

Vysoká škola ekonomická v Praze

Národohospodářská fakulta

Hlavní specializace: Ekonomická analýza



PROČ KLESÁ SPOTŘEBA INSTANTNÍCH
POTRAVIN? ANALÝZA DETERMINANT
POPTÁVKY

diplomová práce

Autor: Bc. Martin Pazdera

Vedoucí práce: Ing. Ivo Koubek

Rok: 2014

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

Bc. Martin Pazdera

V Praze, dne 18. 8. 2014

Poděkování:

Na tomto místě bych rád poděkoval Ing. Ivu Koubkovi za vedení mé diplomové práce. Také bych chtěl poděkovat své přítelkyni, přátelům a rodině za podporu v průběhu studia.

ABSTRAKT

Trh instantních potravin zažívá výrazný pokles. V práci zkoumám determinanty poptávky po instantních potravinách. Oligopolní struktura trhu s instantními potravinami mě motivuje ke zkoumání poptávky po instantních potravinách jednoho výrobce. V empirické části práce používám roční a kvartální skenovaná data za prodej instantních potravin na maloobchodním trhu České republiky. Z ročních dat identifikuji trend zdravého stravování jako možnou příčinu poklesu trhu. Z analýzy kvartálních dat usuzuji, že s důchodovou elasticitou $-0,6295$ jsou instantní potraviny podřadný statek. Oba tyto faktory mohou ovlivňovat stagnující nebo klesající tržby výrobců instantních potravin. Analýza poptávky po produktu jednoho výrobce dokládá silný vztah mezi poptávaným množstvím instantních potravin jednoho výrobce a cenami jeho vlastní i konkurenční produkce. To indikuje, že zvyšování ceny vlastní produkce není optimální strategie ke stabilizaci tržeb výrobce na trhu instantních potravin.

KLÍČOVÁ SLOVA: poptávka, instantní potraviny, časové řady, oligopol

ABSTRACT

There has been a significant decline in instant food market. I investigate the determinants of demand for instant food in this thesis. Oligopoly market structure motivates me to investigate the demand for instant food produced by particular firm. I use yearly and quarterly scanner data for instant food sales on the retail market in Czech Republic in the empirical part of the thesis. The yearly data analysis finds healthy diet trend as a possible cause of instant food market decline. According to quarterly data analysis I find instant food as an inferior good with income elasticity $-0,6295$. Both these factors can affect stagnant or decreasing revenues of instant food producers. Analysis of demand for instant food produced by particular firm illustrates strong relation between demanded quantity of producer's instant food and prices of his own and competing production. This indicates that price increase is not an optimal strategy in order to stabilize revenues of instant food producer.

KEYWORDS: demand, instant food, time series, oligopoly

JEL KLASIFIKACE/ JEL CLASSIFICATION: D11, D12, L13

OBSAH

Úvod.....	1
1 Trh s instantními potravinami.....	3
1.1 Definice trhu instantních potravin.....	3
1.2 Vývoj trhu s instantními potravinami.....	5
2 Teoretické zázemí analýzy trhu instantních potravin	11
2.1 Teoretický model poptávky po instantních potravinách	12
2.2 Tržní struktura a poptávka po produktu jednoho výrobce	24
3 Modely poptávky - roční data	27
3.1 Data	28
3.2 Ekonometrická specifikace modelů.....	35
3.3 Výstupy modelů a jejich interpretace	36
3.4 Statistická verifikace modelů	41
4 Modely poptávky - kvartální data	45
4.1 Data	45
4.2 Ekonometrická specifikace modelu.....	47
4.3 Výstupy modelů a jejich interpretace	48
4.4 Statistická verifikace modelu	52
5 Modely poptávky po produktu jednoho výrobce	55
5.1 Data	56
5.2 Ekonometrická specifikace modelu.....	58
5.3 Výstupy modelů a jejich interpretace	59
5.4 Statistická verifikace modelu	63
6. Shrnutí výsledků empirické analýzy	66
Závěr	69
Přehled použitých zdrojů a literatury	71

ÚVOD

Trh instantních potravin v České republice čelí v posledních letech významnému poklesu. Spotřeba instantních potravin klesá, což spolu s relativně stabilním počtem obyvatel znamená, že klesá i spotřeba instantních potravin na osobu. Cílem této práce je posoudit, jaké jsou významné determinanty při rozhodování spotřebitele ohledně poptávaného množství instantních potravin. Druhým cílem práce je posoudit, jak je determinována poptávka po produktu konkrétního výrobce, který čelí klesajícímu trendu spotřeby na trhu instantních potravin. Tato zjištění mohou pomoci alespoň částečně vysvětlit příčiny poklesu trhu instantních potravin a mohou pomoci při formování optimální strategie výrobce na tomto trhu.

Pokud je mi známo, nebyl trh instantních potravin doposud samostatně zkoumán. To samozřejmě zvyšuje atraktivitu tohoto tématu, ale zároveň to znesnadňuje moji práci. Proto kladu patřičnou pozornost na definici trhu instantních potravin. Odvození teoretické funkce poptávky po instantních potravinách opírám o optimalizační problém spotřebitele a z něj odvozenou Marshallovskou poptávku. Tu doplňuji o další specifické faktory potenciálně ovlivňující spotřebu instantních potravin. Oligopolní charakter trhu instantních potravin беру do úvahy při konstrukci teoretické funkce poptávky po instantních potravinách konkrétního výrobce. V empirické části práce využívám především skenovaná data za maloobchodní prodeje instantních potravin, poskytnuté společností Vitana, a.s., doplněné o další údaje z různých zdrojů.

Prvním cílem empirické části práce je změřit elasticity poptávkové funkce a zjistit, zda i další faktory, které jsem argumentoval v teoretické části, mají významný vztah se spotřebou instantních potravin. Dále chci ověřit hypotézu, že spotřeba instantních potravin konkrétního výrobce je závislá nejen na vlastní ceně, ale i na cenách konkurenční produkce.

Na ročních datech ukazují, že biopotraviny (proxy proměnná pro zdravé výživové produkty) a jejich rostoucí nabídka mohou mít negativní vliv na spotřebu instantních potravin. Z analýzy kvartálních dat usuzuji, že instantní potraviny jsou podřadným statkem. Jejich důchodová elasticita je $-0,6295$. Ostatní elasticity nebylo možno přímo změřit. Analýza poptávky po instantních potravinách konkrétního výrobce ukázala

významný vliv vlastní ceny i cen konkurenčních výrobců na spotřebu instantních potravin konkrétního výrobce. Konkrétně jsem prokázal, že zvýšení ceny instantních potravin výrobce A o jednu korunu je spojeno s poklesem kvartální spotřeby jeho produkce na osobu o 0,1206 litru a zvýšení ceny instantních potravin výrobce C o jednu korunu je spojeno se zvýšením kvartální spotřeby produktu výrobce A o 0,1509 litru na osobu. Z těchto dílčích závěrů usuzuji, že zvyšování ceny není pro výrobce na trhu instantních potravin optimální strategií.

Zbytek práce je seřazen následovně. V kapitole 1 nejprve definuji trh instantních potravin a popisuji trendy na tomto trhu. V kapitole 2.1 odvozuji teoretický model poptávky po instantních potravinách a argumentuji determinanty této funkce. Kapitola 2.2 odvozuje teoretický model poptávky po instantních potravinách konkrétního výrobce. V kapitole 3 analyzuji model poptávky po instantních potravinách na ročních datech. Analýza poptávky po instantních potravinách na kvartálních datech je součástí kapitoly 4. V kapitole 5 zkoumám poptávku po instantních potravinách konkrétního výrobce. Nakonec shrnuji výsledky celé empirické analýzy v kapitole 6.

1 TRH S INSTANTNÍMI POTRAVINAMI

1.1 DEFINICE TRHU INSTANTNÍCH POTRAVIN

Dříve než začnu trh instantních potravin analyzovat, je vhodné tento trh řádně definovat. Samotná definice trhu může totiž výrazně ovlivnit jeho analýzu, proto kladu důraz na přesné a jednoznačné vymezení trhu instantních potravin. Z hlediska geografického je vymezení trhu jednoduché. Jedná se o trh České republiky. Trh je definován jako maloobchodní trh s potravinami v ČR. Ovšem je nutné upozornit, že datový vzorek (a proto i zkoumaný trh) není kompletní maloobchodní trh, ale je z něj vyloučen jeden maloobchodní řetězec, který nespolupracuje a neposkytuje svá prodejní data. Tento fakt s sebou samozřejmě nese riziko zkreslení mé analýzy v případě, že se spotřební chování v daném nespolupracujícím řetězci bude výrazně odlišovat od spotřebního chování na monitorovaném trhu. Bohužel se s tímto nedostatkem musím vypořádat prostým předpokladem, že se spotřební chování v daném řetězci nebude odlišovat a výsledky analýzy bude tedy možné generalizovat na celý maloobchodní trh České republiky. Dále se soustředím na produktové vymezení trhu a definici pojmů, které jsou pro produktové vymezení trhu užitečné.

Pojem potravina je definován v zákoně č. 110/1997 Sb., o potravinách a tabákových výrobcích a o změně a doplnění některých souvisejících zákonů. Potraviny jsou „látky určené ke spotřebě člověkem v nezměněném nebo upraveném stavu jako jídlo nebo nápoj, nejde-li o léčiva a omamné nebo psychotropní látky.“ Výklad pojmu instantní potravina však v zákoně chybí.

Pojem instantní označuje vlastnost produktu, či obecně předmětu. Slovník cizích slov¹ definuje instantní mimo jiné jako *rychlorozpustný, připravený k okamžitému požívání, předvařený, práškový*. Klíčová vlastnost je připravenost k okamžitému užívání. Spojením tohoto rysu s potravinami můžeme chápat instantní potraviny jako potraviny zpracované k okamžité spotřebě. Tato definice instantních potravin je bohužel velmi široká a těžko uchopitelná. Mezi takto definované instantní potraviny lze zařadit celou škálu produktů od dehydrovaných polévek, instantní kávy, instantních obilných

¹Například ABZ slovník cizích slov dostupný online: <http://slovník-cizich-slov.abz.cz/>.

výrobků, až po dehydrované ovoce. V běžné komunikaci se navíc pojmy instantní a dehydrovaný produkt často zaměňují, nebo ztotožňují.

Vyhláška Ministerstva Zemědělství ČR č. 419/2000 Sb., ze dne 10. listopadu 2000 definuje dehydrovaný výrobek. Pro účel této vyhlášky se dehydrovaným výrobkem rozumí „potravina vzniklá smísením složek se sníženým obsahem vlhkosti, pastovité nebo sypké konzistence, která se před konzumací obnoví zejména tekutinou.“ V příloze této vyhlášky pak nalezneme i členění dehydratovaných výrobků na skupiny (tabulka 1).

Tabulka 1 – Členění dehydratovaných výrobků

Druh	Skupina
Dehydratovaný výrobek	polévka
	omáčka
	bujón
	vývar
	šťáva
	základ pokrmu
	směs pro přípravu hotového pokrmu
	směs pro přípravu dresinku
	směs pro přípravu zálivky
	směs pro přípravu dezertu
	směs pro přípravu krému
	směs pro přípravu polevy
	směs pro přípravu zmrzliny
	přísada do polévky

Zdroj: vyhláška MZe ČR č. 419/2000 Sb., vlastní úprava

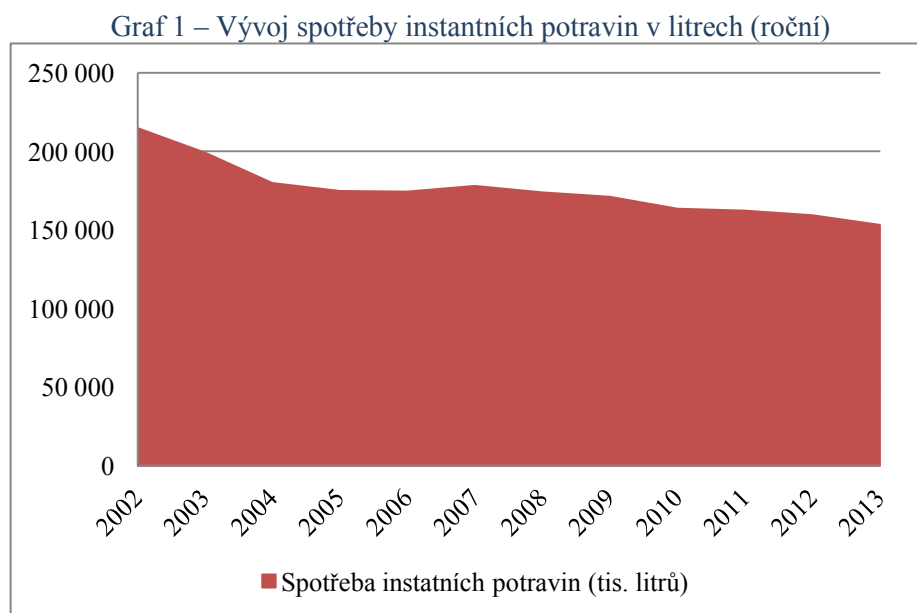
Z výše uvedeného je patrné, že není jednoduché definovat trh instantních potravin, protože množina instantních potravin může obsahovat řadu heterogenních produktů, či skupin produktů. Platí obecně, že je problematické určit hranici mezi trhem heterogenního statku a několika trhy různých statků. Jednoduše řečeno záleží na úhlu pohledu, zda považujeme například trh ojetých automobilů a trh nových automobilů za nezávislé trhy, nebo zda se jedná o jeden trh statku, který je kvalitativně diferencovaný.

V této diplomové práci přistupuji k definici trhu instantních potravin pragmaticky. Trh definuji výčtem následujících kategorií potravin: instantní nudle, bujóny, dehydrované polévky, tekuté koření, základy pokrmů, jíšky, dehydrované hotové pokrmy, steakové omáčky a instantní směsi na pečení. Toto vymezení trhu je dáno hlavně strukturou a dostupností dat, které jsem pro analýzu využil.

Od tohoto místa dále rozumím trhem instantních potravin trh vymezený touto definicí. Je vhodné upozornit, že většina kategorií spadá do výčtu skupin z přílohy vyhlášky Ministerstva Zemědělství ČR č. 419/2000 Sb. o členění dehydrovaných výrobků. Ovšem kategorie tekuté koření a steakové omáčky do dehydrovaných výrobků zařadit nelze. Proto není vhodné ztotožňovat mnou definovaný trh instantních potravin s dehydrovanými výrobky, přestože je jejich zastoupení v definovaném trhu většinové. V práci se zabývám nejen agregovaným trhem instantních potravin, který byl definován výše, ale také trhy vybraných jednotlivých kategorií, které dohromady vytváří zmiňovaný agregátní trh.

1.2 VÝVOJ TRHU S INSTANTNÍMI POTRAVINAMI

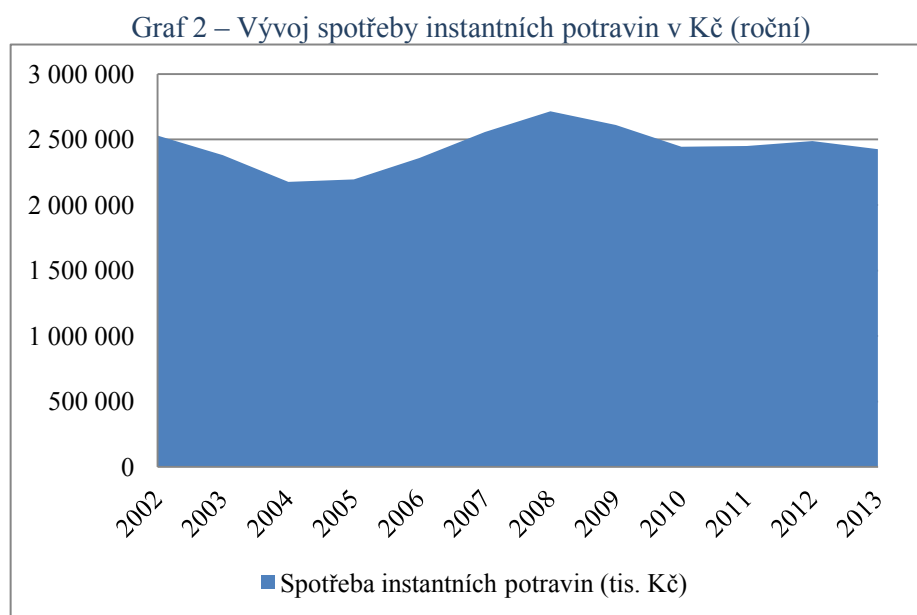
Když už je agregátní trh instantních potravin definován, je možné ukázat, jakým vývojem za poslední roky prošel a jaké trendy je na něm možné pozorovat. Na grafu 1 prezentuji vývoj spotřeby na celkovém trhu vyjádřený v litrech. Naturální vymezení trhu v litrech má delší datovou historii, proto dávám přednost vymezení v litrech před vymezením trhu v kilogramech. Obě varianty naturálního vymezení trhu považuji za rovnocenné, jediným kritériem pro volbu je tedy dostupnost delší historie dat vykazovaných v litrech.



Zdroj: Vitana, a.s., vlastní úprava

Z grafu 1 je patrný dlouhodobý klesající trend spotřeby na trhu s instantními potravinami. Trh soustavně klesal od roku 2002 až do roku 2006. V letech 2007 a 2008

pozorujeme zvrácení klesajícího trendu, který se ovšem znovu objevil už v roce 2009 a trval až do roku 2013. Od roku 2002 do roku 2013 spotřeba v litrech klesla přibližně o 29%.

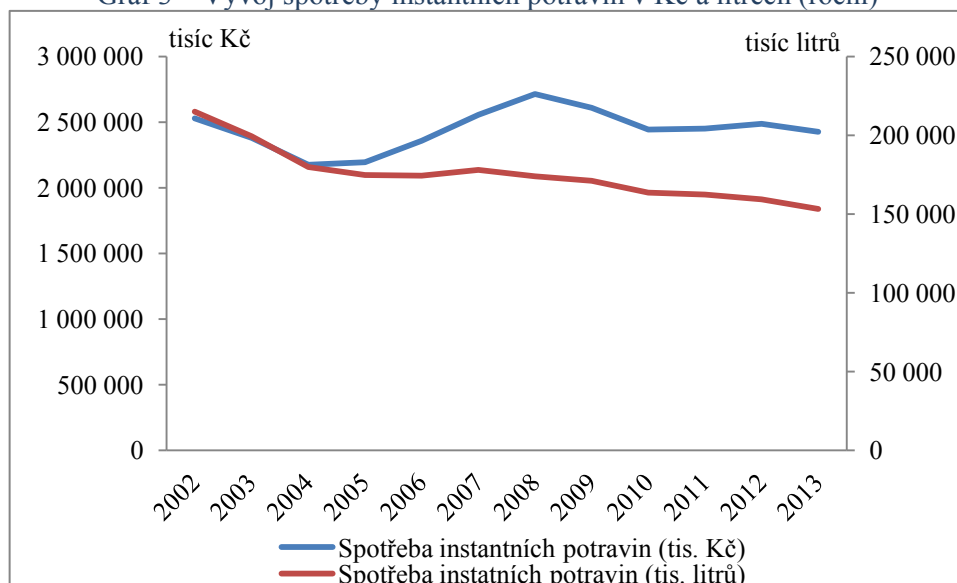


Zdroj: Vitana,a.s., vlastní úprava

Graf 2 zobrazuje spotřebu instantních potravin vyjádřenou v Kč. Jedná se tedy o výdaje spotřebitelů na instantní potraviny. Je třeba zmínit, že výdaje na spotřebu jsou uváděny nominálně a nejsou očištěny o inflaci. Z grafu je evidentní, že celkové výdaje na instantní potraviny nezaznamenávaly tak jednoznačný klesající trend. Trh z hlediska výdajů na instantní potraviny výrazně klesal mezi roky 2002 až 2004. Mírný pokles můžeme pozorovat i mezi roky 2008 až 2010 a také mezi roky 2012 až 2013. Na druhou stranu, od roku 2004 až do roku 2008 pozorujeme trvalý růst výdajů na instantní potraviny. Výdaje na instantní potraviny dlouhodobě neklesají a s výjimkou let 2004 a 2005 se pohybovaly v blízkosti hodnoty 2,5 miliard korun.

Na grafu 3 ukazují spotřebu zároveň v korunovém i v naturálním vyjádření. Korunové vyjádření je opět nominální. Tento pohled umožňuje lepší srovnání vývoje obou charakteristik. Je zřejmé, že spotřeba v litrech čelí dlouhodobému klesajícímu trendu. Spotřebitelé tedy agregátně spotřebovávají stále menší množství instantních potravin. Výdaje na spotřebu ovšem tak jednoznačně neklesají, naopak spíše stagnují. Aby výdaje na spotřebu zůstávaly přibližně stejné při klesající spotřebě, nutně musí docházet k růstu průměrné ceny na tomto trhu. Rostoucí průměrnou cenu na trhu instantních potravin mohou ovlivňovat především dva faktory: (1) celkový vývoj cenové hladiny v ČR a (2) cenová politika výrobců.

Graf 3 – Vývoj spotřeby instantních potravin v Kč a litrech (roční)



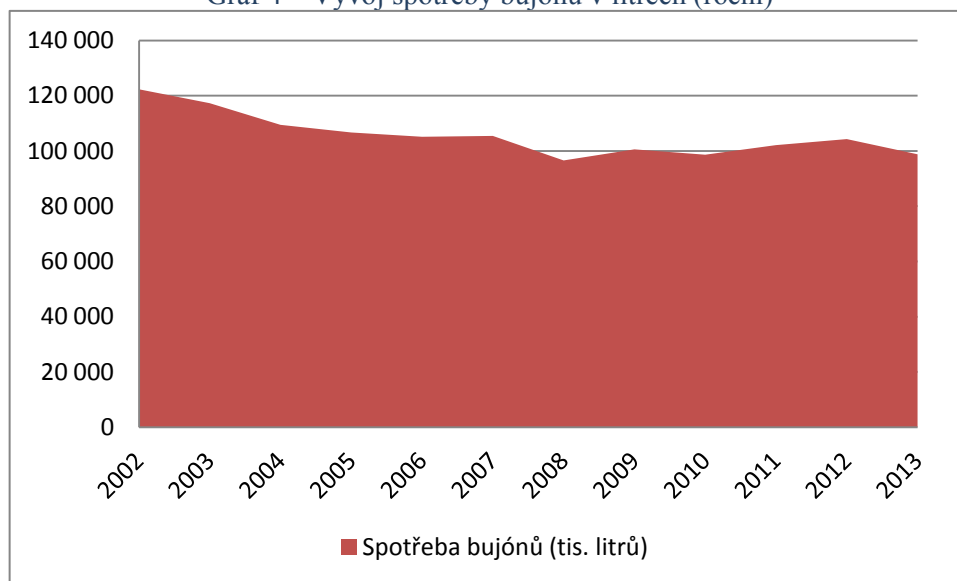
Zdroj: Vitana, a.s., vlastní úprava

Protože jsou do agregátního trhu zahrnuty relativně různorodé skupiny výrobků, rozhodl jsem se samostatně analyzovat i dvě vybrané skupiny výrobků, dehydrované polévky a bujóny. Při volbě konkrétních skupin výrobků byla zohledněna datová dostupnost a váha dané kategorie na celkovém trhu instantních potravin. Jedná se tedy o nejvýznamnější kategorie, pro které jsou k dispozici použitelná data.

VÝVOJ KATEGORIE BUJÓNŮ

Graf 4 ilustruje naturálně měřenou spotřebu v kategorii bujónů. Spotřeba bujónů od roku 2002 vytrvale klesala až do roku 2008. Od té doby spotřeba kolísá okolo hranice sta milionů litrů ročně. Za sledované období (2002 až 2013) spotřeba bujónů v litrech klesla přibližně o 19%.

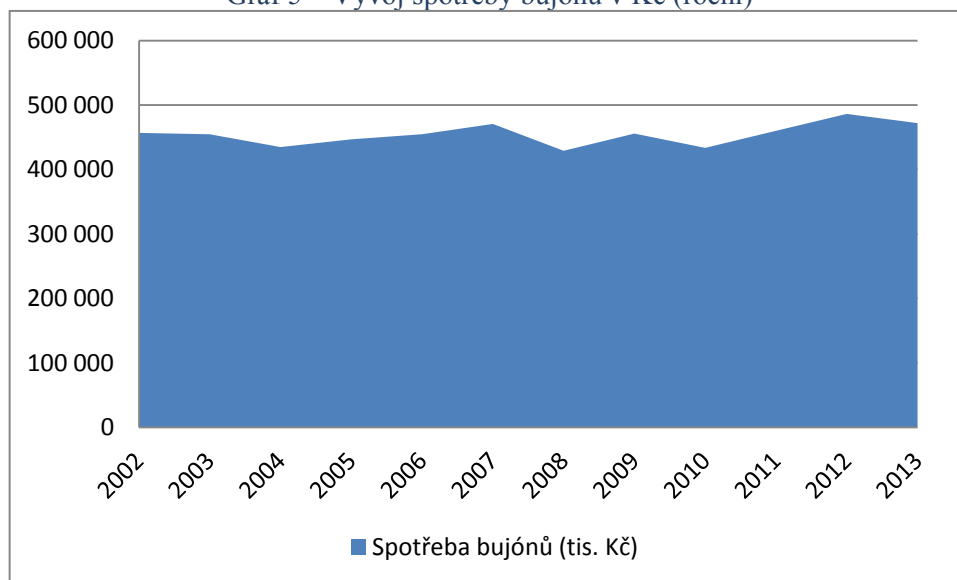
Graf 4 – Vývoj spotřeby bujónů v litrech (roční)



Zdroj: Vitana,a.s., vlastní úprava

Graf 5 ukazuje vývoj kategorie bujónů ve výdajích na spotřebu měřenou v nominálních cenách. V nominálních výdajích na spotřebu bujónů nepozorujeme klesající trend. Klesající období 2002 až 2004 vystřídal pozvolný nárůst, který trval do roku 2007. Od roku 2007 pozorujeme fluktuace nominálních výdajů na spotřebu bujónů. Poslední rok sledovaného období vykazoval vyšší nominální výdaje na spotřebu bujónů než první rok sledovaného období, ovšem nižší výdaje než rok předešlý.

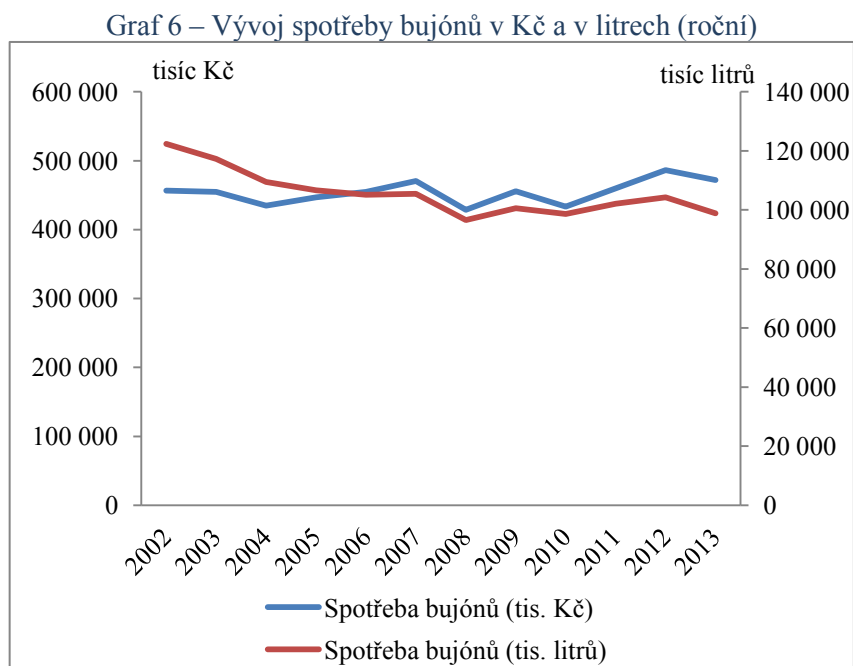
Graf 5 – Vývoj spotřeby bujónů v Kč (roční)



Zdroj: Vitana,a.s., vlastní úprava

Společné zobrazení trendů spotřeby bujónů v litrech a výdajů na tuto spotřebu zobrazuje graf 6. Z grafu je patrné, že období poklesu litrové spotřeby bujónů se neprojevalo poklesem výdajů na tuto spotřebu, v tomto období tedy rostla průměrná litrová cena

bujónů. Opět je vhodné podotknout, že se jedná o nominální cenu, protože je vyjádřena z nominálních výdajů na spotřebu bujónů. Období od roku 2007 je obdobím kolísání výdajů i litrové spotřeby. Nicméně se zdá, že se výdaje postupně odchyľují od litrové spotřeby směrem nahoru. Tento trend je opět doprovázen růstem průměrné litrové ceny bujónů.

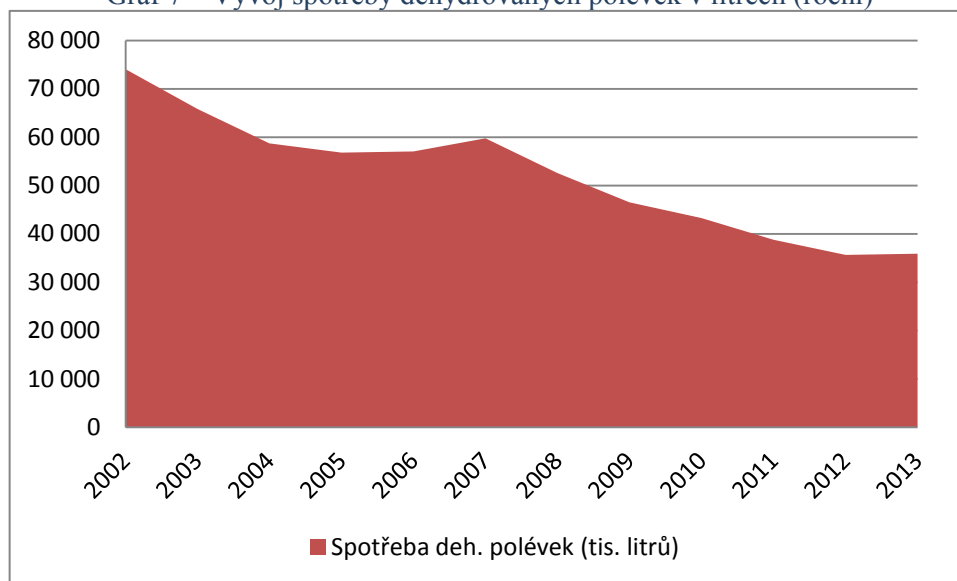


Zdroj: Vitana,a.s., vlastní úprava

VÝVOJ KATEGORIE DEHYDROVANÝCH POLÉVEK

Na Grafu 7 je vidět vývoj prodeje v litrech v kategorii dehydrovaných polévek. Opět můžeme dlouhodobě pozorovat klesající trend spotřeby. Výjimkou jsou roky 2006 a 2007, kdy spotřeba rostla. Nicméně od roku 2008 už pozorujeme pouze vytrvalý a výrazný pokles spotřeby v kategorii dehydrovaných polévek. Od roku 2002 až do roku 2013 klesla spotřeba dehydrovaných polévek o téměř 52%. Kategorie dehydrovaných polévek tedy čelí prudšímu poklesu než kategorie bujónů i než agregátní kategorie instantních potravin.

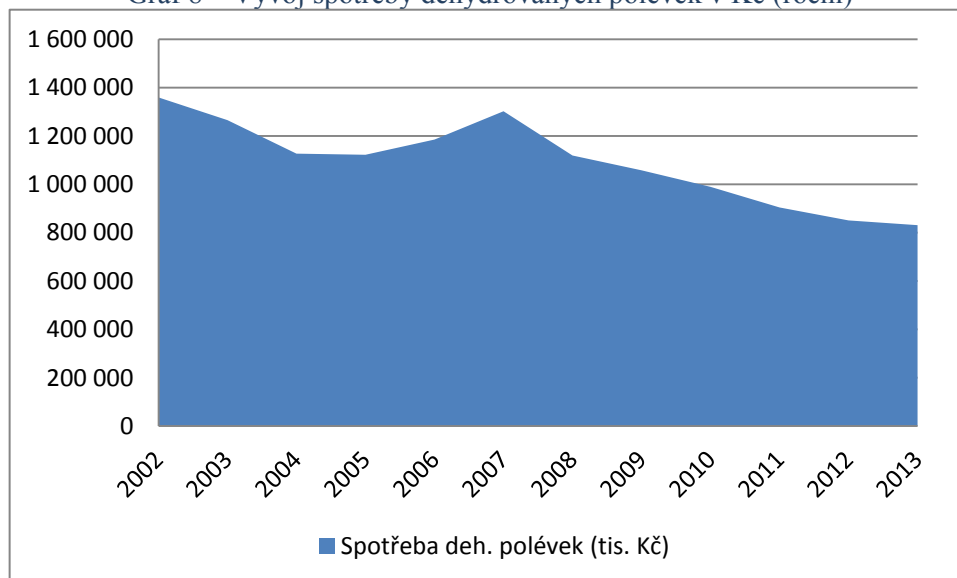
Graf 7 – Vývoj spotřeby dehydrovaných polévek v litrech (roční)



Zdroj: Vitana,a.s., vlastní úprava

Vývoj nominálních výdajů na spotřebu dehydrovaných polévek na grafu 8 také ukazuje klesající trend za většinu sledovaného období. Nicméně tento pokles není tak prudký jako u spotřeby vykazované v litrech. Dokonce je patrný nárůst v letech 2006 a 2007. Potom se ovšem výdaje na spotřebu navrátily ke klesajícímu trendu, který pokračoval až do posledního sledovaného roku 2013.

Graf 8 – Vývoj spotřeby dehydrovaných polévek v Kč (roční)

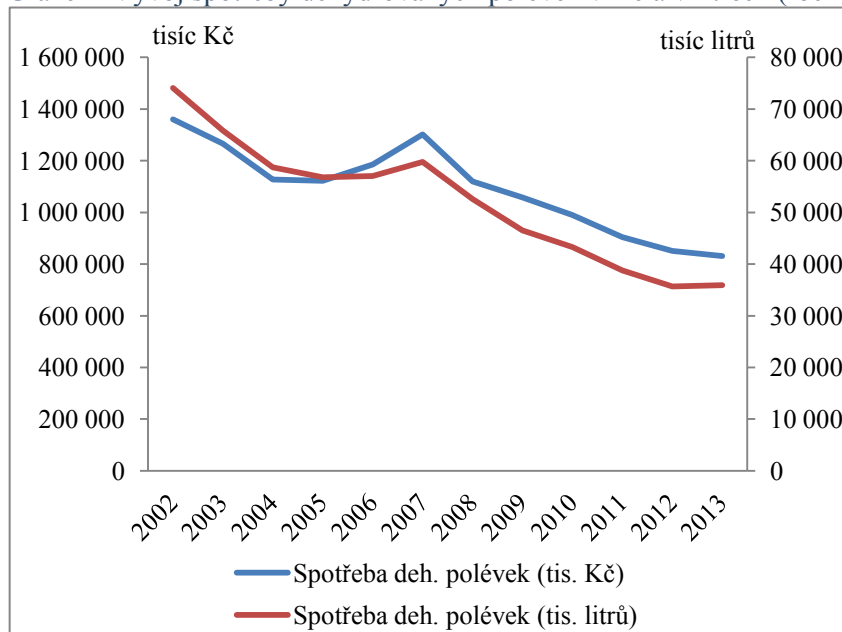


Zdroj: Vitana,a.s., vlastní úprava

Na grafu 9 je konečně vidět společně zobrazená naturálně i korunově měřená spotřeba dehydrovaných polévek za roky 2002 až 2013. Je patrné, že oba ukazatele sdílí společný klesající trend, který byl přerušen pouze v období roku 2007. Korunově vyjádřená spotřeba ovšem klesá pomalejším tempem, což opět znamená, že efekt poklesu litrové

spotřeby byl částečně kompenzován cenovými efekty. Ty způsobují mírnější sklon křivky výdajů na dehydrované polévky v porovnání s křivkou spotřeby dehydrovaných polévek vyjádřené v litrech.

Graf 9 – Vývoj spotřeby dehydrovaných polévek v Kč a v litrech (roční)



Zdroj: Vitana,a.s., vlastní úprava

2 TEORETICKÉ ZÁZEMÍ ANALÝZY TRHU INSTANTNÍCH POTRAVIN

V této části práce se zaměřuji na teoretická východiska pro analýzu trhu s instantními potravinami. Hlavní důraz je kladen na poptávkovou stranu trhu a na analýzu potenciálních determinant poptávky po instantních potravinách jako celku. Tímto se zabývám v kapitole 2.1. Přesto se okrajově věnuji i nabídkové straně trhu (výrobcům), a to především z hlediska tržní struktury a možných implikací, které z této struktury mohou plynout. Tyto implikace potom zohledňuji při analýze spotřeby instantních potravin konkrétního výrobce. Cílem této části je posoudit intenzitu konkurence na klesajícím trhu instantních potravin. Důraz je zde kladen především na vliv vlastní ceny a cen konkurenčních výrobců.

2.1 TEORETICKÝ MODEL POPTÁVKY PO INSTANTNÍCH POTRAVINÁCH

Zkoumání trhu instantních potravin není v literatuře dosud obvyklé. Pokud je mi známo, žádný empirický výzkum orientovaný konkrétně na tento trh není k dispozici. To samozřejmě moji analýzu tohoto trhu ztěžuje. Nicméně ekonomický pohled na kterýkoliv trh, stejně jako empirická analýza kteréhokoliv trhu, mají určité obecné zásady a principy, ze kterých se snažím vycházet. Při sestavování teoretických modelů, a z nich vycházejících modelů ekonometrických, čerpám z poznatků z podobných odvětví a z výzkumů zaměřujících se na empirické zkoumání poptávky po potravinách jako celku. Tyto poznatky se snažím rozšířit o specifika, která charakterizují trh s instantními potravinami. V této kapitole se zaměřuji na identifikaci vysvětlované proměnné a vysvětlujících proměnných. Pro určení hlavních determinant poptávky po instantních potravinách nejprve vycházím z optimalizačního problému spotřebitele a identifikuji základní a obecné determinanty poptávky, dále se zaměřuji na specifické faktory (např. daň, mediální podpora a jiné), které mohou ovlivňovat poptávku po instantních potravinách.

SPOTŘEBA INSTANTNÍCH POTRAVIN

Jako vysvětlovaná proměnná figuruje v modelech spotřeba instantních potravin v litrech přepočtená na osobu. Naturální vyjádření totiž odpovídá konceptu poptávaného množství statku, protože zohledňuje pouze kvantitu spotřebovaného množství statku. Na druhé straně peněžní vyjádření v sobě nese jak informaci o množství spotřebovávaného statku, tak o kupní ceně tohoto statku. Jedná se o výdaj na spotřebu daného statku.

OPTIMALIZACE SPOTŘEBITELE A MARSHALLOVSKÁ POPTÁVKA

Spotřebitelovo rozhodování je dle ekonomické teorie determinováno preferencemi spotřebitele zohledněnými v užitkové funkci a v omezení, kterému spotřebitel objektivně čelí. Objektem spotřebitelova rozhodování je spotřební soubor n statků $x = (x_1, x_2, \dots, x_n)$. Užitková funkce je subjektivní ordinální funkce zosobňující spotřebitelovy preference mezi spotřebními soubory. Omezení spotřebitelské volby je pak dáno exogenními parametry, kterými jsou ceny statků ze spotřebního souboru a důchod spotřebitele.

Optimalizační problém spotřebitele lze zapsat následovně:

$$\text{Max } U(x_1, x_2, \dots, x_n) \text{ za podmínek } (1) \sum_{i=1}^n p_i \cdot x_i \leq M$$

$$(2) x_i \geq 0, i = 1, 2, \dots, n,$$

kde $U(x_1, x_2, \dots, x_n)$ je užitková funkce spotřebitele, x_i je množství i-tého statku, p_i je cena i-tého statku a M je důchod spotřebitele.

Spotřebitel maximalizuje svůj užitek volbou poptávaného množství statků na základě exogenních veličin, kterými jsou ceny statků a jeho důchod. Optimalizační problém je problém hledání vázaného extrému na množině přípustných řešení. Pro vyřešení optimalizačního problému sestavím Lagrangeovu funkci $L = L(x_1, x_2, \dots, x_n, \lambda)$, zkráceně zapsáno $L(x, \lambda)$, v následující podobě:

$$L(x, \lambda) = U(x_1, x_2, \dots, x_n) + \lambda(M - \sum_{i=1}^n p_i \cdot x_i)$$

Parciálními derivacemi položenými rovno nule z Lagrangeovy funkce dostaneme podmínky optima prvního řádu. Ty jsou následující:

$$(1) \frac{\partial L(x^*, \lambda^*)}{\partial x_i} = \frac{\partial U(x^*)}{\partial x_i} - \lambda \cdot p_i = 0, i = 1, 2, \dots, n$$

$$(2) \frac{\partial L(x^*, \lambda^*)}{\partial \lambda} = M - \sum_{i=1}^n p_i \cdot x_i^*$$

Z těchto podmínek optima pak odvozujeme optimální spotřební soubor x^* . Optimální množství i-tého statku pak ztotožňujeme s poptávaným množstvím tohoto statku. Výsledkem optimalizačního problému spotřebitele definovaného výše je tzv. Marshallovská poptávka. Jedná se o funkci optimálního užitku, která je určována cenovým vektorem p a důchodem spotřebitele M .

$$x_i^* = D_i(p_1, p_2, \dots, p_n, M)$$

V našem případě se tedy jedná o Marshallovskou poptávku po instantních potravinách. Ta má následující podobu:

$$x_{INS}^* = D_{INS}(p, M),$$

kde $p = (p_{INS}, p_2, \dots, p_n)$ a p_{INS} je cena instantních potravin. Z této poptávkové funkce je zřejmé, že ceny a důchod spotřebitele jsou základní determinanty jeho poptávky po instantních potravinách. Je vhodné poznamenat, že výše uvedená optimalizace vychází z individuální užitkové funkce. Jelikož pracuji s průměrnými daty z trhu, znamená to, že i interpretace poptávky a jejích determinant se bude vztahovat k fiktivnímu průměrnému spotřebiteli, který reálně neexistuje. Takto zkoumaná poptávková funkce reprezentuje průměrný vliv jednotlivých determinant na poptávku po instantních potravinách. Tento vliv se samozřejmě může lišit mezi jednotlivými reálnými spotřebiteli.

Vlastní cena

Cena instantních potravin je základní determinantou poptávky. Zákon klesající poptávky říká, že s rostoucí cenou instantních potravin bude klesat jejich poptávané množství ceteris paribus. To platí za předpokladu, že jsou instantní potraviny tzv. běžným statkem. Výjimkou ze zákona klesající poptávky je tzv. Giffenův statek², jehož poptávané množství roste s jeho cenou. Instantní potraviny považuji za běžný statek, tudíž předpokládám, že cena bude negativně ovlivňovat jejich poptávané množství.

Proces stanovení ceny a obecně realizace směny je na trhu instantních potravin mírně složitější v porovnání s modelovou situací. V modelové situaci dochází k přímé konfrontaci nabídky statku, kterou zosobňují výrobci na trhu daného statku, a poptávky, kterou zosobňují spotřebitelé daného statku. Cena statku a jeho směňované množství je pak určena přímou interakcí těchto dvou stran, kde obě strany mají přímý vliv na výslednou cenu. Na druhou stranu na reálném trhu instantních potravin se strany nabídky a poptávky střetávají nepřímou, zprostředkovaně. Výrobce nenabízí svoji produkci přímo, ale zprostředkovaně přes maloobchodní řetězec. Výrobce doporučuje koncovou prodejní cenu, za kterou by v maloobchodních řetězcích měla být produkce prodávána. O množství nabízené produkce ovšem rozhoduje už maloobchodní řetězec prostorem na regálech, který dané produkci poskytne. Zároveň zde hraje roli určité časové zpoždění mezi dodávkami od výrobce na maloobchod a nabídkou produkce na regálech v maloobchodě. Tyto produktové toky se přitom mohou lišit i kvantitativně. Například maloobchod přijímá zásoby v pravidelných dodávkách, zatímco prodej

² Objev tzv. „Giffenova paradoxu“ je často připisován Robertu Giffenovi. Ale, jak ukázal Rashid (1979, citováno podle Davis, J.E. (1994)), o tomto paradoxu se zmiňoval už dříve v roce 1800 Henryho Beeke.

v maloobchodě není řízen touto pravidelností. Maloobchody mohou také nakupovat do zásoby a uplatňovat množstevní slevy. Všechny tyto okolnosti vedou k tomu, že výrobce má výrazně větší vliv na cenu své produkce než na nabízené množství v daný okamžik na trhu. Výrobce čelí konkurenčnímu tlaku od výrobců, kteří dodávají stejný, nebo podobný produkt na maloobchodní trh. Tento konkurenční tlak zlepšuje vyjednávací pozici maloobchodů, které pak často vyžadují různé slevy. Proto koncová cena, kterou výrobce do značné míry určuje, není cena, kterou za svoji produkci inkasuje. Z toho důvodu považují ceny získané z dat o prodejkách v maloobchodních řetězcích za vhodné vysvětlující proměnné poptávky po instantních potravinách, které nebudou zatíženy výraznou endogenitou.

Obecně lze předpokládat, že cena bude mít negativní vliv na spotřebovávané množství instantních potravin (zákon klesající poptávky). Nicméně zajímavou informaci přináší i vlastní cenová elasticita poptávky po statku. Ta je definována takto:

$$e_{p_i}^i = \frac{\% \Delta x_i^*}{\% \Delta p_i} = \frac{\% \Delta D_i}{\% \Delta p_i}$$

Vlastní cenová elasticita statku ($e_{p_i}^i$) říká, jak se procentuálně změní optimální množství statku (resp. poptávané množství statku), změní-li se cena tohoto statku o jedno procento. Z vlastní cenové elasticity můžeme rozsoudit, zda jsou instantní potraviny běžný nebo Giffenův statek. Platí, že $e_{p_i}^i < 0$ pro běžný statek, tedy růst vlastní ceny o jedno procento vyvolá negativní procentní změnu poptávaného množství běžného statku a vice versa. Pro Giffenův statek platí, že $e_{p_i}^i > 0$. Růst vlastní ceny o jedno procento vyvolá pozitivní procentuální změnu poptávaného množství Giffenova statku. Dále platí, že v situaci $e_{p_i}^i > -1$ považujeme poptávku po daném statku za neelastickou. V situaci $e_{p_i}^i < -1$ považujeme poptávku po daném statku za elastickou. Vzhledem k předpokladu, že jsou instantní potraviny běžným statkem, nutně předpokládám, že bude $e_{p_i}^i < 0$.

Substituty a komplementy

Důležitou roli v poptávce po určitém statku hraje nejen jeho vlastní cena, ale i ceny ostatních statků. Teoretický model poptávky po statku pracuje s úplným spotřebním souborem a tedy i s úplným cenovým vektorem. Ten je samozřejmě pro empirickou

analýzu poptávky nepoužitelný. Není reálné obsáhnout v modelu ceny všech statků. V modelech se proto snažím pracovat s cenami statků, které byly dostupné, a které mají potenciál blízké vazby na instantní potraviny.

V tomto případě pak pracujeme s konceptem křížové cenové elasticity statku. Ta je definována takto:

$$e_{p_j}^i = \frac{\% \Delta x_i^*}{\% \Delta p_j} = \frac{\% \Delta D_i}{\% \Delta p_j}$$

Křížová cenová elasticita ($e_{p_j}^i$) říká, jak se procentuálně změní optimální (poptávané) množství i -tého statku, změní-li se cena j -tého statku o jedno procento. Z křížové cenové elasticity můžeme posoudit, zda je statek i hrubým substitutem, nebo hrubým komplementem statku j . V případě, že $e_{p_j}^i > 0$, je statek j hrubým substitutem statku i . V opačném případě, tedy když $e_{p_j}^i < 0$, považujeme statek j za hrubý komplement statku i .

Substituty a komplementy instantních potravin hledám výhradně mezi potravinami. Alternativou instantních potravin je domácí vaření z čerstvých surovin a stravování se ve stravovacích zařízeních. Zde je možné spatřit dva potenciální substituty instantních potravin. Tento pohled na věc nutně předpokládá, že instantní potraviny fungují jako úplná forma potravy. Je ovšem možné, že spotřebitel užívá instantní potraviny a k jejich dochucování používá čerstvé suroviny. Navíc například u bujónů je dochucování nezbytným předpokladem jejich využití při přípravě polévky. Za těchto okolností není jednoznačné, zda je mezi instantními potravinami a čerstvými potravinami substituční, nebo komplementární vztah. Předpokládám, že vztah mezi instantními potravinami a stravováním ve stravovacích zařízeních bude mít substituční charakter. To znamená, že očekávám, že klesající ceny a tedy klesající náklady na stravování ve stravovacích zařízeních ceteris paribus sníží poptávku po instantních potravinách. Tyto dva statky (případně služby) považuji za hlavní klíčové statky, které mají vliv na poptávku po instantních potravinách, a snažím se je zakomponovat do modelů a zohlednit v empirické části práce.

Důchod

Důchod spotřebitele je poslední základní determinanta poptávky, tj. determinanta odvozená z optimalizace spotřebitele, která byla definována dle standardní ekonomické teorie. Důchod je v optimalizaci exogenní faktor, který ovlivňuje rozpočtové omezení spotřebitele. Obecně platí, že čím vyšší důchod spotřebitel má, tím více má prostředků na celkovou spotřebu. Jeho celková spotřeba je ovšem tvořena spotřebním košem n statků, proto nelze jednoznačně říci, jaký vliv bude mít růst důchodu na jeho poptávku po jednotlivém i -tém statku.

K posouzení vztahu mezi důchodem a poptávkou po i -tém statku použijí koncept důchodové elasticity. Důchodová elasticita poptávky říká, jak se procentuálně změní poptávané množství i -tého statku, změní-li se spotřebitelův důchod o jedno procento. Je definována následovně:

$$e_M^i = \frac{\% \Delta x_i^*}{\% \Delta M} = \frac{\% \Delta D_i}{\% \Delta M}$$

Z důchodové elasticity (e_M^i) můžeme posoudit, zda je i -tý statek normální nebo podřadný statek. U normálních statků jsme díky důchodové elasticitě schopni dále určit, zda se jedná o nezbytný, nebo luxusní statek. V případě, že $e_M^i < 0$, považujeme i -tý statek za podřadný statek. Růst důchodu o jedno procento vyvolá negativní procentní změnu poptávky po podřadném statku. Pokud $e_M^i > 0$, považujeme i -tý statek za normální statek. Růst důchodu o jedno procento vyvolá pozitivní procentní změnu poptávky po normálním statku. Normální statky dále dělíme na luxusní a nezbytné. Pokud je $0 < e_M^i < 1$, považujeme i -tý statek za nezbytný statek. Růst důchodu o jedno procento vyvolá pozitivní procentní změnu menší než jedno procento v poptávaném množství nezbytného statku. Pokud je $e_M^i > 1$, považujeme i -tý statek za luxusní statek. Růst důchodu o jedno procento vyvolá pozitivní změnu větší než jedno procento v poptávaném množství luxusního statku.

Instantní potraviny jsou mnohdy považovány za levnější, rychlejší, avšak méně kvalitní alternativu čerstvě připravované stravy. Právě faktor kvality může hrát výraznou roli v rozhodování spotřebitele při změně jeho důchodu. Lze očekávat, že s růstem jeho důchodu bude spotřebitel více poptávat kvalitnější potraviny na úkor méně kvalitních. Přijmeme-li předpoklad, že jsou instantní potraviny méně kvalitní alternativou a

spotřebitel jich bude s růstem důchodu poptávat méně, považujeme instantní potraviny za podřadný statek. Na druhou stranu rychlost přípravy je také kvalitativní vlastnost a tento benefit instantních potravin může výše zmíněný efekt redukovat.

Další faktor, který je třeba vzít v úvahu, je časová náročnost přípravy čerstvého pokrmu v porovnání s přípravou instantního pokrmu. Model volby mezi spotřebou a volným časem, nebo model volby mezi prací a volným časem (viz například Becker (1965)) pracuje se mzdou jako s nákladem obětované příležitosti volného času. Přijmeme-li tento předpoklad, pak je nákladem přípravy čerstvého pokrmu ušlá mzda za dobu, kterou by spotřebitel ušetřil, pokud by dal přednost rychlejšímu instantnímu jídlu. V tomto případě s růstem mzdy roste náklad obětované příležitosti přípravy čerstvého pokrmu. Růst mzdy má ovšem dva efekty, substituční a důchodový. Substituční efekt by v tomto případě motivoval spotřebitele k větší poptávce po instantních potravinách, zatímco důchodový efekt by tento substituční efekt redukoval za předpokladu, že spotřebitel dává přednost čerstvé stravě. Z výše uvedeného vyplývá, že není jednoznačný vztah mezi důchodem a spotřebou po instantních potravinách. Jaký efekt převáží, posoudím až v empirické části práce.

Z výše prezentované optimalizace tedy identifikuji tři základní determinanty poptávky po instantních potravinách, jsou jimi vlastní cena, ceny ostatních statků (blízkých substitutů a komplementů) a důchod spotřebitele. Tyto determinanty jsou společné i dosavadnímu výzkumu poptávky po potravinách. Zkoumání poptávky po potravinách (obecně) má v akademickém světě dlouhou tradici. Mezi často citované práce patří studie od Tobina (1950), kde je testována poptávka po potravinách na časových řadách a datech z průzkumů domácností. Modely s časovými řadami však pracují pouze se základními determinantami, kterými jsou index cen potravin, index cen ostatních statků a disponibilní důchod. Tobin zde ovšem pracuje s logaritmickou lineární specifikací modelů, kterou se snažím použít i já všude tam, kde je to možné.

Song, Liu a Romilly (1997) do značné míry navázali na Tobinův výzkum a rozšířili ho o mezistátní porovnání, když testovali poptávku po potravinách v USA a v Nizozemsku. Mezi zajímavé závěry jejich studie patří, že dlouhodobá důchodová elasticita poptávky je signifikantně vyšší, než krátkodobá důchodová elasticita poptávky po potravinách. Uvádějí, že dlouhodobá důchodová elasticita se v USA i Nizozemsku pohybovala v rozmezí 0,5 až 0,8, zatímco krátkodobá se pohybovala v rozmezí 0,15 až 0,3. Z toho

je patrné, že v krátkém i dlouhém období jsou potraviny normální statek. Nicméně byla by chyba usuzovat, že na základě toho budou normálním statkem i instantní potraviny. Ty jsou totiž pouze jedním z mnoha typů potravin, které mohou mít výrazně odlišné vlastnosti, a tedy i důchodové elasticity. Cenným poznatkem této studie je, že i na trhu potravin v krátkém období reagují spotřebitelé na změnu důchodu relativně méně než v dlouhém období.

DALŠÍ DETERMINANTY POPTÁVKY PO INSTANTNÍCH POTRAVINÁCH

Výše definovanou poptávku po instantních potravinách nyní rozšířím o další determinanty poptávky po instantních potravinách. Funkce poptávky bude tedy mít následující podobu:

$$x_{INS}^* = D_{INS}(p, M, S),$$

kde S představuje vektor specifických faktorů poptávky po instantních potravinách. Nyní se zaměřím na argumentaci těchto determinant poptávky.

Daňová zátěž

Daň je jedním z potenciálních faktorů, který přímo ovlivňuje jak poptávku, tak i nabídku instantních potravin. Bez ohledu na oficiálního plátce daně záleží konkrétní rozložení daňové zátěže mezi výrobce a spotřebitele vždy na konkrétním průběhu křivek nabídky a poptávky, resp. na elasticitě těchto křivek. Platí, že čím více je elastická nabídka a čím méně je elastická poptávka, tím větší část daňové zátěže nese spotřebitel a vice versa. Daňová sazba se řídí podle zákona číslo 235/2004 Sb. o dani z přidané hodnoty. Podle této normy spadá sazba daně z instantních potravin (a ze všech potravin obecně) do skupiny snížené sazby daně z přidané hodnoty. Vývoj výše této sazby za sledované období 2002 až 2013 ilustruje tabulka 2.

Předpokládám, že hlavní vliv na poptávku bude mít především změna daňové sazby, jakožto exogenní šok. Z tabulky je patrné, že ke změně (vždy zvýšení) snížené sazby DPH došlo v letech 2008, 2010, 2012 a 2013. Zvýšení daňové sazby vede ceteris paribus ke snížení obchodovaného, a tedy i spotřebovávaného množství statku, proto předpokládám negativní vliv navýšení daňové sazby na spotřebu instantních potravin.

Tabulka 2 – Vývoj snížené sazby daně
z přidané hodnoty za období 2002 – 2013

Rok	Snížená sazba DPH
2002	5%
2003	5%
2004	5%
2005	5%
2006	5%
2007	5%
2008	9%
2009	9%
2010	10%
2011	10%
2012	14%
2013	15%

Zdroj: Zákon č. 235/2004 Sb. o dani z
přidané hodnoty a novely tohoto zákona

Demografický vývoj

Postupem času se mění zastoupení různých věkových skupin obyvatelstva v celkové populaci. Jelikož je moje analýza spojena s časovými řadami, je vhodné zohlednit i případný vliv demografického vývoje na poptávku po instantních potravinách. Cortez a Senauer (1996) ukazují, že různé demografické skupiny obyvatelstva mohou mít výrazně odlišné preference ohledně spotřeby potravin. Ve studii vycházejí z dat v USA za roky 1980-1990 a dále ukazují, že nejenom změna vkusu, ale i její velikost a směr jsou výrazně odlišné mezi různými demografickými skupinami obyvatelstva. Obdobné závěry uvádí i Kokoski (1986), která ve své analýze porovnává data za spotřebitelské výdaje v obdobích 1972/73 a 1980/81. Mezi hlavními závěry své analýzy autorka uvádí, že prokázala signifikantní změnu preferencí mezi demografickými skupinami a zároveň signifikantní změnu preferencí mezi sledovanými obdobími u všech věkových skupin.

Je zřejmé, že různé věkové skupiny obyvatelstva mohou mít různé potřeby v oblasti potravin. Při posouzení případného vlivu demografického vývoje na trh instantních potravin vycházím z jedné kvalitativní vlastnosti instantních potravin, kterou je úspora času. Předpokládám, že úspora času je nejvíc relevantním benefitem u ekonomicky aktivního obyvatelstva. V důchodu má člověk relativně více času, a proto je pro něj vlastní příprava pokrmu relativně méně nákladná, než pro ekonomicky aktivního člověka. Naopak v dřívějším věku je ve většině případů způsob stravování mladých lidí

určen stravovacími návyky celé domácnosti. Proto předpokládám, že ekonomicky aktivní obyvatelstvo bude mít, *ceteris paribus*, větší tendence ke spotřebě instantních potravin z důvodů časové úspory.

Mediální podpora

Reklama je další determinantou, která může ovlivňovat poptávku po instantních potravinách. Kyle Bagwell (2005) identifikuje v ekonomické literatuře tři hlavní přístupy k reklamě. Tyto přístupy jsou definovány na základě účelu reklamy. První přístup říká, že primárním účelem reklamy je *informativní* funkce. Reklama si klade za cíl nejen informovat potenciálního spotřebitele o existenci produktu, ale také o jeho konkrétních parametrech a kvalitativních vlastnostech. Za zastánce teorie informativního typu reklamy můžeme považovat Stiglera a Beckera (1977), kteří argumentují, že spotřebitel může získávat užitek z obchodovaného statku nejen vzhledem k jeho kvantitě, ale také ze spotřebitelovy znalosti o jeho skutečných vlastnostech. Zároveň zdůrazňují, že úroveň informovanosti je vícerozměrná. Jako příklad uvádějí, že „Pokud spotřebitel neví, jsou-li bobule jedovaté, nejsou jídlo. Pokud neví, že obsahují vitamín C, nejsou konzumovány jako prevence kurdějí“ (p.84, vlastní překlad).

Druhý přístup k reklamě vidí primární účel reklamy v *přesvědčení* spotřebitele, ve stimulaci samotné potřeby daný produkt poptávat. Přesvědčovací reklama si klade za cíl změnu spotřebitelových preferencí, která se může týkat substituce produktů nebo substituce výrobců. Reklama v tomto pojetí hraje silnou roli jako nástroj konkurenčního boje. Ne nadarmo proto Bagwell (2005) v tomto kontextu zmiňuje slavná jména jako Edward Chamberlin nebo Joan Robinsonová, kteří se o tomto typu reklamy zmiňovali. Vztah mezi konkurencí a reklamou zkoumala celá řada autorů. Comanor a Wilson (1979) například zmiňují, že reklama může vytvářet vztah spotřebitele ke značce a snižovat tak jeho elasticitu poptávky.

Třetí přístup je tzv. komplementární přístup, který považuje reklamu jako přidanou hodnotu ke spotřebě daného statku. Příkladem tohoto typu může být společenská prestiž ze spotřeby určitého statku, kterou reklama spoluvytváří.

V rámci analýzy instantních potravin považuji za klíčové především první dva typy (účely) reklamní aktivity. Informativní i přesvědčovací charakter reklamy implikuje

pozitivní vliv mediálních aktivit na spotřebu instantních potravin. Jelikož mám v datovém vzorku k dispozici data pouze za agregátní mediální aktivitu u dané kategorie a nikoliv data za aktivitu jednotlivých výrobců, nemohu se soustředit na analýzu mediálních aktivit konkrétních konkurentů na trhu. Předpokládám, že mediální aktivita zvyšuje informovanost o dostupnosti produktu a zároveň plní i přesvědčovací roli ve prospěch propagovaného statku. Proto považuji mediální aktivitu za pozitivní determinantu spotřeby instantních potravin (resp. bujónů a dehydrovaných polévek).

Preference spotřebitelů

Spotřebitelské preference jsou poněkud hůře uchopitelnou determinantou poptávky, ovšem mohou hrát klíčovou roli. Standardní Marshallovský model poptávky po určitém statku odvozený ze spotřebitelova optimalizačního problému pracuje s předpokladem stálých, v čase stabilních preferencí. Tento předpoklad lze ovšem v realitě jen těžko naplnit, a to ze dvou důvodů. Zaprvé, individuální preference jednotlivce se mohou v průběhu času měnit. Jednotlivec totiž není schopen racionalizovat a preferenčně zařadit statky, které se budou vyrábět a nabízet až za několik let v budoucnu, protože není schopen předpovídat technologický vývoj a nabídku všech novinek ve všech odvětvích. Za druhé, i kdyby byl jednotlivec schopen bezchybně předvídat budoucnost a mohl by naplnit předpoklad stálých individuálních preferencí, nelze očekávat, že preference průměrného spotřebitele, který je předmětem této analýzy, budou stálé. Preference průměrného spotřebitele jsou totiž determinovány souborem všech individuálních spotřebitelů, z nichž je průměr počítán. V našem případě průměrný spotřebitel zastupuje průměr z populace ČR. Ovšem individuální složení populace se každoročně mění a s ním se mění i zastoupení jednotlivých preferencí v dané populaci. Proto zprůměrování těchto preferencí může dávat každý rok jiný výsledek, což nás nutí připustit, že preference průměrného spotřebitele nejsou konstantní v čase. Změna preferencí tak může mít zásadní vliv na poptávku po instantních potravinách.

Zkoumáním změny spotřebitelských preferencí se zabývali například Harmston a Hino (1970), kteří zdárně napadají předpoklad konstantních spotřebitelských preferencí na trhu potravin. Ve své práci používají data za domácnosti v letech 1955 a 1965 a ukazují, že preference ohledně potravin jsou silně variabilní v čase. Dále ukazují, že vlastnosti statků, jako jsou normálnost či podřadnost statku, se mohou v čase rovněž lišit. Popkin, Guilkey a Haines (1989) nabízejí další studii zabývající se změnou spotřebního chování

na trhu potravin. Jejich studie se zaměřuje na data z výběrového šetření mezi americkými ženami ve věku devatenáct až padesát pět let a jejich spotřebu různých skupin potravin v letech 1977 a 1985. Autoři ukazují, že se v čase mění relativní preference jednotlivých skupin potravin i jejich spotřebovávaná kvantita. Dále identifikují determinanty těchto změn. Mimo jiné zmiňují výrazný posun od tučných potravin k jejich méně tučným alternativám. Tento poznatek může indikovat trend zdravějšího stravování mezi americkými ženami.

V poslední době se i v České republice čím dál více projevuje trend zdravého životního stylu, který má svůj nemalý vliv i na dění na trhu potravin. Svědčí o tom stále se zvětšující nabídka zdravých výživových produktů i specializace restaurací výhradně na zdravou výživu. Zdravé stravování je aktuálním tématem, které má svůj potenciální vliv i na trh s instantními potravinami. Řada webových portálů, článků v časopisech či diskusích na internetu považuje instantní potraviny za neslučitelné se zdravým životním stylem. Bez ohledu na (ne)objektivnost těchto výroků mohou tyto názory ovlivňovat obecné povědomí a spotřebitelské preference. Nesporné výhody čerstvé stravy společně s trendem zdravého životního stylu tak mohou v průběhu času měnit spotřebitelské preference v neprospěch instantních potravin. Problém je, že preference a jejich změnu lze jen špatně (pokud vůbec) kvantifikovat. Z toho důvodu není případná změna spotřebitelských preferencí zohledněna v modelech poptávky v empirické části práce. Tato skutečnost ovšem znamená, že případná změna spotřebitelských preferencí ovlivní výsledky empirické analýzy a tyto výsledky budou zkresleny.

Konečná podoba funkce poptávky po instantních potravinách

Na základě posouzení případného vlivu dalších faktorů doplňuji funkci poptávky do následující podoby:

$$x_{INS}^* = D_{INS}(p, M, DPH, Act, Obyv, Media, Preference),$$

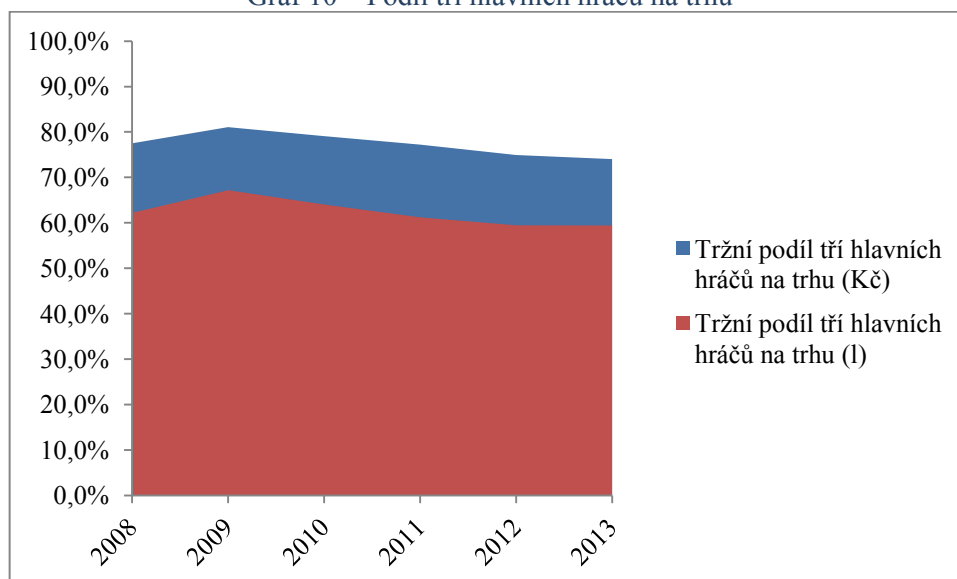
kde p je vektor cen, M je důchod spotřebitele, DPH je zatížení daní z přidané hodnoty, Act , $Obyv$ je proměnná zohledňující počet aktivních obyvatel (tedy faktor ovlivňující preference průměrného spotřebitele), $Media$ představující reklamní aktivitu za účelem podpory daného statku a konečně $Preference$, což je abstraktní proměnná zohledňující vývoj spotřebitelských preferencí v čase. Z této teoretické funkce vycházím v mé empirické analýze poptávky po instantních potravinách (případně bujonech a

dehydrovaných polévkách) s výjimkou proměnné *Preference*, kterou nejsem schopen kvantitativně zohlednit.

2.2 TRŽNÍ STRUKTURA A POPTÁVKA PO PRODUKTU JEDNOHO VÝROBCE

Trh s instantními potravinami lze charakterizovat jako relativně hodně koncentrovaný trh na straně nabídky. Velká část trhu v České republice je koncentrována mezi tři hlavní výrobce instantních potravin. Graf 10 ukazuje šestiletý vývoj agregovaného tržního podílu těchto tří hlavních výrobců na celkovém definovaném trhu instantních potravin za roky 2008 až 2013.

Graf 10 – Podíl tří hlavních hráčů na trhu



Zdroj: Vitana,a.s., vlastní úprava

Z grafu je zřejmé, že pokud uvažujeme tržní podíl kalkulovaný z prodejů vyjádřených v korunách, tak si tři hlavní výrobci mezi roky 2008 až 2013 rozdělovali přibližně tři čtvrtiny tržeb celého trhu. Konkrétně se jejich tržní podíl vyjádřený z korunových tržeb pohyboval v rozmezí 74% až 81%. Tržní podíl tří hlavních hráčů na trhu vyjádřený z naturálně měřených prodejů v litrech se pohybuje okolo hranice 60%. Konkrétně se jejich tržní podíl na naturálně měřeném trhu pohyboval v rozmezí 59% až 67%.

Graf 10 naznačuje dvě zajímavé věci. Zaprvé, hodnotový a naturální tržní podíl se vyvíjely velmi podobně, jen v jiné hladině. Pozorujeme nárůst mezi roky 2008 a 2009, pak pozvolný pokles až do roku 2012 a stagnaci mezi roky 2012 a 2013. Zadruhé, kladný rozdíl mezi hodnotovým a naturálním podílem dlouhodobě přetrvával a udržoval se relativně konstantní (přibližně 15 procentních bodů). Z toho vyplývá, že tři hlavní

výrobci mají vyšší rentabilitu prodaných litrů produkce. Jinými slovy za každý prodaný litr získali vyšší tržby v porovnání se zbylými výrobci na trhu. To znamená, že hlavní trojice producentů instantních potravin je schopna po delší dobu udržet litrovou cenu své produkce nad úrovní zbytku trhu. Ward, Shimshack, Perloff a Harris (2002) zkoumali vliv příchodu privátních značek na trh s potravinami. Na skenovaných datech ze supermarketů ve Spojených státech ovšem nepotvrdili hypotézu, že příchod privátních značek povede k poklesu cen zavedených výrobců v důsledku zvýšené konkurence. Na trhu instantních potravin působí privátní značky již dlouhou dobu (minimálně po celé sledované období 2008 – 2013) a přes jejich přítomnost jsou tři hlavní producenti schopni udržet své dominantní postavení na tomto trhu.

Trh instantních potravin se tedy vyznačuje trojicí významných výrobců, kteří kontrolují tři čtvrtiny trhu vyjádřeného v korunách a šedesát procent trhu vyjádřeného v litrech. Tito výrobci jsou v silném postavení a jsou schopni udržovat cenu své produkce nad úrovní zbytku trhu. Mají tedy zásadní vliv na dění na trhu. Tyto poznatky naznačují oligopolní strukturu trhu s instantními potravinami.

Při zkoumání poptávky po celkových instantních potravinách, celkových bujónech a celkových dehydrovaných polévkách přijímáme předpoklad homogenního produktu. Předpokládáme existenci jednotné instantní potraviny, jejíž poptávku/spotřebu vysvětlujeme na základě exogenních determinujících faktorů. Výše uvedená situace na trhu s instantními potravinami může tento předpoklad diskvalifikovat. Vysoká tržní koncentrace a dlouhodobě se udržující odlišná cena produkce mezi výrobci implikují heterogenní charakter (z pohledu spotřebitele) produktu. Spotřebitelé jsou zkrátka ochotni za produkci některých výrobců platit více, než za produkci ostatních. To značí, že spotřebitel je schopen odlišit určité kvalitativní rozdíly mezi produkcí výrobců a je ochoten je i zohlednit v akceptované ceně. V případě homogenní produkce je poptávka determinována celkovou jednotnou cenou na trhu, protože jakékoliv vychýlení od této ceny by znamenalo absolutní získání celého trhu v případě snížení ceny, nebo naopak nulový prodej v případě zvýšení ceny. V této souvislosti tedy přijímám předpoklad heterogenního produktu.

Dvě základní teorie oligopolní struktury jsou Cournotova konkurence a Bertrandova konkurence. Cournotova konkurence předpokládá konkurenci na základě dodávaného množství produkce, zatímco Bertrandova konkurence předpokládá konkurenci na

základě ceny produkce. V rámci analýzy trhu instantních potravin soudím, že Bertrandova oligopolní tržní struktura lépe vystihuje tento trh, protože cena produkce je na trhu instantních potravin flexibilnější a v drtivé většině používaný prostředek firmy k optimalizaci a k reakci na dění na trhu. Singh a Vives (1984) ukazují, že v rámci oligopolní struktury s diferencovaným produktem vede Cournotova konkurence k vyšším cenám a nižšímu blahobytu v porovnání s Bertrandovou konkurencí. Häckner (1999) upozorňuje, že tyto závěry jsou spojeny s předpokladem duopolu a že za předpokladu více než dvou hráčů na trhu může nastat situace, kdy Bertrandova konkurence produkuje vyšší cenu než Cournotova.

Komparace jednotlivých typů konkurence není záměrem této práce. Z výše uvedeného vycházím především pro vhodné odvození poptávky po produktu jednoho výrobce. Z předpokladu Bertrandovy konkurence s diferencovaným produktem vyplývá, že poptávka po produkci i -tého výrobce bude funkcí ceny jeho produkce a ceny konkurenční produkce.

$$x_{INS,i}^* = x_{INS,i}^*(p_{INS,i}, p_{INS,j})$$

Kde $x_{INS,i}^*$ představuje poptávané množství statku (instantních potravin) od výrobce i , $p_{INS,i}$ je cena výrobce i a $p_{INS,j}$ je cena konkurenční produkce. Výše zmiňovaní Singh a Vives (1984) pracují s lineární poptávkou po produkci konkrétního výrobce. Nejprve z předpokládané užitkové funkce odvozují inverzní poptávku a z ní odvozují lineární poptávku po produktu konkrétního výrobce. Tu můžeme zapsat v následující podobě:

$$x_{INS,i}^* = a - b \cdot p_{INS,i} + c \cdot p_{INS,j}$$

Předpokládáme, že parametry a, b, c jsou kladné. Potom z rovnice vyplývá, že poptávané množství produktu konkrétního výrobce klesá s růstem jeho vlastní ceny a roste s růstem konkurenční ceny. V této úvaze je zabudován implicitní předpoklad, že vlastní a konkurenční produkci považujeme za hrubé substituty.

Vlastní a konkurenční cena ovšem nejsou jediné determinanty poptávky po produkci konkrétního producenta. Faktory, které ovlivňovaly poptávku po instantních potravinách jako celku, budou mít pravděpodobně vliv i na poptávku po instantních potravinách konkrétního výrobce. V modelech poptávky po instantních potravinách zohledňují důchod (M) spotřebitele a mediální podporu ($Media$) dané kategorie.

Předpokládám, že s růstem důchodu bude růst i poptávané množství produkce konkrétního výrobce (předpoklad normálního statku). Dále předpokládám, že mediální podpora dané kategorie zvýší zájem o celou kategorii, z čehož budou těžit všichni výrobci. Poptávku po instantních potravinách rozšířenou o další determinanty lze zapsat následovně:

$$x_{INS,i}^* = x_{INS,i}^*(p_{INS,i}, p_{INS,j}, M, Media)$$

Za předpokladu lineární funkce poptávky po instantních potravinách i -tého výrobce můžeme poptávkovou funkci zapsat následovně:

$$x_{INS,i}^* = a - b \cdot p_{INS,i} + c \cdot p_{INS,j} + d \cdot M + e \cdot Media$$

Opět předpokládám, že všechny parametry a, b, c, d, e jsou kladné. To znamená, že poptávka po instantních potravinách i -tého výrobce klesá ve vlastní ceně a roste v konkurenční ceně, v důchodu a v mediální podpoře. Parametr a představuje úrovnovou konstantu, která v sobě zahrnuje vlivy všech dalších v modelu nezachycených determinant poptávky po produkci i -tého výrobce.

3 MODELÝ POPTÁVKY - ROČNÍ DATA

V této kapitole se zaměřuji na empirickou analýzu poptávky po instantních potravinách založenou na datech s roční periodicitou. Analýza je zaměřena na tři vysvětlované proměnné, kterými jsou spotřeba celkových instantních potravin, spotřeba dehydrovaných polévek a spotřeba bujónů (vždy v litrech na osobu). K analýze využívám klasické lineární regresní modely odhadované metodou nejmenších čtverců (OLS) v programu Gretl (verze 1.9.4). Při splnění Gaussových-Markovových předpokladů poskytuje metoda nejmenších čtverců nestranné a vydatné odhady koeficientů lineárního regresního modelu. Nestrannost znamená, že odhady nejsou systematicky podhodnocené, nebo nadhodnocené, zatímco vydatnost znamená, že rozptyl těchto odhadů je nejnižší v porovnání s jinými odhadovými metodami (Lejnarová, Ráčková, Zouhar, 2009). U testovaných modelů provádím statistickou verifikaci testovaných modelů se zaměřením na případné porušení Gaussových-Markovových předpokladů. Tato kapitola je seřazena následovně. Nejdříve představuji datový vzorek, který k této analýze použiji, a kvantifikaci jednotlivých proměnných.

Poté konkrétně specifikuji ekonometrické modely ve funkčních tvarech tak, jak byly testovány v ekonomickém softwaru Gretl. Dále prezentuji a interpretuji výstupy těchto modelů. Nakonec na modelech testuji případný problém multikolinearity, heteroskedasticity a autokorelace. Testována je i hypotéza normálního rozdělení reziduí.

3.1 DATA

V této části se zaměřuji na kvantifikaci vysvětlované proměnné a vysvětlujících proměnných z teoretického modelu poptávky po instantních potravinách. Nejdříve uvádím, jakým způsobem měřím konkrétní proměnné. Poté prezentuji popis datového vzorku spolu se základními deskriptivními statistikami jednotlivých proměnných. Nakonec se zaměřuji na požadavek stacionarity proměnných a řešení nenaplnění tohoto předpokladu u konkrétních proměnných.

Poptávané množství instantních potravin měřím ukazatelem spotřeby instantních potravin na osobu. Tuto proměnnou v modelech značím C_INS . K výpočtu tohoto ukazatele jsem využil data o prodeji instantních potravin v naturálním vyjádření (v litrech) za roky 2002 až 2013. Tato data jsem získal od společnosti Vitana. Jedná se o externě kupovaná skenovaná data z maloobchodního auditu za celý trh České republiky s výjimkou jednoho nespolupracujícího řetězce. Tato data jsem převedl na spotřebu na osobu prostým vydělením prodejů na maloobchodním trhu aktuálním počtem obyvatel České republiky v příslušném roce. Informace o počtu obyvatel jsem čerpal výhradně z ČSÚ. Spotřeba na osobu v kategoriích dehydrovaných polévek a bujónů byla vypočtena totožným postupem. Tyto proměnné v modelech značím C_DP pro spotřebu dehydrovaných polévek na osobu a C_BUJ pro spotřebu bujónů na osobu.

Prodej z maloobchodních řetězců a nákup spotřebitelů je jedna a tatáž věc nahlížená vždy jen z odlišné perspektivy. Důležité je, že nákup spotřebitelů v maloobchodních řetězcích není přímo ovlivněn nabídkou výrobců, zato je přímo ovlivněn poptávkou spotřebitelů. Spotřebitel totiž čelí ceně, která jen odvozena z doporučené ceny výrobce, ale může se od ní odchýlit v důsledku určitých slevových akcí, či naopak přírůžek konkrétního maloobchodního řetězce. Nabízené množství instantních potravin pak není přímo determinováno výrobcem, který čelí konkrétní cenové informaci, nýbrž maloobchodním řetězcem, který ho ovlivňuje prostorem na regálech v prodejnách.

Proto předpokládám, že data za nákup v maloobchodech jsou relevantní kvantifikací spotřeby instantních potravin.

Cena instantních potravin byla vypočítána opět z dat poskytnutých společností Vitana. V datovém vzorku mám dva ukazatele zastupující vlastní cenu instantních potravin – průměrná cena za položku (P_{INS_item}) a průměrná cena za litr (P_{INS_litr}). Cena za položku byla vypočítána jako poměr roční hodnoty prodeje v korunách a hodnoty prodeje v počtu položek. Cena za litr byla vypočtena jako poměr roční hodnoty v korunách a hodnoty prodeje v litrech. Jedná se tedy o průměrnou roční cenu za unifikovanou položku, resp. za litr instantních potravin. Ukazatele ceny dehydrovaných polévek a bujónů byly opět vypočteny totožným způsobem. V modelech upřednostňuji použití ceny za litr, protože ta není zkreslena případným přebalováním výrobku, změnou objemu, nebo gramáže. Cenu za položku používám jako alternativní vysvětlující proměnnou pouze v případě, že cena za litr nesplňuje předpoklady k jejímu zařazení do modelů. Ceny bujónů (P_{BUJ_litr} , P_{BUJ_item}) a ceny dehydrovaných polévek (P_{DP_litr} , P_{DP_item}) byly vypočteny stejným způsobem.

Důchod spotřebitele v modelech zastupuje reálná průměrná hrubá měsíční mzda. K její kalkulaci jsem využil údaj o nominální průměrné hrubé měsíční mzdě v daném roce z ČSÚ. K očištění nominální mzdy na reálnou mzdu jsem použil celkový roční index spotřebitelských cen dostupný na ČSÚ. Hodnoty indexu spotřebitelských cen v datech z ČSÚ jsou počítány sází v roce 2005. Index jsem přepočtl tak, aby báze indexu byla v prvním roce časové řady, tedy v roce 2002. Všechny indexy pro jednotlivé roky jsem proto vynásobil konstantou $\frac{100}{\text{index v roce 2002}}$. Na základě takto upraveného indexu a nominální hrubé měsíční mzdy jsem vypočetl reálnou průměrnou hrubou měsíční mzdu vyjádřenou v hodnotách, které odpovídají roku 2002. Důchod zastupuje proměnná *Mzda*.

Cena/spotřeba stravování ve stravovacích zařízeních není dostupný údaj, proto jsem musel stravování ve stravovacích zařízeních zohlednit jiným způsobem. Z ČSÚ jsem získal index tržeb bez DPH v maloobchodě pro odvětví stravování a pohostinství

definovaného podle standardu CZ-NACE 56³. Jedná se o řetězový index, tj. stejné období minulého roku = 100. Tento ukazatel je proxy proměnnou pro spotřebu služeb ve stravovacích zařízeních a je zastoupený proměnnou *IndexRest*. Jiný dostupný údaj zohledňující vývoj stravování ve stravovacích zařízeních jsem nebyl schopen doplnit.

Cena biopotravin opět není dostupný údaj. Pro zohlednění spotřeby biopotravin jako alternativy (případně doplňku) ke spotřebě instantních potravin jsem získal dva ukazatele. První je spotřeba biopotravin vyjádřená v korunách získaná ze Zprávy o trhu s biopotravinami zpracované Ústavem zemědělské ekonomiky a informací (ÚZEI). Tento ukazatel přímo reflektuje rozhodnutí o spotřebě, ovšem je dostupná časová řada pouze za období 2005-2012. Vzhledem k relativně krátké časové řadě datového souboru a jejímu dalšímu případnému zkrácení údaj o spotřebě biopotravin do modelu nezahrnuji. Ze zprávy je ale patrný rostoucí trend na trhu s biopotravinami, který může mít potenciální vliv na vývoj na trhu instantních potravin. V modelech zohledňuji spotřebu biopotravin proxy proměnou zastupující nabídkovou stranu trhu s biopotravinami. Využití této proxy proměnné předpokládá, že rostoucí nabídka, případně konkurence na straně nabídky, vytváří lepší podmínky pro spotřebitele biopotravin a tím podporuje spotřebu biopotravin *ceteris paribus*. Z zprávy Ministerstva zemědělství ČR (MZe) jsem získal informaci o počtu výrobců se zaměřením na biopotraviny (proměnná *proxyBIO*). Tento ukazatel je dostupný za celé sledované období 2002 až 2013.

Mediální kampaně na podporu spotřeby instantních potravin jsou v datovém souboru zastoupeny ukazatelem gross rating points (GRP) za televizní reklamy pro cílovou věkovou skupinu osob starších 15 let. Tento ukazatel jsem získal z mediálních reportů, které si objednává společnost Vitana od externí mediální agentury. GRP je ukazatel, který měří účinek kampaně v rámci definované cílové skupiny. V případě televizních reklam se jedná o kumulovanou sledovanost dané reklamy za určitý čas v rámci cílové skupiny obyvatel starších 15 a více let. Jedná se tedy o součet sledovaností jednotlivých spotů jedné kampaně v rámci cílové skupiny. Například pokud měla televizní kampaň dva spoty, které vidělo 19% a 27% cílové skupiny, potom je GRP této kampaně 46.

³ Bližší informace o klasifikaci NACE viz Metodická příručka ČSÚ dostupná online: [http://www.czso.cz/csu/klasifik.nsf/i/metodicka_prirucka_k_nace_rev_2_\(cz_nace\)/\\$File/metodicka_prirucka_cz_nace_rev_2.pdf](http://www.czso.cz/csu/klasifik.nsf/i/metodicka_prirucka_k_nace_rev_2_(cz_nace)/$File/metodicka_prirucka_cz_nace_rev_2.pdf).

GRP je tedy ukazatel, který měří již reálný efekt kampaně. Zohledňuje již zprostředkovaný přenos informace doručený k potenciálnímu spotřebiteli. Z toho důvodu je ukazatel GRP dle mého názoru vhodným měřítkem pro posouzení vlivu mediálních kampaní na spotřebu instantních potravin. Data za GRP pro jednotlivé kategorie instantních potravin jsou k dispozici s měsíční periodicitou. Roční údaj byl vypočítán jako suma měsíčních hodnot v daném kalendářním roce. Kategorie dehydrovaných polévek (*Media_DP*) a bujónů (*Media_BUJ*) byly k dispozici přímo. Hodnoty pro kategorii instantních potravin (*Media_INS*) jsem pak získal součtem hodnot za všechny kategorie, které dohromady tvoří nadefinovanou kategorii instantních potravin. Je vhodné poznamenat, že kumulace měsíčních hodnot do jedné roční hodnoty s sebou nese určité úskalí. Vliv mediální kampaně totiž může mít určité zpoždění a může také trvat určitou dobu. V takovém případě se například prosincové kampaně reálně promítnou do spotřeby v lednu dalšího kalendářního roku, což v datech nebude zachyceno. V případě ročních period pozorování nepovažuji za vhodné řešit tento problém zpožděním proměnné reprezentující mediální kampaně.

Demografický vývoj je v datovém souboru zastoupen proměnou *ActiveOb*, která udává počet ekonomicky aktivních lidí v populaci ČR. Jako ekonomicky aktivní je považována věková skupina 15-64 let. Informace o vývoji počtu obyvatel podle věkových skupin jsem získal z dat ČSÚ. Ty jsou k dispozici pouze do roku 2012, proto zařazení proměnné *ActiveOb* snižuje počet pozorování, se kterými model pracuje, o jednu periodu.

Vliv **daňové sazby** na spotřebu byl diskutován v teoretické části práce. Zařazení daňové sazby ovšem komplikuje problém nestacionarity časové řady s daňovou sazbou. Ten je hlouběji vysvětlen dále. Zde uvedu jen způsob, jakým vliv DPH na spotřebu instantních potravin řeším v testovaných modelech. Pro účel zahrnutí vlivu daňové zátěže do modelů poptávky po instantních potravinách definuji dummy proměnou *dummy_dph*, která je rovna jedné, pokud v daném roce došlo ke změně (vždy navýšení) daňové sazby pro instantní potraviny, a která je rovna nule v případě, že ke změně daňové sazby nedošlo. Tato dummy proměnná pak zohledňuje vliv aktu zvýšení daňové sazby na spotřebu instantních potravin bez ohledu na velikost tohoto navýšení.

DESKRIPTIVNÍ STATISTIKY

U výše definovaných proměnných nyní představím základní deskriptivní statistiky, které podávají informaci o variabilitě datového vzorku a rozložení této variability. Ty jsou k dispozici v tabulce 3. Upozorňuji, že deskriptivní statistiky jsou uváděny pro základní formu veličin, tedy před případným logaritmováním a diferencováním proměnných. Sloupec s označením T udává kolik platných pozorování pro danou proměnnou je k dispozici. U proměnné *ActiveOb* chybí poslední pozorování z roku 2013.

Tabulka 3 – Deskriptivní statistiky proměnných v modelech poptávky s ročními daty

Popisná statistika za použití pozorování 2002 - 2013						
Proměnná	T	Střední hodnota	Medián	Minimum	Maximum	Směrodatná odchylka
C_INS	12	16,94	16,83	14,58	21,07	1,8491
P_INS_litr	12	12,37	12,30	11,76	13,28	0,4845
P_INS_item	12	14,22	14,13	12,25	16,33	1,6961
C_BUJ	12	10,20	10,07	9,26	11,99	0,8579
P_BUJ_litr	12	3,82	3,80	3,65	4,04	0,1409
P_BUJ_item	12	14,40	14,59	11,52	16,42	1,8346
C_DP	12	5,04	5,30	3,39	7,26	1,2405
P_DP_litr	12	18,85	18,92	18,00	19,72	0,5039
P_DP_item	12	15,15	15,04	14,43	15,87	0,4660
Mzda	12	18 455	19 098	15 524	19 923	1 507,8
IndexRest	12	97,67	98,50	90,00	105,00	5,16
proxyBIO	12	2 129	1 632	721	4 060	1 400,3
Media_INS	12	11 606	11 464	8 473	15 657	2 103,4
Media_BUJ	12	2 053	1 616	755	4 848	1 267,7
Media_DP	12	4 188	3 713	932	9 147	2 296,3
ActiveOb	11	7,31E+06	7,29E+06	7,19E+06	7,43E+06	86 968

Zdroj: Vitana, a.s., ČSÚ, MZe, vlastní úpravy

Z tabulky 3 můžeme vyčíst řadu zajímavých informací o použitém datovém vzorku. Například rozmezí mezi minimem a maximem určuje rozpětí hodnot, kterých daná proměnná nabývá. Vidíme, že spotřeba instantních potravin se pohybovala vždy mezi 14,58 a 21,07 litry na osobu za rok. U bujónů se spotřeba na osobu pohybovala v rozmezí 9,26 až 11,99 litrů za rok a u dehydrovaných polévek byla roční spotřeba v rozmezí 3,39 až 7,26 litrů na osobu. Čím větší je variabilita cen, tím lépe pro testování jejího vlivu na spotřebu. Tento požadavek ovšem není zcela naplněn. Cenové rozpětí u instantních potravin, bujónů i dehydrovaných polévek není velké. Největší rozpětí pozorujeme u proměnné *P_BUJ_item*, které se pohybovala mezi 11,52 a 16,42 Kč za

položku a u proměnné *P_INS_item*. Svědčí o tom i výrazně vyšší směrodatná odchylka v porovnání s ostatními cenovými proměnnými. U ostatních proměnných zastupujících cenu nepřekročil rozdíl mezi minimem a maximem 2 Kč. Problém relativně malé variability a rozpětí hodnot pozorujeme například u proměnné *ActiveOb*. Naopak všechny proměnné *Media* a proměnná *proxyBIO* nabízejí relativně velké rozpětí hodnot.

Výrazný rozdíl mezi střední hodnotou a mediánem nepozorujeme u většiny proměnných. To značí, že rozdělení hodnot není výrazně vychýleno směrem k maximu nebo minimu. Výraznější rozdíl mezi střední hodnotou a mediánem pozorujeme u proměnných *proxyBIO*, *Media_BUJ* a *Media_DP*. U proměnné *proxyBIO* je tento rozdíl způsoben výrazným nárůstem počtu výrobců biopotravin v posledních letech sledovaného období. Proto je u této proměnné střední hodnota vyšší než medián.

STACIONARITA

Testování lineárních regresních modelů založených na časových řadách je spojeno se značným rizikem, že nalezneme statisticky velmi významný, a přesto naprosto neodůvodněný a nic neříkající naměřený vztah mezi veličinami. Tento fakt může být způsoben například rostoucím trendem obou jinak na sobě nezávislých veličin. V takovém případě prostý lineární model měřený na nestacionárních veličinách může vynést výsledek vysoké statistické významnosti vztahu mezi reálně nesouvisejícími veličinami. Z toho důvodu je v testování modelů založených na časových řadách často přijímán požadavek stacionarity použitých veličin. Stacionarita zjednodušeně řečeno znamená, že pravděpodobnostní rozdělení stochastického procesu je nezávislé na posunech v čase (Wooldridge, 2002).

Stacionaritu časových řad jsem testoval v softwaru Gretl pomocí rozšířeného Dickey-Fullerova testu na jednotkový kořen (unit root test). K testování předpokladu stacionarity jsem použil test s konstantou a test s konstantou a trendem vždy podle toho, kterému testu lépe vyhovoval průběh časové řady dané proměnné. Tedy proměnné s výrazným klesajícím nebo rostoucím trendem byly vyhodnoceny podle testu s trendem a konstantou a proměnné bez výrazného trendu podle testu s konstantou. Nulová hypotéza tohoto testu předpokládá nestacionaritu. Pro zamítnutí (resp. nezamítnutí) nulové hypotézy pracuji se standardní 5% hladinou významnosti. Pokud byla p-hodnota příslušného Dickey-Fullerova testu vyšší než 0,05, předpokládám problém

nestacionarity. Ten řeším diferencí nestacionární proměnné a znovu provádím stejný test pro první diferencí. V případě nestacionární první difference provádím druhou diferencí proměnné. Vzhledem ke změně interpretace dané proměnné kvůli diferencí již neprovádím třetí diferencí a vyřazuji proměnnou s nestacionární druhou diferencí z modelů. Stacionarita byla testována na proměnné v takové formě, v jaké byla proměnná zařazena do modelu. Tedy logaritmus proměnné, pokud byl zahrnut do modelů, byl testován zvlášť, protože se výsledky a vyhodnocení mohou lišit.

Logaritmickou transformaci proměnných preferuji u proměnných týkajících se spotřeby, důchodu a cen, a to především z interpretačních důvodů. Diference proměnné z důvodů její nestacionarity ovšem mění interpretaci koeficientu u této proměnné, proto jsem se v některých případech rozhodl logaritmickou transformaci proměnné vynechat. Platí, že za stejných okolností dávám přednost logaritmickému vyjádření pro proměnné cen, spotřeb a důchodu, ale pokud logaritmická verze této proměnné vyžadovala vyšší stupeň difference z důvodu nestacionarity než verze absolutní, byla nahrazena absolutním vyjádřením této proměnné. Přehled nutných diferencí k naplnění předpokladu stacionarity pro jednotlivé použité proměnné uvádí tabulka 4.

Tabulka 4 – Stacionarita proměnných

Naplnění předpokladu stacionarity na 5% hladině významnosti			
proměnná	základní tvar	1. difference	2. difference
ln_C_INS_litr	OK		
ln_P_INS_litr	×	×	×
ln_P_INS_item	×	×	OK
ln_C_BUJ_litr	OK		
P_BUJ_litr	×	×	×
P_BUJ_item	×	×	OK
ln_C_DP	OK		
P_DP_litr	×	OK	
ln_Mzda	×	×	OK
IndexRest	×	×	×
ln_proxyBIO	OK		
ln_Media_INS	×	×	OK
Media_BUJ	×	OK	
Media_DP	×	OK	
ActiveOb	×	×	×

Zdroj: vlastní vyhodnocení výstupů ze SW Gretl

Z tabulky 4 je patrné, že z důvodů nestacionarity proměnných a jejich diferencí z modelů vynechávám proměnné *P_INS_litr*, *P_BUJ_litr*, *IndexRest* a *ActiveOb*. Předpoklad stacionarity na 0,05 hladině významnosti nenaplnilo jejich absolutní ani

logaritmické vyjádření. Proměnné zastupující litrovou cenu instantních potravin a litrovou cenu bujónů nahrazuji druhou diferencí logaritmu ceny za položku instantních potravin ($d2_ln_P_INS_item$) a druhou diferencí logaritmu ceny za položku bujónů ($d2_P_BUJ_item$). Proměnné, které by zastoupily *IndexRest* a *ActiveOb* bohužel k dispozici nemám, proto roční modely vliv skupiny ekonomicky aktivních obyvatel ani vliv tržeb v restauracích nezohledňuji.

3.2 EKONOMETRICKÁ SPECIFIKACE MODELŮ

Nyní představím ekonometrickou specifikaci modelů v podobě, v jaké byly modely testovány v programu Gretl. Při specifikaci modelů vycházím z teoretické podoby modelu poptávky po instantních potravinách, který převádím do podoby lineárního modelu. Zastoupení konkrétních proměnných je již podřízeno konkrétnímu datovému vzorku, který byl představen v předchozí kapitole, a potřebným úpravám proměnných z důvodů jejich nestacionarity. Rozšířením modelů o náhodnou složku získávám klasické lineární regresní modely, které v různých specifikacích testuji metodou nejmenších čtverců. Modely poptávky po instantních potravinách jsou značeny INS_x , modely poptávky po bujónech jsou značeny BUJ_x a modely poptávky po dehydrovaných polévkách jsou značeny DP_x . Platí, že $x=1, 2, 3$ se liší podle konkrétní specifikace modelu. Model INS_1 je model s plnou specifikací. Obdobně to platí i pro modely BUJ_x a DP_x . Z modelů INS_2 a INS_3 byly postupně odebírány méně významné proměnné, aby se posoudilo, jak jsou koeficienty u hlavních determinant citlivé na konkrétní specifikaci modelu. Pokud jsou naměřené koeficienty citlivé na odebrání nebo přidávání dodatečných vysvětlujících proměnných, znamená to, že konkrétní specifikace výrazně ovlivňuje výstupy modelu. V takovém případě existuje riziko, že špatná nebo nedostatečná specifikace modelů ovlivní závěry odvozené z těchto modelů. Všechny modely byly tedy testovány ve více specifikacích. Zde uvádím regresní rovnice pouze plně specifikovaných modelů ($x=1$). Konkrétní neúplné specifikace si čtenář snadno odvodí sám v tabulce s výstupy těchto modelů. V modelech BUJ_x je zařazena i proměnná zastupující cenu dehydrovaných polévek a v modelech DP_x je zařazena i proměnná zastupující cenu bujónů, abych mohl posoudit vzájemný vztah (komplementární nebo substituční) těchto dvou kategorií.

Regresní rovnice testovaných klasických lineárních regresních modelů jsou následující:

$$(INS_1) \quad \ln_C_INS_litr_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot d2_ln_P_INS_item_t + \beta_2 \cdot d2_ln_Mzda_t + \\ + \beta_3 \cdot \ln_proxyBIO_t + \beta_4 \cdot d2_ln_Media_INS_t + \beta_5 \cdot dummy_dph_t + u_t$$

$$(BUJ_1) \quad \ln_C_BUJ_litr_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot d2_P_BUJ_item_t + \beta_2 \cdot d_P_DP_litr_t + \\ + \beta_3 \cdot d2_ln_Mzda_t + \beta_4 \cdot \ln_proxyBIO_t + \beta_5 \cdot d_Media_BUJ_t + \\ + \beta_6 \cdot dummy_dph_t + u_t$$

$$(DP_1) \quad \ln_C_DP_litr_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot d_P_DP_litr_t + \beta_2 \cdot d2_P_BUJ_item_t + \\ + \beta_3 \cdot d2_ln_Mzda_t + \beta_4 \cdot \ln_proxyBIO_t + \beta_5 \cdot d_Media_DP_t + \\ + \beta_6 \cdot dummy_dph_t + u_t$$

Definice jednotlivých proměnných již byla prezentována. Dolní index t u každé proměnné značí rok pozorování a koeficienty β jsou odhadované parametry uvedených regresních rovnic. Jejich odhady jsou prezentovány v následující podkapitole.

3.3 VÝSTUPY MODELŮ A JEJICH INTERPRETACE

V předešlé kapitole prezentované modely jsem testoval v plné specifikaci a v rámci robustnosti analýzy jsem doplnil i neúplné specifikace, kdy byly z modelů postupně vyřazovány méně důležité (statisticky méně významné) proměnné. Alternativní pohled na věc je, že jsem částečně specifikovaný model postupně doplňoval o další determinanty a sledoval, jakým způsobem se vyvíjely odhady parametrů u klíčových vysvětlujících proměnných. Naměřené koeficienty z regresních rovnic jsou k dispozici v tabulce 5, pod koeficienty v závorkách jsou uvedeny standardní chyby, nad koeficienty jsou nula až tři hvězdičky indikující statistickou významnost naměřených koeficientů na hladinách významnosti 10%, 5% a 1% vzestupně. Metoda OLS HAC značí, že byl model testován metodou nejmenších čtverců s použitím robustního odhadu standardních chyb. Tuto metodu odhadu jsem použil, pokud byl při odhadu běžnou metodou OLS odhalen problém heteroskedasticity nebo autokorelace. T udává počet období, která byla zahrnuta do modelu. R^2 značí koeficient determinace, $Adj\ R^2$

adjustovaný koeficient determinace, F-test testovou statistiku celkového F-testu o významnosti modelu s p hodnotou tohoto testu (P-hodnota(F)).

Tabulka 5 – Výstupy modelů poptávky po instantních potravinách (roční)

Závisle proměnná = $\ln_C_INS_litr$				
Specifikace modelu	INS_1	INS_2	INS_2	INS_3
Metoda odhadu	OLS	OLS	OLS HAC	OLS
Počet pozorování	T=10	T=10	T=10	T=10
	***	***	***	***
konstanta	3,3228 (0,1805)	3,3192 (0,1373)	3,3192 (0,0843)	3,3937
d2_ln_P_INS_item	0,0177 (0,1169)	-	-	-
			*	
d2_ln_Mzda	-1,1604 (1,3464)	-1,1274 (0,9867)	-1,1274 (0,5134)	-
	*	**	***	***
ln_proxyBIO	-0,0694 (0,0250)	-0,0688 (0,0187)	-0,0688 (0,0113)	-0,0789
d2_ln_Media_INS	0,0076 (0,0342)	-	-	-
			*	
dummy_dph	-0,0393 (0,0401)	-0,0411 (0,0300)	-0,0411 (0,0196)	-0,0172
R ²	0,8876	0,8861	0,8861	0,8613
Adj R ²	0,7470	0,8291	0,8291	0,8216
F test	F(5, 4) 6,3146	F(3, 6) 15,5526	F(3, 6) 27,8400	F(2, 7) 21,7283
P-value (F)	0,0492	0,0031	0,0006	0,0010

Zdroj: vlastní výpočet

Ve všech modelech spotřeby instantních potravin je statisticky nejvýznamnější koeficient β_0 , který představuje úroňovou konstantu modelu. Protože je ovšem vysvětlovaná proměnná zlogaritmovaná, nelze tento koeficient přímo interpretovat jako autonomní část spotřeby. Tu bychom získali dosazením tohoto koeficientu do výrazu e^{β_0} . Kromě konstanty je nejvýznamnější vysvětlující proměnnou $\ln_proxyBIO$, která se jeví jako statisticky významná na hladině významnosti 0,01 ve specifikaci modelu *INS_2 HAC* a v modelu *INS_3*. V modelu *INS_1* významnost této proměnné klesá a jako statisticky významnou ji vyhodnocujeme pouze na 0,1 hladině významnosti.

Naměřený koeficient u této proměnné je vždy záporný v rozmezí hodnot -0,0688 až -0,0789. Z toho je patrné, že biopotraviny jsou hrubým substitutem instantních potravin. Záporný koeficient u proměnné *d2_ln_Mzda* nelze interpretovat jako důkaz, že se jedná o podřadný statek, protože se jedná o druhou diferenci mzdy. Druhá diference vlastní ceny, ani druhá diference logaritmu mediální aktivity se nejeví jako významné determinanty spotřeby instantních potravin. Záporný koeficient u proměnné *dummy_dph* značí negativní vliv zvýšení DPH z potravin na spotřebu instantních potravin. Tento vztah se ovšem nejeví jako statisticky významný s výjimkou modelu *INS_2* odhadnutého metodou OLS HAC.

Celkový F-test testuje významnost modelů jako celku. U modelů *INS_2* a *INS_3* se podařilo zamítnout nulovou hypotézu o nevýznamnosti modelu na hladině významnosti 0,01. U modelu *INS_1* hypotézu o nevýznamnosti zamítáme až při hladině významnosti 0,05. Podle adjustovaného koeficientu determinace a celkového F-testu se jeví jako nejlepší specifikace *INS_2* při použití metody OLS HAC. Z tohoto modelu vidíme, že nárůst počtu výrobců biopotravin (proměnná *ln_proxyBIO*) o jedno procento je spojený s poklesem spotřeby instantních potravin o 0,0688 procenta. Koeficient u *dummy_dph* vyšel -0,0411. Akt zvýšení sazby DPH z potravin pak koresponduje s poklesem spotřeby instantních potravin o 4,11 procenta.

V tabulce 6 jsou prezentovány výstupy modelů poptávky po bujónech. Formát tabulky je opět stejný. Jsou prezentovány naměřené koeficienty, v závorkách pod koeficienty standardní chyby a nad koeficienty nula až tři hvězdičky podle statistické významnosti naměřených koeficientů.

V modelech se opět jako nejvýznamnější koeficient vyznačuje β_0 . Jelikož je vysvětlovaná proměnná opět zlogaritmovaná, úroveň autonomní spotřeby po bujónech získáme dosazením do výrazu e^{β_0} . Druhá diference vlastní ceny, ani druhá diference logaritmu mzdy se nejeví statisticky významně v žádné specifikaci. Koeficient u proměnné *d_Media_BUJ* je záporný ve specifikaci *BUJ_1*, což neodpovídá mému předpokladu z teoretické části. Tento koeficient ale není statisticky významný, proto není vhodné z jeho hodnoty vyvozovat konkrétní závěry. Jako nevýznamné se jeví také koeficienty u proměnných *dummy_dph* a *d_P_DP_litr*. Jedinou statisticky významnou proměnnou v modelech je proměnná *ln_proxyBIO*. Ve specifikaci *BUJ_2* je koeficient -0,0543 statisticky významný na hladině významnosti 0,05. Ve specifikaci *BUJ_3* je

koeficient -0,0675 statisticky významný dokonce na hladině významnosti 0,01. Tento koeficient můžeme interpretovat tak, že nárůst počtu výrobců biopotravin (proměnná *ln_proxyBIO*) o jedno procento je spojen s poklesem spotřeby bujónů o -0,0675 procenta.

Tabulka 6 – Výstupy modelů poptávky po bujónech (roční)

Závisle proměnná = ln_C_BUJ_litr			
Specifikace modelu	BUJ_1	BUJ_2	BUJ_3
Metoda odhadu	OLS	OLS	OLS HAC
Počet pozorování	T=10	T=10	T=11
	***	***	***
konstanta	2,1905 (0,2847)	2,6983 (0,1461)	2,8128 (0,1407)
d2_P_BUJ_item	0,0207 (0,0213)	0,0002 (0,0219)	-
d_P_DP_litr	0,0240 (0,0317)	0,0361 (0,0354)	0,0265 (0,0170)
d2_ln_Mzda	-4,0510 (2,1828)	-1,3433 (1,9904)	-
		**	***
ln_proxyBIO	0,0188 (0,0403)	-0,0543 (0,0190)	-0,0675 (0,0187)
d_Media_BUJ	-2,73E-05 (1,49E-05)	-	-
dummy_dph	-0,1644 (0,0831)	-	-
R2	0,8716	0,7027	0,7152
Adj R2	0,6148	0,4649	0,6440
F test	F(6, 3) 3,3936	F(4, 5) 2,9551	F(2, 8) 10,0446
P-value (F)	0,1717	0,1328	0,0066

Zdroj: vlastní výpočet

Významnost modelů spotřeby bujónů jako celku byla testována celkovým F testem uvedeným v tabulce 6. Pro specifikace *BUJ_1* a *BUJ_2* nemůžeme zamítnout nulovou hypotézu o celkové nevýznamnosti modelu. Specifikace *BUJ_3* se naopak jeví významně na všech standardních hladinách významnosti. Tato specifikace má zároveň

nejvyšší adjustovaný koeficient determinace, proto ji považuji za nejvhodnější specifikaci modelu poptávky po bujónech.

Tabulka 7 ukazuje naměřené koeficienty z regresní rovnice modelu poptávky po dehydrovaných polévkách. Formát tabulky odpovídá předchozím tabulkám v této podkapitole.

Tabulka 7 – Výstupy modelů poptávky po dehydrovaných polévkách (roční)

Závisle proměnná = $\ln_C_DP_litr$						
Specifikace modelu	DP_1	DP_1	DP_2	DP_2	DP_3	DP_3
Metoda odhadu	OLS	OLS HAC	OLS	OLS HAC	OLS	OLS HAC
Počet pozorování	T=10	T=10	T=10	T=10	T=10	T=10
	**	***	***	***	***	***
konstanta	3,9145 (0,6810)	3,9145 (0,3054)	3,8539 (0,3607)	3,8539 (0,2623)	3,8550 (0,3134)	3,8550 (0,2674)
d_P_DP_litr	0,0317 (0,1382)	0,0317 (0,0545)	-	-	-	-
d2_P_BUJ_item	-0,0653 (0,1069)	-0,0653 (0,0605)	-0,0572 (0,0748)	-0,0572 (0,0486)	-0,0259 (0,0431)	-0,0259 (0,0382)
d2_ln_Mzda	-2,3272 (7,4346)	-2,3272 (2,7321)	-1,2051 (2,9959)	-1,2051 (1,6070)	-	-
	**	***	***	***	***	***
ln_proxyBIO	-0,3184 (0,0951)	-0,3184 (0,0433)	-0,3083 (0,0475)	-0,3083 (0,0358)	-0,3072 (0,0411)	-0,3072 (0,0353)
d_Media_DP	1,13E-05 (2,41E-05)	1,13E-05 (1,44E-05)	8,18E-06 (1,59E-05)	8,18E-06 (1,28E-05)	-	-
dummy_dph	0,0305 (0,1703)	0,0305 (0,0677)	-	-	-	-
R2	0,8974	0,8974	0,8953	0,8953	0,8888	0,8888
Adj R2	0,6921	0,6921	0,8116	0,8116	0,8570	0,8570
F test	F(6, 3) 4,3711	F(6, 3) 23,1033	F(4, 5) 10,6902	F(4, 5) 28,0430	F(2, 7) 27,9761	F(2, 7) 39,1364
P-value (F)	0,1268	0,0131	0,0115	0,0013	0,0005	0,0002

Zdroj: vlastní výpočet

Celkový F-test nezamítá nulovou hypotézu o nevýznamnosti modelu jako celku u specifikace DP_1 odhadované metodou OLS. Specifikace DP_1 odhadovaná metodou

OLS HAC a specifikace *DP_2* odhadovaná metodou OLS jsou statisticky významné na hladině významnosti 0,05. Ostatní specifikace jsou statisticky významné i na hladině významnosti 0,01. Podle adjustovaného koeficientu determinace soudím, že nejvhodnější specifikací modelu poptávky po dehydrovaných polévkách je specifikace *DP_3*. Jelikož byla u všech specifikací modelu zamítnuta hypotéza o neexistenci autokorelace, považuji za vhodnější výstupy pro všechny specifikace ty, které byly odhadnuty metodou OLS HAC.

V modelech se opět jeví jako jediné statisticky významné koeficienty pro konstantu a proměnnou *ln_proxy BIO*. Koeficient u první difference vlastní ceny dehydrovaných polévek je kladný, což je v rozporu s mým předpokladem v teoretické části. Tento koeficient je ovšem statisticky nevýznamný, a proto je jeho vypovídací schopnost slabá. Koeficient u proměnné *ln_proxyBIO* ve specifikaci modelu *DP_3* říká, že nárůst počtu výrobců biopotravin o jedno procento byl doprovázen poklesem spotřeby bujónů o 0,3072 procenta.

3.4 STATISTICKÁ VERIFIKACE MODELŮ

U modelů ve všech specifikacích byly testovány případné problémy multikolinearity, heteroskedasticity a autokorelace. Také byla testována normalita reziduí.

K vyhodnocení multikolinearity používám test dostupný v programu Gretl, který vyhodnocuje faktory zvyšující rozptyl. Ty jsou počítány podle vzorce $VIF = 1/(1 - R(j)^2)$, kde $R(j)^2$ je koeficient determinace z pomocné regrese na j -tý koeficient. Hodnoty $VIF > 10$ indikují problém multikolinearity.

Heteroskedasticitu testuji pomocí Whitova parametrického testu. Nulová hypotéza zní, že v modelu není heteroskedasticita. Specifikace modelů *INS_1*, *BUJ_1* a *DP_1* neposkytují dostatečný počet stupňů volnosti pro aplikaci Whitova testu. Z toho důvodu zkoumám případnou heteroskedasticitu v těchto modelech pomocí Parkova testu. Ten vytváří pomocné regrese, které vysvětlují logaritmus čtverců reziduí pomocí jednotlivých vysvětlujících proměnných. Cílem těchto pomocných regresí je zjistit, zda je rozptyl náhodné složky závislý na některé z vysvětlujících proměnných (Lejnarová, Ráčková, Zouhar, 2009). Na základě Parkova testu nezamítám nulovou hypotézu o homoskedasticitě v žádném z modelů *INS_1*, *BUJ_1* a *DP_1*. Případná

heteroskedasticita v ostatních modelech byla již posuzována podle Whitova testu, jehož výstupy jsou v příslušných tabulkách.

Autokorelace byla v jednotlivých modelech testována pomocí LM testu, který je k dispozici přímo v programu Gretl. Nulová hypotéza tohoto testu předpokládá, že v modelech není autokorelace.

Tabulka 8 – Statistická verifikace ročních modelů
poptávky po instantních potravinách

Test multikolinearity			
VIF(j) = $1/(1 - R(j)^2)$			
Hodnoty > 10.0 mohou indikovat problém kolinearity			
Specifikace modelu	INS_1	INS_2	INS_3
d2_ln_P_INS_item	3,037	-	-
d2_ln_Mzda	2,457	1,953	-
ln_proxyBIO	2,495	2,069	1,614
d2_ln_Media_INS	1,483	-	-
dummy_dph	3,785	3,140	1,614
Test heteroskedasticity - Whitův test			
Specifikace modelu	INS_1	INS_2	INS_3
Test. statistika LM	-	9,4003	2,2902
P-hodnota	-	0,3097	0,6825
Test autokorelace - LM test			
Specifikace modelu	INS_1	INS_2	INS_3
Test. statistika LMF	2,8681	4,4812	1,9664
P-hodnota	0,1889	0,0879	0,2104
Test normality reziduí			
Specifikace modelu	INS_1	INS_2	INS_3
Testovací statistika	0,8309	0,6702	0,3048
P-hodnota	0,6600	0,7153	0,8586

Zdroj: vlastní výpočty

Vyhodnocení testů v rámci statistické verifikace modelů poptávky po instantních potravinách je prezentováno v tabulce 8. Multikolinearita se nejvíce jeví jako výrazný problém v žádné specifikaci. Hypotézu homoskedasticity nezamítám na žádné standardní hladině významnosti (0,1, 0,05 a 0,01) pro specifikace *INS_2* i *INS_3*. V modelech proto předpokládám homoskedasticitu. V modelech *INS_1* a *INS_3* nezamítám nulovou hypotézu o nepřítomnosti autokorelace na všech standardních hladinách významnosti. Předpokládám, že v těchto modelech autokorelace není.

V modelu *INS_2* zamítám hypotézu o nepřítomnosti autokorelace na hladině významnosti 0,1. Problém autokorelace řeším testováním této specifikace metodou nejmenších čtverců s robustním odhadem standardních chyb. Jedná se o tzv. heteroskedasticity autocorrelated consistent (HAC) robustní odhad standardních chyb, který poskytuje robustní odhady standardních chyb pro časové řady (Adkins, 2014). Při testování normality reziduí nezamítám nulovou hypotézu o normalitě reziduí pro žádnou specifikaci a považuji rezidua za normálně rozdělené ve všech modelech spotřeby instantních potravin.

Tabulka 9 – Statistická verifikace ročních
modelů poptávky po bujónech

Test multikolinearity			
VIF(j) = $1/(1 - R(j)^2)$			
Hodnoty > 10.0 mohou indikovat problém kolinearity			
Specifikace modelu	BUJ_1	BUJ_2	BUJ_3
d2_P_BUJ_item	1,736	1,325	-
d_P_DP_litr	5,136	4,617	1,081
d2_ln_Mzda	6,814	4,079	-
ln_proxyBIO	6,835	1,096	1,081
d_Media_BUJ	4,832	-	-
dummy_dph	17,167	-	-
Test heteroskedasticity - Whitův test			
Specifikace modelu	BUJ_1	BUJ_2	BUJ_3
Test. statistika LM	-	9,9975	7,1830
P-hodnota	-	0,2652	0,2074
Test autokorelace - LM test			
Specifikace modelu	BUJ_1	BUJ_2	BUJ_3
Test. statistika LMF	0,8184	2,6379	1,3201
P-hodnota	0,4611	0,1797	0,5168
Test normality reziduí			
Specifikace modelu	BUJ_1	BUJ_2	BUJ_3
Testovací statistika	1,4138	1,2382	3,4455
P-hodnota	0,4932	0,5384	0,1058

Zdroj: vlastní výpočet

Statistická verifikace modelů poptávky po bujónech je k dispozici v tabulce 9. V modelu *BUJ_1* identifikuji problém multikolinearity. Ten se často řeší vynecháním vysvětlujících proměnných z modelu. Specifikace *BUJ_2* a *BUJ_3* problém multikolinearity již nenaznačují. Hypotézu homoskedasticity nezamítám v žádné

specifikaci. Nepřítomnost autokorelace není rovněž zamítnuta v žádné specifikaci, proto předpokládám nepřítomnost autokorelace v modelech *BUJ_1*, *BUJ_2* a *BUJ_3*. Pro všechny specifikace nezamítám hypotézu o normalitě reziduí na všech standardních hladinách významnosti.

Tabulka 10 – Statistická verifikace ročních modelů
poptávky po dehydrovaných polévkách

Test multikolinearity			
VIF(j) = 1/(1 - R(j) ²)			
Hodnoty > 10.0 mohou indikovat problém kolinearity			
Specifikace modelu	DP_1	DP_2	DP_3
d_P_DP_litr	6,475	-	-
d2_P_BUJ_item	2,905	2,327	1,017
d2_ln_Mzda	5,243	1,391	-
ln_proxyBIO	2,525	1,031	1,017
d_Media_DP	2,823	2,006	-
dummy_dph	4,781	-	-
Test heteroskedasticity - Whitův test			
Specifikace modelu	DP_1	DP_2	DP_3
Test. statistika LM	-	9,9999	7,2367
P-hodnota	-	0,2650	0,2036
Test autokorelace - LM test			
Specifikace modelu	DP_1	DP_2	DP_3
Test. statistika LMF	32,0226	9,3417	5,0370
P-hodnota	0,0298	0,0378	0,0660
Test normality reziduí			
Specifikace modelu	DP_1	DP_2	DP_3
Testovací statistika	2,7763	3,717	3,2904
P-hodnota	0,2495	0,1559	0,1930

Zdroj: vlastní výpočet

Statistická verifikace modelů poptávky po dehydrovaných polévkách je k dispozici v tabulce 10. Multikolinearita není indikována v žádné specifikaci. Hypotézu homoskedasticity nezamítám v žádné specifikaci pro všechny standardní hladiny významnosti. U specifikace *DP_3* indikují problém autokorelace na hladině významnosti 0,1 a u specifikací *DP_1* a *DP_2* dokonce na hladině významnosti 0,05. Proto tyto specifikace odhaduji i metodou OLS HAC. Hypotézu o normalitě reziduí nezamítám pro žádnou specifikaci modelu poptávky po dehydrovaných polévkách.

4 MODELÝ POPTÁVKY - KVARTÁLNÍ DATA

V této kapitole se zaměřuji na empirickou analýzu poptávky po instantních potravinách založenou na datech s kvartální periodicitou. V modelech vysvětluji spotřebu instantních potravin v litrech na osobu, spotřebu bujónů v litrech na osobu a spotřebu dehydrovaných polévek v litrech na osobu. Metoda i postup analýzy jsou obdobné jako v kapitole 3. V podkapitole 4.1 představuji datový vzorek použitých proměnných s kvartální periodicitou. V podkapitole 4.2 konkrétně specifikuji testované lineární regresní modely. Podkapitola 4.3 nabízí přehled výsledků mé analýzy a v podkapitole 4.4 prezentuji testy jednotlivých modelů na multikolinearitě, autokorelaci, heteroskedasticitu a normalitu reziduí.

4.1 DATA

Kvantifikace i značení všech vysvětlovaných i vysvětlujících proměnných je totožná s tou, která byla detailně představena v kapitole 3.1 pro modely s ročními daty. Zde jsou pouze všechny proměnné kvantifikovány kvartálně. ČSÚ disponuje i kvartálními daty za počet obyvatel ČR, takže přepočítání spotřeby na osobu není zkresleno použitím ročních dat za počet obyvatel. Údaje o proměnné *Mzda* a *IndexRest* byly opět získány z ČSÚ. Proměnná zastupující spotřebu biopotravin v datovém vzorku bohužel chybí, protože nebyl k dispozici žádný relevantní údaj s kvartální periodicitou. V datovém vzorku dále chybí proměnné zastupující počet aktivního obyvatelstva a DPH. Data za aktivní obyvatelstvo opět nejsou dostupná kvartálně a použití ročních údajů nedává v kontextu kvartálních dat smysl. Datový vzorek je kompletní za všechny čtvrtletí let 2008 – 2013 pro všechny proměnné. K dispozici mám tedy časovou řadu 24 období pro všechny proměnné, což představuje oproti ročnímu datovému vzorku výrazné zlepšení.

DESKRIPTIVNÍ STATISTIKY

Přehled datového vzorku a jeho popisné statistiky jsou k dispozici v tabulce 11. U proměnných spotřeby a cen nepozoruji výrazný rozdíl mezi průměrem a mediánem, proto považuji tyto proměnné za relativně rovnoměrně rozdělené. Minimum a maximum opět ohraničují množinu hodnot, kterých proměnné nabývaly. Spotřeba instantních potravin se pohybovala mezi 3,55 až 4,29 litry na osobu za čtvrt roku. Spotřeba bujónů byla mezi 2,11 až 2,64 litry na osobu za čtvrt roku a spotřeba

dehydrovaných polévek se pohybovala mezi 0,79 až 1,31 litry na osobu za rok. Z toho je patrné, že především bujóny, ale i dehydrované polévky mají velký podíl na celkové kategorii instantních potravin. Z tabulky deskriptivních statistik je rovněž patrné, že proměnné *Media_BUJ* a *Media_DP* mají i nulové hodnoty. Z toho důvodu není vhodné tyto proměnné logaritmovat, protože by byla generována chybějící pozorování a rozsah použitelného datového vzorku by se zmenšil. Pro všechny proměnné v základní formě jsem sehnal všech 24 pozorování.

Tabulka 11 – Deskriptivní statistiky proměnných v modelech poptávky s kvartálními daty

Popisná statistika za použití pozorování Q1 2008 - Q4 2013						
Proměnná	T	Střední hodnota	Medián	Minimum	Maximum	Směrodatná odchylka
C_INS_litr	24	3,90	3,87	3,55	4,29	0,2080
P_INS_litr	24	14,69	14,87	13,40	16,47	0,8044
P_INS_item	24	14,78	14,75	13,95	15,86	0,4792
C_BUJ_litr	24	2,39	2,40	2,11	2,64	0,1417
P_BUJ_litr	24	4,34	4,33	4,13	4,58	0,1158
P_BUJ_item	24	18,76	18,81	17,64	19,67	0,5314
C_DP_litr	24	1,00	0,96	0,79	1,31	0,1556
P_DP_litr	24	21,84	22,03	20,74	23,07	0,6500
P_DP_item	24	15,37	15,23	14,06	17,14	0,9704
Mzda	24	22 918,5	22 590,5	21 632,0	25 102,2	1 087,2
Media_INS	24	3 128,9	2 990,6	1 223,4	5 904,1	1 270,8
Media_BUJ	24	725,2	647,0	0,0	1 880,3	597,5
Media_DP	24	972,7	934,5	0,0	2 872,1	830,0
IndexRest	24	94,55	94,49	87,28	102,17	3,7963

Zdroj: Vitana, a.s., ČSÚ, vlastní úpravy

STACIONARITA

U všech proměnných z datového vzorku byl opět zkoumán požadavek stacionarity. Postup, vyhodnocení i případné úpravy dat jsou obdobné jako u testování stacionarity v ročním datovém vzorku (kapitola 3.1). Na tomto místě tedy uvádím pouze tabulku 12, která ilustruje úpravy dat nutné k naplnění požadavku stacionarity alespoň na 0,05 hladině významnosti. Z tabulky je patrné, že kvartální datový vzorek není tolik omezován nutnými diferencemi proměnných v porovnání s datovým vzorkem s roční periodicitou. Pouze proměnná *P_DP_litr* byla diskvalifikována z datového vzorku a je nahrazena náhradní proměnnou *P_DP_item*, která je v modelech zařazena v první diferenci.

Tabulka 12 – Stacionarita proměnných

Naplnění předpokladu stacionarity na 5% hladině významnosti			
proměnná	základní tvar	1. difference	2.difference
ln_C_INS_litr	OK		
ln_C_BUJ_litr	OK		
ln_C_DP_litr	×	OK	
P_INS_litr	×	OK	
P_BUJ_litr	×	OK	
P_DP_litr	×	×	×
P_DP_item	×	OK	
ln_Mzda	OK		
IndexRest	×	OK	
Media_INS	OK		
Media_BUJ	×	OK	
Media_DP	OK		

Zdroj: vlastní vyhodnocení výstupů ze SW Gretl

4.2 EKONOMETRICKÁ SPECIFIKACE MODELU

Modely poptávky po instantních potravinách, bujónech a dehydrovaných polévkách s kvartálními daty vychází ze stejného teoretického rámce jako modely s ročními daty. Konkrétní specifikace modelů je ovšem podřízena odlišným datovým omezením. Proto znovu uvádím konkrétní regresní rovnice klasického lineárního regresního modelu, který byl v této podobě (a v neúplných specifikacích) testován v programu Gretl. Specifikace *INS_I* je dále doplněna o dummy proměnné zastupující jednotlivé kvartály v roce k odlišení vlivu různých období v roce. Tyto proměnné se ovšem jeví nevýznamně ve všech modelech a navíc zatěžují modely vysokým rizikem multikolinearity, proto je ve specifikacích *BUJ_I* a *DP_I* již neuvádím a využívám pouze ilustrativní představení těchto proměnných ve specifikaci *INS_I*.

Konkrétní podoba testovaných regresních rovnic je tedy následující:

$$\begin{aligned}
 (\text{INS}_1) \quad \ln_C_INS_litr_t = & \beta_0 + \beta_1 \cdot d_P_INS_litr_t + \beta_2 \cdot \ln_Mzda_t + \\
 & + \beta_3 \cdot Media_INS_t + \beta_4 \cdot d_IndexRest_t + \beta_5 \cdot dummy_q2_t + \beta_6 \cdot dummy_q3_t + \\
 & + \beta_7 \cdot dummy_q4_t + u_t
 \end{aligned}$$

$$(BUJ_1) \quad \ln_C_BUJ_litr_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot d_P_BUJ_litr_t + \beta_2 \cdot \ln_Mzda_t + \\ + \beta_3 \cdot d_P_DP_item_t + \beta_4 \cdot d_Media_BUJ_t + \beta_5 \cdot d_IndexRest_t + u_t$$

$$(DP_1) \quad d_ln_C_DP_litr_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot d_P_DP_item_t + \beta_2 \cdot \ln_Mzda_t + \\ + \beta_3 \cdot d_P_BUJ_litr_t + \beta_4 \cdot Media_DP_t + \beta_5 \cdot d_IndexRest_t + u_t$$

Odhady koeficientů β jsou prezentovány a interpretovány v následující kapitole.

4.3 VÝSTUPY MODELŮ A JEJICH INTERPRETACE

Naměřené koeficienty a další informace o testovaných regresních modelech poptávky po instantních potravinách jsou prezentovány v tabulce 13. Všechny modely pracují s 23 pozorováními, protože u některých proměnných bylo nutné provést jejich první diferenci. Vzhledem k problému autokorelace ve všech specifikacích byly tyto specifikace odhadnuty i za použití robustního odhadu standardních chyb (metoda odhadu OLS HAC). Na základě celkového F-testu nezamítám nulovou hypotézu o nevýznamnosti modelu pro všechny specifikace testované metodou OLS. Specifikace *INS_1* (OLS HAC) se celkově jeví jako významná na hladině významnosti 0,01. Specifikace *INS_2* (OLS HAC) se jeví jako celkově významná pouze na hladině významnosti 0,1 a specifikace *INS_3* (OLS HAC) se jeví jako celkově významná na hladině významnosti 0,05.

Specifikace *INS_1* nenachází žádný z koeficientů β statisticky významný. To je pravděpodobně způsobeno multikolinearitou přítomnou v této specifikaci. Specifikace *INS_2* a *INS_3* pak již nachází statisticky významnou konstantu a koeficienty u proměnných *d_P_INS_litr* a *ln_Mzda*. Odhadnuté parametry u těchto proměnných se pro specifikace *INS_2* a *INS_3* příliš neliší. Interpretaci provádím na základě specifikace *INS_3*, která vykazuje vyšší adjustovaný koeficient determinace a nižší p-hodnotu celkového F-testu. Z toho důvodu považuji tuto specifikaci za nejvhodnější.

Koeficient u proměnné *ln_Mzda* vyšel -0,6295. Nárůst důchodu o jedno procento je tedy doprovázen poklesem spotřeby instantních potravin o 0,6295 procenta. Tento výsledek indikuje, že instantní potraviny mají charakter podřadného statku. Koeficient u proměnné *d_P_INS_litr* vyšel -0,0280. Vzhledem k první diferenci ceny je proměnnou nutno interpretovat jako změnu ceny, nikoliv cenu. Zvýšení změny ceny instantních

potravin o jednu korunu bylo doprovázeno poklesem spotřeby instantních potravin o 2,8 procenta.

Tabulka 13 – Výstupy modelů poptávky po instantních potravinách (kvartální)

Závisle proměnná = $\ln_C_INS_litr$						
Specifikace modelu	INS_1	INS_1	INS_2	INS_2	INS_3	INS_3
Metoda odhadu	OLS	OLS HAC	OLS	OLS HAC	OLS	OLS HAC
Počet pozorování	T=23	T=23	T=23	T=23	T=23	T=23
			**	***	**	***
konstanta	12,1702 (7,6847)	12,1702 (8,8968)	7,2822 (3,4156)	7,2822 (2,4489)	7,6757 (3,2767)	7,6757 (2,3435)
			**	***	**	***
d_P_INS_litr	-0,0253 (0,0279)	-0,0253 (0,0179)	-0,0291 (0,0135)	-0,0291 (0,0099)	-0,0280 (0,0131)	-0,0280 (0,0094)
			*	**	*	**
ln_Mzda	-1,0785 (0,7685)	-1,0785 (0,8902)	-0,5918 (0,3396)	-0,5918 (0,2435)	-0,6295 (0,3263)	-0,6295 (0,2329)
Media_INS	3,54E-06 (9,12E-06)	3,54E-06 (8,71E-06)	4,74E-06 (8,67E-06)	4,74E-06 (9,36E-06)	-	-
d_IndexRest	-0,0045 (0,0056)	-0,0045 (0,0034)	-0,0029 (0,0043)	-0,0029 (0,0032)	-0,0033 (0,0042)	-0,0033 (0,0033)
dummy_q2	-0,0036 (0,0598)	-0,0036 (0,0435)	-	-	-	-
dummy_q3	-0,0283 (0,0433)	-0,0283 (0,0310)	-	-	-	-
dummy_q4	0,0433 (0,1023)	0,0433 (0,1166)	-	-	-	-
R2	0,3225	0,3225	0,2314	0,2314	0,2186	0,2186
Adj R2	0,0063	0,0063	0,0606	0,0606	0,0953	0,0953
F test	F(7, 15) 1,0200	F(7, 15) 4,7514	F(4, 18) 1,3548	F(4, 18) 2,5254	F(3, 19) 1,7721	F(3, 19) 3,7371
P-value (F)	0,4565	0,0055	0,2886	0,0769	0,1866	0,0289

Zdroj: vlastní výpočet

Tabulka 14 prezentuje výsledky jednotlivých specifikací modelu poptávky po bujonech. Na základě celkového F-testu ovšem nemůžeme zamítnout nulovou hypotézu o nevýznamnosti všech specifikací jako celku ani na 0,1 hladině významnosti. Je proto na

místě nepovažovat tyto modely za vhodné pro vysvětlení poptávky po bujónech. V modelech se jeví jako jediná statisticky významná proměnná *ln_Mzda*. Její kladný koeficient značí, že jsou bujóny normálním statkem. Koeficient 0,5913 pro specifikaci modelu *BUJ_2* lze přímo interpretovat jako důchodovou elasticitu poptávky po bujónech. Ostatní proměnné se jeví jako statisticky nevýznamné ve všech specifikacích modelu.

Tabulka 14 – Výstupy modelů poptávky
po bujónech (kvartální)

Závisle proměnná = <i>ln_C_BUJ_litr</i>			
Specifikace modelu	BUJ_1	BUJ_2	BUJ_3
Metoda odhadu	OLS	OLS	OLS
Počet pozorování	T=23	T=23	T=23
konstanta	-4,9764 (3,2861)	-5,0724 (3,1595)	-3,1980 (2,6799)
d_P_BUJ_litr	-0,0835 (0,0933)	-0,0884 (0,0873)	-0,0799 (0,0874)
	*	*	
ln_Mzda	0,5818 (0,3272)	0,5913 (0,3146)	0,4048 (0,2669)
d_P_DP_item	-0,0078 (0,0409)	-	-
d_Media_BUJ	2,17E-05 (1,97E-05)	2,15E-05 (1,92E-05)	2,96E-05 (1,78E-05)
d_IndexRest	0,0054 (0,0057)	0,0057 (0,0052)	-
R2	0,2987	0,2972	0,2496
Adj R2	0,0924	0,1410	0,1311
F test	F(5, 17) 1,4480	F(4, 18) 1,9028	F(3,19) 2,1064
P-value (F)	0,2579	0,1538	0,1332

Zdroj: vlastní výpočet

V tabulce 15 jsou výsledky měření regresních rovnic poptávky po dehydrovaných polévkách. Pro všechny specifikace platí, že na základě celkového F-testu zamítáme nulovou hypotézu o nevýznamnosti modelu na hladině významnosti 0,01. Tyto

specifikace tedy považuji za statisticky významné. Z tabulky 15 je patrná relativní stabilita odhadů koeficientů pro různé specifikace modelu. To indikuje, že koeficienty nejsou příliš citlivé na konkrétní specifikaci modelu, a zvyšuje věrohodnost naměřených koeficientů. Interpretaci provedu podle specifikace *DP_2* za použití metody OLS HAC. Vysvětlovaná proměnná je však diferencovaná, proto je nutno ji interpretovat jako změnu spotřeby dehydrovaných polévek.

Tabulka 15 – Výstupy modelů poptávky po dehydrovaných polévkách (kvartální)

Závisle proměnná = d_ln_C_DP_litr				
Specifikace modelu	DP_1	DP_1	DP_2	DP_2
Metoda odhadu	OLS	OLS HAC	OLS	OLS HAC
Počet pozorování	T=23	T=23	T=23	T=23
	***	***	***	***
konstanta	13,4136 (1,9361)	13,4136 (1,8081)	13,3456 (1,7912)	13,3456 (1,7086)
	***	***	***	***
d_P_DP_item	-0,0823 (0,0232)	-0,0823 (0,0247)	-0,0826 (0,0224)	-0,0826 (0,0246)
	***	***	***	***
ln_Mzda	-1,3381 (0,1925)	-1,3381 (0,1800)	-1,3314 (0,1784)	-1,3314 (0,1702)
	*	**	*	**
d_P_BUJ_litr	0,0982 (0,0535)	0,0982 (0,0352)	0,0967 (0,0504)	0,0967 (0,0354)
Media_DP	-1,08E-06 (9,44E-06)	-1,08E-06 (3,85E-06)	-	-
	*	**	*	**
d_IndexRest	-0,0059 (0,0030)	-0,0059 (0,0028)	-0,0058 (0,0029)	-0,0058 (0,0027)
R2	0,8161	0,8161	0,8160	0,8160
Adj R2	0,7621	0,7621	0,7751	0,7751
	F(5, 17)	F(5, 17)	F(4, 18)	F(4, 18)
F test	15,0949	26,0141	19,9597	32,7876
P-value (F)	9,78E-06	2,11E-07	2,01E-06	4,84E-08

Zdroj: vlastní výpočet

Koeficient u proměnné $d_P_DP_item$ vyšel -0,0826. Nárůst změny ceny dehydrovaných polévek o jednu korunu byl spojen s poklesem změny spotřeby dehydrovaných polévek o 8,26 procenta. Koeficient u proměnné ln_Mzda vyšel -1,3314. Růst mzdy o jedno procento byl spojený s poklesem změny spotřeby dehydrovaných polévek o 1,3314 procenta. Koeficient u proměnné $d_P_BUJ_litr$ vyšel 0,0967. Nárůst změny ceny bujónů o jednu korunu byl spojen s nárůstem změny spotřeby dehydrovaných polévek o 9,67 procenta. Koeficient u proměnné $d_IndexRest$ vyšel -0,0058. Nárůst změny indexu tržeb v restauracích o jednotku byl spojen s poklesem změny spotřeby dehydrovaných polévek o 0,58 procenta.

4.4 STATISTICKÁ VERIFIKACE MODELU

U všech specifikací modelů s kvartálními daty byla opět testována normalita reziduí a případný problém multikolinearity, heteroskedasticity a autokorelace. Typy jednotlivých testů jsou shodné s těmi v kapitole 3.4. Autokorelace byla testována standardně pro 1. řád a vzhledem ke kvartálnímu charakteru dat i pro 4. řád.

Výsledky těchto testů pro specifikace modelů poptávky po instantních potravinách jsou k dispozici v tabulce 16. Ve specifikaci INS_1 pozorujeme vysoké riziko multikolinearity. Tento problém se u Specifikací INS_2 a INS_3 již nevyskytuje. Proto považuji vynechání dummy proměnných za jednotlivé kvartály za vhodné řešení problému multikolinearity ve specifikaci INS_1 .

Ve specifikaci INS_1 zamítám nulovou hypotézu o homoskedasticitě na 0,1 hladině významnosti. V ostatních specifikacích hypotézu homoskedasticity nezamítám.

Ve všech specifikacích zamítám nulovou hypotézu o nepřítomnosti autokorelace prvního i čtvrtého řádu. Proto v modelech předpokládám autokorelaci, kterou řeším použitím robustního odhadu standardních chyb.

Pro všechny specifikace modelu poptávky po instantních potravinách nezamítám hypotézu normálního rozdělení reziduí, a proto předpokládám normální rozdělení reziduí.

Tabulka 16 – Statistická verifikace kvartálních modelů
poptávky po instantních potravinách

Test multikolinearity			
$VIF(j) = 1/(1 - R(j)^2)$			
Hodnoty > 10.0 mohou indikovat problém kolinearity			
Specifikace modelu	INS_1	INS_2	INS_3
d_P_INS_litr	6,500	1,612	1,577
ln_Mzda	10,759	2,222	2,130
Media_INS	1,204	1,150	-
d_IndexRest	2,387	1,506	1,459
dummy_q2	6,219	-	-
dummy_q3	3,255	-	-
dummy_q4	18,166	-	-
Test heteroskedasticity - Whitův test			
Specifikace modelu	INS_1	INS_2	INS_3
Test. statistika LM	18,5702	13,1356	7,5510
P-hodnota	0,0693	0,5159	0,5799
Test autokorelace 1. řád - LM test			
Specifikace modelu	INS_1	INS_2	INS_3
Test. statistika LMF	22,5055	23,9291	25,7668
P-hodnota	0,0003	0,0001	7,87E-05
Test autokorelace 4. řád - LM test			
Specifikace modelu	INS_1	INS_2	INS_3
Test. statistika LMF	7,5835	5,6052	6,5337
P-hodnota	0,0035	0,0066	0,0030
Test normality reziduí			
Specifikace modelu	INS_1	INS_2	INS_3
Testovací statistika	1,5619	0,3019	0,3733
P-hodnota	0,4580	0,8599	0,8297

Zdroj: vlastní výpočet

V tabulce 17 je prezentována statistická verifikace modelů poptávky po bujonech. V žádné specifikaci neshledávám problém multikolinearity. Pro všechny specifikace nezamítám hypotézu homoskedasticity a nepřítomnosti autokorelace prvního i čtvrtého řádu. Ve všech specifikacích rovněž nezamítám hypotézu normálního rozdělení reziduí.

Tabulka 17 – Statistická verifikace kvartálních modelů poptávky po bujóněch

Test multikolinearity			
$VIF(j) = 1/(1 - R(j)^2)$			
Hodnoty > 10.0 mohou indikovat problém kolinearity			
Specifikace modelu	BUJ_1	BUJ_2	BUJ_3
d_P_BUJ_litr	1,136	1,051	1,043
ln_Mzda	1,503	1,468	1,045
d_P_DP_item	1,203	-	-
d_Media_BUJ	1,221	1,215	1,033
d_IndexRest	1,902	1,690	-
Test heteroskedasticity - Whitův test			
Specifikace modelu	BUJ_1	BUJ_2	BUJ_3
Test. statistika LM	19,2267	10,1914	10,6586
P-hodnota	0,5071	0,7481	0,2998
Test autokorelace 1. řád - LM test			
Specifikace modelu	BUJ_1	BUJ_2	BUJ_3
Test. statistika LMF	0,8943	0,7522	0,5447
P-hodnota	0,3584	0,3979	0,4670
Test autokorelace 4. řád - LM test			
Specifikace modelu	BUJ_1	BUJ_2	BUJ_3
Test. statistika LMF	0,7504	0,6613	1,3254
P-hodnota	0,5752	0,6290	0,3057
Test normality reziduí			
Specifikace modelu	BUJ_1	BUJ_2	BUJ_3
Testovací statistika	0,0949	0,1674	0,2004
P-hodnota	0,9536	0,9197	0,9046

Zdroj: vlastní výpočet

Tabulka 18 ilustruje statistickou verifikaci pro jednotlivé specifikace modelu poptávky po dehydrovaných polévkách. Multikolinearitu v modelech neindikují. V obou specifikacích nezamítám nulovou hypotézu o homoskedasticitě. V obou specifikacích ovšem shledávám problém autokorelace prvního řádu na hladině významnosti 0,05. Proto obě specifikace testuji i za použité robustního odhadu standardních chyb. Rezidua v modelu pro obě specifikace považuji za normálně rozdělená, protože nezamítám hypotézu o normalitě reziduí.

Tabulka 18 – Statistická verifikace kvartálních modelů
poptávky po dehydrovaných polévkách

Test multikolinearity		
$VIF(j) = 1/(1 - R(j)^2)$		
Hodnoty > 10.0 mohou indikovat problém kolinearity		
Specifikace modelu	DP_1	DP_2
d_P_DP_item	1,218	1,198
ln_Mzda	1,636	1,486
d_P_BUJ_litr	1,174	1,104
d_IndexRest	1,698	1,619
Media_DP	1,253	-
Test heteroskedasticity - Whitův test		
Specifikace modelu	DP_1	DP_2
Test. statistika LM	19,3341	16,7456
P-hodnota	0,5002	0,2670
Test autokorelace 1. řád - LM test		
Specifikace modelu	DP_1	DP_2
Test. statistika LMF	5,1209	5,0413
P-hodnota	0,0379	0,0383
Test autokorelace 4. řád - LM test		
Specifikace modelu	DP_1	DP_2
Test. statistika LMF	1,1437	1,1262
P-hodnota	0,3792	0,3837
Test normality reziduí		
Specifikace modelu	DP_1	DP_2
Testovací statistika	0,2721	0,3291
P-hodnota	0,8728	0,8483

Zdroj: vlastní výpočet

5 MODELÝ POPTÁVKY PO PRODUKTU JEDNOHO VÝROBCE

V této kapitole opouštím koncept poptávky po statku obecně a zaměřuji se na poptávku po produktu konkrétního výrobce. Vycházím z teoretického zázemí v kapitole 2.2 a kvantifikuji parametry zde odvozené funkce poptávky po produktu konkrétního kupujícího. Metodologie této analýzy odpovídá té, kterou použil Cotterill (1994). Ten využil skenovaná data ze supermarketů ve Spojených státech a teoretické zázemí

Bertrandovy oligopolní konkurence s diferencovaným produktem k odhadu poptávky po produktu konkrétního výrobce. Tento postup považuji za nejvhodnější vzhledem k tomu, že pracuji se stejným typem dat jako Cotterill.

Postup je opět obdobný jako v kapitolách 3 a 4. Nejprve představuji datový vzorek a jeho úpravy. Následně specifikuji konkrétní podobu regresních rovnic. Poté prezentuji a interpretuji výsledky odhadu těchto regresních rovnic a nakonec provádím statistickou verifikaci modelů se zaměřením na normální rozdělení reziduí a případné problémy multikolinearity, heteroskedasticity a autokorelace.

5.1 DATA

K analýze v této kapitole využívám data za prodeje produktů konkrétních výrobců. Vzhledem k citlivosti těchto údajů výrobce neoznačuji názvem, ale písmeny *a*, *b*, a *c*. Ukazatele spotřeby v litrech na osobu i ukazatele ceny byly spočítány totožným způsobem jako v předchozích kapitolách, pouze tentokrát pro jednotlivé výrobce zvlášť. Vzhledem k rozdělení spotřeby i cen mezi tři výrobce značím proměnné následovně. *P_a_INS_litr* je proměnná litrové ceny instantních potravin výrobce **A**. Obdobně *P_b_INS_litr* je proměnná litrové ceny instantních potravin výrobce **B**. Konečně *P_c_INS_litr* je proměnná litrové ceny instantních potravin výrobce **C**. Jako vysvětlující proměnnou používám *C_a_INS_litr*, tedy spotřebu instantních potravin výrobce **A** na osobu. U značení proměnných tedy oproti kapitole 4 přibýlo navíc druhé písmeno v názvu proměnné označující konkrétního výrobce. Proměnné pro spotřebu ostatních kategorií i ceny jednotlivých výrobců za dané kategorie jsou značeny dle stejného principu. Ostatní vysvětlující proměnné jsou definovány zcela stejně jako v kapitole 4.

DESKRIPTIVNÍ STATISTIKY

Popisné statistiky použitých dat jsou prezentovány v tabulce 19. V datovém souboru mám pro všechny proměnné k dispozici kompletní počet 24 pozorování. Vzhledem k blízkým hodnotám střední hodnoty a mediánu považuji proměnné za relativně rovnoměrně rozdělené.

Tabulka 19 – Deskriptivní statistiky proměnných v modelech poptávky po produktu výrobce A

Popisná statistika za použití pozorování Q1_2008 - Q4_2013						
Proměnná	T	Střední hodnota	Medián	Minimum	Maximum	Směrodatná odchylka
C_a_INS_litr	24	2,04	2,04	1,77	2,38	0,1714
P_a_INS_litr	24	11,89	11,78	10,64	13,37	0,7743
P_b_INS_litr	24	16,21	16,26	15,09	17,18	0,6312
P_c_INS_litr	24	17,08	16,90	15,48	18,68	0,7786
C_a_BUJ_litr	24	1,42	1,45	1,19	1,64	0,1281
P_a_BUJ_litr	24	4,11	4,08	3,81	4,36	0,1507
P_b_BUJ_litr	24	6,75	6,77	5,98	7,46	0,3870
P_c_BUJ_litr	24	5,69	5,38	4,91	7,30	0,6727
C_a_DP_litr	24	0,42	0,41	0,35	0,53	0,0547
P_a_DP_litr	24	25,88	26,02	24,52	26,88	0,6770
P_b_DP_litr	24	22,03	22,28	19,37	24,18	1,2535
P_c_DP_litr	24	23,51	23,29	21,58	25,69	1,0105
Mzda	24	22 918,5	22 590,5	21 632,0	25 102,2	1 087,2
Media_INS	24	3 128,9	2 990,6	1 223,4	5 904,1	1 270,8
Media_BUJ	24	725,2	647,0	0,0	1 880,3	597,5
Media_DP	24	972,7	934,5	0,0	2 872,1	830,0

Zdroj: Vitana, a.s., ČSÚ, vlastní úpravy

STACIONARITA

Pro všechny uvedené proměnné byl opět testován požadavek stacionarity. Tabulka 20 ilustruje nutné úpravy proměnných pro naplnění (nezamítnutí) předpokladu stacionarity na 0,05 hladině významnosti. Vzhledem k teoretické specifikaci funkce poptávky po produkci jednoho výrobce a s uvažováním vlastností datového vzorku neprovádím v modelech logaritmické transformace proměnných.

Tabulka 20 – Stacionarita proměnných

Naplnění předpokladu stacionarity na 5% hladině významnosti			
proměnná	základní tvar	1. difference	2.difference
C_a_INS_litr	OK		
P_a_INS_litr	OK		
P_b_INS_litr	×	×	OK
P_c_INS_litr	OK		
C_a_BUJ_litr	OK		
P_a_BUJ_litr	OK		
P_b_BUJ_litr	×	OK	
P_c_BUJ_litr	×	×	OK
C_a_DP_litr	×	OK	
P_a_DP_litr	×	OK	
P_b_DP_litr	×	OK	
P_c_DP_litr	×	OK	
Mzda	OK		
Media_INS	OK		
Media_BUJ	×	OK	
Media_DP	OK		

Zdroj: vlastní vyhodnocení výstupů ze SW Gretl

5.2 EKONOMETRICKÁ SPECIFIKACE MODELU

Teoretickou funkci poptávky po produkci konkrétního výrobce z kapitoly 2.2 nyní transformuji do podoby regresní rovnice. Model rozšiřuji o náhodnou složku a podřizuji konkrétnímu datovému vzorku a nutným úpravám proměnných. Opět uvádím regresní rovnice pouze pro úplnou specifikaci modelů. Modely spotřeby bujónů a dehydrovaných polévek byly specifikovány stejným způsobem jako model spotřeby instantních potravin. V modelech tedy není zkoumán vzájemný vztah mezi těmito kategoriemi, jako tomu bylo u modelů celkové spotřeby těchto kategorií. Rovnice lineárních regresních modelů poptávky po produkci konkrétního výrobce mají pro jednotlivé kategorie následující podobu:

$$\begin{aligned}
 (\text{INS_a_1}) \quad C_a_INS_litr_t &= \beta_0 + \beta_1 \cdot P_a_INS_litr_t + \beta_2 \cdot P_c_INS_litr_t + \\
 &+ \beta_3 \cdot d2_P_b_INS_litr_t + \beta_4 \cdot Mzda_t + \beta_5 \cdot Media_INS_t + u_t
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 (\text{BUJ_a_1}) \quad C_a_BUJ_litr_t &= \beta_0 + \beta_1 \cdot P_a_BUJ_litr_t + \beta_2 \cdot d_P_b_BUJ_litr_t + \\
 &+ \beta_3 \cdot d2_P_c_BUJ_litr_t + \beta_4 \cdot Mzda_t + \beta_5 \cdot d_Media_BUJ_t + u_t
 \end{aligned}$$

$$(DP_a_1) \quad d_C_a_DP_litr_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot d_P_a_DP_litr_t + \beta_2 \cdot d_P_b_DP_litr_t + \\ + \beta_3 \cdot d_P_c_DP_litr_t + \beta_4 \cdot Mzda_t + \beta_5 \cdot Media_DP_t + u_t$$

5.3 VÝSTUPY MODELŮ A JEJICH INTERPRETACE

Výsledky odhadů poptávky po instantních potravinách výrobce A shrnuji v tabulce 21.

Tabulka 21 – Výstupy modelů poptávky po instantních potravinách výrobce A

Závisle proměnná = C_a_INS_litr						
Specifikace modelu	INS_a_1	INS_a_1	INS_a_2	INS_a_2	INS_a_3	INS_a_3
Metoda odhadu	OLS	OLS HAC	OLS	OLS HAC	OLS	OLS HAC
Počet pozorování	T=22	T=22	T=24	T=24	T=24	T=24
						**
konstanta	0,7010 (1,7074)	0,7010 (0,7894)	1,1864 (1,1389)	1,1864 (0,8441)	0,8952 (0,6570)	0,8952 (0,4142)
	**	***	**	***	**	***
P_a_INS_litr	-0,1342 (0,0492)	-0,1342 (0,0370)	-0,1273 (0,0474)	-0,1273 (0,0333)	-0,1206 (0,0435)	-0,1206 (0,0353)
	***	***	***	***	***	***
P_c_INS_litr	0,1673 (0,0483)	0,1673 (0,0457)	0,1507 (0,0465)	0,1507 (0,0439)	0,1509 (0,0433)	0,1509 (0,0429)
d2_P_b_INS_litr	-0,0055 (0,0516)	-0,0055 (0,0285)	-	-	-	-
Mzda	1,57E-06 (5,25E-05)	1,57E-06 (2,59E-05)	-1,02E-05 (3,04E-05)	-1,02E-05 (2,20E-05)	-	-
Media_INS	9,11E-06 (2,60E-05)	9,11E-06 (2,24E-05)	8,23E-06 (2,59E-05)	8,23E-06 (2,70E-05)	-	-
R2	0,4749	0,4749	0,4015	0,4015	0,3922	0,3922
Adj R2	0,3108	0,3108	0,2755	0,2755	0,3343	0,3343
F test	F(5, 16) 2,8945	F(5, 16) 3,4786	F(4, 19) 3,1892	F(4, 19) 4,2840	F(2, 21) 6,7749	F(2, 21) 6,4832
P-value (F)	0,0477	0,0256	0,0367	0,0123	0,0054	0,0064

Zdroj: vlastní výpočet

Vyhodnocení specifikací provádím pro odhady měřené metodou nejmenších čtverců za použití robustního odhadu standardních chyb z důvodu přítomnosti autokorelace v modelech. Na základě celkového F-testu zamítám na 0,05 nulovou hypotézu o nevýznamnosti modelu pro specifikaci *INS_a_1*. Nevýznamnost specifikací *INS_a_2* a

INS_a_3 zamítám na 0,01 hladině významnosti. Proto považuji modely jako celky za statisticky významné. Na základě celkového F-testu a adjustovaného koeficientu determinace považuji za nejlepší specifikaci *INS_a_3*. Interpretace naměřených koeficientů vychází z odhadů této specifikace. Je vhodné poznamenat, že velikost, ani znaménko naměřených koeficientů nejsou výrazně ovlivněny konkrétní specifikací modelu.

Tabulka 21 ukazuje, že cena vlastního produktu a cena produktu konkurenčního výrobce C jsou statisticky významné determinanty poptávky po produktu výrobce A. Konstantu 0,8952 lze interpretovat jako autonomní část spotřeby. Platí, že na 0,05 hladině významnosti nezamítám nulovou hypotézu o nevýznamnosti tohoto koeficientu. Oba koeficienty u cen považuji za významné na 0,01 hladině významnosti. Koeficient u proměnné *P_a_INS_litr* vyšel -0,1206. Zvýšení ceny instantních potravin výrobce A o jednu korunu je spojeno s poklesem kvartální spotřeby jeho produkce na osobu o 0,1206 litru. Poptávka po produktu výrobce A je klesající ve vlastní ceně. Koeficient u proměnné *P_c_INS_litr* vyšel 0,1509. Zvýšení ceny instantních potravin výrobce C o jednu korunu je spojeno se zvýšením kvartální spotřeby produktu výrobce A o 0,1509 litru na osobu. Poptávka po produktu výrobce A je rostoucí v ceně produktu konkurenčního výrobce C. Důchod ani mediální aktivita nejsou statisticky významné vysvětlující proměnné poptávky po instantních potravinách výrobce A.

Naměřené koeficienty regresních rovnic poptávky po bujónech výrobce A jsou prezentovány v tabulce 22. Vzhledem k problému autokorelace byly všechny specifikace testovány i za použití robustního odhadu standardních chyb. Vyhodnocení celkových F-testů a posouzení nejvhodnější specifikace vychází z těchto odhadů. Na základě celkového F-testu zamítám nulovou hypotézu o nevýznamnosti modelu pro všechny specifikace na 0,01 hladině významnosti. Modely tedy považuji za statisticky významné. Naměřené koeficienty jsou relativně stabilní vzhledem ke konkrétní specifikaci modelu. Interpretaci provádím pro naměřené koeficienty ze specifikace *BUJ_a_3*.

Z tabulky 22 je patrné, že statisticky významné na 0,01 hladině významnosti jsou konstanta a koeficient u vlastní ceny. Koeficient u vlastní ceny vyšel -0,5028. Růst ceny bujónů výrobce A o korunu je spojen s poklesem kvartální spotřeby jeho bujónů o 0,5028 litru na osobu. To je velmi výrazný vztah vzhledem k tomu, že se kvartální

spotřeba bujónů výrobce A pohybovala mezi 1,19 a 1,64 litry na osobu. Na 0,1 hladině významnosti nacházíme i statisticky významný vztah mezi změnou ceny bujónů výrobce B a spotřebou bujónů výrobce A. Zvýšení změny ceny výrobce B o jednu korunu je spojeno s růstem kvartální spotřeby bujónů výrobce A o 0,0730 litru na osobu.

Tabulka 22 – Výstupy modelů poptávky po bujónech výrobce A

Závisle proměnná = C_a_BUJ_litr						
Specifikace modelu	BUJ_a_1	BUJ_a_1	BUJ_a_2	BUJ_a_2	BUJ_a_3	BUJ_a_3
Metoda odhadu	OLS	OLS HAC	OLS	OLS HAC	OLS	OLS HAC
Počet pozorování	T=22	T=22	T=22	T=22	T=22	T=22
	***	***	***	***	***	***
konstanta	3,3860 (0,9268)	3,3860 (0,5673)	3,4287 (0,6136)	3,4287 (0,2567)	3,4832 (0,6112)	3,4832 (0,2698)
	***	***	***	***	***	***
P_a_BUJ_litr	-0,4935 (0,1589)	-0,4935 (0,0703)	-0,4960 (0,1493)	-0,4960 (0,0598)	-0,5028 (0,1491)	-0,5028 (0,0640)
		*		*		*
d_P_b_BUJ_litr	0,0670 (0,0853)	0,0670 (0,0338)	0,0676 (0,0823)	0,0676 (0,0326)	0,0730 (0,0821)	0,0730 (0,0390)
		*		*		*
d2_P_c_BUJ_litr	-0,0867 (0,0842)	-0,0867 (0,0419)	-0,0850 (0,0773)	-0,0850 (0,0456)	-0,0825 (0,0772)	-0,0825 (0,0465)
Mzda	1,39E-06 (2,22E-05)	1,39E-06 (1,48E-05)	-	-	-	-
d_Media_BUJ	3,65E-05 (3,76E-05)	3,65E-05 (2,58E-05)	3,61E-05 (3,61E-05)	3,61E-05 (2,47E-05)	-	-
R2	0,5394	0,5394	0,5393	0,5393	0,5121	0,5121
Adj R2	0,3954	0,3954	0,4309	0,4309	0,4308	0,4308
F test	F(5, 16) 3,7472	F(5, 16) 23,1411	F(4, 17) 4,9745	F(4, 17) 27,3159	F(3, 18) 6,2975	F(3, 18) 28,7643
P-value (F)	0,0195	8,45E-07	0,0077	3,31E-07	0,0041	4,40E-07

Zdroj: vlastní výpočet

Tabulka 23 prezentuje výsledky pro měření poptávky po dehydrovaných polévkách výrobce A. Na základě F-testu považují všechny modely za statisticky významné. Relativně vysoké koeficienty determinace ukazují, že se v rámci modelu podařilo vysvětlit velkou část variability vysvětlované proměnné. Diference proměnných

bohužel ovlivňuje interpretaci výsledků. Ty jsou interpretovány na základě specifikace DP_a_2 vzhledem k nejvyššímu adjustovanému koeficientu determinace.

Tabulka 23 – Výstupy modelů poptávky po dehydrovaných polévkách výrobce A

Závisle proměnná = $d_C_a_DP_litr$			
Specifikace modelu	DP_a_1	DP_a_2	DP_a_3
Metoda odhadu	OLS	OLS	OLS
Počet pozorování	T=23	T=23	T=23
	***	***	***
konstanta	0,3861 (0,0795)	0,3617 (0,0665)	0,3044 (0,0592)
	***	***	***
$d_P_a_DP_litr$	-0,0190 (0,0045)	-0,0193 (0,0044)	-0,0176 (0,0045)
	***	***	***
$d_P_b_DP_litr$	0,0095 (0,0030)	0,0093 (0,0029)	0,0088 (0,0030)
$d_P_c_DP_litr$	0,0055 (0,0032)	0,0046 (0,0028)	-
	***	***	***
Mzda	-1,70E-05 (3,39E-06)	-1,59E-05 (2,90E-06)	-1,35E-05 (2,58E-06)
Media_DP	-2,14E-06 (3,65E-06)	-	-
R2	0,7988	0,7948	0,7638
Adj R2	0,7397	0,7491	0,7265
F test	F(5, 17) 13,5012	F(4, 18) 17,4251	F(3, 19) 20,4824
P-value (F)	2,00E-05	5,27E-06	3,56E-06

Zdroj: vlastní výpočet

Konstanta i koeficienty u proměnných $d_P_a_DP_litr$, $d_P_b_DP_litr$ a $Mzda$ jsou statisticky významné na hladině významnosti 0,01. Naopak difference ceny výrobce C ani mediální aktivita nemají statisticky významný vztah s vysvětlovanou proměnnou. Koeficient u proměnné $d_P_a_DP_litr$ je -0,0193. Nárůst změny vlastní ceny dehydrovaných polévek výrobce A o korunu je spojen s poklesem změny kvartální spotřeby dehydrovaných polévek výrobce A o -0,0193 litru na osobu. Koeficient u proměnné $d_P_b_DP_litr$ je 0,0088. Nárůst změny ceny dehydrovaných polévek

výrobce B o korunu je spojen s nárůstem změny kvartální spotřeby dehydrovaných polévek výrobce A o 0,088 litru na osobu. Koeficient u proměnné *Mzda* je záporný, což znamená, že růst mzdy je spojen s poklesem změny spotřeby dehydrovaných polévek výrobce A.

5.4 STATISTICKÁ VERIFIKACE MODELU

Tabulka 24 – Statistická verifikace modelů poptávky
po instantních potravinách výrobce A

Test multikolinearity			
VIF(j) = $1/(1 - R(j)^2)$			
Hodnoty > 10.0 mohou indikovat problém kolinearit			
Specifikace modelu	INS_a_1	INS_a_2	INS_a_3
P_a_INS_litr	1,450	1,455	1,336
P_c_INS_litr	1,375	1,417	1,336
d2_P_b_INS_litr	2,869	-	-
Mzda	3,244	1,178	-
Media_INS	1,182	1,173	-
Test heteroskedasticity - Whitův test			
Specifikace modelu	INS_a_1	INS_a_2	INS_a_3
Test. statistika LM	21,0196	18,8024	4,1836
P-hodnota	0,3960	0,1726	0,5233
Test autokorelace 1. řád - LM test			
Specifikace modelu	INS_a_1	INS_a_2	INS_a_3
Test. statistika LMF	12,2002	10,3303	10,2543
P-hodnota	0,0033	0,0048	0,0045
Test autokorelace 4. řád - LM test			
Specifikace modelu	INS_a_1	INS_a_2	INS_a_3
Test. statistika LMF	3,5696	5,5095	5,1765
P-hodnota	0,0386	0,0062	0,0065
Test normality reziduí			
Specifikace modelu	INS_a_1	INS_a_2	INS_a_3
Testovací statistika	1,7322	0,7632	1,4361
P-hodnota	0,4206	0,6828	0,4877

Zdroj: vlastní výpočet

U všech testovaných modelů v této kapitole byla provedena statistická verifikace obdobná té z kapitoly 4.4. Tabulka 24 ukazuje výsledky testů pro modely poptávky po

instantních potravinách výrobce A. Multikolinearita není indikována v žádné specifikaci modelu. U všech specifikací nezamítám nulovou hypotézu o homoskedasticitě, ani hypotézu o normálním rozdělení reziduí. V modelech tedy předpokládám nepřítomnosti heteroskedasticity a normálně rozdělená rezidua. Ve všech specifikacích ale zamítáme hypotézu o nepřítomnosti autokorelace prvního řádu na 0,01 hladině významnosti. Proto předpokládám v modelech problém autokorelace, který řeším zahrnutím robustního odhadu standardních chyb.

Tabulka 25 – Statistická verifikace modelů poptávky
po bujónech výrobce A

Test multikolinearity			
VIF(j) = 1/(1 - R(j) ²)			
Hodnoty > 10.0 mohou indikovat problém kolinearity			
Specifikace modelu	BUJ_a_1	BUJ_a_2	BUJ_a_3
P_a_BUJ_litr	1,180	1,105	1,103
d_P_b_BUJ_litr	1,125	1,111	1,106
d2_P_c_BUJ_litr	1,327	1,187	1,185
Mzda	1,169	-	-
d_Media_BUJ	1,032	1,007	-
Test heteroskedasticity - Whitův test			
Specifikace modelu	BUJ_a_1	BUJ_a_2	BUJ_a_3
Test. statistika LM	18,8623	13,9000	12,1428
P-hodnota	0,5308	0,4572	0,2054
Test autokorelace 1. řád - LM test			
Specifikace modelu	BUJ_a_1	BUJ_a_2	BUJ_a_3
Test. statistika LMF	9,0092	8,2668	7,0639
P-hodnota	0,0089	0,0110	0,0166
Test autokorelace 4. řád - LM test			
Specifikace modelu	BUJ_a_1	BUJ_a_2	BUJ_a_3
Test. statistika LMF	1,8842	1,7350	1,7067
P-hodnota	0,1780	0,2023	0,2043
Test normality reziduí			
Specifikace modelu	BUJ_a_1	BUJ_a_2	BUJ_a_3
Testovací statistika	1,1811	1,7979	1,9156
P-hodnota	0,4044	0,4070	0,3837

Zdroj: vlastní výpočet

Tabulka 25 prezentuje výsledky testů pro modely poptávky po bujónech výrobce A. V žádné specifikaci neindikují problém multikolinearity. Pro všechny specifikace nemohu zamítnout nulovou hypotézu o homoskedasticitě, a proto nepředpokládám přítomnost heteroskedasticity. U všech specifikací nezamítám hypotézu normálního rozdělení reziduí. V modelech opět indikují problém autokorelace prvního řádu. Pro specifikaci *BUJ_a_1* zamítám nulovou hypotézu o nepřítomnosti autokorelace na 0,01 hladině významnosti. Pro specifikace *BUJ_a_2* a *BUJ_a_3* zamítám nulovou hypotézu o nepřítomnosti autokorelace na 0,05 hladině významnosti. Problém autokorelace opět řeším robustním odhadem standardních chyb.

Tabulka 26 – Statistická verifikace modelů poptávky po dehydrovaných polévkách výrobce A

Test multikolinearity			
$VIF(j) = 1/(1 - R(j)^2)$			
Hodnoty > 10.0 mohou indikovat problém kolinearit			
Specifikace modelu	DP_a_1	DP_a_2	DP_a_3
d_P_a_DP_litr	1,162	1,145	1,081
d_P_b_DP_litr	1,099	1,079	1,067
d_P_c_DP_litr	1,973	1,568	-
Mzda	2,090	1,583	1,146
Media_DP	1,407	-	-
Test heteroskedasticity - Whitův test			
Specifikace modelu	DP_a_1	DP_a_2	DP_a_3
Test. statistika LM	19,6938	18,6680	7,9719
P-hodnota	0,4772	0,1780	0,5370
Test autokorelace 1. řád - LM test			
Specifikace modelu	DP_a_1	DP_a_2	DP_a_3
Test. statistika LMF	0,3491	0,7029	0,7327
P-hodnota	0,5629	0,4134	0,4033
Test autokorelace 4. řád - LM test			
Specifikace modelu	DP_a_1	DP_a_2	DP_a_3
Test. statistika LMF	0,5764	0,7029	0,2119
P-hodnota	0,6848	0,6212	0,9278
Test normality reziduí			
Specifikace modelu	DP_a_1	DP_a_2	DP_a_3
Testovací statistika	1,3440	2,3436	1,2023
P-hodnota	0,5107	0,3098	0,5482

Zdroj: vlastní výpočet

Tabulka 26 prezentuje výsledky testů pro modely poptávky po dehydrovaných polévkách výrobce A. Problém multikolinearity není indikován v žádné specifikaci. Na základě provedených testů předpokládám u všech specifikací homoskedasticitu a normální rozdělení reziduí. V modelech nebyl zjištěn problém autokorelace prvního ani čtvrtého řádu.

6. SHRNUTÍ VÝSLEDKŮ EMPIRICKÉ ANALÝZY

V této kapitole shrnuji výsledky empirické analýzy z kapitol 3, 4 a 5. Cílem je poskytnout ucelenou výpověď o zjištěné situaci na trhu instantních potravin. Ve zmiňovaných kapitolách jsem vycházel z teoretických modelů poptávky po instantních potravinách a poptávky po instantních potravinách konkrétního výrobce. Tyto funkce jsem pak odhadoval pomocí regresní analýzy. Toto zcela určitě není jediná identifikační strategie při modelování poptávky po instantních potravinách. Například Haines, Guilkey a Popkin (1988) prosazují cestu dvoufázového procesu modelování poptávky po potravinách. Argumentují, že rozhodnutí zda konzumovat určitou skupinu potravin může být ovlivňováno jinými veličinami než rozhodnutí kolik spotřebovávat těchto potravin. Autoři ale pracují s odlišným typem dat, než který je k dispozici pro analýzu v této práci, proto považuji použitý postup za odpovídající vzhledem k okolnostem a především vzhledem k dostupným datům.

Analýza ročních dat spotřeby instantních potravin, bujónů a dehydrovaných polévek byla značně limitována krátkými časovými řadami a nutnými úpravami datového vzorku z důvodů stacionarity proměnných. V modelech se jako významná proměnná projevila pouze proxy proměnná spotřeby biopotravin, která udává počet výrobců biopotravin. Ve všech modelech pozorujeme negativní vztah mezi počtem výrobců biopotravin a spotřebou instantních potravin (resp. bujónů a dehydrovaných polévek). To může indikovat přesun poptávky po potravinách od instantních potravin směrem k čím dál více dostupným biopotravinám a zdravému životnímu stylu.

Analýza kvartálních dat ukázala, že se celková kategorie instantních potravin jeví jako podřadný statek, protože její spotřeba s růstem důchodu klesá. Tato vlastnost se pak statisticky významně ukázala i u difference spotřeby dehydrovaných polévek. V kategorii bujónů pozorujeme naopak pozitivní důchodovou elasticitu (ovšem s nižší statistickou významností). První difference ceny instantních potravin se ukázala jako

negativní determinanta poptávky. Modely poptávky po bujónech se jeví celkově nevýznamně. Diference spotřeby dehydrovaných polévek souvisí pozitivně s diferencí ceny bujónů a negativně s diferencí vlastní ceny, mzdou a diferencí indexu tržeb v restauracích. Mediální aktivita neměla stejně jako v modelech s ročními daty významný vliv na spotřebu instantních potravin. Kvartální data ukazují, že celkový pokles instantních potravin může být podporován podřadností tohoto statku, protože reálná mzda má za sledované období rostoucí tendenci. Je nutné upozornit, že zmiňovaná vlastnost podřadnosti se může lišit pro jednotlivé kategorie, které dohromady tvoří množinu instantních potravin. I přes zhoršenou možnost interpretace kvůli diferencím některých proměnných poskytují modely kvartálních dat kvalitnější datovou základnu pro analýzu poptávky po instantních potravinách, především z důvodu většího počtu pozorování. Nevýhodou těchto modelů je absence proměnných zohledňujících vývoj biopotravin, které mohou mít, jak ukázaly roční modely, výrazný vliv na vývoj trhu instantních potravin.

Nakonec analýza poptávky po produkci konkrétního kupujícího prokázala výrazný vztah mezi spotřebou instantních potravin výrobce A a cenami jeho a konkurenční produkce. V poptávce po instantních potravinách výrobce A se ukázal vliv ceny konkurenta C v absolutní hodnotě vyšší než vliv vlastní ceny, což se standardně nepředpokládá. Toto zjištění podtrhuje hypotézu, že je spotřeba na trhu instantních potravin citlivá na vývoj cen jednotlivých konkurentů. Spotřeba bujónů je ve větší míře ovlivňována vlastní cenou, než cenou konkurence. To je ovšem, alespoň částečně, způsobeno i diferencí cen konkurenční produkce. Model spotřeby dehydrovaných polévek je téměř celý zatížen diferencemi proměnných, což znesnadňuje interpretaci jeho výstupů. V tomto modelu se jako v jediném statisticky významně projevila mzda průměrného spotřebitele.

Na trhu instantních potravin delší dobu přetrvává klesající trend celkové spotřeby. Výdaje na tuto spotřebu stagnují. Ovšem prostor pro kompenzaci snižující se naturální spotřeby zvyšováním cen se výrobcům, zdá se, zmenšuje. Přímý odhad vlastní cenové elasticity poptávky po instantních potravinách jsem bohužel nebyl schopen získat. Výsledky mé analýzy ale ukazují, že instantní potraviny lze chápat jako podřadný statek a že existuje reálná možnost přesunu spotřebitelských preferencí směrem k alternativním způsobům stravování (především biopotraviny a zdravá výživa). Druhý

a významnější argument, který dokládá, že zvyšování ceny není dlouhodobě výhodná strategie zvyšování tržeb, lze spatřit ve výsledcích odhadu poptávky po instantních potravinách jednoho výrobce. Ty totiž ukazují, že spotřeba instantních potravin výrobce A je v silném negativním vztahu s vlastní cenou a pozitivním vztahu s cenou konkurenční produkce. Zvyšování ceny za těchto podmínek by s nejvyšší pravděpodobností vedlo k přesunu spotřebitelů ke konkurenci a ke snížení tržního podílu zdražujícího výrobce.

ZÁVĚR

Cílem práce bylo analyzovat trh instantních potravin především z poptávkové strany. Tento trh zaznamenává znatelný pokles po relativně dlouhou dobu. Analýza determinant poptávky po instantních potravinách může pomoci lépe pochopit příčiny tohoto trendu.

V práci jsem nejprve definoval trh instantních potravin a popsal trendy na tomto trhu. V práci byla analyzována kategorie instantních potravin a dále její dvě významné podmnožiny, kterými jsou bujóny a dehydrované potraviny. V teoretické části práce jsem odvodil modely poptávky po instantních potravinách a model poptávky po instantních potravinách konkrétního výrobce. Zmíněn byl i oligopolní charakter trhu s instantními potravinami.

Empirická část práce těží především z využití skenovaných dat za prodeje instantních potravin na maloobchodním trhu. Analýza ročního datového vzorku ukázala potenciální význam biopotravin a obecněji zdravého způsobu stravování a jeho negativní vliv na spotřebu instantních potravin. Omezený datový vzorek bohužel limitoval tuto analýzu. Modely poptávky instantních potravin založené na kvartálních datech indikují, že instantní potraviny mají charakter podřadného statku. Důchodová elasticita instantních potravin byla -0,6295. Nakonec jsem zkoumal poptávku po instantních potravinách konkrétního výrobce. V rámci této analýzy jsem ukázal významný vliv vlastní ceny i konkurenčních cen na spotřebu instantních potravin konkrétního výrobce. Ukázalo se, že vliv ceny konkurenčního výrobce byl v absolutní hodnotě dokonce vyšší než vliv vlastní ceny. Na základě mých zjištění jsem také došel k závěru, že zvyšování ceny není vhodná strategie stabilizace/zvyšování tržeb při klesající naturální spotřebě.

Práce otevřela novou, dosud nestudovanou oblast, která si zaslouží další pozornost. Nastínila i mnoho zajímavých témat k další analýze. Významnou výzvou je analýza vývoje preferencí v rámci spotřeby potravin. Je zřejmé, že právě měnící se preference spotřebitelů mohou být klíčové při analýze poklesu na trhu instantních potravin. Další možné rozvinutí výzkumu spočívá v rozšíření datového vzorku o nové, nebo lépe definované vysvětlující proměnné, především v oblasti substitutů a komplementů instantních potravin. Hlubší analýza trendu zdravého stravování by byla také užitečná.

Vhodné rozšíření tohoto výzkumu vidím i v prodloužení časových řad a rozšíření počtu pozorování případně v nelineárních modelech poptávky po instantních potravinách. Možnosti jsou i v odlišných identifikačních strategiích modelování poptávky po potravinách.

PŘEHLED POUŽITÝCH ZDROJŮ A LITERATURY

- ADKINS, L. C. (2014). Using gretl for Principles of Econometrics, 4th Edition. Dostupné online: <http://www.learneconometrics.com/gretl/using_gretl_for_POE4.pdf>
- BAGEWELL, K. (2005). The Economics of Advertising. *Columbia Economics Discussion Paper Series*, Discussion Paper No.: 0506-01.
- BECKER, G. S. (1965). A Theory of the Allocation of Time. *The Economic Journal*, 75(299), 493-517.
- COMANOR, W. S. and WILSON, T. A. (1979). The Effect of Advertising on Competition: A Survey. *Journal of Economic Literature*, 17(2), 453-476.
- CORTEZ, R. and SENAUER, B. (1996). Taste Changes in the Demand for Food by Demographic Groups in the United States: A Nonparametric Empirical Analysis. *American Journal of Agricultural Economics*, 78(2), 280-289.
- COTTERILL, R. W. (1994). Scanner Data: New Opportunities for Demand and Competitive Strategy Analysis. *Agricultural and Resource Economics Review*, 23 (October), 125-139.
- DAVIES, J. E. (1994). Giffen Goods, the Survival Imperative, and the Irish Potato Culture. *Journal of Political Economy*, 102(3), 547-565.
- HÄCKNER, J. (1999). A Note on Price and Quantity Competition in Differentiated Oligopolies. Stockholm University Working Paper. Citace 29. 7. 2014. Dostupné online: <http://www2.ne.su.se/paper/wp99_09.pdf>
- HARMSTON, F. K. and HINO, H. (1970). An Intertemporal Analysis of the Nature of Demand for Food Products. *American Journal of Agricultural Economics*, 52(3), 381-386.
- KOKOSKI, M. F. (1986). An Empirical Analysis of Intertemporal and Demographic Variations in Consumer Preferences. *American Journal of Agricultural Economics*, 68(4), 894-907.
- LEJNAROVÁ, Š., RÁČKOVÁ, A. a ZOUHAR, J. (2009). Základy ekonometrie v příkladech. Vysoká škola ekonomická v Praze: Nakladatelství Oeconomica. ISBN 978-80-245-1564-9.

- POPKIN, B. M., GUILKEY, D. K. and HAINES, P. S. (1989). Food Consumption Changes of Adult Women between 1977 and 1985. *American Journal of Agricultural Economics*, 71(4), 949-959.
- SINGH, N. and VIVES, X. (1984). Price and Quantity Competition in a Differentiated Duopoly. *The RAND Journal of Economics*, 15(4), 546-554.
- SONG, H., LIU, X. and ROMILLY, P. (1997). A Comparative Study of Modelling the Demand for Food in the United States and the Netherlands. *Journal of Applied Econometrics*, 12(5), Special Issue: The Experiment in Applied Econometrics, 593-608.
- STIGLER, G. J. and BECKER, G. S. (1977). De Gustibus Non Est Disputandum. *The American Economic Review*, 67(2), 76-90.
- TOBIN, J. (1950). A Statistical Demand Function for Food in the U.S.A.. *Journal of the Royal Statistical Society. Series A (General)*, 113(2), 113-149.
- WARD, M. B., SHIMSHACK, J. P., PERLOFF, J. M. and HARRIS, J. M. (2002). Effects of the Private-Label Invasion in Food Industries. *American Journal of Agricultural Economics*, 84(4), 961-973.
- WOOLDRIDGE, J. M. (2002). Introductory Econometrics: A Modern Approach, 2nd Edition. South-Western. ISBN-13: 978-0324113648.

DALŠÍ POUŽITÉ ZDROJE

- Ústav zemědělské ekonomiky a informací. (2014). Statistická šetření ekologického zemědělství - Zpráva o trhu s biopotravinami v ČR. Přístup 17. 7. 2014. Dostupné online:
<http://eagri.cz/public/web/file/306458/Zprava_o_trhu_s_biopotravinami_za_rok_2012_final.pdf>
- Ministerstvo zemědělství ČR. Základní statistické údaje ekologického zemědělství k 31. 12. 2013. Přístup 31. 7. 2014. Dostupné online:
<http://eagri.cz/public/web/file/308851/Statistika_EZ_zakladni_31._12._2013.pdf>
- Zákon č. 110/1997 Sb., o potravinách a tabákových výrobcích a o změně a doplnění některých souvisejících zákonů.
- Zákon č. 235/2004 Sb., o dani z přidané hodnoty.
- Vyhláška Ministerstva zemědělství ČR č. 419/2000 Sb.