

Česká zemědělská univerzita v Praze

Provozně ekonomická fakulta

Katedra ekonomiky



Diplomová práce

Modelování komoditní vertikály másla

Šárka Šimunková

© 2019 ČZU v Praze

ČESKÁ ZEMĚDĚLSKÁ UNIVERZITA V PRAZE

Provozně ekonomická fakulta

ZADÁNÍ DIPLOMOVÉ PRÁCE

Bc. Šárka Šimunková

Podnikání a administrativa

Název práce

Modelování komoditní vertikály másla

Název anglicky

Modelling Commodity Chain of Butter

Cíle práce

Hlavním cílem práce je analyzovat procesy v komoditní vertikále másla a určit hlavní determinanty na úrovni výrobce, zpracovatele a spotřebitele pomocí nástrojů ekonometrického modelování.

Dílí cíle:

- analýza trhu s mlékem a máslem
- sestavení modelů a jejich kvantifikace
- ověření kvality modelů na základě verifikačních procesů
- prognózování budoucího vývoje

Metodika

Po prostudování a sběru informací týkajících se zejména komoditní vertikály mléka z příslušných tištěných i elektronických odborných zdrojů proběhne analýza těchto dat a jejich následné zpracování. S využitím teoretických východisek budou sestaveny ekonometrické modely charakterizující vazby mezi jednotlivými ukazateli, které budou dále odhadovány a podrobeny verifikačním procesům. Při splnění všech předpokladů bude provedena ex-ante prognóza na jednotlivých úrovních vertikály.

Aplikované metody:

- Regresní a korelační analýza
- Ekonometrické modelování
- Prognostické metody

Doporučený rozsah práce

70 str.

Klíčová slova

determinanty vývoje, ekonometrický model, komoditní vertikála, máslo, mléčné výrobky, mléko

Doporučené zdroje informací

- ABRAHAMOVÁ, Miluše, Iveta BOŠKOVÁ a Petr NOVOTNÝ. Přehled ekonomiky a trhů významných komodit ŽV – mléka a hovězího masa a komodity RV – obilovin: [sborník ze semináře : zaměřený na lepší orientaci v dalším podnikání zemědělců, pro zlepšení nebo upevnění jejich postavení na trhu a k lepší připravenosti na budoucí podobu SZP]. Praha: Institut vzdělávání v zemědělství, 2010. ISBN 978-80-87262-08-5.
- CIPRA, T. *Finanční ekonometrie*. Praha: Ekopress, 2008. ISBN 978-80-86929-43-9.
- DOUGHERTY, C. *Introduction to econometrics*. Oxford: Oxford University Press, 2011. ISBN 978-0-19-956708-9.
- HANČLOVÁ, J. *Ekonometrické modelování : klasické přístupy s aplikacemi*. Praha: Professional Publishing, 2012. ISBN 978-80-7431-088-1.
- NOVÁK, Petr. Ekonomické souvislosti formování výrobní vertikály mléka v soudobém agrobyznysu. Brno, 2007. Disertační práce. Mendelova univerzita v Brně, Provozně ekonomická fakulta.
- PELIKÁN, J. – HUŠEK, R. *Aplikovaná ekonometrie : teorie a praxe*. Praha: Professional Publishing, 2003. ISBN 80-86419-29-0.

Předběžný termín obhajoby

2019/20 LS – PEF

Vedoucí práce

doc. Ing. Michal Malý, Ph.D.

Garantující pracoviště

Katedra ekonomiky

Elektronicky schváleno dne 27. 2. 2019

prof. Ing. Miroslav Svatoš, CSc.

Vedoucí katedry

Elektronicky schváleno dne 1. 3. 2019

Ing. Martin Pelikán, Ph.D.

Děkan

V Praze dne 08. 09. 2019

Čestné prohlášení

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

V Praze dne 6. 4. 2020

Poděkování

Ráda bych touto cestou poděkovala doc. Ing. Michalu Malému, Ph.D. za velkou ochotu, rychlé reakce a za čas, který mi věnoval. Především ale za cenné rady, bez kterých by se tato práce neobešla. Díky patří také rodině a blízkým, kteří mi poskytli nepostradatelnou podporu.

Modelování komoditní vertikály másla

Abstrakt

Tato diplomová práce se zabývá komoditní vertikálou másla. Cílem bylo analyzovat vztahy a procesy ve vertikále a určit hlavní determinanty na úrovni výrobce, zpracovatele a spotřebitele. K dosažení cílů bylo využito nástrojů ekonometrického modelování. Těmito nástroji se zabývá metodická část, která popisuje stěžejní pojmy a postupy ekonometrického modelování. Literární rešerše shrnuje teoretické poznatky o komoditní vertikále, analyzuje situaci na trhu s mlékem a máslem a popisuje minulý vývoj. Dále také zkoumá mezinárodní obchod a dopad regulací na mléčný trh. Ve vlastní části práce bylo sestaveno pět ekonometrických modelů, první z nich je model spotřeby másla. Další tři modely zkoumají základní ceny výrobní vertikály, a to cenu zemědělských výrobců mléka, cenu průmyslových výrobců másla a spotřebitelskou cenu másla v jednorovnicových modelech. Nakonec je vytvořen simultánní model cenové transmise. V rámci výzkumných hypotéz došla práce k závěru, že v komoditní vertikále převažuje nabídkově orientovaný přístup, a spotřeba másla je nejvíce ovlivněna spotřebitelskou cenou másla. Byla také vytvořena prognóza ex ante pro všechny tři cenové úrovně. V červnu roku 2020 by měla být průměrná měsíční cena zemědělských výrobců mléka 9,62 Kč za litr, cena průmyslových výrobců másla 164,6 Kč za kg a spotřebitelská cena másla 231,08 Kč za kg.

Klíčová slova: cena zemědělských výrobců, cena průmyslových výrobců, spotřebitelská cena, ekonometrický model, komoditní vertikála, máslo, mléčné výrobky, mléko, parametry, produkce, spotřeba, trh

Modelling Commodity Chain of Butter

Abstract

This thesis is interested in the commodity chain of butter. The aim of the thesis was to analyse the relationships and processes in the commodity chain and to determine the key factors at the level of the manufacturer, practitioner and consumer. The tools of econometric modelling were used in order to achieve the aim of the thesis. The empirical part of the thesis deals with these tools and describes the key terms and proceedings of econometric modelling. The background research summarizes the theoretical findings about commodity chain, analyses the market situation of milk and butter and describes past development. The background research is further interested in international market and the impact of regulations on milk market. In the empirical part, five econometric models were drafted. The first one is the model of butter consumption; the following three models examine the basic prices of product vertical. More specifically, it is interested in agronomic and industrial milk manufacturers price and in the consumer price. Finally, the simultaneous model of price transmission was created. The research outcome is that in the commodity chain the proposal-oriented approach prevails, and that milk price is mostly influenced by the consumer price of butter. An ex ante prognosis was created for all three price levels. In June 2020 the average agronomic manufacturer monthly price of milk should be 9.62 CZK per litre, the industrial manufacturer price of butter should be 164.6 CZK and the consumer price of butter should be 231.08 CZK per kilogram.

Keywords: agronomic manufacturer price, industrial manufacturer price, consumer price, econometric model, commodity chain, butter, dairy products, milk, parameters, production, consumption, market

Obsah

1 Úvod.....	13
2 Cíl práce.....	15
3 Metodika	16
3.1 Ekonometrické modelování	17
3.1.1 Ekonometrický model.....	17
3.1.2 Data.....	20
3.1.3 Specifikace a kvantifikace modelu	22
3.2 Lineární regresní model	22
3.2.1 Běžná metoda nejmenších čtverců.....	29
3.2.2 Testování hypotéz	29
3.3 Verifikace a aplikace modelu.....	30
3.3.1 Verifikace.....	30
3.3.2 Aplikace	33
3.4 Simultánní model	35
4 Teoretická východiska	37
4.1 Agrobyznys a agrární trh.....	37
4.1.1 Trhy agrárního sektoru.....	38
4.1.2 Fungování agrárního trhu.....	39
4.2 Regulace mléčného trhu	40
4.3 Vývoj cen	41
4.4 Mezinárodní obchod.....	43
4.4.1 Zahraníční obchod s mléčnou surovinou	44
4.4.2 Export a import másla.....	45
4.5 Komoditní vertikála	47
4.5.1 Výrobní vertikála v zemědělství	47
4.5.2 Zemědělská prvovýroba.....	48
4.5.3 Zpracovatelský průmysl a produkce másla.....	52
4.5.4 Distribuce konečnému spotřebiteli	55
5 Vlastní práce	57
5.1 Vymezení vertikály másla.....	57
5.2 Spotřební model	58
5.2.1 Stacionarita dat	59
5.2.2 Odhad parametrů modelu.....	62
5.2.3 Verifikace.....	62
5.2.4 Elasticita.....	65

5.2.5	Shrnutí.....	66
5.3	Produkční model.....	67
5.4	Jednorovnicové cenové modely	67
5.4.1	Model ceny zemědělských výrobců.....	71
5.4.2	Model ceny průmyslových výrobců.....	78
5.4.3	Model spotřebitelské ceny	83
5.4.4	Shrnutí cenových modelů.....	89
5.5	Simultánní cenový model.....	90
5.5.1	První rovnice	91
5.5.2	Druhá rovnice.....	92
5.5.3	Třetí rovnice	93
5.5.4	Redukce modelu.....	94
5.5.5	Elasticita.....	98
5.5.6	Prognózování	100
5.5.7	Shrnutí simultánního cenového modelu.....	107
6	Závěr.....	109
7	Seznam použitých zdrojů.....	113
8	Přílohy	118

Seznam obrázků

Obrázek č. 1	- Základní struktura agrobiznisu	38
Obrázek č. 2	- Export a import mléka a mléčných výrobků v roce 2018.....	44
Obrázek č. 3	- Tok komoditní vertikály másla.....	58
Obrázek č. 4	- Výsledky Dickey-Fullerova testu pro spotřebu másla	60
Obrázek č. 5	- Korelogram pro spotřebu másla	60
Obrázek č. 6	- Průběh grafů spotřeby másla	61
Obrázek č. 7	- Odhad modelu spotřeby másla	62
Obrázek č. 8	- Test heteroskedasticity pro model spotřeby másla.....	62
Obrázek č. 9	- Test autokorelace pro model spotřeby másla	63
Obrázek č. 10	- Test normality reziduí pro model spotřeby másla	63
Obrázek č. 11	- Test multikolinearity pro model spotřeby másla	64
Obrázek č. 12	- Odhad modelu CZV mléka.....	74
Obrázek č. 13	- Test heteroskedasticity pro model CZV mléka	74
Obrázek č. 14	- Test normality pro model CZV mléka	75
Obrázek č. 15	- Test autokorelace pro model CZV mléka.....	75
Obrázek č. 16	- Test kolinearit pro model CZV mléka.....	76
Obrázek č. 17	- Odhad modelu CPV másla	79
Obrázek č. 18	- Test heteroskedasticity pro model CPV másla.....	80
Obrázek č. 19	- Test normality pro model CPV másla	80
Obrázek č. 20	- Test kolinearit pro model CPV másla	81

Obrázek č. 21 - Test autokorelace pro model CPV másla	81
Obrázek č. 22 - Odhad modelu SC másla	84
Obrázek č. 23 - Test autokorelace pro model SC másla	85
Obrázek č. 24 - Test heteroskedasticity pro model SC másla	85
Obrázek č. 25 - Test normality reziduí pro model SC másla.....	86
Obrázek č. 26 - Test kolinearity pro model SC másla	86
Obrázek č. 27 - Rovnice CZV mléka simultánní model	91
Obrázek č. 28 - Verifikace 1. rovnice simultánního modelu	92
Obrázek č. 29 - Rovnice CPV másla simultánní model	92
Obrázek č. 30 - Verifikace 2. rovnice simultánního modelu	93
Obrázek č. 31 - Rovnice SC másla simultánní model	93
Obrázek č. 32 - Verifikace 3. rovnice simultánního modelu	94

Seznam tabulek

Tabulka č. 1 - Export a import mléčných výrobků 2018	45
Tabulka č. 2 - Stavby skotu k 1. 4. v letech 2010–2019	49
Tabulka č. 3 - Produkce mléka dle krajů	51
Tabulka č. 4 - Koeficienty pružnosti spotřební model.....	66
Tabulka č. 5 - Koeficienty pružnosti model CZV mléka.....	77
Tabulka č. 6 - Koeficienty pružnosti model CPV másla	82
Tabulka č. 7 - Koeficienty pružnosti model SC másla	88
Tabulka č. 8 - Matice Beta.....	95
Tabulka č. 9 - Matice Gama.....	95
Tabulka č. 10 - Matice Multiplikátoru.....	95
Tabulka č. 11 - Koeficienty pružnosti CZV mléka simultánní model.....	98
Tabulka č. 12 - Koeficienty pružnosti CPV másla simultánní model	99
Tabulka č. 13 - Koeficienty pružnosti SC másla simultánní model	99

Seznam grafů

Graf č. 1 - Závěry Durbin-Watsonova testu	27
Graf č. 2 - Vývoj cen mléka a másla v letech 2013–2019	42
Graf č. 3 - Vývoj spotřebitelských cen másla v letech 1989–2018	43
Graf č. 4 – Export a import másla a ostatních mléčných tuků.....	46
Graf č. 5 - Vývoj stavu dojnic v r. 2004–2018	50
Graf č. 6 - Průměrná roční dojivost v r. 2004-2018.....	50
Graf č. 7 - Srovnání objemu výroby plnotučného, polotučného a odtučněného mléka.....	52
Graf č. 8 - Vývoj produkce másla a mléčných pomazánek	54
Graf č. 9 – Průměrná spotřeba másla na obyvatele v letech 1996-2018.....	56
Graf č. 10 - Graf normality reziduí pro model spotřeby másla.....	63
Graf č. 11 - Ceny zemědělských výrobců mléka	68
Graf č. 12 - Ceny průmyslových výrobců másla	69
Graf č. 13 - Spotřebitelské ceny másla	70

Graf č. 14 - měsíční CZV mléka v letech 2017-2018	71
Graf č. 15 - měsíční SC másla v letech 2017-2018.....	71
Graf č. 16 - Graf normality reziduí pro model CZV mléka	75
Graf č. 17 – Graf normality reziduí pro model CPV másla	80
Graf č. 18 - Graf normality reziduí pro model SC másla.....	86
Graf č. 19 - Ex post CZV mléka 1	101
Graf č. 20 - Ex post CZV mléka 2	101
Graf č. 21 - Ex post CPV másla 1	102
Graf č. 22 - Ex post CPV másla 2	103
Graf č. 23 - Ex post SC másla 1	103
Graf č. 24 - Ex post SC másla 2	104
Graf č. 25 - Ex ante CZV mléko	105
Graf č. 26 - Ex ante CPV máslo.....	106
Graf č. 27 - Ex ante SC máslo.....	107

Seznam použitých zkratk

BMNČ.....	Běžná metoda nejmenších čtverců
CPV.....	Cena průmyslových výrobců
CZV.....	Cena zemědělských výrobců
c.p.....	Ceteris paribus
ČSÚ.....	Český statistický úřad
DNMČ.....	Dvoustupňová metoda nejmenších čtverců
HAC.....	Heteroskedasticity and autocorrelation consistent estimator
M.A.P.E.....	Mean Absolute Percentage Error
MNČ.....	Metoda nejmenších čtverců
MSR.....	Model simultánních rovnic
MZe.....	Ministerstvo zemědělství
SC.....	Spotřebitelská cena
SZIF.....	Státní zemědělský intervenční fond

1 Úvod

Máslo, které je velmi oblíbeným potravinovým produktem u nás i ve světě, patří mezi základní mléčné produkty. Nejstarší důkazy poukazují na skutečnost, že již před 2 000 lety naši předkové máslo používali jako přísadu do nejrůznějších masťů, až později se začalo vnímat jako pochoutka na čerstvý chléb. Výroba probíhala v dřevěných máselnicích, v nichž se stloukala smetana sesbíraná ze zkyslého mléka, a tehdejší hospodyňky stála poměrně velké fyzické úsilí.

Nyní se však výrobní proces transformoval z výroby ruční na výrobu strojovou, produkce již není realizována v kilogramech, ale v tunách, a dnešní technologie ji velmi urychlily, aniž by došlo ke ztrátě kvality. Podle dat z Českého statistického úřadu z let 2014–2017 spotřebuje obyvatel České republiky v průměru přibližně 5,4 kg másla ročně. Tento mléčný produkt, vyráběný z koncentrovaného mléčného tuku, se v posledních letech nejen v České republice těší nadměrnému zájmu médií a emocím ze strany obyvatelstva, především kvůli rapidnímu zvýšení jeho ceny.

Komodita mléko má nezastupitelné postavení na trhu potravin a je jednou z nejvýznamnějších komodit živočišné výroby. Patří k důležitým zdrojům lidské výživy a člověk se s ním setkává již v raném stádiu svého života. Potravina nabízí svým obsahem komplexní celek výživových látek, a to bílkoviny, tuky, sacharidy, spektrum vitamínů, vápník a další důležité minerální látky. Je jednou ze základních surovin zemědělského původu, v současnosti je nejčastěji produkováno kravské mléko, dále pak především buvolí, kozí, či ovčí.

Samotné zemědělství ČR je značně ovlivněno vstupem do Evropské unie, a to především Společnou zemědělskou politikou, která se mimo jiné zaměřuje na rozvoj zemědělství a venkova a zabezpečení životní úrovně zemědělců. Společný trh přinesl rozšířené příležitosti odbytu do členských zemí, zároveň ale také zvýšenou konkurenci danou dovozem ostatních států. Komoditní vertikála mléka byla zasažena tzv. mléčnými kvótami, které byly bezpochyby jedním s nejvýznamnějších opatření na trhu s mlékem. Každé členské zemi bylo stanoveno množství vnitrostátní produkce, jež bylo rozděleno mezi zemědělce, a které bylo nutné v určitém období dodržet. Tyto kvóty měly zamezit nadprodukcí mléka vyspělejších zemí, a tím zajistit i méně rozvinutým státům možnost realizace své produkce na trh.

Kvóty byly v roce 2015 úplně zrušeny z důvodu flexibilnější reakce producentů na zahraniční poptávku (především v Asii a Africe), došlo tedy k uvolnění obchodu s mlékem mezi členskými zeměmi, což vedlo k neregulované velkoobjemové produkci. Spolu s ruským embargem na dovoz potravin zapříčinilo zrušení kvót rychlý pokles výkupních cen mléka českých chovatelů mléčného skotu. Celoevropskou krizi v mléčném sektoru následně Evropská unie kompenzovala finančními podporami pro chovatele dojných krav.

Tok komoditní vertikály mléka začíná prvovýrobou u zemědělských podniků a pokračuje přes zpracovatelský průmysl (mlékárny) ke konečnému výrobku (v této práci je pozornost zaměřena právě na máslo) a jeho distribuci konečnému spotřebiteli. Pokud dojde k dílčím změnám na některé z úrovní komoditní vertikály, důsledky se projeví i v navazujících stupních daného řetězce. Proto je nutné pohlížet na celý proces produkce, zpracování a spotřeby jako na celek. Jednotlivé stupně vertikály jsou ovlivňovány celou řadou proměnných, jejich vliv odhalí ekonometrická analýza. Téma má rozšířit spektrum znalostí od teoretických poznatků z oblasti zemědělství přes praktické znalosti z oblasti ekonometrie, která využívá statistiku, matematiku a ekonomii a propojuje téma diplomové práce se studovaným ekonomickým oborem. Při zpracování tématu budou využity a prohloubeny vědomosti ze zmíněných oborů již získané v uplynulém studiu na Provozně ekonomické fakultě.

2 Cíl práce

Hlavním cílem práce je analyzovat procesy v komoditní vertikále másla, a určit hlavní determinanty na úrovni výrobce, zpracovatele a spotřebitele. Toho bude docíleno pomocí nástrojů ekonometrického modelování.

Pro dosažení hlavního cíle je nutno splnit řadu dílčích cílů:

- Analýza trhu s mlékem a máslem
- Sestavení modelů a jejich kvantifikace
- Ověření kvality modelů na základě verifikačních procesů
- Prognózování budoucího vývoje

Nejprve je nutno popsat nejdůležitější elementy a nástroje ekonometrického modelování, které budou později ve vlastní práci využívány. Poté bude podrobně analyzován trh komoditní vertikály mléka a finálního mléčného výrobku, kterým je v této práci máslo. Po shrnutí metodických postupů a teoretických poznatků o vztazích ve vertikále bude možno přejít k samotnému modelování. Nejprve budou sestaveny ekonomické a ekonometrické modely a bude provedena jejich kvantifikace. Následovat bude ekonomická, statistická a ekonometrická verifikace, díky čemuž bude ověřena kvalita modelů a možnost jejich dalšího využití. U vybraných modelů bude provedena prognóza, tedy bude predikován budoucí vývoj na trhu komoditní vertikály másla.

Pro výzkum byly stanoveny následující hypotézy:

- H1: Změny ve spotřebě másla jsou nejvíce ovlivňovány změnami spotřebitelské ceny másla.
- H2: Mezi jednotlivými cenovými úrovněmi vertikály másla převažuje poptávkově orientovaný přístup

Tyto hypotézy budou potvrzeny či vyvráceny v kapitole 5 Vlastní práce.

3 Metodika

V první části této diplomové práce budou na základě studia odborné literatury definovány stěžejní pojmy, metody a postupy ekonometrického modelování. Dále bude provedena analýza komoditní potravinové vertikály másla a jejích jednotlivých článků napříč celým řetězcem od produkce mléka až po spotřebu končeného výrobku másla.

Na základě teoretických východisek budou sestaveny modely vystihující procesy v dané komoditní vertikále a popisující vazby mezi ukazateli a vliv různých proměnných na zkoumaný jev. Každý model bude mít svou ekonomickou a ekonometrickou podobu a bude tvořen exogenními proměnnými a jednou nebo více endogenními proměnnými. Po sběru dat ve formě časových řad proběhne odhad modelu pomocí metody nejmenších čtverců. Statistická závislost mezi sledovanými znaky bude posuzována na základě regresní a korelační analýzy. Nadále bude model podroben ekonomické, statistické a ekonometrické verifikaci. Pro statistickou verifikaci bude využit t-test a korigovaný koeficient vícenásobné determinace. V rámci ekonometrické verifikace bude testována homoskedasticita pomocí Whiteova testu, normalita rozdělení Chí-kvadrát testem a autokorelace reziduí pomocí Breusch-Godfreyova testu.

Všechny testy budou prováděny na hladině významnosti pro $\alpha = 0,05$, přičemž bude využito vyslovených hypotéz a jejich následných ověřování. Verifikovaný, a tedy prakticky využitelný model, bude na závěr aplikován v oblasti prognostických metod. Pomocí ex-post analýzy budou ověřeny prognostické vlastnosti, s využitím analýzy ex-ante poté prognózován budoucí vývoj. Veškeré výše zmiňované testování bude realizováno s využitím statistického softwarového programu Gretl, případně s využitím funkcí aplikace Microsoft Excel.

3.1 Ekonometrické modelování

Ekonometrie je ekonomický obor, který se zabývá aplikací matematické statistiky a nástrojů statistické inference k empirickému měření vztahů předpokládaných ekonomickou teorií. Statistika, ekonomická teorie a matematika je nezbytnou součástí ekonometrie a podmínkou pro skutečné pochopení kvantitativních vztahů (Greene, 2003). Ukázat, že vztah mezi proměnnými, které byly vypořádány v reálném životě, skutečně existuje, a kvantifikovat ho, je možné právě pomocí ekonometrie. Je to vědecká disciplína, která aplikuje metody kvantifikující kauzální vztahy na reálných ekonomických údajích. Ekonometrii tvoří odhad parametrů v ekonomických vztazích, testování ekonomických teorií a prognózování ekonomických ukazatelů na základě statistických metod (Lukáčiková, 2008). Definice dle Wooldridge (2013) tvrdí, že ekonometrie je založená na zdokonalování statistických metod používaných na odhad ekonomických vztahů, testování ekonomických teorií a hodnocení a implementaci vládní a hospodářské politiky. Nejčastější aplikací ekonometrie je predikce významných ekonomických proměnných.

3.1.1 Ekonometrický model

Model obecně je popisován jako zjednodušené zobrazení skutečnosti. Ekonomický model je nejčastěji reprezentován pomocí rovnice a obsahuje endogenní a exogenní proměnné, které jsou mezi sebou propojeny logickými vazbami. Tato rovnice je obecným ekonomickým modelem a popisuje vztahy mezi ekonomickými proměnnými, přesná funkční podoba těchto vztahů vychází z dané ekonomické teorie. Ekonometrický model vychází z ekonomického a převádí ho do podoby, která se dá pomocí ekonometrických nástrojů analyzovat. Ekonometrický model zahrnuje oproti ekonomickému modelu navíc funkční formu, parametry a stochastickou proměnnou.

Ekonometrický model je systém rovnic, který slouží k analýze a kvantifikaci ekonomických vztahů. Jeho konstrukce je založená na zkoumání statistických údajů v čase a prostoru. Je nástrojem zkoumání a měření kvantitativních vztahů mezi ekonomickými veličinami. (Klas, 1979).

Dle Cipry (2008) lze konstrukci ekonometrického modelu rozdělit do následujících kroků:

1. **Ekonomická teorie** – zahrnuje předchozí studii a jednoznačnou formulaci problému, který chceme řešit.

2. **Formulace odhadnutelného teoretického modelu** – teoretický model musí být formulován v souladu s ekonomickou teorií.
3. **Sběr dat** – data musí být čerpána ze spolehlivých zdrojů.
4. **Odhad modelu** – odhad parametrů většinou pomocí vhodného softwaru, ověření předpokladů vyžadovaných zvolenou odhadovou metodou.
5. **Statistická verifikace** – ověření pomocí statistického testu, že odhadnutý model je kompatibilní s použitými daty, v případě neúspěchu přeformulování modelu, revize kroků 2, 3 a 4.
6. **Interpretace modelu** – posouzení souladu odhadnutého modelu s realitou, v případě nesouladu nutno opět revidovat předchozí kroky.
7. **Použití modelu pro analýzu problému** – potvrzení hypotéz, konstrukce předpovědí, výsledkem může být i doporučení určité akce.

Konstrukci ekonometrického modelu často doprovází metoda „pokus a omyl“, kdy finální podoba modelu může být zcela odlišná od počáteční představy (Cipra, 2008).

Proměnné a parametry

Ekonometrický model vyjadřuje pomocí rovnic závislost jednotlivých proměnných, každá rovnice vysvětluje vývoj jedné proměnné. Model obsahuje proměnné a parametry, přitom každá proměnná má svůj parametr. Odlišovány jsou dva základní typy proměnných, a to endogenní a exogenní, dále pak stochastická neboli náhodná proměnná.

Endogenní proměnná má charakter vysvětlované proměnné, je tedy vysvětlována modelem, jímž je také generována její hodnota. Je závislá na exogenních proměnných. Označována je písmenem y , přitom počet těchto proměnných udává počet rovnic zahrnutých v modelu. K písmenu y se dále přidávají indexy, které umožní jednoznačnou identifikaci proměnné, tedy proměnná označená jako y_{it} bude vyjadřovat i -tou endogenní proměnnou v čase t . Endogenní proměnné mohou do modelu vstupovat zároveň jako vysvětlující proměnné v jiných rovnicích modelu.

Kromě základních endogenních proměnných se mohou v modelu vyskytovat také zpožděné endogenní proměnné. Vyjadřují působení těchto proměnných v čase, přesněji působení

v minulých obdobích. Použijí se, pokud hodnoty endogenní proměnné ovlivňují hodnoty z minulosti té samé proměnné. Jde tedy o proměnnou vysvětlující. Označení $y_{i(t-2)}$ vyjadřuje, že se jedná o i -tou endogenní proměnnou v čase $t-2$, tedy o dvě období dříve nežli v běžném období.

Exogenní proměnné vstupují do modelu vždy jako vysvětlující proměnné, jimiž jsou vysvětlovány změny právě endogenních proměnných. Nabývají hodnot vymezených ekonomickým prostředím a jsou označovány písmenem x . Obecně platí, že čím víc exogenních proměnných je zahrnuto, tím je model přesnější, avšak musí být zahrnuty pouze relevantní proměnné (Tvrdoň, 2001).

Stejně jako u endogenních proměnných jsou využívány také zpožděné exogenní proměnné. Taková proměnná může být označena například jako $x_{i(t-1)}$ a vyjadřuje zpožděnou hodnotu i -té exogenní proměnné o jedno období před obdobím t . Zpožděné endogenní proměnné, exogenní a zpožděné exogenní proměnné se souhrnně nazývají jako predeterminované proměnné.

Ekonometrický model obsahuje mimo exogenních a endogenních proměnných ještě **stochastickou proměnnou**. Tato náhodná složka „*reprezentuje náhodné chyby, které vznikají například vynecháním či opomenutím některé důležité vysvětlující proměnné, nepřesnou specifikací analytického či matematického tvaru modelu, neanticipovatelným, tj. náhodným charakterem chování ekonomických subjektů, časovou, průřezovou nebo prostorovou agregací dat, nepřesností při měření proměnných apod.*“. Stochastická proměnná je označována písmenem u a její kvantitativní vyjádření lze získat odečtením teoretické hodnoty proměnné \hat{y} od skutečné hodnoty proměnné y (Hušek, 2007).

Může se stát, že některá z proměnných, kterou bychom chtěli zahrnout do modelu, je kvalitativní povahy a nelze ji měřit numericky. Typický je příklad, kdy chceme zjistit, zda má pohlaví respondenta vliv na vysvětlovanou proměnnou (Dougherty, 2011). Dále nás může zajímat, jestli model ovlivňuje skutečnost, zda respondent pracuje či nepracuje. Jelikož proměnné nelze vyjádřit kvantitativně, je nutné vytvořit umělou tzv. **dummy proměnnou**. Ta má podobu nula jednotkového vektoru, kde nabývá hodnoty 1 pro označení přítomnosti daného jevu a hodnoty 0 pro ostatní pozorování (Greene, 2003). Dummy proměnná se také často používá k vyrovnání sezónnosti zatížených čtvrtletních či měsíčních údajů (Hušek, 1976).

Odvození hodnoty parametrů a směru jejich působení je jedním z dílčích cílů ekonometrické analýzy. Parametry exogenních proměnných se označují γ s příslušným indexem, který označuje umístění v rovnici a pořadí proměnné, parametry vysvětlovaných endogenních proměnných se označují β rovněž příslušným indexem (Tvrdoň, 2013). Rozlišovány jsou dva druhy parametrů, strukturální a stochastické. Strukturální jsou ty, které tvoří strukturu modelu, tedy parametry exogenních a endogenních proměnných. Stanovení těchto parametrů docílíme ekonometrickým modelováním, hodnoty parametrů predeterminovaných proměnných určují směr a intenzitu působení na vysvětlovanou proměnnou (Gujarati, 2011). Stochastické parametry doprovází náhodné proměnné a vyjadřují základní charakteristiky rozložení náhodných složek jako např. rozptyl, střední hodnota nebo kovariance. Stochastické parametry rozložení náhodných složek se stejně jako strukturální odhadují ze zjištěných hodnot endogenních a predeterminovaných proměnných a jsou testovány na základě statistické indukce (Hušek, 1976).

Dynamizace modelu

Z hlediska zahrnutí faktoru času lze modely dělit na statické a dynamické. Statické jsou takové, které změny proměnných v čase nezachycují, tedy vše proběhlo v jednom okamžiku. Jelikož ve vnějším prostředí, které model obvykle charakterizuje, je poměrně výrazná dynamika vztahů mezi jednotlivými proměnnými, a reakce ekonomických veličiny na změny často vyžadují čas, je většinou nutná dynamizace modelu.

Nejčastější způsoby dynamizace (Hušek, 1992):

- Zahrnutí zpožděné proměnné
- Vložení časového vektoru x_t jako nové proměnné
- Použití diferencovaných proměnných – diference může být relativní, postupná, bazická či podle průměru
- Vložení dummy proměnné

3.1.2 Data

Ekonometrické modelování začíná již sběrem a uspořádáním adekvátních statistických dat. Data dělíme na kvantitativní a kvalitativní.

Dále lze podle Hančlové (2012) analyzovaná data klasifikovat do tří skupin:

- časové řady
- průřezová data
- panelová data

Časové řady jsou tvořené množinou naměřených hodnot proměnné nebo skupiny proměnných v různém čase. Údaje, které tvoří časovou řadu, by měly být nasbírané v pravidelných a shodných časových intervalech. Jelikož budoucí vývoj většiny ekonomických veličin vyplývá z jejich vývoje v minulosti, je časový horizont významným faktorem při jejich analýze (Lukáčiková, 2008). Časová řada je tvořena daty, která jsou v čase chronologicky uspořádána, cílem její analýzy je většinou konstrukce odpovídajícího modelu (Cipra, 1986).

Průřezová data jsou výběr hodnot pozorovaných ve stejný časový okamžik přes určitý populační celek. Obvykle není důležité jejich uspořádání a lze je libovolně přeskupovat. Může se jednat například o analýzu výkonu podniků příslušného odvětví v určitém časovém období (Cipra, 2008).

Panelová data jsou kombinací časových a průřezových dat. *„Vznikají opakovaním výběrového šetření s daným programem u stejného souboru respondentů v různých obdobích“* (Hušek, 2007).

Stacionarita časových řad

Stacionarita je obvyklým předpokladem pro většinu technik analýzy časových řad. Pokud jsou časové řady proměnných nestacionární, neměly by být v regresi použity. Před samotným modelováním je proto vhodným postupem transformace proměnných do podoby stacionárních řad (Němec, 2009).

Význam slova stacionarita evokuje něco stabilního, chovajícího se stabilně. Je-li tento pojem vztažen na časové řady, lze ho vysvětlit tak, že časová řada je stacionární, jestliže se chová stabilně (Martinková, 2012). Koncept stacionarity a nestacionarity souvisí s absencí či přítomností trendu, přičemž nestacionární časové řady jsou ty, které obsahují jednotkový kořen. Takové řady obsahují stochastický trend, pokud však provedeme diferenci těchto řad, bude výsledná časová řada stacionární. Z tohoto důvodu jsou nazývány jako diferencně stacionární (Němec, 2009).

3.1.3 Specifikace a kvantifikace modelu

Konkrétní formulace modelu do jisté míry záleží na schopnostech ekonometra spojit informace o řešeném problému, který je předmětem kvantitativní analýzy, s teoretickými poznatky. Disponibilní statistická data musí odpovídat proměnným zahrnutým do modelu v souladu s výchozími teoretickými předpoklady. Často je lepší volbou poměrně jednoduše specifikovaný model, než složitý propracovaný model, jehož data, která jsou k dispozici, neposkytují možnost získat adekvátní odpovědi na otázky ohledně zkoumané problematiky. V praxi se nejčastěji volí takový postup, kdy výchozí varianta modelu je specifikována v co nejjednodušší podobě, dále se pak model na základě výsledků testování modifikuje a zdokonaluje, např. přibývá počet zahrnutých proměnných, či dochází ke změně analytické formy.

Kvantifikace slouží k odhadu numerických hodnot parametrů modelu, včetně těch stochastických, pomocí náležitých odhadových ekonometrických postupů. Kromě specifikace modelu ji předchází především shromáždění a úprava adekvátních statistických dat (Hušek, 2007).

3.2 Lineární regresní model

Nástrojem, který nám umožňuje kvantifikovat dosud neznámé parametry ekonometrického modelu, je vícenásobná regresní analýza. Je jedním z nejdůležitějších prostředků ekonometrického modelování, kdy jsou kvantifikovány neznámé parametry nejjednoduššího ekonometrického modelu. V jednoduchém lineárním regresním modelu je vysvětlující proměnná y lineárním vztahem vysvětlující proměnné x (Hančlová, 2012).

Předpoklady LRM

Hančlová (2012) uvádí následující klasické předpoklady lineárního regresního modelu:

1. Lineární regresní model je lineární v parametrech.
2. Hodnoty nezávisle proměnných x_i jsou stálé a nenáhodné.
3. Střední hodnota náhodné složky se rovná nule.
4. Homoskedasticita (konstantní rozptyl náhodné složky).
5. Náhodné složky z různých skupin nejsou korelovány, tedy nejsou na sobě sériově závislé.

6. Kovariance mezi náhodnou složkou u_i a proměnnou x_i je nulová.
7. Počet pozorování n je větší než počet parametrů regresního modelu.
8. Regresní model je správně specifikován.
9. Normální rozdělení náhodné složky u_i . (Hančlová, 2012).

Pokud jsou splněny uvedené předpoklady, odhadnuté parametry ekonometrického modelu mají požadované vlastnosti, tj. jsou nestranné, nejlepší a konzistentní.

- Nejlepší (eficientní) – ve srovnání s ostatními alternativními modely má model menší, nebo nejvýše stejný rozptyl.
- Nestranný – odhad není systematicky nadhodnocen ani podhodnocen, jeho střední hodnota se rovná hodnotě odhadnutého parametru.
- Konzistentní – S rostoucím počtem pozorování odhad čím dál více odpovídá realitě (Hančlová, 2012).

Homoskedasticita

Předpoklad homoskedasticity udává, že rozptyl náhodné složky u_i podmíněné vysvětlujícími proměnnými je konstantní. Náhodná složka u_i má stejný rozptyl vzhledem k jakýmkoli hodnotám vysvětlujících proměnných. Jinými slovy, rozptyl náhodné složky je stejný pro všechny kombinace výsledných hodnot vysvětlujících proměnných. Pokud tento předpoklad selže, pak model vykazuje heteroskedasticitu, která je nežádoucí (Wooldridge, 2013).

Podle Hančlové (2012) mezi nejčastější příčiny heteroskedasticity patří výskyt odlehlých pozorování, chybná specifikace modelu, chyby v měření dat a nevhodná transformace dat. Tento problém se týká především těch modelů, které jsou sestaveny z průřezových dat, objevit se však může i v modelech časových řad.

Analýza a testování heteroskedasticity nejčastěji začíná grafickou analýzou, poté je podle charakteristického vývoje funkční závislosti měnícího se rozptylu reziduí testován adekvátním testem. Může být využit například Spearmanův test, Whiteův zobecněný test, Breuch-Pagan test, Goldfeldův-Quandův test a další.

Spearmanův test korelace pořadí je vhodný pro malé i velké výběrové soubory a aplikuje se na rezidua, která jsou vypočtena na základě OLS metody. Nejprve jsou chronologicky uspořádány absolutní hodnoty reziduí a poté je dle vztahu č. 3.1 vypočten jednoduchý párový koeficient korelace pořadí. V tomto vztahu d_i vyjadřuje difference v pořadí odpovídajících dvojic pořadových čísel $|e_i|$ a X_i . Pokud se hodnoty blíží jedné, je přítomnost heteroskedasticity potvrzena (Hušek, 2007).

$$r_{ex} = 1 - \frac{6\sum d_i^2}{n(n^2-1)} \quad (3.1)$$

Kde d_idiference reziduí a pozorování
 npočet pozorování

Pro využití Breusch-Pagan testu je nutné znát regresory LRM. Nulová hypotéza předpokládá, že parametry jsou rovny nule a tím pádem je dosaženo homoskedasticity. Testovací statistika je vyjádřena následujícím vztahem (Němec, 2009):

$$LM = n \cdot R_e^2 \sim \chi^2(k) \quad (3.2)$$

Kde npočet pozorování
 kpočet parametrů
 χchí-kvadrát rozdělení s (k) stupni volnosti

Zobecněním Breusch-Paganova testu je Whiteův test, pomocí něhož lze kromě heteroskedasticity zjišťovat i jiné chyby specifikace modelu. Nulová hypotéza je stanovena stejně jako u BP testu. Při malém počtu pozorování nemá tento test příliš velkou vypovídací schopnost. Whiteův test využívá následujícího vztahu (Fiala, 2008).

$$n * R^2 \approx \chi^2(k - 1) \quad (3.3)$$

Kde npočet pozorování
 kpočet parametrů
 χchí-kvadrát rozdělení s (k) stupni volnosti

V případě zjištění statisticky významné heteroskedasticity lze problém zmírnit nebo odstranit pomocí vážené metody nejmenších čtverců. Nejdříve se každé pozorování vydělí jeho hodnotou rozptylu, vzniklé upravené časové řady se pak použijí k odhadu transformovaného modelu (Dougherty, 2011). Pokud heteroskedasticita v reziduální složce odhadnutého regresního modelu není odstraněna, vznikají negativní dopady na odhady regresních parametrů a vlastnosti odhadových funkcí, tedy metoda nejmenších čtverců již neposkytuje spolehlivé odhady (Hančlová, 2012).

Autokorelace

Autokorelace reziduální složky spočívá v sériové závislosti náhodné složky na svých zpožděných hodnotách (Hančlová, 2012). Dochází k ní nejčastěji tak, že regresní model je kvantifikován pomocí dat vyjádřených v časových řadách a vykazuje tzv. autokorelovanost reziduí, kdy složka u_i je korelována se svými zpožděnými a budoucími hodnotami. Pro časově uspořádané veličiny je totiž korelovanost v čase poměrně běžná, přičemž předpona „auto“ se používá proto, že se tato závislost odehrává v rámci jedné časové řady. K autokorelaci může dojít ale i v případě modelu kvantifikovaném pomocí průřezových dat (Cipra, 2008).

Podle Krkoškové (2009) mezi základní příčiny autokorelace patří:

- Setrvačnost ve vývoji ekonomických veličin – u makroekonomických časových řad je obvyklá setrvačnost v dlouhodobém vývoji, hodnoty v čase jsou silně závislé na minulých hodnotách (např. export, HDP, měnové agregáty).
- Chyby měření – nepřesná výběrová data se promítají do náhodné složky.
- Chybná specifikace modelu – pokud je např. použita nevhodná funkční forma regresního modelu, či dojde k opomenutí relevantní vysvětlující proměnné.
- Nesprávně transformovaná výběrová data – např. očišťováním, detrendováním či jinou transformací, což je opět promítnuto do reziduální složky.
- Chybně nastavené zpoždění u exogenních proměnných – vysvětlující proměnné nezahrnují adekvátně zpožděné veličiny.

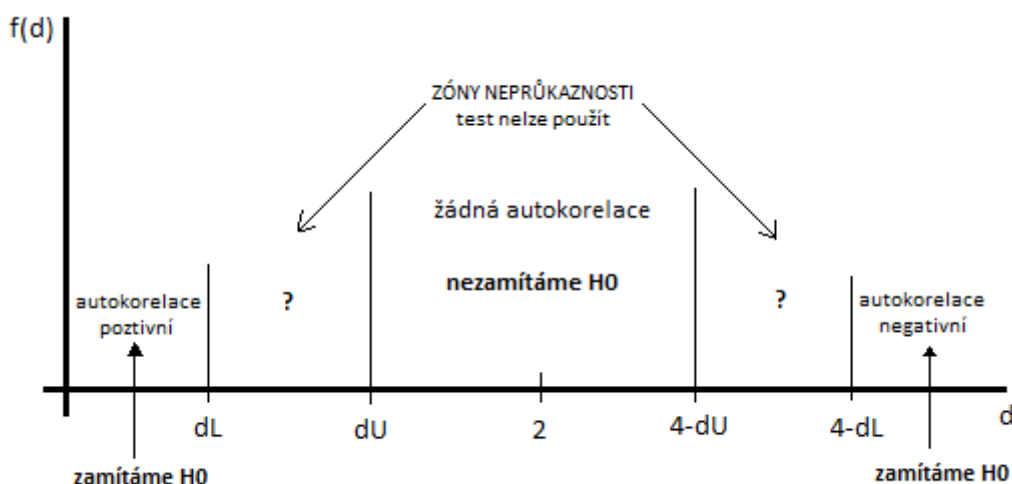
Nejjednodušším typem je autokorelace prvního řádu, kdy náhodná složka závisí na své zpožděné hodnotě o jedno období. Výskyt autokorelace lze analyzovat prostřednictvím

grafických testů, a to například pomocí XY bodového grafu, dále pak prostřednictvím sofistikovaného testu – Durbin-Watsonova testu. Testování zahrnuje v prvním kroku formulaci hypotéz, kdy H_0 tvrdí, že autokorelace 1. řádu není významná, dále výpočet testovací statistiky DW dle vzorce č. 3.4, kde u_t vyjadřuje náhodnou složku v čase t (Cipra, 2008).

$$DW = \frac{\sum_{t=2}^n (u_t - u_{(t-1)})^2}{\sum_{t=1}^n u_t^2} \quad (3.4)$$

Tento test je poměrem součtu čtverců rozdílů, které po sobě následují, k reziduálnímu součtu čtverců. Alternativními testy pro autokorelaci vyššího řádu jsou Godfrey či Breuch-Godfrey test (Hušek, 1992).

Posledním krokem je potvrzení či zamítnutí nulové hypotézy pomocí následujícího grafu č. 1, kde d_L představuje horní mez a d_U dolní mez. Jestliže $DW < d_L$ nebo $DW > 4 - d_L$, potom nulová hypotéza je zamítnuta, vypočtená hodnota se nachází v kritické oblasti a je potvrzena statisticky významná autokorelace reziduální složky 1. řádu. Pokud se hodnota nachází v zóně neprůkaznosti, nebo také v tzv. šedé zóně, nelze rozhodnout o přijetí či zamítnutí nulové hypotézy a test není možné použít. V případě, že hodnota se nachází v intervalu $\in \langle d_U, 4 - d_U \rangle$, potom je nulová hypotéza potvrzena, autokorelace není statisticky významná (Cipra, 2008).



Graf č. 1 - Závěry Durbin-Watsonova testu
 Zdroj: Vlastní zpracování dle Cipra, 2018

Jestliže autokorelace reziduální složky existuje, odhady regresního modelu jsou nestranné a konzistentní, nemají minimální rozptyl a nejsou asymptoticky vydatné. Odhadnutý rozptyl je vychýlený a testování hypotéz pomocí intervalu spolehlivosti ztrácí vypovídací schopnost (Hančlová, 2012). V případě potvrzení autokorelovanosti reziduí je možné použít odhady pro zobecněný model lineární regrese (Cipra, 2008).

Normalita

Normalita předpokládá, že rezidua mají normální rozdělení, tj. nulovou střední hodnotu a konstantní rozptyl. Je testováno, zda rozdělení není zešikmeno k jedné straně. Nulová hypotéza je stanovena jako normální rozdělení náhodné složky. Normální rozdělení reziduální složky je testováno pomocí chí kvadrát testu dobré shody. Testovací statistiku lze vyčíslit z následujícího vztahu:

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^k \frac{(n_j - np_j)^2}{np_j} \quad (3.5)$$

Hodnota veličiny χ^2 je následně porovnána s kritickou hodnotou příslušného rozdělení chí kvadrát na požadované hladině významnosti. Překročí-li hodnota testovací statistiky kritickou hodnotu, nulová hypotéza o normálním rozdělení je zamítnuta (Hušek, 2007).

Multikolinearita

Jedním z klasických předpokladů, jehož splnění je nezbytné pro reálný odhad parametrů lineárního regresního modelu metodou nejmenších čtverců, je lineární nezávislost všech sloupců matice X (Hušek, 2007). Problém multikolinearity nastává, pokud jsou některé nebo všechny proměnné navzájem velmi silně korelovány. V tom případě má regresní model problém určit, jakou z vysvětlujících proměnných je ovlivňována závisle proměnná. Projevuje se nízkými hodnotami t-statistik a vysokými p-hodnotami. Intervaly spolehlivosti korelovaných proměnných jsou velmi široké a obvykle dochází k závěru, že koeficienty jsou nevýznamné a proměnné by měly být z modelu odstraněny. Může také dojít k situaci, kdy všechny parametry jsou považovány za statisticky nevýznamné, avšak koeficient determinace R^2 je přitom poměrně vysoký a statisticky významný. To znamená, že všechny vysvětlující proměnné dohromady dostatečně vysvětlují chování vysvětlované proměnné, ale kvůli multikolinearitě nelze rozhodnout, která z nich chování závisle proměnné vlastně vysvětluje (Němec, 2009).

V ekonometrické praxi může nastat i takový případ, kdy jsou sloupce regresní matice X lineárně závislé, např. tentýž regresor omylem použijeme dvakrát, jednou jako x_2 , a podruhé jako $x_3 = 1000 x_2$ (Cipra, 2008). To znamená, že jednu z vysvětlujících lze vyjádřit jako lineární kombinaci jiné vysvětlující proměnné (Hušek, 2007). Taková situace se označuje jako perfektní multikolinearita, tento extrémní případ perfektní lineární závislosti se však vyskytuje zřídka (Cipra, 2008).

Pro zjištění existence vysoké multikolinearity v modelu se používá párová korelační matice, která je ve tvaru:

$$X^T X' \quad (3.6)$$

Kde X je matice normalizovaných vektorů, které jsou získány dle:

$$x'_{it} = \frac{x_{it} - x_i}{\bar{n} \cdot \sigma_{x_i}} \quad , t=1 \dots n, i=1 \dots k \quad (3.7)$$

Kde x_{it} hodnota i-té vysvětlující proměnné v čase t

x_i průměr vysvětlující proměnné

σ_{x_i} směrodatná odchylka

npočet pozorování (Hušek, Walter, 1976).

3.2.1 Běžná metoda nejmenších čtverců

Nejpoužívanější odhadovou metodou k určování numerických hodnot parametrů jednorovnicového lineárního modelu z jednoho pozorování všech jeho proměnných je běžná metoda nejmenších čtverců (BMNČ), označována také jako metoda OLS (z anglického *ordinary least squares*). Tato metoda je vyznačována výhodou poskytování odhadů s optimálními vlastnostmi i pro malé výběry pozorování, a taktéž jednoduchým výpočetním postupem při určení hodnot parametrů (Hušek, 2007).

Podstatou BMNČ je hledání takových parametrů, jejichž součet čtverců odchylek teoretických hodnot vysvětlovaných proměnných je minimální (Gujarati, 2015). Pro použití metody nejmenších čtverců musí být splněny předpoklady lineárního regresního modelu (LRM). Dalšími přístupy k odhadu parametrů LRM mohou být např. metoda maximální věrohodnosti ML, či zobecněná metoda momentů GMM (Cipra, 2008). Odhad parametrů je prováděn pomocí vzorce 3.8, kde γ značí vektor odhadovaných parametrů, X je matice vysvětlujících proměnných a y je vektor vysvětlované proměnné (Hindls, Seger, 2007).

$$\gamma = (X^T X)^{-1} X^T y \quad (3.8)$$

3.2.2 Testování hypotéz

Vedle odhadu parametrů jsou další důležitou oblastí statistické indukce metody testování statistických hypotéz (Hušek, 1976). Statistickou hypotézou je vyjádřen určitý předpoklad o parametrech nebo tvaru rozdělení zkoumaného znaku. Je vypočtena testová statistika, která se porovnává s kritickou hodnotou. Leží-li hodnota testovací statistiky v kritické oblasti, je zamítnuta hypotéza H_0 , která byla učiněna pro určitý neznámý parametr základního souboru. Alternativně je většinou k dispozici příslušná p -hodnota, z které je možné přímo rozhodnout o nezamítnutí či zamítnutí nulové hypotézy H_0 (Němec, 2009).

Může se stát, že testovací statistika nabývá hodnot z kritické oblasti i tehdy, je-li H_0 pravdivá. V tom případě dochází k chybě prvního druhu. Naopak přijmeme-li H_0 , ačkoliv ve skutečnosti pravdivá není, vzniká chyba druhého druhu. Žádoucí je vždy minimalizace chyb obojího druhu, avšak zmenší-li se rozsah kritické oblasti s cílem snížení

pravděpodobnosti chyb prvního druhu, dojde k růstu pravděpodobnosti chyb druhého druhu (Hušek, 1976). Kritický obor je volbou kritické hodnoty nastaven tak, aby chyba prvního druhu mohla nastat pouze s předem zvolenou pravděpodobností α , která je označována jako tzv. hladina významnosti. Obvykle se volí $\alpha = 0,05$, nebo $0,01$, tj. pětiprocentní či jednaprocentní hladina významnosti. V praxi to může znamenat například pětiprocentní pravděpodobnost, že nulová hypotéza bude zamítnuta neoprávněně (Cipra, 2008). Zamítnutím hypotézy H_0 je přijata alternativní hypotéza, která je obvykle označena jako H_1 .

3.3 Verifikace a aplikace modelu

3.3.1 Verifikace

Po provedení odhadu ekonometrického modelu musí být ověřeno, zda jsou odhadnuté parametry v souladu s požadovanými statistickými charakteristikami. Verifikace se dělí na ekonomickou, statistickou a ekonometrickou (Seddighi, 2000).

Ekonomická verifikace

Ekonomická verifikace odhadnutého modelu je důležitá pro ekonomickou interpretaci a využitelnost výsledků kvantifikace a je prováděna na základě apriorních ekonomických kritérií či omezení. Ověřuje se správnost znamének a velikost číselných hodnot odhadnutých parametrů, tedy zda jsou získané výsledky v souladu s předpoklady týkajícími se znamének a hodnot jednotlivých parametrů (Hančlová, 2012). Pokud odhad sedí s očekáváním, je možné jej interpretovat ve shodě s teoretickými ekonomickými předpoklady. Odhadnutý ekonometrický model se tak stává adekvátním zjednodušeným zobrazením zkoumaného ekonomického problému či systému.

Pokud znaménka nebo velikost hodnot odhadnutých parametrů neodpovídají výchozím ekonomickým předpokladům, model nebo jeho jednotlivé rovnice musí být specifikovány jiným způsobem, popřípadě by měla být přezkoumána reálnost teoretických východisek. Příčinou mohou být např. neadekvátní empirická data použitá pro odhad modelu, dále také nesplnění některých předpokladů nutných pro použití konkrétních ekonometrických metod (Hušek, 2007).

Statistická verifikace

Statistická verifikace využívá metody statistické indukce, které na základě vlastností výběrového souboru zobecňují tvrzení o vlastnostech základního souboru (Lukáčiková, 2008). Posuzuje statistickou reálnost odhadnutých parametrů jednotlivě i ekonometrického modelu jako celku. Využívá statistických kritérií neboli statistických testů, s jejichž pomocí je ověřována přesnost nebo významnost výsledků kvantifikace. Nejčastěji používaná kritéria statistické verifikace jsou standardní chyby odhadnutých parametrů, koeficient vícenásobné determinace a testy statistické významnosti. Ekonomická verifikace má vždy prioritu před statistickou, neboť odhadnuté parametry, jejichž znaménka nebo hodnoty jsou v rozporu s teoretickými ekonomickými kritérii, není možné přijmout i přesto, že jsou statisticky významné (Hušek, 2007).

Koeficient determinace

Základní kritérium při posuzování odhadu regresního modelu sleduje koeficient vícenásobné determinace. Tento koeficient vyjadřuje stupeň vysvětlení celkové změny endogenní proměnné y působením všemi nezávislými proměnnými modelu současně (Hančlová, 2012). Jedná se o kritérium shody odhadnutého lineárního modelu s empirickými daty, určuje tedy kvalitu odhadnuté rovnice (Hušek, 2007). Využívá reziduálního součtu čtverců, na jehož minimalizaci je OLS metodika založena a je vypočten na základě vztahu č. 3.9, kde S^2_u je reziduální rozptyl a S^2_y je teoretický rozptyl.

$$R^2 = 1 - \frac{S^2_u}{S^2_y} \quad (3.9)$$

Koeficient determinace se pohybuje v intervalu od nuly do jedné. Pokud $R^2 = 1$, potom všechna pozorování leží přímo na regresní přímce. Jestliže $R^2 = 0$, tehdy ani jedno pozorování neleží na odhadnuté regresní přímce, veškeré informace zůstávají nevysvětleny a odhadnutý regresní model nemá smysl (Hančlová, 2012). Čím vyšší je tedy hodnota vícenásobného koeficientu determinace, tím více model odpovídá naměřeným datům, naopak čím blíže je jeho hodnota nule, tím méně se model pro daná data hodí (Cipra, 2008). Po vynásobení stem je R^2 mírou, která vyjadřuje, z kolika procent jsou změny závisle proměnné vysvětleny působením všech nezávisle proměnných modelu (Hušek, 1976).

R^2 má jisté nedostatky, které spočívají především v neadekvátní reakci na změny počtu pozorování v regresním modelu. Z tohoto důvodu se v praxi používá častěji tzv. korigovaný (nebo také adjustovaný) koeficient determinace (Hančlová, 2012). U malých výběrových souborů je korigovaný koeficient determinace zpravidla menší než R^2 a dokonce může nabývat i záporných hodnot, v tom případě je jeho hodnota interpretována jako nulová (Hušek, 2007). Korigovaný R^2 lze vyjádřit pomocí následujícího vzorce č. 3.10, kde n je počet pozorování a k je počet stupňů volnosti.

$$\overline{R^2} = 1 - (1 - R^2) \frac{n-1}{n-k} \quad (3.10)$$

Testování významnosti

Při testování významnosti parametrů je třeba splnit předpoklad normálního rozdělení náhodných složek s nulovými středními hodnotami a kovarianční maticí (vztah č. 3.11).

$$u \sim N(0; \delta^2 I_n) \quad (3.11)$$

Nejčastěji je k testování významnosti odhadnutých parametrů používán t-test. Na diagonále kovarianční matice jsou vyjádřeny odmocniny odhadů rozptylů (vztah č. 3.12).

$$s_{bj}^2 = s^2 x^{ij} \quad (3.12)$$

Tyto hodnoty jsou zároveň odhady standardních chyb bodových odhadů b_j a platí pro ně následující vztah č. 3.13.

$$s_{bj} = s \sqrt{x^{ij}} \quad (3.13)$$

Nediagonální prvky vyjadřují odhadnuté kovariance dvojic bodových odhadů (vztah č. 3.14).

$$cov(b_i b_j) = s^2 x^{ij} \quad (3.14)$$

Testovací kritérium je pak dáno vztahem č. 3.15. Tento poměr má pro každé j tzv. Studentovo t-rozdělení s $n-(k+1)$ stupni volnosti (Fiala, 2008).

$$t_j = (b_j - \beta_j) / s_{bj} \quad (3.15)$$

Pomocí testovací statistiky (X) lze testovat hypotézy týkající se skutečné hodnoty libovolného regresního parametru β_j . Zpravidla je volena pětiprocentní hladina významnosti, $\alpha = 0,05$. Platí-li pravidlo č. 3.16, potom zamítneme nulovou hypotézu ve prospěch alternativní hypotézy na pětiprocentní hladině významnosti, v opačném případě je nulová hypotéza přijata (Hušek, 2007).

$$|t_j| > t^*_{\alpha/2} \quad (3.16)$$

Ekonometrická verifikace

Ekonometrická verifikace ověřuje podmínky nutné k úspěšné aplikaci konkrétních ekonometrických metod či testů. Ekonometrická kritéria slouží k testování statistických testů, jejich prostřednictvím se zkoumá platnost či oprávněnost použití statistických kritérií, a to především v případě malého rozsahu výběru pozorování. Pokud nejsou dodrženy předpoklady potřebné pro aplikaci určitého odhadového postupu, odhady parametrů ztrácejí některé optimální vlastnosti, nebo statistické testy pozbývají platnosti a neposkytují reálné závěry. Ekonometrickými kritérii jsou např. testy autokorelace náhodné složky, testování normality či kritéria stupně multikolinearity vysvětlujících proměnných.

Vyhodnocení reálnosti odhadnutého modelu je velmi důležitou částí ekonometrické analýzy, jelikož k praktickému využití jsou vhodné pouze ty výsledky kvantifikace ekonometrického modelu, které vyhovují současně všem zmíněným kritériím (Hušek, 2007).

3.3.2 Aplikace

Každý ekonometrický model je vytvářen s určitým cílem, ať jde o strukturální analýzu, simulaci různých zkoumaných variant, či prognózu budoucího vývoje. Důvod konstrukce modelu přitom může, ale nemusí přímo ovlivňovat jednotlivé kroky postupu jeho vytváření.

Strukturální analýza

Analýzou struktury rozumíme použití odhadnutého modelu pro číselné vyjádření vztahů mezi analyzovanými proměnnými v modelu. Výsledkem jsou nejen přímo odhadnuté hodnoty parametrů, ale i z nich odvozené jiné ukazatele jako například elasticita, multiplikátor či jiné míry. Strukturální analýzu je možno nazvat poznávacím vědeckým cílem ekonometrie, neboť jde o pochopení jevů reálného světa na základě kvantitativního

měření, testování ekonomických vztahů a odvození těch charakteristik, které nejsou přímo pozorovatelné.

Simulace

Simulace alternativních zkoumaných variant patří do oblasti hodnocení hospodářské politiky. Při hodnocení variant lze prověřovat odpovědi, jako např. jak by reagovaly endogenní proměnné, pokud by se exogenní proměnná změnila o určitou hodnotu (Lukáčiková, 2008).

Prognózování

Jedním z hlavních cílů ekonometrického modelování je prognózování, popř. predikce či předpověď. Je to odhad zpravidla budoucích hodnot na základě znalosti minulých či přítomných hodnot, typický pro časové regresní analýzy. Obecně lze predikcí rozumět odhad očekávaných hodnot vysvětlované proměnné y pro pozorování, která nejsou součástí výběrového datového souboru (Hančlová, 2012).

Je rozlišována predikce *ex post* a *ex ante*, nebo také bodová a intervalová. Termín predikce je používán zejména pro extrapolaci modelu do budoucna (Hušek, 2007). V tom případě se jedná o predikci **ex ante**, což je podmíněná předpověď, jelikož pro predikované období či pozorování nejsou s jistotou známy hodnoty všech vysvětlujících proměnných a jsou také odhadovány (Hančlová, 2012). Předpovědi lze však označit i extrapolaci modelu do minulosti, poté se tedy jedná o retrospektivu či retropolaci (Hušek, 2007). Ta je označována jako predikce **ex post** a představuje předpověď vysvětlované proměnné s jistotou za predikované období za předpokladu znalosti hodnot všech vysvětlujících proměnných.

Bodová predikce je předpověď hodnoty vysvětlované proměnné jednou budoucí hodnotou pro určité období. **Intervalová predikce** předpovídá hodnotu stanovením intervalu spolehlivosti odhadu, jež zahrnuje skutečnou hodnotu predikované proměnné za předem požadované pravděpodobnosti (Hančlová, 2012).

V praxi musí být před samotným odvozením prognózy z ekonometrického modelu ověřeny prognostické vlastnosti jednotlivých rovnic. Prognostické vlastnosti lze nepřímou posoudit na základě následujícího rozboru (Tvrdoň, 2011):

1. Ekonomické interpretovatelnosti vypočtených parametrů
2. Multikolinearity mezi jednotlivými exogenními proměnnými
3. Těsnosti vzájemné závislosti endogenních a exogenních proměnných
4. Statistické významnosti parametrů
5. Autokorelace reziduí pomocí Durbin-Watsonova testu
6. Normovaných odchylek

Prognostické vlastnosti modelu lze vyjádřit pomocí normované odchylky, která je dána vztahem (Tvrdoň, 2011):

$$N_{it} = \frac{\hat{y}_{it} - y_{it}}{S_{yi}} \quad (3.17)$$

Kde: \hat{y}_{it}vyrovnaná hodnota i-té endogenní proměnné v čase t

y_{it}skutečná hodnota i-té endogenní proměnné v čase t

S_{yi}směrodatná odchylka i-té endogenní proměnné

Pokud N_{it} nabývá hodnoty 1, je možné tentýž výsledek získat při nahrazení hodnoty \hat{y}_{it} průměrem \bar{y}_{it} . V případě, že je hodnota N_{it} větší než 1, prognóza poskytuje horší výsledek, než kdyby byla nahrazena průměrem. Je-li N_{it} rovno nule, prognóza je shodná se skutečností. Ve formě kvadratických průměrů lze pak vyjádřit normovanou odchylku za jednotlivé endogenní proměnné v modelu, za každé období časové řady, nebo za celý model, a to dle vztahu č. 3.18 (Tvrdoň, 2011).

$$N = \sqrt{\frac{1}{g} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^g \sum_{t=1}^n N_{it}^2} \quad (3.18)$$

3.4 Simultánní model

Je-li několik endogenních proměnných vystupujících jak v roli vysvětlovaných, tak i vysvětlujících proměnných, zároveň determinováno soustavou lineárních nebo nelineárních vztahů, jedná se o model simultánních rovnic (MSR). V tom případě nejméně jedna jeho rovnice obsahuje více než jednu endogenní proměnnou, přitom celkový počet

různých endogenních proměnných v modelu je stejný jako počet lineárně nezávislých simultánních rovnic. Parametry jednotlivých rovnic je nutné odhadovat s přihlédnutím k informaci obsažené v ostatních rovnicích modelu. Jelikož MSR obsahuje mezi vysvětlujícími proměnnými i stochastické endogenní proměnné, není splněna jedna ze základních podmínek pro aplikaci běžné MNČ (Hušek, 2007).

V případě simultánního modelu je nutno provést fázi identifikace pro každou z rovnic, tj. zajistit řešitelnost, resp. jednoznačnost. Rozlišují se identifikované a neidentifikované (podidentifikované) stochastické strukturní rovnice, přičemž identifikovaná rovnice může být přesně identifikovaná či přeidentifikovaná. Podmínku identifikace vyjadřuje vzorec č. 3.19.

$$k^{**} \geq g^{*} - 1 \quad (3.19)$$

Kde:

k^{**} počet predeterminovaných proměnných nezahrnutých v dané rovnici

g^{*} celkový počet endogenních proměnných zahrnutých v dané rovnici

Jestliže platí rovnost tohoto vztahu, pak je rovnice přesně identifikovaná, v případě ostré nerovnosti je rovnice přeidentifikovaná. Pokud nerovnost neplatí, rovnice je podidentifikovaná a nelze u ní vůbec odhadnout strukturální parametry (Cipra, 2008).

K odhadu jednotlivých simultánních rovnic se nejčastěji využívá univerzální dvoustupňová metoda nejmenších čtverců, která se dá použít pro přesně identifikované či přeidentifikované rovnice. Jsou-li rovnice přesně identifikované, lze provést odhad modelu i běžnou metodou nejmenších čtverců, ale až po převedení modelu do redukovaného tvaru, ve kterém jsou všechny endogenní proměnné vysvětlovány pouze exogenními proměnnými (Hušek, 2007).

Pro zjišťování přítomnosti heteroskedasticity v simultánním modelu je na rozdíl od jednorovnicových modelů využíván Pesaran-Taylorův test.

4 Teoretická východiska

4.1 Agrobiznys a agrární trh

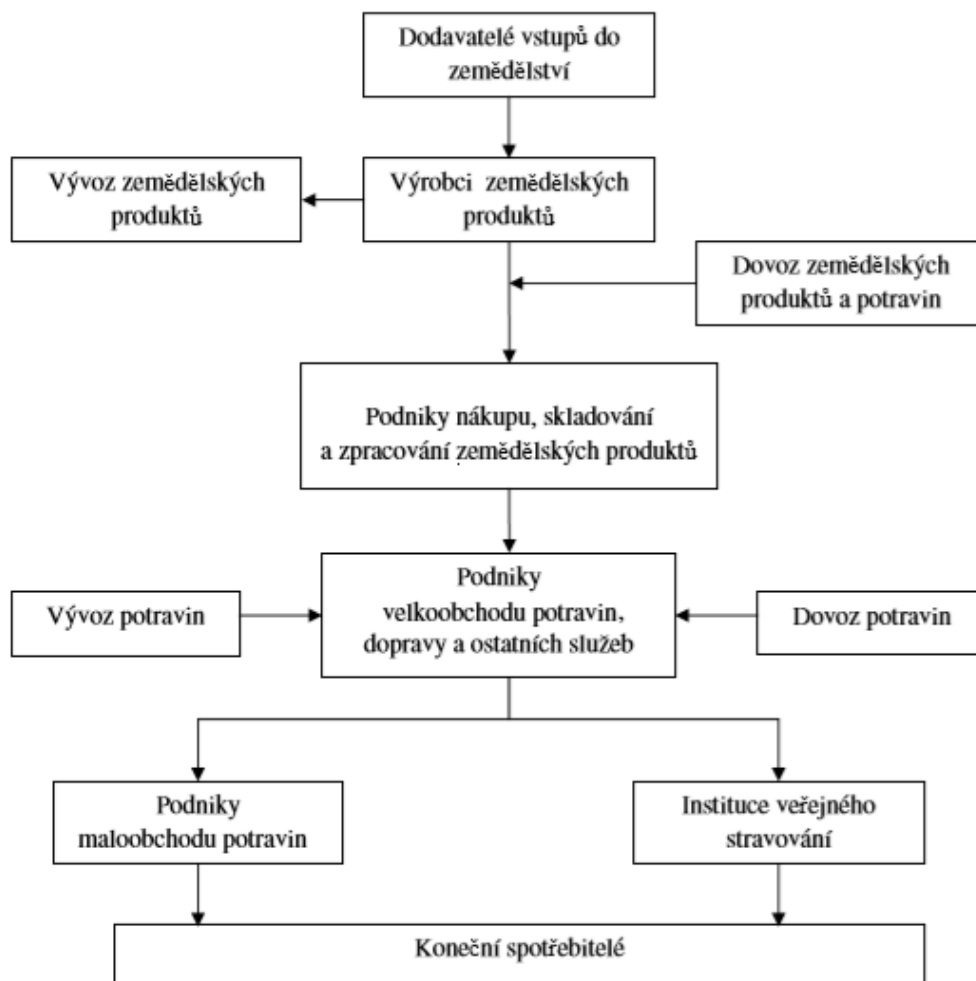
Zemědělství je hospodářský sektor zaměstnávající velkou část světové populace a je hlavním zdrojem potravy a příjmu pro mnoho lidí žijících v chudobě. Investice do zemědělství tedy nejsou jen jednou z nejdůležitějších strategií pro zlepšení potravinové bezpečnosti a pro podporu udržitelnosti, ale také pro hospodářský rozvoj mnoha zemí (Ares, 2019).

Agrobiznys lze definovat jako souhrn všech činností, které souvisejí se zpracováním a distribucí produktů vyrobených na farmě. Zahrnuje výrobní činnosti na farmě, dále také skladování, zpracování, dopravu a prodej zemědělských komodit a produktů z nich vyrobených. Teorie agrobiznisu tvoří rámec pro hodnocení vývoje zemědělství a dalších odvětví v současných podmínkách a zkoumá efektivní fungování celého systému výroby potravin, od užití přírodních zdrojů pro výrobu zemědělských produktů a jejich zhodnocení až do podoby žádané konečným spotřebitelem. Agrobiznys je tedy rozsáhlý řetězec institucí, vzájemných vztahů a vazeb mnoha podnikatelských subjektů a dalších institucí, které tento proces obsluhují. Představuje průřez množstvím ekonomických odvětví zapojovaných přímo či zprostředkovaně do procesů výroby potravin (Bečvářová, 2005).

Do agrárního sektoru v moderním pojetí lze začleňovat tyto odvětví (Bečvářová, 2001):

- a) zemědělská prvovýroba, vodní hospodářství a lesnictví
- b) potravinářský průmysl
- c) krmivářský průmysl
- d) služby pro zemědělství a potravinářství (nákup, zásobování, opravárenství, plemenářství, šlechtitelství a semenářství, výzkum, služby, poradenství atd.)
- e) dodavatelská odvětví vstupů do zemědělství a potravinářství (specializované strojírenství, energetika, chemie atd.) a veřejné stravování
- f) potravinářský obchod

Podle Bečvářové (2005) lze agrobiznys charakterizovat institucionálně a fyzickými vazbami následující strukturou:



Obrázek č. 1 - Základní struktura agrobiznysu

Zdroj: Bečvářová, 2005

4.1.1 Trhy agrárního sektoru

Agrární trh představuje místo, kde se jako na každém jiném trhu střetává nabídka s poptávkou. V agrárním sektoru se vyskytuje trh naturální, surovino-potravinářský, trh zemědělských výrobků a trh potravinářských výrobků.

Na trhu naturálním představují prodávajícího a kupujícího shodné subjekty, výrobce je současně spotřebitelem. Jedná se především o samozásobitelské hospodářství, tento druh je typický např. pro trh s vejci, ovocem či zeleninou.

Na trhu surovino-potravinářském představují prodávajícího zemědělství výrobci a kupujícího spotřebitelé, kteří dále surovinu upravují do potravinářského výrobku. V tomto případě se jedná o krátký a přímý distribuční kanál typický pro místní trhy. Typickými komoditami jsou ovoce a zelenina, brambory a vejce. Může se také jednat o sklizňový prodej, kdy spotřebitel sklízí dle vlastního výběru komodity přímo na farmě.

Na trhu zemědělských výrobků představují prodávajícího výrobci zemědělské suroviny, kupujícím jsou zpracovatelské podniky nebo nákupní organizace, jež uskutečňují prodej mezi sebou či s dalšími subjekty. Hlavními komoditami na tomto trhu jsou např. mléko a maso, které jsou zemědělskými podniky prodávány přímo mlékárenským či masným podnikům.

Na trhu potravinářských výrobků jsou prodávajícími potravinářské subjekty, kupujícími jsou z části přímo spotřebitelé, ale především obchodní podniky, které se následně stávají prodávajícími subjekty vůči spotřebitelům. Velkoobchodní prodej mezi potravinářskými a obchodními podniky je uskutečňován přímo nebo prostřednictvím velkoobchodu, kdy podniky nakupují potravinářské výrobky velkoobchodem a poté je prodávají podnikům v maloobchodní síti (Bečvářová, 2005).

4.1.2 Fungování agrárního trhu

Nesoulad mezi nabídkou a poptávkou na tomto trhu je významně ovlivněn množstvím specifíků, která jsou daná charakterem zemědělské výroby i spotřeby potravin. Poptávka po zemědělských produktech je odvozována od poptávky po finálních produktech, vyznačuje se nízkou cenovou a důchodovou pružností, jelikož spotřeba potravin má jisté hranice minimální a maximální spotřeby ovlivněné fyziologickými limity. Vyvolává tedy pouze malé změny v objemu spotřeby potravin, při růstu důchodů má podíl výdajů za potraviny z důchodů obyvatelstva v dlouhodobém vývoji klesající tendenci.

Nabídka na agrárním trhu reprezentuje souhrn rozhodnutí samostatných výrobců o produkci, ovlivňována je nepředvídatelnými změnami klimatu, kvalitou půdy apod. Výrobce je vystaven většímu riziku než v ostatních odvětvích. Nabídka je oproti poptávce kvůli sezónnímu charakteru výroby nerovnoměrná. Bývá rozložena plošně, zatímco poptávka je koncentrována především do velkých spotřebních center (Cibulková, 2010).

Fungování agrárního trhu je dle Bečvářové (2001) ovlivněno především:

1. rozmístěním a strukturou podnikatelských subjektů v zemědělské prvovýrobě
2. nízkou cenovou pružností poptávky po potravinách, je-li vysoký stupeň nasycenosti
3. nízkou cenovou pružností nabídky zemědělských produktů díky biologické determinaci
4. působením přírodních podmínek a meziročních výkyvů počasí
5. relativní nemobilitou práce v zemědělství
6. snížením podílu výdajů spotřebitelů za potraviny při současném růstu příjmů

4.2 Regulace mléčného trhu

Významné změny ekonomického prostředí v oblasti zemědělství způsobil vstup do Evropské unie. České zemědělství prochází od vstupu do EU přelomovým obdobím, na jedné straně je vystavováno volnému evropskému trhu a konkurenci z ostatních členských zemí EU, na straně druhé získává nárok na provozní a investiční dotace (eDOTACE, 2018). Zemědělství značně ovlivnila především Společná zemědělská politika (SZP), která je nejstarší politikou Evropských společenství. Římská smlouva z roku 1957 vymezila tyto konkrétní cíle SZP (eAGri, 2013):

- Zvýšení produktivity zemědělství pomocí technického rozvoje a optimálního využití výrobních faktorů, zejména pracovní síly
- Zajištění spravedlivé životní úrovně zemědělského obyvatelstva zejména zvyšováním individuálních výdělků zemědělců
- Stabilizace trhů
- Pravidelné zásobování zemědělskými výrobky
- Zajištění přiměřené ceny pro spotřebitele

Společná zemědělská politika byla v průběhu následujících let reformována. Jedním z nejvýznamnějších opatření, která vedla v zemích EU ke stabilizaci mléčného trhu, bylo bezpochyby zavedení systému tzv. mléčných kvót. Ty byly zavedeny v roce 1984 a týkaly se vyprodukovaného množství mléka, jejich záměrem byla redukce vysoké produkce mléka

a mléčných výrobků, vyrovnání mezi nabídkou a poptávkou na trhu a ustálení cen mléka a mléčných výrobků (eDOTACE, 2018). Každá z členských zemí EU měla od tohoto roku stanoveno maximální množství mléka, které může bez hrozby sankce vyprodukovat. V případě překročení limitů musel daný stát platit pokutu za porušení kvótního systému. ČR přistoupila ke kvótnímu systému ještě před vstupem země do EU, a to v roce 2001. Po vstupu do EU byla administrace kvót upravena v rámci SZP. Tehdy bylo stanoveno vnitrostátní referenční množství mléka pro přímý prodej ve výši 68 904 t. Národní referenční obsah tuku se stanovil ve výši 4,21 %. V průběhu let se výše vnitrostátních kvót měnila v závislosti na změnách individuálních kvót a na přijatých opatřeních, např. plošném navyšování kvót (Agri ČR plus, 2015).

V roce 2015 byla regulace trhu s mlékem pomocí mléčných kvót ukončena. S ukončením přišlo nastavení nového systému sledování tržní produkce mléka v rámci EU a v souvislosti s tím všechny podnikající subjekty na území ČR, které odebírají mléko od producentů byli povinni se zaregistrovat u Fondu jako tzv. „první kupující“ (Pavelková, 2015).

V roce 2014 bylo také Ruskem vydáno usnesení, které zakazovalo mimo jiné dovoz mléka a mléčných výrobků do Ruska, a týkalo se všech členských zemí. Zákaz na dovoz negativně ovlivnil vzájemnou obchodní výměnu v sektoru mléčných výrobků mezi ČR a Ruskou federací, docházelo tak k újmě některých českých exportérů a producentů a k přetlaku na unijním trhu. Tím došlo i k ovlivnění cen mléka rovněž s negativním vlivem na evropské producenty (eAgri, 2015).

Zrušení mléčných kvót a ruské embargo na dovoz této komodity vyvolaly nízké výkupní ceny mléka, negativně situaci ovlivnila i nadměrná nabídka na světovém trhu. Evropská komise proto rozhodla o poskytnutí kompenzací chovatelům dojných krav, jejichž ztráty na tržbách dosáhly v první polovině roku 2015 přibližně 1,5 miliardy korun (Jordán, 2015).

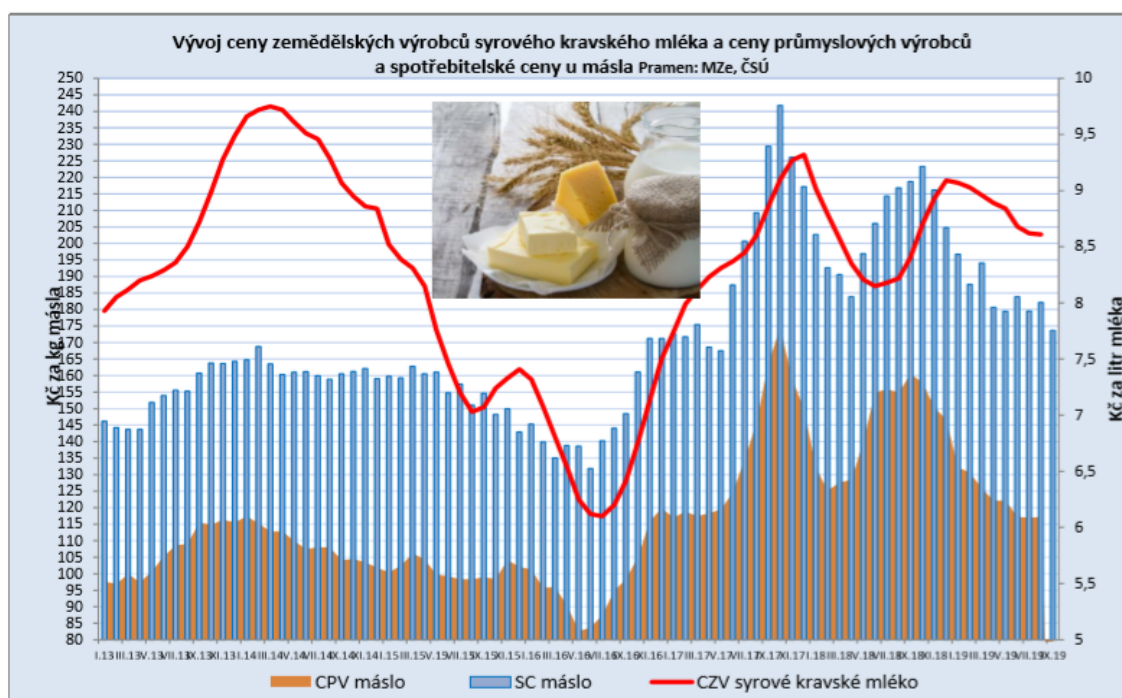
Mezi další významné opatření ovlivňující producenty a zpracovatele mléka v ČR v souvislosti se vstupem do EU patří intervenční opatření, řízení o vydávání dovozních a vývozních licencí, regulace obchodu se třetími zeměmi či podpora spotřeby mléka.

4.3 Vývoj cen

V rámci výrobních vertikál jsou obvykle formovány tři základní ceny (Novák, 2007):

- Ceny zemědělských výrobců (CZV) – jedná se o hodnotu syrového kravského mléka
- Ceny průmyslových výrobců (CPV) - udávají ceny již zpracovaného mléka či hotového mléčného produktu, za které jsou vykupovány od mlékáren
- Spotřebitelské ceny (SC) - představují ceny zpracovaného mléka či hotového mléčného produktu, za které jsou prodávány konečným spotřebitelům

Graf č. 2 zobrazuje zároveň vývoj cen syrového kravského másla (CZV), cen másla průmyslových výrobců (CPV) a spotřebitelských cen másla (SC) v průběhu let 2013–2019. Z grafu lze vyčíst, že ceny se navzájem ovlivňují. Spotřebitelské ceny másla jsou ovlivňovány cenami másla průmyslových výrobců, které jsou zase do jisté míry ovlivňovány cenami mléka zemědělských výrobců. Nejvíce v těchto letech vyšplhala cena syrového kravského mléka v roce 2014, dále pak v letech 2017 a 2018, průmyslové i spotřebitelské ceny másla byly nejvyšší v roce 2017 a 2018. K největšímu propadu všech zmiňovaných cen došlo v 5. až 7. měsíci roku 2016.

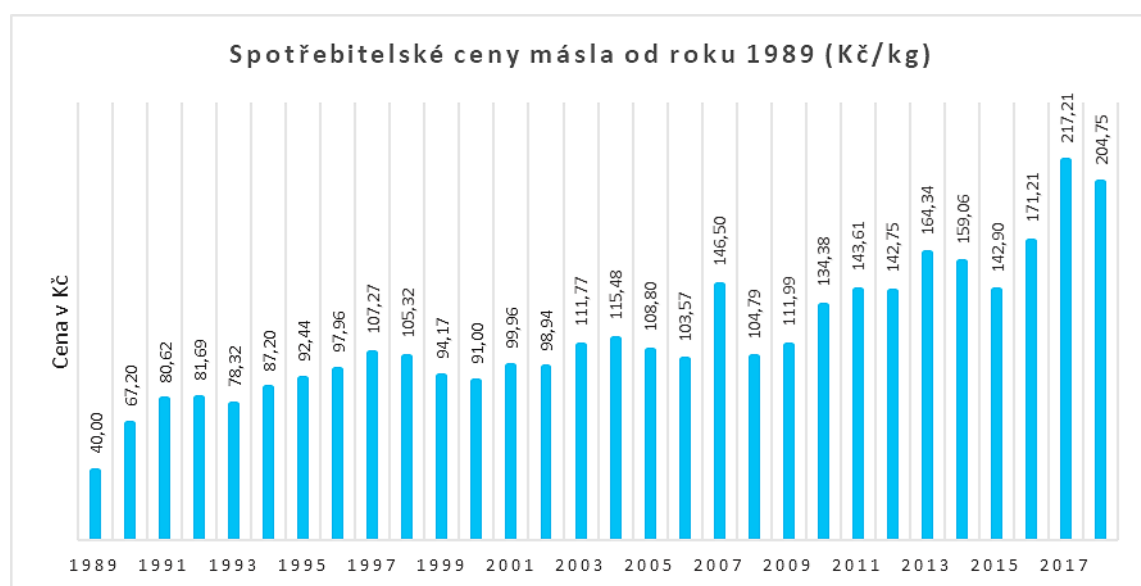


Graf č. 2 - Vývoj cen mléka a másla v letech 2013–2019

Zdroj: Komoditní karta mléko srpen/září, 2019, eAgri

Graf č. 3 zobrazuje vývoj SC másla v letech 1989–2018. Vývoj těchto cen vykazuje rostoucí charakter. V roce 1989 činila průměrná cena za 1 kg másla 40 Kč, což je 10 Kč za obvyklé spotřebitelské balení (250 g), poté se cena už pouze zvyšovala. Nejvyšší hodnoty 217,21 Kč

dosahovala cena másla v roce 2017, tehdy stálo balení v průměru 54,3 Kč. Od roku 1989 se tedy cena zvýšila až o 177,21 Kč za kg. Není známa přesná příčina zdražení másla v roce 2017. Důvodem může být zvyšující se poptávka zároveň se snižující se produkcí másla. Zvyšuje se také poptávka po vyšším obsahu tuku v mléčných výrobcích, jdou tak více na odbyt tučnější jogurty a tvarohy, a nedostává se mléčného tuku pro výrobu másla. Na vině může být také umělé zvyšování cen a vyšší marže obchodníků. V roce 2018 oproti předchozímu roku cena mírně klesla. K viditelnějšímu výkyvu došlo v roce 2007, kdy spotřebitelská cena másla oproti předchozímu roku vzrostla o 42,93 Kč za kg. Tento rok byl počátkem Velké recese, která zapříčinila růst cen u některých komodit. V roce 2015, kdy došlo ke zrušení mléčných kvót a byla zaznamenána zvýšená produkce másla, došlo také k ruskému embargu, což mělo za následek nadbytek mléka v ČR. Cena v tomto roce klesla o 16,16 Kč. Před samotným zrušením mléčných kvót se někteří zemědělci obávali, že tento krok povede k výkyvům cen. Dle grafu je vidět, že po roce 2015 skutečně dochází k výkyvům.



Graf č. 3 - Vývoj spotřebitelských cen másla v letech 1989–2018

Zdroj: vlastní zpracování dle dat z ČSÚ

4.4 Mezinárodní obchod

Mléko a mléčné výrobky byly z ČR od ledna do srpna 2019 vyvezeny do 75 zemí světa. 75,7 % finančního objemu exportu představuje vývoz do 4 zemí, a to do Německa, Slovenska, Itálie a Polska v tomto pořadí, nejvíce jsou tedy mléko a mléčné výrobky vyváženy do Německa (33,7 % finančního objemu exportu). Kromě zemí EU bylo vyváženo

např. do Libanonu, Thajska či Malajsie. V lednu až srpnu 2019 došlo k meziročnímu snížení objemu vývozu konzumního mléka o 7,6 % a vývozu mléka v cisternách o 4,8 %. Dovozy mléka a mléčných výrobků je nejvíce zajišťován z Německa, Polska a Slovenska, tyto tři země představují celkem 77,1 % finančního objemu importu. V průběhu uvedených měsíců byly mléko a výrobky z něj dovezeny do ČR celkem ze 49 zemí, z toho z 99,8 % ze zemí EU.

4.4.1 Zahraniční obchod s mléčnou surovinou

Celková bilance zahraničního obchodu s mlékem a mléčnými výrobky zůstává kladná, tedy vyvážené množství převyšuje dovážené. Avšak v případě, že není započten dovoz a vývoz mléčné suroviny, bilance je záporná (eAgri, 2019). Následující obrázek zachycuje export a import mléka a mléčných výrobků v roce 2018. V prvním grafu (vlevo) je do těchto dat zahrnut i vývoz mléčné suroviny. Zde je vidět, že vývoz převažuje nad dovozem, přičemž obchodní bilance je 3 932,8 tis. V druhém grafu (vpravo) již není syrové mléko zachyceno, zahrnut je pouze vývoz a dovoz hotových mléčných výrobků. V tomto případě již dosahuje vyšších hodnot dovoz, a bilance je zde -1 932,9 tis. To znamená, že velkou část vyváženého množství mléka a mléčných výrobků tvoří syrové kravské mléko, jehož export má vysoký podíl na celkové aktivní bilanci mléčného sektoru.



Obrázek č. 2 – Export a import mléka a mléčných výrobků v roce 2018

Zdroj: Vlastní zpracování dle dat z komoditní karty leden 2019 eAgri

Dle informací z monitoringu tržní produkce mléka SZIF bylo od ledna do prosince roku 2018 vyvezeno do zahraničí 682 783 tun syrového kravského mléka z celkové produkce

3 056 716 tun. Z toho vychází, že zhruba pětina produkovaného množství mléčné suroviny je vyvážena mimo ČR, kde je dále zpracována v mléčný výrobek.

Při snížení objemu exportovaného syrového mléka o mléko dovezené byla ČR v roce 2014 největším „čistým“ vývozcem syrového mléka v evropské unii (průměrný „čistý“ export byl 489 tis. tun za rok) před Francií (427 tis. tun) a Rakouskem (398 tis. tun). Exporty zboží bývají obvykle hodnoceny pozitivně, avšak to zcela neplatí pro syrové mléko, které je kvalitní a cennou surovinou. Způsobilst českých chovatelů produkovat mléko potvrzuje průměrná dojivost, která byla v roce 2012 šestá nejvyšší v unii, avšak zpracováním mléčné suroviny realizují přidanou hodnotu státy a firmy, které syrové mléko nakoupily. Vývozní státy také přicházejí o jistý podíl pracovních míst, která jsou vázána na zpracování syrového mléka, a mlékárny o část zisku. Často pak dochází ke ztrátě trhů pro mléčné výrobky a k nárůstu ekonomicky nevýhodných dovozů (Kvapilík, 2015). Převahu vývozu nad dovozem potvrzují i čísla z roku 2018, kdy vývoz činil 682 783 tun, zatímco dovoz dosahoval hodnoty 5 293 tun.

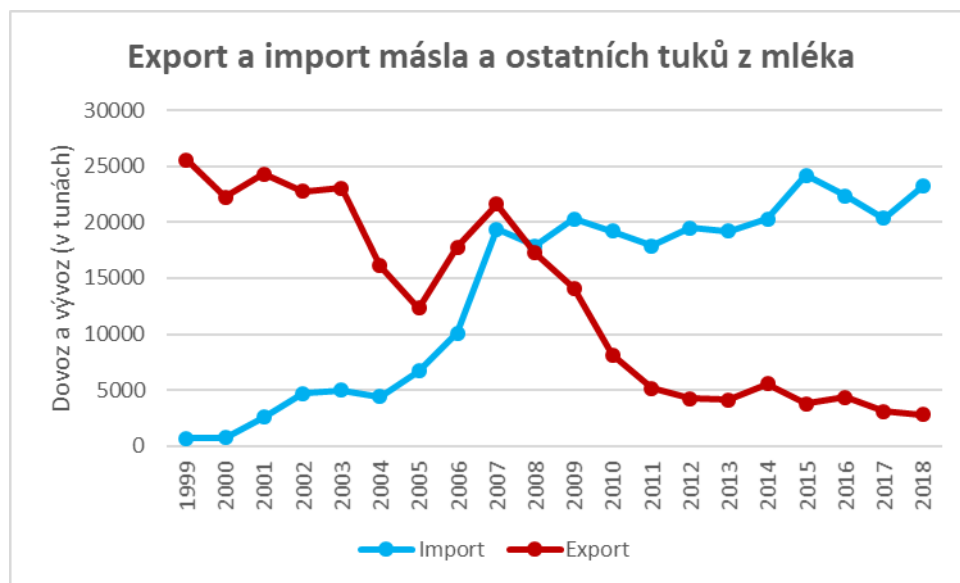
4.4.2 Export a import másla

Následující tabulka obsahuje vývoz, dovoz a saldo zahraničního obchodu ve finančním vyjádření některých mléčných výrobků v roce 2018. Lze pozorovat, že negativní obchodní bilanci vykazuje máslo a ostatní tuky z mléka, a sýry a tvarohy, které mají saldo úplně nejnižší. Tyto produkty jsou nejdováženějšími mléčnými výrobky ze zahraničí. Nejvíce se přitom dováží sýry a tvarohy. U másla a ostatních tuků z mléka sice není dovoz tak vysoký jako u sýrů a tvarohu, avšak kvůli poměru nízkého exportu k velmi vysokému importu tvoří dovoz přes 90 % celkového zahraničního obchodu s máslem.

Kód	Produkt	Dovoz (tis. Kč)	Vývoz (tis. Kč)	Saldo (tis. Kč)
0405	Máslo a ostatní tuky z méka	2 724 323	292 898	-2 431 425
0406	Sýry a tvaroh	7 875 765	4 690 265	-3 185 500
0404	Syrovátka (a výrobky z mléka zahuštěné, slazené)	308 392	874 921	566 530
0403	Kysané výrobky (podmáslí, kefír, jogurt)	1 214 006	1 479 463	265 457

Tabulka č. 1 - Export a import mléčných výrobků 2018
Zdroj: Vlastní zpracování dle dat z celní statistiky

Graf č. 4 znázorňuje export a import másla a ostatních mléčných tuků od roku 1999 do roku 2018. Je patrné, že export v těchto letech klesá, zatímco import stoupá, tedy zboží je stále více dováženo. Snižování vyváženého množství a zvyšování dovozu másla se negativně podepisuje na bilanci. Ta byla kladná až do roku 2008, kdy se hodnota vývozu i dovozu másla pohybovala okolo 17 500 tun. Od té doby je obchodní bilance negativní. K největšímu výkyvu jinak poměrně konstantního klesajícího vývoje exportu došlo v letech 2003–2007, kdy export prudce klesl mezi roky 2003 a 2005 a poté zase prudce vzrostl. V roce 2003 se měnila mléčná politika EU, kdy začala deregulace trhu s mlékem. V tomto roce byla také vydána vyhláška o veterinárních požadavcích na mléko a mléčné výrobky. To mohlo mít vliv na náhlý pokles a po dvou letech zase vyrovnání exportu másla. Poté již docházelo s mírnými výjimkami k poklesu. V letech 2007–2011 je tento pokles velmi strmý, na což měla nejspíše určitý vliv Velká recese – období všeobecného ekonomického poklesu. Vývoj importu je spíše rostoucí, až na vyšší pokles v roce 2015–2017, poté však dovoz opět vzrostl. Nejstrmější nárůst dovozu másla byl zaznamenán po roce 2004, kdy ČR vstoupila do Evropské unie a kdy zahraniční obchod vzrostl v obou směrech.



Graf č. 4 – Export a import másla a ostatních mléčných tuků

Zdroj: Vlastní zpracování dle dat z celní statistiky

V roce 2019 bylo vyvezeno do zahraničí celkem 1 945 tun másla, nejvíce se vyváželo do Itálie, na Slovensko a do Polska. Dovezeno ze zahraničí do ČR bylo 14 257 tun másla, což je o 487 tun více než v předchozím roce. Největší objem másla a mléčných tuků

se v tomto roce dovezlo z Polska, a to více než polovina dováženého objemu. Dále také z Německa, Slovenska a Belgie.

Z informací uvedených o vysokém vývozu syrového mléka a vysokém dovozu másla je možno usuzovat, že mléko vyprodukované českými chovateli putuje do zahraničí, kde je z něho vyráběno máslo (a další mléčné výrobky, především sýry). Poté jsou tyto hotové výrobky ve velkém dováženy zpět do ČR.

4.5 Komoditní vertikála

4.5.1 Výrobní vertikála v zemědělství

Výrobní, nebo také komoditní vertikála představuje tok produktu počínaje jeho vývojem, výzkumem, biologickým a technickým řešením, pokračujíc přes hromadnou zemědělskou výrobu a zpracování v konečný výrobek až po jeho prodej finálnímu spotřebiteli (Peterová, 2010). Zahrnuje celou skupinu ekonomických subjektů, kteří se přímo podílejí na tvorbě finálního produktu a také všechny kroky od surového materiálu či meziprojektu přes fázi transformace po samotný prodej (Bockel a Tallec, 2005, cit. podle Nováková, 2016).

Vertikála se vyznačuje technologickými souvislostmi a důvodem její tvorby je propojení jednotlivých článků mezi sebou, a to uvnitř odvětví, či mezi odvětvím a jeho dodavateli a odběrateli, s cílem zajištění plynulého průchodu produktu celým tokem a kvalitního uspokojení poptávky. K propojení dochází horizontálně, mezi dvěma zemědělskými subjekty, či vertikálně, mezi zemědělským subjektem, zpracovatelským podnikem a obchodním podnikem. Příkladem těchto propojení mohou být např. dodavatelské smlouvy, kooperace na různých úrovních, či fúze zemědělských a výrobních podniků (Peterová, 2010).

Tyto tři složky dodavatelsko-odběratelských vztahů, tedy zemědělský, potravinářský a obchodní podnik jsou na sobě vzájemně závislí a zpravidla nemůžou fungovat jeden bez druhého. V případě producentů základních zemědělských výrobků existuje téměř dokonalá konkurence, na trhu se nachází velké množství subjektů, které si navzájem konkurují. Potravinářské podniky mají jistou výhodu ve vztahu ke svým dodavatelům, zemědělským prvovýrobcům, jelikož jejich početní zastoupení je na trhu v porovnání

s počtem prvovýrobců výrazně nižší a jejich vzájemné kroky se daří lépe uspořádat (Valder, 2011).

Komoditní modely poskytují komplexní a systematický přístup k předpovědi a analýze chování na komoditních trzích a staly se nepostradatelnými nástroji pro předpovědi a politické analýzy (Labys, 1984).

Rozlišují se dva typy přístupů v pojetí důležitosti článků v rámci zemědělsko-potravinářské vertikály. Prvním je tradiční nabídkově orientovaný přístup, ve kterém zaujímají klíčové postavení zemědělské podniky, které také určují produkci v celém odvětví. Další navazující články jsou chápány zejména jako činitelé, kteří následně zpracují veškerou zemědělskou produkci do finálních výrobků, a kteří nemají rozhodující vliv na rozměr a parametry dodávané suroviny. Druhým přístupem je poptávkově orientovaný přístup, ve kterém je klíčovým článkem spotřebitel, na jehož potřebách a požadavcích závisí množství produkce, a také potravinářské subjekty a obchodníci, kteří se prosazují při maximalizaci svého podílu na výdajích spotřebitele. Jestliže převažuje poptávková stránka zemědělského trhu, je důležitý vysoký stupeň znalosti o cílovém segmentu, a také schopnost předpovídat velikost jeho poptávky (Bečvářová, 2006).

Modelování výrobních vertikál v zemědělství a produkci potravin je poměrně obsáhlou a složitou záležitostí, jelikož vyžaduje porozumění rozhodování jednotlivých institucí, vývoje legislativy, která ovlivňuje dané odvětví a účinnosti tržních mechanismů na výsledné chování spotřebitelů. Velmi důležité je také analyzovat chování dané suroviny, specifické požadavky při jejím zpracování, skladování, přepravě či prodeji, kdy na jakost suroviny a finálního výrobku mohou mít značný vliv i malé odchylky od požadovaných hodnot. Komplikací může být i fakt, že spotřebitelské chování při nákupu potravin nemusí být zcela v souladu s ekonomickými předpoklady (Bockel a Tallec, 2005, cit. podle Nováková, 2016).

4.5.2 Zemědělská prvovýroba

Zemědělská prvovýroba je počáteční fází vertikály. Základem výroby komodit živočišného původu jsou živé organismy – zvířata, jejichž produkční potenciál je dán schopností množit se a poskytovat užitek (Peterová, 2010). Nabídka mléka je závislá na několika faktorech, např. stavech skotu a jejich užitkovosti. Chov skotu je jedno z nejdůležitějších odvětví v živočišné výrobě a zaujímá prioritní postavení jak v agrárním sektoru, tak v celosvětovém

zemědělství. Je velmi náročný na investice i na faktor práce. Je důležitou součástí výživy člověka, jeho hlavním úkolem je produkce živočišných produktů a mléka (Bouška, 2006). Dříve také zaujímal velmi důležitou roli v zachování přírodní krajiny, udržení životnosti venkovských oblastí či rozvoji venkova v rámci zajištění pracovních míst. Skot lze třídit dle užitkového zaměření na plemena mléčná, masná a kombinovaná (Žižlavský, 1996).

Z celkového objemu produkce tvoří kravské mléko největší část, dále pak především mléko buvolí, kozí či ovčí. Podle informací z monitoringu tržní produkce mléka Státního zemědělského a intervenčního fondu bylo pouze během září 2019 dodáno prvním kupujícím 241 900,5 tun a prodáno konečným spotřebitelům 1 472,8 tun mléka (SZIF, 2019).

Produkce v ČR

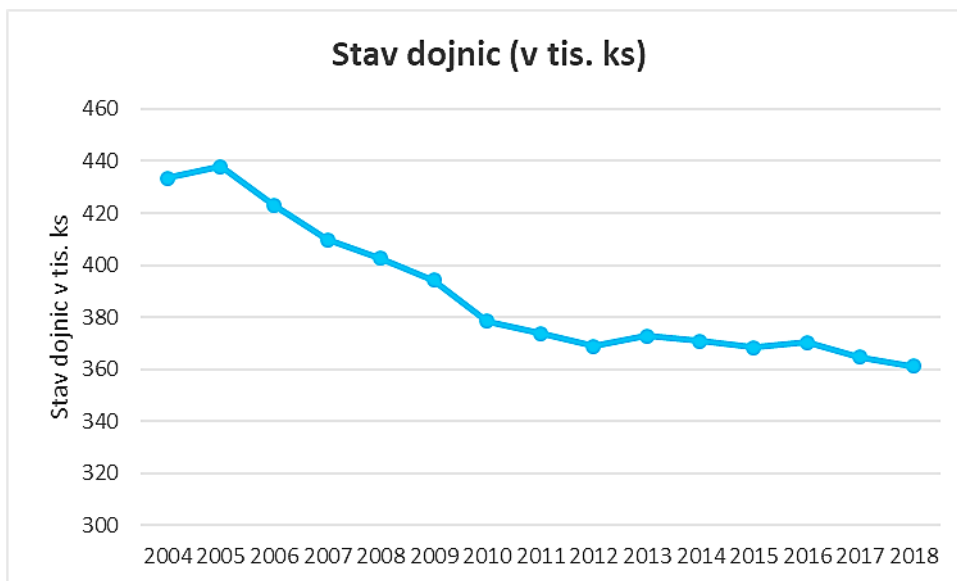
Tabulka č. 2 shrnuje stavy skotu k 1.4. v letech 2010–2019. V roce 2019 činil k tomuto datu celkový stav skotu 1 418 106, z toho celkový počet krav činil 590 518. Z celkového počtu krav bylo dojných krav 364 263, zbytek (226 255) činily krávy bez tržní produkce mléka (KBTPM), krávy chované pro maso. Tedy dojnice nyní tvoří asi 61,7 % produkce krav a 25,7 % celkové produkce skotu.

Rok	Skot celkem	Z toho krávy	Z toho	
			Dojné krávy	KBTPM
2010	1349286	551245	383523	167722
2011	1343686	551536	373832	177704
2012	1353685	551225	373136	178089
2013	1352822	551924	367327	184597
2014	1352822	563963	372632	191331
2015	1407132	580102	376144	203958
2016	1415658	583747	372510	211237
2017	1421242	585897	369802	216095
2018	1415770	585322	365448	221874
2019	1418106	590518	364263	226255

Tabulka č. 2 - Stavy skotu k 1. 4. v letech 2010–2019

Zdroj: Vlastní zpracování dle dat z komoditní karty srpen/září 2019 eAgri

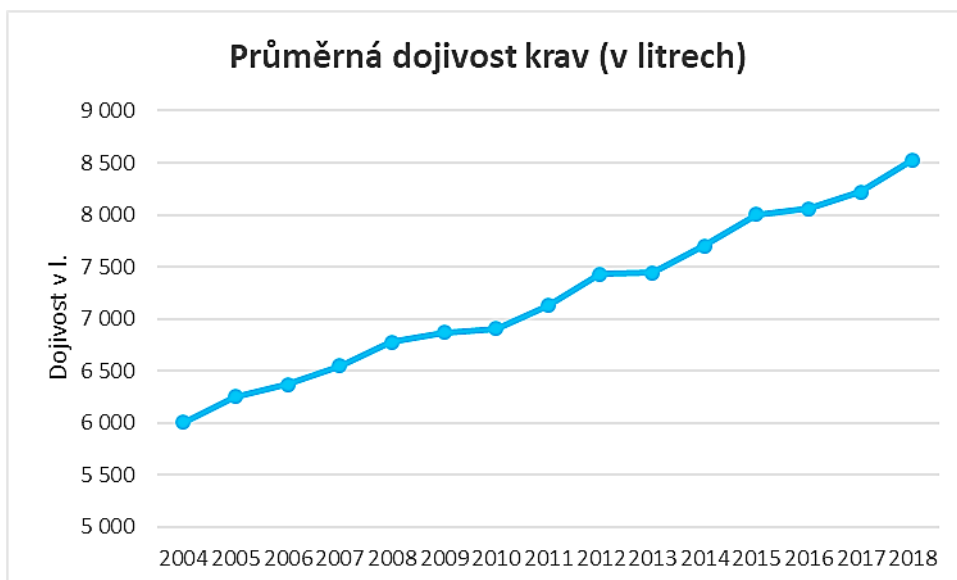
Dle grafu č. 5 má v posledních letech v České republice průměrný stav dojného skotu klesající tendenci. V roce 2004 dosahoval tento stav 433 288 ks dojnic, o rok později došlo k nárůstu na 437 947 ks. Poté pouze s výjimkami v letech 2013 a 2016 klesal, ke konci roku 2018 činil průměrný stav dojnic 361 073 ks. Klesající vývoj stavu dojnic je přímo úměrný k vývoji celkového stavu skotu, celkového stavu krav i stavu krav bez tržní produkce mléka.



Graf č. 5 - Vývoj stavu dojnic v r. 2004–2018

Zdroj: Vlastní zpracování dle dat z komoditní karty srpen/září 2019 eAgri

Celkový objem mléka ovlivňují nejen počáteční stavy dojnic, ale také jejich užitkovost. Graf č. 6 zachycuje průměrnou roční dojivost v letech 2004-2018, která má rostoucí charakter. Tento pozitivní vývoj je ovlivněn především dobrými technologiemi využívanými k chovu, chovem kvalitních plemen, dále také krmením a managementem řízení. Rostoucí dojivost je pak kompenzací k udržení objemu výroby mléka, přestože stav dojnic klesá.



Graf č. 6 - Průměrná roční dojivost v r. 2004-2018

Zdroj: Vlastní zpracování dle dat z ČSÚ

V tabulce č. 2 je uvedena výroba mléka podle krajů (v tis. l.), a to vždy k 30. 6. pro roky 2018 a 2019. Ve většině krajů došlo v roce 2019 oproti roku 2018 ke snížení produkce,

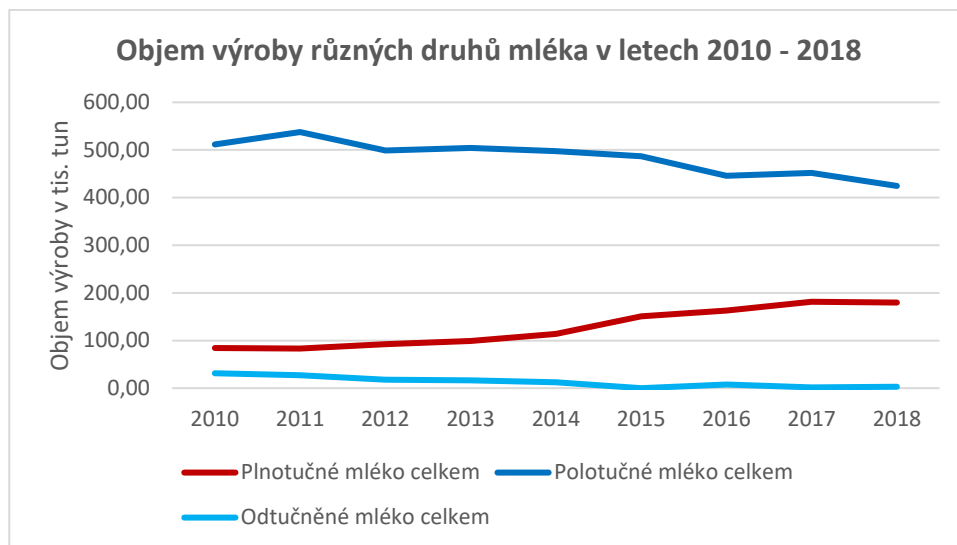
pouze v kraji Plzeňském, Královéhradeckém, Jihomoravském, Olomouckém a Moravskoslezském došlo ke zvýšení produkce. K prvnímu pololetí roku 2019 dosahuje nejvyšší produkce kraj Vysočina, dále pak Středočeský kraj + Praha, Jihočeský a Plzeňský kraj. Tyto čtyři kraje také dosahují k uvedenému datu nejvyššího stavu dojného skotu.

Kraj	2018	2019
Praha + Středočeský	202 866	196 090
Jihočeský	176 595	175 705
Plzeňský	167 704	168 805
Karlovarský	24 433	23 583
Ústecký	29 396	28 375
Liberecký	37 277	36 731
Královéhradecký	118 981	119 912
Pardubický	148 534	146 396
Vysočina	287 168	284 453
Jihomoravský	90 085	91 860
Olomoucký	102 297	103 480
Zlínský	81 813	77 753
Moravskoslezský	88 182	92 317

Tabulka č. 3 - Produkce mléka dle krajů

Zdroj: Vlastní zpracování dle dat z ČSÚ

V největším objemu se v roce 2018 produkuje mléko polotučné (179,73 tis. t.), naopak v nejmenším objemu (2,72 tis. t.) odtučněné mléko. Z grafu č. 7, který popisuje vývoj objemu výroby plnotučného, polotučného a odtučněného mléka v letech 2010–2018 je patrné, že objem polotučného a odtučněného mléka klesá. U polotučného mléka došlo v roce 2018 oproti roku 2010 k poklesu o 17 % a u odtučněného mléka až o 91 %. Oproti tomu objem plnotučného mléka má rostoucí tendenci. Hodnota jeho objemu vzrostla oproti bazickému roku, kdy bylo produkováno v objemu 84,22 tis tun., o 113 %.



Graf č. 7 - Srovnání objemu výroby plnotučného, polotučného a odtučněného mléka
Zdroj: Vlastní zpracování dle Výstup mlék Mze, 2019, eAgri

Ke dni 31. 10. 2019 bylo na SZIF evidováno 1 485 producentů mléka dodávajících prvnímu kupujícímu a 483 producentů přímého prodeje. Aktuálně působí na území České republiky 19 uznaných organizací producentů v odvětví mléka a mléčných výrobků. Meziročně (leden až září 2019/2018) se snížil objem dodávek mléka prvnímu kupujícímu o 1,6 %. Objem prodeje mléka a mléčných výrobků konečnému spotřebiteli je meziročně za sledované období 9 měsíců vyšší o 8,7 % (SZIF, 2019).

4.5.3 Zpracovatelský průmysl a produkce másla

Mlékárenský průmysl je odvětví, které zpracovává zemědělskou komoditu mléko a následně ji distribuuje do obchodů v podobě finálních výrobků.

Mezi nejčastější výrobky na trhu mléka patří především konzumní mléko, sýry, máslo, zakysané mléčné výrobky (např. smetana, jogurty), tvarohy, sušená a kondenzovaná mléka a smetanové krémy (Cibulková, 2010).

Podíl másla na celkové mlékárenské výrobě je asi 12 %. Vyšší podíl mají kysané výrobky (16,14 %) a samotné konzumní mléko (56,51 %) (eAgri, 2019). Máslo patří mezi základní mléčné produkty a vyrábí se z koncentrovaného mléčného tuku. Důležitým předpokladem kvalitního másla je kvalitní mléko. Druh krmiva dojníc může často ovlivňovat chuť a vůni másla. Jestliže je mléko méně kvalitní, může se stát, že máslo bude mít nahořklou a kovovou chuť. Dalším ukazatelem kvality másla je jeho barva, kterou také částečně ovlivňuje kvalita výživy krav. Jestliže je mléko dostatečně kvalitní, máslo by mělo mít přirozeně smetanovou,

lehce nažloutlou barvu. V případě, že je výrazněji žluté, je pravděpodobně dobarvené. Kvalita másla je podmíněna především stavem a čerstvostí smetany před pasterací, zráním smetany, vyhnětením másla, technologickými postupy zmáslňování a podmínkami skladování (Chalupa, 2019).

Nejstarší důkazy poukazují na jeho využívání našimi předky již před 2 000 lety jako přísadu do nejrůznějších masť, kdy výroba probíhala v dřevěných máselnicích stloukáním smetany sesbírané ze zkyslého mléka (Rysová, 2018). Nyní se máslo stlouká v kontinuálních máselnicích, smetana se získá odstředěním z mléka a nechává se den odstát, aby došlo ke zkrystalizování mléčného tuku (Křenková, 2011). Vysokotučná smetana se pak musí pasterovat při teplotě 90 až 110 °C, díky tomu jsou z ní odstraněny všechny nežádoucí mikroorganismy. Následuje odvětrávání, chlazení a zrání smetany, která je dále přesunuta do stloukacího válce, kde je zmáslňována, a je tak rozpracována na máselná zrna a podmáslí. Směs zrna a podmáslí následně teče do odlučovacího válce, kde reguluje velikost máselných zrn a jsou oddělena od podmáslí. V dalších sekcích odlučovacího válce se máselné zrno pere z důvodu snížení množství netukové složky. Máselné zrno je nakonec posláno do hnětače, kde je protlačováno šneky a vytváří se tak máslo (Akademie kvality, 2018)

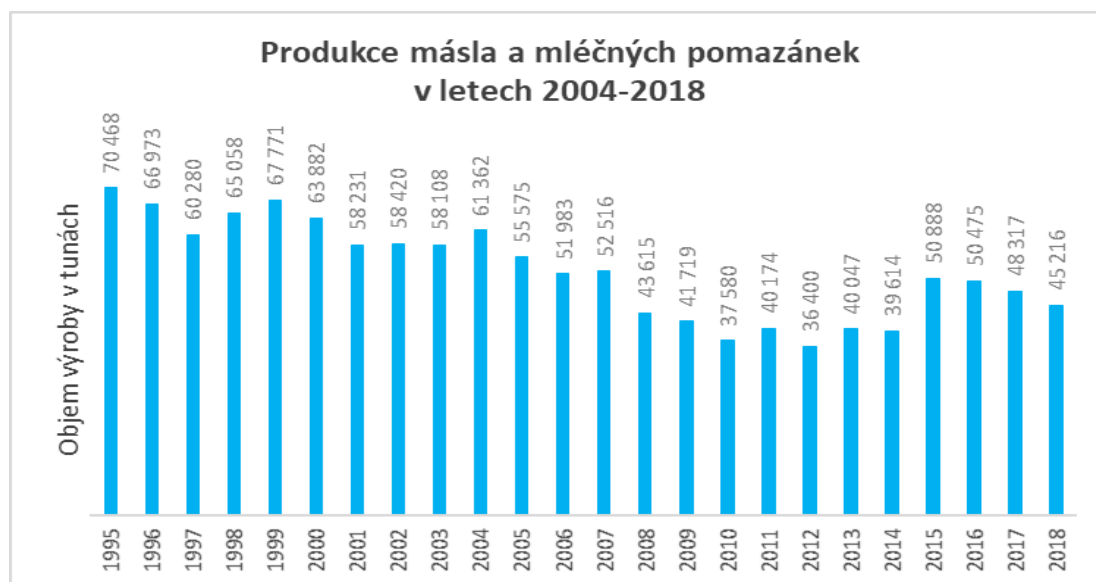
Druhy másla (Akademie kvality, 2018):

- Máslo nebo tradiční máslo – máslo vyrobené přímo z mléka nebo smetany, běžná minimální doba trvanlivosti je 60 dní.
- Stolní máslo – máslo z mrazírenských zásob, je označeno datem výroby, po vyskladnění z mrazu by mělo být zpracováno do 20 dnů. Doba skladování se liší podle teploty chladu či mrazu – při stupních 2-8 °C činí doba skladování 3 měsíce, při -18 °C může být až dva roky. Po vyskladnění je náchylnější ke žluknutí a k oxidačním změnám.
- Solené máslo – máslo, které obsahuje sůl (0,5-0,25 %), dříve využíváno především z důvodu prodloužení trvanlivosti.
- Přepuštěné máslo – výroba spočívá v pomalém rozpouštění másla ve vodní lázni, při teplotě nad 100°C. Během procesu se z másla vypařuje voda a další příměsi, zbyde jen čirý tuk žluté barvy. Toto máslo má delší trvanlivost, i když není v lednici

Produkce másla v ČR

Ke dni 30. 9. 2019 bylo na SZIF evidováno 72 registrovaných prvních kupujících, z toho 27 odbytových organizací a 45 zpracovatelů mléka (SZIF, 2019). Mezi největší zpracovatele v České republice produkující máslo patří MADETA a.s., OLMA a.s., Mlékárna Hlinsko a.s. (Tatra), či Mlékárna Kunín a.s.

O produkci másla a mléčných pomazánek v letech 1995–2018 lze říci, že v čase postupně klesá. Od roku 1995 (kdy bylo vyráběno nejvíce másla a mléčných pomazánek ve sledovaném období) do roku 2018 došlo k propadu produkce o 16 146 tun. Historicky nejméně se vyprodukovalo v roce 2012, a to 36 400 tun, což je propad o 34 068 tun a 51,7 % oproti množství vyprodukovanému v prvním sledovaném roce. K výraznějšímu zvýšení produkce došlo mezi lety 2014 a 2015, kdy produkce vzrostla z 39 614 tun na 50 888 tun. Příčinou zvýšení bylo zrušení mléčných kvót, kdy zemědělci již nebyli omezeni předepsanou maximální produkcí. I přes tento zjevný nárůst zůstává zachován její dlouhodobý klesající trend, který souvisí také s poklesem světové produkce syrového kravského mléka a mléčných výrobků. Produkce másla dlouhodobě klesá také z důvodu neustálého zvyšování vývozu syrového kravského mléka za hranice místo toho, aby bylo zpracováno na domácí půdě. Máslo (a další mléčné výrobky) je z něj vyráběno často až v jiných zemích, ze kterých je následně dováženo.



Graf č. 8 - Vývoj produkce másla a mléčných pomazánek
Zdroj: ČSÚ: vývoj produkce jednotlivých komodit, 2019

4.5.4 Distribuce konečnému spotřebiteli

Finální složkou vertikály jsou obchodní podniky, které představují velkoobchodní a maloobchodní řetězce. Ty vykupují z mlékáren hotové produkty a distribuují je ke konečným spotřebitelům. V České republice se velkoobchodní i maloobchodní sítě velmi rychle rozrůstají a obchodní řetězce získávají s rostoucí tržní silou ústřední pozici v rámci vertikály, která jim umožňuje přímo ovlivňovat či určovat jednotlivá pravidla prodeje (Nováková, 2016).

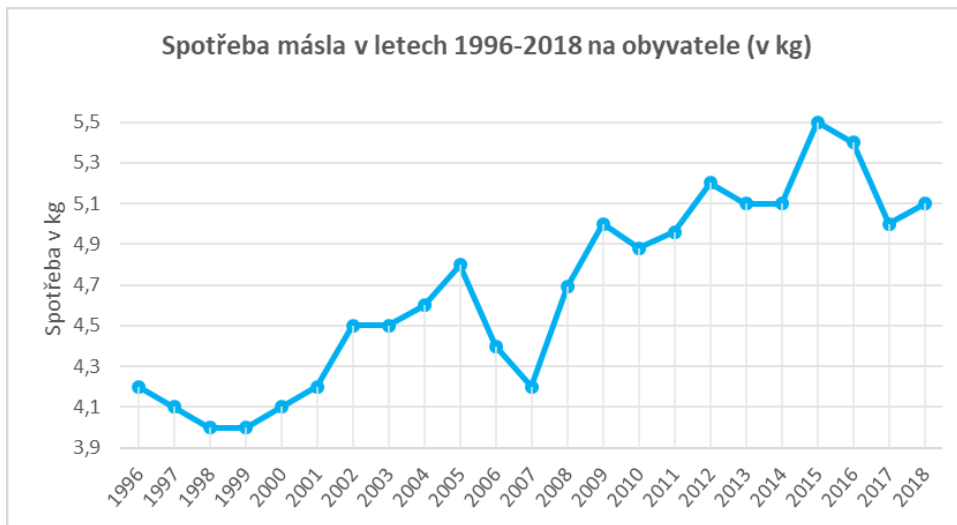
V roce 2018 bylo prodáno o 2 516 tun méně másla než v předchozím roce (ČSÚ, 2019). Za první pololetí roku 2019 zaznamenal velkoobchod meziročně nárůst o 18 % v počtu prodaných kusů másla. Zato prodej margarínu, který je nejčastější náhražkou másla, naopak od roku 2014 klesá, a to zhruba o 20 %. Důvodem může být enormní nárůst počtu produktů v kategorii máslo, například ochucené, lépe roztíratelné varianty a různé gramáže (Morava, 2019, cit. podle Česká technologická platforma pro potraviny, 2019).

Spotřeba másla

Spotřeba mléka a mléčných výrobků patří mezi významné ukazatele komodity. Pomocí spotřeby je totiž hodnocen vývoj poptávky na trhu, na který mají výrazný vliv koneční spotřebitelé (Cibulková, 2010).

Máslo je pravidelně využíváno ve většině českých domácností, podle dat z Českého statistického úřadu spotřeboval v roce 2018 obyvatel České republiky v průměru přibližně 5,1 kg másla. Spotřeba másla má poměrně kolísavý charakter, avšak dlouhodobě vykazuje ve sledovaném období rostoucí trend. V letech 1996-2018 se pohybuje v hodnotách mezi 4,2 a 5,5 kg na obyvatele. Nejvíce tato průměrná spotřeba vzrostla v roce 2015, kdy byl také zaznamenán prudký nárůst produkce másla oproti předchozímu roku (viz Graf č. 8), což souvisí se zrušením mléčných kvót. K největšímu propadu spotřeby došlo v roce 2007, kdy spotřebitelská cena vzrostla o 42,33 Kč za kg oproti předchozímu roku, což je největší meziroční nárůst ceny od roku 1989. Příčinou těchto událostí mohl být počátek období Velké recese, kdy docházelo k poklesu mezd, zatímco ceny másla stoupaly. Hlubokému poklesu spotřeby v roce 2007 předcházela poměrně vysoká spotřeba v roce 2005, která nejspíše souvisela se zvýšením produkčních limitů o 9,8 % v letech 2004–2005. Další významný pokles spotřeby másla byl zaznamenán také v roce 2017. V tomto roce došlo k vzestupu

průměrné roční ceny másla na 217,21 Kč, tedy na 54,3 Kč za běžné spotřebitelské balení, což je zatím nejvyšší zaznamenaná cena.



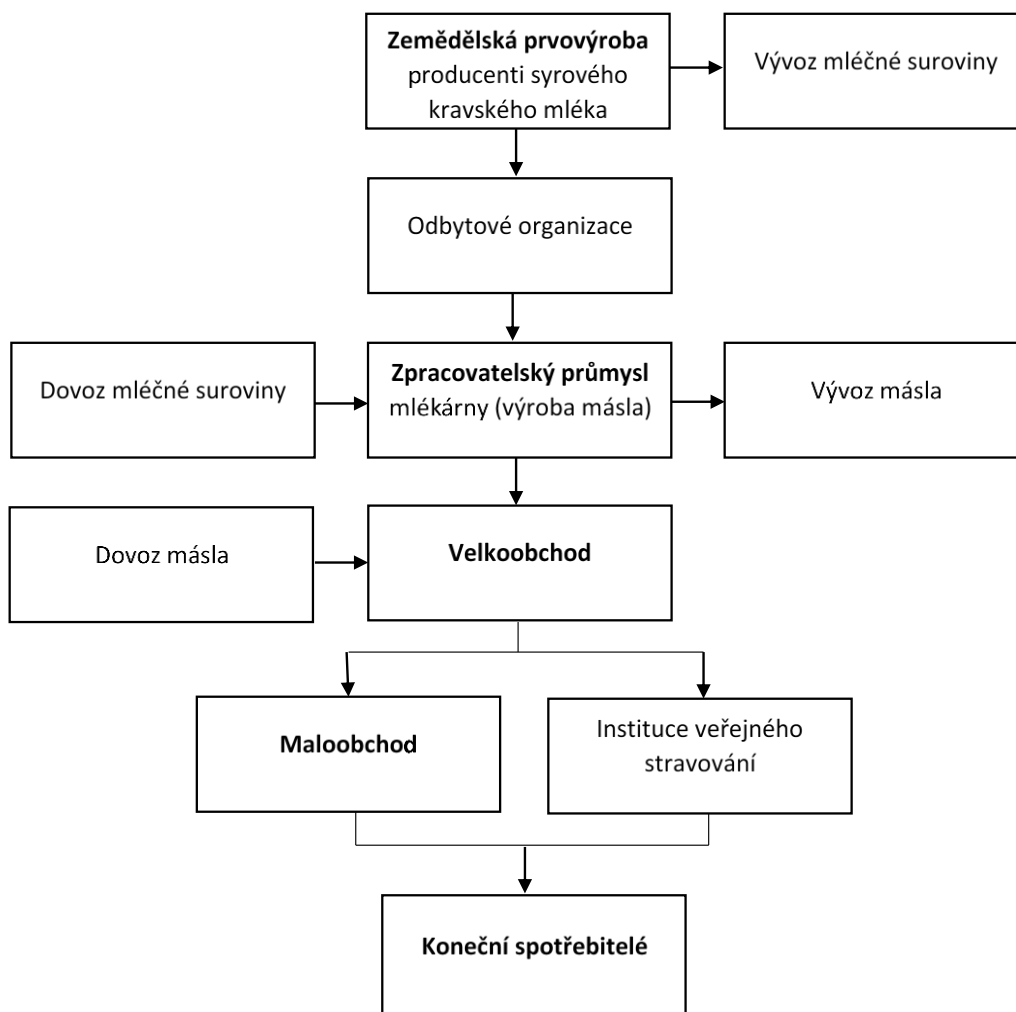
Graf č. 9 – Průměrná spotřeba másla na obyvatele v letech 1996-2018

Zdroj: Vlastní zpracování dle dat z ČSÚ

5 Vlastní práce

5.1 Vymezení vertikály másla

Komoditní vertikála v nabídkovém pojetí znázorňuje tok suroviny, kde výstupním článkem je zemědělská prvovýroba, tedy chovatelé dojného skotu, kteří jsou dodavateli syrového kravského mléka. Dalším článkem je zpracovatelský průmysl, který představují mlékárny vykupující mléko od zemědělských podniků. Ty ho dále zpracovávají do finálních výrobků, kterými jsou nejrůznější mléčné výrobky, v tomto případě máslo. To se nakonec dostává do obchodních sítí a přes ně až na konec vertikály – ke spotřebitelům. Kromě těchto hlavních článků jsou součástí vertikály i další subjekty, jako například odbytové organizace, které mohou zajišťovat tuzemský nákup syrového mléka. Mléčná surovina je také vyvážena, nebo naopak dovážena, stejně tak jako hotové máslo. Kromě maloobchodu se dostává hotové máslo ke konečným spotřebitelům i přes další organizace, jako jsou hotely, restaurace, jídelny a další instituce veřejného stravování. Řetězec lze stále považovat za zjednodušený, dalšími odbytovými možnostmi jsou např. prodej ze dvora, odbyt přes družstva a jiné odbytové organizace. Některé větší podniky mají i vlastní velkosklady (např. Madeta), což by se dalo považovat za další článek vertikály mezi mlékárnami a obchodními řetězci. Tok vertikály je zachycen na obrázku č. 3.



Obrázek č. 3 - Tok komoditní vertikály másla
Zdroj: Vlastní zpracování

5.2 Spotřební model

Spotřebu produktu ovlivňuje především jeho cena a výše důchodu spotřebitele. Tento model zkoumá determinanty působící na spotřebu másla, které se řadí mezi běžné produkty, avšak vzhledem k jeho vysoké pořizovací ceně by mohla mít mzda na jeho spotřebu určitý vliv. Důležitou roli zde může hrát i produkce mléka, či cena blízkého substitutu, za který byl v této práci zvolen margarín. Konkrétně je zde pracováno s proměnnými produkce mléka zpožděná o dvě období, mzda běžného období a zpožděná o jedno období, cena másla a cena margarínu zpožděná o dvě období. K modelování byly využity časové řady s ročními daty od roku 1996 do roku 2018. Původně měl model 26 pozorování, po zavedení zpoždění a diferencí byl zúžen na 23 pozorování. Mezi vysvětlujícími proměnnými byly uvažovány také produkce másla a další zpoždění ostatních proměnných, kvůli jejich nevýznamnosti

však byly z modelu vyřazeny. Odhad modelu byl proveden pomocí běžné metody nejmenších čtverců.

Ekonomický model

$$y_t = f(x_{1t}, x_{2(t-2)}, x_3, x_{3(t-1)}, x_{4t}, x_{5(t-2)})$$

Ekonometrický model

$$y_t = \gamma_1 + \gamma_2 x_{2(t-1)} + \gamma_3 x_3 + \gamma_4 x_{3(t-1)} + \gamma_5 x_{4t} + \gamma_6 x_{5(t-2)} + u_t$$

Deklarace proměnných

y_tspotřeba másla (kg/obyvatel)

x_{1t}konstanta

$x_{2(t-2)}$produkce mléka zpožděná o 2 období (mil l)

x_3mzda (Kč)

$x_{3(t-1)}$mzda zpožděná o 1 období (Kč)

x_{4t}cena másla (Kč/kg)

$x_{5(t-2)}$cena margarínu zpožděná o 2 období (Kč/kg)

u_tnáhodná složka

γparametry vysvětlujících proměnných

5.2.1 Stacionarita dat

Byla testována stacionarita jednotlivých proměnných na základě rozšířeného Dickey-Fullerova testu a korelogramu. Vzhledem k nestacionaritě některých proměnných byly použity první diference za účelem stacionarizace časových řad. Výsledky testů a podoby korelogramů pro každou proměnnou jsou vyobrazeny pro časovou řadu před i po provedení diferenciaci. Dále jsou připojeny grafy znázorňující průběh časových řad v jejich úrovních v levém grafu a v pravém grafu jsou časové řady transformovány do podoby postupných diferencí.

Stacionarita časové řady proměnné spotřeba másla

Dickey-Fullerův test

```
Rozšířený Dickey-Fullerův test pro Spotreba_masla
s použitím 3 zpožděných proměnných (1-L)Spotreba_masla (max was 8)
počet pozorování 22
nulová hypotéza jednotkového kořenu: a = 1

s konstantou a kvadratickým trendem
model: (1-L)y = b0 + b1*t + b2*t^2 + (a-1)*y(-1) + ... + e
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,088
zpožděné diference: F(3, 15) = 5,448 [0,0098]
odhadovaná hodnota (a - 1): -0,834563
testovací statistika: tau_ctt(1) = -3,74844
asymptotická p-hodnota 0,06216
```

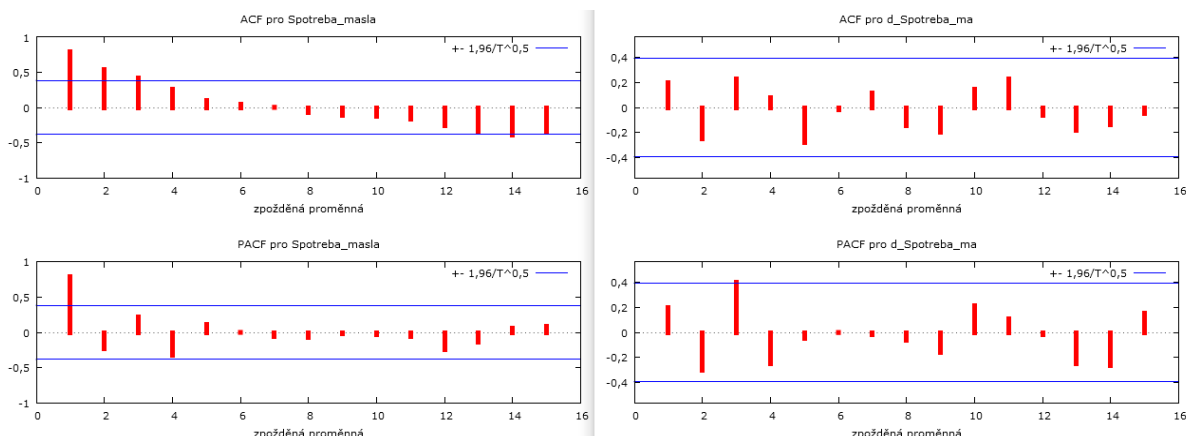
```
Rozšířený Dickey-Fullerův test pro d_Spotreba_ma
s použitím 8 zpožděných proměnných (1-L)d_Spotreba_ma (max was 8)
počet pozorování 16
nulová hypotéza jednotkového kořenu: a = 1

s konstantou a kvadratickým trendem
model: (1-L)y = b0 + b1*t + b2*t^2 + (a-1)*y(-1) + ... + e
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,285
zpožděné diference: F(8, 4) = 4,915 [0,0706]
odhadovaná hodnota (a - 1): -5,91625
testovací statistika: tau_ctt(1) = -3,2397
asymptotická p-hodnota 0,194
```

Obrázek č. 4 - Výsledky Dickey-Fullerova testu pro spotřebu másla

Zdroj: Vlastní zpracování dle softwaru Gretl

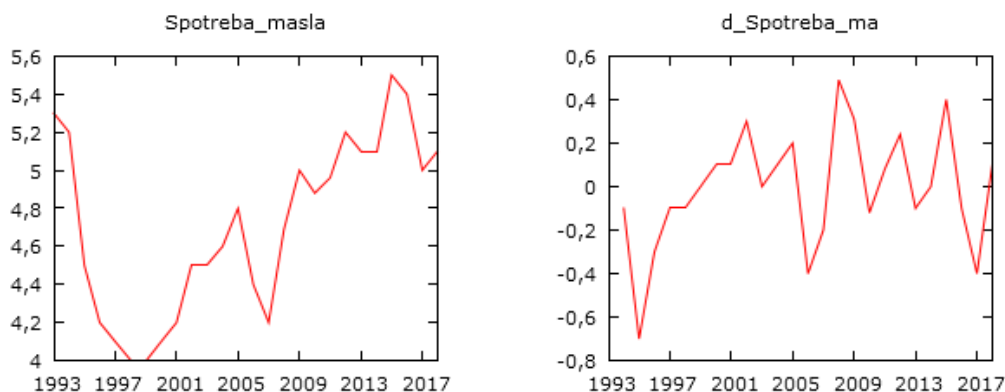
H_0 Dickey-Fullerova testu říká, že časová řada není stacionární. Pokud je asymptotická p-hodnota vyšší než 0,05, H_0 o nestacionaritě je přijata. Podle p-hodnot Dickey-Fullerova testu je tedy časová řada nestacionární jak v úrovních, tak v postupných diferencích, jelikož jsou hodnoty vyšší než 0,05 a hypotéza o nestacionaritě je tak přijata.



Obrázek č. 5 - Korelogram pro spotřebu másla

Zdroj: Vlastní zpracování dle softwaru Gretl

Dle korelogramu lze usuzovat, že je časová řada v úrovni opravdu nestacionární, jelikož korelační koeficienty jednotlivých zpoždění klesají velmi pozvolna. Nicméně v případě postupných diferencí vypovídá podoba korelogramu spíše o stacionaritě dat časové řady.



Obrázek č. 6 - Průběh grafů spotřeby másla
Zdroj: Vlastní zpracování dle softwaru Gretl

Obrázek č. 6 zobrazuje rozdíl v průběhu časové řady proměnné spotřeba másla v úrovních a v postupných diferencích. Z grafu vpravo lze také usoudit, že časová řada je po zavedení diferencí stacionární.

Pro další proměnné jsou výsledky testu a grafická vyjádření týkající se stacionarity připojeny v přílohách.

Stacionarita časové řady proměnné produkce mléka

Dickey-Fullerův test (viz Příloha č. 1) hodnotí obě časové řady jako nestacionární, avšak asymptotická p-hodnota časové řady v podobě postupných diferencí přesahuje hladinu významnosti 0,05 pouze o 0,00412. Korelogram (viz Příloha č. 2) a průběh grafu (viz Příloha č. 3) poté pro časovou řadu postupných diferencí potvrzuje na rozdíl od její podoby v úrovních spíše stacionaritu.

Stacionarita časové řady proměnné mzda

Dle Dickey-Fullerova testu (viz Příloha č. 4) jsou obě časové řady stacionární. Podoba korelogramu a průběhu grafu (viz Příloha č. 5 a Příloha č. 6) však vypovídá spíše o nestacionaritě časové řady v úrovních. V postupných diferencích je již časová řada stacionární.

Stacionarita časové řady proměnné cena másla

V případě proměnné cena másla potvrzuje Rozšířený Dickey-Fullerův test (viz Příloha č. 7) pro časovou řadu v úrovních nestacionaritu dat, pro postupné difference již stacionaritu.

S těmito výsledky jsou v souladu i korelogramy a průběh grafů obou časových řad (viz Příloha č. 8 a Příloha č. 9)

Stacionarita časové řady proměnné cena margarínu

Upravená časová řada proměnné cena margarínu vykazuje také oproti původní časové řadě stacionaritu, což potvrzuje test (viz Příloha č. 10), stejně jako její korelogram (Příloha č. 11) a průběh grafu (Příloha č. 12).

5.2.2 Odhad parametrů modelu

OLS, za použití pozorování 1996-2018 (T = 23)
Závisle proměnná: d_Spotreba_ma

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	0,110994	0,0465091	2,387	0,0289	**
d_Prod_mlek_2	0,000886159	0,000293281	3,022	0,0077	***
d_Mzda	-0,000281343	6,82414e-05	-4,123	0,0007	***
d_Mzda_1	0,000288910	8,37078e-05	3,451	0,0030	***
d_Cena_masla	-0,0101186	0,00102110	-9,909	1,77e-08	***
d_Cena_marg_2	-0,00819906	0,00194509	-4,215	0,0006	***

Obrázek č. 7 - Odhad modelu spotřeby másla

Zdroj: Vlastní zpracování dle softwaru Gretl

Odhadnutý ekonometrický model:

$$y_t = 0,110994 + 0,000886 x_{2(t-1)} - 0,000281 x_3 + 0,000289 x_{3(t-1)} - 0,0101186 x_{4t} - 0,008199 x_{5(t-2)}$$

5.2.3 Verifikace

Ekonometrická verifikace

Nulová hypotéza Whiteova testu předpokládá, že v modelu se nevyskytuje heteroskedasticita. Výsledná p-hodnota hypotézu potvrzuje, neboť je vyšší než 0,05. Předpoklad homoskedasticity byl tedy splněn.

```
Whiteův test heteroskedasticity -
Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita
Testovací statistika: LM = 21,8643
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(20) > 21,8643) = 0,347918
```

Obrázek č. 8 - Test heteroskedasticity pro model spotřeby másla

Zdroj: Vlastní zpracování dle softwaru Gretl

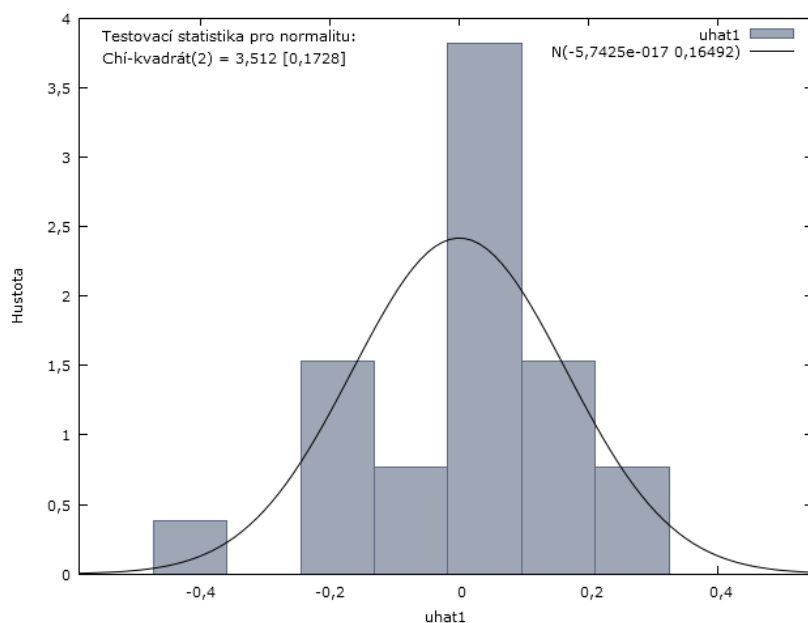
Pomocí Breusch–Godfrey testu byla testována autokorelace reziduální složky. P-hodnota 0,705809 potvrdila nulovou hypotézu o nepřítomnosti autokorelace 1. řádu.

LM test pro autokorelaci až do řádu 1 -
 Nulová hypotéza: žádná autokorelace
 Testovací statistika: LMF = 0,147693
 s p-hodnotou = $P(F(1,16) > 0,147693) = 0,705809$

Obrázek č. 9 - Test autokorelace pro model spotřeby másla

Zdroj: Vlastní zpracování dle softwaru Gretl

Dle grafu č. 10 je usuzováno, že data jsou normálně rozdělena. Test normality reziduí tento závěr ověřil, neboť p-hodnota je vyšší než $\alpha=0,05$. H_0 nelze zamítnout, předpoklad normality byl splněn.



Graf č. 10 - Graf normality reziduí pro model spotřeby másla

Zdroj: Vlastní zpracování dle softwaru Gretl

Test normality reziduí -
 Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené
 Testovací statistika: Chi-kvadrát(2) = 3,51172
 s p-hodnotou = 0,172759

Obrázek č. 10 - Test normality reziduí pro model spotřeby másla

Zdroj: Vlastní zpracování dle softwaru Gretl

Test kolinearit poskytuje informace o vzájemné závislosti proměnných. Hodnoty jednotlivých proměnných jsou nižší než 10, což znamená, že nebyla zjištěna multikolarita

mezi exogenními proměnnými, neexistuje mezi nimi tedy příliš silná přímá či nepřímá závislost. Nemělo by proto dojít ke zkreslení odhadovaných parametrů.

Faktory zvyšující rozptyl (VIF)

Minimální možná hodnota = 1.0

Hodnoty > 10.0 mohou indikovat problém kolinearit

d_Prod_mlek_2	1,347
d_Mzda	2,295
d_Mzda_1	1,882
d_Cena_masla	1,297
d_Cena_marg_2	1,280

Obrázek č. 11 - Test multikolinearity pro model spotřeby másla

Zdroj: Vlastní zpracování dle softwaru Gretl

Statistická verifikace

Všechny parametry kromě konstanty jsou významné na hladině významnosti $\alpha=0,01$, tedy s 99 % pravděpodobností.

Dále byla zjišťována shoda modelu s daty, a to prostřednictvím adjustovaného koeficientu vícenásobné determinace. Tento ukazatel dosahuje hodnoty 0,547496, lze tedy konstatovat, že změny závisle proměnné jsou téměř z 55 % vysvětlovány změnami nezávislých proměnných. Tedy změny ve spotřebě másla jsou z 55 % ovlivněny změnami v produkci mléka před dvěma lety, mzdě, mzdě v minulém období, ceně másla a ceně margarínu před dvěma lety.

Ekonomická verifikace

Odhadnuté parametry udávají směr a intenzitu vlivu vysvětlujících proměnných na vysvětlovanou proměnnou. Interpretace je uváděna za podmínek ceteris paribus, tedy za jinak neměnných podmínek. Jelikož jsou všechny časové řady převedeny do postupných diferencí, vyjadřují jednotlivé parametry změny přírůstků.

Parametr γ_2 interpretuje změnu přírůstku spotřeby másla při změně přírůstku produkce mléka před dvěma lety. Dle odhadnutého parametru platí, že pokud se průměrný přírůstek produkce mléka před dvěma lety zvýší o 1 mil litrů, přírůstek spotřeby másla běžného období zároveň vzroste o 0,00089 kg na obyvatele ceteris paribus. Směr i intenzita parametru vyhovuje ekonomickým teoriím, zvýšení nabídky vyvolá zvýšení poptávky.

Parametr γ_3 říká, o kolik kg na obyvatele se změní přírůstek spotřeby másla, pokud se přírůstek průměrné mzdy zvýší o 1 Kč. Pokud se tedy přírůstek mzdy zvýší o 1 Kč, sníží se přírůstek spotřeby másla o 0,00028 kg (c.p.). Směr parametru neodpovídá ekonomickým teoriím, jelikož při zvýšení mzdy byla očekávána zvýšená spotřeba produktu. To pravděpodobně vypovídá o tom, že obyvatelé nereagují na změnu mzdy zvýšením či omezením spotřeby másla ještě totéž období.

Parametr γ_4 udává, o kolik se zvýší či sníží přírůstek spotřeby másla při zvýšení přírůstku mzdy v minulém období o 1 Kč. Pokud se přírůstek mzdy před rokem zvýší o 1 Kč, zvýší se přírůstek současné spotřeby másla o 0,00029 kg (c.p.). Jinak řečeno, zvýší-li se přírůstek mzdy v minulém roce o 1 000 Kč, zvýší se přírůstek spotřeby másla běžného období na obyvatele o 0,29 kg ročně (c.p.). To je již v souladu s ekonomickými předpoklady, při zvýšení průměrného důchodu obyvatelé zvyšují spotřebu. Byl tím také potvrzen předchozí předpoklad, že reakce na změnu mzdy změnou spotřeby je pomalejší a neprobíhá ještě tentýž rok, avšak zvýšení mzdy v minulém roce již pozitivně spotřebu ovlivní.

Parametr γ_5 udává vliv změny ceny másla na spotřebu másla. Pokud se přírůstek ceny másla zvýší o 1 Kč za kg, sníží se přírůstek spotřeby másla o 0,01012 kg (c.p.). To se odráží od ekonomické teorie, kdy se předpokládá, že zvýšení ceny produktu vyvolá snížení jeho spotřeby.

Parametr γ_6 říká, jaký vliv bude mít na změnu spotřeby másla změna ceny margarínu před dvěma lety, který je považován za jeho nejbližší substitut, o 1 Kč za kg. Pokud se přírůstek ceny margarínu před dvěma lety zvýší o 1 Kč, sníží se přírůstek spotřeby másla běžného období o 0,00819 kg na obyvatele (c.p.). Jinými slovy, pokud se sníží přírůstek ceny margarínu, zvýší se přírůstek spotřeby másla. To neodpovídá ekonomickým předpokladům, neboť snížení ceny blízkého substitutu má vyvolat zvýšení jeho spotřeby, a tedy snížení spotřeby másla. Z výsledků tedy vyplývá, že margarín nejspíše nezastupuje roli nejbližšího substitutu másla. Tím by mohlo být například pomazánkové máslo, či jiné pomazánky.

5.2.4 Elasticita

Byly vypočteny průměrné pružnosti jednotlivých ukazatelů, které byly zapsány do tabulky č. 4. Pružnosti jsou vyjádřeny relativně a lze tak porovnávat intenzitu působení různých proměnných bez ohledu na jednotky, ve kterých jsou jednotlivé proměnné vyjádřeny. Jelikož

v modelu jsou použity diferencované hodnoty (které často nabývají kladných a záporných hodnot), tak výpočet pružností poskytuje výsledky, které jsou rovněž s různými znaménky v jednotlivých obdobích. Z tohoto důvodu nelze jednoznačně provést vyhodnocení směru působení, a proto bude posuzována pouze intenzita, pro jejíž vyhodnocení postačí pracovat s pružnostmi v absolutních hodnotách. Směry působení pak budou posuzovány na základě směrů původních parametrů.

Na vysvětlovanou proměnnou má nejvyšší vliv cena másla s koeficientem pružnosti 2,57. Pokud se tedy přírůstek ceny másla zvýší o 1 %, sníží se přírůstek spotřeby másla o 2,57 % ceteris paribus. Druhý nejvyšší vliv má proměnná mzda zpožděná o 1 období. Pokud se přírůstek této proměnné zvýší o 1 %, zvýší se přírůstek spotřeby másla o 1,67 % (c.p.). Naopak nejnižší vliv na změny endogenní proměnné má cena margarínu. Pokud se přírůstek ceny margarínu zvýší o 1 %, přírůstek spotřeby másla se sníží o 0,54 % (c.p.).

E d_Prod_mlek_2	E d_Mzda	E d_Mzda_1	E d_Cena_masla	E d_Cena_marg_2
0,549640526	0,952754394	1,670362178	2,573636418	0,536286186

Tabulka č. 4 - Koeficienty pružnosti spotřební model

Zdroj: vlastní zpracování

5.2.5 Shrnutí

Model spotřeby másla vykazuje výborné vlastnosti. Z důvodu stacionarizace musely být časové řady převedeny na první diference. Po vyhodnocení stacionarity dat byly odhadnuty parametry modelu, přitom parametry všech exogenních proměnných jsou vysoce významné, tedy všechny zahrnuté proměnné mají významný prokazatelný vliv na výsledné chování endogenní proměnné. Reziduální složka vykazuje normální rozdělení, v modelu byla také potvrzena nepřítomnost heteroskedasticity, autokorelace a multikolinearity. Směr působení všech parametrů je možno vysvětlit. Dle záporného znaménka parametru mzdy běžného období bylo odvozeno, že snížení mzdy nezpůsobuje snížení spotřeby másla okamžitě ještě v tomtéž období. Rostoucí spotřeba másla i přes snížení mzdy je způsobena stále lehce rostoucím dlouhodobým trendem spotřeby másla. Proměnná mzda zpožděná o 1 rok je již v souladu s předpokladem, že se zvýšením mzdy se zvyšuje spotřeba másla. Lze tedy dojít k závěru, že spotřebitelé tvoří úspory, ze kterých je spotřeba hrazena a reakce tak nepřichází okamžitě, avšak při dlouhodobějším snížení mzdy již reagují snížením spotřeby másla. Parametr produkce mléka je kladný, tedy se zvýšením produkce syrového mléka se zvyšuje

i produkce másla, čímž dochází ke zvýšení samotné spotřeby másla. Cena margarínu má záporný parametr, což není v souladu s předpokládaným chováním substitutu. Pro porovnání intenzity působení exogenních proměnných na vysvětlovanou proměnnou byly vypočteny průměrné elasticity jednotlivých proměnných. Největší vliv na endogenní proměnnou vykazuje proměnná cena másla, která má nejvyšší koeficient pružnosti. Pomocí tohoto výsledku mohlo být odpovězeno na hypotézu H_1 .

- H_1 : Změny ve spotřebě másla jsou nejvíce ovlivňovány změnami spotřebitelské ceny másla.

Hypotéza byla potvrzena, jelikož spotřebitelská cena má opravdu na endogenní proměnnou ze všech vysvětlujících proměnných nejsilnější vliv. Nejnižší vliv na spotřebu másla byl prokázán u proměnné cena margarínu. Nízká intenzita působení oproti ostatním exogenním proměnným společně s nepředpokládaným znaménkem působením vypovídá o tom, že spotřebitelé nejspíše nevnímají margarín jako blízký substitut, kterým začnou máslo nahrazovat, pokud jeho cena klesne.

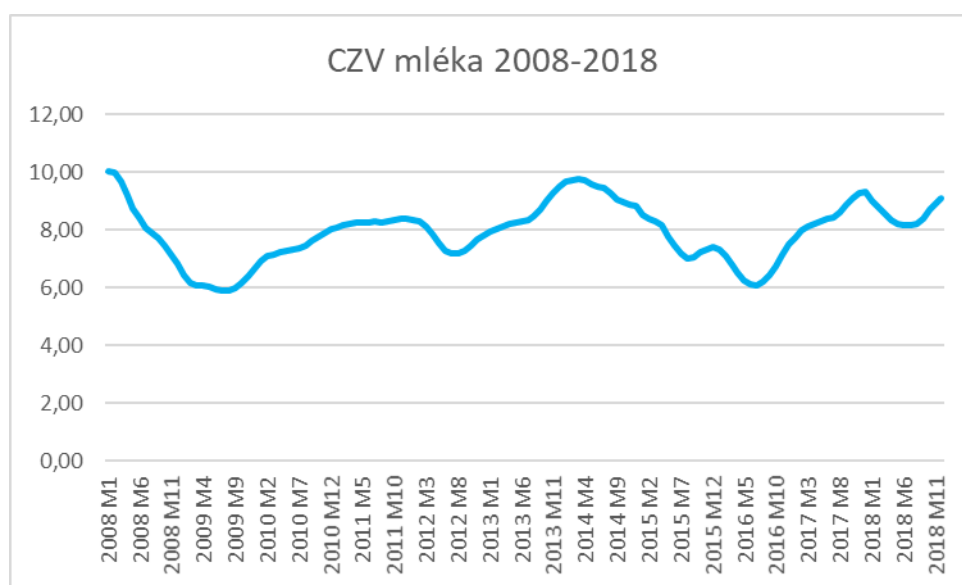
5.3 Produkční model

Produkční model měl popisovat, jaké proměnné mají vliv na celkovou produkci másla. Do modelu bylo nejdříve uvažováno především zahrnutí exogenních proměnných spotřeba másla, produkce mléka a cena másla. Dále byl zkoumán také vliv proměnných jako např. stav dojníc, dojivost, produkce sýrů a tvarohů a produkce ostatních kysaných výrobků, pro jejichž výrobu je využíváno stejného vstupu – syrového kravského mléka. Zvýšená produkce těchto mléčných výrobků by měla v důsledku snižovat produkci másla. Při vyřazování proměnných od nejméně významné došlo k postupnému vyřazení všech proměnných. Byl vyvozen závěr, že změny produkce másla nelze žádnou z vybraných proměnných vysvětlit. Při podrobnějším prozkoumání bylo zjištěno, že data obsahují nejen samotnou produkci másla, ale i ostatních mléčných pomazánek, což může být důvodem vyloučení všech použitých existujících proměnných.

5.4 Jednorovnicové cenové modely

Byly sestaveny modely na třech cenových úrovních (viz. kapitola 4.3), které zkoumají cenu zemědělských výrobců mléka, cenu průmyslových výrobců másla a spotřební cenu másla.

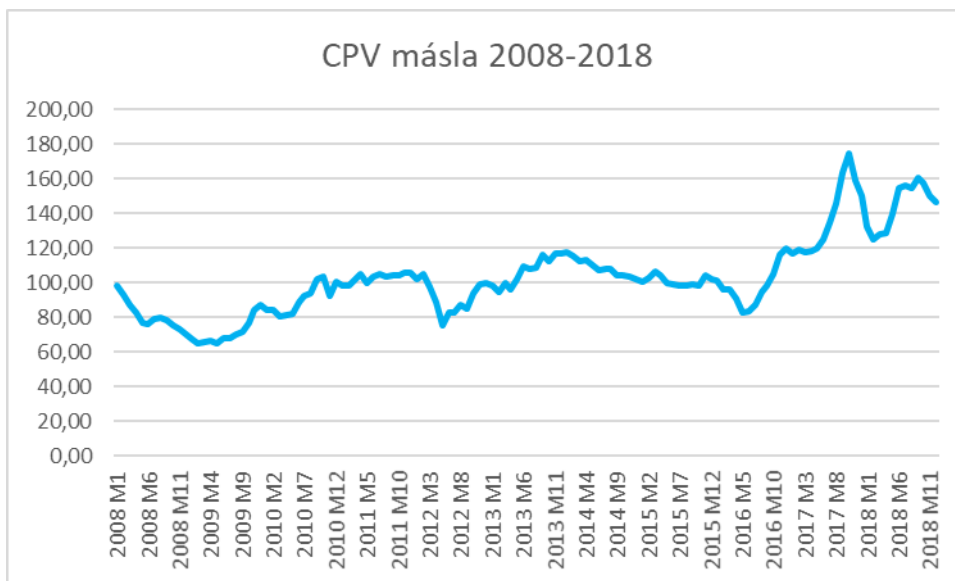
Graf č. 11 popisuje vývoj zemědělské ceny mléka v Kč za kg v letech 2008–2018. CZV mléka má kolísavý charakter, střídavě dochází k poklesu a navyšování ceny. Nejhlubší propad ve sledovaném období nastal v sedmém měsíci roku 2009, kdy cena klesla na 5,89 Kč za litr. K podobnému propadu došlo v sedmém měsíci roku 2016, a to na 6,10 Kč za litr. Nejvyšší CZV mléka za sledované období byla v roce 2008 a 2014, kdy dosahovala hodnot 10,04 Kč a 9,72 Kč. Tyto výhodné ceny pro zemědělské výrobce měly za následek navýšení počtu chovaných dojnic a tedy zvýšenou produkci, načež ceny mléka začaly v obou případech opět postupně klesat. Nebyla vyzorována sezónnost, a to ani po podrobnějším průzkumu dat.



Graf č. 11 - Ceny zemědělských výrobců mléka

Zdroj: Vlastní zpracování dle Mze

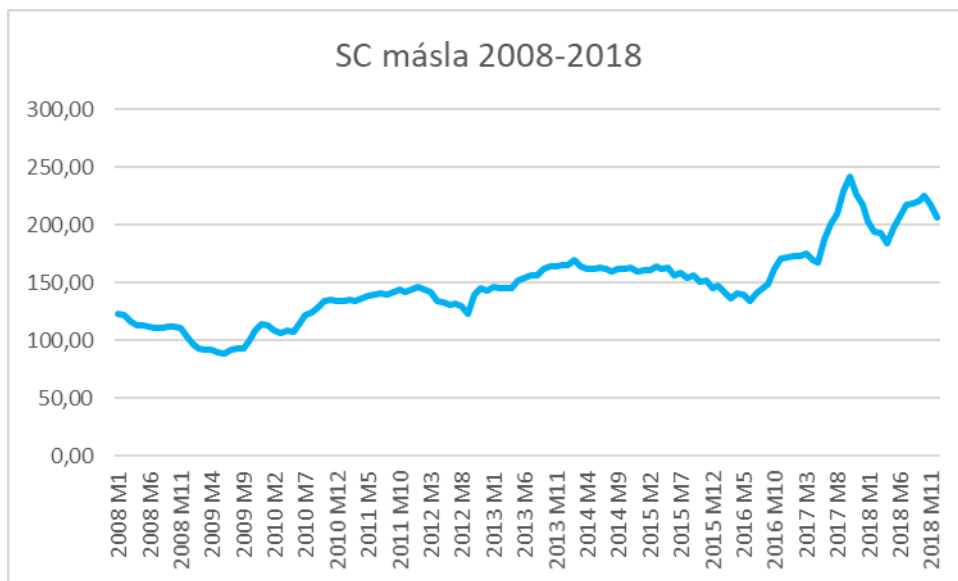
Následující graf zachycuje vývoj ceny průmyslových výrobců másla v letech 2008–2018. Dle křivky je zřejmé, že CPV másla do jisté míry reaguje na změny CZV mléka, i když ceny průmyslových výrobců másla mnohem více kolísají. Proměnná eviduje propady cen ve stejných obdobích, jako ceny vstupů. Lze tedy pozorovat, že tvar křivky CPV másla je v základu podobný jako CZV mléka, avšak CPV másla se v čase mnohem častěji mění ve smyslu velmi časté změny růstu a poklesu. K nejvyššímu výkyvu došlo na konci roku 2017, kdy cena vzrostla na 174,55 Kč za kg. Od počátku do konce sledovaného období vykazují CPV rostoucí tendenci.



Graf č. 12 - Ceny průmyslových výrobců másla

Zdroj: Vlastní zpracování dle MZe

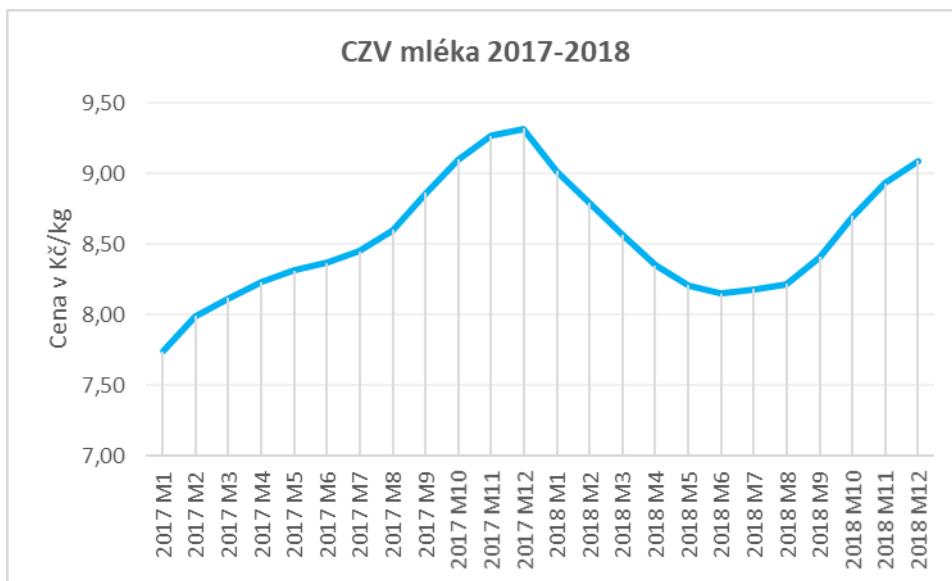
Graf č. 13 zobrazuje vývoj spotřebitelské ceny másla v letech 2008–2018. Vývoj těchto cen vykazuje rostoucí charakter. V pátém měsíci roku 2009, kdy stálo ve sledovaném období máslo nejméně, činila průměrná cena za 1 kg másla 90,26 Kč, což je 22,57 Kč za obvyklé spotřebitelské balení (250 g). Od této nejnižší hodnoty došlo ke zvýšení ceny až o 151,73 Kč za kg. Nejvyšší hodnoty 241,99 Kč dosahovala cena másla v desátém měsíci roku 2017, tehdy stálo balení v průměru 60,5 Kč. Graf hodnot SC másla kolísá velmi podobně jako graf CPV másla, ceny másla v obchodních řetězcích mají téměř okamžitou reakci na změny cen ve zpracovatelském průmyslu, a mění se téměř současně.



Graf č. 13 - Spotřebitelské ceny másla

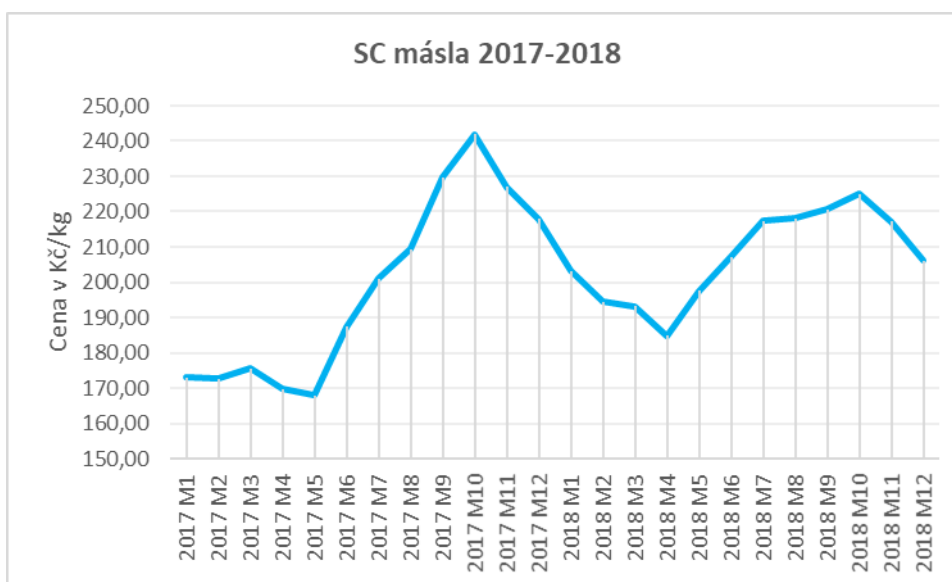
Zdroj: Vlastní zpracování dle Mze

Po podrobnějším prozkoumání změn na všech třech cenových úrovních bylo zjištěno, že směr působení často funguje spíše v opačném směru, tedy že nejdříve začne růst či klesat cena másla, a o pár měsíců později na tuto změnu reaguje cena syrového mléka. Tato tendence lze pozorovat na cenách zemědělských výrobců mléka a spotřebitelských cenách másla v jednotlivých měsících v roce 2017 a 2018, které zobrazují následující grafy. Je patrné, že nejvyšší cenové úrovně dosáhla SC másla v 10. měsíci roku 2017, poté začala klesat. CZV mléka začala klesat ve 12. měsíci tohoto roku, tedy o dva měsíce později. SC másla poté klesala až do 4. měsíce roku 2018, kdy začala opět růst. CZV mléka klesala až do 6. měsíce, tedy reakce na SC másla a následný růst nastal znovu se zpožděním dvou měsíců. Ceny jsou však navzájem integrované a dochází zde k oboustrannému působení a ovlivňování jednotlivých úrovní.



Graf č. 14 - měsíční CZV mléka v letech 2017-2018

Zdroj: Vlastní zpracování dle MZe



Graf č. 15 - měsíční SC másla v letech 2017-2018

Zdroj: Vlastní zpracování dle MZe

5.4.1 Model ceny zemědělských výrobců

Tento model zkoumá endogenní proměnnou CZV mléka, na kterou působí exogenní proměnné CPV másla a SC másla a jejich zpožděné proměnné. Dále také zpožděná endogenní proměnná CZV mléka. K modelování byly využity časové řady o 132 pozorování, které obsahují měsíční data od roku 2008 do roku 2018. Jedná se o průměrné ceny za syrové kravské mléko v kč/l a průměrné ceny másla v kč/kg. Po vyhodnocení významnosti proměnných byly konkrétně zahrnuty proměnné CPV másla, SC másla

zpožděná o 5 měsíců, CZV mléka zpožděná o 1 měsíc a CZV mléka zpožděná o 4 měsíce. Model byl z důvodů využití diferencovaných proměnných a zpoždění až o 5 období zúžen z původních 132 na 126 pozorování. Odhad modelu je proveden pomocí běžné metody nejmenších čtverců.

Ekonomický model

$$y_t = f(x_{1t}, x_{2t}, x_{3(t-5)}, y_{(t-1)}, y_{(t-3)})$$

Ekonometrický model

$$y_t = \gamma_1 + \gamma_2 x_{2t} + \gamma_3 x_{3(t-5)} + \gamma_4 y_{(t-1)} + \gamma_5 y_{(t-4)} + u_t$$

Deklarace proměnných

y_tCZV mléka (Kč/l)

x_{1t}konstanta

x_{2t}CPV másla (Kč/kg)

$x_{3(t-5)}$SC másla zpožděná o 5 období (Kč/kg)

$y_{(t-1)}$CZV mléka zpožděná o 1 období (Kč/l)

$y_{(t-4)}$CZV mléka zpožděná o 4 období (Kč/l)

u_tnáhodná složka

γparametry vysvětlujících proměnných

Stacionarita dat

Byla testována stacionarita jednotlivých proměnných na základě rozšířeného Dickey-Fullerova testu a Korelogramu. Vzhledem k nestacionaritě některých proměnných byly použity první diference za účelem stacionarizace časových řad. Výsledky testů a podoby korelogramů pro každou proměnnou jsou vyobrazeny před i po provedení diferenciací. Dále jsou připojeny grafy znázorňující průběh časových řad v jejich úrovních v levém grafu a v pravém grafu jsou časové řady transformovány do podoby postupných diferencí. Všechny tyto obrázky týkající se vyhodnocení stacionarity jsou součástí příloh a je na ně odkazováno v textu.

Stacionarita časové řady proměnné CZV mléka

H_0 Dickey-Fullerova testu (viz Zdroj: vlastní zpracování dle softwaru Gretl)

Příloha č. 13) tvrdí, že časová řada není stacionární. Pokud je asymptotická p-hodnota vyšší než 0,05, H_0 o nestacionaritě je přijata. Podle p-hodnot Dickey-Fullerova testu je tedy časová řada stacionární jak v úrovních, tak v postupných diferencích, jelikož jsou hodnoty nižší než 0,05 a vyvrací tak hypotézu o nestacionaritě. Nicméně podle Korelogramu (Příloha č. 14) lze usoudit, že časová řada v úrovních spíše není stacionární, protože korelační koeficienty jednotlivých zpoždění klesají pozvolna. V podobě postupných diferencí je pokles jednotlivých korelačních koeficientů mnohem výraznější, což svědčí o stacionaritě časové řady postupných diferencí. Příloha č. 15 zobrazuje rozdíl v průběhu časové řady proměnné CZV mléka v úrovních a v postupných diferencích. Z grafu vpravo lze také usoudit, že časová řada je po zavedení diferencí stacionární.

Stacionarita časové řady proměnné CPV másla

Z výsledků Dickey-Fullerova testů (viz Příloha č. 16) lze vyčíst, že časová řada je v úrovních nestacionární. Naopak v postupných diferencích již podle p-hodnoty vykazuje stacionaritu. Podoby korelogramů (viz Příloha č. 17) zde potvrzují předchozí výsledky testů a lze z nich usoudit, že časová řada v úrovních není stacionární díky pozvolnému klesání jednotlivých korelačních koeficientů, zatím co korelogram postupných diferencí svědčí o stacionaritě. Rovněž průběh grafů (viz Příloha č. 18) vypovídá o nestacionaritě před zavedením a stacionaritě po zavedení postupných diferencí.

Stacionarita časové řady proměnné SC másla

I u proměnné SC másla lze z opět vyčíst z p-hodnoty Dickey-Fullerova testu (viz Příloha č. 19), z korelogramu (viz Příloha č. 20) a průběhu grafu (viz Příloha č. 21), že časová řada v postupných diferencích je již stacionární.

Odhad parametrů modelu

Model 4: OLS, za použití pozorování 2008:07-2018:12 (T = 126)
Závisle proměnná: d_CZV_mleko

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	-0,00643127	0,00654851	-0,9821	0,3280	
d_CPV_maslo	0,00911770	0,00131028	6,959	1,90e-010	***
d_SC_maslo_5	0,00384784	0,00138740	2,773	0,0064	***
d_CZV_mleko_1	0,885445	0,0418577	21,15	1,82e-042	***
d_CZV_mleko_4	-0,163811	0,0431811	-3,794	0,0002	***
Střední hodnota závisle proměnné		0,005159			
Sm. odchylka závisle proměnné		0,179880			
Součet čtverců reziduí		0,607739			
Sm. chyba regrese		0,070871			
Koeficient determinace		0,849740			
Adjustovaný koeficient determinace		0,844773			
F(4, 121)		171,0683			
P-hodnota (F)		8,29e-49			
Logaritmus věrohodnosti		157,2741			
Akaikovo kritérium		-304,5482			
Schwarzovo kritérium		-290,3668			
Hannan-Quinnovo kritérium		-298,7867			
rho (koeficient autokorelace)		-0,026403			
Durbinovo h		-0,334034			

Obrázek č. 12 - Odhad modelu CZV mléka
Zdroj: Vlastní zpracování dle softwaru Gretl

Rovnice odhadnutého modelu:

$$y_t = -0,0064 + 0,0091 x_{2t} + 0,0038 x_{3(t-5)} + 0,8854 y_{(t-1)} - 0,1638 y_{(t-4)}$$

Ekonometrická verifikace

Dle výsledku Whiteova testu, kdy p-hodnota je vyšší než hladina významnosti 0,05, byla potvrzena nulová hypotéza o nepřítomnosti heteroskedasticity a byl tedy splněn předpoklad homoskedasticity.

```
Whiteův test heteroskedasticity -  
Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita  
Testovací statistika: LM = 18,8854  
s p-hodnotou = P(Chí-kvadrát(13) > 18,8854) = 0,1267
```

Obrázek č. 13 - Test heteroskedasticity pro model CZV mléka
Zdroj: Vlastní zpracování dle softwaru Gretl

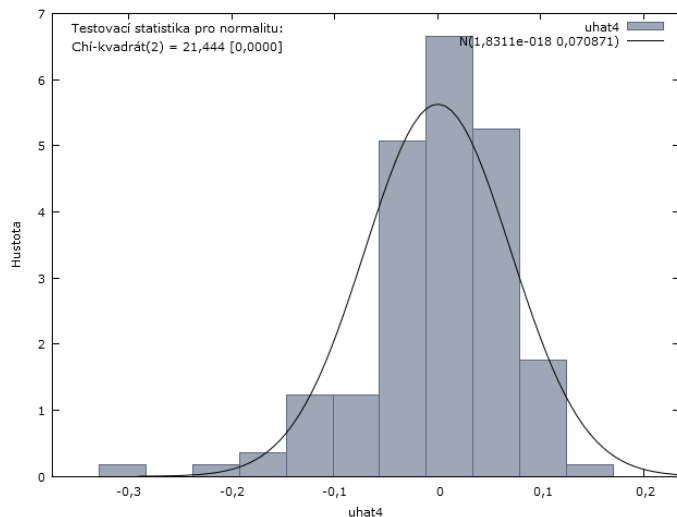
Test normality reziduí vyvrátil nulovou hypotézu o tom, že chyby jsou normálně rozdělené, i z grafického vyjádření lze vypořadovat drobné vychýlení, které je nejspíše způsobeno odlehlým pozorováním, jehož příčina není známa. Předpoklad normality tedy nebyl splněn.

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené
Testovací statistika: Chi-kvadrát(2) = 21,4439
s p-hodnotou = 2,20556e-005

Obrázek č. 14 - Test normality pro model CZV mléka

Zdroj: Vlastní zpracování dle softwaru Gretl



Graf č. 16 - Graf normality reziduí pro model CZV mléka

Zdroj: Vlastní zpracování dle softwaru Gretl

Pomocí Breusch–Godfrey testu byla testována autokorelace reziduální složky. P-hodnota 0,9903 potvrdila nulovou hypotézu o nepřítomnosti autokorelace 1. řádu.

LM test pro autokorelaci až do řádu 12 -

Nulová hypotéza: žádná autokorelace
Testovací statistika: LMF = 0,287209
s p-hodnotou = $P(F(12,109) > 0,287209) = 0,990298$

Obrázek č. 15 - Test autokorelace pro model CZV mléka

Zdroj: Vlastní zpracování dle softwaru Gretl

Test kolinearity poskytuje informace o vzájemné závislosti proměnných. Hodnoty jednotlivých proměnných jsou nižší než 10, což znamená, že nebyla zjištěna multikolinearita

mezi exogenními proměnnými, neexistuje mezi nimi tedy příliš silná přímá či nepřímá závislost. Nemělo by proto dojít ke zkreslení odhadovaných parametrů.

Faktory zvyšující rozptyl (VIF)

Minimální možná hodnota = 1.0

Hodnoty > 10.0 mohou indikovat problém kolinearity

d_CPV_maslo	1,251
d_SC_maslo_5	1,553
d_CZV_mleko_1	1,434
d_CZV_mleko_4	1,652

Obrázek č. 16 - Test kolinearity pro model CZV mléka

Zdroj: Vlastní zpracování dle softwaru Gretl

Statistická verifikace

Všechny parametry jsou významné na hladině významnosti $\alpha=0,01$, tedy s 99% pravděpodobností. Korigovaný koeficient determinace dosahuje hodnoty 0,8448, což odpovídá 84 %. V této výši jsou změny vysvětlované proměnné ovlivňovány změnami, které nastanou u vysvětlujících proměnných.

Ekonomická verifikace

Parametry jsou interpretovány za podmínek ceteris paribus (c.p.), tedy za jinak neměnných podmínek.

Parametr γ_2 říká, jak se změní přírůstek ceny zemědělských výrobců mléka, pokud se přírůstek ceny průmyslových výrobců másla zvýší či sníží o 1 Kč za kg. Dle odhadnutého parametru tedy platí, že pokud se přírůstek CPV másla zvýší o 1 Kč za kg, přírůstek CZV mléka zároveň vzroste o 0,0091 Kč za litr (c.p.). Tento předpoklad vyhovuje ekonomickým teoriím, jelikož zvýší-li se cena výrobců, souvisí to se zvýšením poptávky po jejich výstupech, a proto i zemědělství producenti reagují zvýšením ceny.

Parametr γ_3 udává, o kolik se změní přírůstek ceny zemědělských výrobců mléka při změně přírůstku spotřebitelské ceny másla před pěti měsíci o 1 Kč za kg. Pokud tedy vzroste přírůstek SC másla před pěti měsíci o 1 Kč, zvýší se přírůstek CZV mléka o 0,0038 Kč za litr (c.p.). To je opět v souladu s ekonomickými předpoklady, pokud zemědělci zaregistrují zvýšení spotřebitelské ceny másla v předchozích obdobích, a tedy zvýšenou poptávku po výrobku, zareagují zvýšením ceny vstupů, jelikož se předpokládá zvýšená poptávka

po mléce. CZV mléka však na změny SC másla reaguje o něco pomaleji než na změny CPV másla. Mezi jednotlivými úrovněmi vertikály probíhá mnoho interakcí a ceny na jednotlivých stupních jsou navzájem úzce provázány, avšak CZV a SC jsou obvykle více propojeny s prostředním článkem CPV než přímo spolu navzájem. Proto je reakce CZV na změny ceny vzdálenější o další stupeň vertikály pomalejší než na změny sousedního stupně.

Parametr γ_4 udává vliv změny ceny zemědělských výrobců mléka před měsícem na cenu zemědělských výrobců mléka běžného období. Pokud se přírůstek CZV mléka před měsícem zvýší o 1 Kč za litr, zvýší se přírůstek CZV mléka v běžném období o 0,8854 Kč za litr (c.p.). Na základě tohoto výsledku lze usoudit, že u CZV mléka existuje krátkodobá setrvačná tendence.

Parametr γ_5 udává vliv změny ceny zemědělských výrobců mléka před 4 měsíci na cenu zemědělských výrobců mléka v běžném období. Pokud se přírůstek CZV mléka před 4 měsíci zvýší o 1 Kč za litr, sníží se přírůstek CZV mléka o 0,1638 Kč za litr (c.p.). Z toho vyplývá, že u proměnné CZV mléka dochází i ke korekci.

Elasticita

Pro porovnání působení predeterminovaných proměnných na vysvětlovanou proměnnou byly vypočteny průměrné pružnosti. Nejsilněji působí na cenu zemědělských výrobců mléka její vlastní proměnná zpožděná o 1 měsíc. Pokud se přírůstek CZV mléka před měsícem změní o 1 %, tak se přírůstek CZV mléka v běžném období změní o 1,38 % (c.p.). Naopak nejnižší vliv vykazuje proměnná spotřebitelská cena másla před pěti měsíci. Pokud se přírůstek SC másla před pěti měsíci zvýší o 1 %, pak se přírůstek CZV mléka zvýší o 0,33 % (c.p.).

E d_CPV_maslo	E d_SC_maslo_5	E d_CZV_mleko_1	E d_CZV_mleko_4
0,608381074	0,334996957	1,375975093	0,562790388

Tabulka č. 5 - Koefficienty pružnosti model CZV mléka

Zdroj: vlastní zpracování

Shrnutí

Při tvorbě modelu ceny zemědělských výrobců mléka byly prokázány jeho dobré ekonomické vlastnosti. Po vyhodnocení stacionarity byly odhadnuty parametry modelu,

přičemž každý z nich je významný na hladině významnosti 0,01, tedy všechny proměnné zahrnuté v modelu mají na chování vysvětlované proměnné prokazatelný vliv. Byla potvrzena nepřítomnost autokorelace, heteroskedasticity i multikolinearity, avšak reziduální složka nevykazovala normální rozdělení. Veškeré parametry mají směr v souladu s ekonomickou teorií. Parametry ceny průmyslových výrobců másla a spotřebitelské ceny másla před pěti měsíci vykazují pozitivní směr. Fungují zde tedy zpětné vazby, změny cen másla zpětně působí na cenu syrového mléka, přičemž je patrné, že změna CPV másla má na změnu CZV mléka okamžitý vliv. Kladný parametr proměnné CZV mléka před měsícem a záporný parametr proměnné CZV mléka před čtyřmi měsíci jsou taktéž v pořádku, cena v čase osciluje a střídavě vykazuje setrvačnou tendenci a korekci. Výpočtem koeficientů pružností bylo prokázáno, že nejvyšší vliv na změnu ceny zemědělských výrobců mléka má její vlastní proměnná zpožděná o 1 měsíc.

5.4.2 Model ceny průmyslových výrobců

Tento model zkoumá endogenní proměnnou CPV másla, na kterou působí exogenní proměnné CZV mléka a SC másla a jejich zpožděné proměnné. Dále také zpožděná endogenní proměnná CPV másla. K modelování byly využity časové řady o 132 pozorování, které obsahují měsíční data od roku 2008 do roku 2018. Jedná se o průměrné ceny za syrové kravské mléko v Kč/l a průměrné ceny másla v Kč/kg. Po vyhodnocení významnosti proměnných byly konkrétně zahrnuty proměnné CZV mléka, SC másla, SC másla zpožděná o 1 měsíc, a CPV másla zpožděná o 1, 2, 4 a 5 měsíců. Model byl z důvodů využití diferencovaných proměnných a zpoždění až o 5 období zúžen z původních 132 na 126 pozorování.

Ekonomický model

$$y_t = f(x_1, x_{2t}, x_{3t}, x_{3(t-1)}, y_{(t-1)}, y_{(t-2)}, y_{(t-4)}, y_{(t-5)})$$

Ekonometrický model

$$y_t = \gamma_1 + \gamma_2 x_{2t} + \gamma_3 x_{3t} + \gamma_4 x_{3(t-1)} + \gamma_5 y_{(t-1)} + \gamma_6 y_{(t-2)} + \gamma_7 y_{(t-4)} + \gamma_8 y_{(t-5)} + u_t$$

Deklarace proměnných

y_tCPV másla (Kč/kg)

x_{1t}konstanta

x_{2t}CZV mléka (Kč/l)
 x_{3t}SC másla (Kč/kg)
 $x_{3(t-1)}$SC másla zpožděná o 1 období (Kč/kg)
 $y_{(t-1)}$CPV másla zpožděná o 1 období (Kč/kg)
 $y_{(t-2)}$CPV másla zpožděná o 2 období (Kč/kg)
 $y_{(t-4)}$CPV másla zpožděná o 4 období (Kč/kg)
 $y_{(t-5)}$CPV másla zpožděná o 5 období (Kč/kg)
 u_tnáhodná složka
 γparametry vysvětlujících proměnných

Stacionarita časových řad jednotlivých proměnných je ověřena již v modelu ceny zemědělských výrobců. Z důvodu stacionarizace byly časové řady transformovány do postupných diferencí.

Odhad parametrů modelu

Model 6: OLS, za použití pozorování 2008:07-2018:12 (T = 126)
 Závisle proměnná: d_CPV_maslo

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	0,409555	0,301383	1,359	0,1768	
d_CZV_mleko	11,2680	2,24998	5,008	1,95e-06	***
d_SC_maslo	0,518537	0,0607876	8,530	5,76e-014	***
d_SC_maslo_1	0,289175	0,0762555	3,792	0,0002	***
d_CPV_maslo_1	-0,329606	0,0836108	-3,942	0,0001	***
d_CPV_maslo_2	-0,198328	0,0664887	-2,983	0,0035	***
d_CPV_maslo_4	-0,204370	0,0603100	-3,389	0,0010	***
d_CPV_maslo_5	-0,272513	0,0630154	-4,325	3,21e-05	***

Obrázek č. 17 - Odhad modelu CPV másla
 Zdroj: Vlastní zpracování dle softwaru Gretl

Rovnice odhadnutého modelu:

$$y_t = 0,409555 + 11,2680 x_{2t} + 0,518537 x_{3t} + 0,289175 x_{3(t-1)} - 0,329606 y_{(t-1)} - 0,198328 y_{(t-2)} - 0,204370 y_{(t-4)} - 0,272513 y_{(t-5)} + u_t$$

Ekonometrická verifikace

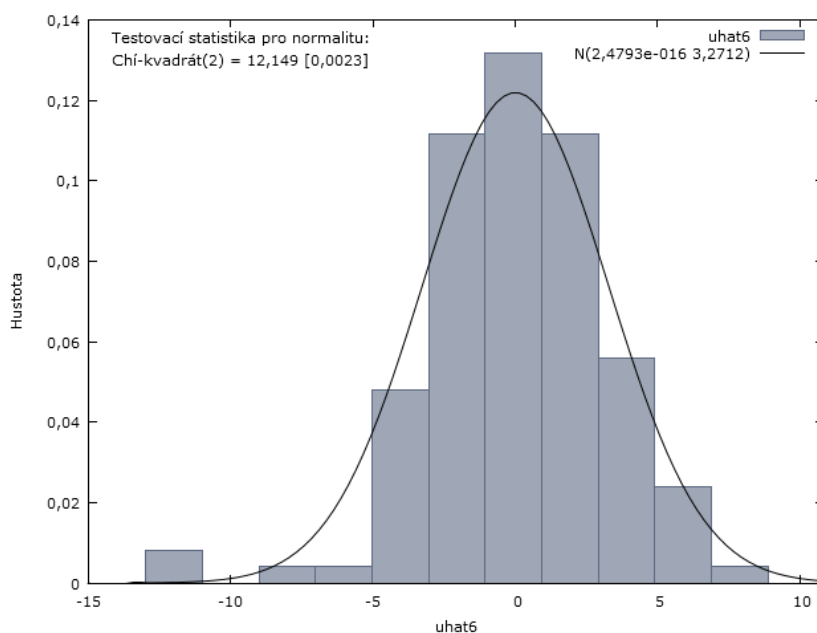
Podle Whiteova testu se v modelu nevyskytuje heteroskedasticita, byl splněn předpoklad o homoskedasticitě.

Whiteův test heteroskedasticity -
 Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita
 Testovací statistika: LM = 29,5304
 s p-hodnotou = $P(\text{Chí-kvadrát}(31) > 29,5304) = 0,541629$

Obrázek č. 18 - Test heteroskedasticity pro model CPV másla

Zdroj: Vlastní zpracování dle softwaru Gretl

Dle grafického vyjádření lze usuzovat, že vychýlení vlevo by mohlo způsobovat nenormální rozdělení chyb.



Graf č. 17 – Graf normality reziduí pro model CPV másla

Zdroj: Vlastní zpracování dle softwaru Gretl

Test s p-hodnotou nižší než 0,05 potvrdil obavy vyslovené na základě grafického vyjádření, nelze přijmout nulovou hypotézu o normalitě reziduí.

Test normality reziduí -
 Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené
 Testovací statistika: Chí-kvadrát(2) = 12,1495
 s p-hodnotou = 0,00230024

Obrázek č. 19 - Test normality pro model CPV másla

Zdroj: Vlastní zpracování dle softwaru Gretl

Hodnoty následujícího testu jsou pro všechny proměnné nižší než 10, což indikuje nepřítomnost multikolinearity.

Faktory zvyšující rozptyl (VIF)

Minimální možná hodnota = 1.0

Hodnoty > 10.0 mohou indikovat problém kolinearity

d_CZV_mleko	1,913
d_SC_maslo	1,457
d_SC_maslo_1	2,217
d_CPV_maslo_1	2,380
d_CPV_maslo_2	1,495
d_CPV_maslo_4	1,240
d_CPV_maslo_5	1,365

Obrázek č. 20 - Test kolinearity pro model CPV másla

Zdroj: Vlastní zpracování dle softwaru Gretl

P-hodnota 0,431128 Breusch–Godfrey testu potvrdila nepřítomnost autokorelace.

```
LM test pro autokorelaci až do řádu 12 -  
Nulová hypotéza: žádná autokorelace  
Testovací statistika: LMF = 1,02565  
s p-hodnotou = P(F(12,106) > 1,02565) = 0,431128
```

Obrázek č. 21 - Test autokorelace pro model CPV másla

Zdroj: Vlastní zpracování dle softwaru Gretl

Statistická verifikace

Všechny parametry jsou opět významné na hladině významnosti $\alpha=0,01$. Korigovaný koeficient determinace dosahuje hodnoty 0,634535, tedy změny vysvětlované proměnné jsou z 63 % vysvětlovány změnami vysvětlujících proměnných.

Ekonomická verifikace

Parametry jsou opět interpretovány za podmínek ceteris paribus (c.p.), tedy za jinak neměnných podmínek.

Parametr γ_2 představuje vliv změny CZV mléka na změny CPV másla o 1 Kč za litr. Pokud se přírůstek CZV mléka zvýší o 1 Kč za litr, pak se přírůstek CPV másla zvýší o 11,2680 Kč za kg (c.p.). Směr působení odpovídá ekonomickým teoriím, pokud se zvýší cena vstupu potřebného k výrobě, zvýší se i cena samotného produktu. Reakce na změny vstupů jsou okamžité a intenzita působení je poměrně silná, na změny CPV másla mají nejsilnější vliv právě změny v CZV mléka.

Parametr γ_3 udává, jak se změní přírůstek CPV másla při změně přírůstku SC másla. Tedy pokud se přírůstek SC másla zvýší o 1 Kč za kg, přírůstek CPV másla se zároveň zvýší

o 0,5185 Kč za kg (c.p.). Z této skutečnosti lze konstatovat, že v modelu existují jak dopředné, tak i zpětné vazby, tedy funguje provázanost a vzájemná závislost jednotlivých prvků vertikály. Zpětné vazby jsou však o něco slabší, což vyplývá z intenzity působení, a navazující prvek neovlivňuje CPV másla tolik, jako změna ceny vstupů.

Parametr γ_4 udává, jak se změní přírůstek CPV másla, pokud se přírůstek SC másla v předchozím období zvýší o 1 Kč za kg. Jestliže se tedy přírůstek SC másla před měsícem zvýší o 1 Kč za kg, pak se přírůstek CPV másla zvýší o 0,2892 Kč za kg (c.p.). Zde je reakce o 1 období pomalejší, průmyslový výrobce zaregistroval zvýšení SC másla v minulém měsíci, tedy předpokládá zvýšenou poptávku po másle, na což také reaguje zvýšením cen.

Parametry $\gamma_5 - \gamma_8$ popisují reakci proměnné CPV másla na změny jejích zpožděných proměnných o 1, 2, 4 a 5 období. Zde je směr působení opačný. Pokud se přírůstek CPV másla před měsícem, 2, 4 a 5 měsíci zvýší o 1 Kč za kg, pak se přírůstek CPV másla běžného období sníží o 0,3296, 0,1983, 0,2044 a 0,2725 Kč za kg (c.p.). To lze interpretovat tak, že výrobce v minulých období reagoval na převis poptávky nad nabídkou zvýšením cen. Vyšší ceny však po nějaké době zapříčiní snížení poptávky, načež průmysloví výrobci reagují snížením cen v tomto období.

Elasticita

Nejvyšší intenzitu vlivu na cenu průmyslových výrobců másla má proměnná cena zemědělských výrobců mléka běžného období. Pokud se přírůstek CZV mléka zvýší o 1 %, pak se přírůstek CPV másla zvýší o 2,12 % (c.p.). Proměnné, které působí na endogenní proměnnou nejvíce hned po CZV mléka jsou CPV másla před pěti měsíci a SC másla běžného období. Pokud se CPV másla před pěti měsíci zvýší o 1 %, pak se CPV másla sníží o 1,73 % (c.p.). Pokud se SC másla zvýší o 1 %, pak se CPV másla zvýší o 1,62 % (c.p.). Nejnižší vliv má v tomto modelu CPV másla zpožděná o 2 období, tedy vlastní endogenní proměnná před dvěma měsíci.

E d_CZV_mleko	E d_SC_maslo	E d_SC_maslo_1	E d_CPV_maslo_1	E d_CPV_maslo_2	E d_CPV_maslo_4	E d_CPV_maslo_5
2,121364521	1,623586427	1,273679097	1,255773328	1,234545016	1,317683901	1,72514782

Tabulka č. 6 - Koefficienty pružnosti model CPV másla

Zdroj: vlastní zpracování

Shrnutí

Při tvorbě modelu další navazující cenové úrovně, tedy ceny průmyslových výrobců másla, byly opět prokázány poměrně dobré ekonomické vlastnosti. Po převedení časových řad do prvních diferencí a úspěšném vyhodnocení stacionarity mohl být odhadnut model. Rezidua i u této cenové úrovně vykazují nenormální rozdělení. V modelu však nebyla přítomna heteroskedasticita, autokorelace ani multikolinearita, a všechny parametry jsou významné na hladině významnosti 0,01. Směr i intenzita působení veškerých parametrů také odpovídá ekonomickým předpokladům. Parametr proměnné ceny zemědělských výrobců mléka má pozitivní směr, tedy cena vstupu dle očekávání ovlivňuje zpracovatelskou cenu ještě v tomtéž období. Parametry spotřebitelské ceny běžného období a spotřebitelské ceny před měsícem jsou rovněž kladné, lze tedy konstatovat, že ve vertikále fungují zpětné i dopředné vazby. Koeficient parametru spotřebitelské ceny běžného období je vyšší než u spotřebitelské ceny před měsícem, působí tedy na zpracovatelskou cenu ještě intenzivněji než její změna před měsícem. Dále na vysvětlující proměnou působí její vlastní zpožděné proměnné, jejichž parametry mají zápornou hodnotu. Mlékárny pravděpodobně v předchozích měsících reagují na zvýšenou poptávku také zvýšením cen másla, avšak po nějaké době se poptávka snižuje a reaguje tak na vysoké ceny, které nakonec zákonitě opět klesají. Dle vypočtených pružností cenu na zpracovatelské úrovni nejvíce ovlivňuje cena kravského mléka, další nejvyšší vliv má zpracovatelská cena před pěti měsíci a spotřebitelská cena v běžném období. Je tedy zřejmé, že vazby fungují v obou směrech a všechny cenové úrovně jsou provázané, avšak nejsilněji zde působí vazby dopředné, jelikož nejvíce ovlivňuje zpracovatelskou cenu právě cena vstupů. Nejmenší vliv má na endogenní proměnnou její vlastní o dva měsíce zpožděná proměnná.

5.4.3 Model spotřebitelské ceny

Tento model předpokládá, že spotřebitelská cena závisí na svých předchozích člancích vertikály, vysvětlujícími proměnnými jsou zde proto cena zemědělských výrobců mléka a cena průmyslových výrobců másla. Dále byla do modelu zařazena zpožděná endogenní proměnná. Konkrétně jsou zahrnuty proměnné CZV mléka zpožděná o 2 a 3 období, CPV másla běžného období, CPV másla zpožděná o 1 a 2 období a SC másla zpožděná o 1 a 2 období. Původně byly uvažovány zmiňované proměnné v dalších zpoždění, avšak kvůli jejich nevýznamnosti byly z modelu vyjmuty. Z původních 132 pozorování

byl z důvodu zpoždění a prvních diferencí kvůli stacionaritě model zúžen na 128 pozorování.

Ekonomický model

$$y_t = f(x_1, x_2(t-3), x_3t, x_3(t-1), x_3(t-2), y_{(t-1)}, \gamma_8 y_{(t-2)})$$

Ekonometrický model

$$y_t = \gamma_1 + \gamma_2 x_2(t-3) + \gamma_3 x_3t + \gamma_4 x_3(t-1) + \gamma_5 x_3(t-2) - \gamma_6 y_{(t-1)} - \gamma_7 y_{(t-2)} + u_t$$

Deklarace proměnných

y_tSC másla (Kč/kg)

x_{1t}konstanta

$x_{2(t-3)}$CZV mléka zpožděná o 3 období (Kč/l)

x_{3t}CPV másla (Kč/kg)

$x_{3(t-1)}$CPV másla zpožděná o 1 období (Kč/kg)

$x_{3(t-2)}$CPV másla zpožděná o 2 období (Kč/kg)

$y_{(t-1)}$SC másla zpožděná o 1 období (Kč/kg)

$y_{(t-2)}$SC másla zpožděná o 2 období (Kč/kg)

u_tnáhodná složka

γparametry vysvětlujících proměnných

Odhad parametrů modelu

OLS, za použití pozorování 2008:05-2018:12 (T = 128)
 Závisle proměnná: d_SC_maslo
 HAC standardní chyby, šířka okénka 3 (Bartlettovo jádro)

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	0,433365	0,337228	1,285	0,2012	
d_CZV_mleko_3	2,85849	1,61374	1,771	0,0790	*
d_CPV_maslo	0,674045	0,112049	6,016	1,96e-08	***
d_CPV_maslo_1	0,451844	0,0671233	6,732	5,96e-010	***
d_CPV_maslo_2	0,266967	0,0872812	3,059	0,0027	***
d_SC_maslo_1	-0,222657	0,0780072	-2,854	0,0051	***
d_SC_maslo_2	-0,233672	0,105255	-2,220	0,0283	**

Obrázek č. 22 - Odhad modelu SC másla

Zdroj: Vlastní zpracování dle softwaru Gretl

Rovnice odhadnutého modelu:

$$y_t = 0,4334 + 2,8585 x_{2(t-3)} + 0,6740 x_{3t} + 0,4518 x_{3(t-1)} + 0,2670 x_{3(t-2)} - 0,2227 y_{(t-1)} - 0,2337 y_{(t-2)}$$

Ekonometrická verifikace

V modelu se dle následujícího testu nevyskytuje autokorelace reziduí 1. řádu.

```
LM test pro autokorelaci až do řádu 1 -  
Nulová hypotéza: žádná autokorelace  
Testovací statistika: LMF = 0,0178721  
s p-hodnotou = P(F(1,120) > 0,0178721) = 0,893874
```

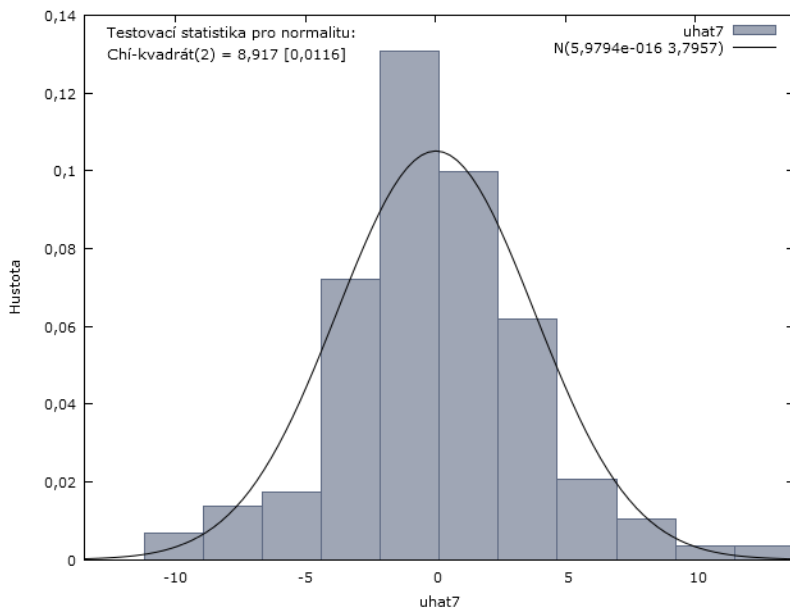
Obrázek č. 23 - Test autokorelace pro model SC másla
Zdroj: Vlastní zpracování dle softwaru Gretl

Whiteův test prokázal přítomnost heteroskedasticity v modelu, což je nežádoucí jev. Z tohoto důvodu byly pro odhad parametrů použity robustní chyby HAC, které tlumí její dopady na výsledky statistické verifikace.

```
Whiteův test heteroskedasticity -  
Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita  
Testovací statistika: LM = 41,2388  
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(24) > 41,2388) = 0,0156794
```

Obrázek č. 24 - Test heteroskedasticity pro model SC másla
Zdroj: Vlastní zpracování dle softwaru Gretl

Z grafického vyjádření testovací statistiky pro normalitu lze usuzovat, že chyby jsou normálně rozdělené.



Graf č. 18 - Graf normality reziduí pro model SC másla

Zdroj: Vlastní zpracování dle softwaru Gretl

Test normality reziduí s p-hodnotou 0,0116 vyvrátil nulovou hypotézu o normálním rozdělení, nebyla potvrzena normalita reziduí.

```

Test normality reziduí -
  Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené
  Testovací statistika: Chi-kvadrát (2) = 8,91682
  s p-hodnotou = 0,0115808

```

Obrázek č. 25 - Test normality reziduí pro model SC másla

Zdroj: Vlastní zpracování dle softwaru Gretl

Z testu kolinearit lze vyčíst, že žádná z hodnot není vyšší než 10, v modelu se tedy multikolarita nevyskytuje.

Faktory zvyšující rozptyl (VIF)

```

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

```

```

d_CZV_mleko_3    1,111
d_CPV_maslo     1,204
d_CPV_maslo_1   2,082
d_CPV_maslo_2   2,196
d_SC_maslo_1    2,341
d_SC_maslo_2    2,112

```

Obrázek č. 26 - Test kolinearit pro model SC másla

Zdroj: Vlastní zpracování dle softwaru Gretl

Statistická verifikace

Čtyři ze šesti proměnných jsou významné na hladině významnosti 0,01. Proměnná SC másla zpožděná o 2 období je významná na hladině 0,05, což stále vypovídá o vysoké významnosti. Pouze CZV mléka zpožděná o 3 období je významná na hladině 0,1.

Korigovaný koeficient determinace dosahující hodnoty 0,566472 vypovídá o tom, že změny vysvětlované proměnné jsou z 57 % vysvětlovány změnami vysvětlujících proměnných.

Ekonomická verifikace

Interpretace je provedena za podmínek *ceteris paribus* (c.p.), tedy za jinak neměnných podmínek.

Parametr γ_2 říká, jak se změní přírůstek SC másla, jestliže se přírůstek CZV mléka před třemi měsíci změní o 1 Kč za litr. Pokud se přírůstek CZV mléka před třemi lety zvýší o 1 Kč za litr, potom se přírůstek SC másla zvýší o 2,8585 Kč za kg (c.p.). To vyhovuje ekonomickým teoriím, jelikož při zvýšení ceny vstupů dojde i ke zvýšení ceny produktu průmyslových výrobců, která poté působí na spotřebitelskou cenu.

Parametr γ_3 udává změnu SC másla při změně CPV másla o 1 Kč za kg. Při zvýšení přírůstku CPV másla o 1 Kč za kg se přírůstek SC másla zvýší o 0,6740 Kč (c.p.). Fungují zde tedy očekávané dopředné vazby a pokud průmyslový výrobce zvýší cenu, zvýší se i cena spotřebitelská.

Parametry γ_4 a γ_5 udávají změnu SC másla při změně CPV másla před měsícem a dvěma měsíci. Pokud dojde ke zvýšení přírůstku CPV másla před měsícem a před dvěma měsíci o 1 Kč za kg, přírůstek SC másla se zvýší o 0,4518 a 0,2670 Kč za kg (c.p.). Změna přírůstku CPV másla tedy působí na změny přírůstků SC másla pozitivně jak v běžném období, tak v minulých obdobích. Zde platí, že čím je pomalejší reakce SC másla na změny CPV másla, tím méně intenzivně změny působí.

Parametry γ_6 a γ_7 říkají, jak se změní přírůstek SC másla běžného období, pokud se změní přírůstek SC másla před měsícem a dvěma měsíci o 1 Kč za kg. Zde platí, že pokud se přírůstek SC másla před měsícem a před dvěma měsíci zvýší o 1 Kč za kg, pak se přírůstek SC másla běžného období sníží o 0,2227 a 0,2337 Kč za kg (c.p.). Na základě záporných

parametrů lze usoudit, že spotřebitelská cena másla je více oscilující a v čase dochází k jejím častějším korekcím.

Elasticita

Byly vypočteny průměrné pružnosti jednotlivých ukazatelů. Nejvyšší vliv na změny SC másla mají proměnné CPV másla běžného období, dále CPV másla zpožděná o 1 a 2 měsíce. Dojde-li ke zvýšení přírůstku CPV másla o 1 %, pak se přírůstek SC másla zvýší o 1,91 % (c.p.). Zvýší-li se přírůstek CPV másla před měsícem o 1 %, pak se přírůstek SC másla zvýší o 1,53 % (c.p.). Pokud se zvýší přírůstek CPV másla před dvěma měsíci o 1 %, přírůstek SC másla se zvýší také o 1 % (c.p.). Nejnižší vliv na endogenní proměnnou má v tomto modelu zpožděná endogenní proměnná o 1 měsíc. I tak pokud se přírůstek SC másla před měsícem zvýší o 1 %, přírůstek SC másla běžného období se sníží o 0,71 % (c.p.).

E d_CZV_mleko_3	E d_CPV_maslo	E d_CPV_maslo_1	E d_CPV_maslo_2	E d_SC_maslo_1	E d_SC_maslo_2
0,725352851	1,9052745	1,532889857	1,001049944	0,7103032	0,903809684

Tabulka č. 7 - Koefficienty pružnosti model SC másla

Zdroj: vlastní zpracování

Shrnutí

Při tvorbě modelu poslední cenové úrovně, tedy spotřebitelské ceny másla byly časové řady opět převedeny do postupných diferencí z důvodu stacionarizace. Jelikož křivka časové řady SC másla má velmi podobný průběh jako křivka CPV másla, bylo dle očekávání opět potvrzeno nenormální rozdělení reziduální složky. V modelu byla prokázána nepřítomnost autokorelace a multikolinearity. Oproti předchozím cenovým modelům byl však potvrzen výskyt heteroskedasticity. Tento jev byl zmírněn použitím standardních chyb HAC. V tomto modelu již proměnné nevykazují tak vysokou významnost jako modely předchozích cenových úrovní, nicméně jsou stále významné. Nejnižší významnost (na úrovni 0,1) zde vykazuje proměnná CZV mléko zpožděná o tři měsíce. Směry působení všech parametrů jsou v souladu s ekonomickou teorií. Parametry proměnných CZV mléka před třemi měsíci, CPV másla, CPV másla před měsícem a CPV másla před dvěma měsíci vykazují kladná znaménka, zvýšení jejich přírůstků tedy způsobí i zvýšení přírůstků SC másla. Parametry zpožděných endogenních proměnných mají směr působení záporný, což vypovídá o tom, že v čase dochází ke korekcím této proměnné. Po vypočtení koeficientů pružnosti bylo zjištěno, že nejvíce na změny spotřebitelské ceny másla působí změny předchozí cenové

úrovně, tedy změny cen průmyslových výrobců másla, a to v běžném období. Další nejsilnější působení vykazují taktéž CPV másla, avšak zpožděné o 1 a 2 měsíce v tomto pořadí. Z toho lze konstatovat, že spotřebitelská cena reaguje na změny zpracovatelské ceny téměř okamžitě. Nejslabší vliv v modelu vykazuje proměnná SC másla před měsícem, tedy zpožděná endogenní proměnná. I na této úrovni vertikály nejsilněji působí dopředné vazby.

5.4.4 Shrnutí cenových modelů

Byly vytvořeny cenové modely na třech cenových úrovních, a to na úrovni zemědělských výrobců, na úrovni zpracovatelské a spotřebitelské. Všechny tyto modely vykazují poměrně pozitivní vlastnosti, avšak ani v jednom z nich nebylo potvrzeno normální rozdělení reziduální složky. Tato skutečnost může mít dopad na výsledné odhady a výsledky mohou být nadhodnoceny či podhodnoceny, dle toho, jakým směrem jsou pozorování způsobující nenormalitu odlehlá. V modelu spotřebitelské ceny másla byla navíc potvrzena přítomnost heteroskedasticity, kvůli čemuž bylo využito robustních chyb HAC pro zmírnění dopadu tohoto nežádoucího jevu. Co se týče významnosti parametrů, v modelu CZV mléka a CPV másla jsou všechny parametry vysoce významné, a to na hladině významnosti 0,01. Pouze v modelu SC másla vykazuje jeden z parametrů nižší významnost než na úrovni $\alpha=0,05$, stále je však významný na hladině významnosti 0,1. Lze však konstatovat, že model na poslední cenové úrovni vykazuje nejhorší vlastnosti. Pomocí koeficientů pružnosti bylo zjišťováno, jaká z predeterminovaných proměnných má nejvyšší vliv na vysvětlovanou proměnnou. Na základě těchto výpočtů byly vyvozeny následující závěry:

- Na proměnnou CZV mléka má nejsilnější vliv CZV mléka před 1 měsícem.
- Na proměnnou CPV másla nejsilněji působí změny CZV mléka běžného období.
- Na proměnnou SC másla má největší vliv CPV másla běžného období.

Zároveň parametry těchto proměnných s největším vlivem jsou vysoce významné. Tyto výsledky umožnili odpovědět na vyslovenou hypotézu H_2 .

1. H_2 : Mezi jednotlivými cenovými úrovněmi vertikály másla převažuje poptávkově orientovaný přístup.

V případě poptávkově orientovaného přístupu je chápán proces působení jednotlivých cen tak, že základní úroveň tvoří spotřebitelská cena, která významně určuje cenu

na zpracovatelské úrovni a ta v konečném důsledku ovlivňuje hladinu ceny zemědělského výrobce. Hypotéza je tedy zamítnuta, jelikož proces působení ve vertikále másla funguje spíše opačným směrem. Cena syrového mléka je zde původním determinantem, který nejvýznamněji ovlivňuje výši navazující zpracovatelské ceny másla. Tato cena poté zase významně působí na výši spotřebitelské ceny másla. Závěrem lze tedy říci, že ve vertikále převažuje nabídkově orientovaný přístup. Ve skutečnosti jsou však oba přístupy provázané a ve vertikále působí jak dopředné, tak zpětné vazby, což bylo v práci již mnohokrát konstatováno. I důsledkem této oboustranné provázanosti cen a snahy přizpůsobit se sobě navzájem je jejich velmi časté kolísání, které lze pozorovat v grafech č. Graf č. 11, Graf č. 12 a Graf č. 13.

5.5 Simultánní cenový model

Na základě samostatných jednorovnicových cenových modelů byl vytvořen třírovnicový simultánní cenový model, který by měl lépe vystihovat vzájemné vazby mezi endogenními proměnnými. Stejně jako v případě nezávislých rovnic byla zkoumána CZV mléka (1. rovnice), CPV másla (2. rovnice) a SC másla (3. rovnice). Oproti jednorovnicovým modelům musela být před odhadem navíc provedena fáze identifikace. Model byl odhadnut pomocí Dvoustupňové metody nejmenších čtverců. Rovnice byly poté převedeny do redukovaného tvaru.

Identifikace rovnic

1. rovnice	$7 > 2-1$	$7 > 1 \rightarrow$ rovnice je přeidentifikovaná
2. rovnice	$5 > 3-1$	$5 > 2 \rightarrow$ rovnice je přeidentifikovaná
3. rovnice	$5 > 2-1$	$5 > 1 \rightarrow$ rovnice je přeidentifikovaná

Všechny rovnice jsou identifikované, může být tedy použita dvoustupňová metoda nejmenších čtverců pro odhad modelu.

5.5.1 První rovnice

Model 8: TSLS, za použití pozorování 2008:07–2018:12 (T = 126)
 Závisle proměnná: d_CZV_mleko
 Instrumentováno: d_CPV_maslo
 Instrumentální proměnné: const d_CPV_maslo_1 d_CPV_maslo_2 d_CPV_maslo_4
 d_CPV_maslo_5 d_SC_maslo_1 d_SC_maslo_2 d_SC_maslo_5 d_CZV_mleko_1
 d_CZV_mleko_3 d_CZV_mleko_4

	koeficient	směr. chyba	z	p-hodnota	
const	-0,00664348	0,00691858	-0,9602	0,3369	
d_CPV_maslo	0,00937060	0,00296258	3,163	0,0016	***
d_SC_maslo_5	0,00395124	0,00176231	2,242	0,0250	**
d_CZV_mleko_1	0,883441	0,0468605	18,85	2,80e-079	***
d_CZV_mleko_4	-0,163578	0,0432571	-3,782	0,0002	***

Obrázek č. 27 - Rovnice CZV mléka simultánní model

Zdroj: Vlastní zpracování dle softwaru Gretl

Byla odhadnuta první rovnice simultánního modelu zkoumající endogenní proměnnou CZV mléka. Oproti původnímu jednorovnicovému nezávislému modelu (viz Obrázek č. 12) se nezměnil směr působení parametrů ani intenzita parametrů, při porovnání koeficientů lze sledovat pouze zanedbatelné změny.

Co se týče významnosti parametrů, p-hodnota proměnné SC másla zpožděná o 5 období se zvýšila z 0,0064 na 0,0250, čímž se snížila významnost parametru, který je nyní významný na hladině 0,05. U ostatních parametrů přetrvává významnost na hladině 0,01 i při změně jejich p-hodnot. Korigovaný koeficient determinace ve výši 0,844729 stejně jako v původním modelu vyjadřuje, že změny vysvětlované proměnné jsou z 85 % vysvětlovány změnami vysvětlujících proměnných.

Obrázek č. 28 shrnuje ekonometrickou verifikaci. Přítomnost heteroskedasticity byla testována pomocí Pesaran-Taylorova testu a stejně jako v původním modelu byla potvrzena homoskedasticita. Také test normality reziduí a test autokorelace vyšly se stejnými výsledky.

```

Pesaran-Taylorův test heteroskedasticity -
  Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita
  Asymptotická testovací statistika: z = 0,698526
  s p-hodnotou = 0,484848

Test normality reziduí -
  Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené
  Testovací statistika: Chí-kvadrát(2) = 20,7868
  s p-hodnotou = 3,06342e-005

LM test pro autokorelaci až do řádu 12 -
  Nulová hypotéza: žádná autokorelace
  Testovací statistika: LMF = 0,167883
  s p-hodnotou = P(F(12,109) > 0,167883) = 0,999245

```

Obrázek č. 28 - Verifikace 1. rovnice simultánního modelu
Zdroj: Vlastní zpracování dle softwaru Gretl

5.5.2 Druhá rovnice

```

Model 9: TSLS, za použití pozorování 2008:07-2018:12 (T = 126)
Závisle proměnná: d_CPV_maslo
Instrumentováno: d_CZV_mleko d_SC_maslo
Instrumentální proměnné: const d_CZV_mleko_1 d_CZV_mleko_3 d_CZV_mleko_4
  d_SC_maslo_1 d_SC_maslo_2 d_SC_maslo_5 d_CPV_maslo_1 d_CPV_maslo_2
  d_CPV_maslo_4 d_CPV_maslo_5

```

	koeficient	směr. chyba	z	p-hodnota	
const	0,429815	0,335329	1,282	0,1999	
d_CZV_mleko	8,62482	2,86836	3,007	0,0026	***
d_SC_maslo	0,395296	0,233575	1,692	0,0906	*
d_SC_maslo_1	0,300103	0,0787830	3,809	0,0001	***
d_CPV_maslo_1	-0,247087	0,123853	-1,995	0,0460	**
d_CPV_maslo_2	-0,156767	0,0727906	-2,154	0,0313	**
d_CPV_maslo_4	-0,193733	0,0640233	-3,026	0,0025	***
d_CPV_maslo_5	-0,276596	0,0785008	-3,523	0,0004	***

Obrázek č. 29 - Rovnice CPV másla simultánní model
Zdroj: Vlastní zpracování dle softwaru Gretl

Druhá rovnice simultánního modelu popisuje endogenní proměnnou CPV másla. Směr působení parametrů je stejný jako v původním jednorovnicovém modelu CPV másla. Intenzita působení se nejvíce změnila u parametru proměnné CZV mléka, oproti parametru v původním modelu se snížil o 2,64 Kč za kg.

P-hodnota některých parametrů se zde výrazně zvýšila a snížila tak jejich významnost. Proměnné CPV másla před měsícem a před dvěma měsíci jsou nyní významné na hladině 0,05, proměnná SC másla na hladině 0,1. Adjustovaný koeficient determinace ve výši 0,6220

vyjadřuje, že změny vysvětlované proměnné jsou z 62 % vysvětlovány vysvětlujícími proměnnými, což je o 1 % méně než v původním modelu.

Výsledky testů ekonomické verifikace potvrzují stejné výsledky, byla splněna podmínka homoskedasticity a nepřítomnosti autokorelace, a opět potvrzeno nenormální rozdělení reziduí.

```

Pesaran-Taylorův test heteroskedasticity -
  Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita
  Asymptotická testovací statistika: z = 0,227348
  s p-hodnotou = 0,820153

Test normality reziduí -
  Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené
  Testovací statistika: Chí-kvadrát(2) = 13,1578
  s p-hodnotou = 0,00138935

LM test pro autokorelaci až do řádu 12 -
  Nulová hypotéza: žádná autokorelace
  Testovací statistika: LMF = 1,28106
  s p-hodnotou = P(F(12,106) > 1,28106) = 0,24271

```

Obrázek č. 30 - Verifikace 2. rovnice simultánního modelu

Zdroj: Vlastní zpracování dle softwaru Gretl

5.5.3 Třetí rovnice

```

Model 10: TSLS, za použití pozorování 2008:07-2018:12 (T = 126)
Závisle proměnná: d_SC_maslo
Instrumentováno: d_CPV_maslo
Instrumentální proměnné: const d_CZV_mleko_1 d_CZV_mleko_3 d_CZV_mleko_4
d_CPV_maslo_1 d_CPV_maslo_2 d_CPV_maslo_4 d_CPV_maslo_5 d_SC_maslo_1
d_SC_maslo_2 d_SC_maslo_5

```

	koeficient	směr. chyba	z	p-hodnota	
const	0,385161	0,350908	1,098	0,2724	
d_CZV_mleko_3	2,68080	1,97550	1,357	0,1748	
d_CPV_maslo	0,556022	0,145438	3,823	0,0001	***
d_CPV_maslo_1	0,480343	0,0930580	5,162	2,45e-07	***
d_CPV_maslo_2	0,269880	0,0945738	2,854	0,0043	***
d_SC_maslo_1	-0,196297	0,100450	-1,954	0,0507	*
d_SC_maslo_2	-0,226873	0,0878792	-2,582	0,0098	***

Obrázek č. 31 - Rovnice SC másla simultánní model

Zdroj: Vlastní zpracování dle softwaru Gretl

Opět nedošlo ke změně směru působení, ani k výraznějším změnám intenzity působení parametrů. Parametr proměnné CZV mléka zpožděné o 3 měsíce, který byl v původním jednorovnicovém modelu významný na hladině 0,1, je zde s p-hodnotou 0,1748 nevýznamný. Stejně tak parametr proměnné SC másla zpožděné o 1 měsíc již není

významný na hladině 0,01, ale dokonce pouze na hladině významnosti 0,1. Avšak u proměnné SC másla zpožděné o 2 měsíce došlo naopak ke zvýšení významnosti parametru. Dle adjustovaného koeficientu determinace jsou změny vysvětlované proměnné opět vysvětlovány z 57 % vysvětlujícími proměnnými.

Test normality reziduí a autokorelace vyšel se stejnými výsledky. Avšak p-hodnota Pesaran-Taylorova testu heteroskedasticity prokázal, že heteroskedasticita se zde oproti původnímu jednorovnicovému modelu nevyskytuje.

```
Pesaran-Taylorův test heteroskedasticity -  
  Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita  
  Asymptotická testovací statistika: z = 0,112237  
  s p-hodnotou = 0,910636  
  
Test normality reziduí -  
  Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené  
  Testovací statistika: Chí-kvadrát (2) = 14,0731  
  s p-hodnotou = 0,000879151  
  
LM test pro autokorelaci až do řádu 12 -  
  Nulová hypotéza: žádná autokorelace  
  Testovací statistika: LMF = 0,947993  
  s p-hodnotou = P(F(12,107) > 0,947993) = 0,503543
```

Obrázek č. 32 - Verifikace 3. rovnice simultánního modelu

Zdroj: Vlastní zpracování dle softwaru Gretl

5.5.4 Redukce modelu

Deklarace proměnných

y_{1t}CZV mléka
 y_{2t}CPV másla
 y_{3t}SC másla
 $y_{1(t-1)}$CZV mléka před 1 měsícem
 $y_{1(t-3)}$CZV mléka před 3 měsíci
 $y_{1(t-4)}$CZV mléka před 4 měsíci
 $y_{2(t-1)}$CPV másla před 1 měsícem
 $y_{2(t-2)}$CPV másla před 2 měsíci
 $y_{2(t-4)}$CPV másla před 4 měsíci
 $y_{2(t-5)}$CPV másla před 5 měsíci
 $y_{3(t-1)}$SC másla před 1 měsícem

$y_{3(t-2)}$SC másla před 2 měsíci

$y_{3(t-5)}$SC másla před 5 měsíci

Matice Beta

y_{1t}	y_{2t}	y_{3t}
1,0000	0,0000	-0,0094
-8,6248	1,0000	-0,3953
0,0000	-0,5560	1,0000

Tabulka č. 8 - Matice Beta

Zdroj: Vlastní zpracování

Matice Gama

x_1	$y_{2(t-1)}$	$y_{2(t-2)}$	$y_{2(t-4)}$	$y_{2(t-5)}$	$y_{1(t-1)}$	$y_{1(t-3)}$	$y_{1(t-4)}$	$y_{3(t-1)}$	$y_{3(t-2)}$	$y_{3(t-5)}$
0,0066	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	-0,8834	0,0000	0,1636	0,0000	0,0000	-0,0040
-0,4298	0,2471	0,1568	0,1937	0,2766	0,0000	0,0000	0,0000	-0,3001	0,0000	0,0000
-0,3852	-0,4803	-0,2699	0,0000	0,0000	0,0000	-2,6808	0,0000	0,1963	0,2269	0,0000

Tabulka č. 9 - Matice Gama

Zdroj: Vlastní zpracování dle softwaru Gretl

Matice Multiplikátoru

x_1	$y_{2(t-1)}$	$y_{2(t-2)}$	$y_{2(t-4)}$	$y_{2(t-5)}$	$y_{1(t-1)}$	$y_{1(t-3)}$	$y_{1(t-4)}$	$y_{3(t-1)}$	$y_{3(t-2)}$	$y_{3(t-5)}$
0,0009	0,0044	0,0023	-0,0014	-0,0020	0,9374	0,0342	-0,1736	-0,0004	-0,0029	0,0042
0,7560	-0,0250	-0,0385	-0,2635	-0,3762	10,3629	1,7359	-1,9188	0,2810	-0,1469	0,0463
0,8055	0,4664	0,2485	-0,1465	-0,2092	5,7620	3,6460	-1,0669	-0,0400	-0,3086	0,0258

Tabulka č. 10 - Matice Multiplikátoru

Zdroj: Vlastní zpracování dle softwaru Gretl

Redukovaný tvar modelu

$$y_{1t} = 0,0009 x_1 + 0,0044y_{2(t-1)} + 0,0023y_{2(t-2)} - 0,0014 y_{2(t-4)} + 0,0020 y_{2(t-5)} + 0,9374 y_{1(t-1)} + 0,0342 y_{1(t-3)} - 0,1736 y_{1(t-4)} - 0,0004 y_{3(t-1)} - 0,0029 y_{3(t-2)} + 0,0042 y_{3(t-5)} + v_{1t}$$

$$y_{2t} = 0,7560 x_1 - 0,0250 y_{2(t-1)} - 0,0385 y_{2(t-2)} - 0,2635 y_{2(t-4)} - 0,3762 y_{2(t-5)} + 10,3629 y_{1(t-1)} + 1,7359 y_{1(t-3)} - 1,9188 y_{1(t-4)} + 0,2810 y_{3(t-1)} - 0,1469 y_{3(t-2)} + 0,0463 y_{3(t-5)} + v_{2t}$$

$$y_{3t} = 0,8055 x_1 + 0,4664 y_{2(t-1)} + 0,2485 y_{2(t-2)} - 0,1465 y_{2(t-4)} - 0,2092 y_{2(t-5)} + 5,7620 y_{1(t-1)} + 3,6460 y_{1(t-3)} - 1,0669 y_{1(t-4)} - 0,0400 y_{3(t-1)} - 0,3086 y_{3(t-2)} + 0,0258 y_{3(t-5)} + v_{3t}$$

Všechny parametry jsou interpretovány za podmínek ceteris paribus (c.p.).

Interpretace 1. rovnice

Pokud se zvýší přírůstek CPV másla před měsícem o 1 Kč za kg, tak se CZV mléka zvýší o 0,0044 Kč za litr (c.p.).

Pokud se zvýší přírůstek CPV másla před dvěma měsíci o 1 Kč za kg, tak se CZV mléka zvýší o 0,0023 Kč za litr (c.p.).

Pokud se zvýší přírůstek CPV másla před čtyřmi měsíci o 1 Kč za kg, tak se CZV mléka sníží o 0,0014 Kč za litr (c.p.).

Pokud se zvýší přírůstek CPV másla před pěti měsíci o 1 Kč za kg, tak se CZV mléka sníží o 0,002 Kč za litr (c.p.).

Pokud se zvýší přírůstek CZV mléka před měsícem o 1 Kč za litr, tak se CZV mléka zvýší o 0,9374 Kč za litr (c.p.).

Pokud se zvýší přírůstek CZV mléka před třemi měsíci o 1 Kč za litr, tak se CZV mléka zvýší o 0,0342 Kč za litr (c.p.).

Pokud se zvýší přírůstek CZV mléka před čtyřmi měsíci o 1 Kč za litr, tak se CZV mléka sníží o 0,1736 Kč za litr (c.p.).

Pokud se zvýší přírůstek SC másla před měsícem o 1 Kč za kg, tak se CZV mléka sníží o 0,0004 Kč za litr (c.p.).

Pokud se zvýší přírůstek SC másla před dvěma měsíci o 1 Kč za kg, tak se CZV mléka sníží o 0,0029 Kč za litr (c.p.).

Pokud se zvýší přírůstek SC másla před pěti měsíci o 1 Kč za kg, tak se CZV mléka zvýší o 0,0042 Kč za litr (c.p.).

Interpretace 2. rovnice

Pokud se zvýší přírůstek CPV másla před měsícem o 1 Kč za kg, tak se CPV másla sníží o 0,025 Kč za kg (c.p.).

Pokud se zvýší přírůstek CPV másla před dvěma měsíci o 1 Kč za kg, tak se CPV másla sníží o 0,0385 Kč za kg (c.p.).

Pokud se zvýší přírůstek CPV másla před čtyřmi měsíci o 1 Kč za kg, tak se CPV másla sníží o 0,2635 Kč za kg (c.p.).

Pokud se zvýší přírůstek CPV másla před pěti měsíci o 1 Kč za kg, tak se CPV másla sníží o 0,3762 Kč za kg (c.p.).

Pokud se zvýší přírůstek CZV mléka před měsícem o 1 Kč za litr, tak se CPV másla zvýší o 10,3629 Kč za kg (c.p.).

Pokud se zvýší přírůstek CZV mléka před třemi měsíci o 1 Kč za litr, tak se CPV másla zvýší o 1,7359 Kč za kg (c.p.).

Pokud se zvýší přírůstek CZV mléka před čtyřmi měsíci o 1 Kč za litr, tak se CPV másla sníží o 1,9188 Kč za kg (c.p.).

Pokud se zvýší přírůstek SC másla před měsícem o 1 Kč za kg, tak se CPV másla zvýší o 0,281 Kč za kg (c.p.).

Pokud se zvýší přírůstek SC másla před dvěma měsíci o 1 Kč za kg, tak se CPV másla sníží o 0,1469 Kč za kg (c.p.).

Pokud se zvýší přírůstek SC másla před pěti měsíci o 1 Kč za kg, tak se CPV másla zvýší o 0,0463 Kč za kg (c.p.).

Interpretace 3. rovnice

Pokud se zvýší přírůstek CPV másla před měsícem o 1 Kč za kg, tak se SC másla zvýší o 0,4664 Kč za kg (c.p.).

Pokud se zvýší přírůstek CPV másla před dvěma měsíci o 1 Kč za kg, tak se SC másla zvýší o 0,2485 Kč za kg (c.p.).

Pokud se zvýší přírůstek CPV másla před čtyřmi měsíci o 1 Kč za kg, tak se SC másla sníží o 0,1465 Kč za kg (c.p.).

Pokud se zvýší přírůstek CPV másla před pěti měsíci o 1 Kč za kg, tak se SC másla sníží o 0,2092 Kč za kg (c.p.).

Pokud se zvýší přírůstek CZV mléka před měsícem o 1 Kč za litr, tak se SC másla zvýší o 5,762 Kč za kg (c.p.).

Pokud se zvýší přírůstek CZV mléka před třemi měsíci o 1 Kč za litr, tak se SC másla zvýší o 3,646 Kč za kg (c.p.).

Pokud se zvýší přírůstek CZV mléka před čtyřmi měsíci o 1 Kč za litr, tak se SC másla sníží o 1,0669 Kč za kg (c.p.).

Pokud se zvýší přírůstek SC másla před měsícem o 1 Kč za kg, tak se SC másla sníží o 0,04 Kč za kg (c.p.).

Pokud se zvýší přírůstek SC másla před dvěma měsíci o 1 Kč za kg, tak se SC másla sníží o 0,3086 Kč za kg (c.p.).

Pokud se zvýší přírůstek SC másla před pěti měsíci o 1 Kč za kg, tak se SC másla zvýší o 0,0258 Kč za kg (c.p.).

5.5.5 Elasticita

I pro simultánní cenový model byly vypočteny koeficienty pružnosti. V případě redukovaného simultánního modelu jsou pružnosti výsledkem komplexního působení všech predeterminovaných proměnných použitých v modelu na vysvětlovanou proměnnou rovnice.

Tabulka č. 11 obsahuje koeficienty pružnosti pro první redukovanou rovnici modelu, tedy pro vysvětlovanou proměnnou CZV mléka. Nejvyšších koeficientů pružnosti nabývají proměnné CZV mléka před měsícem a CZV mléka před čtyřmi měsíci, tedy vlastní zpožděné proměnné. CZV mléka zpožděná o 1 měsíc, která zde dosahuje nejvyššího koeficientu, měla na vysvětlovanou proměnnou nejsilnější vliv i v případě jednorovnicového modelu. Pokud se přírůstek CZV mléka před měsícem zvýší o 1 %, pak se přírůstek CZV mléka v běžném období zvýší o 1,56 % (c.p.). Nejnižší vliv má zde CPV másla před čtyřmi měsíci a CZV mléka před třemi měsíci. Tyto proměnné nejsou v původním jednorovnicovém modelu ani zahrnuty.

E d_CPV_maslo_1	E d_CPV_maslo_2	E d_CPV_maslo_4	E d_CPV_maslo_5	E d_CZV_mleko_1
0,581915751	0,264664245	0,117460554	0,180601914	1,55942942
E d_CZV_mleko_3	E d_CZV_mleko_4	E d_SC_maslo_1	E d_SC_maslo_2	E d_SC_maslo_5
0,124188478	0,76048199	0,042603142	0,339811442	0,429528748

Tabulka č. 11 - Koeficienty pružnosti CZV mléka simultánní model

Zdroj: vlastní zpracování

V tabulce č. 12 jsou zahrnuty koeficienty pružnosti pro druhou rovnici modelu, tedy pro vysvětlovanou proměnnou CPV másla. Nejvyšší vliv na tuto proměnnou má dle koeficientů CZV mléka před měsícem, dále také CPV másla před pěti měsíci (která vykazuje druhý nejvyšší vliv v tomto i v původním jednorovnicovém modelu). Pokud se přírůstek CZV mléka před měsícem změní o 1 %, pak se přírůstek CPV másla změní o 4,47 % (c.p.). Změní-li se přírůstek CPV másla před pěti měsíci o 1 %, přírůstek CPV másla běžného období se změní o 3,06 % (c.p.). V původním modelu měla na vysvětlovanou proměnnou nejsilnější vliv CZV mléka běžného období, ta však nemůže být v redukovaném simultánním modelu zahrnuta. Nejnižší vliv vykazuje proměnná CPV másla před měsícem, která v původním modelu měla ze všech proměnných druhý nejnižší vliv. Dále také SC másla před pěti měsíci, které nebyla v původním modelu zahrnuta.

E d_CPV_maslo_1	E d_CPV_maslo_2	E d_CPV_maslo_4	E d_CPV_maslo_5	E d_CZV_mleko_1
0,149351647	0,417425953	2,041765591	3,057988437	4,468012785
E d_CZV_mleko_3	E d_CZV_mleko_4	E d_SC_maslo_1	E d_SC_maslo_2	E d_SC_maslo_5
0,853555439	0,784290815	1,74773484	1,447444465	0,268160378

Tabulka č. 12 - Koeficienty pružnosti CPV másla simultánní model

Zdroj: vlastní zpracování

Koeficienty pružnosti pro vysvětlovanou proměnnou SC másla jsou uvedeny v tabulce č. 13. Nejvyššího vlivu dosahuje proměnná CPV másla před měsícem, která měla v původním modelu druhý nejvyšší vliv (první nejvyšší vliv měla CPV másla běžného období, které nemůže být v simultánním redukovaném modelu obsažena). Druhý nejvyšší vliv má SC másla před dvěma měsíci. Pokud se přírůstek CPV másla před měsícem změní o 1 %, pak se přírůstek SC másla změní o 2,18 % (c.p.). Jestli-že se přírůstek SC másla před dvěma měsíci změní o 1 %, pak se přírůstek SC másla v běžném období změní o 1,96 % (c.p.). Nejnižší vliv má proměnná SC maslo před měsícem a před pěti měsíci, přičemž SC másla před měsícem měla nejnižší vliv i v původním modelu.

E d_CPV_maslo_1	E d_CPV_maslo_2	E d_CPV_maslo_4	E d_CPV_maslo_5	E d_CZV_mleko_1
2,179491858	1,378032131	0,836840166	1,092906879	1,575772423
E d_CZV_mleko_3	E d_CZV_mleko_4	E d_SC_maslo_1	E d_SC_maslo_2	E d_SC_maslo_5
1,142912146	0,359457014	0,196051264	1,958757949	0,104826607

Tabulka č. 13 - Koeficienty pružnosti SC másla simultánní model

Zdroj: vlastní zpracování

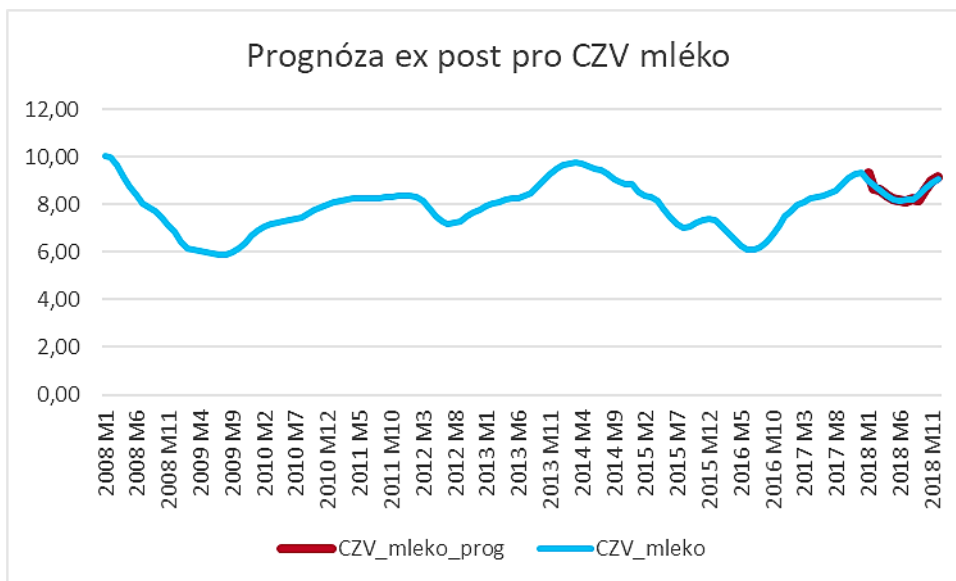
5.5.6 Prognózování

Prognózování je provedeno pro simultánní cenový model, jelikož respektuje vzájemné vazby mezi endogenními proměnnými a lépe tak vystihuje skutečnost. Pro ověření prognostických vlastností je provedena ex post prognóza pro každou ze tří vysvětlovaných proměnných. Je tedy provedena retropolace modelu a výsledky prognózy do minulosti jsou porovnávány se skutečností. Jedná se o dlouhodobý negativní prognostický horizont, a to pro posledních 12 období časové řady, tedy pro rok 2018. Před samotným odvozením budoucích hodnot z ekonometrického modelu jsou ještě ověřeny prognostické vlastnosti na základě ekonomické teorie. Po ověření vlastností modelu, tedy ověření vhodnosti jeho použití pro podmíněnou předpověď je provedena prognóza ex ante. Konkrétně jsou predikovány hodnoty pro 18 období, tedy pro rok 2019 a prvních 6 měsíců z roku 2020. Je obecně platné, že čím delší je předpověď, tím horší je její přesnost, z toho důvodu nebyly predikovány hodnoty pro delší časové období.

Ex post prognózy

Proměnná CZV mléka

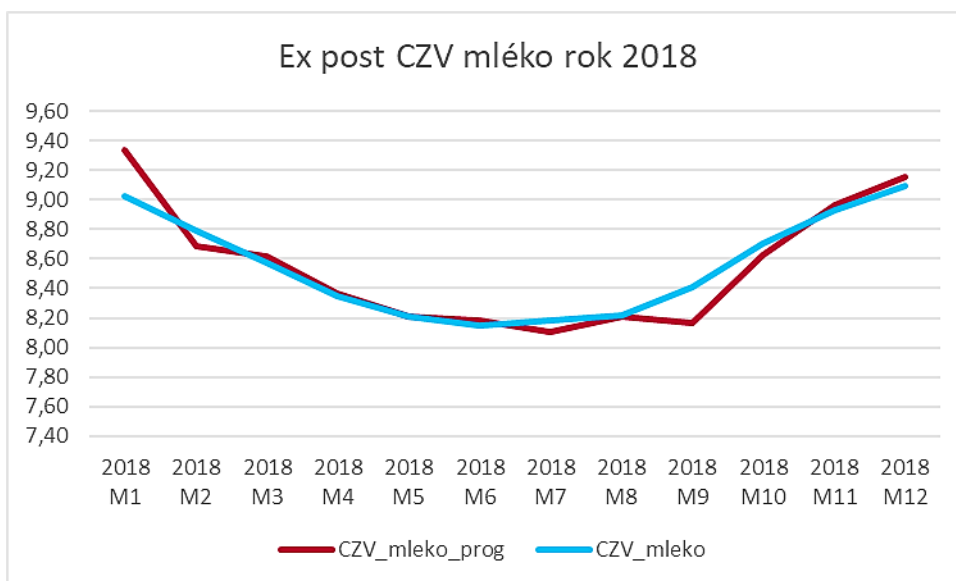
Následující grafické vyjádření představuje skutečné hodnoty proměnné CZV mléko pro všechna zkoumaná období (modrá barva) a prognózované hodnoty pro rok 2018 (červená barva). Lze pozorovat, že obě křivky se téměř překrývají, což naznačuje vysokou přesnost ex post prognózy. Čím více se prognózované hodnoty shodují se skutečnými, tím kvalitnější jsou prognostické schopnosti modelu.



Graf č. 19 - Ex post CZV mléka 1

Zdroj: Vlastní zpracování

Pro větší přehlednost byl zobrazen graf, který zahrnuje skutečné hodnoty pouze z roku 2018, pro který byla prognóza provedena. Je vidět, že křivka prognózy téměř kopíruje křivku skutečných hodnot. Dle předpovědi by měli hodnoty od 1. do 7 měsíce klesat, poté mají stoupající tendenci, až na drobný pokles v 9. měsíci. Skutečné hodnoty klesají od 1. do 6. měsíce, poté stoupají. Byl vypočten ukazatel M.A.P.E., který vyjadřuje střední absolutní procentuální chybu prognózy. Tento ukazatel je 0,98 %, což vypovídá o vysoké přesnosti ex post prognózy.

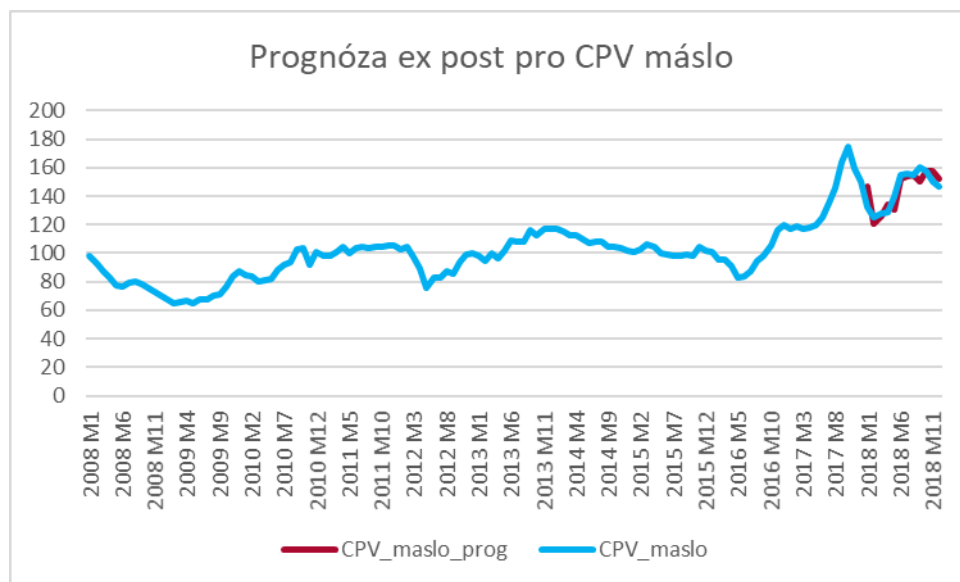


Graf č. 20 - Ex post CZV mléka 2

Zdroj: Vlastní zpracování

Proměnná CPV másla

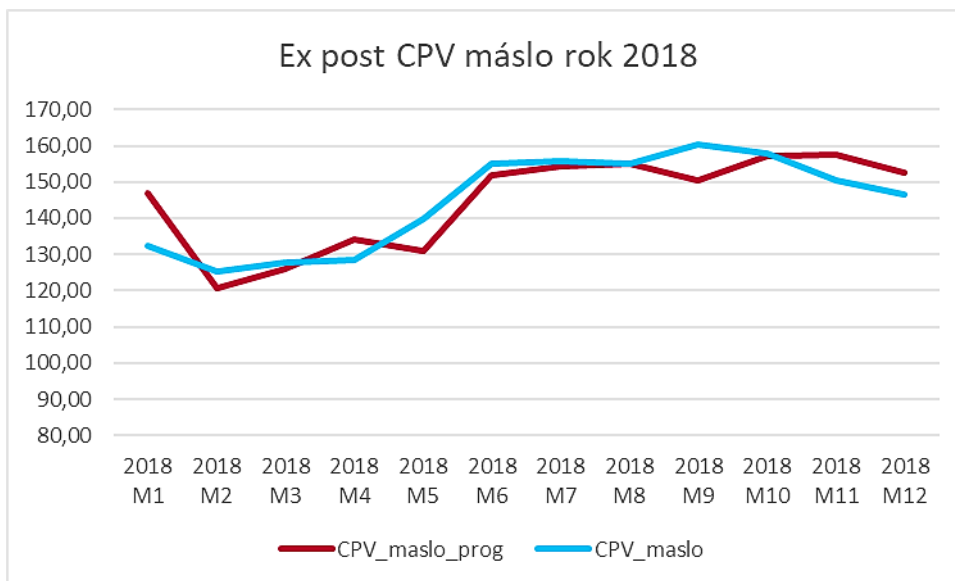
Z následujícího grafu je evidentní, že prognózované hodnoty se po celý rok pohybují blízko hodnot skutečných, model poměrně kvalitně popisuje vývoj cen průmyslových výrobců másla.



Graf č. 21 - Ex post CPV másla 1

Zdroj: Vlastní zpracování

Přiblížený graf skutečných a odhadovaných hodnot pro rok 2018 vypovídá o tom, že i když se tyto hodnoty od sebe někdy více liší, obě křivky vykazují velmi podobný průběh. Střední absolutní procentuální chyba prognózy je 3,76 %, což je o něco více než u proměnné CZV mléka, nicméně prognóza je stále poměrně přesná.

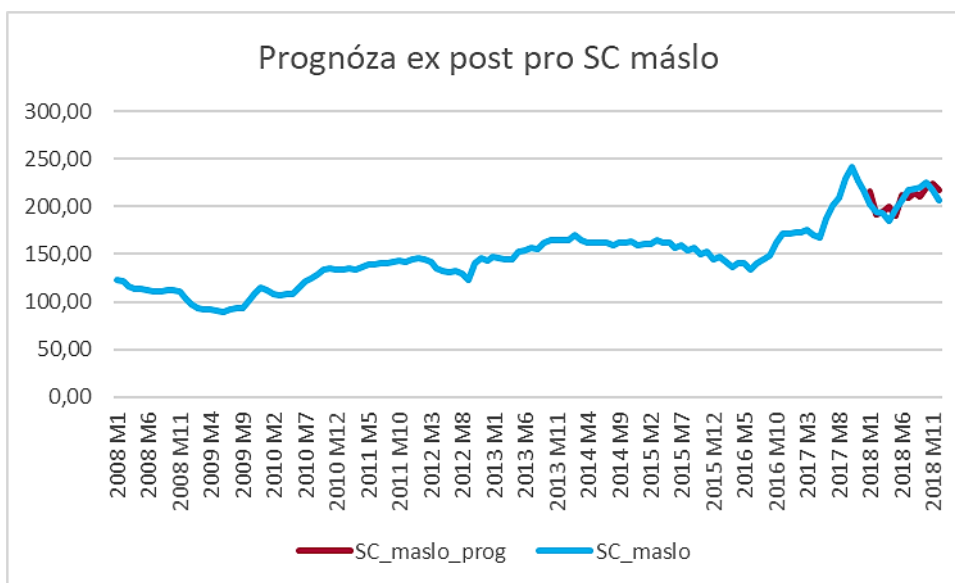


Graf č. 22 - Ex post CPV másla 2

Zdroj: Vlastní zpracování

Proměnná SC másla

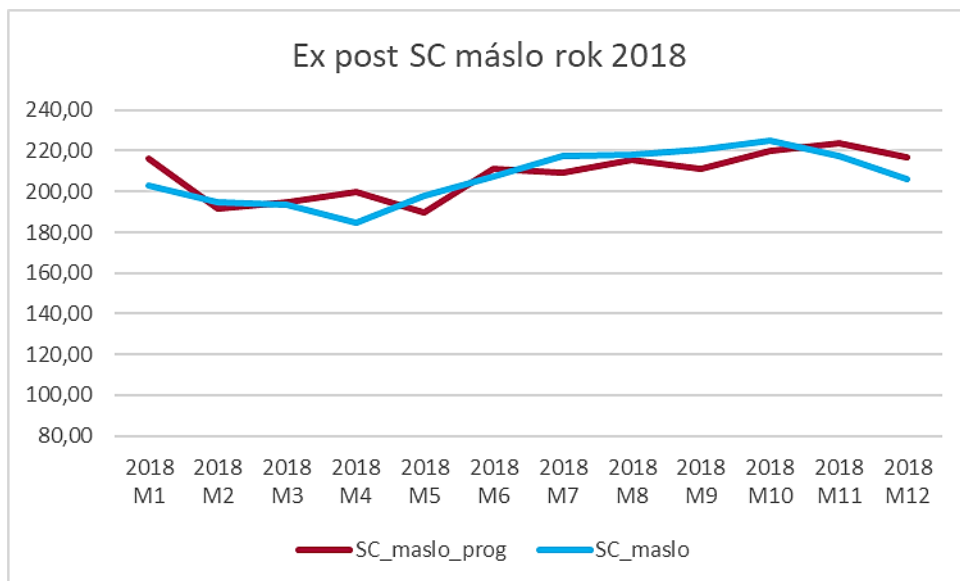
I u této proměnné křivka ex post prognózy poměrně dobře kopíruje křivku skutečných hodnot.



Graf č. 23 - Ex post SC másla 1

Zdroj: Vlastní zpracování

Střední absolutní procentuální chyba prognózy je 3,53 %, tedy odhadnuté hodnoty se od těch skutečných liší o méně než 4 % a prognóza je opět relativně přesná.



Graf č. 24 - Ex post SC másla 2

Zdroj: Vlastní zpracování

Další posouzení prognostických vlastností

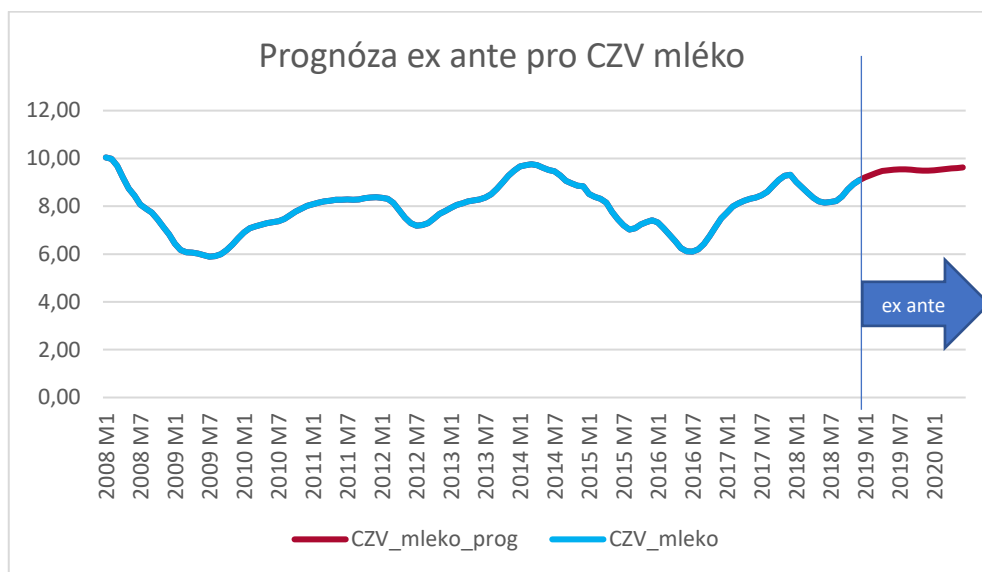
Kromě ověření schopností modelu na základě prognózy do minulosti by mělo být provedeno i posouzení prognostických vlastností na základě ekonomické teorie. V rámci verifikace byla ověřena interpretovatelnost parametrů simultánního modelu, koeficienty parametrů měly stejný směr působení jako v případě jednorovnicových modelů. V modelech se nevyskytuje autokorelace reziduí. Také většina parametrů vykazuje vysokou významnost. Těsnosti vzájemné závislosti endogenních a exogenních proměnných v jednotlivých rovnicích simultánního modelu jsou 85 %, 62 % a 57 %. Na základě těchto informací a nízkých procentních chybách ukazatele M.A.P.E. ex post prognóz bylo usouzeno, že je vhodné provést predikci budoucích hodnot.

Ex ante prognózy

Proměnná CZV mléka

Tabulka, která je součástí příloh (viz Příloha č. 22), zobrazuje prognózované hodnoty ceny zemědělských výrobců syrového kravského mléka. Pro lepší názornost je zobrazen graf, kde je křivka skutečných hodnot prodloužena o ex ante prognózu pro rok 2019 a polovinu roku 2020. Dle prognózy má CZV mléko v následujících obdobích spíše konstantní, ale přesto pomalu rostoucí tendenci. Pouze v období osmého až dvanáctého měsíce roku 2019 hodnoty

neznatelně klesají. V polovině roku 2020 má být cena zemědělských výrobců za mléko rovna 9,62 Kč za litr.

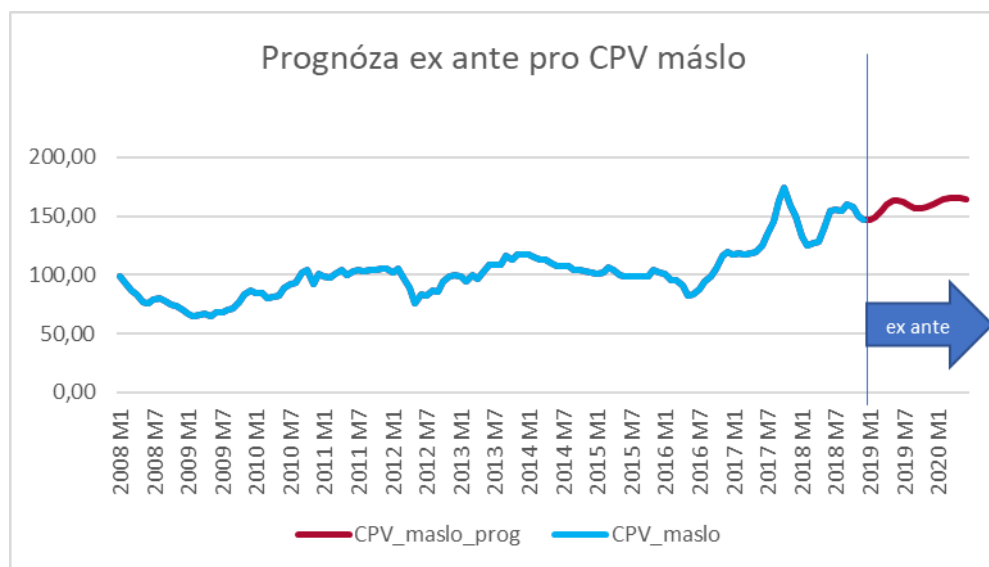


Graf č. 25 - Ex ante CZV mléko

Zdroj: Vlastní zpracování

Proměnná CPV másla

Dále byly prognózovány hodnoty ceny průmyslových výrobců másla (Příloha č. 23). Prognózované hodnoty až do šestého měsíce roku 2019 stoupají, poté pár měsíců klesají a od jedenáctého měsíce zase stoupají. V polovině roku 2020 CPV mléka opět lehce klesne. Z následujícího grafického vyjádření lze konstatovat, že v CPV másla v prognózovaném období má kolísavý charakter, hodnoty však postupně stoupají. Od prvního měsíce roku 2019 do šestého měsíce roku 2020 se cena zvýšila ze 146,51 Kč na 164,6 Kč za kg.

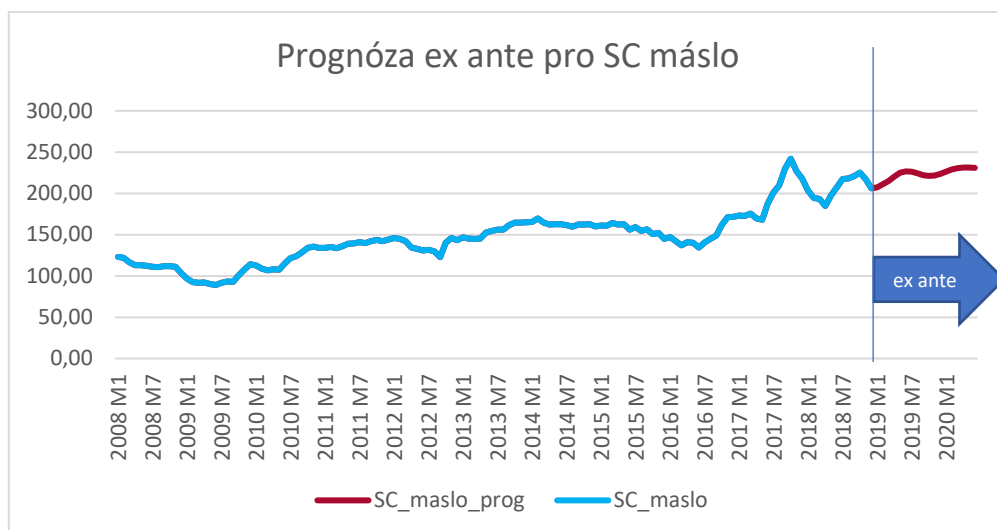


Graf č. 26 - Ex ante CPV máslo

Zdroj: Vlastní zpracování

Proměnná SC másla

Tabulka prognózovaných hodnot SC másla je opět součástí příloh (Příloha č. 24). Křivka ex ante prognózy spotřebitelské ceny másla má velmi podobný průběh jako v případě prognózy CPV másla. Do poloviny roku 2019 hodnoty cen stoupají, poté nastává několikaměsíční klesání, od jedenáctého měsíce hodnoty opět rostou, a v posledním prognózovaném období začíná SC másla klesat. Podobnost vývoje prognózy CPV a SC másla vychází již z podobnosti průběhu křivek skutečných hodnot těchto proměnných. Spotřebitelská cena másla má stále rostoucí tendenci, v polovině roku 2020 má dosáhnout hodnoty 231,08 Kč za kg, což je však stále nižší hodnota než v desátém měsíci roku 2017, kdy se cena vyšplhala na 241,99 Kč za kg.



Graf č. 27 - Ex ante SC máslo

Zdroj: Vlastní zpracování

5.5.7 Shrnutí simultánního cenového modelu

Po identifikaci rovnic bylo možno přejít k odhadu modelu dvoustupňovou metodou nejmenších čtverců. Odhadnuté modely vykazují podobné ekonomické, statistické i ekonometrické vlastnosti jako jednorovnicové cenové modely. Směry působení parametrů všech tří rovnic zůstaly beze změny. Drobné odlišnosti vykazují významnost parametrů, přičemž většinou došlo ke zhoršení významnosti. Nelze však jednoznačně říci, že by proto simultánní model vysvětloval chování cen v komoditní vertikále másla hůře. V první rovnici došlo ke zhoršení významnosti jednoho parametru, ve druhé rovnici modelu se zhoršila významnost tří parametrů. Ve třetí rovnici došlo ke snížení významnosti u dvou parametrů, přitom jeden již není významný vůbec, a u druhého se změnila významnost z hladiny 0,01 na 0,1. U jedné z proměnných však došlo naopak ke zvýšení významnosti parametru. Větší změna nastala při ověřování ekonometrické verifikace, kdy Pesaran-Taylorův test prokázal nepřítomnost heteroskedasticity v modelu spotřebitelské ceny másla. Oproti jednorovnicovému modelu byl zde splněn předpoklad homoskedasticity.

Byly zjišťovány také intenzity působení vysvětlujících proměnných na vysvětlované proměnné při komplexním působení všech predeterminovaných proměnných využitých v simultánním modelu, tedy byly vypočteny pružnosti pro redukovaný tvar. Po porovnání jednorovnicových modelů a simultánního modelu lze pozorovat, že vysvětlující proměnné vykazují v obou případech velmi podobné chování, tedy že na vysvětlované proměnné

víceroznicového modelu působí s nejvyššími intenzitami tytéž predeterminované proměnné, jako v případě jednotlivých nezávislých cenových modelů.

Nakonec byla po ověření prognostických vlastností modelu sestavena predikce budoucího vývoje, tedy prognóza ex ante pro každou cenovou úroveň vertikály másla. Hodnoty byly predikovány pro rok 2019 a polovinu roku 2020. Cena zemědělských výrobců mléka vykazuje v tomto období mírně rostoucí průběh. V šestém měsíci roku 2020 má tato cena dosahovat hodnoty 9,62 Kč za litr. Navazující zpracovatelská cena má ve sledovaném období kolísavý charakter, který vychází především z výkyvů v předchozích dvou letech. Ve výsledku má cena rostoucí tendenci a v červnu roku 2020 se bude pohybovat okolo 164,6 Kč za kg. Predikovaný vývoj spotřebitelské ceny másla je velmi podobný jako vývoj CPV másla, lze pozorovat o něco mírnější kolísání. Průměrná spotřebitelská cena by mohla být v polovině roku 2020 231,08 Kč za kg, což je 67,77 Kč za obvyklé spotřebitelské balení. Tato cena se velmi blíží dosud nejvyšší historické ceně za máslo, která byla v 10. měsíci roku 2017 v hodnotě 241,99 Kč za kg.

6 Závěr

Na základě formulovaných cílů byly nejdříve v metodické části definovány stěžejní pojmy a postupy při ekonometrickém modelování. Dále byla prostudována teoretická východiska nutná pro pochopení fungování vztahů ve vertikále a událostí ovlivňujících mléčný průmysl. Je zde charakterizován trh s mlékem a máslem v České republice, zmiňována je také regulace mléčného trhu či zahraniční obchod s touto komoditou. Stěžejním cílem této práce bylo analyzovat procesy v komoditní vertikále másla, a určit hlavní determinanty na úrovni výrobce, zpracovatele a spotřebitele. Konkrétně byla nejvíce pozornost zaměřena na produkci, spotřebu a jednotlivé cenové úrovně fungující ve vertikále másla, jimiž jsou cena zemědělských výrobců mléka, cena průmyslových výrobců másla a spotřebitelská cena másla.

Produkce másla má od roku 1995 do současnosti klesající tendenci. K většímu nárůstu této produkce došlo po zrušení mléčných kvót v roce 2015, poté však opět klesala. I přes opětovné klesání lze říci, že zrušení těchto kvót mělo na produkci másla jistý vliv, jelikož produkce je i v roce 2018 stále vyšší než sedm let předcházejících roku 2015. Dlouhodobě však produkce másla klesá, což souvisí jak s poklesem celosvětové produkce syrového kravského mléka a mléčných výrobků, tak také s všeobecnou změnou stravovacích návyků, kdy se stále více spotřebitelů zajímá o zdravý životní styl a přechází na zdravou stravu. Za snižující se produkci másla v ČR může také ustavičné navyšování vývozu mléčné suroviny do zahraničí, mléko je tak zpracováváno zahraničními zpracovateli a mléčné výrobky jsou následně dováženy. Vývoz výrobků s nižší přidanou hodnotou a dovoz výrobků s vysokou přidanou hodnotou není pro Českou republiku příliš výhodné, neboť tak přichází o významnou část marže. Původně byla ve vlastní práci uvažována kvantifikace modelu produkce másla, avšak při vyřazování proměnných od nejméně významné postupně došlo k vyřazení všech proměnných a model tak nemohl být zkonstruován.

Spotřeba másla v ČR má poměrně kolísavý charakter, dlouhodobě však vykazuje rostoucí trend. Nejvyšší nárůst spotřeby byl zaznamenán v roce 2015, na což měl dopad zmiňovaný prudký nárůst produkce másla v tomto roce. Naopak k největšímu propadu došlo v roce 2007, a to z důvodu prudkého navýšení spotřebitelské ceny másla a snižování mezd v důsledku hospodářské krize. K dalšímu významnému poklesu spotřeby došlo v roce 2017, kdy také došlo k neúměrnému zvýšení spotřebitelské ceny másla. Na základě průzkumu

chování spotřeby másla byl sestaven spotřební model. Tento model vykazuje výborné vlastnosti a chování exogenních proměnných lze vysvětlit na základě ekonomické teorie. Při snížení mzdy nedochází ke snížení spotřeby másla okamžitě ještě v tomtéž období, ale až o rok později. Spotřebitelé tedy tvoří úspory, ze kterých hradí svou spotřebu a reakce na snížení mzdy tak nepřichází okamžitě. Rostoucí spotřebu másla i přes snížení mzdy ve stejném období způsobuje také stále lehce rostoucí dlouhodobý trend spotřeby másla. Dále zvýšení produkce mléka a zvýšení ceny másla způsobuje růst spotřeby. Margarín se navzdory předpokladům nepotvrdil jako blízký substitut másla, neboť směr parametru proměnné cena margarínu nebyl v souladu s předpokládaným vzorcem chování substitutu, a také jeho koeficient pružnosti byl nejnižší. Nejbližším substitutem tak může být například pomazánkové máslo či jiné pomazánky. Také se zde nabízí možnost, že spotřebitelé nevnímají máslo jako nahraditelný produkt. Pomocí výpočtů pružností bylo prokázáno, že nejvíce je spotřeba másla ovlivňována cenou másla, nejméně pak cenou margarínu. Tím mohla být přijata hypotéza H1, která říká, že změny ve spotřebě másla jsou nejvíce ovlivňovány změnami spotřebitelské ceny másla.

Ceny másla v České republice z dlouhodobého hlediska neustále stoupají. K velkému výkyvu ceny a jejímu navýšení došlo v roce 2007. Tento rok byl počátkem Velké recese, která zapříčinila růst některých komodit. Nejvyšší hodnoty vůbec dosahovala spotřebitelská cena másla v roce 2017. Přesná příčina zdražení másla v tomto roce není známa, může však souviset se zvyšující se poptávkou po másle zároveň se snižující se produkcí. V poslední době se také zvyšuje poptávka po mléčných výrobcích s vyšším obsahem mléčného tuku. Jdou tak na odbyt tučnější jogurty a tvarohy a na máslo již tolik mléčného tuku nezbývá. Cena másla však může být zvyšována i uměle na úkor vyšší marže obchodníků. V roce 2015, kdy došlo k navýšení produkce másla, ale také k ruskému embargu, došlo k poklesu ceny másla z důvodu nadbytečné produkce v ČR. Spotřebitelská cena másla navazuje na zpracovatelskou cenu másla, která se zase odvíjí od ceny vstupů zemědělských výrobců, tedy od ceny syrového kravského mléka. Ceny na těchto třech úrovních byly nejprve modelovány samostatně jako jednorovnicové modely, a následně také jako třírovnicový simultánní model. Vlastnosti modelů jsou opět poměrně kvalitní a všechny odhadnuté parametry jsou konzistentní s ekonomickou teorií. Ve všech cenových modelech však bylo potvrzeno nenormální rozdělení reziduí. Simultánní model vykazoval o něco horší významnosti jednotlivých parametrů než v případě nezávislých cenových modelů, shoda

modelů s daty je v obou případech dle korigovaných koeficientů determinace téměř totožná. V jednorovnicovém modelu spotřebitelské ceny másla byla přítomna heteroskedasticita, avšak při propojení cenových modelů v simultánní model došlo k odstranění tohoto nežádoucího jevu. Pomocí pružností bylo odhaleno, jaké proměnné nejvíce působí na jednotlivé vysvětlované proměnné. Bylo také zjištěno, že na vysvětlované proměnné víceroovnicového modelu působí s nejvyššími intenzitami tytéž predeterminované proměnné, jako v případě jednotlivých nezávislých cenových modelů. Po důkladném porovnání byly jak jednorovnicové regresní cenové modely, tak simultánní cenový model vyhodnoceny jako přijatelné a použitelné pro aplikaci. Na vysvětlovanou proměnnou cena zemědělských výrobců mléka působí nejvíce změny její vlastní zpožděné proměnné o měsíc. Na vysvětlovanou proměnnou navazujícího stupně vertikály, tedy na cenu průmyslových výrobců másla mají nejsilnější vliv změny ceny zemědělských výrobců mléka, v případě simultánního modelu změny CZV mléka před měsícem. Zpracovatelská cena tedy nejvíce závisí na cenách syrového kravského mléka a na jejich změny reaguje téměř okamžitě. Na spotřebitelskou cenu pak nejvíce působí cena průmyslových výrobců másla běžného období, v případě simultánního modelu CPV másla před měsícem. I spotřebitelská cena nejvíce reaguje na změny předchozí cenové úrovně. Byl vyvozen závěr, že ve vertikále převažuje nabídkově orientovaný přístup ve smyslu vzájemného ovlivňování cen na jednotlivých úrovních. Hypotéza H2, která tvrdí, že mezi jednotlivými cenovými úrovněmi vertikály másla převažuje poptávkově orientovaný přístup, tedy nebyla přijata. Pro simultánní model byl nakonec predikován vývoj cen na všech třech úrovních. Odhad budoucích hodnot byl proveden pro rok 2019 a polovinu roku 2020. V červnu roku 2020 by měla být cena zemědělských výrobců mléka 9,62 Kč za litr, cena průmyslových výrobců másla 164,6 Kč za kg a spotřebitelská cena másla 231,08 Kč za kg. Predikované hodnoty by měly být brány s rezervou s ohledem na již zmíněné nenormální rozdělení reziduální složky, které může výsledky zkreslovat.

Ve většině výrobních komoditních vertikál se počítá se zpožděním zhruba 12 měsíců dle povahy zemědělské činnosti a udává se dle délky výrobního cyklu, který je pro většinu zemědělských oborů právě jeden rok. Avšak v komoditní vertikále másla přicházejí reakce cen na změny ostatních cenových úrovní téměř okamžitě. Nejdélší časové zpoždění je pět měsíců, nejčastěji však dochází k reakci ještě v tomtéž období, případně o měsíc či dva později. Poznatky této diplomové práce, která charakterizuje procesy v komoditní vertikále

másla, mohou být využity v dalších pracích. Zajímavé by bylo zejména modelování vertikály jiného mléčného výrobku, například sýrů, a následné porovnání, zda vztahy v těchto vertikálách fungují podobně.

7 Seznam použitých zdrojů

1. ARES, Susana Pérez, What is agribusiness and why is it important? *BBVA* [online]. 12. 8. 2019 [cit. 2019-11-24]. Dostupné z: <https://www.bbva.com/en/what-is-agribusiness-and-why-is-it-important/>
2. BEČVÁŘOVÁ, Věra, 2001. *Zemědělská politika*. Brno: Mendelova zemědělská a lesnická univerzita. ISBN 80-7157-514-3.
3. BEČVÁŘOVÁ, Věra, 2005. *Podstata a ekonomické souvislosti formování agrobiznisu*. Brno: Mendelova zemědělská a lesnická univerzita. ISBN 80-7157-911-.
4. BEČVÁŘOVÁ, Věra a Iva LECHANOVÁ, 2006. *Zemědělství a potravinářský průmysl v rámci komoditních vertikál: obecné a regionální aspekty*. Brno: Mendelova zemědělská a lesnická univerzita, Provozně ekonomická fakulta. ISBN 80-7157-921-1.
5. BOUŠKA, Josef, 2006. *Chov dojeného skotu*. Praha: Profi Press. ISBN 80-86726-16-9.
6. CIBULKOVÁ, Markéta, 2010. *Komoditní vertikála mléka*. Brno. Bakalářská práce. Mendelova univerzita v Brně.
7. CIPRA, Tomáš, 1986. *Analýza časových řad s aplikacemi v ekonomii*. Praha: SNTL.
8. CIPRA, Tomáš, 2008. *Finanční ekonometrie*. Praha: Ekopress. ISBN 978-80-86929-43-9.
9. DOUGHERTY, Christopher, c2011. *Introduction to econometrics*. 4th ed. New York: Oxford University Press. ISBN 978-0-19-956708-9.
10. FIALA, Petr, 2008. *Úvod do ekonometrie*. V Praze: České vysoké učení technické. ISBN 978-80-01-04004-1.
11. GREENE, William H., c2003. *Econometric analysis*. 5th ed. Upper Saddle River, N.J.: Prentice Hall. ISBN 0-13-066189-9.
12. GUJARATI, Damodar, 2011. *Econometrics by Example*. London: Palgrave Macmillan. ISBN 978-0230394353.
13. HANČLOVÁ, Jana, 2012. *Ekonometrické modelování: klasické přístupy s aplikacemi*. Praha: Professional Publishing. ISBN 978-80-7431-088-1.

14. HUŠEK, Roman, 1992. *Základy ekonometrie*. 2.přepr.vyd. Praha: VŠE. ISBN 80-7079566-2.
15. HUŠEK, Roman, 2007. *Ekonometrická analýza*. Praha: Oeconomica. ISBN 978-80-245-1300-3.
16. HUŠEK, Roman a Jaromír WALTER, 1976. *Ekonometrie*. Praha: SNTL.
17. KLAS, Anton, 1979. *Ekonometrické modelovanie*. Bratislava: Alfa. Edícia ekonomickej literatúry (Alfa).
18. KRKOŠKOVÁ, Šárka, Adéla RÁČKOVÁ a Jan ZOUHAR, 2009. *Základy ekonometrie v příkladech*. V Praze: Oeconomica. ISBN 978-80-245-1564-9.
19. KROUZOVÁ, Lenka, 2018. *Postavení a funkce vybraného odvětví zpracovatelského průmyslu – výroba mléka a mléčných výrobků*. Praha. Disertační práce. Česká zemědělská univerzita v Praze.
20. KŘENKOVÁ, Radka, 2011. *Vyhodnocení kvality másla a směsných tuků*. Brno. Diplomová práce. Mendelova univerzita v Brně.
21. LABYS, Walter C. a Peter POLLAK, 1984. *Commodity models for forecasting and policy analysis*. New York: Nichols Pub. Co. ISBN 0893971936.
22. LUKÁČIKOVÁ, Adriana a Martin LUKÁČIK, 2008. *Ekonometrické modelovanie s aplikáciami*. Bratislava: EKONÓM. ISBN 978-80-225-2614-2.
23. MARTINKOVÁ, Lucie, 2012. *Lineární modely časových řad a jejich aplikace na vybraných ekonomických problémech*. Olomouc. Diplomová práce. Univerzita Palackého v Olomouci.
24. NOVÁKOVÁ, Lucie, 2016. *Modelování komoditní vertikály hovězího masa*. Praha. Diplomová práce. Česká zemědělská univerzita v Praze.
25. NOVÁK, Petr, 2007. *Ekonomické souvislosti formování výrobní vertikály mléka v soudobém agrobyznysu*. Brno. Disertační práce. Mendelova zemědělská a lesnická univerzita v Brně.

26. PETEROVÁ, Jarmila, 2010. *Ekonomika výroby a zpracování zemědělských produktů*. Vyd. 4. V Praze: Česká zemědělská univerzita, Provozně ekonomická fakulta. ISBN 978-80-213-2053-6.
27. SEDDIGHI, Hamid, Kevin LAWLER a Anastasios KATOS, 2001. *Econometrics: a practical approach*. New York: Routledge Chapman & Hall. ISBN 978-0415156448.
28. TVRDOŇ, Jiří, 2001. *Ekonometrie*. Vyd. 5. Praha: Česká zemědělská univerzita. ISBN 80-213-0819-2.
29. VALDER, Antonín, Luboš SMUTKA a Aleš HES, 2011. *Vnitřní a vnější faktory formující český trh s potravinami*. Praha: Powerprint. ISBN 978-80-87415-27-6.
30. WOOLDRIDGE, Jeffrey M., c2013. *Introductory econometrics: a modern approach*. 5th ed. Mason, OH: South-Western Cengage Learning. ISBN 978-1-111-53104-1.
31. ŽIŽLAVSKÝ, Jiří, 1996. *Chov hospodářských zvířat*. Brno: Mendelova zemědělská a lesnická univerzita. ISBN 80-7157-218-7.

Seznam internetových zdrojů:

1. ČSÚ: Vývoj produkce vybraných komodit, *Český statistický úřad* [online]. 2019 [cit. 2019-12-07]. Dostupné z: <https://www.czso.cz/>
2. CHALUPA, Martin, Není máslo vše, co tak vypadá. Jak rozeznat kvalitu od náhražek? *ČtiDoma.cz* [online]. 08.01.2019 [cit. 2019-12-07]. Dostupné z: <https://www.ctidoma.cz/zivotni-styl/2019-01-08-neni-maslo-vse-co-tak-vypada-jak-rozeznat-kvalitu-od-nahrazek-46763>
3. Jak se vyrábí máslo, *Akademie Kvality* [online]. 2019 [cit. 2019-12-07]. Dostupné z: <https://www.akademiekvality.cz/clanek/jak-se-vyrabi-maslo>
4. JORDÁN, Hynek, Chovatelé dojných krav a prasnic dostanou navíc 604 milionů korun. *SZIF: Státní zemědělský intervenční fond* [online]. 2015 [cit. 2019-12-08]. Dostupné z: https://www.szif.cz/cs/CmDocument?rid=%2Fapa_anon%2Fcs%2Fzpravy%2Fkomodity%2Fzv%2F00%2F1452004124465.pdf

5. KVAPILÍK, Jindřich, Proč je přidaná hodnota u našeho mléka jen zbožné přání? *Náš chov* [online]. 2015 [cit. 2020-04-02]. Dostupné z: <https://www.naschov.cz/proc-je-pridana-hodnota-u-naseho-mleka-jen-zbozne-prani/>
6. Mléčné kvóty: Jsou vaše obavy namístě?, *Agri ČR plus* [online]. 2015 [cit. 2019-12-08]. Dostupné z: <http://www.agricrplus.cz/mlecne-kvoty-jsou-vase-obavy-namiste>
7. Mléko a mléčné výrobky: Komoditní karta mléko srpen–září 2019, *EAgri: Ministerstvo zemědělství* [online]. 12.11.2019 [cit. 2019-12-07]. Dostupné z: <http://eagri.cz/public/web/mze/zemedelstvi/zivocisna-vyroba/zivocisne-komodity/mleko-a-mlecne-vyrobky/>
8. Monitoring tržní produkce mléka, *SZIF: Státní zemědělský intervenční fond* [online]. 2019 [cit. 2019-12-07]. Dostupné z: <https://www.szif.cz/cs/monitoring-trhu-s-mlekem>
9. PAVELKOVÁ, Hana, Zavedení monitoringu tržní produkce mléka v ČR. *SZIF: Státní zemědělský intervenční fond* [online]. 2015 [cit. 2019-12-08]. Dostupné z: https://www.szif.cz/cs/CmDocument?rid=%2Fapa_anon%2Fcs%2Fzpravy%2Fkomodity%2Fzv%2F01%2F01%2F1427891904783.pdf
10. Proměna českého zemědělství po vstupu do EU, *EDotace: Průvodce světem dotací* [online]. 2016 [cit. 2019-12-08]. Dostupné z: <http://www.edotace.cz/clanky/promena-ceskeho-zemedelstvi-po-vstupu-do-eu>
11. Roční výkaz o nákupu mléka, o výrobě a užití vybraných mlékárenských výrobků za rok 2018: Výstup mlék Mze, *EAgri: Ministerstvo zemědělství* [online]. 17.4.2019 [cit. 2019-12-07]. Dostupné z: <http://eagri.cz/public/web/mze/ministerstvo-zemedelstvi/statistika/zemedelstvi/mleko/rocn-vykaz-o-nakupu-mleka-o-vyrobe-a-4.html>
12. Ruské sankce, *EAgri: Ministerstvo zemědělství* [online]. 2015 [cit. 2019-12-08]. Dostupné z: <http://eagri.cz/public/web/mze/ministerstvo-zemedelstvi/zahranicni-vztahy/ruske-sankce/>
13. RYSOVÁ, Lucie, Máslo a jeho tradiční výroba. *Agropress* [online]. 20.2.2018 [cit. 2019-10-27]. Dostupné z: <http://www.agropress.cz/maslo-a-jeho-tradicni-vyroba/>

14. *SZIF: Státní zemědělský a intervenční fond* [online], 2019. [cit. 2019-10-27]. Dostupné z: <https://www.szif.cz/cs/mleko?setCookie=true>
15. Vznik, vývoj a reformy Společné zemědělské politiky, *EAgri: Ministerstvo zemědělství* [online]. 2013 [cit. 2019-12-08]. Dostupné z: <http://eagri.cz/public/web/mze/ministerstvo-zemedelstvi/zahranicni-vztahy/cr-a-evropska-unie/spolecna-zemedelska-politika/vznik-vyvoj-a-reformy-spolecne/>
16. Začarovaný "máslový" kruh: Česká produkce je kvalitní, přesto si máslo necháváme dovážet, *Česká technologická platforma pro potraviny* [online]. 26.07.2019 [cit. 2019-12-08]. Dostupné z: <http://ctpp.cz/?strana=clanek&id=5671>

8 Přílohy

Příloha č. 1 - Dickey-Fullerův test pro proměnnou produkce mléka

```
Rozšířený Dickey-Fullerův test pro Prod_mleka
s použitím 7 zpožděných proměnných (1-L)Prod_mleka (max was 8)
počet pozorování 18
nulová hypotéza jednotkového koefenu: a = 1

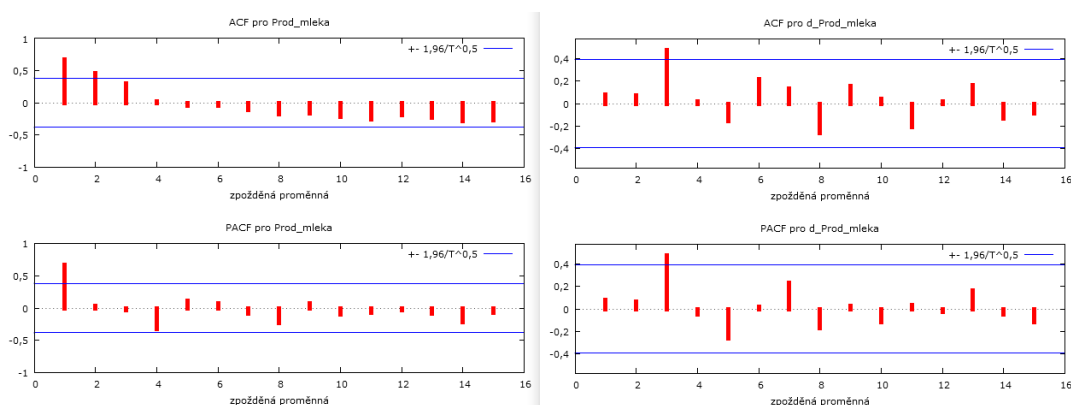
s konstantou a kvadratickým trendem
model: (1-L)y = b0 + b1*t + b2*t^2 + (a-1)*y(-1) + ... + e
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,208
zpožděné diference: F(7, 7) = 2,797 [0,0991]
odhadovaná hodnota (a - 1): -1,79958
testovací statistika: tau_ctt(1) = -2,93886
asymptotická p-hodnota 0,3261
```

```
Rozšířený Dickey-Fullerův test pro d_Prod_mleka
s použitím 4 zpožděných proměnných (1-L)d_Prod_mleka (max was 8)
počet pozorování 20
nulová hypotéza jednotkového koefenu: a = 1

s konstantou a kvadratickým trendem
model: (1-L)y = b0 + b1*t + b2*t^2 + (a-1)*y(-1) + ... + e
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,024
zpožděné diference: F(4, 12) = 2,507 [0,0975]
odhadovaná hodnota (a - 1): -2,09664
testovací statistika: tau_ctt(1) = -3,80197
asymptotická p-hodnota 0,05412
```

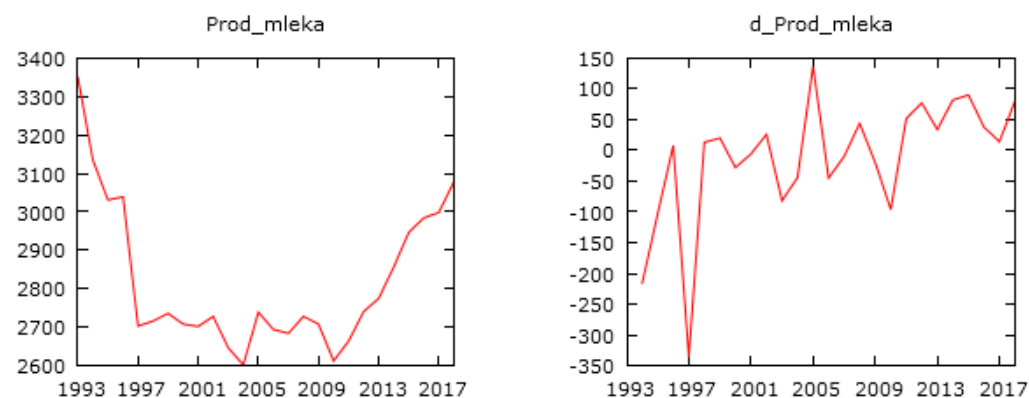
Zdroj: vlastní zpracování dle softwaru Gretl

Příloha č. 2 - Korelogram pro proměnnou produkce mléka



Zdroj: vlastní zpracování dle softwaru Gretl

Příloha č. 3 - Průběh grafů proměnné produkce mléka



Zdroj: vlastní zpracování dle softwaru Gretl

Příloha č. 4 - Dickey-Fullerův test pro proměnnou mzda

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro Mzda
s použitím 6 zpožděných proměnných (1-L)Mzda (max was 8)
počet pozorování 19
nulová hypotéza jednotkového kořenu: $a = 1$

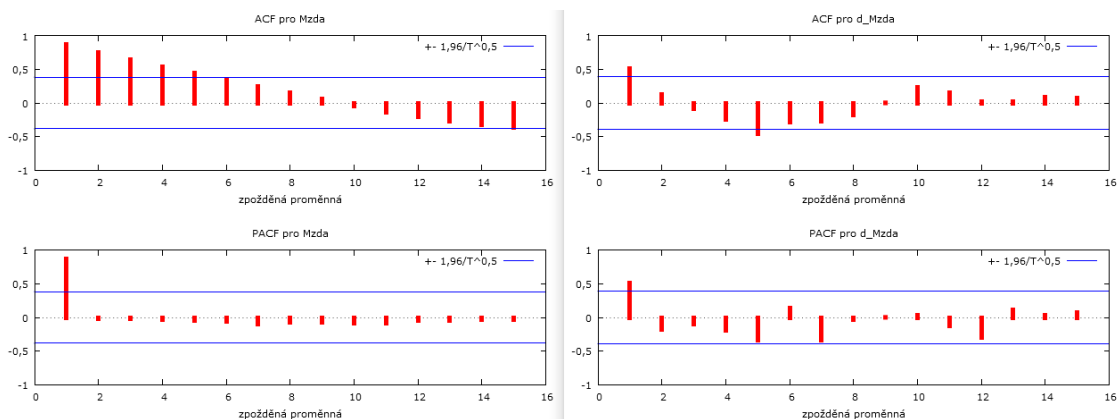
s konstantou a trendem
model: $(1-L)y = b_0 + b_1t + (a-1)y(-1) + \dots + e$
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,107
zpožděné diference: $F(6, 10) = 8,386 [0,0020]$
odhadovaná hodnota (a - 1): -1,64276
testovací statistika: $\tau_{ct}(1) = -3,61717$
asymptotická p-hodnota 0,02833

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro d_Mzda
s použitím 6 zpožděných proměnných (1-L)d_Mzda (max was 8)
počet pozorování 18
nulová hypotéza jednotkového kořenu: $a = 1$

test s konstantou
model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,165
zpožděné diference: $F(6, 10) = 2,014 [0,1566]$
odhadovaná hodnota (a - 1): -2,24243
testovací statistika: $\tau_c(1) = -3,16578$
asymptotická p-hodnota 0,02209

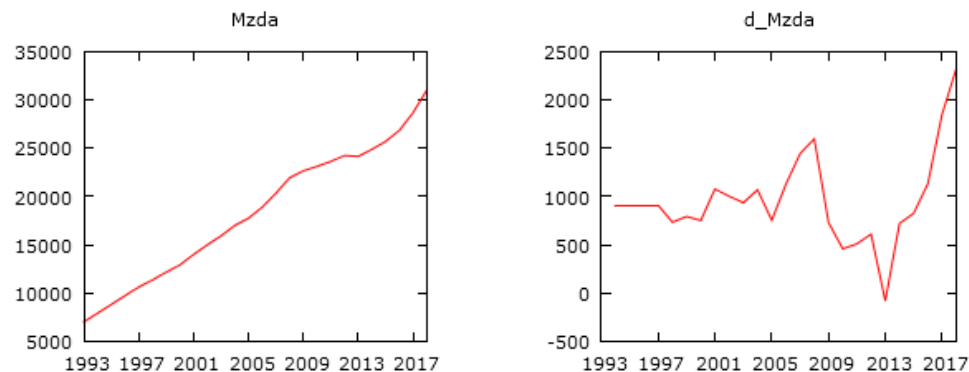
Zdroj: vlastní zpracování dle softwaru Gretl

Příloha č. 5 - Korelogram pro proměnnou mzda



Zdroj: vlastní zpracování dle softwaru Gretl

Příloha č. 6 - Průběh grafů proměnné mzda



Zdroj: vlastní zpracování dle softwaru Gretl

Příloha č. 7 - Dickey-Fullerův test pro proměnnou cena másla

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro Cena_masla
s použitím 5 zpožděných proměnných (1-L)Cena_masla (max was 8)
počet pozorování 20
nulová hypotéza jednotkového kořenu: $a = 1$

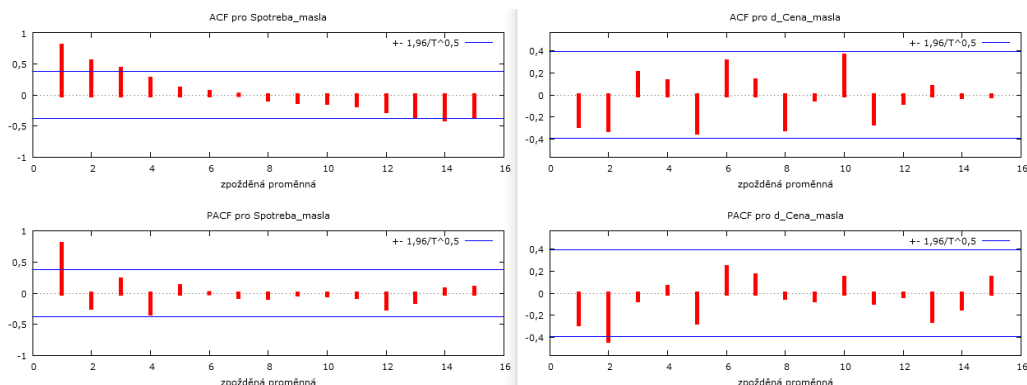
s konstantou a trendem
model: $(1-L)y = b_0 + b_1t + (a-1)y(-1) + \dots + e$
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,259
zpožděné diference: $F(5, 12) = 2,177 [0,1251]$
odhadovaná hodnota (a - 1): 0,429304
testovací statistika: $\tau_{ct}(1) = 0,800444$
asymptotická p-hodnota 0,9998

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro d_Cena_masla
s použitím 4 zpožděných proměnných (1-L)d_Cena_masla (max was 8)
počet pozorování 20
nulová hypotéza jednotkového kořenu: $a = 1$

test s konstantou a trendem
model: $(1-L)y = b_0 + b_1t + (a-1)y(-1) + \dots + e$
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,184
zpožděné diference: $F(4, 13) = 4,954 [0,0120]$
odhadovaná hodnota (a - 1): -4,99705
testovací statistika: $\tau_{ct}(1) = -4,35712$
asymptotická p-hodnota 0,002501

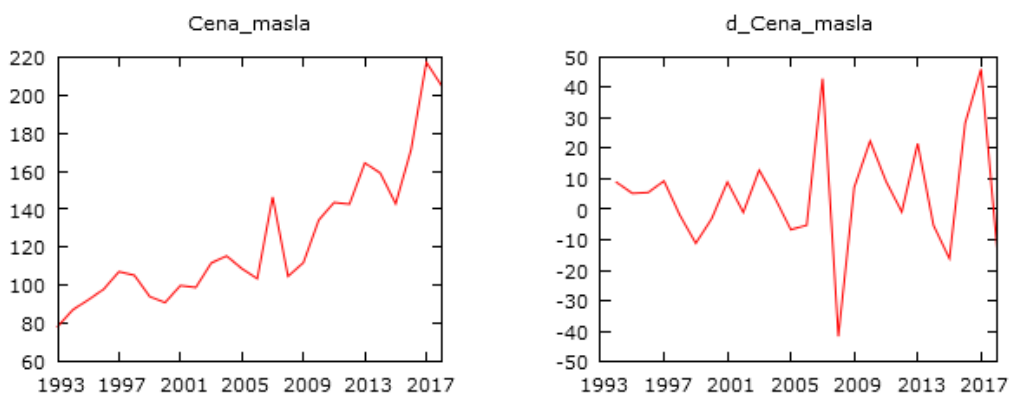
Zdroj: vlastní zpracování dle softwaru Gretl

Příloha č. 8 - Korelogram pro proměnnou cena másla



Zdroj: vlastní zpracování dle softwaru Gretl

Příloha č. 9 - Průběh grafů proměnné cena másla



Zdroj: vlastní zpracování dle softwaru Gretl

Příloha č. 10 - Dickey-Fullerův test pro proměnnou cena margarínu

```
Rozšířený Dickey-Fullerův test pro Cena_margarinu
s použitím 5 zpožděných proměnných (1-L)Cena_margarinu (max was 8)
počet pozorování 20
nulová hypotéza jednotkového koefienu: a = 1

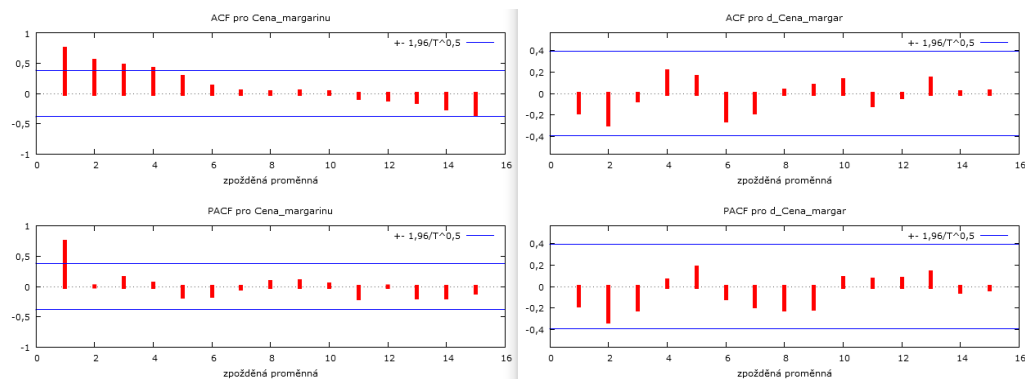
s konstantou a trendem
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,199
zpožděné diference: F(5, 12) = 1,129 [0,3965]
odhadovaná hodnota (a - 1): -1,91936
testovací statistika: tau_ct(1) = -2,53032
asymptotická p-hodnota 0,3133
```

```
Rozšířený Dickey-Fullerův test pro d_Cena_masla
s použitím 4 zpožděných proměnných (1-L)d_Cena_masla (max was 8)
počet pozorování 20
nulová hypotéza jednotkového koefienu: a = 1

s konstantou a trendem
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,184
zpožděné diference: F(4, 13) = 4,954 [0,0120]
odhadovaná hodnota (a - 1): -4,99705
testovací statistika: tau_ct(1) = -4,35712
asymptotická p-hodnota 0,002501
```

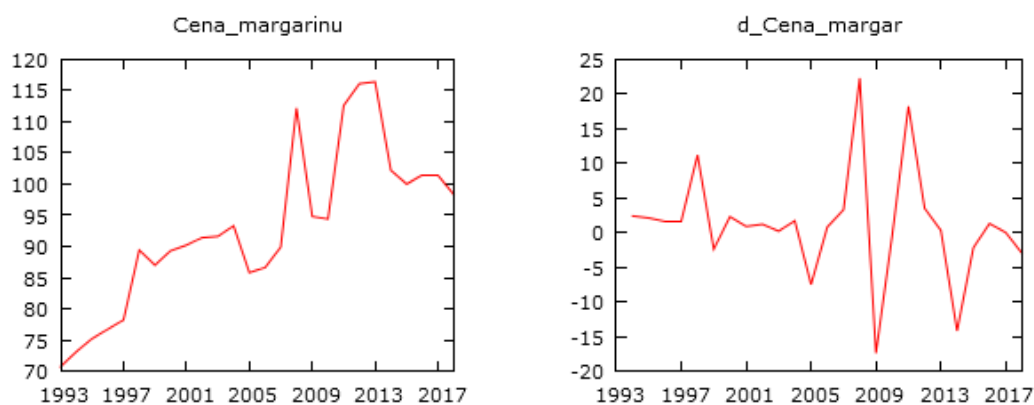
Zdroj: vlastní zpracování dle softwaru Gretl

Příloha č. 11 - Korelogram pro proměnnou cena margarínu



Zdroj: vlastní zpracování dle softwaru Gretl

Příloha č. 12 - Průběh grafů proměnné cena margarínu



Zdroj: vlastní zpracování dle softwaru Gretl

Příloha č. 13 - Dickey-Fullerův test pro proměnnou CZV mléka

```
Rozšířený Dickey-Fullerův test pro CZV_mleko
s použitím 12 zpožděných proměnných (1-L)CZV_mleko (max was 12)
počet pozorování 119
nulová hypotéza jednotkového kořenu: a = 1

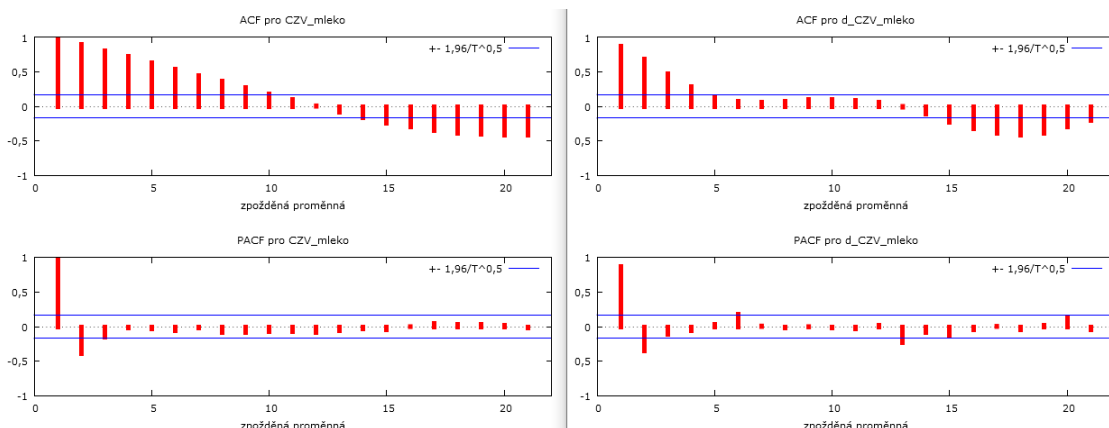
s konstantou a trendem
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,037
zpožděné diference: F(12, 104) = 39,180 [0,0000]
odhadovaná hodnota (a - 1): -0,0488863
testovací statistika: tau_ct(1) = -3,90358
asymptotická p-hodnota 0,01191
```

```
Rozšířený Dickey-Fullerův test pro d_CZV_mleko
s použitím 12 zpožděných proměnných (1-L)d_CZV_mleko (max was 12)
počet pozorování 118
nulová hypotéza jednotkového kořenu: a = 1

s konstantou a trendem
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,044
zpožděné diference: F(12, 103) = 2,845 [0,0021]
odhadovaná hodnota (a - 1): -0,245569
testovací statistika: tau_ct(1) = -3,51737
asymptotická p-hodnota 0,03748
```

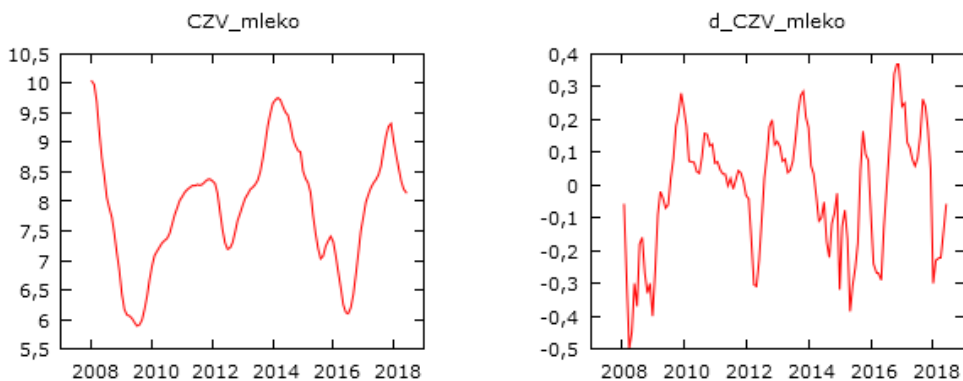
Zdroj: vlastní zpracování dle softwaru Gretl

Příloha č. 14 - Korelogram pro proměnnou CZV mléka



Zdroj: vlastní zpracování dle softwaru Gretl

Příloha č. 15 - Průběh grafů proměnné CZV mléka



Zdroj: vlastní zpracování dle softwaru Gretl

Příloha č. 16 - Dickey-Fullerův test pro proměnnou CPV másla

```
Rozšířený Dickey-Fullerův test pro CPV_maslo
s použitím 8 zpožděných proměnných (1-L)CPV_maslo (max was 12)
počet pozorování 123
nulová hypotéza jednotkového koefentu: a = 1

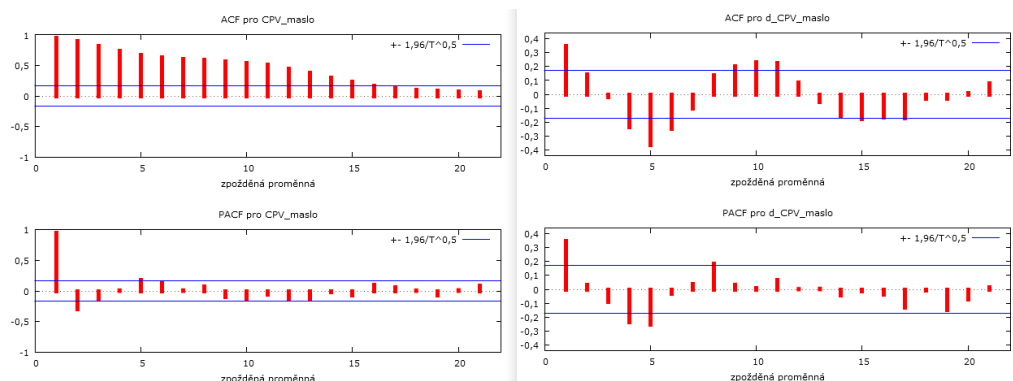
s konstantou a kvadratickým trendem
model: (1-L)y = b0 + b1*t + b2*t^2 + (a-1)*y(-1) + ... + e
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,027
zpožděné diference: F(8, 111) = 5,189 [0,0000]
odhadovaná hodnota (a - 1): -0,0918457
testovací statistika: tau_ctt(1) = -2,27346
asymptotická p-hodnota 0,6926
```

```
Rozšířený Dickey-Fullerův test pro d_CPV_maslo
s použitím 7 zpožděných proměnných (1-L)d_CPV_maslo (max was 12)
počet pozorování 123
nulová hypotéza jednotkového koefentu: a = 1

s konstantou a kvadratickým trendem
model: (1-L)y = b0 + b1*t + b2*t^2 + (a-1)*y(-1) + ... + e
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,017
zpožděné diference: F(7, 112) = 3,452 [0,0022]
odhadovaná hodnota (a - 1): -0,98475
testovací statistika: tau_ctt(1) = -4,05266
asymptotická p-hodnota 0,02699
```

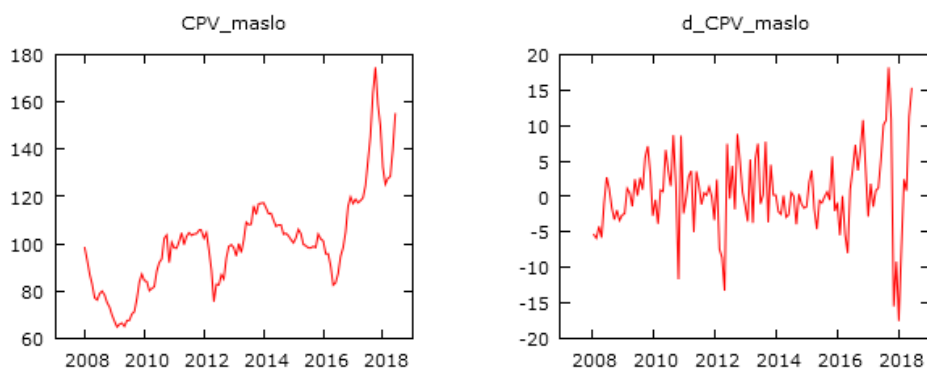
Zdroj: vlastní zpracování dle softwaru Gretl

Příloha č. 17 - Korelogram pro proměnnou CPV másla



Zdroj: vlastní zpracování dle softwaru Gretl

Příloha č. 18 - průběh grafů proměnné CPV másla



Zdroj: vlastní zpracování dle softwaru Gretl

Příloha č. 19 - Dickey-Fullerův test pro proměnnou SC másla

```
Rozšířený Dickey-Fullerův test pro SC_maslo
s použitím 8 zpožděných proměnných (1-L)SC_maslo (max was 12)
počet pozorování 123
nulová hypotéza jednotkového kořenu: a = 1

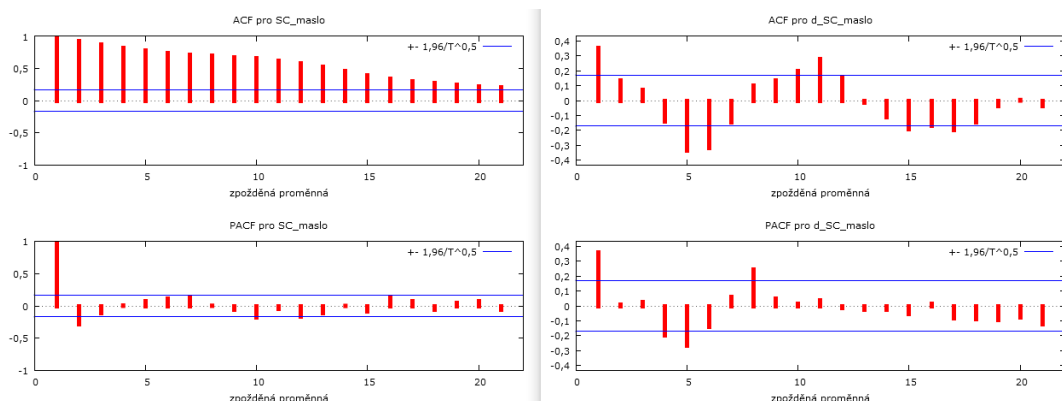
s konstantou a trendem
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,035
zpožděné diference: F(8, 112) = 6,549 [0,0000]
odhadovaná hodnota (a - 1): -0,0945565
testovací statistika: tau_ct(1) = -2,65377
asymptotická p-hodnota 0,2562
```

```
Rozšířený Dickey-Fullerův test pro d_SC_maslo
s použitím 7 zpožděných proměnných (1-L)d_SC_maslo (max was 12)
počet pozorování 123
nulová hypotéza jednotkového kořenu: a = 1

test bez konstanty
model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,020
zpožděné diference: F(7, 115) = 3,944 [0,0007]
odhadovaná hodnota (a - 1): -0,692736
testovací statistika: tau_nc(1) = -3,41962
asymptotická p-hodnota 0,0006157
```

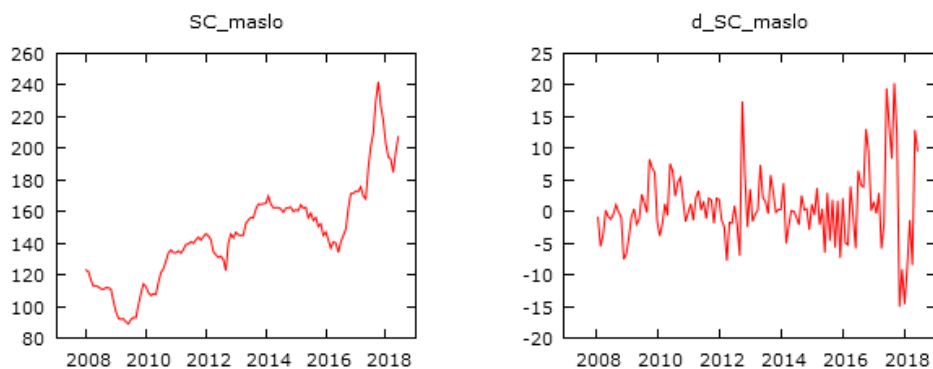
Zdroj: vlastní zpracování dle softwaru Gretl

Příloha č. 20 - Korelogram pro proměnnou SC másla



Zdroj: vlastní zpracování dle softwaru Gretl

Příloha č. 21 - Průběh grafů proměnné SC másla



Zdroj: vlastní zpracování dle softwaru Gretl

Příloha č. 22 – Prognózané hodnoty CZV mléka

Období	Prognóza CZV mléko
2019 M1	9,21
2019 M2	9,30
2019 M3	9,40
2019 M4	9,47
2019 M5	9,50
2019 M6	9,53
2019 M7	9,55
2019 M8	9,54
2019 M9	9,52
2019 M10	9,50
2019 M11	9,49
2019 M12	9,49
2020 M1	9,50
2020 M2	9,53
2020 M3	9,55
2020 M4	9,58
2020 M5	9,60
2020 M6	9,62

Zdroj: vlastní zpracování dle softwaru Gretl

Příloha č. 23 – Prognózované hodnoty CPV másla

Období	Prognóza CPV máslo
2019 M1	146,51
2019 M2	149,16
2019 M3	154,67
2019 M4	160,14
2019 M5	163,12
2019 M6	163,77
2019 M7	162,23
2019 M8	159,33
2019 M9	157,04
2019 M10	156,37
2019 M11	157,27
2019 M12	159,51
2020 M1	162,22
2020 M2	164,37
2020 M3	165,51
2020 M4	165,67
2020 M5	165,16
2020 M6	164,60

Zdroj: vlastní zpracování

Příloha č. 24 – Prognózované hodnoty SC másla

Období	Prognóza SC máslo
2019 M1	207,32
2019 M2	210,98
2019 M3	215,11
2019 M4	220,58
2019 M5	224,98
2019 M6	226,78
2019 M7	226,27
2019 M8	224,26
2019 M9	222,16
2019 M10	221,19
2019 M11	221,78
2019 M12	223,72
2020 M1	226,37
2020 M2	228,86
2020 M3	230,55
2020 M4	231,29
2020 M5	231,31
2020 M6	231,08

Zdroj: vlastní zpracování

Příloha č. 25 - Podkladová data pro model spotřeby

Rok	Spotřeba	Produkce	Mzda	Cena másla	Cena margarínu
1993	5,30	3350,00	7017,25	78,32	70,7
1994	5,20	3134,00	7921,78	87,20	73,1
1995	4,50	3031,00	8826,32	92,44	75,2
1996	4,20	3039,00	9730,85	97,96	76,7
1997	4,10	2703,00	10635,38	107,27	78,2
1998	4,00	2716,00	11371,00	105,32	89,4
1999	4,00	2736,00	12165,00	94,17	87,0
2000	4,10	2708,00	12918,00	91,00	89,3
2001	4,20	2702,00	13996,00	99,96	90,2
2002	4,50	2728,00	14999,00	98,94	91,4
2003	4,50	2646,00	15936,00	111,77	91,6
2004	4,60	2602,00	17006,00	115,48	93,3
2005	4,80	2739,00	17761,00	108,80	85,8
2006	4,40	2694,00	18889,00	103,57	86,6
2007	4,20	2684,00	20333,00	146,50	89,9
2008	4,69	2728,00	21931,00	104,79	112,2
2009	5,00	2708,00	22663,00	111,99	94,8
2010	4,88	2612,00	23123,00	134,38	94,4
2011	4,96	2663,68	23634,00	143,61	112,6
2012	5,20	2740,68	24245,00	142,75	116,1
2013	5,10	2774,52	24165,00	164,34	116,4
2014	5,10	2856,33	24887,00	159,06	102,2
2015	5,50	2946,33	25713,00	142,90	100,0
2016	5,40	2984,14	26846,00	171,21	101,3
2017	5,00	2998,26	28694,00	217,21	101,3
2018	5,10	3078,39	31015,00	204,75	98,3

Zdroj: Vlastní zpracování

Příloha č. 26 - Podkladová data pro cenové modely (2008-2013)

Období	CZV_mleko	CPV_maslo	SC_maslo	Období	CZV_mleko	CPV_maslo	SC_maslo
2008 M1	10,04	98,38	122,99	2011 M1	8,08	98,34	133,90
2008 M2	9,98	93,03	122,06	2011 M2	8,15	98,22	135,10
2008 M3	9,69	87,17	116,55	2011 M3	8,20	101,07	133,72
2008 M4	9,19	82,97	112,96	2011 M4	8,24	104,67	135,91
2008 M5	8,74	77,21	113,17	2011 M5	8,27	99,69	139,19
2008 M6	8,44	76,32	112,37	2011 M6	8,27	103,24	139,42
2008 M7	8,07	79,05	111,17	2011 M7	8,29	104,77	141,04
2008 M8	7,89	80,07	110,79	2011 M8	8,27	103,65	139,95
2008 M9	7,73	78,45	111,85	2011 M9	8,29	104,17	142,06
2008 M10	7,46	75,22	111,81	2011 M10	8,33	104,36	143,85
2008 M11	7,13	73,30	110,95	2011 M11	8,37	105,73	142,01
2008 M12	6,83	69,94	103,42	2011 M12	8,38	105,71	144,11
2009 M1	6,43	67,34	96,74	2012 M1	8,35	102,41	146,03
2009 M2	6,17	64,95	92,66	2012 M2	8,30	104,80	144,68
2009 M3	6,08	66,09	91,85	2012 M3	8,14	97,41	142,27
2009 M4	6,06	66,56	92,27	2012 M4	7,83	88,82	134,50
2009 M5	6,02	65,20	90,26	2012 M5	7,53	75,57	132,75
2009 M6	5,95	67,64	89,06	2012 M6	7,30	82,99	130,90
2009 M7	5,89	67,78	91,79	2012 M7	7,19	82,70	131,82
2009 M8	5,91	70,41	93,10	2012 M8	7,21	87,02	129,62
2009 M9	5,99	71,39	92,95	2012 M9	7,30	85,21	122,64
2009 M10	6,17	76,88	101,21	2012 M10	7,48	94,01	140,02
2009 M11	6,39	83,98	108,14	2012 M11	7,68	99,02	145,82
2009 M12	6,67	87,25	114,26	2012 M12	7,80	99,65	143,35
2010 M1	6,90	84,56	112,64	2013 M1	7,93	98,43	146,89
2010 M2	7,08	84,11	108,81	2013 M2	8,05	94,92	145,33
2010 M3	7,16	80,29	106,95	2013 M3	8,12	100,15	144,91
2010 M4	7,23	81,20	108,17	2013 M4	8,20	96,44	145,15
2010 M5	7,30	81,92	107,57	2013 M5	8,24	101,71	152,51
2010 M6	7,34	88,48	115,14	2013 M6	8,29	109,15	154,69
2010 M7	7,37	92,18	121,46	2013 M7	8,36	108,12	156,27
2010 M8	7,46	93,66	123,87	2013 M8	8,50	108,37	155,93
2010 M9	7,62	102,31	128,53	2013 M9	8,72	116,09	161,69
2010 M10	7,77	103,77	133,93	2013 M10	8,99	112,47	164,73
2010 M11	7,89	92,14	135,66	2013 M11	9,28	116,94	164,62
2010 M12	8,02	100,71	134,07	2013 M12	9,49	117,17	164,92

Zdroj: Vlastní zpracování

Příloha č. 27 - Podkladová data pro cenové modely (2014-2018)

Období	CZV_mleko	CPV_maslo	SC_maslo	Období	CZV_mleko	CPV_maslo	SC_maslo
2014 M1	9,66	117,37	165,26	2016 M7	6,10	87,51	140,67
2014 M2	9,72	115,25	169,74	2016 M8	6,20	94,79	144,90
2014 M3	9,75	112,77	164,71	2016 M9	6,42	98,44	148,77
2014 M4	9,72	112,90	162,38	2016 M10	6,76	105,06	161,83
2014 M5	9,61	109,99	162,52	2016 M11	7,13	115,84	171,29
2014 M6	9,51	107,45	162,56	2016 M12	7,50	119,88	171,43
2014 M7	9,46	108,02	161,66	2017 M1	7,74	117,05	172,99
2014 M8	9,29	108,06	159,59	2017 M2	7,99	118,86	172,69
2014 M9	9,07	104,15	162,11	2017 M3	8,12	117,43	175,62
2014 M10	8,95	104,50	162,38	2017 M4	8,23	118,29	169,77
2014 M11	8,86	103,46	162,82	2017 M5	8,31	119,50	167,98
2014 M12	8,84	101,85	159,93	2017 M6	8,37	124,69	187,46
2015 M1	8,52	100,44	161,10	2017 M7	8,45	134,78	201,05
2015 M2	8,39	102,49	160,55	2017 M8	8,60	145,51	209,41
2015 M3	8,31	106,16	164,26	2017 M9	8,86	163,69	229,71
2015 M4	8,15	104,37	162,18	2017 M10	9,10	174,55	241,99
2015 M5	7,76	99,79	162,61	2017 M11	9,27	159,08	226,96
2015 M6	7,46	99,23	156,11	2017 M12	9,32	149,92	217,85
2015 M7	7,20	98,35	159,06	2018 M1	9,02	132,40	203,21
2015 M8	7,03	98,32	154,45	2018 M2	8,79	125,20	194,55
2015 M9	7,07	98,98	156,30	2018 M3	8,57	127,63	193,22
2015 M10	7,24	98,49	150,59	2018 M4	8,35	128,45	184,75
2015 M11	7,33	104,13	152,27	2018 M5	8,21	139,72	197,63
2015 M12	7,41	102,11	144,95	2018 M6	8,15	154,92	207,24
2016 M1	7,32	101,27	147,06	2018 M7	8,18	155,87	217,29
2016 M2	7,08	95,82	142,13	2018 M8	8,22	154,94	218,16
2016 M3	6,81	95,89	136,89	2018 M9	8,41	160,51	220,64
2016 M4	6,54	90,60	140,87	2018 M10	8,70	157,91	225,02
2016 M5	6,25	82,65	140,04	2018 M11	8,93	150,46	217,19
2016 M6	6,12	83,65	134,22	2018 M12	9,09	146,62	206,12

Zdroj: Vlastní zpracování