Česká zemědělská univerzita v Praze

Provozně ekonomická fakulta

Katedra ekonomiky

Diplomová práce

Modelování spotřeby alkoholu v České republice

Lenka Rajtmajerová

ČESKÁ ZEMĚDĚLSKÁ UNIVERZITA V PRAZE

Katedra ekonomiky

Provozně ekonomická fakulta

ZADÁNÍ DIPLOMOVÉ PRÁCE

Rajtmajerová Lenka

Podnikání a administrativa

Název práce

Modelování spotřeby alkoholu v České republice

Anglický název

Modeling of alcohol consumption in the Czech Republic

Cíle práce

Hlavní cíl diplomové práce je charakterizovat chování spotřebitele ve vztahu k alkoholu v České republice. Jedním z dílčích cílů je zhotovení teoretického přehledu a literární rešerše. Dále jde o definování několika příjmových skupin spotřebitelů, a určení typových druhů alkoholu, odlišných ve spotřebě i cenách. Praktická část si na základě těchto metod klade za cíl analyzovat tendence ve spotřebě alkoholu různých příjmových skupin. V neposlední řadě půjde i o kvantifikování vztahu spotřeby a faktorů, které ji ovlivňují, či vyčíslení cenových a důchodových pružností. Konečným dílčím cílem je porovnání využitých metod a interpretace výsledků.

Metodika

Teoretická část diplomové práce bude zpracována na základě studia odborné literatury. Půjde o získávání hlubších znalostí o chování spotřebitele, faktorech promítajících se do poptávky, definování její funkce, a navržení vhodných postupů, které budou v této diplomové práci aplikovány. Hlavní metodický postup v praktické části bude ekonometrická analýza panelových dat. Dále budou použity grafické metody. Panelová data budou čerpána z Českého statistického úřadu. U jednotlivých příjmových skupin spotřebitelů se bude tímto způsobem zjišťovat závislost spotřeby jednotlivých druhů alkoholu na cenách a příjmech, spolu se sledováním důchodové a cenové elasticity poptávky.

Harmonogram zpracování

únor - květen 2013: zpracování literární rešerše
květen - srpen 2013: sběr dat pro analýzu
srpen - prosinec 2013: kvantitativní analýza
prosinec - březen 2014: konečné úpravy, odevzdání práce

Rozsah textové části

60-80 stran

Klíčová slova

optimum spotřebitele, alkohol, Marshallova poptávka, Hicksova poptávka, téměř dokonalý výdajový systém (AIDS), důchodová a cenová elasticita, ČR, Statistika rodinných účtů

Doporučené zdroje informací

HUŠEK, R. Ekonometrická analýza. Praha: Ekopress, (1999), ISBN 80-86119-19-X

TVRDOŇ, J. Ekonometrie. Praha: ČZU, (2000), ISBN 978-80-213-0819-0

KOUDELKA, J. Spotřební chování a segmentace trhu. Praha: Vysoká Škola ekonomie a managementu, (2006), ISBN 80-86730-01-8

GUJARATI, D. Essentials of Econometrics. Singapure: The McGraw-Hill companies, Inc., 2nd edition, (1999), ISBN 0-07-303265-4

JUREČKA V. a kol., Mikroekonomie. Grada, (2010), ISBN 978-80-247-3259-6

MULLEN, B.; JOHNSON, C. The Psychology of Consumer Behavior. Lawrence Erlbaum Associates, USA, (1990), ISBN 0-89859-857-5

MACÁKOVÁ, L. Mikroekonomie. Praha: Melandrium, (2007), ISBN 978-80-86175-56-0

ZVĚŘINA, J. a spol. Bezprostřední vliv nízkých dávek alkoholu na lidské chování. Praha, ISBN 978-80-905096-1-0

HAL R. VARIAN, Microeconomic analysis.US: W W NORTON & CO,(1992),ISBN 978-03-939573-5-8

Janda K., Mikolášek J., Netuka M. (2009): Complete almost ideal demand system ap-proach to the Czech alcohol demand. Agricultural Economics – Czech, 56: 421-434

Vedoucí práce

Křístková Zuzana, Ing., Ph.D.

Termín odevzdání

březen 2014

ČESKÁ ZEMĚDĚLSKÁ UNIVERZITA V PRAZE
Provozně ekonomická fakulta

prof. Ing. Miroslav Svatoš, CSc.
Vedoucí katedry

prof. Ing. Jan Hron, DrSc., dr. h. c.
Děkan fakulty

V Praze dne 16.9.2013

Čestné prohlášení

Prohlašuji, že svou diplomovou práci "Modelování spotřeby alkoholu v České republice" jsem vypracovala samostatně pod vedením vedoucí diplomové práce a s použitím odborné literatury a dalších informačních zdrojů, které jsou citovány v práci a uvedeny v seznamu literatury na konci práce. Jako autorka uvedené diplomové práce dále prohlašuji, že jsem v souvislosti s jejím vytvořením neporušila autorská práva třetích osob.

V Praze dne 31.3.2014 ____________________________

Poděkování

Ráda bych touto cestou poděkovala Ing. Zuzaně Křístkové Ph.D. za odborné rady a věcné připomínky. Zároveň jí děkuji za čas, který mi při konzultaci diplomové práce věnovala.

Modelování spotřeby alkoholu v České republice

Modeling of alcohol consumption in the Czech Republic

Souhrn

Cílem diplomové práce je charakterizovat chování spotřebitele ve vztahu k alkoholu v České republice. V literární rešerši, která tvoří kostru celé práce, jsou vysvětleny pojmy chování spotřebitele, Marshallova poptávka, Hicksova poptávka, Téměř dokonalý poptávkový systém (AIDS) a elasticita poptávky. Témata jsou zpracována v těsné souvislosti, tak aby tvořila ucelený přehled dané problematiky. Analytická část z těchto poznatků čerpá. Aplikace vybraných přístupů k modelování poptávky na data (mocninná funkční forma Marshallovy poptávky, AIDS) v empirické části umožňuje charakterizovat spotřebu alkoholu v ČR v letech 2000 - 2011. Druhy alkoholických nápojů, které byly pro analýzu vybrány, jsou pivo, víno, destiláty. U zaměstnanců a důchodců je sledován vývoj spotřeby těchto druhů alkoholu, včetně elasticit. Z výsledků vyplývá, že jde o komodity heterogenní, nejsou si vzájemně ideálními substituty. Pivo svými nízkými cenovými a důchodovými elasticitami v případě obou skupin obyvatel potvrzuje, že je v České republice tradičním nápojem. Víno si v posledních letech získává na oblibě. Jeho poptávky jsou pro zaměstnance cenově i příjmově neelastické, pro důchodce elastické. Stejně jako u vína, lze pro obě skupiny obyvatel, interpretovat pružnosti poptávek destilátů. Oproti vínu má ale vývoj spotřeby destilátů záporný charakter.

Summary

The aim of the thesis is to characterize consumer behavior in relation of alcohol in the Czech Republic. The first part, which forms the basis of the whole work, explains concepts in consumer behavior, the Marshallian demand function, the Hicksian demand function, an almost ideal demand system (AIDS) and the elasticity of demand. The topics are treated in the immediate context, so as to form a comprehensive overview of the topic. The analytical part draws of this knowledge. Application of selected approaches to modeling the demand for data (the power Marshallian demand, AIDS) in the empirical section allows to characterize alcohol consumption in the Czech Republic in 2000 - 2011.

Types of alcoholic beverages, which were selected for analysis are the following: beer, wine, and spirits. Employees and the retired are observed for the development of consumption of these types of alcohol, including elasticities. The results show that they are heterogeneous commodities, types of alcohol are not mutual ideal substitutes. The beer with its low price and income elasticities in both groups confirms that it is a traditional drink in the Czech Republic. In recent years wine has gained in popularity. The demands for the employee are not price and income elastic, but are elastic for the retired. As with wine, the elasticity of demands of spirits can be interpreted for both groups. Compared to the wine the trend of consumption of spirits has a negative character.

Klíčová slova: optimum spotřebitele, alkohol, Marshallova poptávka, Hicksova poptávka, Téměř dokonalý výdajový systém (AIDS), důchodová a cenová elasticita, ČR, Statistika rodinných účtů

Keywords: consumer´s optimum, alkohol, Marshallian demand function, Hicksian demand function, An Almost ideal demand systém, price and income elasticity, CZ, Household budget surveys

Obsah

1 Úvod 10

2 Cíl a metodika diplomové práce 12

2.1 Cíl diplomové práce 12

2.2 Metodika..13

3 Literární rešerše 17

3.1 Charakteristika alkoholu 17

3.1.1 Vývoj spotřeby alkoholu v ČR 19

3.2 Úvod do problematiky chování spotřebitele na trhu 21

3.2.1 Užitek 21

3.2.2 Kardionalistická teorie 22

3.2.3 Ordinalistická teorie 23

3.3 Poptávkové funkce...30

3.3.1 Marshallova poptávka 30

3.3.2 Nepřímá užitková funkce 30

3.3.3 Hicksova poptávka... 32

3.3.4 Výdajová funkce 32

3.4 Metodické přístupy k modelování spotřeby alkoholu........................34

3.4.1 AIDS – téměř dokonalý výdajový systém.................................... 34

3.4.2 Marshallův poptávkový systém 39

3.4.3 Přístupy jiných autorů k vyjádření spotřeby................................ 43

4 Empirická analýza 46

4.1 Deskriptivní statistika 46

4.2 Modelování Marshallových poptávek...54

4.2.1 Modelování poptávky zaměstnanců... 54

4.2.2 Modelování poptávky důchodců.. 57

4.2.3 Vyhodnocení modelů 60

4.3 Modelování Téměř dokonalých výdajových systémů 63

4.3.1 Poptávkový systém zaměstnanců:.. 63

4.3.2 Poptávkový systém důchodců.. 65

4.3.3 Vyhodnocení modelů 67

4.4 Srovnání přístupů k modelování poptávky..70

5 Závěr 73

6 Seznam použitých zdrojů..76

7 Přílohy 79
7.1 Data pro aplikační část (čtvrtletní) 79
7.2 Přílohy k modelům Marshallovské poptávky 83
7.3 Přílohy k modelům AIDS 92
7.4 Seznam tabulek 100
7.5 Seznam grafů 100
7.6 Seznam obrázků 100

1 Úvod

Člověk měl už od nepaměti potřebu poznávat okolí, s nímž přicházel do styku, zvláště pak sebe. Kořeny takového chování nelze z historie dohledat. Důvodem nebylo nic jiného než přirozený pud člověka, který měl v počátcích naší existence potřebu pochopit svět, aby přežil. Od té doby uplynulo spoustu času a vývoje, během nichž se člověk dále intelektuálně rozvíjel. Využil své předpoklady, jakožto nejsilnějšího a nejchytřejšího tvora na planetě Zemi, a začal postupně soustřeďovat své zájmy jinam. V poznávání neustále komplikovanějšího systému hledal i další výhody, než ty, co bezprostředně souvisely s přežitím.

Člověk zjistil, že přes nepatrné rozdíly všichni přemýšlíme a jednáme dle určitých vzorců, a to jak vrozených, naučených, tak přejatých od okolí. V takovém případě dokážeme většinu reakcí lidí odhadnout. Odezvou na předešlá zjištění jsou vědní obory a disciplíny se zaměřením na člověka. Jde například o psychologii, marketing, management a další. A právě tyto přístupy nám dodnes napomáhají pracovat efektivněji a zvyšovat kvalitu lidského života.

Nejvýznamnější institucí, která se na tom podílí, je samotný stát. Ten zasahuje do všech procesů v republice, a svými opatřeními se snaží vytvořit prosperující prostředí. I alkohol, jehož spotřebou se diplomová práce zabývá, není výjimkou. Z důvodu, že jde o produkt, který ačkoliv je součástí české tradice, je svou podstatou droga, jeho spotřeba musí být omezovaná. Vysoká konzumace je spojována s negativními dopady jak na samotného uživatele, tak i na okolí.

Nejznámější omezení, které se vztahuje k alkoholu, určuje minimální hranici věku jeho konzumenta. V České republice je za tuto dolní hranici považováno dovršení plnoletosti, tedy 18- ti let. Dalším nástrojem pro regulaci je uvalení spotřební daně. Ta se projevuje jako znatelné navýšení ceny alkoholu. Na jedné straně snižuje atraktivitu pro spotřebitele, na druhé sleduje fiskální dopad pro státní rozpočet.

O důležitosti dozoru státu nad trhem s alkoholem se společnost přesvědčila v roce 2012. Státní orgány čelily problému, kdy se do volného oběhu dostaly destiláty s nezákonně vysokým podílem metylalkoholu. Po jeho konzumaci docházelo k úmrtím, v lehčích případech ke ztrátě zraku. Proto, aby nedošlo k dalším ztrátám na životech nebo k újmám na zdraví, stát vyhlásil tzv. prohibici, která zakazovala prodej destilátů s obsahem alkoholu nad 20%. Státní instituce se tímto opatřením snažily omezit další šíření nebezpečných nápojů.

Obyvatelé měli navíc možnost nechat si zdarma prověřit lihoviny, s nimiž metylalkoholová kauza souvisela. Nejrizikovějšími byly cenově dostupnější neznačkové lihoviny, či neokolkované produkty.

Přes veškerá rizika, která plynou z konzumace alkoholu, existují i jeho příznivé vlivy na zdraví člověka. Na toto téma vyšlo v minulosti již mnoho odborných prací. Několik zajímavých poznatků, k nimž autoři z lékařského prostředí dospěli, je shrnuto v kapitole s charakteristikou alkoholu.

Smyslem této práce ovšem není hodnocení dopadu alkoholu na lidské zdraví. Pozornost budeme věnovat charakteristice spotřeby alkoholu v České republice. Půjde o měření reakcí jednotlivých skupin obyvatel na změny v cenách alkoholu a příjmech, které se do spotřeby výrazně promítají.

Na rozdíl od ostatních prací, které doposud na stejné téma vyšly, půjde o práci, která na problematiku poskytne ucelenější náhled. Důvodem je, že k vyjádření charakteru spotřeby bude využito více přístupů.

2 Cíl a metodika diplomové práce

Tato diplomová práce je zpracována na základě vytyčených cílů. Cílů je dosaženo za použití metodiky, které se věnuje následující kapitola.

2.1 Cíl diplomové práce

Hlavní cíl diplomové práce je charakterizovat chování spotřebitele ve vztahu k alkoholu v České republice. Naplnění hlavního cíle předchází dosažení cílů dílčích. Těmi jsou:

- cílem literární rešerše je poskytnout čtenáři teoretický přehled o tématech, s nimiž aplikační část pracuje. Jde především o znalost teorie chování spotřebitele, základních konstrukcí poptávkových funkcí a znalost kvantitativních metod, s jejichž pomocí lze poznat chování spotřebitele. V souvislosti s tím bude čtenář seznámen s Marshallovou poptávkou a Téměř dokonalým poptávkovým systémem.

- vypracování deskriptivní statistiky, jejímž přínosem je nejen poznání popisné statistiky, ale i možnost sledovat graficky vyjádřený vývoj spotřeby alkoholu, příjmu, průměrných cen alkoholů a dalších proměnných

- analyzování vztahu spotřeby alkoholu s faktory, které je ovlivňují, a to u předem vybraných skupin spotřebitelů. Pro tyto potřeby bude vymezeno několik druhů alkoholu a nejméně dvě skupiny domácností

- vyčíslení cenových a příjmových pružností, tzn. kvantifikování změn ve spotřebě alkoholu při pohyblivosti příjmů či kolísavosti jeho cen

- interpretace výsledků a porovnání využitých přístupů k modelování poptávky

2.2 Metodika

Literární rešerše je zpracována na základě studia odborné literatury. Jde o teoretické publikace se zaměřením na mikroekonomii a publikace soustředící se na metodické přístupy, s nimiž jde diplomová práce řešit. Pro lepší pochopení tématu a získání širšího povědomí o charakteristice samotného alkoholu, bylo také nezbytné nastudování prací, které se tomuto tématu věnují.

Pro práci byly stanoveny následující hypotézy. V závěru práce dojde na základě výsledků buďto k jejich přijetí nebo vyvrácení:

1. hypotéza: Pivo je zaměstnanci a důchodci považováno za statek nezbytný
2. hypotéza: Cenová pružnost poptávky vína u zaměstnanců vypovídá o existenci substitutů pro tento druh alkoholu.
3. hypotéza: Poptávka destilátů vykazuje u důchodců vyšší cenovou elasticitu nežli stejný statek v případě zaměstnanců.

Data ke zpracování poskytl Český statistický úřad. Jde o čtvrtletní údaje čerpané ze Statistiky rodinných účtů z let 2000 – 2011. Práce měla původně poskytnout širší pohled na spotřebu alkoholu v českých domácnostech; změny v metodice sběru dat, které statistický úřad za posledních dvacet let prováděl, ale zapříčinily, že v empirické části dojde k charakterizování spotřeby pouze u domácností zaměstnanců a důchodců.

V případě alkoholu jsou k dispozici údaje o pivu, vínu a destilátech. Dle uvedení Českého statistického úřadu jsou jejich ceny průměrem mezi všemi statky stejného druhu alkoholu, které byly v danou chvíli na trhu.

Český statistický úřad v metodikách publikací uvádí, že údaje o spotřebách jsou čistými spotřebními vydáními. Jde tedy o data, která jsou očištěná o hodnoty nákupů pro jiné než spotřební účely. Tento fakt podpoří vytvoření skutečného obrazu o spotřebním chování obyvatel v České republice, co se týče alkoholu.

Jako výchozí přístup k modelování poptávky byla vybrána mocninná funkční forma Marshallovy poptávky a Téměř dokonalý poptávkový systém.

Pro lepší srovnání výsledků jsou proměnné v modelech pevně stanoveny.

U rovnic Marshallovy poptávky je závislou proměnnou spotřeba daného alkoholu v litrech, nezávisle proměnnými – příjem, cena zkoumaného statku, ceny ostatních druhů alkoholu.

Rovnice Téměř dokonalého poptávkového systému mají za endogenní proměnnou podíl spotřeby daného statku na příjmech. Exogenními jsou ceny všech statků a reálný výdaj.

Výpočet parametrů a testování je prováděno v programu Gretl, jako nástroj pro odhad sloužila Běžná metoda nejmenších čtverců.

Pro lepší orientaci v celé práci včetně příloh, jsou u obou přístupů použity speciální zkratky.

U Marshallových poptávek byly pro rovnicový zápis využity tyto zkratky:

q_{hi}

- spotřeba konkrétního druhu alkoholu (v litrech) pro konkrétní skupinu spotřebitelů (endogenní proměnná),
- kde dolní index h představuje skupinu obyvatel (1- zaměstnanci, 2- důchodci) a dolní index i je druh alkoholu (1- pivo, 2- víno, 3- destiláty)

ri_h

- reálný čistý příjem h-té skupiny obyvatel (exogenní, vysvětlující proměnná)

rp_i

- průměrná cena i-tého statku (exogenní, vysvětlující proměnná)

$b_1, b_2 \dots b_n$

- parametry modelu

u

- náhodná složka

U Téměř dokonalého poptávkového systému byly pro rovnicový zápis využity tyto zkratky:

w_{hi}

- podíl spotřeby konkrétního druhu alkoholu u konkrétní skupiny lidí na celkových výdajích (endogenní, závislá proměnná)

p_i

- průměrná cena i-tého statku (1- pivo, 2- víno, 3- destiláty)

α, β, γ

- parametry modelu

Zápis odhadovaných rovnic vypadá takto:

Lineární funkční forma Marshallovy poptávky:

$q = b_1\ ri + b_2\ rp_1 + b_3\ rp_2 + b_4\ rp_3 + b_5\ dum1 + b_6\ dum2 + b_7\ dum3 + b_8\ dum4 + u$

Mocninná funkční forma Marshallovy poptávky:

$lnq = b_1\ lnri + b_2\ lnrp_1 + b_3\ lnrp_2 + b_4\ lnrp_3 + b_5\ lndum1 + b_6\ lndum2 + b_7\ lndum3 + b_8\ lndum4 + lnu$

Téměř dokonalý poptávkový systém:

$w = \alpha^* + \gamma\ \log p_1 + \gamma\ \log p_2 + \gamma\ \log p_3 + \beta\ \log \left\{\frac{\boldsymbol{x}}{\boldsymbol{P}^*}\right\} + u$

Přestože je předmětem této práce modelování Marshallovy poptávky mocninnou formou, ne vždy se toto řešení ukázalo jako vhodné. Jako překážka pro její uplatnění se u modelů spotřeby piva a vína zaměstnanců ukázal problém s nestacionaritou[1] dat.

Tento problém byl vyřešen úpravou dat postupnými diferencemi, a následným nahrazením mocninné formy za lineární. Pro odstranění sezónnosti, jsou v modelech použity dummy proměnné.

[1] Pokud je proces stacionární, má střední hodnotu, autokovarianční strukturu a rozptyl v čase neměnný.

Kvalita všech modelů v empirické části je posuzována na základě testů a kroků uvedených níže. Testování statistických hypotéz se bude provádět na zvolené hladině spolehlivosti α=0,05.

Pro posouzení vypovídající schopnosti modelů slouží koeficient determinace. Ten ukazuje, jakou část variability endogenní proměnné objasňuje regresní model. V případě kdy je jeho hodnota 0,95, jde o případ, kdy 95% změn závisle proměnné (levá strana rovnice) vysvětlují nezávisle proměnné (pravá strana rovnice)

Dalším neméně důležitým prostředkem pro ověření modelu je, Durbin-Watsonova statistika, zabývající se autokorelací reziduí. Ideálně by měla mít náhodná složka charakter nekorelovaných náhodných veličin, o čemž svědčí hodnota 2 Durbin-Watsonovi statistiky. V případě odchylek od této hodnoty se provádí ověření v podobě samostatně provedené statistiky. Na jejím základě se buďto zamítne nebo potvrdí hypotéza, že model je prostý autokorelace.

Test, který se též zabývá rezidui, a to jejich střední hodnotou a rozptylem, je test normality reziduí. Jeho úkolem je zjistit, zda náhodné veličiny odpovídají Gaussovu normálnímu rozdělení pravděpodobností. V případě normálního rozdělení, kdy má křivka se zvonovitým tvarem extrém ve střední hodnotě, budou při opakování náhodného pokusu vycházet nejčastěji hodnoty právě okolo extrému.

Podstatou testu heteroskedasticity je ověření, zda rezidua vykazují konstantní rozptyl. V takovém případě vykazují homoskedasticitu, jednoduše řečeno stejnorozptylovost. Test se obvykle provádí Breusch Pagan nebo Whitovým testem.

Sestavení korelační matice ukazuje, jaké vztahy mezi sebou proměnné v modelu mají. Nežádoucí je existence vztahu závislosti mezi pozorovanými vysvětlujícími proměnnými, tedy proměnnými nezávislými. V této práci jsou za nežádoucí považovány hodnoty, které jsou v absolutní hodnotě rovny 0,8 a více.

3 Literární rešerše

3.1 Charakteristika alkoholu

Alkohol má na naší planetě dlouhou historii, v souvislosti s jednotlivými státy mluvíme o tradici a součást národní kultury. Jako k Irsku neodmyslitelně patří whisky, k Francii kvalitní víno, Česká republika je celosvětově vyhlášena pivem. První příčky zaujímá jak kvalitou piva, tak i výší spotřeby na jednoho obyvatele/rok. Tento „národní“ nápoj, včetně ostatních druhů alkoholů, je u nás dostupný pro osoby starší osmnácti let, neboli po dosažení plnoletosti.

Jak již bylo uvedeno v úvodu, právě toto opatření je jedním z prostředků, kterými česká legislativa chrání spotřebitele. Kromě povah alkoholu, díky nimž je společností konzumován, a jsou jimi především chuť, možnost chvilkového uvolnění, jsou známy i ty, které se projevují negativně. Jde o ohrožení fyzického a psychického zdraví konzumenta, či jeho blízkého okolí. A právě jejich omezení je jedním z hlavních cílů státu při regulaci spotřeby.

Ani Evropská unie otázku spotřeby alkoholu neopomíjí. Vysoká spotřeba totiž není problém pouze u nás, ale potýká se s ním většina vyspělých zemí na světě. Další problém představuje vysoké procento mladistvých lidí, kteří nezákonně alkohol užívají.

Celosvětová debata na dané téma vyvolala změny v nadnárodních i státních legislativách. Zároveň se odrazila v rostoucím množství publikovaných studií, které hodnotí důsledky konzumace této převážně legální drogy.

Mezi nejvýznamnější mezinárodně závazné úmluvy ovlivňující politiku regulování spotřeby alkoholu patří Obecná úmluva o clech a obchodu (GATT), týkající se zboží a Obecná úmluva o obchodu a službách (GATS) (ANDERSON P., 2006 str. 9)

Nyní si zmíníme několik závěrů, k nimž odborníci při výzkumu vlivu alkoholu na člověka dospěli:

(ZVĚŘINA J., 2011 str. 23) výzkum vlivu alkoholu na chování člověka:

Je nade všechnu pochybnost, že alkohol je skutečně velmi účinná psychoaktivní látka, která má schopnost více mechanismy ovlivňovat myšlení, chování a jednání lidí v mnoha ohledech, a to někdy již v nízkých hladinách. Je také zřejmé, že jen v málo ohledech je možné čekat ovlivnění pozitivním směrem, tedy zlepšení výkonnosti.

Rizika požívání alkoholu u žen, a zejména potom v období těhotenství popisuje studie dalšího známého odborníka:

Pití alkoholu během těhotenství, zejména během prvních tří měsíců včetně doby, když žena o svém těhotenství ještě neví, s sebou nese velká rizika pro plod. U dětí těchto matek se může objevit fetální alkoholový syndrom, projevující se vrozenými vadami v oblasti *hlavy a obličeje, nižší porodní váhou a poškozením mozku. Tyto děti pak častěji trpí poruchami chování a mívají nižší intelekt.* (NEŠPOR str. 15)

„Výzkum tolerance[2] alkoholu“ (ŠAMÁNEK, 2012 str. 73) v němž autoři nezapomněli ani na vliv genetických vlastností, uvádí:

Vědci se domnívají, že ze studií vyplývá, že u 50-60 % mužů a žen přispívají geny ke vzniku závislosti na alkoholu. Souhra mezi genetickými vlohami a vlivem životního prostředí jsou rozhodující pro vývoj tolerance k alkoholu i pití a závislosti na něm.

Abychom nejmenovali pouze negativní účinky alkoholu, zmíníme si odborné práce, které dokazují, že jeho konzumace za určitých podmínek dokonce zdraví prospívá. V článku (MF DNES, 2004) se o červeném kvalitním víně píše:

Víno obsahuje zejména polyfenoly, což jsou látky, které mají protirakovinný účinek a snižují i kornatění tepen. Jako účinné antioxidanty zpomalují stárnutí buněk.

[2] Tolerance k alkoholu znamená nárůst snášenlivosti neboli přivykání k alkoholu při jeho opětovném užívání.

Bílé víno je známé pro obsah vápníku, pivo pro obsah vitaminu B a jeho příznivým účinkům na trávení. Je ale zapotřebí zdůraznit, že jsou zaznamenány pouze v případech nízké konzumaci, za níž se považuje 2 dcl vína denně, piva 0,5 litru.

Při hledání alkoholu, který je pro naše zdraví nejlepší došli lékaři k závěru:

Nejlepší je pít víno, jemuž bychom měli dávat přednost před pitím jiných druhů alkoholu. Mezi bílým a červeným vínem není žádný rozdíl a nemá žádný smysl věřit „francouzskému paradoxu", a upřednostňovat červené víno před bílým. Rozhodujícím kritériem nechť zůstane chuťový vjem. (ŠAMÁNEK, 2012 str. 110)

Alkohol snižuje krevní tlak a koncentraci inzulinu v krvi a podle některých údajů zmenšuje při stresu koronární spasmus, zvětšuje průtok koronárním řečištěm a zvyšuje hladinu estrogenu. Nedomníváme se, že by snížení rizika vitálních nebo mentálních funkcí u starších osob bylo ovlivněno životním stylem. Snížení rizika je způsobeno vlivem alkoholu a nikoli změnou životního stylu. (ŠAMÁNEK, 2012 str. 36)

3.1.1 Vývoj spotřeby alkoholu v ČR

Z šetření Českého statistického úřadu v roce 2010 vyplývá, že domácnosti ze svých příjmů průměrně na alkohol vydávají 7,8%, což překračuje více jak dvojnásobek průměrné hodnoty Evropské unie (3,4%). Situaci v České republice nepřispívá ani fakt, že některé alkoholické nápoje jsou cenově dostupnější než nápoje nealkoholické.

Pokud spotřebu alkoholu v ČR vyjádříme v litrech čistého alkoholu na osobu/ rok, získáme tato čísla: k roku 1990 činila spotřeba čistého alkoholu 8,2 litru, v roce 2011 jde dle statistik Českého statistického úřadu o 9,8 litru na osobu/rok. Za povšimnutí stojí porovnání let 1990 a 2009. V celkové spotřebě alkoholu se nijak výrazně roky neliší, spotřeba alkoholu se v obou případech pohybuje kolem 177 litrů osobu/rok. Spotřeba čistého lihu v roce 2009 ovšem dosahuje 10,4 litrů na osobu/rok, oproti roku 1990, kdy činil 9,8 litru. Což v rámci těchto let naznačuje rostoucí oblibu nápojů s vyšším obsahem alkoholu.

Nyní se detailněji zaměříme na spotřebu jednotlivých druhů alkoholu. Odpověď na otázku, v jaké míře se podílí spotřeba každého z alkoholů na celkové spotřebě, přinesl internetový portál MarketingSalesMedia. V článku nazvaném „Spotřeba alkoholu klesá. Stále vede pivo a posiluje víno“ (ZAKÁLOVÁ, 2013) uvádí, že v roce 2012 88% z celkové spotřeby připadá na spotřebu piva a vína, 12 % na spotřebu destilátů.

Nejvyšší spotřebu lze zaznamenat u piva, kde spotřeba na jednoho člověka v roce 2011 činila 142,5 litrů na 1 obyvatele/rok. I přes tak vysoké číslo je za předchozích šest let zaznamenán trend poklesu spotřeby. Nejvyšších hodnot v rámci let 1990 – 2012 spotřeba piva dosáhla v letech 1992 a 2005, kdy vyšplhala nad 163 litrů na osobu/rok.

Spotřeba lihovin si v průběhu dvaceti let (1990 - 2010) udržovala pouze nízkou kolísavost. Co se ovšem týká let dalších, lihoviny začínají ztrácet na popularitě a křivka spotřeby začíná padat dolů. Že tomu tak není jen z chvilkového strachu, který vyvolala prohibice, je jisté, a tyto změny do budoucnosti neblaze pocítí výrobci a obchodníci s alkoholem.

Oproti tomu, si víno dle statistiky získává na oblibě. K roku 2010 je jeho spotřeba 19,4 litrů, což oproti roku 1990 znamená nárůst téměř o pět litrů na obyvatele/ rok.

3.2 *Úvod do problematiky chování spotřebitele na trhu*

Pokud mluvíme o chování spotřebitele, máme na mysli jeho počínání na trhu, kde se střetává s nabídkou zboží a služeb. Tyto statky vybírá dle očekávání uspokojení potřeb, hodnotí je a v konečné fázi je využívá. Již z úvodního poznatku je zřejmé, že půjde o chování individuální. Jiný záměr a kritéria bude mít tedy při nákupu automobilu v jednom autosalonu rodina s dítětem, která nedisponuje mnoha peněžními prostředky, jiné požadavky podnikatel zabývající se předprodejem automobilů, který sleduje co nejvyšší možnou marži.

Tento model nezůstává v praxi neměnný. Jako člověk prochází celý život vývojem a neustálými změnami, je tomu i u chování spotřebitele. Může tedy dojít ke krachu našeho podnikatele a možná i přestěhování rodiny do města, kde nebude dopravního prostředku třeba. Každý má nyní jiné preference a potřeby. Takovéto změny se dějí ve světě neustále a je jen na prodávajících, aby mapovali aktuální potřeby obyvatel a reagovali na ně. Nejde pouze o nahodilé události, které mají na naše rozhodování vliv. Do chování spotřebitele se promítají tři faktory. Jde o procesy individuální, mikroekonomickou a makroekonomickou.

Na individuální úrovni spotřebitele jde o osobní preference spotřebitele, informovanosti o statku, náboženství, zvyk při výběru a dalších. U mikroekonomických vlivů je to především působení nejbližšího okolí, u makroekonomických je to potom sociální prostředí, politická situace, kulturní dění.

3.2.1 Užitek

Ačkoliv jsme zmínili, že chování spotřebitelů je individuální, můžeme u všech shledat stejnou tendenci. Tou je maximalizování užitku. Užitek definujme jako pocit uspokojení potřeby, který plyne ze spotřeby zboží či služby. Ekonomická teorie tomuto chování říká racionální chování.

Naší základní hypotézou je, že racionální spotřebitel si z množiny dostupných aktiv volí vždy nejpreferovanější výběr[3], uvádí ve své publikaci Hal R. Varian.

[3] volný překlad z ang. originálu (VARIAN, 1992 p. 98)

Obdobně vyjádřil myšlenku český odborník, který se specializuje na marketing:

Racionálně jednající spotřebitel maximalizuje užitek. Ve svém rozhodování je však omezen důchodem. (KOUDELKA, 2006 str. 13)

Shrňme tedy chování toto jako poměřování míry uspokojení potřeby, plynoucí ze spotřeby vzhledem k peněžním výdajům, vynaložených na tento statek.

Celkový užitek (TU) vyjadřuje celkovou úroveň užitku, získanou uspokojením jistých potřeb. Jeho výše je závislá na množství spotřebovávaných statků a na hladinách užitků, které plynou ze spotřeby jednotlivých statků.

Mezní užitek (MU) odpovídá na otázku, o kolik se zvýší celkový užitek, jestliže se množství spotřebovávané komodity J zvýší o jednotku viz. (1). Důležitou vlastností MU, je jeho klesající tendence s množstvím spotřebovávaného statku. Tento vztah je lépe vysvětlen v kapitole 3.2.2.

$$MU = \frac{\partial TU}{\partial J} \tag{1}$$

jde tedy o parciální derivaci celkového užitku TU podle J.

Dle přístupu k měřitelnosti užitku rozlišujeme kardinalistickou a ordinalistickou teorii.

3.2.2 Kardionalistická teorie

U ní předpokládáme přímou měřitelnost užitku. Spotřebitel je schopný určit jakou cenu je za dané zboží či službu ochotný zaplatit. Pokud je tedy užitek ze statku vyšší než jeho cena, spotřebitel statek nakoupí a opačně. S každou další zakoupenou jednotkou je dodatečný užitek nižší než u předchozích. Tomuto pravidlu říkáme zákon klesajícího mezního užitku. Pro lepší představu uvedeme příklad paní Novákové, která jde do samoobsluhy pro suroviny na pečení svatebního cukroví.

„První víno (Rulandské šedé), které nakupuje, pro ni znamená vysoký užitek, může tak napéct první dvě várky vínového cukroví a je za lahev ochotna zaplatit 150,- Kč.

Uvažuje ještě o dalším víně. Očekává velké množství hostů, a proto by chtěla tohoto oblíbeného cukroví upéct více.

U druhé lahve je ovšem její potřeba nákupu nižší. Tento druh cukroví již bude na svatebním stole zastoupen, a proto je za další lahev ochotna utratit pouze 100,- Kč.

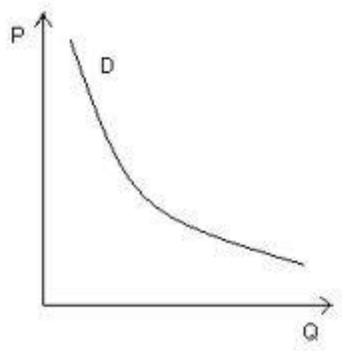
Okamžik, do něhož pokračuje s nákupem, souvisí s vyrovnáním mezního užitku a ceny statku.(2) V tu chvíli nakoupí poslední jednotku, a protože s nákupem další by byl nižší užitek než jeho cena, dále nepokračuje"

$$MU = P \tag{2}$$

kde MU je mezní užitek a P cena statku

Spotřebitelské optimum lze získat na základě předpokladu neměnnosti celkových výdajů, vyrovnáním poměrů užitku a cen, u všech nakupovaných statků zároveň. Poptávka (D) po konkrétním produktu se poté odvozuje jako optimální množství nakupovaného statku při různých cenách. *Platí pro ně, že cena odpovídá meznímu užitku poslední nakupované jednotky statku. Křivka poptávky je proto totožná s křivkou mezního užitku (měřeného v peněžních jednotkách).* (MACÁKOVÁ L., 2010 str. 53)

Obrázek 1 - Křivka poptávky



Zdroj: vlastní zpracování

3.2.3 Ordinalistická teorie

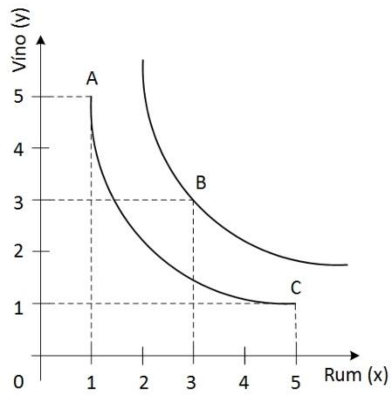
Ordinalistická teorie oproti předešlé nepokládá užitek za přímo měřitelný. Stejně tak jako současná ekonomická teorie i diplomová práce bude vycházet z této teorie. Na rozdíl od kardionalistické teorie očekává, že spotřebitel nedokáže užitek statků a služeb vyjádřit přímo, zato ho dokáže porovnat u různých kombinací statků.

„V případě naší paní Novákové, by šlo o porovnání užitku různých kombinací lahví vína a rumu, z něhož může připravit rumové kuličky."

3.2.3.1 Optimum spotřebitele

„V rámci výše zmíněné ordinalistické teorie dokáže paní Nováková tvořit kombinace obou statků, jež ji přináší stejný užitek; říkáme, že tvoří indiferenční soubor." *Jde tedy o kombinace, při kterých nemá spotřebitel důvod nahrazovat jeden statek druhým. Indiferenční soubor můžeme graficky znázornit pomocí indiferenční křivky* (MACÁKOVÁ L., 2010 str. 55)

Obrázek 2 - Indiferenční křivky spotřebitele



Zdroj: vlastní zpracování

Na sklonu indiferenční křivky můžeme vidět ochotu spotřebitele směňovat jedno zboží za druhé. Kvantitativně ji vyjadřujeme mezní mírou substituce.(3) Výsledek nám sděluje, kolik jednotek vína (statku Y) je spotřebitel ochoten obětovat pro získání dodatečné jednotky rumu (statek X), tak aby pro něj měla kombinace stejný užitek, a naopak. Z tohoto poznatku lze říci, že měříme užitek zboží jiným druhem zboží, jeho nejlepším vyjádřením je potom peněžní.

Vzoreček pro výpočet mezní míry substituce má následující tvar:

$$MRS_c = \frac{\Delta Y}{\Delta X} = \frac{MU_x}{MU_y} \tag{3}$$

kde MRS_c je mezní míra substituce, ΔY změna množství vína, ΔX změna množství rumu, MU jsou jednotlivé mezní užitky obou statků

3.2.3.2 Rozpočtové omezení

Pokračujme v modelování situace paní Novákové.

„Její užitek ze spotřeby jednotlivých druhů zboží bylo nastíněno výše, avšak do úvahy je zapotřebí zahrnout peněžní prostředky, které má k dispozici, a jež fungují jako limitující faktor při nekonečném navyšování užitku spotřebitele. Proto každý spotřebitel vedle poměřování užitku ze statků při nakupování bere v úvahu právě i svůj rozpočet.“

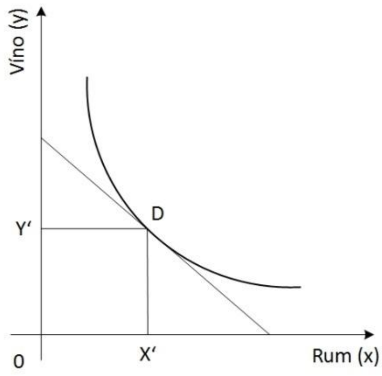
„*Rozpočtové omezení ukazuje všechny kombinace dvou zboží, které mohou být získány za částku rovnu důchodu spotřebitele při daných cenách. I rozpočtové omezení spotřebitele můžeme znázornit graficky, a pak hovoříme o rozpočtové (důchodové) linii.*" (JUREČKA V., 2010 str. 91)

Omezení popisuje rozpočtová rovnice:

$$I = P_x \times Q_x + P_y \times Q_y \tag{4}$$

kde: I – důchod spotřebitele, P_x cena statku X, Q_x – množství statku X, a dále stejné vyjádření ceny a množství Y

Obrázek 3 - Spotřebitelské optimum



Zdroj: vlastní zpracování

Optimum spotřebitele se nachází v místě D, kde indiferenční křivka dosedá na rozpočtovou linii. Taková kombinace statků přináší spotřebiteli nejvyšší užitek. Každá indiferenční křivka napravo od toho bodu spotřebiteli přináší užitek sice vyšší, z finanční stránky je pro něj ale kombinace statků nedosažitelná.

Opačně je tomu u indiferenčních křivek nalevo od optima. Tento spotřební koš je sice dosažitelný, zato neoptimální. Spotřebitel by mohl v rámci svého rozpočtu získat vyšší užitek.

3.2.3.3 Odvození poptávky

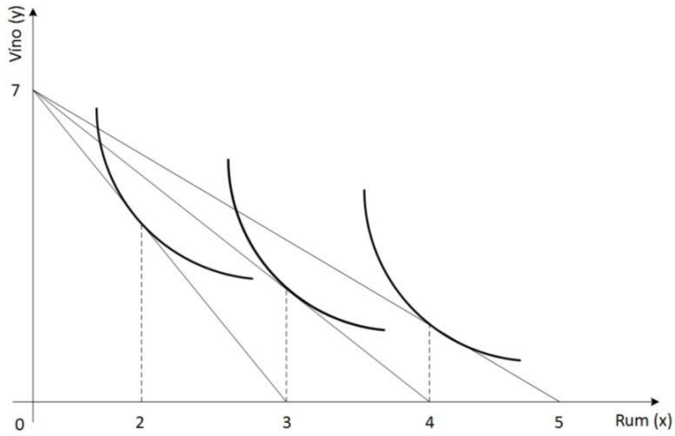
Nyní si nastíníme, jak by se sestrojil graf poptávky.

Poptávka je množství statku, které je spotřebitel ochoten a schopen při určité ceně zakoupit. Dělíme ji na poptávku individuální (jedinec) a agregátní (souhrn poptávek na všech trzích). Při konstrukci poptávky využijeme indiferenční analýzy, která vychází z již zmiňované ordinalistické teorie.

Nyní za pomocí indiferenčních křivek a linií příjmů sestrojíme poptávkovou křivku. Zatímco jsme v předešlém konstruování spotřebitelského optima předpokládali neměnnost cen, nyní bude nepostradatelné tento předpoklad pro konstrukci poptávky opustit.

„Půjde o změnu ceny jednoho ze statků, dejme tomu, že o rum (X). Při neměnném příjmu (560,- Kč) a vyšší ceně produktu, bude spotřebitel schopen zakoupit méně tohoto druhu zboží, než před zdražením. Linie příjmu se automaticky posouvá doleva a zdola se dotýká jiné indiferenční křivky. V opačném případě, na snížení ceny zareaguje linie příjmů posunutím doprava. Lze domyslet, že takovýmto modelováním dostáváme nové body spotřebitelského optima, jak to ukazuje Obrázek 4.

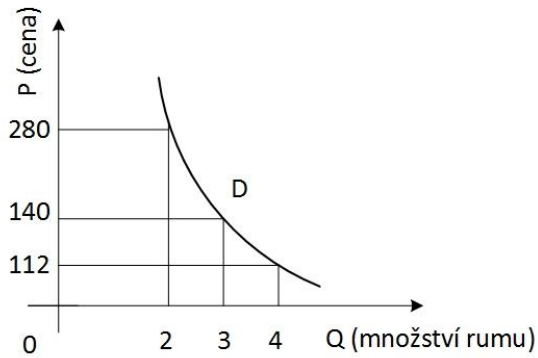
Obrázek 4 - Nová spotřebitelská optima



Zdroj: vlastní zpracování

Vztažením všech takovýchto bodů na osu x získáváme nová optimální množství spotřeby rumu při kolísavých cenách. Nyní již pro sestrojení poptávky stačí sestrojit nový graf a do něho tato spotřebitelská optima zakreslit, tedy na osu y zanést cenu (P), na osu x množství (Q).“

Obrázek 5 - Křivka poptávky



Zdroj: vlastní zpracování

3.2.3.4 Elasticita poptávky

Protože je zjištění elasticit popř. pružností jedním z cílů této práce, vysvětlíme si, co tento pojem znamená.

Elasticita představuje míru reakce poptávky na změny svých determinant. Těmito determinanty máme na mysli zejména cenu a příjem.

Cenová elasticita poptávky měří, do jaké míry reaguje poptávané množství na změnu ceny. Poptávka po statku se považuje za elastickou, pokud poptávané množství reaguje na změnu ceny významně. Poptávka po statku se považuje za neelastickou, pokud poptávané množství reaguje na změnu ceny pouze mírně. (MANKIW, 1999 str. 110)[4]

$$cenová\ pružnost\ poptávky\ (e_i) = \frac{změna\ poptáv.množství\ v\ \%}{změna\ ceny\ v\ \%} \qquad (5)$$

Na cenovou elasticitu navazuje elasticita křížová. Na rozdíl od cenové, křížová pružnost vyjadřuje procentuální změnu poptávaného množství v závislosti na změně ceny jiného statku.

Důchodová elasticita lze sestrojit i interpretovat obdobně, jako cenová. Vzoreček má tedy podobu:

$$důchodová\ elasticita\ poptávky\ (E_i) = \frac{změna\ popt.množství\ v\ \%}{změna\ příjmu\ v\ \%} \qquad (6)$$

Elasticita vyjadřuje míru změny v poptávaném množství spotřebitele po daném statku, kterou vyvolala změna jeho příjmu.

[4] za významnou reakci poptávaného množství vlivem změny jednoho z determinantů je považováno, pokud $e_i > 1$, za mírnou pokud $e_i < 1$. V případě, že $e_i = 1$, jde o poptávku jednotkově elastickou.

Co například ovlivňuje elasticitu?

- nezbytné, luxusní statky – v případě obou elasticit se nezbytné statky projevují nízkou elasticitou, luxusní statky, jejichž výši spotřeby může spotřebitel lehce upravit, vyznačuje vysoká cenová i důchodová elasticita.

- existence substitutů – substituty jsou dva statky, mezi kterými lze volně zaměňovat spotřebu jednoho za spotřebu druhého. V případě, že některý statek má své substituty, jeho cenová elasticita je vyšší. Důvodem je, že spotřebitel při navýšení jeho ceny, lehce přejde na spotřebu levnějšího substitutu.

3.3 Poptávkové funkce

3.3.1 Marshallova poptávka

Poptávka může vycházet ze dvou úvah. Buďto spotřebitel sleduje maximalizaci svého užitku, nebo minimalizaci výdajů. Jedním z uvedených přístupů byl výchozí pro Alfreda Marshalla, své doby nejvýznamnějšího britského ekonoma.

Marshallova poptávka vychází z předpokladu, že se spotřebitel při nákupu soustředí především na svůj užitek, který chce maximalizovat. V úvahu bere jak cenu statku, tak disponibilní příjem. Pokud bychom chtěli tento problém znázornit graficky, hledali bychom nejvyšší indiferenční křivku, která je tečnou křivky rozpočtového omezení.

Funkce Marshallovy poptávky po i-té komoditě:(7)

$$q_i = f_M\left(X, p_{i,}p_j\right) \tag{7}$$

přičemž q_1 je spotřebitelská poptávka po i-tém statku, který je součástí spotřebitelského koše. Do její funkce se promítá vliv příjmu X a ceny všech statků ve spotřebním koši p_i,p_j.

Vlastnosti této funkce jsou:

- reálná, konečná a nezáporná funkce
- nerostoucí v ceně i-tého statku p_i a neklesající v příjmu X
- spojitá v příjmu X a cenách p_i
- ostatní vlastnosti (viz. „Základní restrikce poptávkového systém“)

3.3.2 Nepřímá užitková funkce

Další funkce, kterou se budeme v rámci maximalizování užitku zabývat, je nepřímá funkce užitku.

Užitkovou funkci je v praxi obtížné využít. Ta totiž vyjadřuje vztah mezi množstvím statků, které osoba spotřebovává a celkovým užitkem, přičemž množství komodit, které spotřebitel nakupuje, nelze spolehlivě zjistit. Což v konečném důsledku může zapříčinit zkreslení výsledků. Jako praktičtější řešení se tedy jeví tuto proměnou nahradit cenami spotřebovávaných statků.

Název funkce vyplývá ze způsobu jejího odvození. Nejdříve vypočteme Marshallovy funkce poptávky (pomocí maximalizace užitku spotřebitele) a tyto funkce dosadíme zpět do funkce užitku. (SOUKUP, 2003 str. 17)

Jak lze předcházející myšlenku interpretovat v praxi uvádí jeden z amerických autorů:

Funkce, která nám dává nejvyšší možný užitek, stanovený cenou a příjmem nazýváme nepřímou užitkovou funkcí.[5]

Pokud zjišťujeme nepřímou užitkovou funkci (8) *pro dva statky (i,j), potom zapisujeme:*

$$u = \mathrm{f}_N(X, p_i, p_j) \tag{8}$$

Vlastnosti funkce jsou:

- jde o reálnou, konečnou a nezápornou funkci
- je rostoucí a spojitá v příjmech X pro jakýkoliv cenový vektor p > 0 a nerostoucí a spojitá v cenách pro jakoukoliv fixní hodnotu příjmů X
- homogenní řádu nula v cenách i příjmech
- kvazikonvexní funkce v cenách pro kteroukoliv úroveň příjmu X

3.3.2.1 Royova identita

Vztah kdy můžeme z nepřímé užitkové funkce vyvodit Marshallovy poptávkové funkce, nazýváme Royovo identitou.

$$q_i = (X, p_i, p_j) = \frac{-\dfrac{\partial(X, p_i, p_j)}{p_i}}{\dfrac{\partial(X, p_i, p_j)}{X}} \tag{9}$$

[5] volný překlad z ang. originálu (VARIAN, 1992 p. 99)

jde o podíl parciálních derivací, vynásobený -1. V čitateli derivujeme nepřímou užitkovou funkci podle ceny i-tého statku, jehož Marshallovu poptávkovou funkci chceme získat, ve jmenovateli tento výraz derivujeme podle příjmu spotřebitele.

3.3.3 Hicksova poptávka

Hicksova poptávka, která též nese jméno svého autora (John Hicks), naopak ve svých úvahách užitek bere jako pevně určenou proměnnou. Svou pozornost přesouvá k minimalizování výdajů. Takový spotřebitel tedy minimalizuje své výdaje tím způsobem, aby spotřebou statků dosáhl určité úrovně celkového užitku.

Uvedený přístup je výhodnější pokud chceme měřit např. změny ve výši životních nákladů nebo reálného příjmu, ke kterým dojde v důsledku změn cen. (SOUKUP, 2003 str. 22)

Poptávkovou funkci po i-té komoditě můžeme v Hicksově tvaru psát:

$$q_i = \mathrm{f}_H(u, p_i, p_j) \tag{10}$$

Do funkce Hicksovy poptávky se promítají ceny všech položek ve spotřebním koši. Další proměnnou zde ovšem není příjem spotřebitele, ale požadovaný užitek spotřebitele u.

Její vlastnosti jsou:

- reálná, konečná a nezáporná funkce
- nerostoucí v ceně i-té komodity p_i a neklesající v užitku u
- Hicksova poptávka je homogenní řádu nula v cenách
- spojitá v užitku a spojitá v cenách
- soustava Hicksových poptávek je součtovatelná
- křížové derivace poptávek jsou symetrické podle cen
- matice S, s rozměry n × n, která se skládá z prvků $S_{ij} = \frac{\partial q_i(u,p_i,p_j)}{\partial p_j}$

3.3.4 Výdajová funkce

Výdajová funkce, stejně tak jako Hicksova vychází z principu minimalizování výdajů. Tentokrát ovšem nezjišťujeme objem spotřebovávaných statků, při nichž spotřebitel minimalizuje výdaje. Zájem obracíme k minimálním výdajům. Snažíme se stanovit takovou jejich výši, která spotřebiteli při různých cenách nakupovaných statků, zajistí požadovanou úroveň užitku.

Výdajová funkce jde dobře odvodit, když dosadíme Hicksovy poptávky do rovnice rozpočtového omezení.[6]

$$X = f_V(u, p_i, p_j) \tag{11}$$

Vlastnosti výdajové funkce jsou:

- opět reálná, konečná a nezáporná funkce
- spojitá v užitku pro libovolný cenový vektor p > 0 a spojitá v cenách pro jakoukoliv úroveň užitku
- rostoucí v užitku u pro libovolný vektor p > 0, neklesající v p a rostoucí alespoň v jediné z cen pro libovolnou hladinu užitku
- vykazuje lineární homogenitu v cenách p pro libovolnou hladinu užitku
- je konkávní v cenách p pro jakoukoliv úroveň užitku u

3.3.4.1 Shephardovo lemma

Shephardovo lemma umožňuje převádět výdajovou funkci na Hicksovy či Marshallovy poptávkové funkce. Pokud se z ní snažíme odvodit Hicksovu poptávku po i-tém statku, provedeme parciální derivaci výdajové funkce právě podle ceny této komodity.

Odvození Marshallových poptávkových funkcí probíhá podobně, s tím rozdílem, že do výrazu výdajové funkce místo proměnné u, dosadíme příjem X).

[6] Předpokládejme opět spotřebitele, který nakupuje dva statky (i,j)

3.4 Metodické přístupy k modelování spotřeby alkoholu

3.4.1 AIDS – téměř dokonalý výdajový systém

V roce 1980 tento systém navrhli Angus Deaton spolu s Johnem Muellbauerem, jakožto vylepšení Rotterdamského modelu (Henri Theil, Anton Barten) a translogaritmimického modelu (Laurits Christensen a další).

Hlavní výhodou, pro kterou si AIDS model oblíbila velká skupina autorů vědeckých článků, je jeho relativní snadnost v konstrukci i následné interpretaci. AIDS model nabízí aproximaci (odhad) do prvního stupně přesnosti u všech výdajových systémů. Opomenout ovšem nemůžeme ani fakt, že se jedná o flexibilní formu výdajového systému, která je aplikovatelná na různorodé skupiny spotřebitelů.

Agregace spotřebitelů vzniká na základě řazení preferencí, známé také jako PIGLOG. Ten se skládá z dvou výdajových systémů. Z prvního lze odvodit užitkovou funkci a značí se PIGL, druhým je TRANSLOG a je z něho využíván tvar cenové indexní funkce.

Definice PIGLOG vypadá takto:

$$\log c(u,p) = (1-u)\log\{a(p)\} + u\log\{b(p)\} \qquad (12)$$

kde funkce a(p) a b(p) vyjadřují jednotlivé minimální životní náklady respektive náklady na absolutní blahobyt spotřebitele.

Nechť je specifikace funkční formy pro log a(p) a log b(p) psána:

$$\log a(p) = a_0 + \sum_k \alpha_k \log p_k + \frac{1}{2}\sum_k\sum_j \gamma_{kj}^* \log p_k \log p_j \qquad (13)$$

$$\log b(p) = \log a\,(p) + \beta_0 \prod_k p_k^{\beta_k} \qquad (14)$$

pak má AIDS výdajová funkce tvar:

$$\log c(u,p) = \alpha_0 + \sum_k \alpha_k \log p_k + \frac{1}{2}\sum_k \sum_j \gamma_{kj}^* \log p_k \log p_j + u\beta_0 \prod_k p_k^{\beta_k} \qquad (15)$$

Kde α_i, β_i a γ_{kj}^* představují parametry modelu.

Omezení:

$$\sum_i \alpha_i = 1, \sum_j \gamma_{kj}^* = \sum_k \gamma_{kj}^* = \sum_j \beta_j = 0 \qquad (16)$$

Ronald Shepard v roce 1953 při práci s výdajovou funkcí zjistil, že jejím derivováním dle ceny zjistíme poptávané množství. Tento zákon je znám pod názvem Shapherdovo lemma:

$$\frac{\partial c(u,p)}{\partial p_i} = q_i \qquad (17)$$

Jeho využitím a aplikací na AIDS výdajovou funkci, získáme funkci poptávkovou. V prvním kroku jde o násobení obou stran rovnice $\frac{p_i}{c(u,p)}$, tím dostaneme:

$$\frac{\partial \log c\ (u,p)}{\partial \log p_i} = \frac{p_i\ q_i}{c(u,p)} = w_i \qquad (18)$$

w_i zde představuje ten podíl z celkového rozpočtu spotřebitele, který vydává na nákup i-tého statku. Aplikací tohoto poznatku na (15) získáme rozpočtový podíl jako funkci ceny a užitku:

$$w_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij}\ log p_j + \beta_i u \beta_0 \prod_k p_k^{\beta_k} \qquad (19)$$

kde:

$$\gamma_{ij} = \frac{1}{2}\left(\gamma^*_{ij} + \gamma^*_{ji}\right) \tag{20}$$

Pro spotřebitele maximalizujícího svůj užitek, se může celková spotřeba x, která se rovná c (u,p), invertovat tak, abychom dostali nepřímou užitkovou funkci, jako funkci p a x. Pokud toto aplikujeme na (15) a dosadíme výsledky do vztahu (19) dostaneme podíl na rozpočtu jako funkci p a x.

Zde je Aids poptávková funkce ve tvaru rozpočtové účasti[7]*:*

$$w_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij}\, log p_j + \beta_i log \left\{\frac{x}{P}\right\} \tag{21}$$

Interpretaci w_i jsme zmínili již dříve. Nyní si upřesníme význam ostatních proměnných, které jsou zahrnuty v modelu.

Parametr α je roven podílu rozpočtových výdajů připadajících na pořízení i-tého statku, při minimálních celkových výdajích.

Parametr γ představuje změnu podílu i-tého statku na rozpočtu spotřebitele, jejíž příčinou je změna cen statků.

Parametr β značí opět změnu podílu i-tého statku na rozpočtu spotřebitele, v tomto případě ovšem s ohledem na změnu reálných výdajů. V případech, kdy bude tento parametr kladné číslo, půjde o statky luxusní. Naopak záporná hodnota β poukazuje na nezbytný statek. Zlomek x/P je reálným výdajem.

P zde představuje cenový index, který je definovaný:

$$log P = \alpha_0 + \sum_k \alpha_k\, log p_k + \frac{1}{2}\sum_j \sum_k \gamma_{kj}\, log p_k log p_j \tag{22}$$

Omezení:

$$\sum_{i=1}^{n} \alpha_i = 1 \quad \sum_{i=1}^{n} \gamma_{ij} = 0 \quad \sum_{i=1}^{n} \beta_i = 0 \tag{23}$$

[7] volný překlad z ang. originálu (DEATON A., 1980 p. 313)

$$\sum_j \gamma_{ij} = 0 \tag{24}$$

$$\gamma_{ij} = \gamma_{ji} \tag{25}$$

Pokud jsou tyto podmínky dodrženy, představuje (21) systém poptávkových funkcí, které se při součtu rovnají celkovým výdajům ($\sum w_i = 1$). Poptávkové funkce jsou v takovém případě homogenní řádu nula v cenách a celkovém výdaji. Dodržují Slutskeho symetrii.

(Slutskou rovnicí máme na mysli $\frac{\partial q_{Mi}(p,x)}{\partial p_j} = \frac{\partial q_{Hi}(p,u)}{\partial p_j} - \frac{\partial q_{Mi}(p,x)}{\partial x} q_j(p,x)$ kde q_{Hi} (p,u), q_{Mi} (p,x) představují Hicksovu a Marshallovu poptávkovou funkci. Slutského symetrie hovoří o substitučním a důchodovém efektu, při změně cen komodit. „Pokud tedy klesne cena vína, jeho nákup na úkor rumu při neměnném užitku zvýšíme. Zároveň klesá celkový výdaj spojený s nákupem. V důsledku toho může paní Nováková získat v rámci svého důchodu vyšší užitek.“)

Dále platí:

Vzhledem ke konkávnosti výdajové funkce, musí být matice jejích druhých derivacích $\frac{\partial^2 c(p,u)}{\partial p_i \partial p_j} = \frac{\partial h_j(p,u)}{\partial p_j}$ *často označovaná jako "substituční matice", negativní semidefinitní. Při aplikaci na AIDS funkční formu, zavedeme negativní semidefinitu na prvky:*[8]

$$\frac{\partial^2 c\ (p,u)}{\partial p_i \partial p_j} = \gamma_{ij} + \beta_i \beta_j \log \frac{x}{P} - \delta_{ij} w_i + w_i w_j \tag{26}$$

δ_{ij} je Kroneckerova delta, ta se při i = j rovná 1, v ostatních případech 0.

Nesmíme zapomenout ani na vyčíslení důchodové elasticity E_i (27), a křížové cenové elasticity e_i (28):

$$E_i = 1 + \frac{\beta_i}{w_i} \tag{27}$$

[8] volný překlad z ang. original (JANDA K., 2010 str. 424)

$$e_{ij} = \frac{\gamma_{ij} + \beta_i \left(\beta_j log\left(\frac{x}{P}\right) - w_j\right)}{w_i} - \delta_{ij} \tag{28}$$

Model AIDS, který byl v této části odvozen, je plně využitelný na analýzu spotřeby jednotlivce. Proto, abychom ho mohli využít i na agregátní úroveň, je zapotřebí do něho přidat další předpoklady, a celý poptávkový systém pro výpočet zjednodušit, tak jak je uvedeno v následující kapitole.

3.4.1.1 Linearizovaný AIDS model

U výdajové funkce AIDS modelu, kterou jsme si uvedli v předchozím oddíle, je znatelná nelinearita. Pro odhad takovéto rovnice, neplyne žádný problém, ve složitějším modelu s velkým množstvím pozorovnání, by se ale rovnalo složitějším výpočtům a postupům.

Pro linearizování AIDS modelu dosadíme do modelu místo cenového indexu Stoneův cenový index P* = $\sum_{k=1}^{n} w_k \ logp_k$. Na místo (22) bude nyní cenovým indexem:

$$\log P = \alpha_0 + \sum_{k=1}^{n} w_k \, logp_k \tag{29}$$

Samotný lineární téměř dokonalý poptávkový systém (LAIDS) získáme substituováním Stoneova cenového indexu do (21):

$$w_i = \alpha_i^* + \sum_j \gamma_{ij} \, logP_j + \beta_i \log \left\{\frac{x}{P^*}\right\} \tag{30}$$

Zatímco důchodová elasticita zůstává pro agregátní úroveň neměnná (27), cenová elasticita má tvar:

$$e_{ij} = \frac{\gamma_{ij} - \beta_i w_j}{w_i} - \delta_{ij} \tag{31}$$

3.4.2 Marshallův poptávkový systém

3.4.2.1 Základní restrikce poptávkového systému

1) Rovnost příjmů a výdajů u Marshallových poptávek

Při konstruování Marshallových poptávek a dále i systému předpokládáme, že příjem spotřebitele je roven jeho výdaji.

V rovnicovém zápise lze vztah znázornit (32):

$$q_i(X, p_i, p_j) \times p_i + q_i(X, p_i, p_j) \times p_j = X \tag{32}$$

2) Symetrie Marshallových poptávek

Platí, že křížové derivace Marshallových poptávek podle cen jsou symetrické.

Podmínku popisuje následující rovnice (33):

$$\frac{\partial q_i(X, p_i, p_j)}{\partial p_j} + q_j(X, p_i, p_j)\frac{\partial q_i(X, p_i, p_j)}{\partial X} = \frac{\partial q_j(X, p_i, p_j)}{\partial p_i} + q_i(X, p_i, p_j)\frac{\partial q_j(X, p_i, p_j)}{\partial X} \tag{33}$$

3) Homogenita Marshallových poptávek

Pokud mluvíme o homogenitě Marshallových poptávek v cenách a příjmu, máme na mysli, že při současném zdvojnásobení cen statků i důchodu se nezmění optimální nakupované množství. Nedojde tedy k peněžní iluzi, která se projevuje při růstu cen. V takovém případě spotřebitel vnímá pouze nárůst nominálních hodnot svého příjmu a cen na trhu, které ho v rozhodování nijak neovlivňuje.

V příspěvku „Modelování spotřebitelské poptávky po potravinách: Teoreticko-metodolická východiska" (SYROVÁTKA, 2006 str. 348), autor k tomuto axiomu uvedl:

Při vývoji ekonometrického modelu Marshallova poptávkového systému je nutné s ohledem na teorii spotřebitelského chování udržet u všech n *dílčích poptávkových funkcí* *homogenitu stupně nula v cenách a příjmech. Tuto vlastnost lze v rámci daného systému vyjádřit prostřednictvím příslušných koeficientů cenové elasticity poptávky (e_i) a koeficientů příjmové elasticity (E_i) následovně:*

$$E_i + \sum_{j=1}^{n} e_{ij} = 0 \tag{34}$$

4) Negativita substitučního efektu

Substituční efekt je reakcí spotřebitele na změnu ceny statku. Pokud se sníží cena jednoho statku, zvýší se při konstantní hladině užitku i jeho poptávané množství. Poptávka po statku, který lze pokládat za substitut předešlého zboží, a jehož cena se nezměnila, logicky klesne.

Spotřebitelské optimum se při substitučním efektu posouvá pouze v rámci indiferenční křivky, což zajišťuje pravidlo neměnnosti úrovně užitku. Při navýšení nákupu zlevněného statku, musí tedy poptávka po druhém klesnout. Poměr je vyjádřen mezní mírou substituce MRS_c.

Vztah lze aplikovat i na opačný případ, kdy cena jednoho ze statků vzroste. Při neměnnosti ceny substitutu, poptávka po zdraženém zboží klesne a vzroste poptávka po substitutu.

3.4.2.2 Mocninný regresní model

Vedle lineárního a exponencionálního regresního modelu, lze konstruovat mocninný regresní model. Ten je pro tuto práci spolu s Téměř ideálním poptávkovým systémem výchozí, a proto je mu věnována kapitola.

Rovnice mocninné Marshallovy poptávky n-tého příjmového kvartilu po i-té skupině komodit je: [9]

$$q_{in} = a \times ri_n^{b1} \times rp_i^{b2} \tag{35}$$

kde:

q_{in}	-	poptávané množství n-té příjmové skupiny po i-té komoditě
a	-	konstanta[10]
ri_n	-	čistý roční reálný příjem n-té příjmové skupiny
rp_i	-	průměrná reálná cena i-té komodity
b1,b2	-	regresní koeficienty

3.4.2.2.1 Linearizovaný mocninný regresní model

Stejně jako v případě AIDS modelu, i mocninný regresní model je potřeba zlinearizovat. Podoba takto upraveného modelu je:

$$\ln q_{in} = \ln a + b_1 \times \ln ri_n + b_2 \times \ln rp_i \tag{36}$$

Další základní rovnice, s níž lze při analýze pracovat, a která zároveň slouží pro odvození dalších vzorců je:

$$E_i = \frac{\partial q_{in}}{\partial ri_n} \times \frac{ri_n}{q_{in}} = \frac{b1 \times a \times ri_n^{b1} rp_i^{b2}}{ri_n} \times \frac{ri_n}{a \times ri_n^{b1} rp_i^{b2}} = b1 \tag{37}$$

respektive:

[9] volný překlad z ang. originálu (ZENTKOVÁ I., 2009 str. 407)

[10] poptávané množství n-té příjmové skupiny po i-té komoditě, v případě kdy ostatní proměnné na pravé straně jsou nulové (jde tedy o minimální spotřebu).

$$E_i = \frac{\partial \ln q_{in}}{\partial \ln ri_n} = b1 \tag{38}$$

Jde o rovnici důchodové elasticity poptávky (E_i) n-té příjmové skupiny po i-té komoditě (37), která byla odvozena z rovnice mocninné Marshallovy poptávky.

Není těžké odvodit, že cenová elasticita poptávky (39) bude:

$$e_i = \frac{\partial q_{in}}{\partial rp_i} \times \frac{rp_i}{q_{in}} = \frac{b2 \times a \times ri_n^{b1} rp_i^{b2}}{rp_i} \times \frac{rp_i}{a \times ri_n^{b1} rp_i^{b2}} = b2 \tag{39}$$

resp.:

$$e_i = \frac{\partial \ln q_{in}}{\partial \ln rp_i} = b2 \tag{40}$$

3.4.3 Přístupy jiných autorů k vyjádření spotřeby

Tabulka 1: Popis odborných prací

Autor	Název práce	Model	Stát, rok
Zentková I., Hošková E.	Odhad Marshallových poptávkových funkcí vybraných skupin potravin podle příjmových kvartilů domácností	lineární, exponencionální, mocninný regresní model	ČR, (2009)
Bielik P., Šajbidorová Z.	Elasticita spotřebitelské poptávky po vepřovém mase ve Slovenské republice	mocninný regresní model	SR, (2009)
Syrovátka P.	Exponenciální model Engelovy křivky: aplikace při analýze příjmové pružnosti poptávky českých domácností po mase a masných výrobcích	exponencionální Engelův model	ČR, (2007)
Syrovátka P.	Příjmová pružnost poptávky v rámci jednotlivých spotřebitelských skupin a úroveň příjmové elasticity celé tržní poptávky	lineární	ČR, (2006)
Janda K., Mikolášek J., Netuka M.	Analýza české poptávky po alkoholu pomocí metody úplného "téměř ideálního poptávkového system"	AIDS	ČR, (2010)
Akbay C., Jones E.	Poptávkové elasticity a rozpětí mezi cenou a náklady u potravinářských produktů v různých socioekonomických skupinách	AIDS	USA, (2006)

Zdroj: vlastní zpracování

3.4.3.1 Závěry k nimž autoři dospěli

Práce I. Zentkové a E. Hoškové

Autorky zkoumaly vliv změny cen a příjmů na spotřebu dvou skupin potravin. Do první skupiny potravin patří mléko a mléčné výrobky, do druhé maso, masné výrobky, vejce a ryby.

Prací se snažily ověřit hypotézu o rovnosti podílu těchto dvou skupin potravin na celkové spotřebě, stejně tak jako rovnost jejich cenových a důchodových elasticit. Tu v závěru zamítly. První skupina výrazněji reagovala na změnu v příjmech, druhá v cenách. Z porovnání elasticit mezi domácnostmi s rozdílnými finančními podmínkami vyplynulo, že čím je peněžní příjem domácnosti vyšší, tím méně ve své spotřebě reaguje na změnu ceny a příjmů.

Práce P. Bielika, Z. Šajbidorové

Funkci poptávky po vepřovém mase autoři popsali jako funkci ceny vepřového masa, spotřebitelských příjmů, ceny drůbežího, hovězího a trendového faktoru. Z těchto exogenních proměnných je sestaven lineární mocninný regresní model.

Z práce vyplývá, že na spotřebě vepřového masa se ve Slovenské republice více podílí změna příjmu obyvatelstva, než změna cen ostatních druhů zboží.

Práce P. Syrovátky (příjmová pružnost poptávky po mase a masných výrobcích)

Do analýzy jíž chtěl pan Syrovátka vyčíslit příjmovou pružnost poptávky, zahrnul čtvrtletní údaje z let 1995 – 2000. Dle výsledků, by se u průměrného Čecha měla hodnota příjmové pružnosti poptávky pohybovat v intervalu 1,3866 – 1,1340. V celkovém průměru jde o hodnotu 1,21.

Práce P. Syrovátky (příjmová pružnost tržní poptávky)

P. Syrovátka v rámci práce zkoumal příjmovou elasticitu agregátní poptávky s příjmovou elasticitou poptávky jednotlivých spotřebitelských skupin obyvatel v České republice (zaměstnanci, farmáři, osoby samostatně výdělečné činné a důchodci).

Autor v závěru shrnul, že tyto skupiny spotřebitelů opravdu vykazují rozdílné příjmové elasticity, a poznamenal, že na základě této informace lze hodnotit spotřebitelskou poptávku po konkrétním statku rozdílně dle lokality.

Práce K. Jandy, J. Mikoláška a M. Netuky

Za cíl si Janda, Mikolášek a Netuka stanovili odhadnout cenovou a důchodovou elasticitu poptávky pro tři základní skupiny alkoholických nápojů (pivo, víno, lihoviny) a vyvodit z nich důsledky pro fiskální politiku.

Výsledky ukázaly, že pivo je nejméně citlivé na změnu ceny, zároveň má u nás dominantní postavení ve spotřebě mezi ostatními alkoholickými nápoji, čímž může být jeho zdanění efektivnější než u ostatních nápojů.

Na druhou stranu jeho důchodová elasticita poptávky výrazně převyšuje ostatní. Závěrem uvádějí, že při návrhu daňového zásahu je zapotřebí posuzovat každý druh individuálně, a že optimální daňové řešení by se mohlo vzdalovat od celkové daňové harmonizace.

Práce C.Akbaye a E.Jonese

V tomto případě šlo o výzkum v jednom z velkých řetězců supermarketů v Ohiu. Autoři zde hodnotili cenové elasticity poptávky a rozpětí mezi cenou a náklady u 9 kategorií potravin ve dvou lokalitách (lokalita s obyvateli s nízkými a vysokými příjmy)

Už samotné složení spotřebního koše poukazuje na tendenci slabší sociální skupiny, k nákupu méně kvalitních a levnějších potravin. Např. spotřeba rostlinného oleje je vyšší u nízkopříjmových obyvatel, u vysokopříjmových je patrná vyšší spotřeba řepkového oleje.

Cenovou elasticitu autoři měřili AIDS modelem. *Z výsledků výzkumu vyplývá, že nízkopříjmové skupiny kupujících reagovaly citlivěji na změny cen než vysokopříjmové skupiny*. (AKBAY C., 2006 str. 225). S tím souvisí i nižší marže, kterou vykazuje většina produktů v porovnání s potravinami pro vysokopříjmové obyvatele.

4 Empirická analýza

4.1 Deskriptivní statistika

Tabulka 2: Popisná statistika ke spotřebě zaměstnanců

Proměnná	Popisná statistika			
	Střední hodnota	Medián	Minimum	Maximum
Příjem	29507,4	30232,9	22601,8	35662,8
Spotřeba piva v l	7,99042	8,04842	6,34131	9,55458
Spotřeba vína v l	1,73102	1,70816	1,35402	2,16942
Spotřeba destilátů v l	0,481048	0,452445	0,31785	0,82098
Výdaj na sp. koš alkoholu	341,998	339,874	260,406	427,499

Proměnná	Popisná statistika			
	Směrodatná odchyl.	Variační koef.	Šikmost	Stand. špičatost
Příjem	3836,3	0,130011	-0,174847	-1,33425
Spotřeba piva v l	0,962353	0,120438	-0,225881	-1,08046
Spotřeba vína v l	0,239001	0,138069	0,319816	-1,03294
Spotřeba destilátů v l	0,138326	0,28755	0,977556	0,0530558
Výdaj na sp. koš alkoholu	48,2941	0,141212	0,138961	-0,971307

Tabulka 3: Popisná statistika ke spotřebě důchodců

Proměnná	Popisná statistika			
	Střední hodnota	Medián	Minimum	Maximum
Příjem	25035	24574,5	20675,9	29984,2
Spotřeba piva v l	13,1374	13,2345	9,3255	17,3455
Spotřeba vína v l	1,69653	1,6534	1,29316	2,68276
Spotřeba destilátů v l	0,642558	0,55946	0,444372	1,07003
Výdaj na sp. koš alkoholu	448,446	439,361	356,328	575,753

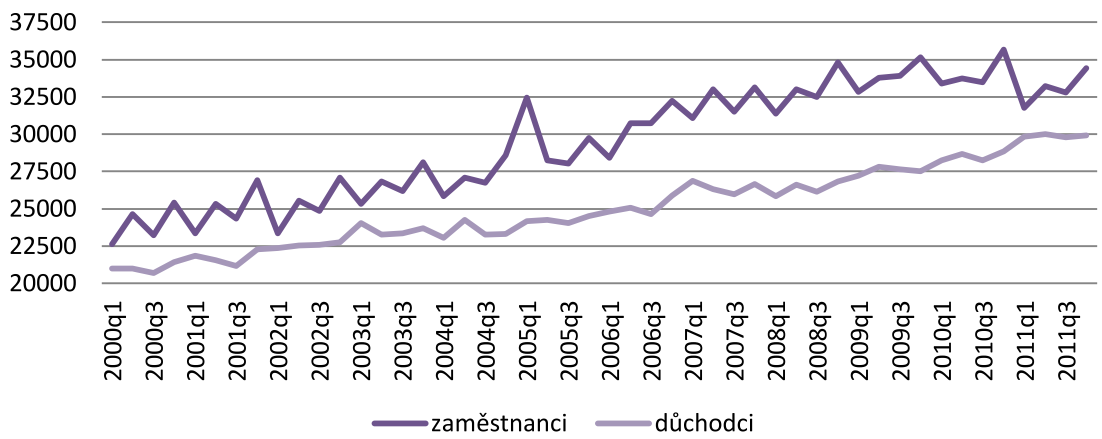
Proměnná	Popisná statistika			
	Směrodatná odchyl.	Variační koef.	Šikmost	Stand. špičatost
Příjem	2696,64	0,107715	0,221367	-1,00989
Spotřeba piva v l	2,01867	0,153658	0,154205	-0,656841
Spotřeba vína v l	0,293775	0,173162	1,15224	1,44331
Spotřeba destilátů v l	0,167237	0,260268	1,09347	-0,185148
Výdaj na sp. koš alkoholu	54,9815	0,122604	0,455642	-0,616065

Zdroj: výstup z programu Gretl, vlastní zpracování

Výdaj na spotřební koš alkoholu je položkou, která v sobě zahrnuje nákup všech druhů alkoholu za dané období. Oblast, v níž se tyto výdaje u zaměstnanců průměrně pohybovaly, byla mezi 260,406 – 427,499 Kč, u důchodců o něco více 356,328 – 575,753 Kč. Zajímavé je porovnání těchto výdajů vzhledem k průměrné výši příjmů. Ačkoliv zaměstnanci obecně dosahovali vyšších příjmů, jejich nominální vydání na nákup alkoholu, byla nižší než u druhé sledované skupiny obyvatel.

V porovnání se zaměstnanci, dosáhli důchodci v každé ze spotřeb alkoholu nejvyššího maxima. Kromě u spotřeby vína u ostatního alkoholu měli důchodci i vyšší střední hodnoty.

Graf 1: Vývoj čistého reálného příjmu v Kč (čtvrtletní údaje)



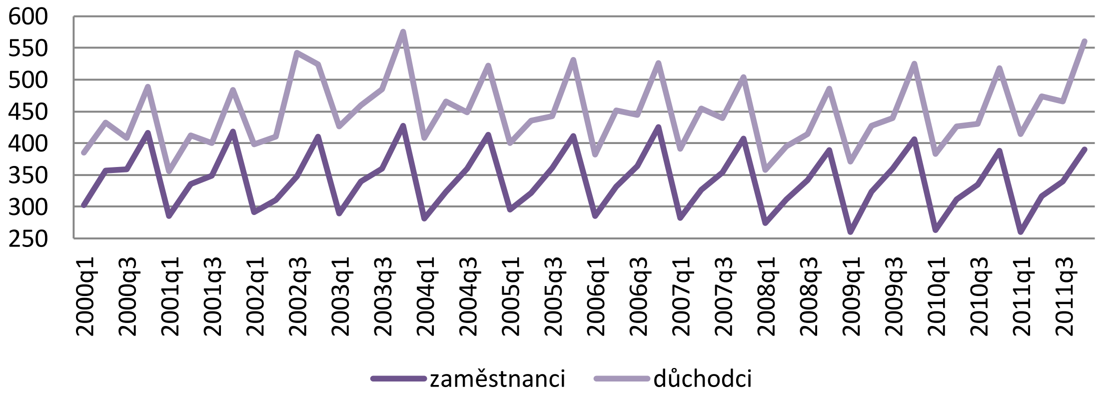
Zdroj: Český statistický úřad, vlastní zpracování

Na průměrném příjmu zaměstnanců je viditelná sezónnost dat, která se projevuje pravidelnou kolísavostí. Nejvyšší meziroční nárůst byl zaznamenán na konci roku 2004 a na začátku roku 2005. Čistý reálný příjem zaměstnanců v tu chvíli vystoupal nad 32 000,- Kč. Hlavní příčinu můžeme nalézt ve vstupu do Evropské unie. Tento úkon odstartoval nárůst českého exportu, nárůst HDP nad 5%, příliv zahraničních investic (především privatizace Českého Telecomu a Unipetrolu) a další.

Došlo k celkovému oživení hospodářství. To ale bylo pro svou rychlost a krátkodobost nazývané „falešnou euforií“. V následující fázi totiž došlo k očekávanému oslabení exportu, nárůstu úrokových sazeb atd. Změny se projevily navrácením ekonomiky do „předvstupního“ trendu. I v grafu je vidět pokles čistých reálných příjmů zaměstnanců v druhé polovině roku 2005.

Již na první pohled si lze všimnout, že výše příjmu důchodců byla stálejší. Důchodcem je v této práci, stejně tak jako ve statistice Českého statistického úřadu myšlena osoba ekonomicky neaktivní, pobírající státní penzi. Z této charakteristiky je patrné, že takový příjem je stálejší. Do jeho způsobu stanovení můžou zasahovat pouze státní instituce.

Graf 2: Peněžní reálné vydání na spotřební koš alkoholu (čtvrtletní údaje)



Zdroj: Český statistický úřad, vlastní zpracování

Pokud se blíže zaměříme na položku spotřební koš alkoholu a jeho vývoj, získáme grafické znázornění výše. Největší částku zaměstnanci i důchodci na spotřebu alkoholu pravidelně vydávali ve čtvrtém čtvrtletí.

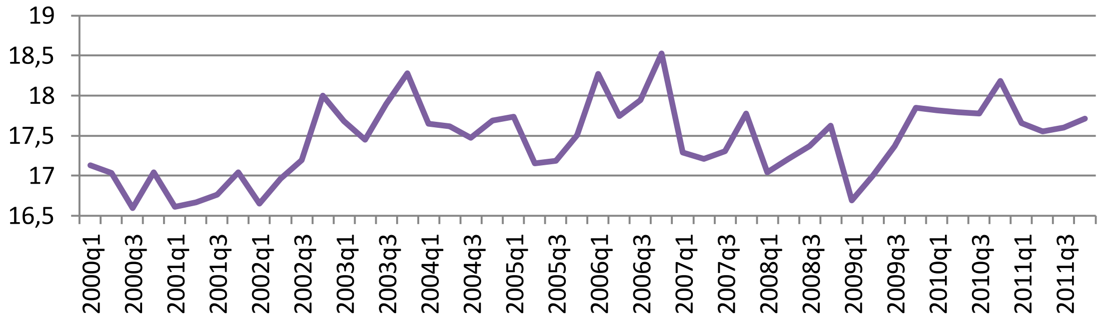
Jemně klesající křivka vydání zaměstnanců poukazuje na trend, kdy zaměstnanci na celkový nákup alkoholu vydávají čím dál tím méně peněz. Naopak tomu křivka důchodců poukazuje na kladný trend, kdy ještě neustále nákupy v nominální hodnotě u této skupin obyvatel narůstají.

Nyní si peněžní vydání na spotřební koš alkoholu u obou skupin vyjádříme v podílu na čistých reálných příjmech. Z reálného čistého příjmu vydali zaměstnanci čtvrtletně na alkohol průměrně 1,17%, důchodci 1,808%. Nejmenší podíl z celkových výdajů zaměstnanci na nákup alkohol vydali v 1. čtvrtletí roku 2010, a to pouze 0,7876 procenta.

Maxima dosáhla na počátku analyzovaného období (rok 2000, 1. čtvrtletí) v podílu 1,63 procenta na příjmu.

Důchodci vynakládali na nákup více peněz, a to nejen v celkové hodnotě, ale právě i v procentuálním podílu na příjmu. Nejméně za nákup alkoholu vydali též v roce 2010 prvního čtvrtletí, tehdy podíl tvořil 1,35 procent. Nejvyšší podíl byl zaznamenán v roce 2003, ve čtvrtém čtvrtletí, kdy vystoupal až na hodnotu 2,43 procent z příjmu.

Graf 3: Průměrná reálná cena piva (čtvrtletní údaje)



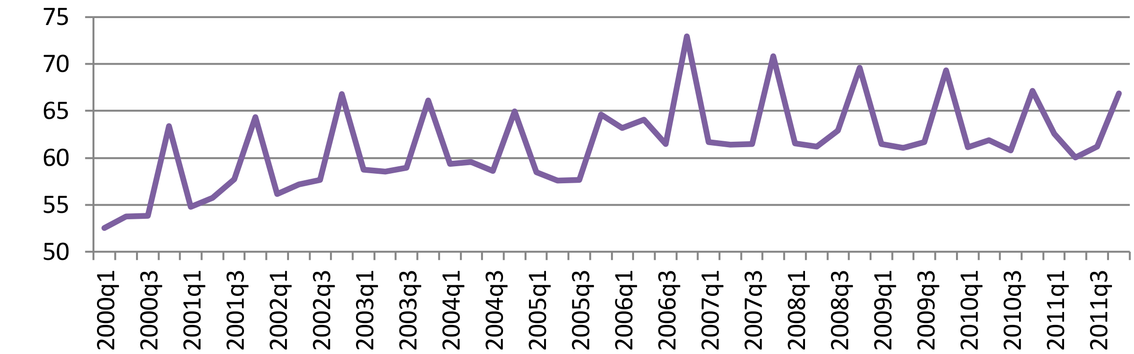
Zdroj: Český statistický úřad, vlastní zpracování

Průměrné ceny piva, vína i destilátů představují střední hodnoty, okolo nichž se ceny daných statků nejčastěji pohybovaly. Pokud tyto průměrné ceny navíc vyjádříme v reálné ceně; přepočítáme je tedy k jednomu roku, můžeme získat v čase srovnatelné údaje. K převedení průměrných cen na průměrné reálné ceny přispěla data Českého statistického úřadu. Ten na svých stránkách uvádí koeficienty, které slouží přepočtu nominálních hodnot k základnímu roku 2005.

Jako relativně nejdražší se pro spotřebitele pivo jevilo v roce 2006. Naopak nejpříznivější podmínky pro ně připravilo období od roku 2000 – 2002. Graf ukazuje na neustále narůstající stálou cenu průměrného statku.

Z grafu Graf 6: Vývoj spotřeby piva v litrech je patrné, že ani na kolísavost v ceně, ani na trend narůstání ceny piva, zaměstnanci velikostí své spotřeby piva příliš nereagují. Důchodci naopak i přes tyto podmínky svou spotřebu vyjádřenou v litrech neustále navyšují.

Graf 4: Průměrná reálná cena vína (čtvrtletní údaje)

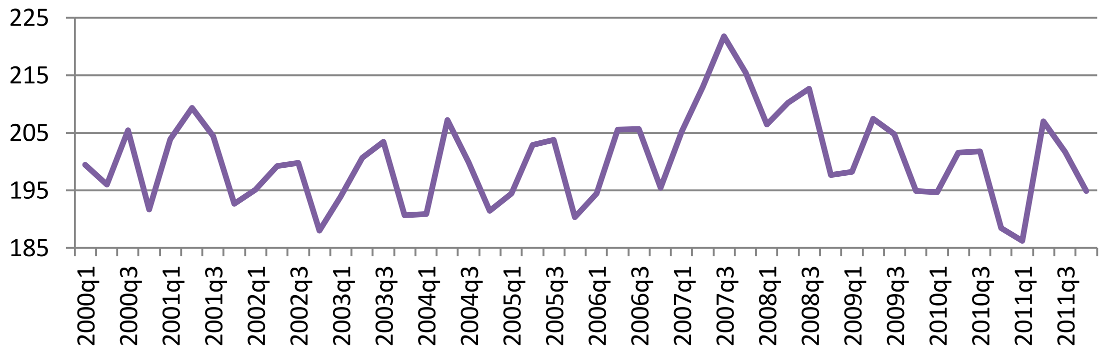


Zdroj: Český statistický úřad, vlastní zpracování

I v případě vína představuje 2006 období, kdy jeho průměrná reálná cena vystoupala na své maximum. Zajímavé je v návaznosti na tento poznatek nahlédnout do Graf 7: Vývoj spotřeby vína v litrech. Ačkoliv spotřeba vína u obou skupin lidí do roku 2005 pomalu roste, v roce 2006 nastane okamžik, kdy u zaměstnanců poklesne zatím do nejnižší hodnoty od počátku sledovaného období, u důchodců přibližně do úrovně spotřeby v roce 2001. Přímé souvislosti mezi těmito dvěma fakty ovšem nejde nijak potvrdit, a tak je na každém aby si na situaci udělal vlastní názor.

Finančně nejdostupněji se víno pro spotřebitele jevilo v roce 2000. Od té doby do roku 2007 průměrná reálná cena narůstala, v posledních sledovaných letech stagnovala.

Graf 5: Průměrná reálná cena destilátů (čtvrtletní údaje)



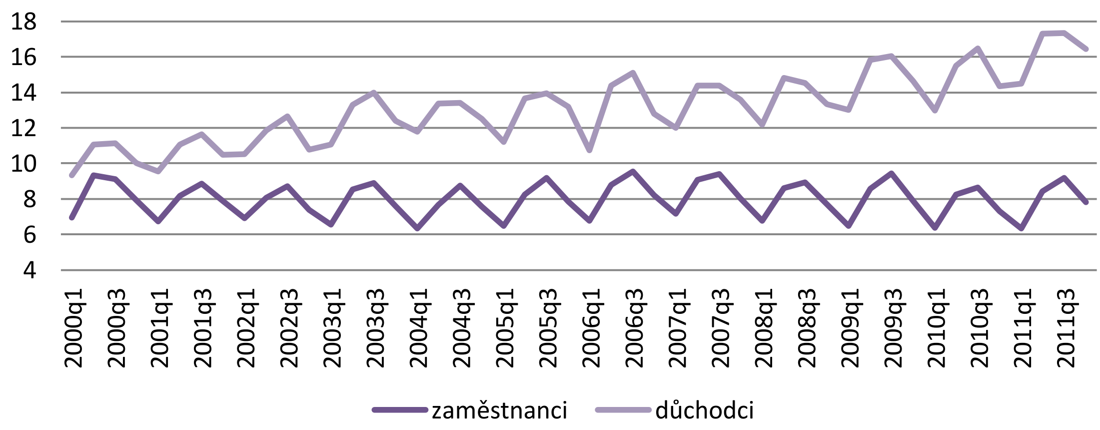
Zdroj: Český statistický úřad, vlastní zpracování

Graf výše vykresluje průběh průměrné reálné ceny destilátů, tak jak se vyvíjela mezi lety 2000 a 2011. Svého maxima dosáhla, na rozdíl od ceny piva a vína, až o rok déle, v roce 2007, kdy vyšplhala nad hodnotu 220,- Kč. Nejpříznivější cenové podmínky pro „milovníky destilátů“ nastaly v roce 2011. Lze předpokládat, že tento jev je důsledkem poklesu obliby destilátů mezi Čechy. Nejvíce patrný byl právě v roce 2011

Jak na sebe jednotlivé grafy navazují, ukazuje další příklad. Druhá nejnižší průměrná cena destilátů nastala v roce 2002, konkrétněji ve čtvrtém čtvrtletí. Jak na tuto skutečnost zareagovali spotřebitelé, můžeme vidět v grafické vyjádření spotřeby, Graf 8: Vývoj spotřeby destilátů v litrech. Ve stejný okamžik důchodci navýšili svou poptávku po destilátech do maxima za sledované období.

Další zajímavost je ve srovnání vývoje cen mezi jednotlivými druhy navzájem. Pivo i víno svých ročních nejvyšších hodnot dosahovaly převážně ve čtvrtém čtvrtletí roku, destiláty ve čtvrtletí třetím.

Graf 6: Vývoj spotřeby piva v litrech (čtvrtletní údaje)



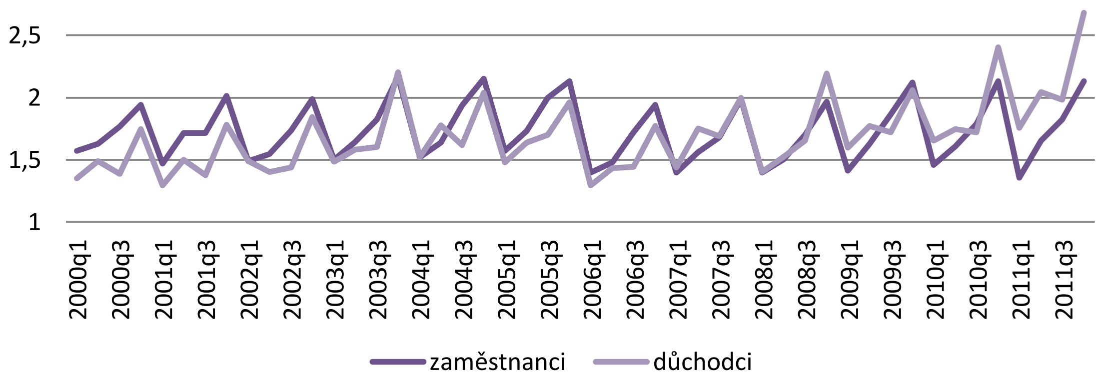
Zdroj: Český statistický úřad, vlastní zpracování

Ze všech grafů, které srovnávají spotřeby alkoholů, poukazuje právě tento na nejvyšší ustálenost spotřeby. Už z tohoto grafu lze předpokládat, že cenová a příjmová pružnost nebude u spotřeby piva vysoká. Tak je tomu i přesto, že je zde patrná sezónnost. V polovině každého roku dosahovala spotřeba jak u důchodců, tak u zaměstnanců ročního maxima, v zimních měsících pak minima.

Pokud porovnáme spotřebu piva zaměstnanců v čase, vidíme, že se v průběhu jedenácti let nijak výrazně nezměnila. Spotřeba zde neustále osciluje kolem hodnoty 8.

Naproti tomu u důchodců za sledovaných jedenáct let stoupla spotřeba piva o necelých osm litrů.

Graf 7: Vývoj spotřeby vína v litrech (čtvrtletní údaje)

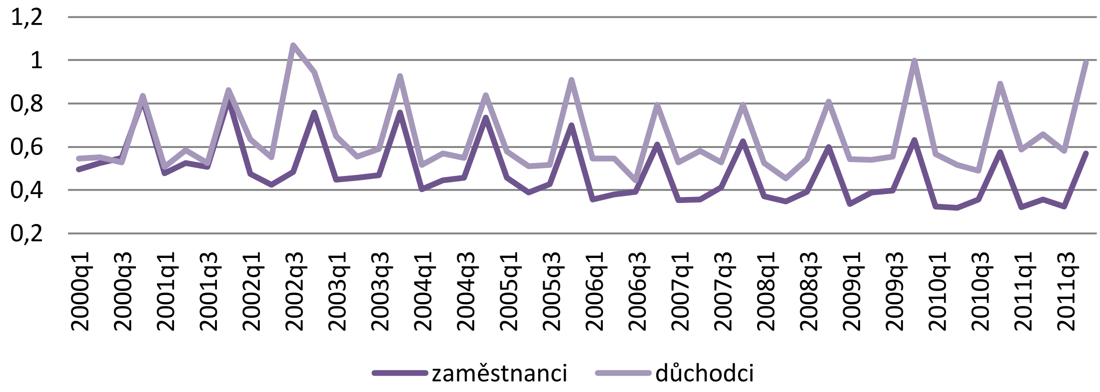


Zdroj: Český statistický úřad, vlastní zpracování

Křivky, které vykreslují spotřebu vína zaměstnanců a důchodců se na mnoha místech překrývají a vykazují podobné reakce. U vína a destilátů je spotřeba tradičně nejvyšší na konci roku, nejnižší převážně v prvním čtvrtletí. Například producenti sektu prodávají v posledních dvou měsících roku dvě třetiny roční produkce. (ČT24, 2011)

Na konci roku 2011 u důchodců prudce narostla spotřeba vína, a dosáhla tak maxima za celé sledované období, tedy až na 2,68 litrů. Rok 2011 znamenal pro vinařství příznivé období. Šlo o rok, kdy byla nadprůměrná úroda vinné révy a zároveň je neustále více patrný trend, kdy Češi nahrazují tvrdý alkohol vínem. Jedním z důvodu bezesporu je, že konzumace vína má příznivé účinky na zdraví. Změnu ve spotřebě alkoholu nepříznivě zaznamenali výrobci destilátů, kteří označují rok 2011 za rok, kdy prodali nejméně tvrdého alkoholu za posledních deset let.

Graf 8: Vývoj spotřeby destilátů v litrech (čtvrtletní údaje)



Zdroj: Český statistický úřad, vlastní zpracování

V předešlém odstavci je uvedeno, že spotřeba destilátů u Čechů do roku 2011 klesala. Tento trend můžeme potvrdit převážně u zaměstnanců, kde došlo z počátečních 0,5 spotřebovaných litrů tvrdého alkoholu k poklesu až k 0,3 litru za čtvrtletí.

V případě destilátů důchodci nijak výrazně své spotřební chování meziročně neměnili. Změny mezi jednotlivými „čtvrtletími“ způsobila, opět jako ve výše zmíněných případech, sezónnost.

4.2 Modelování Marshallových poptávek

Endogenní proměnnou, tedy proměnnou vysvětlovanou, je u všech modelů v tomto oddíle spotřeba daného alkoholu v litrech.

Modely jsou doplněny rovnicemi. Ty lze použít pro prognózu velikosti spotřeby při konkrétních změnách v proměnných na pravé straně.

Ekonometrická verifikace vyšla ve většině modelů v pořádku. Z tohoto ohledu nevyhověl pouze modely spotřeby destilátů pro zaměstnance a důchodce. Výsledky testu normality reziduí, heteroskedasticity, Durbin-Watsonův test a sestavené korelační matice jsou umístěny v přílohách. U jednotlivých modelů je zmíněn pouze odkaz na přílohu, která s daným modelem souvisí.

4.2.1 Modelování poptávky zaměstnanců

Tabulka 4: Marshall - Rovnice poptávky piva

	Koeficient	*Směr. chyba*	*t-podíl*	*p-hodnota*	
prijem	0,0000326	3,47E-05	0,9396	0,35318	
cena pivo	-0,0675152	0,173422	-0,3893	0,69916	
cena víno	-0,0202158	0,0316561	-0,6386	0,52681	
cena destil.	0,016129	0,00953263	1,692	0,09863	*
dum1	-1,28033	0,233136	-5,4918	<0,00001	***
dum2	1,65413	0,126001	13,1279	<0,00001	***
dum3	0,601829	0,0860917	6,9906	<0,00001	***
dum4	-0,998193	0,2842	-3,5123	0,00114	***

Střední hodnota závisle proměnné	0,018466		Sm. odchylka závisle proměnné	1,332376
Součet čtverců reziduí	3,118362		Sm. chyba regrese	0,282768
Koeficient determinace	0,961821		Adj. koef. determinace	0,954968
F(4, 42)	122,8114		P-hodnota(F)	3,28E-25
Logaritmus věrohodnosti	-2,938377		Akaikovo kritérium	21,87675
Schwarzovo kritérium	36,67793		Hannan-Quinnovo krit.	27,44654
rho (koef. autokorelace)	-0,187246		Durbin-Wats. statistika	2,254453

Zdroj: výstup z programu Gretl

<u>Příloha 1: Testy k q11</u>

Rovnice Marshallovské poptávky je:

$$\mathbf{q_{11} = 0{,}000033\ ri_1 - 0{,}068\ rp_1 - 0{,}02\ rp_2 + 0{,}016\ rp_3 - 1{,}28\ dum1 + 1{,}65\ dum2 + 0{,}602\ dum3 - 0{,}998\ dum4} \quad (41)$$

Vstupní data pro modelování byla v tomto případě upravena 1. diferencemi. Právě tato skutečnost se projevila v nízkých parametrech modelu.

Tabulka 5: Marshall - Rovnice poptávky vína

	Koeficient	*Směr. chyba*	*t-podíl*	*p-hodnota*	
prijem	0,000003	8,21E-06	0,365	0,71705	
cena piva	0,0535049	0,0410911	1,3021	0,20052	
cena vína	-0,0317019	0,00750071	-4,2265	0,00014	***
cena destil.	0,0000698	0,00225869	0,0309	0,97549	
dum1	-0,805118	0,0552401	-14,5749	<0,00001	***
dum2	0,150522	0,0298552	5,0417	0,00001	***
dum3	0,186368	0,0203989	9,1362	<0,00001	***
dum4	0,480077	0,0673394	7,1292	<0,00001	***

Střední hodnota závisle proměnné	0,011893		Sm. odchylka závisle proměnné	0,35186
Součet čtverců reziduí	0,175072		Sm. chyba regrese	0,067
Koeficient determinace	0,969259		Adj. koef. determinace	0,963741
F(4, 42)	175,6658		P-hodnota(F)	1,88E-27
Logaritmus věrohodnosti	64,7385		Akaikovo kritérium	-113,477
Schwarzovo kritérium	-98,67582		Hannan-Quinnovo krit.	-107,9072
rho (koef. autokorelace)	-0,328079		Durbin-Wats. statistika	2,634274

Zdroj: výstup z programu Gretl

Příloha 2: Testy k q12

Rovnice Marshallovské poptávky je:

$$\mathbf{q_{12} = 0{,}000003\ ri_1 + 0{,}0535\ rp_1 - 0{,}0317\ rp_2 + 0{,}0000698\ rp_3 - 0{,}805\ dum1 + 1{,}15\ dum2 + 0{,}186\ dum3 - 0{,}48\ dum4} \quad (42)$$

Tento model je posledním případem, kde byly pro úpravu dat použity 1. diference.

Tabulka 6: Marshall - Rovnice poptávky destilátů

	Koeficient	*Směr. chyba*	*t-podíl*	*p-hodnota*	
prijem	0,791273	0,133128	5,9437	<0,00001	***
cena piva	-0,287929	0,509828	-0,5648	0,57539	
cena vína	-0,676942	0,41452	-1,6331	0,1103	
cena dest.	-0,214886	0,368781	-0,5827	0,56337	
dum1	-11,9021	1,98728	-5,9891	<0,00001	***
dum2	11,9626	2,00009	5,9811	<0,00001	***
dum3	12,002	2,00039	5,9998	<0,00001	***
dum4	12,5964	1,9783	6,3673	<0,00001	***

Střední hodnota závisle proměnné	-0,76845		Sm. odchylka závisle proměnné	0,267755
Součet čtverců reziduí	0,185513		Sm. chyba regrese	0,068102
Koeficient determinace	0,944945		Adj. koef. determinace	0,93531
F(4, 42)	98,0771		P-hodnota(F)	3,79E-23
Logaritmus věrohodnosti	65,23087		Akaikovo kritérium	-114,4617
Schwarzovo kritérium	-99,49214		Hannan-Quinnovo krit.	-108,8047
rho (koef. autokorelace)	0,095777		Durbin-Wats. statistika	1,768015

Zdroj: výstup z programu Gretl

Příloha 3: Testy k q13

Rovnice Marshallovské poptávky je:

$$\mathbf{q_{13}} = \mathbf{ri_1^{0,7912}} \times \mathbf{rp_1^{-\,0,2879}} \times \mathbf{rp_2^{-\,0,6769}} \times \mathbf{rp_3^{-\,0,2149}} \times \mathbf{dum1\ e^{-11,902}} \times \mathbf{dum2\ e^{11,962}} \times \mathbf{dum3\ e^{12,002}} \times \mathbf{dum4\ e^{12,596}} \tag{43}$$

Model výše je první, který byl řešen v mocninném tvaru, a jeho koeficienty již představují samotné elasticity. Že výběr tohoto přístupu nebyl pro modelování spotřeby alkoholu vhodný, naznačují právě výsledky testů.

4.2.2 Modelování poptávky důchodců

Tabulka 7: Marshall - Rovnice poptávky piva

	Koeficient	*Směr. chyba*	*t-podíl*	*p-hodnota*	
prijem	1,17592	0,0912092	12,8926	<0,00001	***
cena piva	0,456257	0,311084	1,4667	0,15028	
cena vína	-0,120986	0,232496	-0,5204	0,60567	
cena destil.	-0,144603	0,231601	-0,6244	0,53593	
dum1	-9,50208	1,2999	-7,3099	<0,00001	***
dum2	9,3215	1,30737	7,1299	<0,00001	***
dum3	9,28293	1,30739	7,1004	<0,00001	***
dum4	-9,41171	1,29006	-7,2955	<0,00001	***

Střední hodnota závisle proměnné	2,563777		Sm. odchylka závisle proměnné	0,155197
Součet čtverců reziduí	0,06901		Sm. chyba regrese	0,041536
Koeficient determinace	0,939039		Adj. koef. determinace	0,928371
F(4, 42)	88,02318		P-hodnota(F)	2,87E-22
Logaritmus věrohodnosti	88,96394		Akaikovo kritérium	-161,9279
Schwarzovo kritérium	-146,9583		Hannan-Quinnovo krit.	-156,2708
rho (koef. autokorelace)	0,057933		Durbin-Wats. statistika	1,897712

Zdroj: výstup z programu Gretl

Příloha 4: Testy k q21

Rovnice Marshallovské poptávky je:

$$\mathbf{q_{21}} = \mathbf{ri_2^{1,17592}} \times \mathbf{rp_1^{0,4563}} \times \mathbf{rp_2^{-0,1210}} \times \mathbf{rp_3^{-0,1446}} \times \mathbf{dum1}\ \mathbf{e}^{-9,502} \times \mathbf{dum2}\ \mathbf{e}^{9,322} \times \mathbf{dum3}\ \mathbf{e}^{9,283} \times \mathbf{dum4}\ \mathbf{e}^{-9,412} \tag{44}$$

Tabulka 8: Marshall - Rovnice poptávky vína

	Koeficient	*Směr. chyba*	*t-podíl*	*p-hodnota*	
prijem	1,12538	0,119111	9,4481	<0,00001	***
cena piva	0,81012	0,406248	1,9942	0,05298	*
cena vína	-1,28048	0,303619	-4,2174	0,00014	***
cena destil.	-0,775016	0,30245	-2,5625	0,01426	**
dum1	-3,99109	1,69755	-2,3511	0,02373	**
dum2	3,86269	1,70731	2,2624	0,02917	**
dum3	-3,86413	1,70733	-2,2633	0,02912	**
dum4	3,55042	1,68471	2,1074	0,0414	**

Střední hodnota závisle proměnné	0,515112		Sm. odchylka závisle proměnné	0,162831
Součet čtverců reziduí	0,117689		Sm. chyba regrese	0,054242
Koeficient determinace	0,991583		Adj. koef. determinace	0,99011
F(4, 42)	589,041		P-hodnota(F)	5,51E-39
Logaritmus věrohodnosti	76,15272		Akaikovo kritérium	-136,3054
Schwarzovo kritérium	-121,3358		Hannan-Quinnovo krit.	-130,6484
rho (koef. autokorelace)	0,408379		Durbin-Wats. statistika	1,874609

Zdroj: výstup z programu Gretl

Příloha 5: Testy k q22

Rovnice Marshallovské poptávky je:

$$\mathbf{q_{22}} = \mathbf{ri_2^{1,1254}} \times \mathbf{rp_1^{0,8101}} \times \mathbf{rp_2^{-1,28048}} \times \mathbf{rp_3^{-\,0,7750}} \times \mathbf{dum1\ e}^{-3,991} \times \mathbf{dum2\ e}^{3,863} \times \mathbf{dum3\ e}^{-3,864} \times \mathbf{dum4\ e}^{3,55} \tag{45}$$

Tabulka 9: Marshall - Rovnice poptávky destilátů

	Koeficient	*Směr. chyba*	*t-podíl*	*p-hodnota*	
prijem	0,0375456	0,276016	0,136	0,89248	
cena piva	0,877675	0,9414	0,9323	0,35677	
cena vína	-0,452282	0,703578	-0,6428	0,524	
cena destil.	-1,51691	0,700868	-2,1643	0,03647	**
dum1	-6,39169	3,93374	-1,6248	0,11205	
dum2	-6,44067	3,95636	-1,6279	0,11139	
dum3	6,46241	3,9564	1,6334	0,11023	
dum4	6,86166	3,90397	1,7576	0,08647	*

Střední hodnota závisle proměnné	-0,471523		Sm. odchylka závisle proměnné	0,236773
Součet čtverců reziduí	0,631979		Sm. chyba regrese	0,125696
Koeficient determinace	0,76015		Adj. koef. determinace	0,718176
F(4, 42)	18,11011		P-hodnota(F)	1,38E-10
Logaritmus věrohodnosti	35,81334		Akaikovo kritérium	-55,62668
Schwarzovo kritérium	-40,65707		Hannan-Quinnovo krit.	-49,96964
rho (koef. autokorelace)	0,049066		Durbin-Wats. statistika	1,589443

Zdroj: výstup z programu Gretl

Příloha 6: Testy k q23

Rovnice Marshallovské poptávky je:

$$\mathbf{q_{23}} = \mathbf{ri_2^{0,0375}} \times \mathbf{rp_1^{0,8777}} \times \mathbf{rp_2^{-0,4522}} \times \mathbf{rp_3^{-1,5169}} \times \mathbf{dum1\ e}^{-6,391} \times \mathbf{dum2\ e}^{-6,441} \times \mathbf{dum3\ e}^{6,462} \times \mathbf{dum4\ e}^{6,862} \quad (46)$$

4.2.3 Vyhodnocení modelů

Tabulka 10: Rovnice Marshallovy poptávky

Forma	*Rovnice poptávky*
lineární	q_{11} = 0,000033 ri_1 - 0,068 rp_1 - 0,02 rp_2 + 0,016 rp_3 - 1,28 dum1 + 1,65 dum2 + 0,602 dum3 - 0,998 dum4
lineární	q_{12} = 0,000003 ri_1 + 0,0535 rp_1 - 0,0317 rp_2 + 0,0000698 rp_3 – 0,805 dum1 + 1,15 dum2 + 0,186 dum3 - 0,48 dum4
mocninná	$q_{13} = ri_1^{0,7912} \times rp_1^{-0,2879} \times rp_2^{-0,6769} \times rp_3^{-0,2149} \times \text{dum1 } e^{-11,902} \times \text{dum2 } e^{11,962} \times \text{dum3 } e^{12,002} \times \text{dum4 } e^{12,596}$
mocninná	$q_{21} = ri_2^{1,17592} \times rp_1^{0,4563} \times rp_2^{-0,1210} \times rp_3^{-0,1446} \times \text{dum1}^{-9,502} \times \text{dum2 } e^{9,322} \times \text{dum3 } e^{9,283} \times \text{dum4 } e^{-9,412}$
mocninná	$q_{22} = ri_2^{1,1254} \times rp_1^{0,8101} \times rp_2^{-1,28048} \times rp_3^{-0,7750} \times \text{dum1 } e^{-3,991} \times \text{dum2 } e^{3,863} \times \text{dum3 } e^{-3,864} \times \text{dum4 } e^{3,55}$
mocninná	$q_{23} = ri_2^{0,0375} \times rp_1^{0,8777} \times rp_2^{-0,4522} \times rp_3^{-1,5169} \times \text{dum1 } e^{-6,391} \times \text{dum2 } e^{-6,441} \times \text{dum3 } e^{6,462} \times \text{dum4 } e^{6,862}$

Zdroj: vlastní zpracování

Nyní se za pomoci vyčíslených pružností zaměříme na srovnání jednotlivých poptávkových funkcí. Bohužel dvě funkční formy, které byly pro modelování vybrány, představují překážku v celkovém srovnání. Tento problém u lineárních forem vyřeší dopočet příjmových a cenových elasticit. Celkové srovnání bude provedeno i na základě výpočtu křížových pružností.

Tabulka 11: Pružnosti Marshall

Rovnice		*Pružnosti*							
		příjem	*cena piva*	*cena vína*	*cena destil.*	*dum1*	*dum2*	*dum3*	*dum4*
Zaměstnanci	pivo	0,44	-0,05	-0,33	0,23	-16,23	22,87	8,32	-13,8
	víno	0,06	0,81	-0,06	0,001	-15,84	3,23	4,01	10,31
	destil.	0,79	-0,29	-0,68	-0,22	-11,9	11,96	12	12,6
Důchodci	pivo	1,18	0,46	-0,12	-0,14	-9,5	9,32	9,28	-9,41
	víno	1,13	0,81	-1,29	-0,78	-3,99	3,86	-3,86	3,55
	destil.	0,04	0,88	-0,46	-1,52	-6,39	-6,44	6,46	6,86

Zdroj: vlastní zpracování

Interpretace elasticit byla nastíněná již v literární rešerši. Pouze pro připomenutí její hodnoty udávají, o kolik % se změní spotřeba daného alkoholu při 1% změně exogenní proměnné.

Například elasticity u důchodců ukázaly, že navýšení příjmu o 1% se projeví v nárůstu spotřeby piva o 1,18%. Interpretovat lze stejný výsledek i opačným způsobem: Pokles příjmu o 1% se projeví poklesem spotřeby piva o 1,18%. Právě v tomto případě je elasticita vyšší než 1 a ukazuje na příjmově elastickou poptávku.

Citlivost na změnu příjmu

Změna příjmu se do spotřeby alkoholu u zaměstnanců promítne nárůstem spotřeby každého alkoholického nápoje. Nejvyšší změna nastane u poptávky destilátů, nejmenší u vína. Ani v jednom případě ale nemůžeme mluvit o příjmově elastické poptávce.

Pokud důchodce začne od státu pobírat vyšší penzi, začne poptávat více každého z alkoholu, stejně tak jako tomu bylo u zaměstnanců. Nejvyšší reakce nastane u poptávky piva, hned následně vína. Obě z nich jsou příjmově elastické. Z důvodu, že reálné čisté příjmy u důchodců neustále narůstají, pak i do spotřeby se tento fakt promítá navyšováním spotřeby piva i vína.

Při srovnání citlivosti spotřeby na změny v příjmech mezi důchodci a zaměstnanci, vidíme, že důchodci reagují výrazněji.

Citlivost na změnu ceny

Zaměstnanci na zdražování i zlevňování alkoholu reagují v menší míře nežli důchodci. Poptávky jsou u nich z tohoto pohledu nepružné. Co se u nich ovšem týká modelu spotřeby destilátů, může jít o zkreslený údaj, kvůli horší kvalitě modelu.

U důchodců vyvolá navýšení ceny o jedno procento, procentuálně nejvyšší změnu v poptávce u destilátů. I zde musíme bohužel brát ohled na špatnou kvalitu modelu, kterou prokázaly testy u modelu.

Cenová pružnost, která svou výší následuje poptávku po destilátech, je cenová pružnost vína. Jak již zmiňovaná poptávka po destilátech, tak i poptávka po víně je z tohoto pohledu elastická. Nejmenší reakce přichází se změnou ceny piva.

Možnou komplikaci s mocninnou formou Marshallovy poptávky naznačují v některých případech záporné hodnoty křížových elasticit. Celkově lze tyto výsledky v porovnání s výsledky Téměř dokonalého poptávkového systému chápat jako ty méně kvalitní.

Dummy proměnné

Z prostudování dummy proměnných plyne, že spotřeba piva u obou skupin obyvatel roste v druhém a třetím čtvrtletí roku, tedy v nejteplejším období roku.

Naopak s příchodem čtvrtého čtvrtletí lidé nakupují více destilátů i vína. Stejné informace plynuly z grafů v kapitole deskriptivní statistiky Graf 7: Vývoj spotřeby vína v litrech a Graf 8: Vývoj spotřeby destilátů v litrech.

Příčinu můžeme hledat ve Vánocích, kdy roste obliba konzumace teplých nápojů, vyráběných právě z vína a „tvrdého“ alkoholu. Následují oslavy Silvestra, a příchodu následujícího roku, s nimiž je pití alkoholu ve společnosti také silně spojeno.

4.3 *Modelování Téměř dokonalých výdajových systémů*

Na rozdíl od mocninné funkce u AIDS parametry cen nepředstavují cenové a křížové elasticity. Ty budou dopočteny zvlášť.

Endogenní proměnnou, je u všech modelů v tomto oddíle procentuální část výdajů na spotřebu alkoholu z celkových výdajů.

V případě modelování poptávky metodou AIDS vyšla ekonometrická verifikace lépe. Testy dopadly ve všech případech v pořádku. Výsledky jsou umístěny v příloze s označením konkrétního modelu. Toto označení je uvedeno u každého z modelů.

4.3.1 Poptávkový systém zaměstnanců

Příloha 7: Testy k poptávkovému systému zaměstnanců

Tabulka 12: AIDS - Rovnice poptávky piva

	Koeficient	*Směr. chyba*	*t-podíl*	*p-hodnota*	
const	-0,0219770	0,0106669	-2,060	0,0455	**
cena piva	0,0146684	0,00581916	2,521	0,0155	**
cena vína	-0,0141302	0,00207657	-6,805	2,47e-08	***
cena destil.	0,0159210	0,00319013	4,991	1,04e-05	***
x/P*	-0,00182940	0,000155873	-11,74	5,39e-015	***

Střední hodnota závisle proměnné	0,004791		Sm. odchylka závisle proměnné	0,000784
Součet čtverců reziduí	5,38e-06		Sm. chyba regrese	0,00033
Koeficient determinace	0,813936		Adj. koef. determinace	0,7966

Zdroj: výstup z programu Gretl

Příloha 8: Testy k w11

Rovnice poptávky po pivu:

$$\boldsymbol{w_{11} = -\,0,022 + 0,015\,logp_1 -\ 0,014\,logp_2 +\ 0,016\,logp_3 - 0,001\,log\left\{\frac{x}{P}\right\}} \quad (47)$$

Tabulka 13: AIDS - Rovnice poptávky vína

	Koeficient	*Směr. chyba*	*t-podíl*	*p-hodnota*	
const	0,0118355	0,00549125	2,155	0,0368	**
cena piva	-0,00245978	0,00299566	-0,8211	0,4161	
cena vína	0,00674762	0,00106900	6,312	1,29e-07	***
cena destil.	-0,00624055	0,00164225	-3,800	0,0005	***
x/P*	-0,00182164	8,02424e-05	-22,70	1,45e-025	***

Střední hodnota závisle proměnné	0,003647		Sm. odchylka závisle proměnné	0,00067
Součet čtverců reziduí	1,42e-06		Sm. chyba regrese	0,000172
Koeficient determinace	0,932855		Adj. koef. determinace	0,926609

Zdroj: výstup z programu Gretl

Příloha 9: Testy k w12

Rovnice poptávky po víně je:

$$\boldsymbol{w_{12} = 0,012 - 0,002\, logp_1 + 0,007\, logp_2 - 0,006\, logp_3 - 0,002\, log\left\{\frac{x}{P}\right\}} \quad (48)$$

Tabulka 14: AIDS - Rovnice poptávky destilátů

	Koeficient	*Směr. chyba*	*t-podíl*	*p-hodnota*	
const	0,0695782	0,00988305	7,040	1,13e-08	***
cena piva	-0,0245604	0,00539153	-4,555	4,28e-05	***
cena vína	0,00468901	0,00192397	2,437	0,0190	**
cena destil.	-0,0172295	0,00295570	-5,829	6,47e-07	***
x/P*	-0,00288014	0,000144419	-19,94	2,37e-023	***

Střední hodnota závisle proměnné	0,003338		Sm. odchylka závisle proměnné	0,00109
Součet čtverců reziduí	4,61e-06		Sm. chyba regrese	0,000310
Koeficient determinace	0,916879		Adj. koef. determinace	0,909147

Zdroj: výstup z programu Gretl

Příloha 10: Testy k w13

Rovnice poptávky destilátů je:

$$\boldsymbol{w_{13} = 0,07 - 0,025\, logp_1 + 0,005\, logp_2 - 0,017\, logp_3 - 0,003\, log\left\{\frac{x}{P}\right\}} \quad (49)$$

4.3.2 Poptávkový systém důchodců

Příloha 11: Testy k poptávkovému systému důchodců

Tabulka 15: AIDS - Rovnice poptávky piva

	Koeficient	*Směr. chyba*	*t-podíl*	*p-hodnota*	
const	-0,0803786	0,0180249	-4,459	5,81E-05	***
cena piva	0,0464596	0,00959569	4,842	1,70E-05	***
cena vína	-0,020795	0,00346866	-5,995	3,72E-07	***
cena destil.	0,028088	0,00549718	5,11	7,07E-06	***
x/P*	-0,0014	0,0163189	-8,377	1,40E-10	***

Střední hodnota závisle proměnné	0,008907		Sm. odchylka závisle proměnné	0,000978
Součet čtverců reziduí	0,000015		Sm. chyba regrese	0,000553
Koeficient determinace	0,672956		Adj. koef. determinace	0,642533

Zdroj: výstup z programu Gretl

Příloha 12: Testy k w21

Rovnice poptávky po pivu je:

$$\boldsymbol{w_{21} = -0,08 + 0,046\,logp_1 - 0,021\,logp_2 + 0,028\,logp_3 - 0,0014\,log\left\{\frac{x}{P}\right\}} \quad (50)$$

Tabulka 16: AIDS - Rovnice poptávky vína

	Koeficient	*Směr. chyba*	*t-podíl*	*p-hodnota*	
const	0,00495028	0,0103172	0,4798	0,6338	
cena piva	0,00785117	0,00549244	1,429	0,1601	
cena vína	-0,00976705	0,00198541	-4,919	1,32E-05	***
cena destil.	-0,00528352	0,00314651	-1,679	0,1004	
x/P*	0,00119	0,00934072	12,77	3,19E-16	***

Střední hodnota závisle proměnné	0,004081		Sm. odchylka závisle proměnné	0,000832
Součet čtverců reziduí	4,81E-06		Sm. chyba regrese	0,000317
Koeficient determinace	0,851973		Adj. koef. determinace	0,838203

Zdroj: výstup z programu Gretl

Příloha 13: Testy k w22

Rovnice poptávky po víně je následující:

$$\boldsymbol{w_{22} = 0,005 + 0,008\, logp_1 - 0,01\, logp_2 - 0,005\, logp_3 + 0,001\, log\left\{\frac{x}{P}\right\}} \quad (51)$$

Tabulka 17: AIDS - Rovnice poptávky destilátů

	Koeficient	*Směr. chyba*	*t-podíl*	*p-hodnota*	
const	0,0523578	0,0126385	4,143	0,0002	***
cena piva	-0,0228241	0,00672817	-3,392	0,0015	***
cena vína	0,00178063	0,00243211	0,7321	0,4681	
cena destil.	-0,0131104	0,00385443	-3,401	0,0015	***
x/P*	0,002682	0,0114423	23,44	4,01E-26	***

Střední hodnota závisle proměnné	0,0051		Sm. odchylka závisle proměnné	0,001573
Součet čtverců reziduí	7,22E-06		Sm. chyba regrese	0,000388
Koeficient determinace	0,937897		Adj. koef. determinace	0,93212

Zdroj: výstup z programu Gretl

Příloha 14: Testy k w23

Rovnice poptávky destilátů pro důchodce je:

$$\boldsymbol{w_{23} = 0,052 - 0,023\, logp_1 + 0,002\, logp_2 - 0,013\, logp_3 + 0,003\, log\left\{\frac{x}{P}\right\}} \quad (52)$$

4.3.3 Vyhodnocení modelů

Tabulka 18: AIDS rovnice

model	*Rovnice poptávky*
zaměstnanci	$w_{11} = -\ 0{,}022 + 0{,}015\ logp_1 -\ 0{,}014\ logp_2 +\ 0{,}016\ logp_3\ -0{,}001\ log\left\{\frac{x}{P}\right\}$
	$w_{12} = 0{,}012 -\ 0{,}002\ logp_1 + 0{,}007\ logp_2\ -0{,}006\ logp_3\ -0{,}002\ log\left\{\frac{x}{P}\right\}$
	$w_{13} = 0{,}07 -\ 0{,}025\ logp_1 + 0{,}005\ logp_2\ -0{,}017\ logp_3\ -0{,}003\ log\left\{\frac{x}{P}\right\}$
důchodci	$w_{21} = -\ 0{,}08 +\ 0{,}046\ logp_1 - 0{,}021\ logp_2 +\ 0{,}028\ logp_3 - 0{,}0014\ log\left\{\frac{x}{P}\right\}$
	$w_{22} = 0{,}005 + 0{,}008\ logp_1 - 0{,}01\ logp_2 -\ 0{,}005\ logp_3 +\ 0{,}001\ log\left\{\frac{x}{P}\right\}$
	$w_{23} = 0{,}052\ - 0{,}023\ logp_1 + 0{,}002\ logp_2 -\ 0{,}013\ logp_3 +\ 0{,}003\ log\left\{\frac{x}{P}\right\}$

Zdroj: vlastní zpracování

Připomeňme si, že parametr α, který byl při odhadu modelu označen „const“ (první parametr v rovnici) vysvětluje, jak velký podíl výdajů připadá na nákup i-tého statku, při minimálních celkových nákladech. Například u zaměstnanců poptávajících víno jde o 0,012% z celkových výdajů.

Další parametr, který zde můžeme interpretovat je β. Jak již víme, ten je podílem i-tého statku na rozpočtu spotřebitele s ohledem na změnu reálných výdajů. Pokud je jeho hodnota kladné číslo, jde o statek luxusní, pokud záporné, jde o statek nezbytný. Nezbytným statkem jsou tedy dle hodnoty parametru β u zaměstnanců všechny druhy alkoholu. Důchodci za nezbytný statek považují pouze pivo, víno a destiláty jsou pro ně produkty luxusní.

Pro komplexnost informací si zmíníme i parametr γ, který představuje změnu podílu i-tého statku na rozpočtu spotřebitele, jejíž příčinou je změna cen statků. S parametrem budeme ještě dále pracovat, při výpočtu cenových a křížových elasticit.

Tabulka 19: Pružnosti AIDS

Rovnice poptávky		***Pružnosti***			
		příjem	*cena piva*	*cena vína*	*cena dest.*
Zaměstnanci	pivo	0,618179	-0,607	-0,019	0,149
	víno	0,500473	0,029	-0,851	0,031
	destiláty	0,137155	-0,164	0,361	-0,525
Důchodci	pivo	0,846522	-0,731	0,260	0,315
	víno	1,292175	0,132	-1,078	0,283
	destiláty	1,526029	-0,064	0,196	-1,288

Zdroj: vlastní zpracování

Z důvodu, že endogenní proměnná se v případě modelů Téměř dokonalého poptávkového systému liší od endogenní proměnné u Marshallovy poptávky, uvedeme si příkladovou interpretaci i zde.

Elasticity zde vyjadřují změnu podílu výdajů z celkového rozpočtu spotřebitele na nákup určitého statku v zavilosti na změnách v exogenních proměnných.

Např. u zaměstnanců by při nárůstu příjmu o 1% došlo k navýšení podílu výdajů na nákup piva o 0,61%.

Citlivost na změnu příjmu

Nejvyšší citlivost na příjmech byla v případě zaměstnanců zaznamenána u spotřeby piva, následně u vína, nejmenší ve spotřebě destilátů. Ani jedna z hodnot ale nevypovídá o příjmově elastické poptávce.

Na změny v příjmech jsou důchodci citlivější než zaměstnanci. U těch hned ve dvou případech vyšla příjmově pružná poptávka. Nejcitlivěji reaguje spotřeba destilátů, kde pružnost činí 1,52%, nejméně u spotřeby piva.

Citlivost na změnu ceny

Poptávka u každého druhu alkoholu je u zaměstnanců cenově neelastická. Přesto svou mírou působení převyšuje ostatní křížové elasticity počítané pro poptávky zaměstnanců. Je tomu tak z důvodu, že při výpočtu cenových elasticit je oproti výpočtu křížových elasticit rovnice doplněna o hodnotu -1. Všechny tyto pružnosti tedy vyšly záporné.

U důchodců vyšla cenově neelastická pouze poptávka piva, poptávky vína a destilátů jsou cenově pružné. V porovnání se zaměstnanci jsou u všech poptávek cenově citlivější domácnosti důchodců.

Záporné hodnoty elasticit u křížových elasticit mohla zapříčinit sezónnost dat, která nebyla v případě Téměř dokonalého poptávkového systému odstraněna. Například v případě zaměstnanců by to znamenalo, že navýšení ceny vína zapříčiní pokles spotřeby piva. Možné vysvětlení můžeme hledat v počátku zimního období, kdy spotřeba piva klesá a cena vína společně s jeho spotřebou narůstá.

4.4 Srovnání přístupů k modelování poptávky

V této kapitole se zaměříme na srovnání výsledků aplikace mocninné formy Marshallovy poptávky a Téměř dokonalého poptávkového systému, pro vyjádření poptávky.

Tabulka 20: Srovnání přístupů k modelování poptávky

Přístup	*Rovnice*		*Pružnosti*							
			příjem	*cena piva*	*cena vína*	*cena destil.*	*dum1*	*dum2*	*dum3*	*dum4*
Marshallova poptávka	zaměstnanci	pivo	0,44	-0,05	-0,33	0,23	-16,23	22,87	8,32	-13,8
		víno	0,06	0,81	-0,06	0,001	-15,84	3,23	4,01	10,31
		destil.	0,79	-0,29	-0,68	-0,22	-11,90	11,96	12,00	12,60
	důchodci	pivo	1,18	0,46	-0,12	-0,14	-9,50	9,32	9,28	-9,41
		víno	1,13	0,81	-1,29	-0,78	-3,99	3,86	-3,86	3,55
		desti.	0,04	0,88	-0,46	-1,52	-6,39	-6,44	6,46	6,86
AIDS	zaměstnanci	pivo	0,62	-0,61	-0,02	0,15	-	-	-	-
		víno	0,50	0,03	-0,85	0,03	-	-	-	-
		destil.	0,14	-0,16	0,36	-0,53	-	-	-	-
	důchodci	pivo	0,85	-0,73	0,26	0,32	-	-	-	-
		víno	1,29	0,13	-1,08	0,28	-	-	-	-
		destil.	1,53	-0,06	0,20	-1,29	-	-	-	-

Zdroj: vlastní zpracování

Odlišnosti zvolených přístupů

Přestože jsou výsledné elasticity z obou přístupů umístěny do jedné tabulky Tabulka 20: Srovnání přístupů k modelování poptávky, nehovoří to ještě o možnosti srovnání obou přístupů.

Rozdíl vyplývá již z identifikování endogenní proměnné. U mocninné funkce je jí spotřeba daného alkoholu v litrech, u AIDS podíl dvou proměnných – spotřeba konkrétního druhu alkoholu, celková spotřeba. Jednoprocentní nárůst ceny tedy vyvolá jinou odezvu v množství spotřebovávaného produktu a jinou v podílu spotřeby na celkových výdajích (kde jako podkladová data figuruje spotřeba v Kč).

Z aplikace mocninné formy Marshallovy poptávky na podkladová data lze vyvodit následující závěry. Výsledky jsou oproti AIDS lépe interpretovatelné, pokud by tedy tato analýza zajímala výrobce alkoholu. Ti ocení tento přístup z důvodu, že lze v praxi lépe kvantifikovat dopad změn v příjmu a cenách na spotřebu. Nevýhodou ale může být zkreslení výsledků, vzniklé pevným určením proměnných v modelu, či preferováním mocninné funkční formy. Při hledání optimálních modelů se ukázalo, že kvalitnějších modelů bylo dosaženo změnou funkční formy např. na lineární.

Další výhoda plynula ze zahrnutí dummy proměnných, které nastínily míru pohyblivosti spotřeby v ročních sezónách.

Téměř dokonalý poptávkový systém přináší trochu odlišný pohled na poptávku. Vysvětluje vliv proměnných na podíl spotřeby alkoholu na celkových výdajích. Tento přístup je často využíván pro makroekonomické účely, pro řízení poptávky, či hledání efektivní spotřební daně.

Ačkoliv je aplikace AIDS oproti mocninné formě Marshallovy poptávky o něco složitější, nemůžeme tomuto přístupu odepřít významnou výhodu. Tou je modelování spotřeby v kontextu s celkovým spotřebním košem člověka. Získáme spolehlivý obrázek o tom, zda je statek spotřebitelem vnímán jako nezbytný či luxusní.

Srovnání s výsledky ostatních autorů

Výsledky této práce se blízce shodují s výsledky, k nimž došli K. Janda, J. Mikolášek a M. Netuka ve své práci. Shodu lze například najít v elasticitách poptávky po pivu. To také označili jako nejméně citlivé na cenu ze všech nápojů a uvedli, že jeho zdanění je při vnímání fiskálního hlediska v rámci skupin alkoholů nejefektivnější. Zároveň ale i oni poptávku piva charakterizovali jako vysoce příjmově pružnou.

Žádné velké rozdíly neukázalo ani srovnání výsledků u vína a destilátů. Celkově autoři alkoholické nápoje charakterizovali jako heterogenní komodity, což v rámci smyslu jejich práce znamená, že určení optimální výše zdanění alkoholických nápojů, by se mělo posuzovat individuálně.

Bohužel žádný další z uvedených autorů (kapitola 3.4.3 Přístupy jiných autorů k vyjádření spotřeby), se ve své práci nevěnoval spotřebě alkoholu.

Srovnat mimoto nelze ani poznatek o lepší využitelnosti Téměř dokonalého poptávkového systému na charakterizování spotřeby celkově.

5 Závěr

Diplomová práce měla za cíl charakterizovat chování spotřebitele ve vztahu k alkoholu v České republice. Prostřednictvím literární rešerše a empirické části byl tento cíl spolu s cíly dílčími naplněn.

Empirická část práce odpověděla na otázku, jak spotřebitelé alkohol v České republice vnímají. Základní skupiny alkoholických nápojů jako je pivo, víno a destiláty jsou heterogenní komodity. Spotřebitelé každý z nich vnímají jako rozdílný produkt, čemuž naznačují i rozdíly v charakteristikách jejich spotřeby. Jde o komodity, jejichž výroba a spotřeba se specificky promítá do národních kultur a tradic po celém světě.

Skutečnost, že se nejedná o homogenní komodity, jejichž spotřebu lze vzájemně plně nahrazovat, potvrdily i křížové elasticity. Ty vyšly u obou přístupů nižší než jedna, a tudíž nepotvrdily, že by alkoholické nápoje byly vzájemně ideálními substituty. Trend, kdy spotřeba jednoho alkoholu začne klesat ve prospěch spotřeby druhého, spíše souvisí se sezónností, tradicí a návyky.

Na základě tvrzení výše dochází k zamítnutí 2. hypotézy: „Výsledky zaměstnanců u spotřeby vína vypovídají o existenci substitutů tohoto druhu alkoholu."

Dummy proměnné, které byly přidány do modelů Marshallovy poptávky, ukázaly jakým způsobem je spotřeba alkoholu závislá na sezóně, a v jaké míře.

Ukázalo se, že spotřeba piva roste ve druhém a třetím čtvrtletí roku. Nejoblíbenější u spotřebitelů je tedy v nejteplejším období roku. Naopak s příchodem čtvrtletí čtvrtého výrazně roste spotřeba vína a destilátů. Příchod nového roku s sebou obvykle přinese pokles spotřeby u každého druhu alkoholu.

Alkoholický nápoj, který je s českou kulturou a tradicí spjat nejvíce, je pivo. Jeho spotřeba u zaměstnanců i důchodců znatelně převyšuje spotřeby ostatních nápojů.

Domácnosti důchodců a zaměstnanců svou spotřebou piva na změnu v jeho cenách příliš nereagují. Dále se prokázalo, že jednoprocentní změna ceny piva se projeví v poptávce v porovnání s ostatními druhy alkoholu nejméně. Tento fakt může mít ovšem příčinu v rozdílných cenách jednotlivých druhů alkoholu. Při jednoprocentním nárůstu ceny destilátů se očekává vyšší reakce; v nominální hodnotě cena vzrostla více.

Oproti cenovým elasticitám příjmové elasticity působí na poptávky ve větší míře. V případě mocninné formy jde u důchodců dokonce o příjmově elastickou poptávku.

Z výsledku Téměř dokonalého poptávkového systému vyplývá, že důchodci i zaměstnanci chápou pivo jako statek nezbytný.

Tímto je potvrzena 1. hypotéza, která zní: „Pivo je zaměstnanci a důchodci považováno za statek nezbytný."

Dalším druhem alkoholu, jehož spotřeba byla v rámci práce analyzována, je víno. Ukázalo se, že čeští spotřebitelé si vztah k vínu teprve budují. Jeho obliba ve společnosti totiž na rozdíl od destilátů ve sledovaných letech 2000 – 2011 narůstala.

Obecně lze konstatovat, že charakteristika spotřeby vína tvoří střed mezi spotřebami ostatních druhů alkoholu. Důkazem toho jsou cenové elasticity poptávky důchodců. Ty převyšovaly elasticity piva, zároveň ale nedosahovaly hodnot elasticit destilátů. Pro zaměstnance tvořily střed u Marshallovy poptávky, u AIDS převyšovaly cenové pružnosti destilátů. Poptávka u důchodců se ukázala jako cenově pružná, u zaměstnanců nepružná.

U zaměstnanců jde o příjmově neelastickou poptávku. Na základě mocninné formy Marshallovy poptávky, tak Téměř dokonalého systému bylo zjištěno, že poptávka vína je u důchodců cenově elastická.

Tato tvrzení podpořil i parametr β. Ten ukázal, že pro zaměstnance je spotřeba vína neodmyslitelná, důchodci ho ale i přes navyšování jeho spotřeby stále chápou jako statek luxusní.

U destilátů se cenově elasticky poptávka projevila pouze v případě důchodců, zaměstnanci by na změnu v ceně reagovali mírněji.

Příjmové elasticity se v rámci obou přístupů výrazně lišily. Protože ale v případě mocninných funkcí právě u modelování spotřeby destilátů nevyšly v pořádku ekonometrické verifikace, je lepší vycházet z výsledků Téměř dokonalého poptávkového systému. Ty u poptávky zaměstnanců příjmovou pružnost nezaznamenaly (nižší než u piva a vína), u důchodců ano.

Zaměstnanci destiláty vnímají jako nezbytný statek, důchodci jako luxusní.

Tímto je potvrzena 3. hypotéza: Poptávka destilátů vykazuje u důchodců vyšší cenovou elasticitu nežli stejný statek v případě zaměstnanců.

Výsledky této práce mohou v praxi sloužit např. jako nástroj pro stanovení efektivní míry zdanění. Dále mohou být využity pro účely výrobců alkoholu a obchodníků s těmito komoditami, jako nástroj prognózování spotřebního chování domácností při změnách v cenách, či v případě snižování příjmů.

Přínosem je i zjištění, jaký přístup k modelování spotřeby alkoholu je vhodnější. Kvalitnější výsledky vykazoval Téměř dokonalý poptávkový systém. Za úvahu ovšem stojí, nahrazení mocninné funkční formy za lineární, která ve dvou případech kde byla aplikována, vykázala lepší výsledky. Protože je ale pro tuto práci mocninná forma výchozí, byla využita ve všech případech, kdy to bylo možné, tedy ve všech případech, kdy nenastal problém s nestacionaritou dat.

6 Seznam použitých zdrojů

Knižní publikace

FIŠER B., a kol. 2009. *Dostupnost a spotřeba alkoholu ve vztahu ke zdraví.* Praha : Enigma, 2009. Sv. 2. ISBN 978-80-86365-05-3.

GUJARATI, D. 1999. *Essentials of Econometrics.* 2. vydání. s.l. : MCGraw-Hill, 1999. 534 str. ISBN 0-07-116306-9.

HUŠEK, R. 1999. *Ekonometrická analýza.* 1. vydání. Praha : Ekopress, 1999. 303 str. ISBN 80-86119-19-X.

JUREČKA V., a kol. 2010. *Mikroekonomie.* Praha : Grada, 2010. 359 str. ISBN 978-80-247-3259-6.

KOUDELKA, J. 2006. *Spotřební chování a segmentace trhu.* 1. vydání. Praha : Vysoká škola ekonomie a managementu, 2006. 227 str. ISBN 80-86730-01-8.

MACÁKOVÁ L., a kol. 2010. *Mikroekonomie.* Praha : Melandrium, 2010. 275 str. ISBN 978-80-86175-70-6.

MANKIW, N.G. 1999. *Zásady ekonomie.* [překl.] Grada Publishing. USA : The Dryden press, 1999. ISBN 80-7169-891-1.

MULLEN, B. and JOHNSON, C. 1990. *The Psychology of Consumer Behavior.* Kentucky : Psychologie Press, 1990. 232 str. ISBN 0-89859-857-5.

SOUKUP, J. 2003. *Mikroekonomická analýza.* Praha : Melandrium, 2003. ISBN 80-86175-30-8.

TVRDOŇ, J. 2013. *Ekonometrie.* 5. vydání. Praha : Česká zemědělská univerzita v Praze, 2013. ISBN 978-80-213-0819-0.

VARIAN, HAL R. 1992. *Microeconomic analysis.* 3. vydání. s.l. : W. W. Norton & Company, 1992. ISBN 0-393-95735-7.

Články ve vědeckých publikacích

AKBAY C., JONES E. 2006. Demand elasticities and price-cost margin ratios for grocery products in different socioeconomic groups. *Agricultural economics - Czech.* 2006, 52, stránky 225 – 235.

BIELIK P., SAJBIDOROVA Z. 2008. Elasticity of consumer demand on pork meat in Slovak Republic. *Agricultural economics - Czech.* 2008, 55, stránky 12-19.

CASTIGLIONE C., GROCHOVÁ L., INFANTE D., SMIRNOVA J. 2011. The demand for beer in presence of past consumption and advertising in the Czech Republic. *Agricultural economics - Czech.* 2011, 57, stránky 589 – 599.

DEATON A., MUELLBAUER J. 1980. An Almost Ideal Demand System. *The American Economic Review.* 1980, pp. 312 - 326 .

JANDA K., MIKOLÁŠEK J., NETUKA M. 2010. Complete almost ideal demand system approach to the Czech alcohol demand. *Agricultural economics - Czech.* 2010, 56, stránky 421 – 434.

SYROVÁTKA, P. 2007. Exponential model of the Engel curve: Application within the income elasticity analysis of the Czech households' demand for meat and meat products. *Agricultural economics - Czech.* 2007, 53, stránky 411 – 420.

SYROVÁTKA. 2006. Income elasticity of demand within individual consumer groups and the level of income elasticity of the entire market demand. *Agricultural economics - Czech.* 2006, 52, stránky 412 – 417.

SYROVÁTKA. 2006. Modelování spotřebitelské poptávky po potravinách: teoreticko-metodologická východiska. [autor knihy] F. Kuzma. *International scientific days 2006, "Competitivness in the EU – Challenge for the V4 countries".* Brno : Faculty of Economic andManagement SAU in Nitra, 2006.

ŠAMÁNEK, M., URBANOVÁ, Z. 2012. Jaký alkohol je pro naše zdraví nejlepší. [editor] Dagmar L ipovská. *Kapitoly z kardiologie pro praktické lékaře.* 26. 9 2012, stránky 105 - 110.

ŠAMÁNEK, M., URBANOVÁ, Z. 2012. Stáří a pití alkoholu. [editor] Dagmar Lipovská. *Kapitoly z kardiologie pro praktické lékaře.* 20. 3 2012, Medical tribune cz, stránky 31-36.

ŠAMÁNEK, M., URBANOVÁ, Z. 2012. Tolerance k alkoholu. [editor] Dagmar Lipovská. *Kapitoly z kardiologie pro praktické lékaře.* 18. 6 2012, stránky 68 - 73.

ZENTKOVÁ I., HOŠKOVÁ E. 2009. The estimation of the Marshallian demand functions for the selected foodstuff groups according to the households income quartils. *Agricultural economics - Czech.* 2009, 55, stránky 406 – 413.

Výzkumná zpráva

ANDERSON P., BAUMBERG B. 2006. *Alkohol v Evropě, Zpráva pro EU.* [překl.] Sovinová H. Anglie : Institute of Alcohol Studies, 2006. 19 str.

RUPRICH J., a spol. 2012. Jaká je vlastně spotřeba etanolu v ČR? *Centrum zdraví, výživy a potravin v Brně.* [Online] 2012. [Citace: 20. 5 2013.] http://czvp.szu.cz/aktuality/spotreba.pdf.

ZVĚŘINA J., a kol. 2011. *Bezprostřední vliv nízkých dávek alkoholu na lidské chování.* Praha : Potravinářská komora České republiky, 2011. ISBN 978-80-905096-1-0.

Internetové zdroje

Český statistický úřad. [Online] http://www.czso.cz/.

ČT24. 2011. Spotřeba alkoholu klesá, jen vína pijeme víc. *česká televize.* [Online] 12 30, 2011. [Cited: 2 3, 2014.] http://www.ceskatelevize.cz/ct24/domaci/158712-spotreba-alkoholu-klesa-jen-vina-pijeme-vic/.

JANDA, K. 1994. The Estimation of a Linear Demand System for Basic Types of Meat. *Social science research network.* [Online] 1994. [Cited:] 25 str. http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1555964.

MF DNES. 2004. Víno je lék. Když ho není moc. *Víno a zdraví.* [Online] Activemedia, 5. 7 2004. [Citace: 20. 5 2013.] http://www.vinoazdravi.cz/index.php?soubor=monitoring_tisku_z_domova.

NEŠPOR, K. Alkohol a jiné návykové látky u žen. *Alkoholik.* [Online] [Citace: 6. 6 2013.] http://www.alkoholik.cz/zavislost/ke-stazeni/online-knihy/category/1-online-knihy.html.

NEŠPOR, K. Návykové látky a pracovní prostředí. *Alkoholik.* [Online] [Citace: 6. 6 2013.] http://www.alkoholik.cz/zavislost/ke-stazeni/online-knihy/category/1-online-knihy.html.

OXFORD UK. Social and Cultural Aspects of Drinking. *Social Issues Research Centre.* [Online] [Cited: 5 20, 2013.] http://www.sirc.org/publik/drinking_origins.html.

ZAKÁLOVÁ, E. 2013. Spotřeba alkoholu klesá. Stále vede pivo a posiluje víno. *Marketing Sales Media.* [Online] 7 9, 2013. [Cited: 2 10, 2014.] http://marketingsales.tyden.cz/rubriky/data/spotreba-alkoholu-klesa-stale-vede-pivo-a-posiluje-vino_275978.html.

7 Přílohy

7.1 Data pro aplikační část (čtvrtletní)

Základní data k analýze spotřeby zaměstnanců					
Čtvrtletí	Spotřeba piva v l	Spotřeba vína v l	Spotřeba destil. v l	Čistý reál. příjem	Reálné vydání na alkohol
2000q1	6,95514	1,57377	0,49422	22601,84	302,62
2000q2	9,34854	1,62621	0,52599	24622,07	356,72
2000q3	9,12816	1,76685	0,54714	23234,84	358,47
2000q4	7,93176	1,94316	0,81894	25427,25	416,11
2001q1	6,7344	1,46793	0,47757	23356,25	285,45
2001q2	8,16471	1,71756	0,52383	25340,88	336,12
2001q3	8,8659	1,71693	0,50811	24338,35	349,26
2001q4	7,8747	2,01294	0,82098	26912,85	418,03
2002q1	6,93105	1,4874	0,47493	23337,94	291,03
2002q2	8,06178	1,54419	0,42519	25547,36	310,42
2002q3	8,71884	1,73679	0,48273	24866,54	348,29
2002q4	7,39059	1,9869	0,75723	27077,83	410,06
2003q1	6,53451	1,5015	0,4491	25303,03	289,47
2003q2	8,55387	1,64064	0,45741	26833,95	340,11
2003q3	8,90085	1,82415	0,4674	26170,79	360,29
2003q4	7,59132	2,16942	0,75843	28135,44	427,50
2004q1	6,34518	1,52109	0,40389	25848,09	280,86
2004q2	7,66605	1,63947	0,44586	27065,74	323,20
2004q3	8,75952	1,93674	0,45678	26755,24	359,74
2004q4	7,56669	2,1501	0,73464	28571,20	413,28
2005q1	6,48069	1,57143	0,45579	32444,08	295,52
2005q2	8,26356	1,73214	0,38973	28254,93	321,66
2005q3	9,17898	1,99857	0,42657	28037,47	360,68
2005q4	7,84551	2,12862	0,70011	29730,85	411,72
2006q1	6,77568	1,39434	0,35718	28422,85	285,17
2006q2	8,80056	1,47636	0,3792	30737,57	331,55
2006q3	9,55458	1,71768	0,39039	30735,03	363,59
2006q4	8,21877	1,94187	0,61086	32219,41	425,53
2007q1	7,1742	1,39512	0,35187	31066,15	282,69
2007q2	9,06867	1,55976	0,35619	33001,62	326,76
2007q3	9,4113	1,67754	0,41259	31516,90	353,75
2007q4	8,03505	1,98708	0,62505	33123,11	407,12
2008q1	6,76041	1,39695	0,37032	31384,36	274,65
2008q2	8,59581	1,50441	0,34575	32992,39	311,72
2008q3	8,91819	1,69938	0,39237	32474,01	342,22
2008q4	7,70085	1,96719	0,59946	34812,02	389,48
2009q1	6,4731	1,41261	0,33642	32817,98	260,41

2009q2	8,57925	1,62894	0,38718	33774,09	323,40
2009q3	9,45378	1,86498	0,39858	33919,21	359,65
2009q4	7,87098	2,12301	0,63069	35138,58	406,57
2010q1	6,36441	1,45959	0,32346	33376,97	262,88
2010q2	8,23152	1,60944	0,31785	33719,55	311,84
2010q3	8,65926	1,78467	0,35691	33472,66	334,36
2010q4	7,30878	2,13162	0,57621	35662,77	388,24
2011q1	6,34131	1,35402	0,32064	31747,25	260,63
2011q2	8,43714	1,65207	0,35565	33216,89	316,96
2011q3	9,19119	1,82325	0,32271	32784,83	339,63
2011q4	7,82304	2,13273	0,57021	34425,52	390,51

Základní data k analýze spotřeby důchodců

Čtvrtletí	Spotřeba piva v l	Spotřeba vína v l	Spotřeba destil. v l	Čistý reál. příjem	Reálné vydání na alkohol
2000q1	9,3255	1,3516	0,5439	21005,19	385,52
2000q2	11,0690	1,4890	0,5518	20966,42	432,20
2000q3	11,1345	1,3868	0,5273	20675,95	408,38
2000q4	10,0101	1,7434	0,8342	21394,76	489,11
2001q1	9,5538	1,2932	0,5080	21830,24	356,33
2001q2	11,0613	1,5009	0,5846	21524,80	412,03
2001q3	11,6266	1,3757	0,5248	21177,84	399,96
2001q4	10,4904	1,7814	0,8628	22278,03	483,77
2002q1	10,5275	1,4876	0,6339	22371,29	398,61
2002q2	11,8526	1,4026	0,5506	22525,92	410,11
2002q3	12,6597	1,4362	1,0700	22570,46	542,63
2002q4	10,7642	1,8438	0,9434	22762,08	524,35
2003q1	11,0737	1,4861	0,6496	24049,96	426,75
2003q2	13,2882	1,5793	0,5536	23267,93	459,28
2003q3	13,9859	1,6032	0,5889	23333,56	484,71
2003q4	12,4089	2,2045	0,9262	23686,85	575,75
2004q1	11,7774	1,5220	0,5147	23053,50	408,03
2004q2	13,3679	1,7792	0,5705	24245,33	466,12
2004q3	13,4207	1,6193	0,5488	23276,12	448,38
2004q4	12,5093	2,0398	0,8397	23316,34	521,88
2005q1	11,2023	1,4812	0,5768	24168,27	400,73
2005q2	13,6584	1,6401	0,5102	24253,97	435,28
2005q3	13,9342	1,7005	0,5149	24046,99	442,38
2005q4	13,1807	1,9632	0,9089	24526,74	531,34
2006q1	10,7409	1,2938	0,5442	24790,96	381,87
2006q2	14,3838	1,4301	0,5465	25071,80	451,98
2006q3	15,1190	1,4435	0,4444	24622,29	444,37
2006q4	12,8124	1,7716	0,7946	25881,70	526,08
2007q1	12,0111	1,4372	0,5279	26876,34	391,15
2007q2	14,3661	1,7505	0,5821	26328,18	454,54
2007q3	14,3999	1,6892	0,5279	25987,78	439,39

2007q4	13,6017	1,9971	0,7940	26660,78	503,74
2008q1	12,1851	1,4031	0,5236	25833,72	357,60
2008q2	14,8329	1,5271	0,4536	26624,39	395,02
2008q3	14,5103	1,6513	0,5430	26125,85	413,96
2008q4	13,3436	2,1935	0,8080	26831,42	486,02
2009q1	13,0157	1,5958	0,5438	27211,74	370,73
2009q2	15,8357	1,7717	0,5404	27819,88	427,79
2009q3	16,0581	1,7208	0,5528	27662,53	439,33
2009q4	14,6350	2,0595	0,9978	27509,61	525,38
2010q1	12,9928	1,6555	0,5654	28263,96	382,88
2010q2	15,4877	1,7439	0,5169	28659,40	426,22
2010q3	16,4766	1,7205	0,4897	28231,65	430,73
2010q4	14,3367	2,4051	0,8917	28838,82	518,00
2011q1	14,4764	1,7553	0,5881	29842,15	414,70
2011q2	17,2938	2,0423	0,6582	29984,23	473,93
2011q3	17,3455	1,9818	0,5795	29806,37	465,41
2011q4	16,4533	2,6828	0,9907	29908,25	560,92

Průměrné reálné ceny alkoholu (v Kč)			
Čtvrtletí	Pivo	Víno	Destiláty
2000q1	17,1279	52,5547	199,4642
2000q2	17,0341	53,7407	195,9345
2000q3	16,6000	53,8193	205,3776
2000q4	17,0397	63,3942	191,6772
2001q1	16,6105	54,7969	203,9257
2001q2	16,6645	55,7210	209,2899
2001q3	16,7603	57,7477	204,4334
2001q4	17,0393	64,3416	192,6574
2002q1	16,6490	56,1614	195,0607
2002q2	16,9613	57,2112	199,219
2002q3	17,1962	57,6637	199,7973
2002q4	18,0010	66,7791	187,9858
2003q1	17,6841	58,7358	193,9207
2003q2	17,4527	58,5444	200,6948
2003q3	17,8985	58,9699	203,4502
2003q4	18,2830	66,1407	190,6084
2004q1	17,6519	59,3762	190,8709
2004q2	17,6177	59,5852	207,2017
2004q3	17,4767	58,6314	199,8387
2004q4	17,6891	64,9346	191,475
2005q1	17,7401	58,5044	194,4548
2005q2	17,1543	57,6104	202,8791
2005q3	17,1898	57,6347	203,8106
2005q4	17,5040	64,6323	190,3205
2006q1	18,2702	63,1760	194,4139

2006q2	17,7431	64,0950	205,5716
2006q3	17,9474	61,4421	205,6105
2006q4	18,5269	72,9458	195,4196
2007q1	17,2873	61,6753	205,1748
2007q2	17,2070	61,4354	212,9978
2007q3	17,3031	61,5075	221,7669
2007q4	17,7748	70,8344	215,4585
2008q1	17,0460	61,5732	206,4069
2008q2	17,2122	61,1868	210,2448
2008q3	17,3722	62,9322	212,6277
2008q4	17,6260	69,6072	197,6557
2009q1	16,6951	61,4784	198,1879
2009q2	17,0052	61,0689	207,4147
2009q3	17,3684	61,6811	204,7834
2009q4	17,8503	69,3291	194,8634
2010q1	17,8173	61,1419	194,6719
2010q2	17,7909	61,8942	201,5248
2010q3	17,7781	60,7620	201,7624
2010q4	18,1814	67,1194	188,4909
2011q1	17,6563	62,5628	186,2483
2011q2	17,5506	60,0444	206,961
2011q3	17,6010	61,2002	201,6513
2011q4	17,7135	66,8838	194,869

7.2 Přílohy k modelům Marshallovské poptávky

Příloha 1: Testy k q_{11}

Test normality reziduí

```
Frekvenční rozdělení pro uhat1, poz. 1-47
počet tříd = 7, střední hodnota = 1,03936e-016, so = 0,282768

       interval          střed   frequence    rel.     kum.

           < -0,61550  -0,72642       2      4,26%    4,26% *
  -0,61550 - -0,39366  -0,50458       1      2,13%    6,38%
  -0,39366 - -0,17183  -0,28274       6     12,77%   19,15% ****
  -0,17183 -  0,050011 -0,060907     20     42,55%   61,70% ***************
  0,050011 -  0,27185   0,16093      11     23,40%   85,11% ********
   0,27185 -  0,49368   0,38277       6     12,77%   97,87% ****
          >=  0,49368   0,60460       1      2,13%  100,00%

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:
Chí-kvadrát(2) = 4,477 s p-hodnotou 0,10661
```

H_0 = Rezidua mají normální rozdělení

p-hodnota = 0,10661 > 0,05 - nezamítáme H_0 - rezidua mají normální rozdělení

Test heteroskedasticity (Breutch – Paganův test)

```
Breusch-Paganův test heteroskedasticity
OLS, za použití pozorování 2000:2-2011:4 (T = 47)
Závisle proměnná: škálované uhat^2

              koeficient    směr. chyba   t-podíl   p-hodnota
  -----------------------------------------------------------
  prijem      9,03882e-05   0,000201139    0,4494    0,6556
  cena_p     -0,564343      1,00646       -0,5607    0,5782
  cena_v      0,202154      0,183718       1,100     0,2779
  cena_d     -0,111633      0,0553231     -2,018     0,0505   *
  dum1        2,10504       1,35302        1,556     0,1278
  dum2        2,61658       0,731256       3,578     0,0009   ***
  dum3        1,46464       0,499638       2,931     0,0056   ***
  dum4       -2,51103       1,64937       -1,522     0,1360

  Vysvětlený součet čtverců = 33,5939

Testovací statistika: LM = 16,796940,
s p-hodnotou = P(Chí-kvadrát(7) > 16,796940) = 0,058754
```

H_0 = Homoskedasticita, při které je rozptyl rezidua konstantní.

p-hodnota = 0,058754 > 0,05 - nezamítáme H_0 - potvrzujeme homoskedasticitu

Test autokorelace (Durbin-Watsonův test)

H_0: Model je prostý autokorelace

Durbin-Watsonova statistika = 2,25445

p-hodnota = 0,890155 > 0,05, nezamítáme H_0, model je prostý autokorelace reziduí

Test multikolinearity (Korelační matice)

Absolutní hodnoty korelací mezi exogenními proměnnými nedosáhly kritických hodnot (nad 0,8).

y	prijem	cena_p	cena_v	cena_d	
1,0000	0,1033	-0,0839	-0,0854	0,6592	y
	1,0000	0,5465	0,6258	-0,2797	prijem
		1,0000	0,7544	-0,2907	cena_p
			1,0000	-0,4740	cena_v
				1,0000	cena_d
	dum1	dum2	dum3	dum4	
	-0,4812	0,3026	0,2498	-0,5850	y
	-0,5452	0,2684	-0,2539	0,5148	prijem
	-0,5376	-0,1139	0,1090	0,5270	cena_p
	-0,7643	-0,0287	-0,0159	0,7868	cena_v
	0,1309	0,5807	0,0469	-0,7548	cena_d
	1,0000	-0,3237	-0,3237	-0,3237	dum1
		1,0000	-0,3429	-0,3429	dum2
			1,0000	-0,3429	dum3
				1,0000	dum4

Příloha 2: Testy k q_{12}

Test normality reziduí

```
Frekvenční rozdělení pro uhat1, poz. 1-47
počet tříd = 7, střední hodnota = 8,26762e-018, so = 0,0670001

       interval          střed   frequence    rel.     kum.

           < -0,12697  -0,14936       1      2,13%    2,13%
  -0,12697 - -0,082198 -0,10459       4      8,51%   10,64% ***
 -0,082198 - -0,037421 -0,059810      6     12,77%   23,40% ****
 -0,037421 -  0,0073549-0,015033     15     31,91%   55,32% ***********
 0,0073549 -  0,052131  0,029743     11     23,40%   78,72% ********
  0,052131 -  0,096908  0,074519      9     19,15%   97,87% ******
          >=  0,096908  0,11930       1      2,13%  100,00%

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:
Chí-kvadrát(2) = 0,636 s p-hodnotou 0,72742
```

H_0 = Rezidua mají normální rozdělení

p-hodnota = 0,72742 > 0,05 - nezamítáme H_0 - rezidua mají normální rozdělení

Test heteroskedasticity (Breusch-Pagan test)

```
Breusch-Paganův test heteroskedasticity
OLS, za použití pozorování 2000:2-2011:4 (T = 47)
Závisle proměnná: škálované uhat^2

              koeficient    směr. chyba   t-podíl   p-hodnota
  ---------------------------------------------------------
  prijem     -0,000111698   0,000166673   -0,6702    0,5067
  cena_v      0,0326286     0,152238       0,2143    0,8314
  cena_p      0,509750      0,834003       0,6112    0,5446
  cena_d     -0,0517983     0,0458434     -1,130     0,2654
```

```
  dum1        1,34987       1,12118        1,204     0,2359
  dum2        1,43470       0,605954       2,368     0,0230   **
  dum3        0,904091      0,414024       2,184     0,0351   **
  dum4        0,333844      1,36675        0,2443    0,8083

  Vysvětlený součet čtverců = 3,65815

Testovací statistika: LM = 1,829074,
s p-hodnotou = P(Chí-kvadrát(7) > 1,829074) = 0,968692
```

H_0 = Homoskedasticita, při které je rozptyl rezidua konstantní.
p-hodnota = 0,968692 > 0,05 - nezamítáme H_0 - potvrzujeme homoskedasticitu

Test autokorelace (Durbin-Watsonův test)

H_0: Model je prostý autokorelace
Durbin-Watsonova statistika = 2,63427
p-hodnota = 0,994193 > 0,05, nezamítáme H_0, model je prostý autokorelace reziduí

Test multikolinearity (Korelační matice)

Absolutní hodnoty korelací mezi exogenními proměnnými nedosáhly kritických hodnot (nad 0,8).

y	prijem	cena_v	cena_p	cena_d	
1,0000	0,5706	0,7668	0,5406	-0,2443	y
	1,0000	0,6258	0,5465	-0,2797	prijem
		1,0000	0,7544	-0,4740	cena_v
			1,0000	-0,2907	cena_p
				1,0000	cena_d
	dum1	dum2	dum3	dum4	
	-0,9688	0,2317	0,2907	0,4183	y
	-0,5452	0,2684	-0,2539	0,5148	prijem
	-0,7643	-0,0287	-0,0159	0,7868	cena_v
	-0,5376	-0,1139	0,1090	0,5270	cena_p
	0,1309	0,5807	0,0469	-0,7548	cena_d
	1,0000	-0,3237	-0,3237	-0,3237	dum1
		1,0000	-0,3429	-0,3429	dum2
			1,0000	-0,3429	dum3
				1,0000	dum4

Příloha 3: Testy k q_{13}

Test normality reziduí

```
Frekvenční rozdělení pro uhat1, poz. 1-48
počet tříd = 7, střední hodnota = -8,67362e-018, so = 0,0681016

       interval          střed   frequence    rel.     kum.

           < -0,11745  -0,15053       1      2,08%    2,08%
  -0,11745 - -0,051299 -0,084374      6     12,50%   14,58% ****
 -0,051299 -  0,014853 -0,018223     23     47,92%   62,50% ****************
  0,014853 -  0,081004  0,047928     15     31,25%   93,75% ***********
```

```
  0,081004 -  0,14716   0,11408       2      4,17%   97,92% *
   0,14716 -  0,21331   0,18023       0      0,00%   97,92%
          >=  0,21331   0,24638       1      2,08%  100,00%

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:
Chí-kvadrát(2) = 16,728 s p-hodnotou 0,00023
```

H_0 = Rezidua mají normální rozdělení

p-hodnota = 0,00023 < 0,05 - zamítáme H_0 - rezidua nemají normální rozdělení

<u>Test heteroskedasticity (Breusch-Pagan test)</u>

```
Breusch-Paganův test heteroskedasticity
OLS, za použití pozorování 2000:1-2011:4 (T = 48)
Závisle proměnná: škálované uhat^2

            koeficient   směr. chyba   t-podíl   p-hodnota
  --------------------------------------------------------
  prijem      13,1771       4,37566      3,011     0,0045   *
  cena_d      -3,49495     12,1211      -0,2883    0,7746
  cena_p      25,7498      16,7571       1,537     0,1323
  cena_v     -35,7761      13,6245      -2,626     0,0122   **
  dum1       -42,3456      65,3182      -0,6483    0,5205
  dum2       -43,2216      65,7391      -0,6575    0,5146
  dum3       -43,1503      65,7491      -0,6563    0,5154
  dum4       -40,9477      65,0230      -0,6297    0,5324

  Vysvětlený součet čtverců = 68,6992

Testovací statistika: LM = 34,349588,
s p-hodnotou = P(Chí-kvadrát(7) > 34,349588) = 0,000015
```

H_0 = Homoskedasticita, při které je rozptyl rezidua konstantní.

p-hodnota = 0,000015 < 0,05 - zamítáme H_0 - potvrzujeme heteroskedasticitu

<u>Test autokorelace (Durbin-Watsonův test)</u>

H_0: Model je prostý autokorelace

Durbin-Watsonova statistika = 1,76801

p-hodnota = 0,032579 < 0,05, zamítáme H_0, model není prostý autokorelace reziduí

<u>Test multikolinearity (Korelační matice)</u>

Absolutní hodnoty korelací mezi exogenními proměnnými nedosáhly kritických hodnot (nad 0,8).

y	prijem	cena_d	cena_p	cena_v	
1,0000	-0,2952	-0,4452	0,0870	0,3349	y
	1,0000	0,0365	0,4715	0,6736	prijem
		1,0000	0,0104	-0,1899	cena_d
			1,0000	0,6598	cena_p
				1,0000	cena_v
	dum1	dum2	dum3	dum4	

	-0,3419	-0,2993	-0,1863	0,6274	y
	-0,1630	0,0188	-0,0718	0,2159	prijem
	-0,2627	0,3510	0,3798	-0,4681	cena_d
	-0,1164	-0,1990	-0,0859	0,4014	cena_p
	-0,2650	-0,2575	-0,2344	0,7568	cena_v
	1,0000	-0,3333	-0,3333	-0,3333	dum1
		1,0000	-0,3333	-0,3333	dum2
			1,0000	-0,3333	dum3
				1,0000	dum4

Příloha 4: Testy k q_{21}

Test normality reziduí

```
Frekvenční rozdělení pro uhat1, poz. 1-48
počet tříd = 7, střední hodnota = -9,25186e-018, so = 0,0415361

       interval          střed   frequence    rel.     kum.

           < -0,061368  -0,076202      1      2,08%    2,08%
  -0,061368 - -0,031699  -0,046534      9     18,75%   20,83% ******
  -0,031699 - -0,0020312 -0,016865     17     35,42%   56,25% ************
 -0,0020312 -  0,027637   0,012803     10     20,83%   77,08% *******
   0,027637 -  0,057305   0,042471      7     14,58%   91,67% *****
   0,057305 -  0,086974   0,072140      3      6,25%   97,92% **
          >=  0,086974   0,10181       1      2,08%  100,00%

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:
Chí-kvadrát(2) = 1,782 s p-hodnotou 0,41024
```

H_0 = Rezidua mají normální rozdělení

p-hodnota = 0,41024 > 0,05 - nezamítáme H_0 - rezidua mají normální rozdělení

Test heteroskedasticity (Breusch-Pagan test)

```
Breusch-Paganův test heteroskedasticity
OLS, za použití pozorování 2000:1-2011:4 (T = 48)
Závisle proměnná: škálované uhat^2

             koeficient   směr. chyba   t-podíl   p-hodnota
  --------------------------------------------------------
  prijem      -4,51490      2,82499     -1,598     0,1179
  cena_p      17,8934       9,63511      1,857     0,0707   *
  cena_v       4,31150      7,20104      0,5987    0,5527
  cena_d      -1,64152      7,17330     -0,2288    0,8202
  dum1       -12,8491      40,2613      -0,3191    0,7513
  dum2        13,5546      40,4929       0,3347    0,7396
  dum3        13,7114      40,4933       0,3386    0,7367
  dum4        13,8383      39,9567       0,3463    0,7309

  Vysvětlený součet čtverců = 18,5265

Testovací statistika: LM = 9,263249,
s p-hodnotou = P(Chí-kvadrát(7) > 9,263249) = 0,234304
```

H_0 = Homoskedasticita, při které je rozptyl rezidua konstantní.

p-hodnota = 0,234304 > 0,05 - nezamítáme H_0 - potvrzujeme homoskedasticitu

Test autokorelace (Durbin-Watsonův test)

H_0: Model je prostý autokorelace
Durbin-Watsonova statistika = 1,89771
p-hodnota = 0,212886 > 0,05, nezamítáme H_0, model je prostý autokorelace reziduí

Test multikolinearity (Korelační matice)

Absolutní hodnoty korelací mezi exogenními proměnnými nedosáhly kritických hodnot (nad 0,8).

y	prijem	cena_p	cena_v	cena_d	
1,0000	0,8064	0,3448	0,3568	0,2750	y
	1,0000	0,4369	0,5373	0,0063	prijem
		1,0000	0,6598	0,0104	cena_p
			1,0000	-0,1899	cena_v
				1,0000	cena_d
	dum1	dum2	dum3	dum4	
	-0,4610	0,2160	0,3118	-0,0667	y
	-0,0191	0,0142	-0,0544	0,0593	prijem
	-0,1164	-0,1990	-0,0859	0,4014	cena_p
	-0,2650	-0,2575	-0,2344	0,7568	cena_v
	-0,2627	0,3510	0,3798	-0,4681	cena_d
	1,0000	-0,3333	-0,3333	-0,3333	dum1
		1,0000	-0,3333	-0,3333	dum2
			1,0000	-0,3333	dum3
				1,0000	dum4

Příloha 5: Testy k q_{22}

Test normality reziduí

```
Frekvenční rozdělení pro uhat1, poz. 1-48
počet tříd = 7, střední hodnota = -8,10694e-016, so = 0,0542424

       interval          střed   frequence    rel.     kum.

            < -0,070470  -0,086336      4      8,33%    8,33% ***
  -0,070470 - -0,038738  -0,054604      8     16,67%   25,00% ******
  -0,038738 - -0,0070052 -0,022871     13     27,08%   52,08% *********
 -0,0070052 -  0,024727   0,0088611     7     14,58%   66,67% *****
   0,024727 -  0,056460   0,040594      8     16,67%   83,33% ******
   0,056460 -  0,088192   0,072326      5     10,42%   93,75% ***
           >=  0,088192   0,10406       3      6,25%  100,00% **

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:
Chí-kvadrát(2) = 2,092 s p-hodnotou 0,35131
```

H_0 = Rezidua mají normální rozdělení
p-hodnota = 0,35131 > 0,05 - nezamítáme H_0 - rezidua mají normální rozdělení

Test heteroskedasticity (Breusch-Pagan test)

```
Breusch-Paganův test heteroskedasticity
```

```
OLS, za použití pozorování 2000:1-2011:4 (T = 48)
Závisle proměnná: škálované uhat^2

             koeficient   směr. chyba   t-podíl   p-hodnota
  ---------------------------------------------------------
  prijem      -1,29309      2,65070     -0,4878    0,6283
  cena_v       3,69992      6,75676      0,5476    0,5870
  cena_p       4,68664      9,04066      0,5184    0,6070
  cena_d      -8,10860      6,73074     -1,205     0,2354
  dum1        28,4460      37,7773       0,7530    0,4559
  dum2        29,0008      37,9946       0,7633    0,4498
  dum3        28,6017      37,9950       0,7528    0,4560
  dum4        27,7198      37,4915       0,7394    0,4640

  Vysvětlený součet čtverců = 3,32767

Testovací statistika: LM = 1,663833,
s p-hodnotou = P(Chí-kvadrát(7) > 1,663833) = 0,976090
```

H_0 = Homoskedasticita, při které je rozptyl rezidua konstantní.
p-hodnota = 0,976090 > 0,05 - nezamítáme H_0 - potvrzujeme homoskedasticitu

Test autokorelace (Durbin-Watsonův test)

H_0: Model je prostý autokorelace
Durbin-Watsonova statistika = 1,87461
p-hodnota = 0,182419 > 0,05, nezamítáme H_0 , model je prostý autokorelace reziduí

Test multikolinearity (Korelační matice)

Absolutní hodnoty korelací mezi exogenními proměnnými nedosáhly kritických hodnot (nad 0,8).

y	prijem	cena_v	cena_p	cena_d	
1,0000	0,5514	0,6824	0,4594	-0,3729	y
	1,0000	0,5373	0,4369	0,0063	prijem
		1,0000	0,6598	-0,1899	cena_v
			1,0000	0,0104	cena_p
				1,0000	cena_d
	dum1	dum2	dum3	dum4	
	-0,4550	-0,0979	-0,1571	0,7100	y
	-0,0191	0,0142	-0,0544	0,0593	prijem
	-0,2650	-0,2575	-0,2344	0,7568	cena_v
	-0,1164	-0,1990	-0,0859	0,4014	cena_p
	-0,2627	0,3510	0,3798	-0,4681	cena_d
	1,0000	-0,3333	-0,3333	-0,3333	dum1
		1,0000	-0,3333	-0,3333	dum2
			1,0000	-0,3333	dum3
				1,0000	dum4

Příloha 6: Testy k q_{23}

Test normality reziduí

```
Frekvenční rozdělení pro uhat1, poz. 1-48
počet tříd = 7, střední hodnota = -1,41669e-016, so = 0,0125696

       interval          střed   frequence    rel.     kum.

          < -0,11267  -0,18010       3      6,25%    6,25% *
  -0,11267 -  0,022182 -0,045246     30     62,50%   68,75% ****
  0,022182 -  0,15704   0,089610     14     29,17%   97,92%
*******************
   0,15704 -  0,29189   0,22446       0      0,00%   97,92%
   0,29189 -  0,42675   0,35932       0      0,00%   97,92% **
   0,42675 -  0,56160   0,49417       0      0,00%   97,92%
          >=  0,56160   0,62903       1      2,08%  100,00%

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:
Chí-kvadrát(2) = 55,105 s p-hodnotou 0,01210
```

H_0 = Rezidua mají normální rozdělení

p-hodnota = 0,01210 < 0,05 - zamítáme H_0 - rezidua nemají normální rozdělení

Test heteroskedasticity (Breusch-Pagan test)

```
Breusch-Paganův test heteroskedasticity
OLS, za použití pozorování 2000:1-2011:4 (T = 48)
Závisle proměnná: škálované uhat^2

             koeficient   směr. chyba   t-podíl    p-hodnota
  ---------------------------------------------------------
  prijem     -4,21956       9,82715    -0,4294     0,6700
  cena_d     -7,04588      24,9534     -0,2824     0,7791
  cena_p      0,772505     33,5171      0,02305    0,9817
  cena_v      0,521161     25,0499      0,02080    0,9835
  dum1       75,9597      140,055       0,5424     0,5906
  dum2       76,2959      140,860       0,5416     0,5911
  dum3       78,8225      140,862       0,5596     0,5789
  dum4       75,7206      138,995       0,5448     0,5889

  Vysvětlený součet čtverců = 72,9458

Testovací statistika: LM = 36,472905,
s p-hodnotou = P(Chí-kvadrát(7) > 36,472905) = 0,01165
```

H_0 = Homoskedasticita, při které je rozptyl rezidua konstantní.

p-hodnota = 0,01165 < 0,05 - zamítáme H_0 - potvrzujeme heteroskedasticitu

Test autokorelace (Durbin-Watsonův test)

H_0: Model je prostý autokorelace

Durbin-Watsonova statistika = 1,58944

p-hodnota = 0,0234111 > 0,05, zamítáme H_0, model není prostý autokorelace reziduí

Test multikolinearity (Korelační matice)

Absolutní hodnoty korelací mezi exogenními proměnnými nedosáhly kritických hodnot (nad 0,8).

y	prijem	cena_d	cena_p	cena_v	
1,0000	0,0307	-0,5441	0,3330	0,5874	y
	1,0000	0,0063	0,4369	0,5373	prijem
		1,0000	0,0104	-0,1899	cena_d
			1,0000	0,6598	cena_p
				1,0000	cena_v
	dum1	dum2	dum3	dum4	
	-0,2740	-0,3132	-0,2598	0,7469	y
	-0,0191	0,0142	-0,0544	0,0593	prijem
	-0,2627	0,3510	0,3798	-0,4681	cena_d
	-0,1164	-0,1990	-0,0859	0,4014	cena_p
	-0,2650	-0,2575	-0,2344	0,7568	cena_v
	1,0000	-0,3333	-0,3333	-0,3333	dum1
		1,0000	-0,3333	-0,3333	dum2
			1,0000	-0,3333	dum3
				1,0000	dum4

7.3 *Přílohy k modelům AIDS*

Příloha 7: Testy k poptávkovému systému zaměstnanců

```
Korelační matice reziduí, C (3 x 3)

      1,0000    -0,071441     -0,30805
   -0,071441       1,0000   -0,0094387
    -0,30805   -0,0094387       1,0000

Vlastní čísla C

   0,681577
    1,00415
    1,31427

Doornik-Hansenův test
 Chí-kvadrát(6) = 3,6243 [0,7274]


Křížové rovnice VCV pro rezidua
(korelace nad diagonálou)

  1,1199e-007     (-0,071)     (-0,308)
 -4,1185e-009  2,9677e-008     (-0,009)
 -3,1962e-008 -5,0415e-010  9,6131e-008

logaritmus determinantu = -49,6012
Breusch-Paganův test pro diagonální kovarianční matici:
  Chí-kvadrát(3) = 4,80426 [0,1867]
```

Příloha 8: Testy k w_{11}

<u>Test normality reziduí</u>

```
Frekvenční rozdělení pro uhat1, poz. 1-48
počet tříd = 7, střední hodnota = 4,13804e-018, so = 0,000353564

       interval          střed   frequence    rel.     kum.

            < -0,0006582 -0,0007720       3      6,25%    6,25% **
 -0,0006582 - -0,0004306 -0,0005444       2      4,17%   10,42% *
 -0,0004306 - -0,0002031 -0,0003169       7     14,58%   25,00% *****
 -0,0002031 -  2,445e-005-8,933e-005     10     20,83%   45,83% *******
 2,445e-005 -  0,0002520  0,0001382      14     29,17%   75,00% **********
  0,0002520 -  0,0004795  0,0003658       9     18,75%   93,75% ******
           >=  0,0004795  0,0005933       3      6,25%  100,00% **

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:
Chí-kvadrát(2) = 2,487 s p-hodnotou 0,28841
```

H_0 = Rezidua mají normální rozdělení

p-hodnota = 0,28841 > 0,05 - nezamítáme H_0 - rezidua mají normální rozdělení

<u>Test heteroskedasticity (Breusch-Pagan test)</u>

```
Breusch-Paganův test heteroskedasticity
OLS, za použití pozorování 2000:1-2011:4 (T = 48)
Závisle proměnná: škálované uhat^2

             koeficient   směr. chyba   t-podíl    p-hodnota
```

```
  ---------------------------------------------------------
  const        9,72224     39,3523       0,2471     0,8060
  cena_p      24,8928      21,4680       1,160      0,2526
  cena_v     -23,1394       7,66087     -3,020      0,0042   ***
  cena_d       1,08234     11,7690       0,09197    0,9272
  kos         -0,499080     0,575047    -0,8679     0,3903

  Vysvětlený součet čtverců = 16,8255

Testovací statistika: LM = 8,412734,
s p-hodnotou = P(Chí-kvadrát(4) > 8,412734) = 0,077577
```

H_0 = Homoskedasticita, při které je rozptyl rezidua konstantní.
p-hodnota = 0,077577 > 0,05 - nezamítáme H_0 - potvrzujeme homoskedasticitu

Test autokorelace (Durbin-Watsonův test)

H_0: Model je prostý autokorelace
Durbin-Watsonova statistika = 1,84165
p-hodnota = 0,2041041 > 0,05, nezamítáme H_0, model je prostý autokorelace reziduí

Test multikolinearity (Korelační matice)

Absolutní hodnoty korelací mezi exogenními proměnnými nedosáhly kritických hodnot (nad 0,8).

wp	cena_p	cena_v	cena_d	kos	
1,0000	-0,3082	-0,5071	0,2368	-0,6848	wp
	1,0000	0,6598	-0,3365	0,0535	cena_p
		1,0000	-0,2119	0,0202	cena_v
			1,0000	0,1972	cena_d
				1,0000	kos

Příloha 9: Testy k w_{12}

Test normality reziduí

```
Frekvenční rozdělení pro uhat2, poz. 1-48
počet tříd = 7, střední hodnota = -2,81893e-018, so = 0,000182012

       interval           střed   frequence    rel.     kum.

             < -0,0003371  -0,0004037       2      4,17%    4,17%
  -0,0003371 - -0,0002041  -0,0002706       2      4,17%    8,33% *
  -0,0002041 - -7,113e-005 -0,0001376      11     22,92%   31,25% *
 -7,113e-005 -  6,187e-005 -4,631e-006     17     35,42%   66,67% *********
  6,187e-005 -  0,0001949   0,0001284      11     22,92%   89,58% ********
   0,0001949 -  0,0003279   0,0002614       4      8,33%   97,92% ***
            >=  0,0003279   0,0003944       1      2,08%  100,00%

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:
Chí-kvadrát(2) = 0,639 s p-hodnotou 0,26537
```

H_0 = Rezidua mají normální rozdělení

p-hodnota = 0,26537 > 0,05 - nezamítáme H_0 - rezidua mají normální rozdělení

Test heteroskedasticity (Breusch-Pagan test)

```
Breusch-Paganův test heteroskedasticity
OLS, za použití pozorování 2000:1-2011:4 (T = 48)
Závisle proměnná: škálované uhat^2

             koeficient   směr. chyba   t-podíl   p-hodnota
  ---------------------------------------------------------
  const      -22,6984      45,1444      -0,5028    0,6177
  cena_p      48,6766      24,6278       1,976     0,0545   *
  cena_v     -14,2809       8,78844     -1,625     0,1115
  cena_d      -4,60652     13,5012      -0,3412    0,7346
  kos         -0,396890     0,659685    -0,6016    0,5506

  Vysvětlený součet čtverců = 10,47

Testovací statistika: LM = 5,235005,
s p-hodnotou = P(Chí-kvadrát(4) > 5,235005) = 0,64031
```

H_0 = Homoskedasticita, při které je rozptyl rezidua konstantní.

p-hodnota = 0,64031 > 0,05 - nezamítáme H_0 - potvrzujeme homoskedasticitu

Test autokorelace (Durbin-Watsonův test)

H_0: Model je prostý autokorelace

Durbin-Watsonova statistika = 1,94983

p-hodnota = 0,38901 > *0,05, nezamítáme H_0, model je prostý autokorelace reziduí*

Test multikolinearity (Korelační matice)

Absolutní hodnoty korelací mezi exogenními proměnnými nedosáhly kritických hodnot (nad 0,8).

wv	cena_p	cena_v	cena_d	kos	
1,0000	0,1701	0,3013	-0,3796	-0,9002	wv
	1,0000	0,6598	-0,3365	0,0535	cena_p
		1,0000	-0,2119	0,0202	cena_v
			1,0000	0,1972	cena_d
				1,0000	kos

Příloha 10: Testy k w_{13}

Test normality reziduí

```
Frekvenční rozdělení pro uhat3, poz. 1-48
počet tříd = 7, střední hodnota = -4,2826e-018, so = 0,000327581

       interval          střed    frequence    rel.     kum.

             < -0,0004419  -0,0005443      3      6,25%    6,25% **
  -0,0004419 - -0,0002370  -0,0003394     10     20,83%   27,08% *******
```

```
  -0,0002370 - -3,219e-005 -0,0001346      9     18,75%   45,83% ******
 -3,219e-005 -  0,0001726   7,023e-005    13     27,08%   72,92% *********
   0,0001726 -  0,0003775   0,0002751      6     12,50%   85,42% ****
   0,0003775 -  0,0005823   0,0004799      6     12,50%   97,92% ****
            >=  0,0005823   0,0006847      1      2,08%  100,00%

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:
Chí-kvadrát(2) = 0,970 s p-hodnotou 0,61579
```

H_0 = Rezidua mají normální rozdělení

p-hodnota = 0,61579 > 0,05 - nezamítáme H_0 - rezidua mají normální rozdělení

Test heteroskedasticity (Breusch-Pagan test)

```
Breusch-Paganův test heteroskedasticity
OLS, za použití pozorování 2000:1-2011:4 (T = 48)
Závisle proměnná: škálované uhat^2

             koeficient   směr. chyba   t-podíl   p-hodnota
  ---------------------------------------------------------
  const       59,1816      35,5403       1,665     0,1031
  cena_p     -13,3424      19,3884      -0,6882    0,4950
  cena_v       3,19911      6,91877      0,4624    0,6461
  cena_d     -20,3464      10,6289      -1,914     0,0623   *
  kos         -0,324524     0,519342    -0,6249    0,5354

  Vysvětlený součet čtverců = 6,30579

Testovací statistika: LM = 3,152896,
s p-hodnotou = P(Chí-kvadrát(4) > 3,152896) = 0,532572
```

H_0 = Homoskedasticita, při které je rozptyl rezidua konstantní.

p-hodnota = 0,532572 > 0,05 - nezamítáme H_0 - potvrzujeme homoskedasticitu

Test autokorelace (Durbin-Watsonův test)

H_0: Model je prostý autokorelace

Durbin-Watsonova statistika = 1,7924

p-hodnota = 0,0885239 > *0,05, nezamítáme H_0, model je prostý autokorelace reziduí*

Test multikolinearity (Korelační matice)

Absolutní hodnoty korelací mezi exogenními proměnnými nedosáhly kritických hodnot (nad 0,8).

wd	cena_p	cena_v	cena_d	kos	
1,0000	-0,1312	-0,0001	-0,3730	-0,9176	wd
	1,0000	0,6598	-0,3365	0,0535	cena_p
		1,0000	-0,2119	0,0202	cena_v
			1,0000	0,1972	cena_d
				1,0000	kos

Příloha 11: Testy k poptávkovému systému důchodců

```
Korelační matice reziduí, C (3 x 3)

      1,0000    0,0045428     -0,76959
   0,0045428       1,0000     -0,64149
    -0,76959     -0,64149       1,0000

Vlastní čísla C

 0,000346605
   0,995531
    2,00412

Doornik-Hansenův test
 Chí-kvadrát(6) = 27,3699 [0,0001]


Křížové rovnice VCV pro rezidua
(korelace nad diagonálou)

  3,0613e-007      (0,005)     (-0,770)
  7,9599e-010  1,0029e-007     (-0,641)
 -1,6519e-007 -7,8813e-008  1,5050e-007

logaritmus determinantu = -54,1003
Breusch-Paganův test pro diagonální kovarianční matici:
  Chí-kvadrát(3) = 48,1821 [0,0000]
```

Příloha 12: Testy k w_{21}

Test normality reziduí

```
Frekvenční rozdělení pro uhat1, poz. 1-48
počet tříd = 7, střední hodnota = 1,14383e-017, so = 0,000584569

       interval          střed    frequence    rel.     kum.

           < -0,001187  -0,001395       1      2,08%    2,08%
  -0,001187 - -0,0007694 -0,0009781      2      4,17%    6,25% *
 -0,0007694 - -0,0003521 -0,0005607     11     22,92%   29,17% ****
 -0,0003521 -  6,532e-005-0,0001434     12     25,00%   54,17% ************
 6,532e-005 -  0,0004827  0,0002740     10     20,83%   75,00% ******
  0,0004827 -  0,0009001  0,0006914     11     22,92%   97,92%
          >=  0,0009001  0,001109       1      2,08%  100,00%

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:
Chí-kvadrát(2) = 73,765 s p-hodnotou 0,15821
```

H_0 = Rezidua mají normální rozdělení

p-hodnota = 0,15821 > 0,05 - nezamítáme H_0 - rezidua mají normální rozdělení

Test heteroskedasticity (Breusch-Pagan test)

```
Breusch-Paganův test heteroskedasticity
OLS, za použití pozorování 2000:1-2011:4 (T = 48)
Závisle proměnná: škálované uhat^2

             koeficient   směr. chyba   t-podíl   p-hodnota
  ---------------------------------------------------------
  const       -46,9202     34,3804      -1,365     0,1794
  cena_p       51,5304     18,3027       2,815     0,0073   ***
```

```
  cena_v      -25,2375      6,61607     -3,815     0,0004   ***
  cena_d       12,4272     10,4852       1,185     0,2424
  kos          14,4388     31,1265       0,4639    0,6451

  Vysvětlený součet čtverců = 17,4317

Testovací statistika: LM = 84,715843,
s p-hodnotou = P(Chí-kvadrát(4) > 84,715843) = 0,068608
```

H_0 = Homoskedasticita, při které je rozptyl rezidua konstantní.
p-hodnota = 0,068608 > 0,05 - nezamítáme H_0 - potvrzujeme homoskedasticitu

Test autokorelace (Durbin-Watsonův test)

H_0: Model je prostý autokorelace
Durbin-Watsonova statistika = 2,28392
p-hodnota = 0,152635 > *0,05, nezamítáme H_0, model je prostý autokorelace reziduí*

Test multikolinearity (Korelační matice)

Absolutní hodnoty korelací mezi exogenními proměnnými nedosáhly kritických hodnot (nad 0,8).

wp	cena_p	cena_v	cena_d	kos	
1,0000	0,0509	-0,2645	0,1535	0,5247	wp
	1,0000	0,6598	-0,3365	0,1290	cena_p
		1,0000	-0,2119	0,1820	cena_v
			1,0000	-0,3726	cena_d
				1,0000	kos

Příloha 13: Testy k w_{22}

Test normality reziduí

```
Frekvenční rozdělení pro uhat2, poz. 1-48
počet tříd = 7, střední hodnota = -1,06613e-018, so = 0,000634599

       interval          střed    frequence    rel.     kum.

            < -0,001338  -0,001517        1      2,08%    2,08%
  -0,001338 - -0,0009804 -0,001159        0      0,00%    2,08% *
 -0,0009804 - -0,0006225 -0,0008014       0      0,00%    2,08% ****
 -0,0006225 - -0,0002645 -0,0004435       5     10,42%   12,50% ******
 -0,0002645 -  9,338e-005-8,557e-005     23     47,92%   60,42% *****
 9,338e-005 -  0,0004513  0,0002723      18     37,50%   97,92% ***
           >=  0,0004513  0,0006303       1      2,08%  100,00%

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:
Chí-kvadrát(2) = 0,818 s p-hodnotou 0,79131
```

H_0 = Rezidua mají normální rozdělení
p-hodnota = 0,79131 > 0,05 - nezamítáme H_0 - rezidua mají normální rozdělení

Test heteroskedasticity (Breusch-Pagan test)

```
Breusch-Paganův test heteroskedasticity
OLS, za použití pozorování 2000:1-2011:4 (T = 48)
Závisle proměnná: škálované uhat^2

             koeficient   směr. chyba   t-podíl   p-hodnota
  ---------------------------------------------------------
  const       -80,9062     101,765      -0,7950    0,4310
  cena_p       36,6017      54,1752      0,6756    0,5029  *
  cena_v      -17,4180      19,5833     -0,8894    0,3787  ***
  cena_d       25,5624      31,0359      0,8236    0,4147  **
  kos         290,861       92,1332      3,157     0,0029   **

  Vysvětlený součet čtverců = 100,948

Testovací statistika: LM = 5,474229,
s p-hodnotou = P(Chí-kvadrát(4) > 5,474229) = 0,07993
```

H_0 = Homoskedasticita, při které je rozptyl rezidua konstantní.
p-hodnota = 0,07993 > 0,05 - nezamítáme H_0 - potvrzujeme homoskedasticitu

Test autokorelace (Durbin-Watsonův test)

H_0: Model je prostý autokorelace
Durbin-Watsonova statistika = 1,96725
p-hodnota = 0,57985 > *0,05, nezamítáme H_0, model je prostý autokorelace reziduí*

Test multikolinearity (Korelační matice)

Absolutní hodnoty korelací mezi exogenními proměnnými nedosáhly kritických hodnot (nad 0,8).

wv	cena_p	cena_v	cena_d	kos	
1,0000	0,2676	0,4578	-0,4345	0,8642	wv
	1,0000	0,6598	-0,3365	0,1290	cena_p
		1,0000	-0,2119	0,1820	cena_v
			1,0000	-0,3726	cena_d
				1,0000	kos

Příloha 14: Testy k w_{23}

Test normality reziduí

```
Frekvenční rozdělení pro uhat3, poz. 1-48
počet tříd = 7, střední hodnota = -9,48677e-018, so = 0,00060988

       interval          střed   frequence    rel.     kum.

             < -0,0003882  -0,0005663      9     18,75%   18,75%
  -0,0003882 - -3,210e-005 -0,0002102     14     29,17%   47,92% ****
 -3,210e-005 -  0,0003240   0,0001460     16     33,33%   81,25% *********
   0,0003240 -  0,0006802   0,0005021      7     14,58%   95,83% *****
   0,0006802 -  0,001036    0,0008582      1      2,08%   97,92% ****
    0,001036 -  0,001392    0,001214       0      0,00%   97,92% *
            >=  0,001392    0,001570       1      2,08%  100,00%
```

```
Test nulové hypotézy normálního rozdělení:
Chí-kvadrát(2) = 12,898 s p-hodnotou 0,15811
```

H_0 = Rezidua mají normální rozdělení

p-hodnota = 0,15811 > 0,05 - nezamítáme H_0 - rezidua mají normální rozdělení

Test heteroskedasticity (Breusch-Pagan test)

```
Breusch-Paganův test heteroskedasticity
OLS, za použití pozorování 2000:1-2011:4 (T = 48)
Závisle proměnná: škálované uhat^2

             koeficient   směr. chyba   t-podíl   p-hodnota
  --------------------------------------------------------
  const       -42,9790      73,5443     -0,5844    0,5620
  cena_p       46,0819      39,1518      1,177     0,2457
  cena_v      -28,3256      14,1527     -2,001     0,0517   *
  cena_d       13,9240      22,4293      0,6208    0,5380
  kos         177,146       66,5837      2,661     0,0109   **

  Vysvětlený součet čtverců = 50,4135

Testovací statistika: LM = 25,206774,
s p-hodnotou = P(Chí-kvadrát(4) > 25,206774) = 0,46563
```

H_0 = Homoskedasticita, při které je rozptyl rezidua konstantní.
p-hodnota = 0,46563 > 0,05 - nezamítáme H_0 - potvrzujeme homoskedasticitu

Test autokorelace (Durbin-Watsonův test)

H_0: Model je prostý autokorelace

Durbin-Watsonova statistika = 1,78435

p-hodnota = 0,0513405 > *0,05, nezamítáme H_0, model je prostý autokorelace reziduí*

Test multikolinearity (Korelační matice)

Absolutní hodnoty korelací mezi exogenními proměnnými nedosáhly kritických hodnot (nad 0,8).

wd	cena_p	cena_v	cena_d	kos	
1,0000	0,0194	0,1204	-0,4319	0,9548	wd
	1,0000	0,6598	-0,3365	0,1290	cena_p
		1,0000	-0,2119	0,1820	cena_v
			1,0000	-0,3726	cena_d
				1,0000	kos

7.4 Seznam tabulek

Tabulka 1: Popis odborných prací 43
Tabulka 2: Popisná statistika ke spotřebě zaměstnanců 46
Tabulka 3: Popisná statistika ke spotřebě důchodců 46
Tabulka 4: Marshall - Rovnice poptávky piva 54
Tabulka 5: Marshall - Rovnice poptávky vína 55
Tabulka 6: Marshall - Rovnice poptávky destilátů 56
Tabulka 7: Marshall - Rovnice poptávky piva 57
Tabulka 8: Marshall - Rovnice poptávky vína 58
Tabulka 9: Marshall - Rovnice poptávky destilátů 59
Tabulka 10: Rovnice Marshallovy poptávky 60
Tabulka 11: Pružnosti Marshall 61
Tabulka 12: AIDS - Rovnice poptávky piva 63
Tabulka 13: AIDS - Rovnice poptávky vína 64
Tabulka 14: AIDS - Rovnice poptávky destilátů 64
Tabulka 15: AIDS - Rovnice poptávky piva 65
Tabulka 16: AIDS - Rovnice poptávky vína 66
Tabulka 17: AIDS - Rovnice poptávky destilátů 66
Tabulka 18: AIDS rovnice 67
Tabulka 19: Pružnosti AIDS 68
Tabulka 20: Srovnání přístupů k modelování poptávky 70

7.5 Seznam grafů

Graf 1: Vývoj čistého reálného příjmu v Kč (čtvrtletní údaje) 47
Graf 2: Peněžní reálné vydání na spotřební koš alkoholu (čtvrtletní údaje) 48
Graf 3: Průměrná reálná cena piva (čtvrtletní údaje) 49
Graf 4: Průměrná reálná cena vína (čtvrtletní údaje) 50
Graf 5: Průměrná reálná cena destilátů (čtvrtletní údaje) 50
Graf 6: Vývoj spotřeby piva v litrech (čtvrtletní údaje) 51
Graf 7: Vývoj spotřeby vína v litrech (čtvrtletní údaje) 52
Graf 8: Vývoj spotřeby destilátů v litrech (čtvrtletní údaje) 53

7.6 Seznam obrázků

Obrázek 1 - Křivka poptávky 23
Obrázek 2 - Indiferenční křivky spotřebitele 24
Obrázek 3 - Spotřebitelské optimum 26
Obrázek 4 - Nová spotřebitelská optima 27
Obrázek 5 - Křivka poptávky 27