Vysoká škola ekonomická v Praze

Národohospodářská fakulta

Hlavní specializace: Ekonomie

ANALÝZA CENOVÉ ELASTICITY POPTÁVKY PO ALKOHOLICKÝCH NÁPOJÍCH – ŘÍZENÝ EXPERIMENT

bakalářská práce

Autor: Petr Kalát

Vedoucí práce: Mgr. Ing. Vendula Běláčková

Rok: 2014

Prohlašuji na svou čest, že jsem bakalářskou práci vypracoval samostatně a s použitím uvedené literatury.

……..
Petr Kalát
V Praze, dne 18. 12. 2014

Poděkování

Na tomto místě bych rád poděkoval vedoucí své práce, Mgr. Ing. Vendule Běláčkové. Děkuji především za ochotu, věnovaný čas a podnětné komentáře.

Abstrakt

Ačkoliv ze statistických šetření vyplývá, že poptávka po alkoholických nápojích je cenově neelastická, docházím pomocí experimentem získaných dat a soustředěním se pouze na jednu restauraci k poznatkům o vysoké cenové elasticitě vybraných nápojů. Řízením cenových změn byla získána unikátní data o poptávkách po točeném pivu Staropramen a vínu, jakožto agregátním vyjádřením vína červeného i bílého. Dalšímu výzkumu byly podrobeny vztahy mezi jednotlivými zkoumanými produkty, odhalujíce substituční relace mezi točeným pivem, lihovinami, vínem a černým lahvovým pivem. Zkoumán byl i vliv dnů v týdnu, kde je objeven pozitivní vliv víkendu, ročních období, kde různé produkty reagují rozličně a vliv nákladů obětovaných příležitosti, které se měnily skrz sportovní přenos či alternativní program v blízkém okolí restaurace.

Klíčová slova: Elasticita poptávky, řízený experiment, poptávka po alkoholu

JEL klasifikace: C2, C93, D12

Abstract

Although statistical exploration says that demand for alcoholic beverages is price inelastic, using experimentally acquired data and focusing solely on one particular restaurant I have discovered that chosen beverages are in fact very price elastic. Controlling the price changes I was able to obtain unique data about demand for draft beer Staropramen, and wine as aggregate representation of white and red wine. Another part of research was focused on relations between several products, which found out that draft beer, spirits, black bottled beer and wine are in fact substitutes. Effects of day of the week, season and opportunity costs were also examined finding out positive influence of weekend and various effects of season depending on a kind of a beverage.

Key words: Elasticity of demand, controlled experiment, demand for alcohol

JEL classification: C2, C93, D12

Obsah

Úvod ... 1
1 Teoretická část ... 2
1.1 Poptávka ... 2
1.2 Cenová elasticita poptávky ... 2
1.3 Faktory ovlivňující cenovou elasticitu poptávky ... 5
1.4 Elasticita a závislost ... 6
1.5 Křížová cenová elasticita poptávky ... 7
1.6 Statistická šetření ... 8
2 Analýza poptávky ... 9
2.1 Metoda odhadu a Ceteris Paribus ... 9
2.2 Hypotézy faktorů determinujících poptávku ... 10
2.2.1 Cena ... 10
2.2.2 Ostatní ceny ... 10
2.2.3 Den v týdnu ... 10
2.2.3 Státní svátek ... 11
2.2.4 Roční období ... 11
2.2.5 Sportovní přenos ... 11
2.2.6 Obětovaná příležitost ... 11
2.2.7 Počasí ... 11
2.3 Dataset ... 12
2.4 Experiment ... 14
2.5 Hypotézy ... 15
2.6 Poptávka po pivu ... 16
2.6.1 Korelace ... 16
2.6.2 První model ... 16
2.6.3 Hlavní model ... 16
2.7 Poptávka po vínu ... 20
2.7.1 Korelace ... 20
2.7.2 První model ... 20
2.7.3 Hlavní model ... 21
2. 8 Poptávka po černém pivu Staropramen a lihovinách ... 24
2.8.1 První modely ... 24

2.8.2 Hlavní modely 24
3 Shrnutí výsledků 27
4 Diskuse 29
Závěr 31
Seznam tabulek a grafů 32
Seznam literatury 33
Internetové zdroje: 34
Přílohy 35

Úvod

Restaurační zařízení a alkoholické nápoje zastávají v současné společnosti významnou pozici, což dokazují i nízké hodnoty odhadnutých elasticit například v Blakově výzkumu.[1] Většina šetření na toto téma využívá agregátně statistický přístup a vzájemně spolu potvrzují nízké cenové elasticity a tedy neochotu spotřebitelské substituce. Co však v této oblasti naprosto chybí, je neagregátní pojetí se zaměřením na jednotlivé restaurační zařízení, a analýza poptávek právě po produktech nabízených těmito ekonomickými subjekty. Experimentální přístup tak s možností generování vlastních unikátních dat představuje jedinečnou příležitost k zajímavé analýze poptávky na mikroekonomické úrovni.

Na počátku, v teoretické části, je nutno nejprve charakterizovat poptávkovou funkci, popsat různé tvary, kterých nabývá, definovat způsob výpočtu elasticit a interpretovat hodnoty elasticit a jejich význam. Pozornost je zde věnována i základním faktorům, které elasticitu poptávky ovlivňují.

Praktická část je zaměřena na analýzu poptávky. Nejprve je zde zvolena metoda odhadu, kterou se stala regresní analýza metodou nejmenších čtverců, a dále jsou rozebrány faktory, které mohou poptávku ovlivňovat a které mohou být do odhadnutého modelu poptávky zařazeny jako exogenní proměnné. Stejně tak je zde popsán řízený experiment, který spočíval v obměnách cen nápojů vína a točeného piva Staropramen 11°, jeho provedení a data, která byla získána. Ještě před začátkem prvních odhadů jsou zvoleny pomocné hypotézy, které usměrňují soustředění při samotné analýze. Provedeno je několik odhadů poptávek po točeném pivu Staropramen 11°, vínu, černém pivu i lihovinách, s postupným rozvojem a s detailní interpretací a komparací.

Před samotným závěrem se nachází vyjádření k hypotézám stanoveným v kapitole analýzy poptávky a také diskuse nad problémy a nedostatky, kterými je přístup této analýzy zatížen.

[1] Blake, Nied, 1997

1 Teoretická část

1.1 Poptávka

Poptávka, jako významný poznatek ekonomické teorie, je funkce vyjadřující závislost poptávaného množství (endogenní proměnná) konkrétního statku na mnoha faktorech[2] (exogenní proměnné). Vzhledem k množství faktorů ovlivňujících poptávané množství ji není možné graficky znázornit

(1) $Q_a = F\ (P_a, P_b .. P_z, I, \dots)$

V učebnicovém pojetí jsou nejvíce akcentované faktory vlastní cena statku, reálný důchod spotřebitele a ceny ostatních statků (předpokládaje komplementy či substituty). Ostatní faktory se obvykle shrnují jako „preference".

V nejjednodušším přístupu se sleduje jen vztah mezi poptávaným množstvím a cenou statku,[3] přičemž všechny ostatní faktory jsou vnímány jako neměnné. Díky tomu je možné funkci poptávky vyjádřit grafem.

(2) $Q_a = F\ (P_a)$

Zákon klesající poptávky[4] tvrdí, že poptávka je klesající funkcí ceny a tedy že při poklesu ceny spotřebitelé poptávají větší množství a vice versa. Rigorózním vysvětlením této zákonitosti je substituční a důchodový efekt.[5] Substituční efekt vysvětluje pokles poptávaného množství při růstu ceny tím, že spotřebitelé nahrazují jeden statek ostatními statky při jeho relativním zdražení (tedy růstu ceny vzhledem k cenám ostatních statků). Naproti tomu se důchodový efekt soustředí na změnu reálného důchodu spotřebitele při změně ceny statku, při růstu ceny si již spotřebitel nemůže dovolit původní množství statku, protože mu poklesl jeho reálný důchod.

1.2 Cenová elasticita poptávky

Cenová elasticita poptávky je koncept, který do ekonomie zavedl Alfred Marshall,[6] ačkoliv se jím jako první zabýval již J. S. Mill,[7] a který formuluje vztah mezi

[2] Holman, 2007, s. 57
[3] Holman, 2011, s. 29
[4] Samuelson, Nordhaus, 2010, s. 57
[5] Samuelson, Nordhaus, 2010, s. 58
[6] Holman, 2007, s. 63
[7] Holman, 2005, s. 108

změnami cen statků a změnami poptávaného množství. Vyjadřuje míru reakce ve změně poptávaného množství odpovídající na změnu ceny.

Pro účely výpočtu se jednotky relativizují, aby se výsledky mohly snadno porovnávat. Používají se tedy procenta.

Vzorec znázorňující výpočet cenové elasticity poptávky vypadá následovně:

$$(3) \qquad e_d^p = \frac{\Delta\%Q}{\Delta\%P} = \frac{\frac{\Delta Q}{Q}}{\frac{\Delta P}{P}} = \frac{\frac{Q_2 - Q_1}{\frac{Q_1+Q_2}{2}}}{\frac{P_2 - P_1}{\frac{P_1+P_2}{2}}}$$

Verbálně lze cenovou elasticitu poptávky shrnout jako procentuální změnu množství způsobenou jednoprocentní změnou ceny, což je matematicky definováno jako změna množství dělená původním množstvím, to celé děleno změnou ceny dělenou původní cenou. Pak ovšem vyvstává problém s určením báze [8] k převedení změn v absolutních jednotkách na změny v procentech. Toto řeší třetí verze vzorce, kde je jako báze použit průměr mezi původní a konečnou hodnotou. Q vyjadřuje množství a P vyjadřuje cenu, indexy 1 a 2 vyjadřují počáteční, respektive konečné hodnoty.

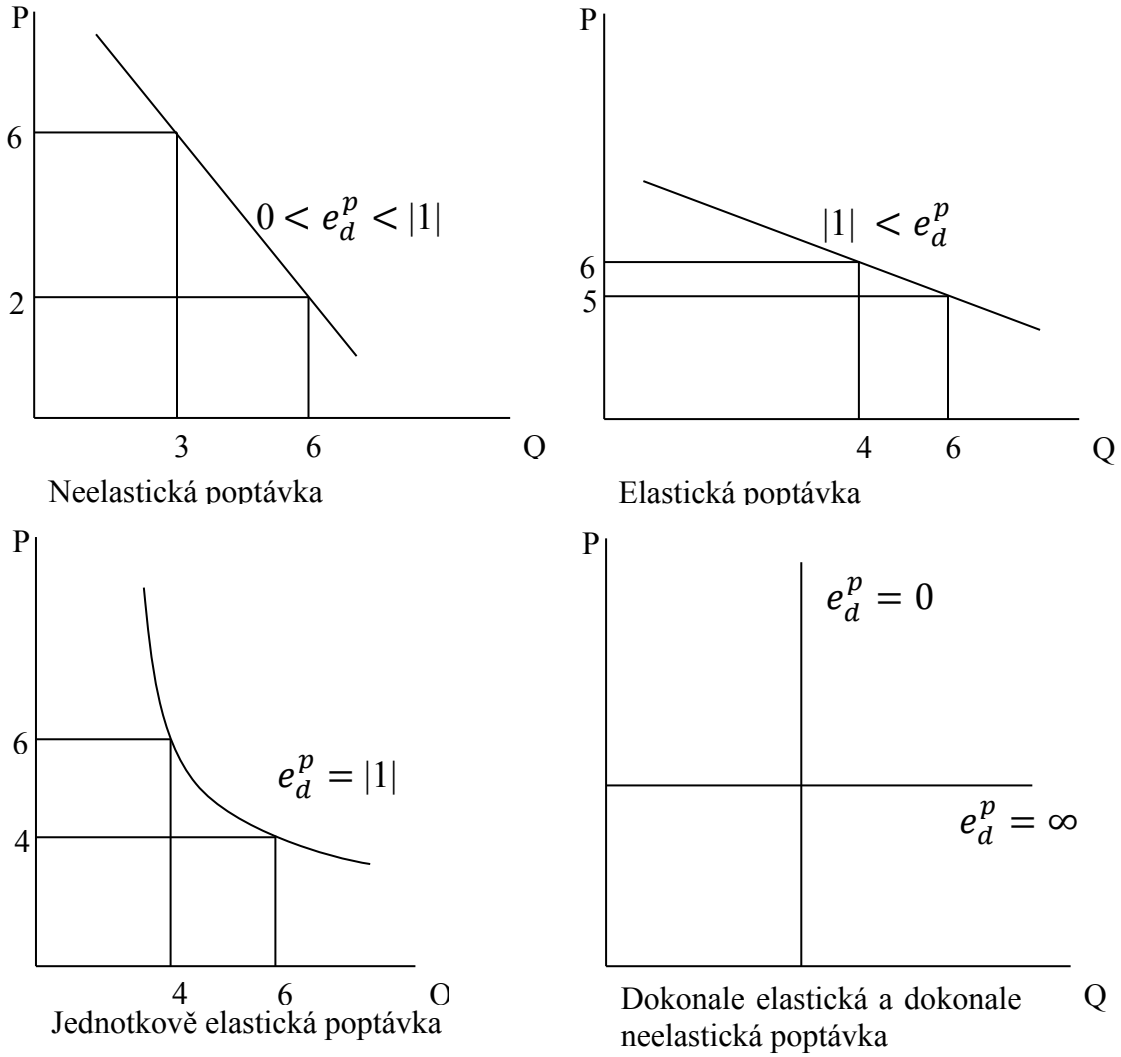
Ze zákona klesající poptávky přímo vyplývá, že cenová elasticita je vždy záporná. Jedinou výjimkou je tzv. Giffenův[9] statek, u kterého, na rozdíl od běžných statků, můžeme pozorovat nárůst poptávaného množství při růstu ceny. Pokud pomineme Giffenův statek, můžeme cenovou elasticitu poptávky zapisovat v absolutní hodnotě, tedy jako kladné číslo, a soustředit se pouze na velikost, charakterizující intenzitu reakce.

Podle intenzity reakce klasifikujeme až pět druhů[10] cenových elasticit (počítaje i extrémní případy). Rozlišujeme poptávku dokonale neelastickou, neelastickou, jednotkově elastickou, elastickou a dokonale elastickou. Poptávka dokonale neelastická ($e_d^p = 0$) vykazuje nulovou reakci v poptávaném množství při změně ceny (v grafu vertikála), zatímco poptávka dokonale elastická ($e_d^p = \infty$) zase vyjadřuje nekonečnou reakci poptávaného množství při změně ceny, kdy při nárůstu ceny dochází

[8] Samuelson, Nordhaus, 2010, s. 85-86
[9] Varian, 2009, s. 105
[10] Samuelson, Nordhaus, 2010, s. 85-87

k naprostému poklesu poptávaného množství až na nulu. Poptávka elastická ($e_d^p > |1|$) znamená, že pokles či růst poptávaného množství bude více než proporcionální v reakci na růst respektive pokles ceny, například jednoprocentní růst ceny bude doprovázen více než jednoprocentním poklesem poptávaného množství. Jednotkově elastická poptávka vykazuje přesně proporcionální reakce v množství na změnu ceny ($e_d^p = |1|$), což znamená, že růst či pokles poptávaného množství je vyvolán tímtéž poklesem či růstem ceny. A konečně, poptávka neelastická ($|0| < e_d^p < |1|$) demonstruje slabší, než proporcionální reakci, tedy například jednoprocentní růst ceny je doprovázen menším než jednoprocentním poklesem poptávaného množství.

Graf č. 1: Znázornění poptávkových funkcí s různou elasticitou



Zdroj: Samuleson, Nordhaus, 2010, s. 86-87, vlastní zpracování

Z jednotlivých druhů poptávky (klasifikovaných podle elasticit) vyplývají zajímavé skutečnosti pro výdaje spotřebitelů, a tedy příjmy výrobců. Celkové příjmy výrobců jsou definovány jako součin ceny a množství prodaného statku. Pokud do této definice zahrneme význam různých druhů cenových elasticit, odhalíme poznatek důležitý pro cenotvorbu ze strany výrobců. Je-li například poptávka jednotkově elastická (tzn., množství se mění ve stejných proporcích jako cena), znamená to, že při změně ceny se množství změní právě tak, aby celkový příjem výrobce zůstal stejný. U neelastické poptávky je reakce množství na změnu ceny slabá (ve smyslu proporcionality), což znamená, že je možné dosáhnout většího celkového příjmu (a tedy i zisku, protože snížením množství zpravidla klesají výrobci i náklady) zvýšením ceny. Elastická poptávka implikuje zvýšení celkových příjmů výrobce při snížení ceny, jelikož množství reaguje více než proporcionálně, přičemž není možné určit, zda se zvýší i zisk, neboť nám chybí informace o nákladech, a je možné se domnívat, že při růstu množství porostou i ony.

1.3 Faktory ovlivňující cenovou elasticitu poptávky

Jedním ze základních faktorů ovlivňujících elasticitu je délka období. [11] V krátkém období je poptávka mnohem méně elastická, než v období dlouhém. Vysvětlením tohoto jevu je fakt, že spotřebitelská substituce vyžaduje určitý čas a v některých případech i náklady. Pokud tedy zvýšení či snížení ceny trvá a náklady obětované příležitosti převáží transakční náklady na změnu, je možné pozorovat větší míru spotřebitelské substituce, než je-li změna krátkodobá a náklady na substituci příliš (prohibitivně) vysoké.

Dalším významným faktorem je nepochybně existence a dostupnost blízkých substitutů.[12] Poptávka po zboží s velkým množstvím blízkých substitutů (jako například poptávka po homogenním statku jednoho výrobce) je velmi elastická, jelikož při změnách ceny je spotřebitelská substituce, díky dostupnosti podobných statků, velmi snadná.

Podíl výdajů za statek na důchodu spotřebitele také hraje významnou roli při vysvětlování elasticity. Pokud velká část spotřebitelových výdajů připadá na jediný

[11] Bijmolt, Heerde, Pieters, 2005
[12] Holman, 2007, s. 36

statek, bude jeho poptávka po tomto statku velmi elastická. To je způsobeno silným důchodovým efektem, který je popsán výše.

V opozici k efektu podílu výdajů za určitý statek stojí tradice, či věrnost značce. Obě tyto charakteristiky mohou působit proti přirozenému snížení konzumovaného množství při rostoucích cenách. Raj a Krishnamurthi[13], kteří se zabývali vztahem mezi cenovou elasticitou poptávky a věrností určité značce, rozdělili problém (či akt) samotného nákupu do dvou samostatných (i když vycházejících ze stejných podnětů) procesů. Prvním je rozhodování se o nákupu, či volba mezi jednotlivými značkami nějakého produktu, druhým procesem je rozhodování se o nakupovaném množství. Z jejich analýzy vyplývá, že věrní značce navštěvují svou značkovou prodejnu často, téměř bez ohledu na cenu, ale v případě snižování ceny reagují velkým zvýšením poptávaného množství, zatímco ke značce lhostejní vykazují přesně opačné výsledky (jsou přitahování slevami, ale neprojevují své dočasné okouzlení tak markantními nákupy jako značce věrní).

1.4 Elasticita a závislost

Závislost, pokud je vnímána jako větší rigidita ve spotřebitelském rozhodování, by mohla u pravidelných konzumentů snižovat míru reakce při změnách cen statků, tedy snižovat absolutní hodnotu cenové elasticity. Tímto tématem se podrobně zabývali Becker, Grossman a Murphy[14], přičemž závěry jejich modelu racionální závislosti a vztahu k cenové elasticitě jsou překvapivě právě opačné k běžným, intuitivním soudům.

Becker a spol. definovali užitek jako funkci spotřeby nenávykových statků, návykových statků a jakéhosi závislostního kapitálu, který je vymezen jako potřeba plynoucí z minulé spotřeby návykových statků, nebo z jiných událostí životního cyklu. Jedinec získává při spotřebě návykového statku uspokojení v přítomnosti, ale také si tím buduje onen závislostní kapitál, který předznamenává nutnost uspokojení jeho potřeb v budoucnu, a tedy snižuje jeho budoucí uspokojení (z čehož vyplývá, že i současné uspokojení je do jisté míry předurčeno minulou spotřebou návykového statku). Nutno dodat, že závislostní kapitál se může snižovat pozitivními životními událostmi a naopak zvyšovat těmi negativními.

[13] Raj, Krishnamurthi, 1991
[14] Becker et al., 1991

Celkový efekt snížení či zvýšení ceny se tedy skládá z okamžitého zvýšení či snížení konzumovaného množství a dodatečně také z efektu, který plyne ze současné spotřeby do budoucna. Při zvýšení současné spotřeby si totiž spotřebitel buduje svůj závislostní kapitál, díky čemuž v budoucnu bude muset spotřebu návykového statku zvýšit ještě o zvýšení jeho tolerance. Podobně zdražení povede pouze skrz působení důchodového a substitučního efektu (viz výše) ke snížení konzumovaného množství v obou obdobích, ale dodatečně k tomu zapůsobí i vazba mezi současnou a budoucí spotřebou v podobě snížení závislostního kapitálu, a tedy snížení budoucí spotřeby. Silná závislost tak neimplikuje nízkou elasticitu, ale právě naopak.

Model racionální závislosti tak potvrzuje teoretické východisko o elastičtější poptávce v dlouhém období, kdy se spotřebitelé přizpůsobují cenovým změnám více.

1.5 Křížová cenová elasticita poptávky

Podobně, jako vlastní cenová elasticita poptávky vypovídá o míře a směru reakce poptávaného množství při změnách vlastní ceny statku, vypovídá křížová cenová elasticita poptávky[15] o procentuální změně poptávaného množství v reakci na změnu ceny jiného statku právě o jedno procento.

$$(4) \qquad e_{d_a}^{p_b} = \frac{\Delta\%Q_a}{\Delta\%P_b} = \frac{\frac{\Delta Q_a}{Q_a}}{\frac{\Delta P_b}{P_b}} = \frac{\frac{Q_{a_2}-Q_{a_1}}{\frac{Q_{a_1}+Q_{a_2}}{2}}}{\frac{P_{b_2}-P_{b_1}}{\frac{P_{b_1}+P_{b_2}}{2}}}$$

Klasifikace statků podle křížové elasticity je jednodušší, než u elasticity předešlé. Rozlišujeme pouze tři druhy statků podle křížové elasticity; substituty, komplementy a statky vzájemně nezávislé. Pro substituty nabývá křížová elasticita kladných hodnot ($e_{d_a}^{p_b} > 0$). Verbální interpretace je následovná; roste-li poptávané množství statku A při růstu ceny statku B, je statek B nahrazován, tedy substituován, statkem A. Další možností je záporná křížová elasticita ($e_{d_a}^{p_b} < 0$) , která je charakteristická pro komplementy. Znamená to, že s růstem ceny statku B, klesá poptávané množství statku A a vice versa. Komplementy jsou totiž spotřebovávány současně, a proto zdražení statku B vede i ke zdražení spotřeby statku A. Křížová elasticita může nabývat i nulové hodnoty ($e_{d_a}^{p_b} = 0$), což znamená, že cenová změna u

[15] Holman, 2007, s. 81

statku B nijak nepůsobí na konzumované množství statku A, statky jsou tedy vzájemně nezávislé.

1.6 Statistická šetření

Elasticita poptávky po alkoholu je předmětem mnohých studií, které se objevují v návaznosti na Niskanenovu disertační práci a z nichž všechny, se kterými jsem se setkal, mají jednoho společného jmenovatele. Všechny totiž užívají statisticky získaná data.

Například Craig Gallet[16] používá postupnou regresní metodu spolu s daty o ročních spotřebách lihovin a průměrných cenách mezi roky 1964 a 1992. Pomocí odhadů zjišťuje, že poptávka po lihovinách je cenově neelastická (v období od roku 1978) a že pivo a lihoviny jsou substituty (opět po roce 1978).

David Blake a Angelika Nied[17] užívajíc několik modelů s vícestupňovou metodou nejmenších čtverců, přinášejí odhady vlastních cenových elasticit u piva, cideru, vína i lihovin, kdy všechny koeficienty potvrzují cenově neelastickou poptávku.

Thomas Hogarty a Kenneth Elzinga[18] přinášejí výsledky odlišené předchozím dvěma příspěvkům. Pomocí jednoduché metody nejmenších čtverců zjišťují, že poptávka po pivu je cenově elastická (data se vztahovala ke 48 státům v letech 1956-1959). Ačkoliv se výsledky odhadu tentokrát liší (poptávka cenově elastická vs. cenově neelastická), metodologicky se článek příliš neliší, jelikož k odhadům opět užívá statistické záznamy.

Mé intenzivní snaze navzdory jsem nebyl schopen nalézt žádný článek, příspěvek či práci, která by zaujímala k tématu stejné stanovisko jako já. Nemohl jsem tak napodobovat nějaký existující výzkum a porovnávat tak výsledky z českého prostředí s původním prostředím originální studie.

[16] Gallet, 1997
[17] Blake, Nied, 1997
[18] Hogarty, Elzinga, 1972

2 Analýza poptávky

Cílem této práce je odhadnout cenovou a křížovou elasticitu několika statků v jednom konkrétním restauračním zařízení. Za jednotlivé kroky vedoucí ke splnění tohoto cíle považuji; výběr metody odhadu, specifikace exogenních proměnných jakožto determinantů poptávky, shromáždění dat a samozřejmě vlastní odhad včetně vhodné funkční transformace a následné interpretace a verifikace.

2.1 Metoda odhadu a Ceteris Paribus

Ačkoliv ekonomická teorie popisuje tvorbu ceny a maximalizaci zisku jako souhru poptávky a nabídky[19] (případně mezního přijmu, který je z poptávky odvozen[20]), v praxi se s tímto přístupem často nesetkáváme[21]. Jedním z významných omezení je náročnost odhadu tak komplexní funkce v tak komplexním systému (čili poptávka v ekonomice). O náročnosti odhadů poptávky svědčí i fakt, že problémy exponované právě při výzkumu poptávky (například Schultzem či Moorem) vedly k pobídce dalších výzkumů v ekonometrii.[22] William Niskanen, který zacílil pozornost na poptávku po alkoholických nápojích jako jeden z prvních, použil ve své disertační práci [23] třístupňovou metodu nejmenších čtverců, zřejmě především kvůli délce sledovaného období a rozsahu výzkumu (poptávka po pivu, vínu i lihovinách). Já jsem naproti tomu, vzhledem k délce období a předmětu výzkumu, zvolil jednoduchou regresní analýzu za pomoci metody nejmenších čtverců.

Dalším problémem odhadu, i při výzkumu menšího měřítka, je podmínka ceteris paribus. Z ekonomické teorie například víme (viz zákon klesající poptávky v kapitole Poptávka), že když se zvýší cena statku, tak množství statku, ceteris paribus, klesá. Ceteris paribus vyslovuje podmínku jinak nezměněných okolností. V praxi se můžeme setkat s nějakou exogenní, v modelu nezahrnutou, změnou, která způsobí zkreslení odhadu, a tedy snížení validity modelu. Řešením je zahrnutí všech možných proměnných do modelu, a tak oddělení vlivu působení ceny a ostatních faktorů. Sledované období (cca půl roku) je dostatečně krátké, aby bylo možné abstrahovat od

[19] Samuelson, Nordhaus, 2010, s. 224
[20] Samuelson, Nordhaus, 2010, s. 222
[21] Hawkins, 1957
[22] Griliches, 2007
[23] Niskanen, 1962

významnějších exogenních změn, jako například zvýšení či snížení cenové hladiny nebo radikálních výkyvů příjmů a spotřebních zvyklostí spotřebitelů.

2.2 Hypotézy faktorů determinujících poptávku

2.2.1 Cena

Hlavním faktorem při nákupu jakéhokoliv statku je podle teorie (viz výše) cena statku. Vzhledem ke snaze odhadnout cenovou elasticitu je to i pro můj výzkum nejdůležitější faktor.

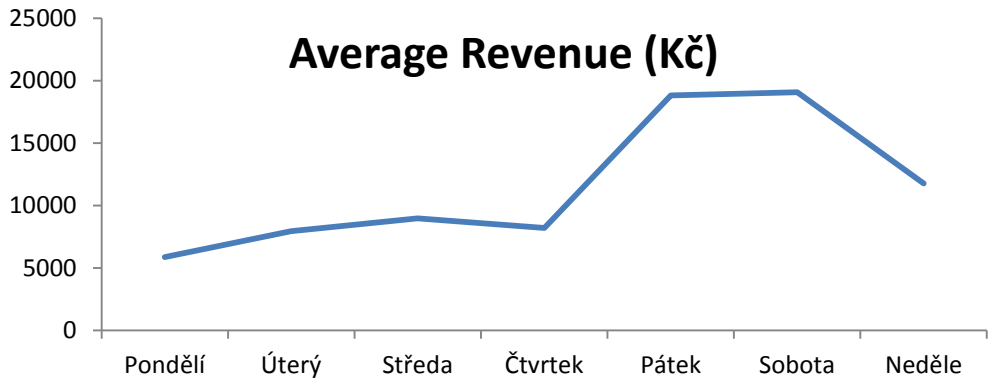
2.2.2 Ostatní ceny

Stejně tak ceny ostatních statků mohou ovlivňovat poptávku po jednom specifickém statku. Směr působení pohybu ostatních cen závisí na charakteru vzájemného vztahu statků, tedy zda se jedná o komplementy, či substituty.

2.2.3 Den v týdnu

Skutečnost, že poptávka je ovlivněna dnem v týdnu, je patrná již z grafu průměrného přijmu v jednotlivé dny níže. Stejné závěry navíc přináší i Lopes a kolektiv,[24] kteří pomocí výběru z dotazníkového šetření objevili trend v konzumaci alkoholu jak při jídle, tak i ve večerních hodinách. Z jejich studie vyplývá zvolna stoupavá tendence od pondělí do pátku, která je vystřídána prudkým vzrůstem v sobotu a neděli. Největší propad pak nastává začátkem nového týdne.

Graf č. 2: Průměrný příjem restaurace v průběhu týdne



Zdroj: Vlastní výpočet

[24] Lopes, et al., 2007

2.2.3 Státní svátek

Státní svátek, pokud se nekryje s víkendem, může také stimulovat poptávku předchozí den.

2.2.4 Roční období

Dalším faktorem, jenž ovlivňuje poptávku, může být roční období. Ačkoliv vliv na celkovou výši poptávaného množství nemusí být jasný, pravděpodobně nalezneme alespoň rozdíly v distribuci. Například poptávka po pivu graduje v letních měsících,[25] přičemž poptávka po lihovinách může tehdy procházet útlumem, zatímco v zimním období je situace opačná.

2.2.5 Sportovní přenos

Na základě rozhovoru s majitelem restaurace jsem se rozhodl zařadit i tento faktor, který v pravdě může pozitivně stimulovat poptávku.

2.2.6 Obětovaná příležitost

Obdobně jako faktor sportovního přenosu stimuluje poptávku pozitivně, můžeme spekulovat o negativním stimulu vlivem jiného atraktivního alternativního programu, než jaký je nabízen restaurací. Například pořádání živého koncertu nebo sportovní akce může způsobit signifikantní odliv zájmu a tedy poptávky.

2.2.7 Počasí

Vzhledem ke zvýšené poptávce po pivu v letních měsících (viz subkapitola Roční období), je možné, že počasí, především teplota, ovlivňuje konzumované množství alkoholických nápojů, obzvláště piva. Podobné závěry přináší i Blake,[26] který na příkladu Velké Británie dokazuje stabilní pozitivní vztah mezi teplotou a konzumací alkoholu. Další svědectví přinášejí deníky The Globe and Mail[27] a The New Indian Express [28] se zprávami o propadech poptávky v případě poklesu teplot a růstech poptávky společně s růstem teploty. Druhou charakteristikou počasí je objem srážek, u

[25] Greenfield, Kerr, 2003
[26] Blake, Nied, 1997
[27] Feschuk, 1992
[28] Dhenkanal, 2010

kterého opět můžeme nalézt několik[29][30] svědectví z prostředí Británie a Kanady o vlivu na poptávku po alkoholických nápojích.

2.3 Dataset

Tabulka č. 1: Deskriptivní statistiky dat

Variable	MIN	p.10	Q1	Q2	Q3	p.90	MAX	MEAN	SD	N	Unit
P_Beer	19	22	23	23	23	25	28	23,13	1,47	273	Kč
Q_Beer	20	38	52,5	107	199	239	578	136,85	96,33	273	Ks
P_Wine	22	30	30	30	30	30	42	30,31	2,78	273	Kč
Q_Wine	22	40	50	62	91	110	170	71,81	27,57	273	Ks
P_Blackbeer	30	30	30	30	30	30	30	30,00	0,00	273	Kč
Q_Blackbeer	10	16	25	45	79	96	162	53,63	32,11	273	Ks
P_Spirits	49	49	49	49	49	49	49	49,00	0,00	273	Kč
Q_Spirits	15	23	28	37	91	112	148	54,02	36,12	273	Ks
Sport broadcast	0	0	0	0	1	1	1	0,28	0,45	273	-
Alternative	0	0	0	0	0	0	1	0,04	0,19	273	-
Temperature	-7	1	5	14	18	22,5	30	12,27	8,28	273	°C
Precipitation	0	0	0	0	1,1	5,3	29,2	1,83	4,47	273	mm/m^2
Pub_hol_current	0	0	0	0	0	0	1	0,02	0,15	273	-
Pub_hol_next	0	0	0	0	0	0	1	0,02	0,15	273	-
Winter	0	0	0	0	0	1	1	0,19	0,39	273	-
Spring	0	0	0	0	1	1	1	0,32	0,47	273	-
Summer	0	0	0	0	1	1	1	0,33	0,47	273	-
Autumn	0	0	0	0	0	1	1	0,15	0,36	273	-
Monday	0	0	0	0	0	1	1	0,15	0,35	273	-
Tuesday	0	0	0	0	0	1	1	0,15	0,35	273	-
Wednesday	0	0	0	0	0	1	1	0,14	0,35	273	-
Thursday	0	0	0	0	0	1	1	0,14	0,34	273	-
Friday	0	0	0	0	0	1	1	0,14	0,35	273	-
Saturday	0	0	0	0	0	1	1	0,14	0,35	273	-
Sunday	0	0	0	0	0	1	1	0,14	0,35	273	-

Zdroj: Vlastní zpracování

Dataset obsahuje celkem 273 pozorování mezi daty 5. 1. 2014 a 12. 10. 2014 a bez sedmi vynechaných dnů je mezi těmito daty kompletní. Data byla získána ze záznamů prodejů konkrétního restauračního zařízení, přičemž v celkem patnácti týdnech zde probíhal kontrolovaný experiment (popsán níže).

[29] Blackwell, 2010
[30] Walsh, 2012

Pozorovaných proměnných je celkem 25 a jsou zahrnuty všechny, které byly popsané v kapitole „Hypotézy faktorů determinujících poptávku“. Proměnné dny v týdnu (Monday-Sunday), roční období (Winter-Autumn), státní svátek (Pub_hol_current, Pub_hol_next), alternativní program (Alternative) a sportovní přenos (Sport_broadcast) jsou vyjádřené pomocí dummy proměnných, přičemž u státního svátku je rozlišeno mezi tím, je-li svátek týž, nebo až následující den. Alternativní program představuje koncert konaný v Mostě tentýž den. Přístup k definici ročních období je meteorologický (tři celé měsíce na každé jedno roční období), nikoliv astronomický (rozlišení podle slunovratů a rovnodenností). Srážky (Precipitation) jsou udány v mm/m^2 a stejně jako údaje o průměrné teplotě (Temperature), které jsou v °C, byly získány z webového archivu meteorologických záznamů. Proměnné P_Beer, P_Wine, P_Spirits a P_Blackbeer jsou vyjádřené v korunách a vztahují se k cenám jednotlivých nápojů, piva Staropramen 11°, respektive vína, lihovin a černého piva. Obdobně proměnné Q_Beer, Q_Wine, Q_Spirits a Q_Blackbeer vyjadřují prodaná množství těchto nápojů a jednotkami jsou zde kusy.

Beer představuje Staropramen 11° 0,4l, Blackbeer černé lahvové pivo Staropramen, Wine agreguje dohromady bílé i červené víno a Spirits mnoho druhů lihovin, které byly nabízené za stejnou cenu.

2.4 Experiment

Řízený experiment začal v pondělí, 30. 6. 2014, trval celkem patnáct týdnů a spočíval v obměnách cen točeného piva Staropramen 11° a červeného i bílého vína v jednom restauračním zařízení v Mostě. Základní cena piva byla 23 Kč, a mnou zvolená odchylka této ceny byla -4/+5 Kč. Interval ceny piva byl tedy (19; 28). Počáteční cena vína byla 30 Kč (pro oba druhy), ale z důvodu kratší doby trvání experimentu jsem zvolil diferenci 4Kč, přičemž po dobu experimentu byla vynechána základní cena (30Kč), a celkový interval tedy byl (22;42). Cenová změna trvala vždy celý týden a dokonce se podařilo získat všechna pozorování od počátku experimentu až do konce. Konkrétní hodnoty cen byly jednotlivým týdnům přiřazeny losem bez opakování. Následující tabulka sumarizuje vývoj cen v jednotlivých týdnech.

Tabulka č. 2: Týdny experimentu a ceny piva Staropramen 11° a vína.

Week	P_Beer (Kč)	P_Wine (Kč)
1	26	30
2	20	30
3	23	30
4	19	30
5	21	30
6	28	30
7	24	30
8	27	30
9	22	30
10	25	30
11	23	38
12	23	26
13	23	22
14	23	42
15	23	34

Zdroj: Vlastní zpracování

Při experimentu bylo nutno dbát na patřičné informování návštěvníků restaurace o cenových změnách. Bez znalostí o nové ceně by se spotřebitelé neměli čemu přizpůsobovat a potenciální změny v poptávaných množstvích by tak jistě nebyly následkem cenové změny. Experiment by tak vyprodukoval data se sníženou výpovědní hodnotou. Informovanost tedy zajišťovaly vytisknutá upozornění o úpravě ceny, které byly v restauraci vhodně rozmístěné.

2.5 Hypotézy

V rámci strukturace praktické, odhadové části, a po představení datasetu a popsání experimentu, byly zvoleny pomocné hypotézy, které se budu snažit ověřit, či vyvrátit.

1. Poptávka po pivu Staropramen 11° bude cenově elastická.
2. Poptávka po vínu bude cenově elastická.
3. Dny v týdnu budou při vysvětlování poptávek významné jak statisticky, tak i směrem a intenzitou působení, s prudkým nárůstem o víkendové dny a pádem spojeným s příchodem nového týdne.
4. Státní svátek bude mít obdobný vliv jako víkendové dny.
5. Sportovní přenos bude mít na poptávku pozitivní efekt, zatímco alternativní program negativní efekt.
6. Točené pivo Staropramen 11° bude bližší substitut černému pivu, než víno.
7. Točené pivo Staropramen 11° bude bližší substitut lihovinám, než víno.

2.6 Poptávka po pivu[31]

2.6.1 Korelace

Ještě před prvními odhady poptávky po pivu se podíváme na korelační matici P_Beer a množství vína, piva, lihovin a černého piva.

Tabulka č. 3: Korelační matice P_Beer, Q_Beer, Q_Wine, Q_Blackbeer, Q_Spirits

P_Beer	Q_Beer	Q_Wine	Q_Blackbeer	Q_Spirits	
1,0000	-0,3515	0,0269	0,1500	0,0402	P_Beer

Zdroj: Vlastní zpracování, pro úplný výsledek viz přílohy

Z korelačních koeficientů v tabulce je možné usuzovat, že kvantita piva je klesající funkcí jeho ceny (negativní korelace), a že víno, černé pivo a lihoviny jsou ke klasickému pivu substituty (pozitivní korelace).

2.6.2 První model

První model, který bude sestrojen pomocí lineární regrese, tj. MNČ, bude naivní a bude sestrojen pouze pro ověření základních předpokládaných vztahů mezi proměnnými a mezi směry jejich působení.

(5) $$\log Q_Beer = \beta_0 + \beta_1 \log(P_Beer) + \beta_2 \log(P_Wine)$$

Tabulka č. 4: Výsledky odhadnu prvního modelu poptávky po pivu

	Koeficient	Směr. chyba	p-hodnota
cons	15,17	2,7	***
l_P_Beer	-3,39	0,68	***
l_P_Wine	0,05	0,49	0,92

Zdroj: Vlastní zpracování, pro úplný výsledek viz přílohy

Koeficient determinace (celý výsledek odhadu je k nalezení v přílohách) je pouze .085, ale přesto nám tento model potvrdil existenci hledané závislosti v datech, totiž negativní vliv růstu vlastní ceny a pozitivní vliv růstu ceny statku, o kterém se domníváme, že je substitut.

2.6.3 Hlavní model

V tomto modelu poptávky již figurují všechny relevantní dostupné proměnné, oboustranná logaritmická transformace u množství piva a ceny piva i vína nám rovnou poskytuje údaje o elasticitách, jelikož koeficient představuje procentuální změnu závislé proměnné při jednoprocentní změně regresoru.

[31] Pokud není upřesněno jinak, jedná se o točené pivo Staropramen 11° 0,4l

(6) $$\log Q_Beer = \beta_0 + \beta_1 \log(P_Beer) + \beta_2 \log(P_Wine) + \beta_3 Sport_broadcast + \beta_4 Alternative + \beta_5 Temperature + \beta_6 Precipitation + \beta_7 Public_hol_current + \beta_8 Public_hol_next + \beta_9 Season + \beta_{10} Day_of_week$$

Tabulka č. 5: Výsledky odhadů hlavních modelů poptávky po pivu

Hlavní model v1				Hlavní model v2		
	Koeficient	Směr. chyba	p-hodnota	Koeficient	Směr. chyba	p-hodnota
cons	14,75	0,55	***	14,75	0,55	***
l_P_Beer	-3,45	0,14	***	-3,43	0,14	***
l_P_Wine	0,18	0,1	*	0,165	0,1	*
Sport_broadcast	0,07	0,02	***	0,073	0,19	***
Alternative	-0,14	0,05	***	-0,147	0,046	***
Temperature	0,005	0,002	**	0,005	0,002	***
Precipitation	0,3*10^-3	0,002	0,87			
Pub_hol_current	0,065	0,06	0,29			
Pub_hol_next	0,05	0,06	0,38			
Winter	-0,09	0,3	***	-0,09	0,03	***
Summer	0,16	0,3	***	0,15	0,03	***
Autumn	-0,13	0,31	***	-0,14	0,03	***
Monday	-0,97	0,32	***	-0,97	0,03	***
Tuesday	-0,75	0,32	***	-0,75	0,03	***
Thursday	-0,13	0,33	***	-0,13	0,03	***
Friday	0,7	0,32	***	0,7	0,03	***
Saturday	0,84	0,32	***	0,85	0,03	***
Sunday	0,56	0,32	***	0,56	0,03	***
R^2			0,764			0,764
R^2 adjusted			0,762			0,763
p-hodnota (F)			***			***

Zdroj: Vlastní zpracování, pro úplný výsledek viz přílohy

První verze modelu obsahuje všechny proměnné podle rovnice výše, zatímco z druhé verze byly vypuštěny proměnné, které se ukázaly být statisticky nevýznamné, konkrétně srážky, a obě vyjádření státních svátků. Mezi oběma modely jsou minimální rozdíly (detailní výsledky lze nalézt v přílohách), což svědčí o správnosti specifikace modelu a nízkém vlivu vynechaných proměnných. Podíl čtverců nevysvětlených a čtverců celkových dat vyšel v obou modelech téměř totožný (0,764) a adjustovaný R^2 se lišil jen velmi málo.

Většina proměnných první verze hlavního modelu vykazuje statistickou významnost, což v mnohém potvrzuje správnost výběru faktorů ovlivňujících poptávku. Z koeficientů dummy regresorů můžeme vyčíst gradování poptávky o víkendu, zejména

v pátek a sobotu, a naopak významný úpadek o všední dny, kdy středa (báze) představuje lokální maximum, konkrétně je v pondělí, úterý a čtvrtek poptávka o 97, respektive 75 a 13 procent nižší, než ve středu. Z dalších dummy proměnných je zajímavý především pozitivní efekt léta (+16 %) a negativní vliv zimy (-9 %), přičemž oba jsou v souladu se závěry, které učinili Greenfield a Kerr. Za zmínku ovšem stojí, že negativní efekt zimního období je v absolutní hodnotě nižší, než negativní efekt podzimu, což je něco nečekaného, jelikož bylo předpokládáno větší snížení poptávky po pivu právě v zimě kvůli nižším teplotám. Další dummy nám potvrzují pozitivní (7 %) vliv sportovního přenosu a negativní (-14 %) vliv možnosti alternativního programu. Zajímavý je vliv teploty, kdy každý dodatečný stupeň Celsia zvedá poptávku o půl procenta. Vzhledem k tomu, že je tento odhad proveden pro celý datový vzorek, je určitě zajímavou možností data rozdělit podle období, protože teplota může být významnější v létě než po zbytek roku.

A konečně, koeficienty logaritmů obou cen můžeme interpretovat jako vlastní cenovou (pro l_P_Beer) a křížovou cenovou elasticitu (pro l_P_Wine). Hodnota -3,45 u logaritmu ceny piva nás informuje o snížení poptávaného množství piva o 3,45 % v případě zvýšení ceny o 1 %. Podle této charakteristiky můžeme tuto poptávku klasifikovat jako velmi elastickou. Hlavním důvodem je nejspíš snadná dostupnost blízkých substitutů (v případě zvyšování ceny) a zároveň snadná substituce ostatních statků pivem (v případě poklesu ceny). Koeficient u l_P_Wine nám prozrazuje, že Víno je k pivu substitut (i když ne příliš příhodný), jelikož růst ceny vína o 1 % zvyšuje poptávané množství piva o 0,18 %.

Všechny proměnné s výjimkou vyjádření svátků a srážek projevily statistickou významnost, přičemž teplota je statisticky významná na hladině 5 %, logaritmus ceny vína na hladině 10 % a všechny ostatní na hladině 1 %. Statisticky významný je i model jako celek.

Autokorelace, která nastává při porušení druhé Gauss-Markovy podmínky o sériové nezávislosti náhodných složek, způsobuje, že odhady koeficientů nejsou vydatné, ani asymptoticky vydatné a navíc, v případě pozitivní autokorelace, nadhodnocuje koeficient determinace i F-statistiku. Podle koeficientu autokorelace se v modelu vyskytuje pozitivní autokorelace, což bylo potvrzeno i graficky (viz přílohy) a i s pomocí Durbin-Watsonovy d-statistiky. DW v modelu vyšla 1,011, přičemž kritická

hodnota dL (pro n=170, k=17, hladina významnosti 5 %) se rovná 1,6684. Všechny testy tak potvrzují přítomnost pozitivní autokorelace.

Multikolinearita znamená přítomnost více než jedné lineární závislosti mezi sloupci pozorování exogenních proměnných. Únosnost multikolinearity v první verzi hlavního modelu jsem testoval pomocnými regresemi s následným porovnáváním jejich koeficientů determinace a také faktory zvyšující rozptyl (viz přílohy). Oba testy potvrdily únosnost multikolinearity.

Heteroskedasticita, podobně jako autokorelace, je porušení druhé G-M podmínky, ve věci konečného a konstantního rozptylu náhodných složek. Přítomnost heteroskedasticity způsobuje, že ačkoliv odhady zůstávají nevychýlené a konzistentní, nemají minimální rozptyl a nejsou tedy vydatné, ani asymptoticky vydatné. První verze hlavního modelu byla testována Whiteovým testem (viz přílohy) a bohužel se podařilo zamítnout nulovou hypotézu o homoskedasticitě. Model je tedy zatížen heteroskedasticitou.

2.7 Poptávka po vínu

2.7.1 Korelace

Stejně jako při analýze poptávky po pivu, i zde bude jako první sestrojena korelační matice P_Wine a množství analyzovaných alkoholických nápojů.

Tabulka č. 6: Korelační matice P_Wine a množství Wine, Beer, Spirits a Blackbeer

P_Wine	Q_Wine	Q_Beer	Q_Blackbeer	Q_Spirits	
1,0000	-0,3761	-0,0075	-0,0015	0,0245	P_Wine

Zdroj: Vlastní zpracování, pro úplný výsledek viz přílohy

Z tabulky můžeme vyčíst očekávanou negativní korelaci mezi cenou a množstvím vína, která naznačuje, že poptávka po vínu je negativní funkcí ceny vína. Dále pozitivní korelaci mezi cenou vína a množstvím lihovin (naznačuje substituční vztah), a také poněkud překvapivou negativní korelaci mezi cenou vína, množstvím černého piva a množstvím piva. Ta naznačuje komplementární vztah, který znamená, že růst ceny vína snižuje poptávané množství piva i černého piva.

2.7.2 První model

První model zkoumá jen základní vztahy závislosti množství poptávaného vína na ceně vína a piva.

(7) $$\log Q_Wine = \beta_0 + \beta_1 \log(P_Wine) + \beta_2 \log(P_Beer)$$

Tabulka č. 7: Výsledky odhadu prvního modelu

	Koeficient	Směr. chyba	p-hodnota
cons	9,97	1,37	***
l_P_Wine	-1,87	0,25	***
l_P_Beer	0,19	0,34	0,57

Zdroj: Vlastní zpracování, pro úplný výsledek viz přílohy

Koeficient determinace, vyjadřující procento vysvětlených dat, je vyšší, než u prvního modelu poptávky po pivu a nabývá hodnoty 0,17. Směry působení cen vína a piva odpovídají očekávání. Rostoucí cena vína ovlivňuje jeho spotřebu negativně, a ekonomicky je to tedy běžný statek. Růst ceny piva se projevuje zvýšením poptávaného množství vína, což naznačuje substituční vztah.

2.7.3 Hlavní model

Hlavní model poptávky po vínu obsahuje všechny zvažované proměnné a podobně jako u poptávky po pivu je použita logaritmická transformace u množství vína a obou cen. Díky tomu lze koeficient snadno interpretovat jako elasticitu, neboť jednoprocentní změna regresoru vyvolá několika procentní změnu závislé proměnné.

(8) $$\log Q_Wine = \beta_0 + \beta_1 \log(P_Wine) + \beta_2 \log(P_Beer) + \beta_3 Sport_broadcast + \beta_4 Alternative + \beta_5 Temperature + \beta_6 Precipitation + \beta_7 Public_hol_current + \beta_8 Public_hol_next + \beta_9 Season + \beta_{10} Day_of_week$$

Tabulka č. 8: Výsledky odhadů hlavních modelů poptávky po vínu

Hlavní model v1				Hlavní model v2		
	Koeficient	Směr. chyba	p-hodnota	Koeficient	Směr. chyba	p-hodnota
cons	9,5	0,283	***	9,51	0,282	***
l_P_Wine	-1,82	0,05	***	-1,825	0,05	***
l_P_Beer	0,23	0,07	***	0,23	0,07	***
Sport_broadcast	-0,017	0,01	*	-0,016	0,01	
Alternative	-0,142	0,023	***	-0,144	0,02	***
Temperature	0,002	0,001	**	0,002	0,001	**
Precipitation	0,9*10^-3	0,001	0,342			
Pub_hol_current	0,048	0,03	0,116			
Pub_hol_next	0,061	0,03	**	0,066	0,03	**
Winter	0,158	0,022	***	0,159	0,022	***
Spring	0,054	0,016	***	0,055	0,015	***
Summer	0,036	0,014	**	0,034	0,014	**
Monday	-0,385	0,016	***	-0,384	0,016	***
Tuesday	-0,182	0,016	***	-0,182	0,016	***
Thursday	-0,169	0,017	***	-0,167	0,016	***
Friday	0,426	0,016	***	0,425	0,016	***
Saturday	0,592	0,016	***	0,592	0,016	***
Sunday	0,409	0,016	***	0,411	0,016	***
R^2			0,698			0,698
R^2 adjusted			0,696			0,696
p-hodnota (F)			***			***

Zdroj: Vlastní zpracování, pro úplný výsledek viz přílohy

Verze hlavního modelu v1 reflektuje výše definovanou rovnici, zatímco verze v2 vznikla úpravou první verze, konkrétně vynecháním proměnných, které se projevily jako statisticky nevýznamné („srážky“ a „svátek týž den“). Modely se téměř neliší v koeficientech odhadů, což svědčí o správnosti specifikace modelů jako celků, stejně tak o opodstatněnosti vynechání statisticky nevýznamných faktorů. Koeficient

determinace je až na drobné rozdíly (viz přílohy) stejný a oba modely jsou též statisticky významné.

Směr působení dummy proměnných, které zastupují jednotlivé dny, je stejný jako u poptávky po pivu. Snížení poptávky o všední dny je vystřídáno gradací poptávky o víkendu, ovšem koeficienty jsou ve své magnitudě nižší, než u poptávky po pivu. Poptávka je tedy během týdne více stabilní. Dny v týdnu v pořadí pondělí, úterý, čtvrtek, pátek, sobota, neděle, tedy způsobují změnu poptávky o -38,5 % respektive -18,2 %, -16,9 %, +42,6 %, +59,2 % a +40,9 %.

Zima, jaro i léto mají proti bázi (podzim) pozitivní vliv 15,8 % respektive 5,4 % a 3,6 %. Zajímavý je větší nárůst poptávky po vínu v zimním období proti jaru, létu i podzimu. Dalším článkem interpretace je reakce na zvýšení teploty o jeden stupeň Celsia, která je +0,2 % a snížení poptávky díky alternativnímu programu a sportovnímu přenosu o 14,2 a 1,7 procent. Zajímavostí je, že v tomto modelu, oproti modelu poptávky po pivu, má faktor sportovního přenosu negativní směr působení a tedy snižuje poptávku. Státní svátek další den zvyšuje poptávku o 6,1 %, ale státní svátek ten stejný den se jeví jako statisticky nevýznamná proměnná.

Finálně se dostáváme k vlastní cenové elasticitě a ke křížové elasticitě vůči pivu. Koeficient u logaritmu ceny vína byl odhadnut na -1,82 a znamená to tedy, že při zvýšení ceny o 1 % dojde k poklesu poptávaného množství vína o 1,82 %, což znamená poptávku cenově elastickou, ačkoliv cenová elasticita je zde menší než jaká byla odhadnuta v případě poptávky po pivu. Křížová elasticita vůči pivu je zde 0,23 %, což znamená, že jednoprocentní růst ceny piva způsobí přírůstek poptávaného množství vína o 0,23 %, statky jsou tedy mezi sebou substituty, ačkoliv, soudě podle nízké absolutní hodnoty, nepříliš vhodné.

Proměnné Pub_hol_next, summer a temperature vykazují statistickou významnost na hladině 5 %, Sport_broadcast na hladině 10 % a všechny ostatní, s výjimkou Precipitation a Pub_hol_current, až na hladině 1 %. Model jako celek je statisticky významný na hladině 1 %.

Stejně jako u první verze hlavního modelu poptávky po pivu Staropramen 11° 0.4l, jsem i první verzi hlavního modelu poptávky po vínu otestoval na přítomnost autokorelace. Korelační koeficient naznačuje slabou pozitivní autokorelaci náhodných

složek (viz přílohy) a ke stejnému závěru dochází i DW statistika (1,652 je DW modelu a relevantní kritická hodnota je 1,668, DW statistika se tak blíží zóně neprůkaznosti). Přiložen je i grafický test, který potvrzuje oba testy předchozí.

Model jsem dále otestoval i na únosnost multikolinearity, opět s pomocí faktorů zvyšujících rozptyl (viz přílohy) a pomocných regresí. Oba testy, podobně jako v případě Staropramen 11°, potvrdily únosnost multikolinearity.

Hlavní verze modelu poptávky po vínu byla i zde otestována Whiteovým testem (pro kompletní výsledek viz přílohy) na přítomnost heteroskedasticity a stejně tak i zde byla homoskedasticita vyvrácena a heteroskedasticita potvrzena.

2. 8 Poptávka po černém pivu Staropramen a lihovinách

V této kapitole budou sestaveny modely poptávky po černém pivu Staropramen a lihovinách. Dataset bohužel neobsahuje žádné cenové změny u těchto komodit a proto, z důvodu dokonale kolinearity, je jejich použití v modelu nemožné. Modely tak slouží pouze k odhadu křížové elasticity a identifikaci substitutů, či komplementů.

2.8.1 První modely

Jako první budou sestrojeny velmi zjednodušené modely, jejichž výsledky odhadů budou sloužit k porovnání s odhady kompletních modelů, a tak k ověření správnosti odhadů kompletních modelů

(9) $\log Q_Blackbeer = \beta_0 + \beta_1 \log(P_Beer) + \beta_2 \log(P_Wine)$

(10) $\log Q_Spirits = \beta_0 + \beta_1 \log(P_Beer) + \beta_2 \log(P_Wine)$

Tabulka č. 9: Výsledky odhadů prvních modelů poptávek po černém pivu a lihovinách

	l_Q_Blackbeer			l_Q_Spirits		
	Koeficient	Směr. chyba	p-hodnota	Koeficient	Směr. chyba	p-hodnota
cons	-1,279	2,552	0,617	0,987	2,309	0,669
l_P_Beer	1,511	0,641	**	0,649	0,579	0,266
l_P_Wine	0,092	0,459	0,84	0,226	0,415	0,587

Zdroj: Vlastní zpracování, pro úplný výsledek viz přílohy

Koeficient determinace (pro kompletní odhady viz přílohy) prvního modelu je pouze 2 %, u druhého modelu dokonce jen 0,5 %, přesto směry působení křížových cen jsou v obou případech, dle očekávání, kladné, což naznačuje substituční vztah.

Z koeficientů odhadů můžeme vyčíst, že zvýšení ceny piva Staropramen, respektive vína o 1 % zvýší poptávané množství černého piva Staropramen o více než 1,5 %, respektive o více než 0,09 %. Točené pivo se tedy jeví jako mnohem lepší substitut černého piva, než víno.

2.8.2 Hlavní modely

Hlavní modely poptávek po obou produktech (Spirits a Blackbeer) jsou už sestaveny zahrnutím všech proměnných užitých v modelech poptávky po vínu a pivu Staropramen.

(11) $\log Q_Blackbeer\ (\log Q_Spirits) = \beta_0 + \beta_1 \log(P_Beer) + \beta_2 \log(P_Wine) + \beta_3 Sport_broadcast + \beta_4 Alternative + \beta_5 Temperature + \beta_6 Precipitation + \beta_7 Public_hol_current + \beta_8 Public_hol_next + \beta_9 Season + \beta_{10} Day_of_week$

Tabulka č. 10: Výsledky odhadů hlavních modelů poptávek po černém pivu a lihovinách

l_Q_Blackbeer				l_Q_Spirits		
	Koeficient	Směr. chyba	p-hodnota	Koeficient	Směr. chyba	p-hodnota
cons	-1,55	0,768	**	0,473	0,33	0,154
l_P_Beer	1,497	0,194	***	0,609	0,083	***
l_P_Wine	0,132	0,39	0,345	0,303	0,059	***
Sport_broadcast	0,07	0,027	**	0,066	0,012	***
Alternative	-0,16	0,064	**	-0,374	0,028	***
Temperature	0,006	0,003	**	-0,005	0,001	*
Precipitation	0,005	0,003	*	-0,001	0,001	0,645
Pub_hol_current	-0,024	0,084	0,776	-0,079	0,036	**
Pub_hol_next	0,032	0,084	0,701	0,526	0,036	***
Winter	-0,086	0,041	**	0,212	0,018	***
Summer	0,108	0,043	**	-0,141	0,018	***
Autumn	-0,064	0,044	0,145	0,014	0,019	0,457
Monday	-0,835	0,045	***	-0,261	0,019	***
Tuesday	-0,648	0,045	***	0,079	0,019	***
Thursday	-0,079	0,046	*	0,27	0,02	***
Friday	0,693	0,045	***	1,189	0,019	***
Saturday	0,842	0,045	***	1,317	0,019	***
Sunday	0,589	0,045	***	0,203	0,019	***
R^2			0,619			0,681
R^2 adjusted			0,613			0,673
p-hodnota (F)			***			***

Zdroj: Vlastní zpracování, pro úplný výsledek viz přílohy

Oproti předešlým jednoduchým modelům došlo ke zvýšení statistické významnosti proměnných l_P_Beer a l_P_Wine, stejně tak k růstu koeficientů determinace, přidané proměnné se navíc většinou ukazují jako statisticky významné, takže jejich zařazení do modelu bylo správné.

Z výsledků odhadu vidíme, že růst ceny točeného piva Staropramen o 1 % způsobuje zvýšení poptávaného množství černého piva o téměř 1,5 %, což znamená, že černé pivo je poměrně dobrým substitutem točeného piva. Naproti tomu víno je sice stále substitutem černého piva (kladný koeficient), ale ne příliš dobrý, soudě podle nízké hodnoty křížové elasticity (0,132). U lihovin je situace mírně odlišná, točené pivo i víno jsou stále substituty, ale točené pivo je horším substitutem lihovin než černého piva (1,497 vs. 0,609), zatímco víno je lihovinám lepším substitutem, než černému pivu (0,132 vs. 0,303).

Událost sportovního přenosu zvyšuje poptávané množství lihovin i černého piva přibližně o 7 %, zatímco alternativní program poptávku snižuje, v případě černého piva o 16 % a v případě lihovin až o 37 %. Teplota působí na oba statky jiným způsobem, u černého piva znamená jeden stupeň Celsia zvýšení poptávky o 0,6 %, zatímco u lihovin snížení poptávky o 0,5 %, to by mohlo reflektovat zvýšený zájem o lihoviny v chladnějších obdobích, což potvrzuje i dummy proměnná Winter, která u lihovin způsobuje zvýšení poptávky téměř o 22 %.

Z dalších proměnných je vidět, že poptávka po černém pivu se v průběhu týdne chová velmi podobně jako poptávka po pivu Staropramen s útlumem o všední dny a kulminací v pátek a o víkendu. Poptávka po lihovinách naproti tomu nezažívá ve všedních dnech tak výrazný útlum, ale víkendové vyvrcholení je ještě intenzivnější.

Z ročních období je u černého piva opět vidět podobný průběh jako u točeného piva Staropramen, s útlumem v chladnějších obdobích (Winter, Autumn) a oživením v létě. Lihoviny naopak zažívají nárůst poptávky právě v zimě a naopak útlum v létě, s téměř neznatelnou změnou na podzim.

Zajímavý je vliv svátku ten i další den u lihovin, kdy svátek ten den snižuje poptávku téměř o 8 %, ale svátek další den zvyšuje poptávku přibližně o 52 %, zatímco v případě černého piva vyšly tyto proměnné statisticky nevýznamné.

3 Shrnutí výsledků

Z výsledků je patrné, že první a druhá hypotéza o cenově elastické poptávce po pivu Staropramen 11° a vínu, byla potvrzena, jelikož koeficienty logaritmů jejich cen byly odhadnuty na -3,45 (Staropramen) respektive -1,82 (víno). Příčinou tak vysoké elasticity je s největší pravděpodobností velmi snadná substituce, daná širokou nabídkou ostatních alkoholických nápojů.

Třetí hypotéza, o významnosti vlivu jednotlivých dnů v týdnu, byla také potvrzena, protože se jednak tyto proměnné jevily statisticky významné ve všech odhadnutých modelech a navíc ve většině případů měli i signifikantní vliv na poptávaná množství.

Hypotézu o vlivu státních svátků je možno plně zamítnout v případě poptávky po pivu Staropramen 11° a černém pivu Staropramen, jelikož proměnné vyjadřující státní svátek nebyly v těchto modelech statisticky významné a ani koeficienty nebyly nijak signifikantní. Naproti tomu je možné tuto hypotézu přijmout v případě poptávky po lihovinách, protože jednak tyto proměnné prokazují statistickou významnost a navíc mají i relativně silný vliv (svátek týž den -7,9 % a následující den +52,6 %) což obzvláště v případě svátku následující den přesně potvrzuje hypotézu. V případě poptávky po vínu, je možné tuto hypotézu přijmout, protože ačkoliv proměnná vyjadřující svátek týž den nevykazuje statistickou významnost, svátek další den již tímto problémem netrpí.

Vliv sportovního přenosu je možno pozorovat ve všech modelech, jelikož tato proměnná vyšla vždy jako statisticky významná, rozdíly jsou ovšem v intenzitě a směru působení. V případě poptávky po pivu a černém pivu zvyšuje sportovní přenos poptávku až o 7 %. Vliv sportovního přenosu na poptávku po lihovinách je obdobný, s kladným efektem 6,6 %, ale vliv přenosu na poptávku po vínu je -1,7 %.

Druhou část páté hypotézy o negativním vlivu alternativního programu je možné přijmout, protože výskyt alternativního programu skutečně, podle všech modelů, snižoval poptávku.

Podle vlivu logaritmů cen točeného piva Staropramen a vína na poptávku po černém pivu (1,49 % a 0,13 %) můžeme potvrdit šestou hypotézu o blízkosti substitutů.

Podobně jako v předešlém případě, můžeme přijmout i sedmou hypotézu o blízkosti substitutů, na základě koeficientů logaritmů cen točeného piva a vína v modelu poptávky po lihovinách (0,6 %, respektive 0,3 %).

4 Diskuse

Analýza poptávky po produktech jednoho restauračního zařízení je velmi hluboké téma, s velkým prostorem pro uplatnění nejrůznějších alternativních postupů. Některým takovým návrhům je věnována právě tato kapitola.

4.1 Experiment

Řízený experiment, jakožto nástroj generování unikátních dat, je základním kamenem celého výzkumu, přičemž právě zde je možné navrhnout a provést velké množství alternací a díky tomu získat další a snad i lepší data.

První možností je rozšíření experimentu. Lze rozšířit dobu trvání, počet a intenzitu cenových změn, množství produktů, jichž se experiment týká i počet míst, kde je experiment prováděn (další restaurační zařízení). Delší doba trvání, společně s větším počtem změn v cenách, by znamenaly získání bohatšího datového souboru, což je pro statistické šetření vždy pozitivní. Zahrnutí více produktů do experimentu by znamenalo možnost odhadnout a porovnat více poptávkových funkcí, zatímco provedení pokusu v dalších restauračních zařízení by mohlo odstranit bias způsobený různými demografickými charakteristikami (data by pak lépe vypovídala o všeobecné situaci v průměrné restauraci, ale již hůře o konkrétních restauracích které se experimentu účastnily). Poslední možností je také provádění cenových změn na více produktech současně.

4.2 Statistika

Při své práci s daty jsem se rozhodl některé produkty agregovat (např. bílé a červené víno jako Wine a více druhů lihovin jako Spirits). Další možnost je vnímat produkty odděleně, a tak na základě mnohem širšího vzorku zkoumat každou zvlášť. Tato alternace by ovšem znamenala nesmírné zextenzivnění analýzy, které by tak dalece přesahovala možnosti této práce.

Jinou možností zlepšení ze statistického pohledu je hledání a aplikace dalších odhadových funkčních tvarů, které by lépe vystihovaly existující závislost mezi vysvětlovanou a vysvětlovanými proměnnými.

A konečně, analýze by definitivně prospělo odstranění chybovosti (autokorelace atd.) ze všech odhadnutých modelů, například vhodnou transformací (logaritmy, exponenciální tvary, vyjádření měsíců pomocí dummy namísto ročních období) dat či užitím speciálních odhadových metod jako například ZMNČ.

4.3 Dotazník

Poslední možností, jak vylepšit analýzu poptávky, je vytvořit dotazník s cílem rozšířit dataset o různé další veličiny (důchod, demografické údaje spotřebitelů), které by pak mohly být použity jako vysvětlující proměnné v odhadech. Příkladem je třeba zjištění průměrného věku či důchodu návštěvníků restaurace v jednotlivé dny.

Závěr

Vzhledem k poznatkům, jež vyplývají z tradičních odhadů elasticit za použití agregátních dat lze tvrdit, že mnou učiněné závěry jsou objevné, díky alternativní, netradiční metodě získávání dat (řízený experiment) a soustředění se pouze na jedno restaurační zařízení. Přínos spočívá především v potvrzení vysoké cenové elasticity u produktů v prostředí blízkých substitutů, jakým restaurace v případě alkoholických nápojů nepochybně je. Zajímavé je i potvrzení vlivů sportovního přenosu či alternativního programu v několika modelech.

Poptávky po vínu i točeném pivu Staropramen 11° se ukázaly jako cenově elastické, přičemž cenová elasticita byla v případě piva (Staropramen 11°) v absolutní hodnotě vyšší, než v případě vína. To je pravděpodobně způsobeno větším množstvím vhodných substitutů piva. Všechny čtyři zkoumané produkty, totiž víno, točené pivo Staropramen 11°, lihoviny a černé pivo Staropramen, se ukázaly být vzájemné substituty. Zajímavé jsou odlišné reakce v poptávkách na specifické exogenní změny, kdy například poptávka po lihovinách reaguje rozdílně na zimní období, než poptávka po točeném pivu staropramen (+21 % a -9 %). Nebo kdy poptávka po pivu (obou druzích) díky sportovnímu přenosu roste, zatímco poptávka po vínu vlivem sportovního přenosu klesá.

Analýza poptávek obsahuje mnoho prostoru pro zkoumání jednotlivých rozdílů, odlišností ve směru a intenzitě působení různých vlivů i v rozsahu, délce a způsobu provedení experimentu. Doufám, že mimo splnění zdařilé analýzy poptávek, popsaných v předchozích kapitolách, se mi podařilo i pojmout téma poptávky a elasticity z nové perspektivy a tak přispět alespoň originalitou zpracování.

Mikroekonomický, experimentální přístup k podobným problémům předznamenává příliš extenzivní zpracování, a náročnost na sběr dat, než aby byl běžně využíván. Přesto nám může přinést zajímavé poznatky, a proto si jistě zaslouží větší pozornost.

Seznam tabulek a grafů

Graf č. 1: Znázornění poptávkových funkcí s různou elasticitou ...……..……4

Graf č. 2: Průměrný příjem restaurace v průběhu týdne ……..……...……10

Tabulka č. 1: Deskriptivní statistiky dat……...……...……12

Tabulka č. 2: Týdny experimentu a ceny piva Staropramen 11° a vína……...……14

Tabulka č. 3: Korelační matice P_Beer, Q_Beer, Q_Wine, Q_Blackbeer, Q_Spirits…….....16

Tabulka č. 4: Výsledky odhadnu prvního modelu poptávky po pivu……..16

Tabulka č. 5: Výsledky odhadů hlavních modelů poptávky po pivu……...17

Tabulka č. 6: Korelační matice P_Wine a množství Wine, Beer, Spirits a Blackbeer…….20

Tabulka č. 7: Výsledky odhadu prvního modelu poptávky po vínu…….20

Tabulka č. 8: Výsledky odhadů hlavních modelů poptávky po vínu……...21

Tabulka č. 9: Výsledky odhadů prvních modelů poptávek po černém pivu a lihovinách…….24

Tabulka č. 10: Výsledky odhadů hlavních modelů poptávek po černém pivu a lihovinách……25

Seznam literatury

BECKER, Gary S., Michael GROSSMAN a K. M. MURPHY. Rational Addiction and the Effect of Price on Consumption. *The American Economic Review*. 1991, vol. 81, č. 2, s. 237-241. ISSN 00028282.

BIJMOLT, Tammo H.A., Harald J. van HEERDE a Rik G.M. PIETERS. New Empirical Generalizations on the Determinants of Price Elasticity. *Journal of Marketing Research*. 2005, vol. 42, issue 2, s. 141-156. DOI: 10.1509/jmkr.42.2.141.62296.

BLACKWELL, Richard. *Rain soaks beer sales in Western Canada*. Toronto: Globe and Mail, 2010. ISSN 03190714.

BLAKE, David a Angelika NIED. The demand for alcohol in the United Kingdom. *Applied Economics*. 1997, vol. 29, issue 12, s. 1655-1672. DOI: 10.1080/00036849700000041. Dostupné z: http://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/00036849700000041

CAMPBELL, Gwyn a James FOGARTY. The nature of the demand for alcohol: understanding elasticity. *British Food Journal*. 2006, vol. 108, issue 4, s. 316-332. DOI: 10.1108/00070700610657155. Dostupné z: http://www.emeraldinsight.com/doi/abs/10.1108/00070700610657155

DHENKANAL. *Sultry weather pushes up beer sales*. Chennai: The New Indian Express, 2010.

FESCHUK, Scott. *Beer sales flattened Wet weather dries up demand*. Toronto: Globe and Mail, 1992. ISSN 03190714.

GALLET, Craig. *Gradual Switching Regression Estimates of Alcohol Demand Elasticities*. Abingdon: Applied Economics Letters, 1999, roč. 6, č. 6. ISSN 1350-4851. Dostupné z: http://www.tandfonline.com/loi/rael20

GREENFIELD, T. K. a W. C. KERR. Tracking Alcohol Consumption Over Time. *Alcohol Research and Health*. 2003, vol. 27, č. 1. ISSN 15357414.

GRILICHES, Zvi a Michael D INTRILIGATOR. *Handbook of econometrics*. Editor James J Heckman, Edward Leamer. New York, N.Y.: Sole distributors for the U.S.A. and Canada, Elsevier Science Pub. Co., 2007, v. <1-5, 6B>. Handbooks in economics, bk. 2. ISBN 04445320056.

HAWKINS, Edward R. Methods of Estimating Demand. *Journal of Marketing*. 1957, vol. 21, issue 4, s. 428-438. DOI: 10.2307/1247266. Dostupné z: http://www.jstor.org/stable/1247266?origin=crossref

HOGARTY, Thomas a Kenneth ELZINGA. *The Demand for Beer*. Cambridge, MA: The review of economics and statistics. Dept. of Economics, Harvard University, 1972, roč. 54, č. 2. ISSN 15309142. Dostupné z: http://www.jstor.org/stable/1926282

HOLMAN, Robert. *Dějiny ekonomického myšlení*. 3. vyd. Praha: C. H. Beck, 2005, xxv, 539 s. ISBN 80-717-9380-9.

HOLMAN, Robert. *Ekonomie*. 5. vyd. V Praze: C.H. Beck, c2011, xxii, 696 s. Beckovy ekonomické učebnice. ISBN 978-80-7400-006-5.

HOLMAN, Robert. *Mikroekonomie: středně pokročilý kurs*. 2. akt. vyd. Praha: C. H. Beck, 2007, xvi, 592 s. ISBN 978-80-7179-862-0.

KRISHNAMURTHI, Lakshman a S. P. RAJ. An Empirical Analysis of the Relationship between Brand Loyalty and Consumer Price Elasticity. *Marketing Science*. 1991, roč. 10, č. 2, s. 172-183. Dostupné z: http://www.jstor.org/stable/183805

LOPES, C., V. L. ANDREOZZI, E. RAMOS, M. Sa CARVALHO, OECD a OECD. Modelling over week patterns of alcohol consumption. *Alcohol and Alcoholism*. 2008, vol. 43, issue 2, s. 215-222. DOI: 10.1787/factbook-2014-graph232-en.

MCGUINNESS, Tony. *An Econometric Analysis of Total Demand For Alcoholic Beverages in the U.K., 1956-75*. The journal of industrial economics, 1980, roč. 29, č. 1. ISSN 14676451. Dostupné z: http://www.jstor.org/stable/2097882

NISKANEN, W. A. *The demand for alcoholic beverages: an experiment in econometric methods*. Chicago, 1962. Disertační práce. University of Chicago.

SAMUELSON, Paul A a William D NORDHAUS. *Economics*. 19th ed. Boston: McGraw-Hill Irwin, c2010, xxiv, 715 p. ISBN 00-735-1129-3.

VARIAN, Hal R. *Intermediate microeconomics: a modern approach*. 8th ed. New York: W.W. Norton, c2010, xxiv, 739, A40 s. ISBN 978-0-393-93424-3.

WALSH, Dominic. *Rain dilutes all those summer beer sales*. London: The Times, 2012. ISSN 01400460.

Internetové zdroje:

FREE WEATHER. *Freemeteo* [online]. 2014 [cit. 2014-12-09]. Dostupné z: http://freemeteo.cz/

MĚSTO MOST. *Kalendář akcí Most* [online]. 2014 [cit. 2014-12-09]. Dostupné z: http://www.mesto-most.cz/vismo/kalendar-akci.asp

Přílohy

Příloha č. 1: Korelační matice P_Beer, Q_Beer, Q_Wine, Q_Blackbeer a Q_Spirits

Korelační koeficienty, za použití pozorování 2014-01-05 - 2014-10-12
5% kritická hodnota (oboustranná) = 0,1187 pro n = 273

P_Beer	Q_Beer	Q_Wine	Q_Blackbeer	Q_Spirits	
1,0000	-0,3515	0,0269	0,1500	0,0402	P_Beer
	1,0000	0,6998	0,7910	0,5816	Q_Beer
		1,0000	0,7863	0,7291	Q_Wine
			1,0000	0,6995	Q_Blackbeer
				1,0000	Q_Spirits

Příloha č. 2: První model poptávky po pivu Staropramen 11° 0,4l

Model 1: OLS, za použití pozorování 2014-01-05:2014-10-12 (T = 273)
Závisle proměnná: l_Q_Beer

	Koeficient	*Směr. chyba*	*t-podíl*	*p-hodnota*	
Const	15,1687	2,7027	5,6124	<0,00001	***
l_P_Beer	-3,39779	0,678182	-5,0102	<0,00001	***
l_P_Wine	0,0488267	0,485965	0,1005	0,92004	

Střední hodnota závisle proměnné	4,669201	Sm. odchylka závisle proměnné	0,733413
Součet čtverců reziduí	133,8557	Sm. chyba regrese	0,704104
Koeficient determinace	0,085106	Adjustovaný koeficient determinace	0,078329
F(2, 270)	12,55812	P-hodnota(F)	6,10e-06
Logaritmus věrohodnosti	-290,0854	Akaikovo kritérium	586,1708
Schwarzovo kritérium	596,9992	Hannan-Quinnovo kritétium	590,5175
rho (koeficient autokorelace)	0,397354	Durbin-Watsonova statistika	1,203595

Příloha č. 3: Hlavní model poptávky po pivu Staropramen 11° 0.4l, verze 1

Model 2: OLS, za použití pozorování 2014-01-05:2014-10-12 (T = 273)
Závisle proměnná: l_Q_Beer

	Koeficient	*Směr. chyba*	*t-podíl*	*p-hodnota*	
const	14,7499	0,553778	26,6350	<0,00001	***
l_P_Beer	-3,45206	0,139585	-24,7309	<0,00001	***
l_P_Wine	0,184075	0,10028	1,8356	0,06758	*
Sport_broadcast	0,0707261	0,0198125	3,5698	0,00043	***
Alternative	-0,14407	0,0463589	-3,1077	0,00210	***
Temperature	0,00508118	0,00204186	2,4885	0,01347	**
Precipitation	0,00032806	0,00199029	0,1648	0,86921	
Pub_hol_current	0,064598	0,0608987	1,0607	0,28981	
Pub_hol_next	0,0532707	0,0609768	0,8736	0,38315	
Winter	-0,0898087	0,0296326	-3,0307	0,00269	***
Summer	0,159815	0,0308846	5,1746	<0,00001	***
Autumn	-0,134608	0,0315227	-4,2702	0,00003	***
Monday	-0,970784	0,0322368	-30,1141	<0,00001	***
Tuesday	-0,74853	0,0321618	-23,2739	<0,00001	***
Thursday	-0,130024	0,0332662	-3,9086	0,00012	***
Friday	0,707371	0,0323716	21,8516	<0,00001	***
Saturday	0,844651	0,0323977	26,0713	<0,00001	***
Sunday	0,563362	0,0324143	17,3800	<0,00001	***

Střední hodnota závisle proměnné	4,669201	Sm. odchylka závisle proměnné	0,733413
Součet čtverců reziduí	35,12323	Sm. chyba regrese	0,141743
Koeficient determinace	0,764983	Adjustovaný koeficient determinace	0,762649
F(17, 255)	413,3642	P-hodnota(F)	1,1e-174
Logaritmus věrohodnosti	155,3108	Akaikovo kritérium	-274,6217
Schwarzovo kritérium	-209,6512	Hannan-Quinnovo kritétium	-248,5413
rho (koeficient autokorelace)	0,493609	Durbin-Watsonova statistika	1,011668

Příloha č. 4: Hlavní model poptávky po pivu Staropramen 11° 0.4l, verze 2

Model 3: OLS, za použití pozorování 2014-01-05:2014-10-12 (T = 273)
Závisle proměnná: l_Q_Beer

	Koeficient	*Směr. chyba*	*t-podíl*	*p-hodnota*	
const	14,7533	0,550709	26,7896	<0,00001	***
l_P_Beer	-3,43271	0,137317	-24,9984	<0,00001	***
l_P_Wine	0,165323	0,0991603	1,6672	0,09668	*
Sport_broadcast	0,0729054	0,0197152	3,6979	0,00027	***
Alternative	-0,147596	0,0461893	-3,1955	0,00157	***
Temperature	0,0055867	0,00200303	2,7891	0,00568	***
Winter	-0,0901046	0,0295533	-3,0489	0,00254	***
Summer	0,152614	0,0304133	5,0180	<0,00001	***
Autumn	-0,138947	0,0313286	-4,4352	0,00001	***
Monday	-0,972225	0,0319424	-30,4368	<0,00001	***
Tuesday	-0,75143	0,0319445	-23,5230	<0,00001	***
Thursday	-0,129562	0,0326311	-3,9705	0,00009	***
Friday	0,70505	0,0321634	21,9209	<0,00001	***
Saturday	0,84534	0,0322708	26,1952	<0,00001	***
Sunday	0,564586	0,0321199	17,5774	<0,00001	***

Střední hodnota závisle proměnné	4,669201	Sm. odchylka závisle proměnné	0,733413
Součet čtverců reziduí	35,16641	Sm. chyba regrese	0,141509
Koeficient determinace	0,764688	Adjustovaný koeficient determinace	0,762772
F(14, 258)	503,4491	P-hodnota(F)	2,9e-178
Logaritmus věrohodnosti	154,1653	Akaikovo kritérium	-278,3306
Schwarzovo kritérium	-224,1885	Hannan-Quinnovo kritétium	-256,5969
rho (koeficient autokorelace)	0,487422	Durbin-Watsonova statistika	1,023726

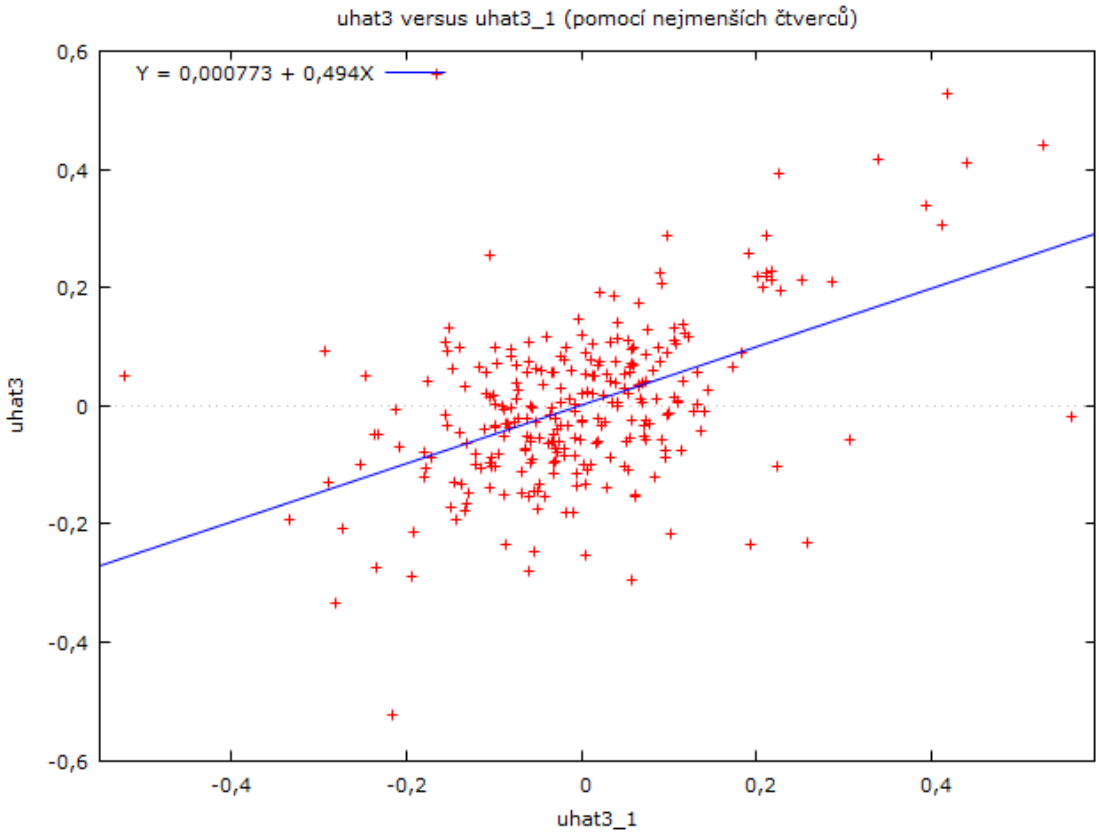
Příloha č. 5: Výpočet korelačního koeficientu u hlavního modelu poptávky po pivu Staropramen 11° 0.4l, verze 1

Model 8: OLS, za použití pozorování 2014-01-06:2014-10-12 (T = 272)
Závisle proměnná: uhat3

	Koeficient	*Směr. chyba*	*t-podíl*	*p-hodnota*	
uhat3_1	0,493609	0,0533688	9,2490	<0,00001	***

Střední hodnota závisle proměnné	0,000251	Sm. odchylka závisle proměnné	0,137433
Součet čtverců reziduí	3,890503	Sm. chyba regrese	0,119817
Koeficient determinace	0,239926	Adjustovaný koeficient determinace	0,239926
F(1, 271)	85,54418	P-hodnota(F)	7,02e-18
Logaritmus věrohodnosti	191,6766	Akaikovo kritérium	-381,3531
Schwarzovo kritérium	-377,7473	Hannan-Quinnovo kritétium	-379,9055
rho (koeficient autokorelace)	-0,061886	Durbinovo h	-2,132967

Příloha č. 6: X-Y graf reziduí a zpožděných reziduí hlavního modelu poptávky po pivu Staropramen 11° 0.4l, verze 1



Příloha č. 7: Test únosnosti multikolinearity v první verzi hlavního modelu poptávky po pivu Staropramen 11°

Faktory zvyšující rozptyl (VIF)

Minimální možná hodnota = 1.0
Hodnoty > 10.0 mohou indikovat problém kolinearity

l_P_Beer	1,045	Summer	2,880
l_P_Wine	1,051	Autumn	1,758
Sport_broadcast	1,080	Monday	1,766
Alternative	1,031	Tuesday	1,758
Temperature	3,870	Thursday	1,762
Precipitation	1,072	Friday	1,744
Pub_hol_current	1,083	Saturday	1,746
Pub_hol_next	1,086	Sunday	1,748
Winter	1,840		

VIF(j) = 1/(1 - R(j)^2), kde R(j) je vícečetný korelační koeficient
mezi proměnnou j a ostatními nezávisle proměnnými

Příloha č. 8: Test heteroskedasticity u hlavního modelu poptávky po pivu Staropramen 11°

Whiteův test heteroskedasticity (pouze druhé mocniny)
OLS, za použití pozorování 2014-01-05:2014-10-12 (T = 273)
Závisle proměnná: uhat^2

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	15,4975	2,93175	5,286	2,72e-07	***
l_P_Beer	-9,72598	1,61054	-6,039	5,56e-09	***
l_P_Wine	-0,289662	0,861860	-0,3361	0,7371	
Sport_broadcast	-0,00384152	0,00464230	-0,8275	0,4087	
Alternative	-0,0162860	0,0107482	-1,515	0,1310	
Temperature	-0,000251446	0,000980280	-0,2565	0,7978	
Precipitation	-0,000354745	0,00122254	-0,2902	0,7719	
Pub_hol_current	-0,0279361	0,0141615	-1,973	0,0496	**
Pub_hol_next	-0,00989016	0,0141748	-0,6977	0,4860	
Winter	0,00687073	0,00794273	0,8650	0,3878	
Summer	-0,00293845	0,00758148	-0,3876	0,6987	
Autumn	0,00255731	0,0100984	0,2532	0,8003	
Monday	0,00756909	0,00748614	1,011	0,3130	
Tuesday	-0,000926633	0,00745166	-0,1244	0,9011	
Thursday	0,00893947	0,00770877	1,160	0,2473	
Friday	-0,00522580	0,00749279	-0,6974	0,4862	
Saturday	-0,00272823	0,00750636	-0,3635	0,7166	
Sunday	-0,00209137	0,00751589	-0,2783	0,7810	
sq_l_P_Beer	1,58017	0,255900	6,175	2,65e-09	***
sq_l_P_Wine	0,0391886	0,126063	0,3109	0,7562	
sq_Temperature	5,15628e-05	3,23844e-05	1,592	0,1126	
sq_Precipitation	6,03341e-06	5,73330e-05	0,1052	0,9163	

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,375843

Testovací statistika: TR^2 = 102,605142,
s p-hodnotou = P(Chí-kvadrát(21) > 102,605142) = 0,000000

Příloha č. 9: Korelační matice P_Wine, Q_Wine, Q_Beer, Q_Blackbeer a Q_Spirits

Korelační koeficienty, za použití pozorování 2014-01-05 - 2014-10-12
5% kritická hodnota (oboustranná) = 0,1187 pro n = 273

P_Wine	Q_Wine	Q_Beer	Q_Blackbeer	Q_Spirits	
1,0000	-0,3761	-0,0075	-0,0015	0,0245	P_Wine
	1,0000	0,6998	0,7863	0,7291	Q_Wine
		1,0000	0,7910	0,5816	Q_Beer
			1,0000	0,6995	Q_Blackbeer
				1,0000	Q_Spirits

Příloha č. 10: První model poptávky po vínu

Model 4: OLS, za použití pozorování 2014-01-05:2014-10-12 (T = 273)
Závisle proměnná: l_Q_Wine

	Koeficient	*Směr. chyba*	*t-podíl*	*p-hodnota*	
const	9,9695	1,37396	7,2561	<0,00001	***
l_P_Wine	-1,872	0,247047	-7,5775	<0,00001	***
l_P_Beer	0,193874	0,344763	0,5623	0,57435	

Střední hodnota závisle proměnné	4,199301	Sm. odchylka závisle proměnné	0,392927
Součet čtverců reziduí	34,59287	Sm. chyba regrese	0,357941
Koeficient determinace	0,176252	Adjustovaný koeficient determinace	0,170150
F(2, 270)	28,88514	P-hodnota(F)	4,29e-12
Logaritmus věrohodnosti	-105,3852	Akaikovo kritérium	216,7704
Schwarzovo kritérium	227,5988	Hannan-Quinnovo kritétium	221,1172
rho (koeficient autokorelace)	0,304604	Durbin-Watsonova statistika	1,385740

Příloha č. 11: Hlavní model poptávky po vínu, verze 1

Model 8: OLS, za použití pozorování 2014-01-05:2014-10-12 (T = 273)
Závisle proměnná: l_Q_Wine

	Koeficient	*Směr. chyba*	*t-podíl*	*p-hodnota*	
const	9,49571	0,282595	33,6018	<0,00001	***
l_P_Wine	-1,8199	0,0507321	-35,8728	<0,00001	***
l_P_Beer	0,23082	0,0706169	3,2686	0,00123	***
Sport_broadcast	-0,0168806	0,0100233	-1,6841	0,09338	*
Alternative	-0,141974	0,0234533	-6,0535	<0,00001	***
Temperature	0,00232658	0,00103299	2,2523	0,02516	**
Precipitation	0,000959245	0,0010069	0,9527	0,34166	
Pub_hol_current	0,0486095	0,0308091	1,5778	0,11586	
Pub_hol_next	0,0618551	0,0308486	2,0051	0,04601	**
Winter	0,158417	0,0222207	7,1293	<0,00001	***
Spring	0,0539152	0,0159475	3,3808	0,00084	***
Summer	0,036067	0,0140274	2,5712	0,01070	**
Monday	-0,384928	0,0163088	-23,6024	<0,00001	***
Tuesday	-0,182236	0,0162709	-11,2002	<0,00001	***
Thursday	-0,168651	0,0168296	-10,0211	<0,00001	***
Friday	0,426446	0,016377	26,0393	<0,00001	***
Saturday	0,591834	0,0163902	36,1090	<0,00001	***
Sunday	0,409046	0,0163986	24,9439	<0,00001	***

Střední hodnota závisle proměnné	4,199301	Sm. odchylka závisle proměnné	0,392927
Součet čtverců reziduí	31,11250	Sm. chyba regrese	0,071709
Koeficient determinace	0,698776	Adjustovaný koeficient determinace	0,696694
F(17, 255)	465,3945	P-hodnota(F)	5,0e-181
Logaritmus věrohodnosti	341,3338	Akaikovo kritérium	-646,6675
Schwarzovo kritérium	-581,6970	Hannan-Quinnovo kritétium	-620,5871
rho (koeficient autokorelace)	0,173195	Durbin-Watsonova statistika	1,651887

Příloha č. 12: Hlavní model poptávky po vínu, verze 2

Model 9: OLS, za použití pozorování 2014-01-05:2014-10-12 (T = 273)
Závisle proměnná: l_Q_Wine

	Koeficient	*Směr. chyba*	*t-podíl*	*p-hodnota*	
const	9,51495	0,282263	33,7095	<0,00001	***
l_P_Wine	-1,82515	0,050637	-36,0439	<0,00001	***
l_P_Beer	0,230072	0,0700188	3,2859	0,00116	***
Sport_broadcast	-0,0160393	0,0100269	-1,5996	0,11091	
Alternative	-0,143907	0,0234867	-6,1272	<0,00001	***
Temperature	0,00257541	0,00102637	2,5093	0,01271	**
Pub_hol_next	0,0664119	0,0306875	2,1641	0,03138	**
Winter	0,15927	0,022256	7,1563	<0,00001	***
Spring	0,0555173	0,0159615	3,4782	0,00059	***
Summer	0,0344213	0,0140324	2,4530	0,01483	**
Monday	-0,384072	0,0163108	-23,5471	<0,00001	***
Tuesday	-0,182108	0,0163122	-11,1639	<0,00001	***
Thursday	-0,167449	0,016648	-10,0582	<0,00001	***
Friday	0,425163	0,0163683	25,9748	<0,00001	***
Saturday	0,591967	0,0163971	36,1019	<0,00001	***
Sunday	0,410679	0,0163443	25,1268	<0,00001	***

Střední hodnota závisle proměnné	4,199301	Sm. odchylka závisle proměnné	0,392927
Součet čtverců reziduí	31,28534	Sm. chyba regrese	0,071898
Koeficient determinace	0,698364	Adjustovaný koeficient determinace	0,696518
F(15, 257)	524,4454	P-hodnota(F)	5,0e-183
Logaritmus věrohodnosti	339,5463	Akaikovo kritérium	-647,0926
Schwarzovo kritérium	-589,3410	Hannan-Quinnovo kritétium	-623,9100
rho (koeficient autokorelace)	0,153868	Durbin-Watsonova statistika	1,690604

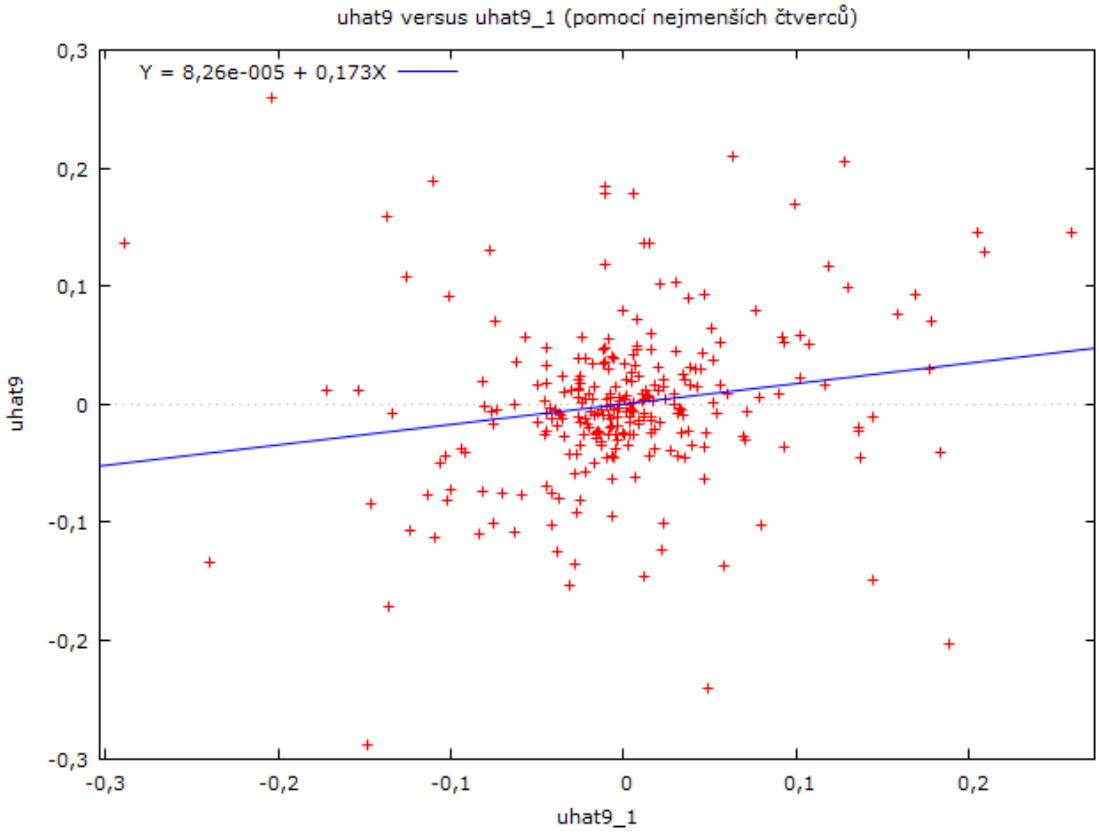
Příloha č. 13: Výpočet korelačního koeficientu u hlavního modelu poptávky po vínu, verze 1

Model 11: OLS, za použití pozorování 2014-01-06:2014-10-12 (T = 272)
Závisle proměnná: uhat9

	Koeficient	*Směr. chyba*	*t-podíl*	*p-hodnota*	
uhat9_1	0,173195	0,0598995	2,8914	0,00415	***

Střední hodnota závisle proměnné	0,000046	Sm. odchylka závisle proměnné	0,069556
Součet čtverců reziduí	1,271854	Sm. chyba regrese	0,068507
Koeficient determinace	0,029927	Adjustovaný koeficient determinace	0,029927
F(1, 271)	8,360367	P-hodnota(F)	0,004146
Logaritmus věrohodnosti	343,7331	Akaikovo kritérium	-685,4663
Schwarzovo kritérium	-681,8605	Hannan-Quinnovo kritétium	-684,0187
rho (koeficient autokorelace)	-0,010498	Durbinovo h	-1,039073

Příloha č. 14: X-Y graf reziduí a zpožděných reziduí hlavního modelu poptávky po vínu, verze 1



Příloha č. 15: Test únosnosti multikolinearity v první verzi hlavního modelu poptávky po vínu

Faktory zvyšující rozptyl (VIF)

Minimální možná hodnota = 1.0
Hodnoty > 10.0 mohou indikovat problém kolinearity

l_P_Wine	1,051	Spring	2,949
l_P_Beer	1,045	Summer	2,321
Sport_broadcast	1,080	Monday	1,766
Alternative	1,031	Tuesday	1,758
Temperature	3,870	Thursday	1,762
Precipitation	1,072	Friday	1,744
Pub_hol_current	1,083	Saturday	1,746
Pub_hol_next	1,086	Sunday	1,748
Winter	4,042		

VIF(j) = 1/(1 - R(j)^2), kde R(j) je vícečetný korelační koeficient
mezi proměnnou j a ostatními nezávisle proměnnými

Příloha č. 16: Test únosnosti multikolinearity v první verzi hlavního modelu poptávky po vínu

Whiteův test heteroskedasticity (pouze druhé mocniny)
OLS, za použití pozorování 2014-01-05:2014-10-12 (T = 273)
Závisle proměnná: uhat^2

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	2,22378	0,755821	2,942	0,0036	***
l_P_Wine	0,00584047	0,222434	0,02626	0,9791	
l_P_Beer	-1,40285	0,415660	-3,375	0,0009	***
Sport_broadcast	0,000451914	0,00119811	0,3772	0,7064	
Alternative	0,0103920	0,00277396	3,746	0,0002	***
Temperature	0,000146202	0,000252997	0,5779	0,5639	
Precipitation	0,000159187	0,000315520	0,5045	0,6143	
Pub_hol_current	0,0123623	0,00365489	3,382	0,0008	***
Pub_hol_next	0,00520415	0,00365831	1,423	0,1561	
Winter	-0,0141369	0,00340523	-4,152	4,53e-05	***
Spring	-0,0140785	0,00260625	-5,402	1,53e-07	***
Summer	-0,0106307	0,00234001	-4,543	8,62e-06	***
Monday	-0,00117384	0,00193207	-0,6076	0,5440	
Tuesday	-0,00299422	0,00192317	-1,557	0,1207	
Thursday	-0,00302957	0,00198953	-1,523	0,1291	
Friday	-0,00430209	0,00193379	-2,225	0,0270	**
Saturday	-0,00253856	0,00193729	-1,310	0,1913	
Sunday	-0,00215972	0,00193975	-1,113	0,2666	
sq_l_P_Wine	0,00259682	0,0325352	0,07982	0,9364	
sq_l_P_Beer	0,217887	0,0660442	3,299	0,0011	***
sq_Temperature	-1,23999e-05	8,35797e-06	-1,484	0,1392	
sq_Precipitation	-1,94245e-05	1,47969e-05	-1,313	0,1905	

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,387805

Testovací statistika: TR^2 = 105,870737,
s p-hodnotou = P(Chí-kvadrát(21) > 105,870737) = 0,000000

Příloha č. 17: První model poptávky po černém pivu

Model 1: OLS, za použití pozorování 2014-01-05:2014-10-12 (T = 273)
Závisle proměnná: l_Q_Blackbeer

	Koeficient	*Směr. chyba*	*t-podíl*	*p-hodnota*	
const	-1,27869	2,55245	-0,5010	0,61680	
l_P_Beer	1,51125	0,64048	2,3596	0,01901	**
l_P_Wine	0,0922033	0,458949	0,2009	0,84093	

Střední hodnota závisle proměnné	3,779422	Sm. odchylka závisle proměnné	0,669352
Součet čtverců reziduí	119,3866	Sm. chyba regrese	0,664961
Koeficient determinace	0,020334	Adjustovaný koeficient determinace	0,013077
F(2, 270)	2,802075	P-hodnota(F)	0,062450
Logaritmus věrohodnosti	-274,4705	Akaikovo kritérium	554,9409
Schwarzovo kritérium	565,7693	Hannan-Quinnovo kritétium	559,2876
rho (koeficient autokorelace)	0,399340	Durbin-Watsonova statistika	1,199956

Příloha č. 18: První model poptávky po lihovinách

Model 2: OLS, za použití pozorování 2014-01-05:2014-10-12 (T = 273)
Závisle proměnná: l_Q_Spirits

	Koeficient	*Směr. chyba*	*t-podíl*	*p-hodnota*
const	0,987418	2,30911	0,4276	0,66927
l_P_Beer	0,6493	0,579419	1,1206	0,26345
l_P_Wine	0,225962	0,415195	0,5442	0,58673

Střední hodnota závisle proměnné	3,795574	Sm. odchylka závisle proměnné	0,601065
Součet čtverců reziduí	97,70797	Sm. chyba regrese	0,601566
Koeficient determinace	0,005697	Adjustovaný koeficient determinace	-0,001668
F(2, 270)	0,773503	P-hodnota(F)	0,462414
Logaritmus věrohodnosti	-247,1180	Akaikovo kritérium	500,2360
Schwarzovo kritérium	511,0644	Hannan-Quinnovo kritétium	504,5828
rho (koeficient autokorelace)	0,409791	Durbin-Watsonova statistika	1,179890

Příloha č. 19: Hlavní model poptávky po černém pivu

Model 1: OLS, za použití pozorování 2014-01-05:2014-10-12 (T = 273)
Závisle proměnná: l_Q_Blackbeer

	Koeficient	*Směr. chyba*	*t-podíl*	*p-hodnota*	
const	-1,5504	0,768378	-2,0178	0,04466	**
l_P_Beer	1,49723	0,193677	7,7306	<0,00001	***
l_P_Wine	0,131689	0,13914	0,9464	0,34482	
Sport_broadcast	0,0703706	0,0274902	2,5598	0,01105	**
Alternative	-0,159509	0,0643239	-2,4798	0,01379	**
Temperature	0,00585401	0,00283312	2,0663	0,03981	**
Precipitation	0,00532728	0,00276156	1,9291	0,05483	*
Pub_hol_current	-0,0241019	0,0844982	-0,2852	0,77569	
Pub_hol_next	0,0324943	0,0846065	0,3841	0,70125	
Winter	-0,0856657	0,0411159	-2,0835	0,03820	**
Summer	0,108085	0,042853	2,5222	0,01227	**
Autumn	-0,0638976	0,0437383	-1,4609	0,14527	
Monday	-0,835201	0,0447292	-18,6724	<0,00001	***
Tuesday	-0,647775	0,0446251	-14,5159	<0,00001	***
Thursday	-0,0791285	0,0461575	-1,7143	0,08769	*
Friday	0,693454	0,0449162	15,4389	<0,00001	***
Saturday	0,842092	0,0449524	18,7329	<0,00001	***
Sunday	0,589229	0,0449755	13,1011	<0,00001	***

Střední hodnota závisle proměnné	3,779422	Sm. odchylka závisle proměnné	0,669352
Součet čtverců reziduí	24,86330	Sm. chyba regrese	0,196671
Koeficient determinace	0,619063	Adjustovaný koeficient determinace	0,613468
F(17, 255)	170,3303	P-hodnota(F)	1,8e-128
Logaritmus věrohodnosti	65,89853	Akaikovo kritérium	-95,79706
Schwarzovo kritérium	-30,82656	Hannan-Quinnovo kritétium	-69,71662
rho (koeficient autokorelace)	0,372544	Durbin-Watsonova statistika	1,251547

Příloha č. 20: Hlavní model poptávky po lihovinách

Model 2: OLS, za použití pozorování 2014-01-05:2014-10-12 (T = 273)
Závisle proměnná: l_Q_Spirits

	Koeficient	*Směr. chyba*	*t-podíl*	*p-hodnota*	
const	0,472567	0,330499	1,4299	0,15398	
l_P_Beer	0,608645	0,0833053	7,3062	<0,00001	***
l_P_Wine	0,303028	0,0598476	5,0633	<0,00001	***
Sport_broadcast	0,0660774	0,0118242	5,5883	<0,00001	***
Alternative	-0,374244	0,0276674	-13,5266	<0,00001	***
Temperature	-0,00215406	0,0012186	-1,7677	0,07831	*
Precipitation	-0,00054793	0,00118782	-0,4613	0,64498	
Pub_hol_current	-0,0793046	0,0363448	-2,1820	0,03002	**
Pub_hol_next	0,525536	0,0363914	14,4412	<0,00001	***
Winter	0,211679	0,017685	11,9694	<0,00001	***
Summer	-0,140744	0,0184322	-7,6358	<0,00001	***
Autumn	0,0140081	0,018813	0,7446	0,45720	
Monday	-0,260814	0,0192392	-13,5564	<0,00001	***
Tuesday	0,0797494	0,0191944	4,1548	0,00004	***
Thursday	0,270137	0,0198535	13,6065	<0,00001	***
Friday	1,1885	0,0193196	61,5176	<0,00001	***
Saturday	1,3168	0,0193352	68,1039	<0,00001	***
Sunday	0,203203	0,0193451	10,5041	<0,00001	***

Střední hodnota závisle proměnné	3,795574	Sm. odchylka závisle proměnné	0,601065
Součet čtverců reziduí	18,24792	Sm. chyba regrese	0,084593
Koeficient determinace	0,681430	Adjustovaný koeficient determinace	0,673192
F(17, 255)	792,7726	P-hodnota(F)	9,2e-210
Logaritmus věrohodnosti	296,2226	Akaikovo kritérium	-556,4451
Schwarzovo kritérium	-491,4747	Hannan-Quinnovo kritétium	-530,3647
rho (koeficient autokorelace)	0,089596	Durbin-Watsonova statistika	1,812278