

Česká zemědělská univerzita v Praze

Provozně ekonomická fakulta

Katedra ekonomiky



Diplomová práce

Cenová transmise na trhu s hovězím masem

Bc. Pavla Rytířová

© 2020 ČZU v Praze

ZADÁNÍ DIPLOMOVÉ PRÁCE

Bc. Pavla Rytířová

Ekonomika a management
Provoz a ekonomika

Název práce

Cenová transmise na trhu s hovězím masem

Název anglicky

Price transmission on the beef market

Cíle práce

Hlavním cílem práce je analyzovat proces přenosu cen u komodity hovězí maso a určit hybnou sílu ve zkoumané vertikále.

Dílčí cíle práce:

- charakteristika situace na trhu s hovězím masem
- vymezení cenové transmise a komoditní vertikály u sledované komodity
- analýza vývoje cenových časových řad na dílčích úrovních vertikály
- určení typu řízení komoditní vertikály
- identifikace determinantů ovlivňujících danou úroveň vertikály
- hodnocení cenové asymetrie

Metodika

Práce bude rozdělena na část teoretickou a výsledkovou. Teoretická část bude zpracována především pomocí deskriptivních metod. Vlastní práce bude zhotovena pomocí ekonometrického přístupu, kdy na různých úrovních vertikály budou koncipovány specifické modely a následně bude proveden jejich odhad, verifikace a aplikace formou strukturální analýzy.

Použité metody:

- ekonometrický model
- analýza časových řad
- deskriptivní metody
- metoda komparace

Doporučený rozsah práce

70 str.

Klíčová slova

trh hovězího masa, ekonometrické modelování, cenová transmise, komoditní vertikála, hybná síla komoditní vertikály, výkupní ceny, zpracovatelské ceny, spotřebitelské ceny

Doporučené zdroje informací

BEČVÁŘOVÁ, V. *Zemědělská politika*. V Brně: Mendelova zemědělská a lesnická univerzita, 2001. ISBN 80-7157-514-3.

HANČLOVÁ, J. *Ekonometrické modelování : klasické přístupy s aplikacemi*. Praha: Professional Publishing, 2012. ISBN 978-80-7431-088-1.

HOLMAN, R. *Ekonomie*. V Praze: C.H. Beck, 2016. ISBN 978-80-7400-278-6.

HŘEBÍK, F. *Obecná ekonomie*. Plzeň: Aleš Čeněk, 2013. ISBN 978-80-7380-467-1.

HUŠEK, R. – VYSOKÁ ŠKOLA EKONOMICKÁ V PRAZE. *Aplikovaná ekonometrie : teorie a praxe*. Praha: Oeconomica, 2009. ISBN 978-80-245-1623-3.

KOČENDA, E. – UNIVERZITA KARLOVA, – ČERNÝ, A. *Elements of time series econometrics: an applied approach*. Prague: Karolinum, 2014. ISBN 978-80-246-2315-3.

SOUKUP, A. *Mezinárodní ekonomie*. Plzeň: Vydavatelství a nakladatelství Aleš Čeněk, 2012. ISBN 978-80-7380-392-6.

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 27. 03. 2020

Čestné prohlášení

Prohlašuji, že svou diplomovou práci „*Cenová transmise na trhu s hovězím masem*“ 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 29.3.2020

Poděkování

Ráda bych touto cestou poděkovala svému vedoucímu práce, doc. Ing. Michalovi Malému, PhD. za odbornou pomoc, užitečné rady a trpělivost při vedení práce. Dále bych chtěla poděkovat své rodině za neustálou podporu při studiu.

Cenová transmise na trhu s hovězím masem

Abstrakt

Práce se zaměřuje na živočišnou produkci v České republice, především na produkci hovězího masa. Je charakterizován vývoj a současný stav na trhu s hovězím masem v České republice i v zahraničí. Součástí je také přiblížení pojmu masná užitkovost a zahrnutí do problematiky státních zásahů do komodity hovězí maso. Práce vymezuje pojmy cenové transmise a výrobové vertikály a zabývá se vývojem ukazatelů komoditní vertikály ve sledovaném období. Cílem práce je určit typ řízení konkrétně zvolené komoditní vertikály a identifikovat determinanty, které působí na jednotlivé úrovně dané vertikály a dále zhodnocení cenové asymetrie. Cílů je dosaženo prostřednictvím tvorby ekonometrického modelu, kdy konkrétní data pro tvorbu modelu jsou čerpána z Českého statistického úřadu. Výsledný odhad modelu je verifikován a je posouzeno, zda je sestavený model věrohodný a aplikovatelný. Model dokázal, že na úrovni zemědělských výrobců je cena hovězího masa nejvíce ovlivňována cenami zemědělských výrobců z předešlých období, na úrovni zpracovatelské, tedy úrovni průmyslových výrobců je cena hovězího masa ovlivňována především indexem cen vývozu a průmyslovými cenami hovězího masa, obojí v minulých obdobích. A v neposlední řadě na úrovni spotřebitelské cenu nejvíce ovlivňuje cena zemědělských výrobců hovězího masa a také cena průmyslových výrobců masa vepřového. Bylo zjištěno, že do modelu byly zahrnuty vhodné proměnné a výsledky práce mohou být použity v praxi pro účely prvotního stanovování ceny na jednotlivých úrovních komoditní vertikály hovězí maso.

Klíčová slova: cenová transmise, trh s hovězím masem, ekonometrické modelování, komoditní vertikála

Price transmission on the beef market

Abstract

The diploma thesis is focused on animal production in Czech Republic, especially beef production. There is characterized the development and current situation of the beef market in the Czech Republic and also abroad. The thesis also includes an introduction to the concept of meat production and inclusion in the issue of state interventions in the beef commodity. The thesis defines the concepts of price transmission an product verticals and deals with the development of commodity vertical indicators in the period under review. The aim of this thesis is to determine the type of control of a selected commodity vertical and to identify determinants that affect the individual levels of the vertical and also to assess the price asymmetry. The goals are achieved through the creation of an econometric model, where the specific data for the modeling are drawn from the ČSÚ. The resulting estimate of the model is verified and i tis assessed whether the assembled model is credible and applicable. The model proved that at the level of agriculturals producers, the price of beef is most influenced by the prices of agricultural producers from previous periods. At the level of processing, ie the level of industrial producers, the price of beef is influenced mainly by the export price index and the industrial prices of beef, both in previous periods. Last but not least, at the consumer price level, the price of agricultural beef and the price of industrial pork producers are the most influential. It has been found that suitable variables have been included in the model and the results of the work can be used in practice for the purpose of pricing at each level of the commodity vertical of beef.

Keywords: price transmission, beef market, econometric modelling, commodity vertical

Obsah

1 Úvod.....	12
2 Cíl práce.....	14
3 Metodika	16
3.1 Analýza časových řad	16
3.2 Ekonometrické modelování	19
3.3 Prognózy	26
4 Literární rešerše	28
4.1 Charakteristika situace na trhu s hovězím masem	28
4.1.1 Charakteristika trhu v České republice.....	28
4.1.2 Charakteristika trhu v zahraničí.....	35
4.1.3 Masná užitkovost.....	36
4.1.4 Státní zásahy do komodity hovězí maso.....	38
4.2 Cenová transmise a komoditní vertikála u hovězího masa	38
4.2.1 Vymezení pojmu cenová transmise	38
4.2.2 Vymezení pojmu výrobní vertikála.....	39
4.2.3 Vymezení cenové transmise a komoditní vertikály u hovězího masa	41
4.2.4 Vývoj ukazatelů komoditní vertikály ve sledovaném období.....	43
5 Vlastní práce.....	47
5.1 Tvorba modelu	47
5.1.1 Ekonomický model.....	47
5.1.2 Ekonometrický model.....	48
5.1.2.1 Deklarace proměnných.....	49
5.1.2.2 Deskriptivní statistika.....	50
5.1.2.3 Identifikace modelu	50
5.1.2.4 Multikolinearita	51
5.2 Odhad modelu	52
5.2.1 Odhad modelu pro 1. rovnici	52
5.2.2 Odhad modelu pro 2. rovnici	53
5.2.3 Odhad modelu pro 3. rovnici	55
5.3 Upravený ekonometrický model.....	56
5.4 Ekonomická verifikace modelu.....	58
5.4.1 Ekonomická verifikace 1. rovnice	58
5.4.2 Ekonomická verifikace 2. rovnice	59
5.4.3 Ekonomická verifikace 3. rovnice	59
5.5 Statistická verifikace modelu	60

5.5.1	Statistická verifikace 1. rovnice	60
5.5.2	Statistická verifikace 2. rovnice	61
5.5.3	Statistická verifikace 3. rovnice	61
5.6	Ekonometrická verifikace.....	62
5.6.1	Ekonometrická verifikace 1. rovnice	62
5.6.2	Ekonometrická verifikace 2. rovnice	64
5.6.3	Ekonometrická verifikace 3. rovnice	66
5.7	Prognózy.....	68
6	Výsledky	73
7	Závěr.....	76
8	Seznam použité literatury.....	79
9	Přílohy	81

Seznam obrázků

Obrázek 1:	Fáze procesu ekonometrického modelování	19
Obrázek 2:	Schéma jednotlivých složek jatečné hodnoty	36
Obrázek 3:	Příklad sigmoidní růstové křivky	37
Obrázek 4:	Komoditní vertikála hovězího masa	41
Obrázek 5:	Odhad modelu pro y_1	52
Obrázek 6:	Odhad modelu pro y_2	53
Obrázek 7:	Odhad modelu pro y_2 - pokračování	54
Obrázek 8:	Odhad modelu pro y_3	55
Obrázek 9:	Odhad modelu pro y_3 - pokračování	55
Obrázek 10:	Odhad upraveného modelu pro 1. rovnici	56
Obrázek 11:	Odhad upraveného modelu pro 2. rovnici	57
Obrázek 12:	Odhad upraveného modelu pro 3. rovnici	57
Obrázek 13:	Ekonometrická verifikace 1. rovnice – test heteroskedasticity	62
Obrázek 14:	Ekonometrická verifikace 1. rovnice – test normality reziduí	63
Obrázek 15:	Ekonometrická verifikace 2. rovnice – test autokorelace reziduí.....	63
Obrázek 16:	Ekonometrická verifikace 2. rovnice – test heteroskedasticity	64
Obrázek 17:	Ekonometrická verifikace 2. rovnice – test normality reziduí	65
Obrázek 18:	Ekonometrická verifikace 2. rovnice – test autokorelace reziduí.....	65
Obrázek 19:	Ekonometrická verifikace 3. rovnice – test heteroskedasticity	66
Obrázek 20:	Ekonometrická verifikace 3. rovnice – test normality reziduí	67
Obrázek 21:	Ekonometrická verifikace 3. rovnice – test autokorelace reziduí.....	67
Obrázek 22:	Prognóza ceny zemědělských výrobců hovězího masa	68
Obrázek 23:	Prognóza ceny zemědělských výrobců hovězího masa - pokračování.....	69
Obrázek 24:	Graf předpovědi ceny zemědělských výrobců hovězího masa	69
Obrázek 25:	Prognóza ceny průmyslových výrobců hovězího masa	70
Obrázek 26:	Graf předpovědi ceny průmyslových výrobců hovězího masa	71
Obrázek 27:	Prognóza spotřebitelské ceny hovězího masa	71
Obrázek 28:	Graf předpovědi spotřebitelské ceny hovězího masa	72

Seznam tabulek

Tabulka 1: Spotřeba masa na obyvatele za rok v kg v období 1936-2011	29
Tabulka 2: Bilance hovězího masa v ČR v tis. tunách živé hmotnosti.....	31
Tabulka 3: Systém zpeněžování skotu 1	33
Tabulka 4: Systém zpeněžování skotu 2.....	33
Tabulka 5: Systém zpeněžování skotu – aktuální ceny	34
Tabulka 6: Deklarace proměnných	49
Tabulka 7: Deskriptivní statistika	50

Seznam grafů

Graf 1: Stavby skotu v České republice v letech 1990-2018.....	29
Graf 2: Spotřeba masa na obyvatele za rok v kg v období 2008-2017.....	30
Graf 3: Vývoj ročních cen zemědělských výrobků Kč/t v období 1991-2018.....	35
Graf 4: Výroba hovězího masa (t. ž. hm.) v letech 2006-2018.....	43
Graf 5: Výroba vepřového masa (t ž. hm.) v letech 2006-2018	44
Graf 6: Spotřeba vepřového masa (kg/os./rok) v letech 2006-2018.....	45
Graf 7: Spotřebitelské ceny vepřového masa (Kč/kg) v letech 2006-2018.....	45
Graf 8: Průměrné měsíční mzdy na 1 obyvatele v letech 2006-2018.....	46
Graf 9: Vývoj cen hovězího masa na jednotlivých úrovních vertikály	74

1 Úvod

Zemědělství jako takové je nedílnou součástí ekonomiky našeho státu. Dělí se na mnoho dílčích odvětví a zaměření. Produkce masa je jedním z hlavních zaměření, kterým se čeští zemědělci zabývají, kdy se většinou ruku v ruce s tím soustřeďují také na rostlinnou produkci.

Produkce masa se dále dělí, jak známo, na maso hovězí, vepřové, drůbeží (které má mnoho dalších složek), jehněčí, telecí, zvěřina a tak dále. Produkce hovězího masa patří mezi ty hlavní a kvalitní hovězí maso je celosvětově velmi žádané. Jako u každé výroby potravin je zde kladen velmi velký důraz na kvalitu a hygienické podmínky a podle toho se odvíjí i cena masa samotného. I přes to, že v posledních letech dochází k oslabování zemědělského odvětví, když se vezme v potaz například přetrvávající sucho, stále je v zemědělství zaměstnáno přibližně 100 tisíc lidí (údaj z roku 2018). Toto číslo však meziročně stále klesá, a to má spolu s výše zmíněnou kvalitou vliv na modelování ceny komodit. Sledování tvorby ceny zemědělských komodit je velmi zajímavá disciplína a platí to i o hovězím mase. Jako nástroj pro sledování je ekonometrie obecně velmi vhodnou volbou.

Ekonometrické modelování je vědním oborem, který zjednodušeně řečeno spojuje dohromady nástroje ze statistiky, informatiky, ekonomie a matematiky. Všechny tyto nástroje dohromady jsou poté využity při tvorbě ekonometrických modelů. Ekonometrie má za cíl porovnávání ekonomické teorie s reálnými daty. „*Ekonometrická analýza vychází ze spojení ekonomické teorie, matematiky, statistiky a v poslední době stále více i z využívání informatiky za účelem vyhledávání, měření a empirického ověřování či testování především ekonomických, ale i jiných společenských jevů.*“ (Hušek, 2007) Díky ekonometrii je možné určit si sledovanou komoditu a analyzovat jednotlivé determinanty, které působí na tvorbu ceny této zvolené komodity. Tento proces se jinak také nazývá cenová transmise a modelování komoditní vertikály.

Tyto dva pojmy jsou v diplomové práci velmi klíčové. Je sledována cenová transmise hovězího masa, konkrétně hovězího zadního bez kosti. V práci je vytvořena komoditní vertikála a je určeno, které další substituty či komplementy mají vliv na tvorbu ceny tohoto masa v České republice. Sledování těchto vlivů je podpořeno měsíčními daty z Českého statistického úřadu. Ekonometrická analýza v práci bere v potaz také zahraniční obchod České republiky. Výsledek práce má čtenáři přiblížit celkovou problematiku tvorby cen

zemědělských komodit a zvýšit povědomí o hovězím mase v České republice, a také o vědní disciplíně ekonometrie.

Na základě studijního oboru Provoz a ekonomika bylo vybráno právě téma cenové transmise, kdy ekonometrie a ekonometrické modelování je důležitou součástí zmíněného oboru. Díky studiu ekonometrie v rámci výuky byly získány nutné základy pro tvorbu této práce.

2 Cíl práce

Hlavním cílem diplomové práce je zanalyzovat proces přenosu cen u komodity hovězí maso, konkrétně u hovězího zadního bez kosti, a dále určit hybnou sílu ve zkoumané vertikále.

Dílčí cíle:

- 1) Charakteristika situace na trhu s hovězím masem.
- 2) Vymezení cenové transmise a komoditní vertikály u komodity hovězí maso.
- 3) Analýza vývoje cenových časových řad na dílčích úrovních vertikály.
- 4) Určení typu řízení komoditní vertikály.
- 5) Identifikace determinantů ovlivňujících danou úroveň vertikály.
- 6) Hodnocení cenové asymetrie.

Cílem charakteristiky situace na trhu s hovězím masem je zanalyzovat současnou i minulou situaci jak na českém trhu, tak na trhu zahraničním (především na trzích zemí, se kterými Česká republika v tomto odvětví obchoduje). Charakteristická část má za cíl nastínit a pomoci pochopit problematiku na trhu s hovězím masem.

Vymezení cenové transmise a komoditní vertikály u komodity hovězí maso bude dosaženo určením jednotlivých determinantů a shromážděním dat.

Analýza vývoje cenových časových řad na jednotlivých úrovních vertikály má za cíl zanalyzování determinantů a jejich změn v čase. Po této analýze bude určen typ řízení komoditní vertikály, tedy kterým směrem je vertikála řízena (výrobce – zpracovatel – spotřebitel), což bude základem pro tvorbu ekonometrického modelu. K cíli určení typu řízení komoditní vertikály bude také stanovena hypotéza:

H₁: Komoditní vertikála u komodity hovězí maso je řízena poptávkově.

Dalším cílem práce je poté identifikovat jednotlivé determinanty, které danou vertikálu ovlivňují a také na jaké úrovni, jelikož na úrovních zmíněných výše může cenu masa ovlivňovat vždy jiný determinant a jiný počet. Těmito determinanty mohou být HDP, import, export, cena substitutu atd. Také u tohoto cíle bude stanovena hypotéza:

H₂: Na spotřebitelské úrovni komoditní vertikálu ovlivňuje spotřebitelská cena hovězího zadního bez kosti v minulých obdobích.

Posledním cílem práce je zhodnotit cenovou asymetrii ve vertikále. Daná komodita by se měla chovat podle pravidel trhu, ale působením determinantů a dalších faktorů na trhu

vzniká právě výše zmíněná asymetrie. Cenová asymetrie bude poté porovnána s ekonomickou teorií. K poslednímu cíli práce byla stanovena následující hypotéza:

H₃: Asymetrie cen ve vertikále se liší od pravidel trhu a ekonomické teorie.

V práci bude vytvořeno také několik prognóz do následujících let.

3 Metodika

Kapitola metodika je zaměřena na metodické a metodologické postupy použité při tvorbě práce. Jelikož je práce rozdělena na část teoretickou a praktickou, budou jednotlivé metody popsány pro každou tuto část zvlášť.

Teoretická část práce neboli literární rešerše, bude zpracována převážně deskriptivní metodou na základě údajů z odborné literatury zabývající se zvolenou tématikou. Odborná literatura zaměřená na zvolené téma poskytne stavební kámen pro vytvoření celé práce.

Deskriptivní metoda

Deskriptivní metoda je popisný způsob poznávání nějakého jevu. Což znamená, že pomocí popisů a charakteristik dochází k určování, co znamenají dané termíny, definice, a podobně. V podstatě se jedná o metodu, která slouží k popsání různých situací, jevů, ... Deskriptivní přístup je založen na popisování reality, jaká skutečně je. Opakem je poté normativní přístup, kdy je popisováno, jak by něco být mělo. (Managementmania)

Metoda komparace

Metoda také označována jako komparativní nebo srovnávací se využívá výzkumných přístupů a postupech, které jsou založeny na principu komparace.

Obecně metoda zahrnuje následující dílčí části:

- 1) Specifikace předmětu, který je srovnáván.
- 2) Určení srovnávacích vlastností tohoto předmětu.
- 3) Posouzení komparability.
- 4) Stanovení jednotlivých srovnávacích technik.
- 5) Určení způsobu vyhodnocení informací získaných komparací.

„Metoda srovnávací může být použita buď k deskripci zkoumaných jevů, nebo ke generalizaci, klasifikaci, typologii, k hledání kauzálních a funkčních souvislostí a následností, popř. K predikci a prognóze.“ (SÚ AV ČR)

Dalším způsobem použití komparativní metody je testování hypotéz. Při metodě jsou používány klasické postupy ze statistiky a logické operace.

3.1 Analýza časových řad

Pojem časová řada znamená chronologicky uspořádaná data, tedy výsledky jednotlivých pozorování, která mají určitou periodicitu. Například denní sledování srážek či teplot v meteorologii, HDP státu, počet ekonomicky aktivního obyvatelstva, počet chronicky

podvyživených lidí na světě nebo v souvislosti s touto prací, měsíční sledování cen zemědělských komodit. Analýza časových řad je nástroj, který má za cíl určit model, podle kterého jsou sledovaná data generována. Pokud je tento model známý, pozorovateli to umožňuje predikovat vývoj do budoucnosti a určitou měrou to může pomoci i k řízení a optimalizaci daného systému. Právě kvůli těmto možnostem se analýza časových řad velmi často používá v ekonomickém odvětví. (Křivý, 2012)

Přístupy k analýze časových řad

V této oblasti se rozlišují čtyři základní přístupy, kdy jejich volba závisí především na stanoveném typu časové řady, účelu, ke kterému je analýza určena, dále na dostupnosti specializovaného statistického software a výpočetní techniky. (Křivý, 2012)

Základní přístupy

a) Dekompozice časové řady

Při tomto přístupu je časová řada rozložena na čtyři složky, kterými jsou trendová složka, sezónní složka, cyklická složka a náhodná složka.

Existují dva typy rozkladu časové řady:

1) Aditivní (Křivý, 2012)

$$Y_t = Tr_t + Sz_t + C_t + \varepsilon_t \quad (2.1)$$

Všechny složky rovnice jsou měřeny ve stejných jednotkách.

2) Multiplikativní (Hušek, 2007)

$$Y_t = Tr_t Sz_t C_t \varepsilon_t \quad (2.2)$$

Trendová složka Tr je měřena ve stejných jednotkách jako Y , ostatní složky mají bezrozměrný tvar.

Trendem se rozumí změny v chování z dlouhodobého hlediska, například dlouhodobý růst HDP, dlouhodobý pokles salda zahraničního obchodu a podobně.

Sezónní složka pak zahrnuje jisté změny periodicky se opakující vždy ve stejném časovém období. Sezónnost souvisí převážně se střídáním ročních období.

Cyklickou složku představují cyklicky a pravidelně se opakující fáze růstu a poklesu. Jak bude daný cyklus dlouhý a jakou bude mít sílu (intenzitu) se může v čase měnit a je velmi složité identifikovat příčiny. Náhodná složka jako poslední součást časových řad představuje zjednodušeně řečeno vše, co nelze zahrnout do předchozích částí. Jsou to náhodné jevy, které nemají žádný pravidelný charakter a nelze je tudíž předvídat dopředu. Patří sem také odchylky, chyby měření, chyby při zpracování

dat a podobně. Analýza jednotlivých složek je prováděna především pomocí regresní analýzy. (Křivý, 2012)

Analýza trendové složky

Základními přístupy k modelování trendu jsou regresní přístup a adaptivní přístup. Regresní přístup je založen na hledání nejvhodnější matematické funkce, která obsahuje vysvětlující časovou proměnnou. Nejčastěji používanými funkcemi jsou lineární trend, kvadratický trend, exponenciální trend, logaritmický trend a hyperbolický trend. Nejjednodušší metodou volby vhodné trendové funkce je analýza grafu hodnot. Dále je možné využít metodu analýzy měř dynamiky, která využívá k určení vhodné funkce diference a koeficienty růstu. Nejčastější metodou je volba trendu pomocí interpolačních kritérií, kterými jsou střední chyba odhadu a střední kvadratická chyba odhadu MSE.

- Střední chyba odhadu ME (Křivý, 2012)

$$1/n \sum (y_t - T_t) \quad (2.3)$$

- Střední kvadratická chyba odhadu MSE (Křivý, 2012)

$$1/n \sum (y_t - T_t)^2 \quad (2.4)$$

Na základě výsledků je poté zvolena funkce, která vykazuje nejmenší hodnoty uvedených kritérií.

Analýza sezónní složky

Analýza je prováděna až když jsou data očištěna od trendu a poté dochází k určení časového úseku, kdy po jeho vypršení nabývají data znovu stejné hodnoty. Při detekování sezónnosti v časové řadě dochází k očištění nejčastěji pomocí klouzavých průměrů. Je možné použití i Spencerových vícebodových filtrů, Hendersonových filtrů nebo Leongova filtru. (Křivý, 2012)

b) Lineární kauzální modely

Tyto modely jsou běžně používané v ekonometrii. Jejich konstrukce probíhá tak, že jednotlivé hodnoty z časové řady jsou vysvětlovány právě pomocí faktorových časových řad. Vysvětlení principu lze ukázat na jednoduchém ekonometrickém modelu ve tvaru (Křivý, 2012):

$$C_t = \alpha + \beta C_{t-1} + \gamma X_t + \delta P_t + \varepsilon_t \quad (2.5)$$

Ve výše uvedeném modelu jsou výdaje C_t , uvažované jako výdaje obyvatelstva na spotřební zboží ve sledovaném roce t , vysvětleny prostřednictvím výdajů C_{t-1} z roku, který předcházela a dále prostřednictvím peněžních příjmů X_t , představující příjmy

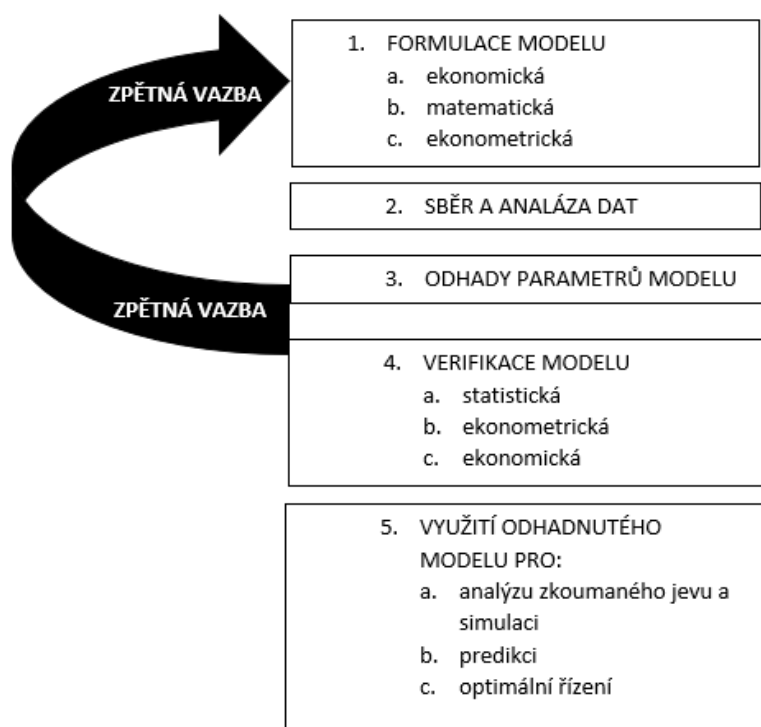
obyvatelstva daného státu, a indexu P_t , který představuje cenový index spotřebního zboží v daném roce t . α , β , γ a δ představují parametry daného modelu a ε_t představuje náhodnou složku neboli bílý šum. Mezi další přístupy analýzy časových řad patří Boxova – Jenkinsova metodologie, která řeší stacionární časové řady a za základní prvek pokládá reziduální složku. Dále spektrální analýza časových řad, při které je časová řada považována a vysvětlována jako nekonečná lineární kombinace kosinusových a sinusových funkcí. V této analýze je využívána především Fourierova analýza. Ani jeden z těchto dvou přístupů v práci použit nebude, jsou zde uvedeny pouze pro obecné představení analýzy časových řad. (Křivý, 2012)

3.2 Ekonometrické modelování

Konstrukce ekonometrického modelu

Metodologický postup konstrukce modelu lze rozdělit do pěti základních etap, které jsou vhodně ilustrovány na následujícím obrázku.

Obrázek 1: Fáze procesu ekonometrického modelování



Zdroj: *Ekonometrické modelování*, 2007

První fáze, formulace modelu, obsahuje tři podfáze, a to ekonomická formulace modelu, matematická formulace modelu a ekonometrická formulace modelu.

1) Ekonomická formulace modelu

V této fázi je stanoven předmět zkoumání, jsou klasifikovány ekonomické veličiny a dochází k určení a popisu vazeb a jednotlivých vztahů mezi těmito veličinami. Dále jsou v této fázi formulovány základní hypotézy, které demonstrují chování ekonomických veličin a také společenských jevů. Na konci této fáze je zhotoven ekonomický model, který je nezbytným základem pro ekonometrické modelování, přesto však představuje jisté zjednodušení zkoumaného problému. Ekonomický model lze vyjádřit třemi způsoby, a to algebraicky, graficky či slovně.

Pro ilustraci je níže uveden příklad ekonomického modelu. (Hušek, 2007)

$$y = a + bx_1 + cx_2 + cx_3 \quad (2.6)$$

2) Matematická formulace modelu

Ve fázi formulace matematického modelu dochází k určení a vymezení nejdůležitějších klíčových proměnných modelu, kdy u těchto proměnných je stanoven typ proměnné, její rozměry a podobně. Po vymezení proměnných dochází k přeměně ekonomického modelu do funkční analytické formy, kdy je zároveň určeno, zda se jedná o model jednorovnicový, vícerovnicový či simultánní a také zda se jedná o model s lineárními či nelineárními vazbami. Dalším krokem je poté určení předpokládaných vztahů či omezení pro jednotlivé parametry modelu. (Hušek, 2007) Po splnění jednotlivých kroků může být výsledkem například jednoduchý lineární model o jedné závislé proměnné Y_t na nezávislé proměnné X_t (Hančlová, 2012)

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_t \quad (2.7)$$

V tomto modelu Y_t představuje závisle proměnnou, tedy proměnnou endogenní a X_t představuje nezávislou proměnnou neboli proměnnou exogenní. Parametry β_1 a β_2 představují regresní parametry, kdy β_1 je regresní parametr úrovně konstanty a β_2 je parametr sklonu. Index t představuje čas, kdy $t = 1, 2, \dots, T$. (Hančlová, 2012)

3) Ekonometrická formulace modelu

V poslední fázi tvorby modelu se formuluje ekonometrický model. Ekonometrický model vznikne tak, že je do matematického modelu zavedena náhodná (stochastická) složka u . Ekonometrický model zobrazuje základní hypotézu jednou nebo více rovnicemi, které jsou na sobě závislé. Příklad modelu je uveden níže. (Hančlová, 2012)

$$C_i = \beta_1 + \beta_2 Y_i + u_i, \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (2.8)$$

V ekonometrickém modelu jsou rozlišeny následující typy proměnných.

- a) Endogenní (vysvětlované) proměnné
- b) Exogenní (vysvětlované) proměnné
- c) Endogenní zpožděné proměnné
- d) Náhodné proměnné

Aby byl ekonometrický model využitelný a užitečný v praxi, je nutné, aby obsahoval specifické strukturální a stochastické parametry. Právě správné odvození strukturálních parametrů je jedním z hlavních cílů ekonometrického modelování. Pomocí strukturálních parametrů je v modelu vyjádřen směr a intenzita působení proměnných predeterminovaných na proměnné endogenní. Strukturální parametry mohou být dvojího typu, a to z důvodu, že na pravé straně modelu se mohou vyskytovat jak proměnné endogenní, tak predeterminované. Prvním typem jsou strukturální parametry β_{is} v i -té rovnici modelu s -té nezpožděné endogenní proměnné. Druhým typem jsou pak parametry γ_{ir} v i -té rovnici modelu r -té predeterminované proměnné. Rozložení náhodných proměnných, tedy základní charakteristiky hustoty pravděpodobnosti pak vyjadřují stochastické parametry. Mezi tyto charakteristiky patří rozptyl náhodné proměnné, který je rozhodujícím ukazatelem o přesnosti modelu. Rozptyl náhodné proměnné je značen $D^2(u)$, a čím více se blíží nule, tím je model bližší realitě. Pokud by platilo, že $D^2(u) = 0$, jednalo by se o deterministický model. Dalším důležitým stochastickým parametrem je střední hodnota náhodné proměnné $E(u)$, kdy $E(u) = 0$, pokud jsou odchylky teoretických a skutečných hodnot zcela náhodné. Strukturální i stochastické parametry jsou odhadovány na základě napozorovaných údajů a dat a jejich testování probíhá prostřednictvím metody statistické indukce. (Tvrdoň, 2017)

Druhá fáze ekonometrického modelování obsahuje sběr a analýzu dat. Tato fáze je jedna z nejdůležitějších, jelikož je nezbytně nutné získat adekvátní data a zformulovat je, aby byla vhodná pro modelování tak, aby došlo k naplnění předem stanovených cílů. V této fázi je velmi užitečné mít znalosti z oblasti ekonomické statistiky. Jelikož existuje velké množství různých databází a zdrojů dat, je nutné vycházet z těch, které neobsahují chyby v měření nebo v datech samotných. Databázi je nutné hledat také s ohledem na zaměření a specifické požadavky ekonometrického modelování. Příkladem databázových zdrojů mohou být Eurostat, OECD, databáze Evropské centrální banky, databáze České národní banky nebo

Český statistický úřad. Pro potřebu této práce budou použita data převážně ze zdrojů Eurostat a ČSÚ. Vybraný soubor dat je nutné pečlivě zanalyzovat, tedy očistit získaná data, k čemuž slouží již zmíněná analýza časových řad. Ekonometrická analýza poté vychází z modelů, které zahrnují pouze časové řady, pouze průřezová šetření, či pouze panelová data. Po sběru a analýze dat následuje fáze odhadu parametrů modelu. Odhad parametrů je prováděn na základě charakteru daného ekonometrického modelu, vlastností použitých časových řad, dalším faktorem je poté složitost modelovaného systému, a další. První částí je identifikace modelu, kdy je verifikováno, jestli je možné prostřednictvím lineární kombinace ostatních rovnic odvodit rovnici obsahující stejné proměnné jako některá původní rovnice. Podmínka identifikovatelnosti modelu je následující (Tvrdoň, 2017):

$$k_n \geq g_v - 1 \quad (2.9)$$

k_n ...počet exogenních proměnných nezahrnutých v rovnici

g_v ...počet endogenních proměnných zahrnutých v dané rovnici

Identifikace se provádí pro každou jednotlivou rovnici modelu zvlášť.

Metody odhadování parametrů modelu jsou rozděleny do dvou základních skupin.

- a) Metody s omezenou informací (metoda minimalizace poměru rozptylů, dvoustupňová metoda nejmenších čtverců), které se používají u jednorovnicových modelů.
- b) Metody s úplnou informací (třístupňová metoda nejmenších čtverců), které se používají u modelů víceroznicových.
 - Klasický model lineární regrese
 - Model rozložených časových zpoždění (DL model)
 - Metoda nejmenších čtverců

Následuje předposlední fáze, verifikace odhadnutého modelu. Tato fáze se zabývá platností, tedy ověřením modelu, a to na třech úrovních.

- a) Statistická verifikace modelu

V této fázi je ověřována statistická reálnost odhadnutých parametrů i celého ekonometrického modelu. Verifikace je prováděna testováním statistické významnosti na zvolené hladině významnosti pomocí t-testu, či F-testu. Mohou následovat i další testy a testování hypotéz na základě formulace modelu.

- Koeficient vícenásobné determinace (Hančlová, 2012)

Pomocí koeficientu lze zjistit, jak je vytvořený model kvalitní a na kolik se shoduje s daty.

$$R^2 = 1 - (s_u^2 / s_y^2) \quad (2.10)$$

Existuje také adjustovaný koeficient determinace, který ale nehovoří o kvalitě modelu, jen teoreticky říká, jak je velká shoda dat s odhadovanými. (Hančlová, 2012)

$$R^2_{adj} = 1 - (1 - R^2) * \frac{n-1}{n-p} \quad (2.11)$$

Testování významnosti parametrů je prováděno prostřednictvím t-testu a Studentova t-rozdělení. Během testu je nejdříve stanovena nulová hypotéza H_0 a poté alternativní hypotéza H_1 . Pokud ve výsledku platí, že $t > t_\alpha$ na zvolené hladině významnosti, pak dochází k zamítnutí H_0 . S t-testem úzce souvisí také tzv. p-hodnota, která je generována SW Gretl. Tato hodnota vyjadřuje, s jakou pravděpodobností platí daná hypotéza.

b) Ekonometrická verifikace

Zde dochází k ověřování podmínek, které jsou nezbytné k úspěšnému použití ekonometrických metod. Jsou ověřovány předpoklady modelu, tedy předpoklady o náhodné složce, které jsou následující:

- a) Nulový průměr náhodné složky
- b) Homoskedasticita
- c) Nepřítomnost autokorelace reziduí
- d) Normální rozdělení náhodné složky
- Homoskedasticita

Pokud je reziduální rozptyl konečný a v čase konstantní, model neobsahuje heteroskedasticitu. Heteroskedasticita v modelu může být způsobena velkými rozdíly ve sledovaných hodnotách, chybnou specifikací, chybami v měření a podobně. Důsledkem pak může být, že odhady modelu nejsou nejlepší, jsou však nestranné a konzistentní nebo mohou parametry vycházet statisticky nevýznamné. Heteroskedasticitu lze testovat pomocí Breuch-Paganova testu, White testu. Testovací statistika Whiteova testu, lež je založena na lineárním modelu, je vyjádřena jako (Tvrdoň, 2017):

$$LM = n R_e^2 \quad (2.12)$$

npočet pozorování

R^2_e ...koeficient vícenásobné determinace.

Při aplikaci testu je stanovena nulová hypotéza, poté je zvolena hladina významnosti, např. 5 %.

$H_0 = V$ modelu není heteroskedasticita.

$H_1 = V$ modelu je heteroskedasticita.

Na zvolené hladině významnosti je porovnávána vypočtená hodnota R^2_e s tabulkovou p-hodnotou, kdy je požadováno, aby H_0 nebyla zamítnuta, tudíž musí platit $P > 0,05$.

- Autokorelace reziduí

Autokorelace znamená vzájemnou závislost mezi rezidui, tedy že jsou rezidua závislá sama na sobě v rámci různých období. Příčinami autokorelace může být špatně specifikovaný model, je tedy nutné dodržet specifikační předpoklady tvorby modelu:

- a) Neopomenutí podstatné vysvětlující proměnné
- b) Vypuštění irelevantních vysvětlujících proměnných
- c) Volba správné funkční formy modelu
- d) Stabilní odhadnuté parametry a časová invariantnost
- e) Respektování simultánnosti vztahů

Autokorelace 1. řádu je zjišťována pomocí Durbin-Watsonova testu. (Hušek, 2007)

$$d = \sum (u_t - u_{t-1})^2 / \sum u_t^2 \quad (2.13)$$

Výsledná hodnota je porovnávána s tabulkovými hodnotami. Pokud model obsahuje mezi endogenními proměnnými i zpožděnou proměnnou, lze použít modifikovaný test autokorelace 1. řádu. (Hušek, 2007)

$$h = (1 - 0,5 d) \sqrt{\frac{T}{1 - T s_{b_1}^2}} \quad (2.14)$$

Pokud jsou při konstrukci modelu použity měsíční či čtvrtletní časové řady, je možný výskyt autokorelace vyšších řádů. Tu lze testovat Breuch-Godfrey testem, kdy je zvolena nulová a alternativní hypotéza. (Hušek, 2007)

$H_0 = V$ modelu není přítomna autokorelace.

$H_1 = V$ modelu je přítomna autokorelace.

$$\varepsilon_t = \lambda_1 \varepsilon_{t-1} + \lambda_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \lambda_p \varepsilon_{t-p} + u_t \quad (2.15)$$

Test se vyhodnocuje pomocí p-hodnoty, kdy je požadováno, aby H_0 nebyla zamítnuta, tudíž $P > 0,05$.

V rámci ekonometrické verifikace lze dále testovat normální rozdělení reziduí, jež se testuje pomocí Jarque-Bera testu. (Tvrdoň, 2017)

$$JB = \frac{n}{6} \left(S^2 + \frac{K^2}{4} \right) \quad (2.16)$$

n.....počet chybějících hodnot ve výběru

S.....výběrová šikmost

K.....výběrová špičatost

$H_0 = V$ modelu je normální rozdělení reziduí.

$H_1 = V$ modelu není normální rozdělení reziduí.

Test se vyhodnocuje pomocí p-hodnoty, kdy je požadováno, aby H_0 nebyla zamítnuta, tudíž $P > 0,05$. (Hušek, 2007)

Dále lze použít test vhodné funkční formy, neboli Reset test (pokud $p > 0,05 \rightarrow$ nezamítá se H_0), či test stability parametrů, neboli Chow test.

- Multikolinearita

Pojem multikolinearita představuje nežádoucí jev, který se vyskytuje mezi vysvětlujícími proměnnými. Lze ho vysvětlit tak, že vysvětlující proměnné kolineárně souvisejí společně a nelze tedy separovat vlivy jednotlivě. Při výskytu jevu v modelu vychází odhady parametrů statisticky nevýznamné. Pokud se v modelu vyskytuje perfektní multikolinearita, nelze odhadovat parametry. Příčinami může být například nízká variabilita dat. Perfektní multikolinearita se rovná 1, vysoká potom 0,8 a více. Není tedy zjišťováno pouze zda je multikolinearita přítomna, ale také její forma a stupeň. Multikolinearitu je možné detekovat prostřednictvím korelační matice. Prvky této matice představují párové korelační koeficienty. (Tvrdoň, 2017)

$$X^T X' \quad (2.17)$$

Pokud model obsahuje více vysvětlujících proměnných, lze ke zjištění multikolinearity použít orientační kritérium, empirické pravidlo, dle něhož je multikolinearita problémem až tehdy, kdy (Tvrdoň, 2017):

$$R^2 > R^2_j, j = 1, 2, \dots, k \quad (2.18)$$

R^2koeficient vícenásobné determinace odhadovaného modelu

R^2_jčtverec dílčího koeficientu vícenásobné korelace (Hušek, 2007)

Pokud jsou při ekonometrické verifikaci zjištěny nějaké chyby, dochází k návratu k předešlým etapám a musí proběhnout korekce modelu, úprava dat a podobně.

Poté musí být znovu provedena statistická verifikace.

e) Ekonomická verifikace

Poslední fází je ekonomická verifikace, kdy se vychází ze znalosti ekonomické teorie a je prováděna ekonomická interpretace odhadnutých regresních parametrů. Také je sledováno, zda výsledky souhlasí s očekávanými ohledně znamének, úrovně a nutné je zapojit také selský rozum. Hodnoceno je také, jakou má celý ekonometrický model vypovídací schopnost.

Jak již bylo řečeno výše, pokud během verifikace modelu dojde ke jistění nějaké chyby, musí být provedena korekce a návrat do předešlých fází procesu.

Poslední fáze je provedena, pokud všechny předešlé proběhly úspěšně. Dochází poté k využití odhadnutého modelu v praxi. Možnosti využití souvisejí se stanovenými cíli, s jakými byl ekonometrický model vytvořen. Obecně lze následné využití odhadnutého modelu rozdělit na tři části. (Hušek, 2007)

- a) Analýza vývoje či chování zkoumaného ekonomického jevu.
- b) Predikce vývoje zkoumané veličiny.
- c) Využití odhadnutého modelu k optimalizaci řízení hospodářské politiky.

3.3 Prognózy

Prognózu lze vysvětlit jako konstatování vývoje nějakého ekonomického jevu, který nastal s určitou pravděpodobností a vychází z nějaké analýzy. Prognostické metody lze poté rozdělit na objektivní a subjektivní. Dále jsou prognózy definovány dle toho, s jakým časovým horizontem pracují.

- 1) krátkodobé (1-3 období)
- 2) dlouhodobé (3 a více období)

Dalším rozdělením prognóz je na bodové a intervalové. Bodová prognóza je pro konkrétní období a je vyjádřena jednou hodnotou. Intervalová prognóza je vyjádřena intervalem hodnot.

Dále lze rozdělit prognózy na ex post a ex ante.

- 1) Ex post – slouží k ověření po provedení prognózy ex ante.
- 2) Ex ante – při prognózování je nutné ověřit prognostické vlastnosti modelu prostřednictvím verifikace, prognózy ex post a normovaných odchylek. (Tvrdoň, 2017)

$$N = \sqrt{\frac{1}{n} * \frac{1}{g} * \sum \sum N_{it}^2} \quad (2.19)$$

Pokud $N = \langle 0,1 - 0,5 \rangle$ má smysl prognózu vytvořit, pokud $N = \langle 0,6 - 1 \rangle$ není vhodné ani smysluplné prognózu vytvářet. Pokud $N = 0$, jedná se o ideální stav pro prognózování. (Tvrdoň, 2017)

Pro výpočet předpovědí či prognóz je vhodný k použití také model zvaný ARIMA.

- 1) ARIMA model neboli autoregresní integrovaný proces klouzavých průměrů, lze použít v situaci, kdy po transformaci procesů prostřednictvím diferencí d-tého řádu výsledný proces stále vykazuje autokorelace či parciální autokorelace. Model je označován jako ARIMA (p, d, q), kde:

p.....číslo autoregrese

d.....stupeň diference

q.....počet klouzavých průměrů

ARIMA model lze souhrnně zapsat následovně (Towards Data Science, 2018):

$$\varphi(B)(1-B)^d y_t = \Theta(B) \varepsilon_t \quad (2.20)$$

Při samotném vytváření modelu je nutné nejdříve diferencovat původní řadu y_t na řadu w_t . Původní řada má n pozorování a nově získaná řada má pouze $n - d$ pozorování.

4 Literární rešerše

Teoretická část práce se zabývá charakteristikou trhu s hovězím masem v České republice i na trhu světovém. Kapitola zahrnuje také popis některých státních zásahů do komodity a je charakterizováno také hodnocení masné užitkovosti skotu.

4.1 Charakteristika situace na trhu s hovězím masem

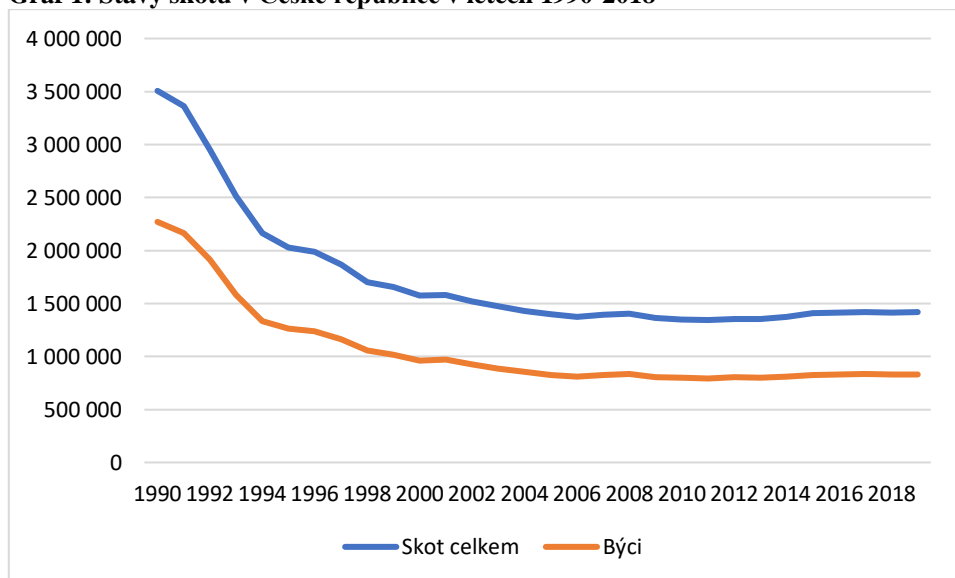
Trh obecně lze charakterizovat jako místo, kde dochází ke střetu nabídky s poptávkou. Na trhu jsou dostupné informace, které jsou základem pro očekávání a rozhodování tržních subjektů. Tržním mechanismem se rozumí proces, kdy je tvořena nabídka i poptávka ve vztahu k daným cenám. Trh statků je vytvářen právě kupujícími (spotřebiteli, zpracovateli) a prodávajícími (zpracovateli, výrobci) daného statku. Na změny cen na trhu statků mají významný vliv ostatní druhy statků, které lze rozlišit na substituty, komplementy a indiferenty. Pokud má statek podobné vlastnosti jako statek původní a rozhodneme se ho jím nahradit, pak se jedná o substitut. V případě této práce se může jednat například o maso hovězí jako statek původní a maso vepřové jako statek substituční. Pokud se statky navzájem doplňují a dochází k jejich spotřebě společně, jedná se o komplementy. Komplementární zboží k hovězímu masu lze určovat jen velmi těžko. Jako poslední typ je uvedeno indiferentní zboží. Jedná se o takové zboží, kdy změna ceny jednoho statku nemá žádný vliv na cenu statku druhého, tedy statky na sebe vzájemně nepůsobí. Existují i mnohé další vlivy, které ovlivňují situaci na trzích statků a jejich cenu. Mezi ně patří například móda či reklama, kdy je kupující ochoten vložit do pořízení statku více, než původně zamýšlel. Mezi další determinanty ovlivňující situaci na trhu patří počet prodávajících a kupujících, aktuální vkus a trendy, demografické změny, preference spotřebitelů, trendy v oblasti výživy a zdraví atd. (Brčák, 2010)

4.1.1 Charakteristika trhu v České republice

V České republice má chov skotu pro maso kořeny už od starověku. Během let se měnily přístupy k chovu masného skotu a střídaly se doby, kdy byla produkce masa na vzestupu, a naopak kdy měla navrch spíše rostlinná výroba. Postupem času se velmi zvýšil podíl živočišné výroby na celkovém zemědělství obecně a chov skotu a jeho užitkovost byla velkou prioritou a stavy skotu se rychle zvyšovaly. S příchodem

revoluce v roce 1989 však došlo znovu ke snížení, které pokračovalo až do roku 2000 jak lze vidět na následujícím grafu. Od roku 2000 jsou stavy skotu v České republice více méně stabilní.

Graf 1: Stavy skotu v České republice v letech 1990-2018



Zdroj: Vlastní zpracování dle ČSÚ

V produkci masa v obecné rovině patřila Česká republika v minulosti mezi státy s vysokou spotřebou masa na jednoho obyvatele. S rokem 1989 přišel útlum v rozvoji odvětví vyrábějících maso, k čemuž docházelo kvůli snižující se poptávce. Napříč republikou byla redukována stáda jak poklesem stavů produkčních stád, tak mateřské populace, kdy ke snižování docházelo u většiny hospodářských zvířat.

Na začátku období transformace existovaly přebytky hovězího masa, většina z nich byla však odčerpána na vývoz. K dovozu masa celkově docházelo pouze v obdobích sezónních nedostatků surovin, tedy v případě přebytku suroviny v sousedních zemích. Po přelomu století se Česká republika stala zcela čistým dovozcem vepřového a drůbežího masa.

Tabulka 1: Spotřeba masa na obyvatele za rok v kg v období 1936-2011

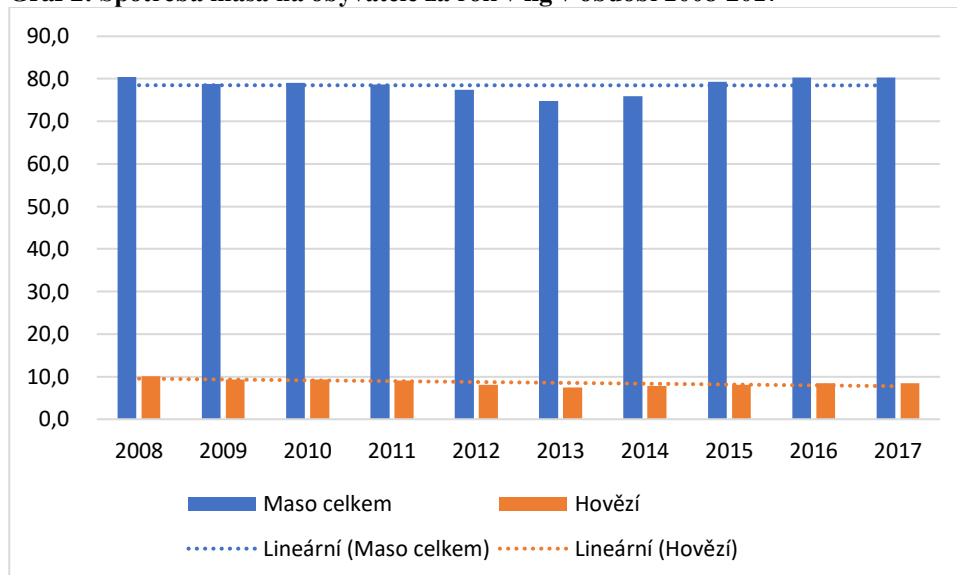
	1936	1950	1970	1990	2000	2011
Maso celkem	38,1 kg	48,6 kg	77,3 kg	90,3 kg	79,4 kg	78,6 kg
Z toho hovězí	15,2 kg	15 kg	26,2 kg	28 kg	12,3 kg	9,1 kg

Zdroj: eAgri

Se zrušením záporné daně z obratu a s liberalizací cen došlo v odvětví výroby hovězího masa k jednomu z největších nárůstů spotřebitelských cen. V důsledku toho

se hovězí maso dostalo do nepříznivého vztahu k ostatním masům a jeho spotřeba zaznamenala pokles na třetinu.

Graf 2: Spotřeba masa na obyvatele za rok v kg v období 2008-2017



Zdroj: vlastní zpracování dle ČSÚ

V grafu č. 2 lze vidět, že od roku 2008 spotřeba hovězího masa na jednoho obyvatele za rok neměla žádné výrazné výkyvy. Došlo k malému poklesu a od roku 2012 má spotřeba stagnující charakter. Jelikož má odvětví dlouhodobý výrobní cyklus, došlo k výraznému nesouladu mezi nabídkou a poptávkou, ceny zemědělských výrobců (dále CZV) klesly pod úroveň nákladů na výrobu a produkce hovězího masa se stala pro podniky velmi ztrátovou. Bylo nutné znovu dosáhnout rovnováhy na trhu, čehož mělo být dosaženo následujícími prostředky:

- zajištění odbytu výroby i vně vnitřního trhu;
- vytvoření podmínek v rámci vnitřního trhu pro znovudosažení souladu mezi nabídkou a poptávkou;
- rozvážné řešení reprodukce a obratu stáda s ohledem na dlouhodobý výrobní cyklus. (Peterová, 2010)

Během roku 1994 byla znovu vyrovnána nabídka a poptávka na domácím trhu a došlo k výraznému snížení vývozu hovězího masa.

V posledních deseti letech dochází ke snižování produkce hovězího masa, což souvisí i s poklesem spotřeby masa na domácím trhu. Poptávka a nabídka jsou stále prakticky vyrovnané a spotřeba závisí na cenových rozdílech mezi jednotlivými

druhy masa a jeho kvalitou. To je důvodem relativně vysokých cen hovězího masa u nás i ve světě. Dosavadní výsledky v produkci masa jsou také důvodem nepříliš velkého zapojení do světového obchodu s hovězím masem.

Tabulka 2: Bilance hovězího masa v ČR v tis. tunách živé hmotnosti

	1996	1997	1998	1999	2000	2001
Počáteční zásoba	8,6	8,6	6,2	7,1	7,0	5,0
Domácí spotřeba	308,9	273,3	242,7	233,4	211,0	168,9
Dovoz	13,9	4,2	17,9	12,4	12,6	0,4
Vývoz	15,4	26,9	20,9	16,5	11,6	36,0

Zdroj: ČSÚ, MZe, eAgri

U komodity hovězí maso je saldo zahraničního obchodu většinou kladné. Jelikož v roce 1994 došlo k poklesu vývozu masa a k vyrovnání nabídky a poptávky na vnitřním trhu, od roku 1995 nebylo již hovězí maso regulováno a jeho nákup v dalších letech už nebyl ošetřován garantovanou cenou. Z hlediska nákladovosti výroby hovězího masa se sledují výkrmní náklady ve třech kategoriích – telata do šesti měsíců, mladý chovný skot a vlastní výkrm. Nejmladší věková kategorie, tedy telata od odstavu do šesti měsíců, jsou telata vahou od 50–70 kg do 180–200 kg. Tato kategorie je nejvíce nákladná z hlediska nákladů na krmný den, což je způsobeno vysokou cenou krmných směsí, starterů či vyšší pracovní náročností. V souvislosti s ekonomikou je kategorie problémová v rámci nízkého denního přírůstku. Na téma výživy telat se dlouhodobě polemizuje, s čímž souvisí i celkové zdraví telat, počet nutných porážek, velikost úhynů a podobně, kdy tyto skutečnosti výrazně ovlivňují také ekonomiku. Druhá skupina zahrnuje mladý chovný skot, kam patří jalovice od šestého měsíce věku až do pátého měsíce březosti, kdy cílem je odchov kvalitního zástavového skotu pro budoucí reprodukci stád dojnic. Do hlavní kategorie, výkrm skotu, patří skot od stáří šesti měsíců až do jatečné zralosti. Nelze jednoznačně vymezit, jaký skot do kategorie patří ani za pomoci hmotnosti a věku. Jde spíše o růstovou intenzitu, plemennou příslušnost, úroveň výživy a systém chovu. V obecné rovině jde o jatečné zvíře s hmotností nad 500 kg a stářím 1,5 až 2 roky. V této kategorii tvoří více než 50 % nákladů na výkrm ceny krmiv, což úzce souvisí k přírůstkem dosaženým za krmný den a s efektivností výkrmu. Prostřednictvím zlepšení krmení zvířat a krmiv

samotných lze poté dosáhnout lepší konkurenceschopnosti na vnitřním i zahraničním trhu s hovězím masem. (Stupka, 2013)

Z hlediska odbytu produkce jsou vzájemné vztahy mezi výrobcí a zpracovateli řešeny prostřednictvím ročních smluv daných na celkový objem produkce. Z důvodu chybně specifikovaných dodacích termínů a cen však dochází ke kolísání CZV, což hlavně u dlouhých výrobních cyklů nepříznivě působí na ekonomiku daného odvětví. V České republice po dlouhou dobu nebyla k dispozici žádná závazná právní norma, dle které by bylo prováděno jakostní třídění. Se vstupem České republiky do EU došlo k harmonizaci systému, klasifikační pracovníci však nejsou nezávislí, jelikož se jedná převážně o vyškolené pracovníky jatek nebo státní dozor ÚKZÚZ (Ústřední kontrolní a zkušební ústav zemědělský). Ke stanovení výsledné třídy skotu je používán systém „na pevno v mase“, který spočívá ve stanovení ceny za množství získaného masa na kosti, tedy tzv. jatečně upravený trup (dále JUT). Vzájemná relace mezi živou, skutečnou hmotností zvířete a hmotností JUT je vyjádřena výtěžností. Skot je následně zpeněžován v pěti kategoriích.

A – mladý býk do 2 let

B – býk nad dva roky

C – vůl

D – kráva

E – jalovice

Z hlediska jatečné hodnoty dochází k ovlivňování výtěžností těla v jatečné úpravě, jakostí masa, která je dána stupněm zmasilosti, protučnělosti apod., dále jakostí svaloviny a tuku a v jakém poměru jsou. Získané maso je dále tříděno klasifikačním systémem SEUROP do 30 tříd. Výsledné rozřazení do jednotlivých kategorií je významným determinantem při tvorbě CZV a také důležitým faktorem při rozhodování o ceně vstupní suroviny v masném průmyslu. Uvedená kategorizace je však typická pouze pro odvětví, jelikož ke spotřebiteli se téměř vždy dostane maso rozříděné pouze na jatečné části. Výjimkou jsou některé chovatelské systémy, které od 90. let vyrábějí, zpracovávají a prodávají velmi kvalitní hovězí maso pod záštitou chráněných známek. Spotřebitel má možnost si v obchodě zjistit na obalu původ masa, není však schopen dohledat rozdíly CZV a spotřebitelských cen, ani důvody těchto rozdílů. (Peterová, 2010)

Tabulka 3: Systém zpeněžování skotu 1

Třída zmasilosti	Doplňující znaky
S – superior	- kýta velmi silně vyklenutá, dvojitě osvalení, svaly od sebe výrazně oddělené - hřbet velmi široký a silně osvalený - plec velmi silně vyklenutá
E – výtečná	- kýta silně vyklenutá - hřbet široký a silně vyklenutý k pleci - plec výrazně vyklenutá
U – velmi dobrá	- kýta vyklenutá, hřbet široký, vyklenutý až k pleci, plec vyklenutá
R – dobrá	- kýta dobře vyvinutá, hřbet ještě vyklenutý, u plece méně široký, plec dobře vyvinutá
O – dostatečná	- kýta a hřbet středně vyvinuté, plec středně vyvinutá až plochá
P – nedostatečná	- kýta slabě vyvinutá, hřbet úzký, plec plochá s vystupujícími kostmi

Zdroj: 2010, Peterová, J.

Tabulka 4: Systém zpeněžování skotu 2

Třída protučnělosti	Popis
1 – nízké	- žádná nebo velmi slabá vrstva podkožního loje, velmi slabá protučnělost
2 – mírné	- slabá vrstva podkožního loje, svalovina všech částí těla viditelná
3 – průměrné	- svalovina s výjimkou povrchu kýty a plece viditelná, slabá ložiska loje v dutině hrudní
4 – vysoké	- svalovina je kryta vrstvou loje na kýtě a na pleci, místy v dutině hrudní výrazná tuková ložiska, silná protučnělost
5 – velmi vysoké	- celý povrch těla krytý vrstvou loje, v dutině hrudní výrazná tuková ložiska, velmi silná protučnělost

Zdroj: 2010, Peterová, J.

Vedle normy by bylo vhodné zpracovat a celoplošně zavést návrh, který by rozdělval jednotlivé skupiny jak z hlediska ceny, tak z hlediska kvality. Návrh by neusiloval o zavedení jednotných cen, ale naopak by jeho prostřednictvím bylo možné dostávat jednu cenu za jednu kvalitu, kdy, pokud toto není respektováno, dochází k narušování hospodářské soutěže. V tomto případě by bylo také více než vhodné promítnout tyto ceny až do cen spotřebitelských.

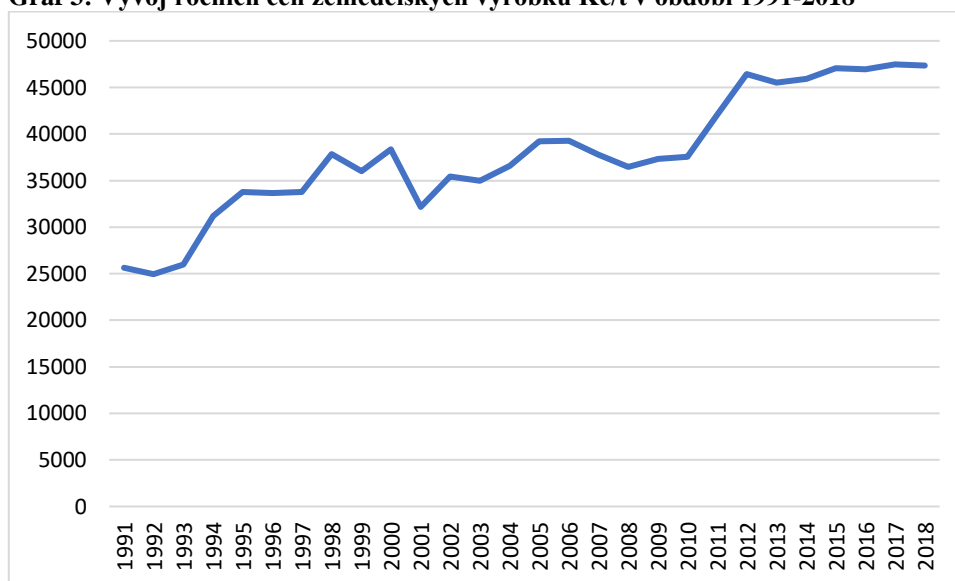
Tabulka 5: Systém zpeněžování skotu – aktuální ceny

Druh	Jakost	Cena JUT
MLADÍ BÝCI	Celkem dle SEUROP	83,42
	S	
	E	90,07
	U	85,99
	R	83,45
	O	79,67
	P	69,71
BÝCI	Celkem dle SEUROP	
	S	
	E	89,17
	U	85,93
	R	81,59
	O	77,39
	P	62,26
KRÁVY	Celkem dle SEUROP	
	S	
	E	
	U	70,20
	R	66,60
	O	59,40
	P	48,01

Zdroj: vlastní zpracování dle SZIF (data k 14.10.2019)

Od konce 90. let má hovězí maso jako komodita relativně stabilní cenu. Významným problémem jsou stále rozdílné ceny mezi kategoriemi a vývoj těchto cen, kdy jsou důkazem nesprávného a neobjektivního zpeněžování a oceňování této komodity.

Graf 3: Vývoj ročních cen zemědělských výrobků Kč/t v období 1991-2018



Zdroj: vlastní zpracování dle ČSÚ

Z grafu je patrné, že v souvislosti se stále větším důrazem na hygienické podmínky a kvalitu masa, je cena zemědělských výrobců poměrně vysoká.

4.1.2 Charakteristika trhu v zahraničí

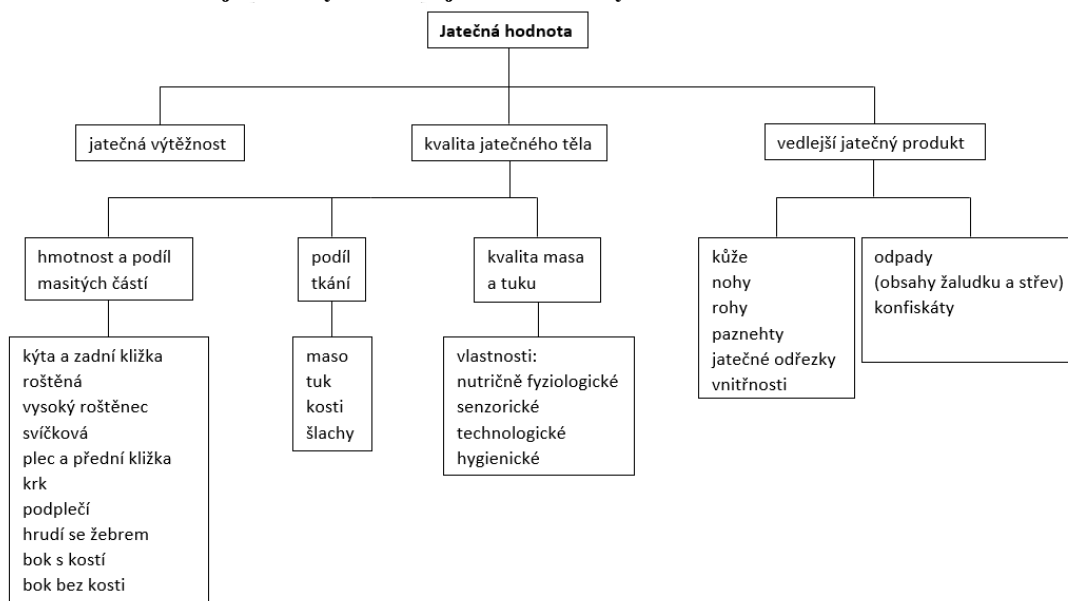
Na světovém trhu je výroba hovězího masa ve stagnující fázi, kdy se pohybuje mezi 55-60 mil. tun za rok. Z této celkové sumy je téměř jedna čtvrtina produkována v USA. Evropa je z dlouhodobého hlediska ve fázi poklesu. Kvůli regulaci výroby z důvodu stoupajících zásob v 90. letech, hojnému výskytu BSE a později i zvyšování stavů skotu ztratila EU pozici druhého největšího producenta hovězího masa a na její místo se postupem času dostala Brazílie. Zde došlo k velmi dynamickému rozvoji nejen výroby, ale také exportu. Současně začala stoupat produkce také v Číně, v Indii a v Argentině. Z celkové produkce vývoz zabíral přibližně 15 %, kdy nejvýznamnějšími exportéry byly Brazílie a Argentina. Z důvodu velkého výskytu BSE bylo z vývozu vytlačeno USA, a i v současné době je maso původem ze Spojených států často odmítáno z důvodu častého používání, či nadužívání růstových stimulantů. Brazílská nabídka je také důvodem poklesu cenové úrovně na celkovém trhu. EU je v rámci světového trhu čistým dovozcem, největšími čistými dovozci z hlediska objemu jsou poté Rusko a Japonsko. Celková světová spotřeba na obyvatele má dlouhodobě klesající charakter, jelikož přírůstky výroby jsou dlouhodobě nižší než přírůstky obyvatelstva. V evropských zemích je spotřeba nízká, což je způsobeno problémy

s BSE. Paradoxem však je, že většinou mají země s vysokým výskytem BSE až nadprůměrnou spotřebu masa. V zemích východní Evropy nízká produkce hovězího masa zapříčiňuje, že maso je pro mnoho obyvatel poměrně stále drahé. (Peterová, 2010)

4.1.3 Masná užitkovost

Po chovu krav s tržní produkcí mléka je produkce jatečného skotu druhým nejvíce významným odvětvím z hlediska chovu skotu. Do odvětví je zahrnut speciálně určený výkrm jatečných zvířat, dále chov jak masných, tak kombinovaných plemen v systému KBTPM a patří sem také kategorie jako dojené a nedojené krávy, telata vyřazená z chovu, jalovice a podobně. Masnou užitkovost lze charakterizovat skrze výkrmnost a jatečnou hodnotu. Kvalitu a množství jatečného skotu poté určuje plemenná příslušnost, pohlaví, věk zvířete, intenzita růstu, porážková hmotnost a také plodnost. Když dochází k selektování skotu na masnou užitkovost, jednotlivé výše uvedené vlastnosti jsou komplexně zahrnuty do mateřské užitkovosti a masné užitkovosti. Mateřskou užitkovost určují faktory reprodukce a mateřské vlastnosti, kdy po narození tele se nejvíce hledí na jeho hmotnost v určitých stádiích věku. Pokud má tele vyšší hmotnost v době, kdy je odstaveno, je větší předpoklad k jeho masné užitkovosti. Uspokojivá masná užitkovost je dána vysokou intenzitou růstu, co nejnížší spotřebou krmiv na jednu jednotu přírůstku a vysokou jatečnou hodnotou.

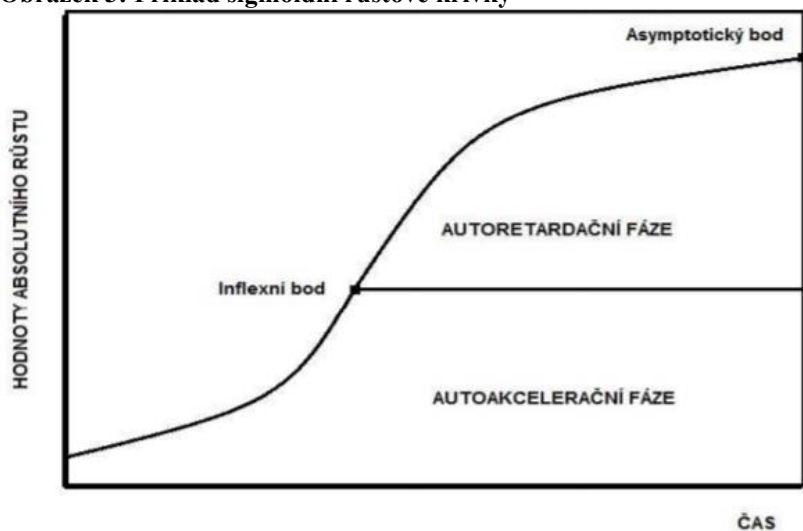
Obrázek 2: Schéma jednotlivých složek jatečné hodnoty



Zdroj: Stupka, 2013

Jako jsou ke kontrole mléčné užitkovosti k dispozici systémy, u masné užitkovosti je stav obdobný. Ke kontrole masné užitkovosti byl zaveden systém KUMP (kontrola užitkovosti masných plemen). Systém je realizován v konkrétních podmínkách farem, jelikož podmínky se mohou mezi jednotlivými farmami lišit. Aby bylo možné dosáhnout plné spolehlivosti hodnocení, je nutné, aby bylo do systému zapojeno co nejvíce chovů, a tedy byl systém schopen hodnotit v různých klimatických podmínkách, rozdílných způsobech chovu, ošetřování či výživy. Ke kontrole dědičnosti masné užitkovosti poté slouží tzv. staniční test, který je prováděn na stanicích kontroly výkrmnosti skotu. Podmínky k provedení testu jsou na stanicích zcela standardizované z hlediska chovného prostředí, výživy i kvality ošetrovatelské práce. Všechna získaná data jsou poté použita k získání odhadů plemenných hodnot jednotlivých ukazatelů masné užitkovosti skotu. Růst zvířete lze vyjádřit graficky pomocí sigmoidní růstové křivky, která se skládá z fáze autoakcelerační, bodu zvratu a fáze autoretardační. Křivka je užitečným grafickým vyjádřením, jelikož v různých časových úsecích rostou jednotlivé části těla zvířete s různou intenzitou, což lze označit pojmem alometrie růstu. (Stupka, 2013)

Obrázek 3: Příklad sigmoidní růstové křivky



Zdroj: Ledvinka, 2011

Po dosažení inflexního bodu v růstové křivce, která značí jatečnou dospělost, začne docházet k navyšování tukové složky přírůstku rychleji oproti ostatním tkáním. Faktory rovnoměrného rozložení tuku v mase a požadovaný stupeň protučnělosti, jsou významné pro nutriční hodnotu masa.

4.1.4 Státní zásahy do komodity hovězí maso

Jedním ze zásahů státu u komodity je kvótní systém, který je uplatňován u KBTPM (krávy bez tržní produkce mléka). V rámci národních prostředků je poskytováno velké množství příspěvků ve formě dotací. Příspěvky jsou poskytovány na:

- ověření původu plemenných býků;
- podporu za zavádění a vedení plemenných knih;
- koupi plemenných býků z tuzemska, a to masná plemena a ČESTR;
- podporu revize užitkovosti, dědičnosti a výkrmu skotu;
- podporu na potřebné diagnostikování nebezpečných nákaz;
- povinná vyšetření týkající se skotu s příznaky poruch nervového systému, uhynulá či běžně utracená zvířata na BSE;
- TOP-UP za VDJ (velká dobytčí jednotka) přežvýkavců.

V roce 1968 byla založena Společná organizace trhu s hovězím a telecím masem, která se řídí NR/1999/1254/ES, do čehož je zahrnuto monitorování cen a s tím spojené praktiky sloužící k vyrovnávání nabídky a poptávky na trhu. Referenční ceny skotu jsou sledovány na trzích Evropské unie a jsou používány k popisu trhu samotného. (Peterová, 2010)

4.2 Cenová transmise a komoditní vertikála u hovězího masa

Kapitola obsahuje charakteristiku a deskripci pojmů cenová transmise a komoditní vertikála v obecné rovině i z hlediska vybrané komodity.

4.2.1 Vymezení pojmu cenová transmise

Cenovou transmisí lze analyzovat jako jednu z částí regionálního i mezinárodního obchodu. Jako prostředek slouží zákon jediné ceny (angl. Law of One Price), který je ukazatelem stupně integrace, či samotného výskytu geograficky oddělených trhů. Díky tomu je možné zjistit jakým způsobem a jak rychle jsou ceny na domácím trhu schopny se přizpůsobit změnám vzniklým u cen mezinárodních a také stupni či míře účinnosti daného odvětví. (Jaramillo-Villanueva, 2016)

Cenová transmise je definována jako podíl změny ceny vstupu, který je promítnut do změny ceny výstupu. Z hlediska zemědělství je významná převážně při analýzách rizik a dopadů nástrojů zemědělské politiky na různé podpůrné a dotační programy nebo v případě, kdy jsou analyzovány ekonomické efekty působící při zavádění nových

modernizovaných technologií. S pojmem souvisí také cenová asymetrie přenosu změn mezi výrobcí, zpracovateli a spotřebiteli. V rámci několika odvětví bylo zjištěno, že pokud vzroste cena vstupu, téměř okamžitě vzroste i cena výstupu, zatímco při poklesu ceny vstupu je cena výstupu snižována jen částečně a velmi opožděně. (Peltzman, 2000)

Ekonomická teorie cenovou asymetrii vysvětluje prostřednictvím dvou příčin. První z nich je existence tržní síly, či hybné síly a druhou pak samotný způsob řízení zásob, který má za cíl maximalizovat zisk. Pokud dojde k poklesu ceny vstupu, odvětví, jež produkuje velké zisky reagují v případě existence hybné síly způsobem, kdy se jen velmi malá část z poklesu ceny odrazí v ceně výstupu a zároveň dojde i k navýšení jejich marže. Pokud však cena vstupu vzroste, tento růst je automaticky promítnut i v ceně výstupu. V případě druhé příčiny cenové asymetrie je tvrzení založeno na předpokladu závislosti chování podniku maximalizujícího zisk na existenci zásob, kdy tímto vztahem je způsobena zpožděná cenová nepružnost a možné výkyvy cen vstupů jsou tedy utlumeny. Asymetrická cenová transmise může být vysvětlena také nízkou či nulovou elasticitou některých typů nákladů. (Revoredo, 2004)

Cenová transmise může být také blíže určena, respektive její povaha (nabídkově orientovaná, poptávkově orientovaná) a intenzita, prostřednictvím koeficientu elasticity cenové transmise. Koeficient lze interpretovat jako hodnotu, o kterou se změní cena na následující úrovni výrobní vertikály, pokud se cena na předchozí úrovni změní o jednu jednotku. (McCorriston, 2002)

4.2.2 Vymezení pojmu výrobní vertikála

„Výrobní či komoditní vertikálu definujeme jako tok, cestu produktu od jeho vývoje, výzkumu, biologického a technického řešení, přes hromadnou zemědělskou výrobu, jeho zpracování ve finální výrobek, včetně jeho prodeji spotřebiteli.“
(Peterová, 2010)

Komoditní vertikály jsou vytvářeny za účelem logického a racionálního propojení nejrůznějších forem hospodářských celků, kdy toto propojení lze provést horizontálně (mezi dvěma různými podniky) či vertikálně (výrobce, zpracovatel, spotřebitel). Vertikála může být propojena mnoha způsoby, mezi něž patří například dodavatelské smlouvy, různé druhy spolupráce, či fúze hospodářských celků. Ekonomickou sílu výrobní vertikály tvoří rozvíjení technologických vazeb,

překonávání izolovanosti prvků, koncentrace různých vědomostí a prostředků s cílem dosáhnout jednotného ekonomického i výrobního výsledku. Tento výsledek zahrnuje kvalitní a konkurenceschopné potraviny pro trh domácí i zahraniční. Výrobová vertikála je tvořena jednotlivými články a prvky. Článkem se rozumí uzavřená část z výrobního procesu a prvkem vertikály je každý samostatný hospodářský subjekt do dané vertikály zahrnutý. Aby byl možný racionální rozvoj vertikály, jež se týká výroby potravin, je nutné vymezit podíl vertikály na poptávce obyvatelstva, jež je koupěschopná a zároveň stanovit trendy jednotlivých vertikál na daném agregátu. Velikost podílu je určena všemi vlivy, které slouží k formování agregátní nabídky a poptávky. To znamená, že určení podílu záleží nejen na trhu potravin, ale i na trhu ostatních předmětů krátkodobé i dlouhodobé spotřeby, na trhu investic, práce a v neposlední řadě i na trhu zahraničního obchodu. Trend podílu i samotný podíl by měly přímo navazovat na hospodářskou politiku státu a zároveň být v souladu i s hospodářskou politikou EU. Vertikála by měla být vypracována nejen příslušným orgánem, jehož se týká (zemědělský orgán), ale zároveň i ostatními odděleními, jelikož i jejich zájmy jsou ve vertikále promítnuty. Jedná se například o cenovou politiku, mzdovou politiku, sociální politiku, ekologickou politiku a další. V případě takto vytvořeného prostoru je možné, prostřednictvím vertikál, jeho naplnění určitým zbožím a je možné jednat o cenách zboží a vzájemných cenových relacích. Pokud jednotlivé prvky vertikály usilují o reprodukci svého kapitálu, potřebují relevantní tržní informace, na základě kterých budou schopny učinit ekonomická rozhodnutí. Tržní informace je nutné získat jak o vnitřním trhu, tak o zahraničním trhu. Mezi tyto informace patří například:

- stav výrobní základny;
- údaje o výkonnosti a výnosnosti;
- aktuální vztah nabídky a poptávky u hlavních členů vertikály;
- aktuální tržní ceny těchto členů (ceny zemědělských výrobců, ceny průmyslových výrobců, spotřebitelské ceny);
- situace na zahraničním trhu;
- náklady na výrobu komodit.

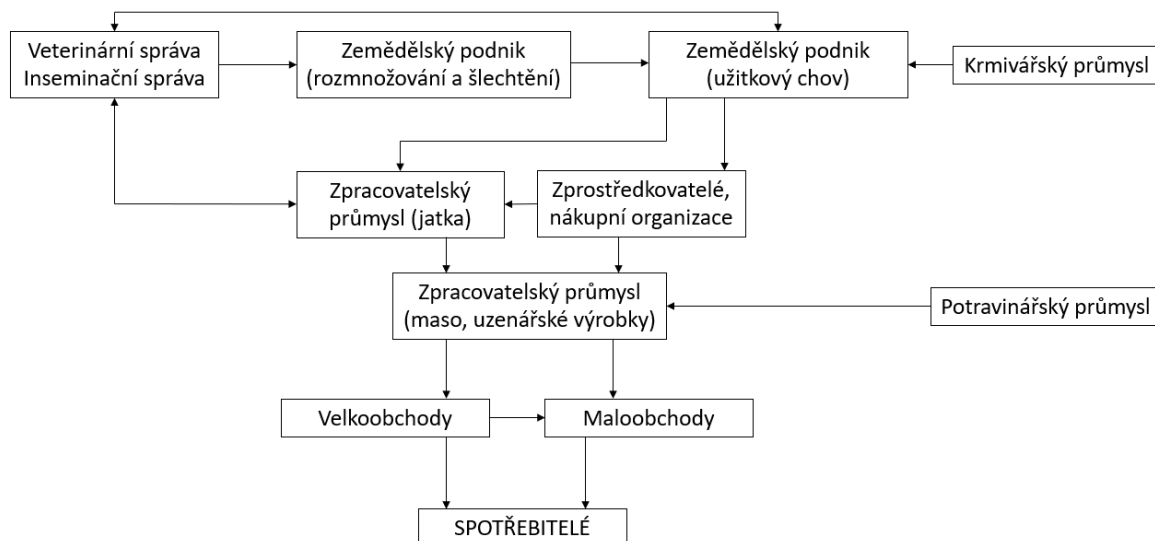
Pro dosažení správných toků ve vertikále jsou nutné informace, které jsou aktuální, systematicky reportované a veřejně dostupné. Pokud jsou tyto podmínky splněny, informace jsou základem pro racionální rozhodování prvků vertikály. O tento systém v odvětví výroby

potravin je usilováno a je nutné, aby si jednotliví účastníci trhu uvědomili, že nejsou jen uživateli systému, ale zároveň i jeho tvůrci. Uvnitř samotné výrobové vertikály musí dojít k vytvoření nástrojů stimulace a retardace chování hospodářských subjektů, kdy tyto nástroje musí být známé veřejnosti a musí mít stabilní charakter. Zmíněné nástroje je nutné vytvořit z důvodu možnosti, že trh začne vykazovat odchylky u trendů nabídky a poptávky. Pokud výrobce reaguje na signály trhu opožděně a nepružně, nástroje jsou složité a jejich účinnost se snižuje. Prvky vertikály se poté chovají racionálně v případě, že výsledkem tohoto chování je množství a struktura výroby, jež dokáže získat místo na domácím i zahraničním trhu. (Peterová, 2010)

4.2.3 Vymezení cenové transmise a komoditní vertikály u hovězího masa

Do komoditní vertikály u hovězího masa jsou zahrnuti zemědělství výrobci, zpracovatelé či průmysloví výrobci a spotřebitelé. Mezičlánky poté tvoří velkoobchody či maloobchody s hovězím masem. Na následujícím obrázku je zobrazeno možné zpracování komoditní vertikály u hovězího masa.

Obrázek 4: Komoditní vertikála hovězího masa



Zdroj: Vlastní zpracování

Na úrovni trhu mezi zemědělským podnikem a zpracovatelským podnikem dochází k vytváření cen zemědělských výrobců (CZV), na úrovni zpracovatelského průmyslu poté

k vytváření cen průmyslových výrobců. Spotřebitelské ceny jsou tvořeny na trzích mezi zpracovateli a spotřebiteli a zároveň mezi obchody a spotřebiteli.

V České republice je 1011 podniků zaměřených na chov masného skotu (údaj z roku 2018), jež jsou členy Českého svazu chovatelů masného skotu (Agropress.cz). První, výrobní, úroveň komoditní vertikály u hovězího masa má tedy velké zastoupení. Mezi největší zpracovatele hovězího masa, kteří nabízejí nejen čerstvé maso, ale i masné výrobky, patří například:

- Procházka s.r.o.;
- Maso Planá;
- Kostelecké uzeniny.

Kompletní komoditní vertikála je mimo vztahy uvedené v Obrázku č. 4 propojena i s masným zahraničním průmyslem.

Pro analýzu cenových přenosů ve vertikále je nutné určit jednotlivé determinanty, které na tvorbu ceny hovězího masa působí, a to na jednotlivých úrovních vertikály.

Úroveň průmyslových výrobců

Na tvorbu ceny hovězího masa na dané úrovni mají vliv determinanty:

- produkce hovězího masa v daném období;
- produkce hovězího masa zpožděná o 2 období;
- cena zemědělských výrobců zpožděná o 3 období;
- vývozní cena jatečných býků v živém;
- dovozní cena jatečných býků v živém;
- spotřeba hovězího masa v daném období;
- spotřeba hovězího masa zpožděná o 1 období.

Tyto determinanty byly zvoleny na základě ekonomické teorie a na základě studia trhu hovězího masa. Množství produkce v daném období i v obdobích minulých má na tvorbu ceny velký vliv a zároveň je na místě uvažovat i ceny z minulých období. Důležitým faktorem u tvorby ceny na této úrovni je i situace na zahraničním trhu, kdy v obou směrech je Česká republika u této komodity velmi aktivní. Spotřeba hovězího masa na obyvatele za

rok je neméně důležitá k určování ceny komodity, jelikož od výše poptávky se odráží produkce a poté ceny.

Úroveň spotřebitelská

Při analýze tvorby ceny spotřebitelů je nutné se zaměřit i na možné substituty sledované komodity. Pro komoditu hovězí maso je nejbližším substitutem maso vepřové. Determinanty ovlivňující cenu jsou tedy následující:

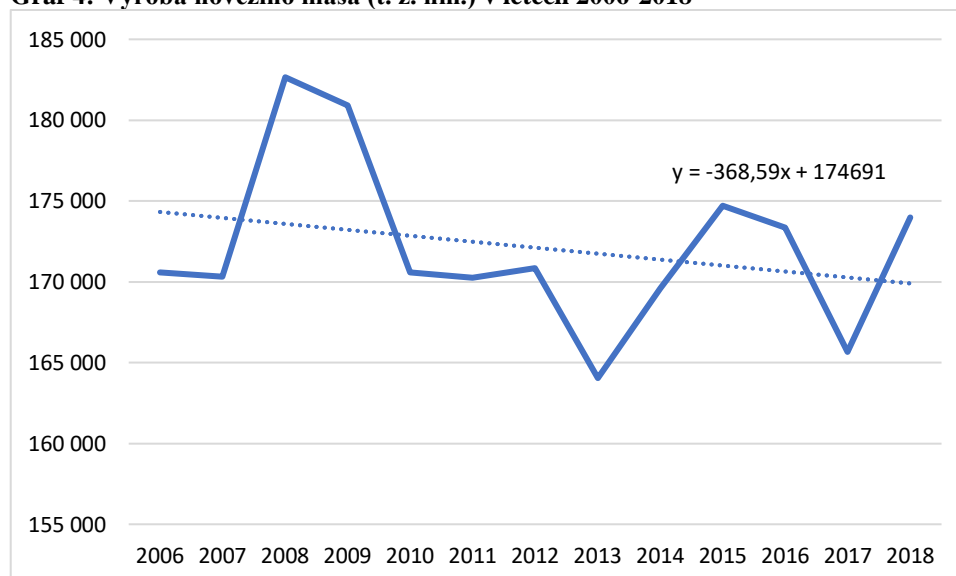
- spotřeba hovězího masa v daném období;
- spotřeba hovězího masa zpožděná o 1 období;
- spotřeba vepřového masa v daném období;
- spotřebitelská cena vepřového masa v daném období;
- spotřebitelská cena hovězího masa zpožděná o 1 období;
- průměrné mzdy v daném období.

Spotřeba masa je na této úrovni vertikály stejně důležitá pro tvorbu ceny, jako na úrovni předchozí.

4.2.4 Vývoj ukazatelů komoditní vertikály ve sledovaném období

U vybraných ukazatelů komoditní vertikály je sledován vývoj v letech 2006-2018. Jsou jimi produkce hovězího a vepřového masa, spotřeba vepřového masa, spotřebitelské ceny vepřového masa a průměrné mzdy.

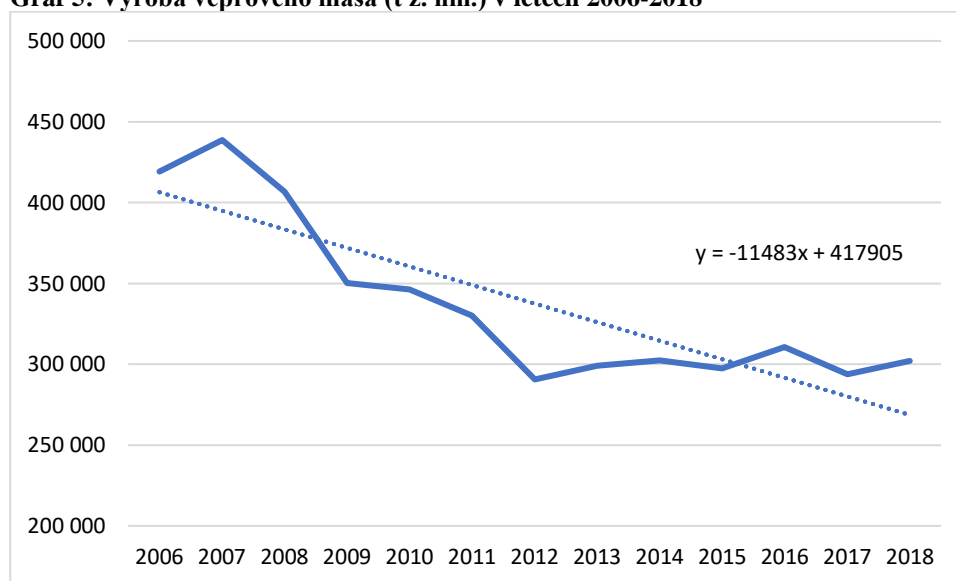
Graf 4: Výroba hovězího masa (t. ž. hm.) v letech 2006-2018



Zdroj: Vlastní zpracování dle ČSÚ

Z grafu č. 4 je patrné, že výroba hovězího masa v České republice nemá stabilní charakter. V průběhu sledovaného období docházelo k častým výkyvům, což lze vysvětlit prostřednictvím měnící se poptávky po mase. Od propadu v roce 2017, kdy výroba klesla téměř na 165 000 tun živé hmotnosti, začala produkce znovu stoupat, a to meziročně až o 10 000 tun živé hmotnosti jatečných býků.

Graf 5: Výroba vepřového masa (t ž. hm.) v letech 2006-2018

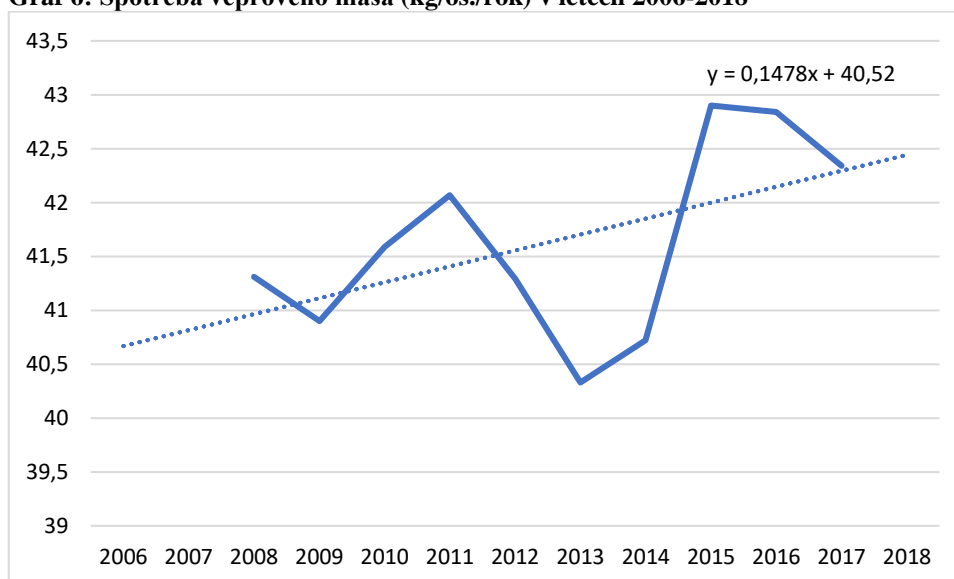


Zdroj: Vlastní zpracování dle ČSÚ

Na grafu č. 5 je sledován vývoj produkce masa vepřového. Na rozdíl od výroby hovězího masa zde nedocházelo v průběhu let k výrazným výkyvům, ale křivka má spíše stálý klesající charakter. Až od roku 2012 se výroba poměrně ustálila a pohybuje se okolo 300 000 tun živé hmotnosti ročně. Vzhledem k vyšší produkce hovězího masa jsou hodnoty u masa vepřového v posledních 6 letech téměř dvojnásobné. To může být způsobeno větší poptávkou po vepřovém mase než po hovězím, kdy jedním z hlavních faktorů určujících vyšší poptávky je i cena masa.

Následující graf č. 6 charakterizuje vývoj spotřeby vepřového masa ve sledovaném období. Je zajímavé, že v porovnání s téměř lineárně klesající křivkou produkce vepřového masa, jsou v grafu spotřeby viditelné výrazné výkyvy. Nejnížší hodnoty dosáhla spotřeba vepřového v roce 2013, kdy činila pouze necelých 40,5 kg na osobu za rok. Od tohoto propadu začala spotřeba znovu stoupat, a to až do roku 2015, kdy dosáhla naopak své nejvyšší hodnoty, téměř 43 kg na osobu za rok. Nyní dochází znovu k mírnému poklesu, což může být zapříčiněno větší dostupností masa hovězího.

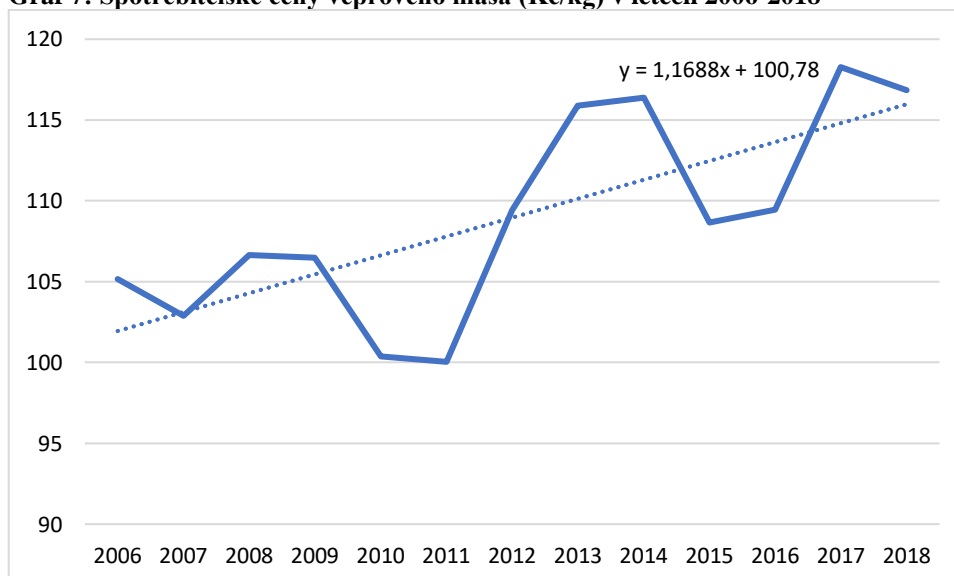
Graf 6: Spotřeba vepřového masa (kg/os./rok) v letech 2006-2018



Zdroj: Vlastní zpracování dle ČSÚ

Graf č. 7 sleduje spotřebitelské ceny vepřového masa. Je patrné, že křivka je téměř inverzní ke křivce spotřeby vepřového. Nejnižší hodnoty dosáhly spotřebitelské ceny v letech 2011, kdy cena za 1 kilogram vepřového masa, konkrétně vepřové pečeně s kostí, byla 100 Kč/kg. K dosažení nejvyšší ceny za sledované období poté došlo v roce 2017, kdy 1 kilogram masa vyšel na 118 Kč.

Graf 7: Spotřebitelské ceny vepřového masa (Kč/kg) v letech 2006-2018

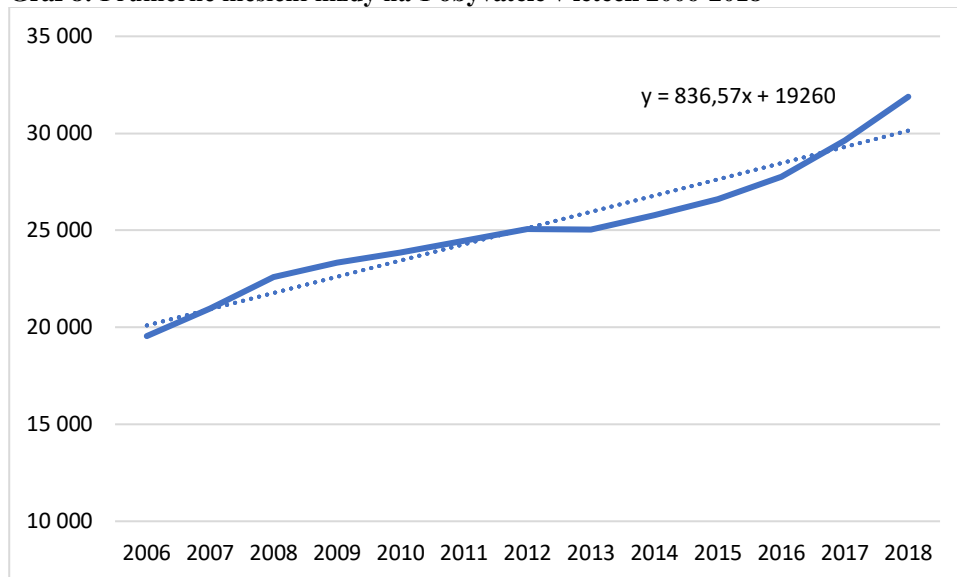


Zdroj: Vlastní zpracování dle ČSÚ

Posledním sledovaným ukazatelem jsou průměrné měsíční mzdy v České republice. Křivka mezd v Grafu č. 8 je téměř dokonale lineární a stoupající, jen s nepatrnými výkyvy. Díky

stoupajícím mzdám jsou spotřebitelé ochotni zaplatit více za kvalitní maso a díky tomu mohou výrobci i zpracovatelé navýšit své ceny a tím dojde i k navýšení jejich marže.

Graf 8: Průměrné měsíční mzdy na 1 obyvatele v letech 2006-2018



Zdroj: Vlastní zpracování dle ČSÚ

Sledování vývoje jednotlivých ukazatelů komoditní vertikály je důležitým faktorem k určování a sledování cenových přenosů na jednotlivých úrovních vertikály.

5 Vlastní práce

Cílem práce je určit typ řízení komoditní vertikály u hovězího masa a také určit hlavní hybné síly v této vertikále, a to v prostředí a podmínkách České republiky. Analýza je zaměřena na cenové přenosy v určené komoditní vertikále, kdy se předpokládá vztah mezi cenami průmyslových výrobců (CPV), cenami zpracovatelskými (CZV) a cenami spotřebitelskými (SC).

5.1 Tvorba modelu

V následující kapitole je vytvořen základní model včetně charakteristiky jednotlivých proměnných.

5.1.1 Ekonomický model

Analýza cenové transmise je vytvořena na základě níže uvedeného ekonomického modelu.

$$CZV_t = f(CPV_t; CPV_{t-n}; CZV_{t-n}; CZVV_{t-n}; CZVK_{t-n}; JV)$$

$$CPV_t = f(CZV_t; CZV_{t-n}; CPV_{t-n}; EC_t; EC_{t-n}; IC_t; IC_{t-n}; CZVV_{t-n}; CZVK_{t-n}; CPVV_{t-n}; CPVK_t; JV)$$

$$SC_t = f(SC_{t-n}; SCV_t; SCV_{t-n}; CPV_t; CPV_{t-n}; CZV_t; CZV_{t-n}; P_t; CPVV_t; CPVV_{t-n}; CPVK_t; JV)$$

kde:

CZV_tcena zemědělských výrobců hovězího masa v běžném období

CPV_tcena průmyslových výrobců hovězího masa v běžném období

SC_tspotřebitelská cena hovězího masa v běžném období

CZV_{t-n}cena zemědělských výrobců hovězího masa v minulých obdobích

CPV_{t-n}cena průmyslových výrobců hovězího masa v minulých obdobích

SC_{t-n}spotřebitelská cena hovězího masa v minulých obdobích

EC_tindex cen vývozu v běžném období

EC_{t-n}index cen vývozu v minulých obdobích

IC_tindex cen dovozu v běžném období

IC_{t-n}index cen dovozu v minulých obdobích

SCV_tspotřebitelská cena vepřového masa v běžném období

SCV_{t-n}spotřebitelská cena vepřového masa v minulých obdobích

P_tpříjem domácností v běžném období
 $CZVV_t$cena zemědělských výrobců vepřového masa v běžném období
 $CZVV_{t-n}$cena zemědělských výrobců vepřového masa v minulých obdobích
 $CZVK_t$cena zemědělských výrobců kuřecího masa v běžném období
 $CZVK_{t-n}$cena zemědělských výrobců kuřecího masa v minulých obdobích
 $CPVV_t$cena průmyslových výrobců vepřového masa v běžném období
 $CPVV_{t-n}$cena průmyslových výrobců vepřového masa v minulých obdobích
 $CPVK_t$cena průmyslových výrobců kuřecího masa v běžném období
 $CPVK_{t-n}$cena průmyslových výrobců kuřecího masa v minulých obdobích
 JVjednotkový vektor

Výše uvedený ekonomický model je základem pro vytvoření ekonometrického modelu cenové transmise hovězího masa. Tento model bude modelem autoregresního typu se zpožděním. Výše uvedené proměnné byly do modelu zvoleny na základě studia ekonomické teorie. Ceny hovězího masa na jednotlivých úrovních se vzájemně ovlivňují, totéž platí i pro ceny masa vepřového a kuřecího, kdy maso vepřové lze do jisté míry považovat za substitut hovězího masa. Kuřecí maso je dlouhodobě oblíbenou komoditou, a proto je hovězímu masu velkým konkurentem a teoreticky má tedy na cenu hovězího masa vliv. Příjem domácností byl do modelu zahrnut, jelikož dle něj lze určit, zda jsou lidé ochotni za hovězí maso, které je zpravidla jedním z dražších, ochotni zaplatit i při nižších příjmech, nebo se jedná o komoditu „luxusního charakteru“. V neposlední řadě jsou do modelu zařazeny i indexy cen dovozu a vývozu, kdy výše importu i exportu obecně hraje roli při tvorbě ceny komodit, nejen hovězího masa.

5.1.2 Ekonometrický model

Následující ekonometrický model je sestaven s délkou zpoždění nejvíce 12 měsíců.

$$y_{1t} = \gamma_{10} + \gamma_{11}y_{1(t-1)} + \dots + \gamma_{112}y_{1(t-12)} + \beta_{21}y_{2t} + \gamma_{12}y_{2(t-1)} + \dots + \gamma_{122}y_{2(t-12)} + \gamma_{13}x_{6(t-1)} + \dots + \gamma_{132}x_{6(t-12)} + \gamma_{14}x_{8(t-1)} + \dots + \gamma_{142}x_{8(t-12)} + u_t$$

$$y_{2t} = \gamma_{20} + \beta_{11}y_{1t} + \gamma_{21}y_{1(t-1)} + \dots + \gamma_{212}y_{1(t-12)} + \gamma_{22}x_{2t} + \gamma_{23}x_{2(t-1)} + \dots + \gamma_{232}x_{2(t-12)} + \gamma_{24}x_{3t} + \gamma_{25}x_{3(t-1)} + \dots + \gamma_{252}x_{3(t-12)} + \gamma_{26}x_{6(t-1)} + \dots + \gamma_{262}x_{6(t-12)} + \gamma_{27}x_{7(t-1)} + \dots + \gamma_{272}x_{7(t-12)} + \gamma_{28}x_{8(t-1)} + \dots + \gamma_{282}x_{8(t-12)} + \gamma_{29}x_{9t} + u_t$$

$$y_{3t} = \gamma_{30} + \gamma_{31}y_{3(t-1)} + \dots + \gamma_{312}y_{3(t-12)} + \gamma_{31}x_{4t} + \gamma_{32}x_{4(t-1)} + \dots + \gamma_{322}x_{4(t-12)} + \beta_{21}y_{1t} + \gamma_{33}y_{1(t-1)} + \dots + \gamma_{332}y_{1(t-12)} + \beta_{11}y_{2t} + \gamma_{34}y_{2(t-1)} + \dots + \gamma_{342}y_{2(t-12)} + \gamma_{35}x_{5t} + \gamma_{36}x_{7t} + \gamma_{37}x_{7(t-1)} + \dots + \gamma_{372}x_{7(t-12)} + \gamma_{29}x_{9t} + u_t$$

5.1.2.1 Deklarace proměnných

V následující tabulce budou deklarovány jednotlivé proměnné, které model obsahuje, a to včetně jednotek, ve kterých jsou uvedeny.

Tabulka 6: Deklarace proměnných

	Název proměnné	Typ proměnné	Jednotky
y ₁	Cena zemědělských výrobců	endogenní	Kč/kg
y ₂	Cena průmyslových výrobců	endogenní	Kč/kg
y ₃	Spotřebitelská cena	endogenní	Kč/kg
x ₁	Jednotkový vektor	exogenní	
x ₂	Index cen vývozu	exogenní	
x ₃	Index cen dovozu	exogenní	
x ₄	Spotřebitelská cena vepřového masa	exogenní	Kč/kg
x ₅	Příjem domácností	exogenní	Kč/os./měsíc
x ₆	Cena zemědělských výrobců vepřového masa	exogenní	Kč/kg
x ₇	Cena průmyslových výrobců vepřového masa	exogenní	Kč/kg
x ₈	Cena zemědělských výrobců kuřecího masa	exogenní	Kč/kg
x ₉	Cena průmyslových výrobců kuřecího masa	exogenní	Kč/kg
y _{1(t-1)...(t-12)}	CZV v t-1 až t-12	endogenní zpožděná	Kč/kg
y _{2(t-1)...(t-12)}	CPV v t-1 až t-12	endogenní zpožděná	Kč/kg
y _{3(t-1)...(t-12)}	SC v t-1 až t-12	endogenní zpožděná	Kč/kg
x _{2(t-1)...(t-12)}	EC v t-1 až t-12	exogenní zpožděná	
x _{3(t-1)...(t-12)}	IC v t-1 až t-12	exogenní zpožděná	
x _{4(t-1)...(t-12)}	SCV v t-1 až t-12	exogenní zpožděná	Kč/kg
x _{6(t-1)...(t-12)}	CZVV v t-1 až t-12	exogenní zpožděná	Kč/kg
x _{7(t-1)...(t-12)}	CPVV v t-1 až t-12	exogenní zpožděná	Kč/kg
x _{8(t-1)...(t-12)}	CZVK v t-1 až t-12	exogenní zpožděná	Kč/kg
x _{9(t-1)...(t-12)}	CPVK v t-1 až t-12	exogenní zpožděná	Kč/kg
u _t	Náhodná složka	stochastická	

Zdroj: vlastní zpracování

5.1.2.2 Deskriptivní statistika

Pro vytvoření jisté představy o podkladových datech následuje tabulka s vybranými ukazateli z deskriptivní statistiky pro základní endogenní a exogenní proměnné.

Tabulka 7: Deskriptivní statistika

	Střední hodnota	Medián	Minimum	Maximum	Směrodatná odchylka
y ₁	43,76567	44,7745	38,164	48,117	3,3660502
y ₂	141,359	145,845	122,03	156,46	10,93614
y ₃	193,1298	198,75	162,04	226,84	18,67944
x ₂	99,16282	99	88,4	108,9	5,272999
x ₃	91,31474	90,6	77,8	105,9	7,809403
x ₄	108,9619	108,03	96,98	120,6	6,429922
x ₅	19842,36	19733	17679	21887	1355,082
x ₆	30,32562	30,21	25,449	36,329	2,804524
x ₇	80,84533	80,86	69,99	95,53	5,53749
x ₈	22,40749	22,8945	18,627	25,722	1,71477
x ₉	42,5032	42,415	37,61	49,43	3,167377

Zdroj: vlastní zpracování

Z výsledků deskriptivní statistiky je patrné, že z hlediska cen došlo během let k největšímu rozdílu u spotřebitelské ceny hovězího masa, kdy spotřebitelská cena během sledovaných let 2006-2018 stoupla ze 162,04 Kč/kg na 226,84 Kč/kg. U cen zemědělských výrobců došlo během let k nárůstu ceny pouze o cca 10 Kč/kg a u cen průmyslových výrobců ceny stouply o cca 30 Kč/kg. Lze také vyčíst, jak se během let zvyšoval příjem domácností, tedy za sledovaných 12 let přibližně o 4 000 Kč/os./měsíc.

5.1.2.3 Identifikace modelu

Jelikož je stanovený ekonometrický model modelem simultánním, je nutné všechny jeho rovnice identifikovat. Identifikace modelu slouží k ověření jak endogenních, tak exogenních proměnných, a také dojde pomocí identifikace o ověření, zda model neobsahuje redundantní proměnné. Identifikace vychází ze vzorce (2.1).

Identifikace 1. rovnice modelu

$$g = 2$$

$$k = 48$$

$$k_n \geq g_v - 1$$

$$48 \geq 2 - 1$$

$$48 > 1$$

- rovnice je přeidentifikovaná

Identifikace 2. rovnice modelu

$$g = 2$$

$$k = 75$$

$$k_n \geq g_v - 1$$

$$75 \geq 2 - 1$$

$$75 > 1$$

- rovnice je přeidentifikovaná

Identifikace 3. rovnice modelu

$$g = 3$$

$$k = 64$$

$$k_n \geq g_v - 1$$

$$64 \geq 3 - 1$$

$$64 > 2$$

- rovnice je přeidentifikovaná

Identifikace všech tří rovnic určila, že všechny rovnice modelu jsou přeidentifikované, čímž splňují simultánnost modelu.

5.1.2.4 Multikolinearita

Přítomnost multikolinearity byla zjišťována prostřednictvím SW Gretl, kdy byl použit vzorec (2.7). Při použití základního souboru dat byla detekována vysoká multikolinearita téměř u všech proměnných, tudíž byl soubor dat upraven pomocí postupných diferencí. U upraveného souboru dat již nebyla zjištěna multikolinearita mezi žádnými proměnnými, tudíž lze data použít pro odhad modelu.

Z důvodu velkého rozsahu korelační matice, zde matice není ilustrována, nicméně níže je uveden výsledek ze SW Gretl.

5% kritická hodnota (oboustranná) = 0,1631 pro $n = 145$; kdy npočet pozorování

5.2 Odhad modelu

Následující kapitola obsahuje samotný odhad modelu dle předem stanoveného ekonometrického modelu.

Odhad modelu cenové transmise hovězího masa je vytvořen pomocí software Gretl. Odhad je vytvořen pro každou ze tří rovnic zvlášť.

5.2.1 Odhad modelu pro 1. rovnici

Obrázek 5: Odhad modelu pro y1

```

Model 1: TSLS, za použití pozorování 2006:08-2018:12 (T = 149)
Závisle proměnná: y1
Instrumentováno: y1_1 y1_2 y1_3 y1_4 y1_5 y1_6 y1_7
Instrumentální proměnné: const y2 y2_1 y2_2 y2_3 y2_4 y2_5 y2_6
y2_7 y3 y3_1 y3_2 y3_3 y3_4 y3_5 y3_6 y3_7 x2 x2_1 x2_2 x2_3 x2_4
x2_5 x2_6 x2_7 x3 x3_1 x3_2 x3_3 x3_4 x3_5 x3_6 x3_7 x4 x4_1 x4_2
x4_3 x4_4 x4_5 x4_6 x4_7 x5 x5_1 x5_2 x5_3 x5_4 x5_5 x5_6 x5_7 x6
x6_1 x6_2 x6_3 x6_4 x6_5 x6_6 x6_7 x7 x7_1 x7_2 x7_3 x7_4 x7_5 x7_6
x7_7 x8 x8_1 x8_2 x8_3 x8_4 x8_5 x8_6 x8_7 x9 x9_1 x9_2 x9_3 x9_4
x9_5 x9_6 x9_7

```

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	-0,489471	0,666884	-0,7340	0,4644
y2	0,0174008	0,0181236	0,9601	0,3389
y2_1	0,0254923	0,0244518	1,043	0,2993
y2_2	-0,0256241	0,0244099	-1,050	0,2960
y2_3	-0,0128333	0,0253661	-0,5059	0,6138
y2_4	-0,00925126	0,0253518	-0,3649	0,7158
y2_5	-0,00168247	0,0249941	-0,06731	0,9464
y2_6	0,00737630	0,0249868	0,2952	0,7683
y2_7	0,0216588	0,0198517	1,091	0,2775
x6_1	-0,0356446	0,0566975	-0,6287	0,5308
x6_2	0,0840782	0,117156	0,7177	0,4744
x6_3	-0,0870724	0,140182	-0,6211	0,5357
x6_4	0,0433629	0,140564	0,3085	0,7582
x6_5	0,0528529	0,131953	0,4005	0,6895
x6_6	-0,00986900	0,108509	-0,09095	0,9277
x6_7	-0,0341086	0,0530513	-0,6429	0,5215
x8_1	-0,0813807	0,0956239	-0,8510	0,3965
x8_2	0,0592662	0,106710	0,5554	0,5797
x8_3	0,0480863	0,137209	0,3505	0,7266
x8_4	-0,156989	0,143375	-1,095	0,2757
x8_5	0,0432579	0,139949	0,3091	0,7578
x8_6	0,176909	0,106257	1,665	0,0986 *
x8_7	-0,0863521	0,0951410	-0,9076	0,3659
y1_1	1,14871	0,125875	9,126	2,20e-015 ***
y1_2	-0,0210440	0,189922	-0,1108	0,9120
y1_3	-0,112511	0,183176	-0,6142	0,5402
y1_4	0,0872217	0,200912	0,4341	0,6650
y1_5	-0,367702	0,214088	-1,718	0,0885 *
y1_6	0,0290564	0,224647	0,1293	0,8973
y1_7	0,164488	0,134475	1,223	0,2237

Zdroj: vlastní zpracování dle SW Gretl

Na základě metody založené na p – hodnotě byly určeny proměnné, které mají výrazný význam na vysvětlovanou proměnnou. Na hladině významnosti 0,01 je velmi významnou proměnnou $y_{1(t-1)}$, tedy cena zemědělských výrobců hovězího masa v předešlém období. Koeficient determinace (2.2) u první rovnice vyšel 0,9892, což znamená, že změny závisle proměnné jsou z 98,92 % vysvětlovány změnami nezávisle proměnných, což je velmi vysoký výsledek.

5.2.2 Odhad modelu pro 2. rovnici

Obrázek 6: Odhad modelu pro y_2

Model 2: TSLS, za použití pozorování 2006:06-2018:12 (T = 151)				
Závisle proměnná: y_2				
Instrumentováno: y_2_1 y_2_2 y_2_3 y_2_4 y_2_5				
Instrumentální proměnné: const y_1 y_1_1 y_1_2 y_1_3 y_1_4 y_1_5 y_3				
y_3_1 y_3_2 y_3_3 y_3_4 y_3_5 x_2 x_2_1 x_2_2 x_2_3 x_2_4 x_2_5 x_3 x_3_1 x_3_2				
x_3_3 x_3_4 x_3_5 x_4 x_4_1 x_4_2 x_4_3 x_4_4 x_4_5 x_5 x_5_1 x_5_2 x_5_3 x_5_4				
x_5_5 x_6 x_6_1 x_6_2 x_6_3 x_6_4 x_6_5 x_7 x_7_1 x_7_2 x_7_3 x_7_4 x_7_5 x_8				
x_8_1 x_8_2 x_8_3 x_8_4 x_8_5 x_9 x_9_1 x_9_2 x_9_3 x_9_4 x_9_5				
	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	-16,1396	37,4936	-0,4305	0,6678
y_1	-0,347794	1,02559	-0,3391	0,7353
y_1_1	-0,373622	1,05195	-0,3552	0,7232
y_1_2	0,174954	1,02000	0,1715	0,8642
y_1_3	-0,377322	1,00888	-0,3740	0,7092
y_1_4	0,532883	1,07305	0,4966	0,6206
y_1_5	-0,214640	0,704609	-0,3046	0,7613
y_3	-0,0249454	0,112793	-0,2212	0,8254
y_3_1	0,0356987	0,125195	0,2851	0,7761
y_3_2	0,0170775	0,120007	0,1423	0,8871
y_3_3	0,113028	0,124990	0,9043	0,3681
y_3_4	-0,160299	0,153178	-1,046	0,2979
y_3_5	0,0129923	0,122042	0,1065	0,9154
x_2	0,270666	0,498923	0,5425	0,5887
x_2_1	-0,318733	0,567944	-0,5612	0,5760
x_2_2	-0,170073	0,545598	-0,3117	0,7559
x_2_3	0,142327	0,541457	0,2629	0,7932
x_2_4	-0,278703	0,486596	-0,5728	0,5681
x_2_5	0,207360	0,324132	0,6397	0,5239
x_3	0,123476	0,297513	0,4150	0,6790
x_3_1	-0,0323955	0,403813	-0,08022	0,9362
x_3_2	0,00899050	0,387811	0,02318	0,9816
x_3_3	0,223595	0,376044	0,5946	0,5535
x_3_4	-0,442155	0,380412	-1,162	0,2480
x_3_5	0,255244	0,323754	0,7884	0,4324
x_6	0,315513	0,605417	0,5212	0,6034
x_6_1	-1,16942	1,14679	-1,020	0,3104
x_6_2	0,647302	1,34685	0,4806	0,6319
x_6_3	-0,287039	1,10534	-0,2597	0,7957
x_6_4	0,0105582	0,853291	0,01237	0,9902
x_6_5	0,377451	0,470440	0,8023	0,4243
x_7	0,0628470	0,284173	0,2212	0,8254
x_7_1	0,385079	0,304129	1,266	0,2085
x_7_2	-0,00103477	0,320014	-0,003234	0,9974

Zdroj: Vlastní zpracování dle SW Gretl

Obrázek 7: Odhad modelu pro y2 - pokračování

x7_3	-0,162475	0,260098	-0,6247	0,5337
x7_4	0,0785197	0,280123	0,2803	0,7798
x7_5	-0,117688	0,249086	-0,4725	0,6376
x8	-0,434725	0,748529	-0,5808	0,5627
x8_1	0,816385	0,822621	0,9924	0,3235
x8_2	0,687460	1,15550	0,5949	0,5533
x8_3	-0,636699	1,20705	-0,5275	0,5991
x8_4	-0,117649	0,916673	-0,1283	0,8981
x8_5	0,175815	0,884858	0,1987	0,8429
x9	-0,134033	0,196009	-0,6838	0,4957
x9_1	0,0752317	0,245592	0,3063	0,7600
x9_2	-0,193256	0,239487	-0,8070	0,4217
x9_3	0,191280	0,242055	0,7902	0,4313
x9_4	0,166252	0,254949	0,6521	0,5159
x9_5	-0,165669	0,217645	-0,7612	0,4484
y2_1	0,805448	0,501438	1,606	0,1115
y2_2	0,637150	0,512361	1,244	0,2167
y2_3	-0,261283	0,459657	-0,5684	0,5711
y2_4	0,138492	0,457184	0,3029	0,7626
y2_5	-0,170860	0,380129	-0,4495	0,6541

Zdroj: Vlastní zpracování dle SW Gretl

Na obrázku č. 6 a č. 7 výše lze vidět výsledky odhadu 2. rovnice modelu. Z výsledků je patrné, že na závislou proměnnou mají jistý vliv proměnné y_2 se zpožděním a x_7 se zpožděním. Což tedy znamená, že na tvorbě ceny průmyslových výrobců se podílí ceny průmyslových výrobců v předešlých obdobích a cena průmyslových výrobců vepřového masa. Koeficient determinace (2.2) u druhé rovnice modelu nabývá hodnoty 0,9664, tedy vysvětlující proměnné ovlivňují změny závisle proměnné z 96,64 %.

Obrázek č. 8 a č. 9 níže ukazuje výsledky odhadu modelu pro y_3 . Vysvětlujících proměnných, které mají vliv na vysvětlovanou proměnnou, je v tomto odhadu více než u výše uvedených rovnic. Z výsledků je patrné, že na hladině významnosti 0,1 je významnou proměnnou ovlivňující spotřebitelskou cenu hovězího masa proměnná y_1 , tedy cena zemědělských výrobců hovězího masa, a to v běžném období i v obdobích předešlých. Jako další významné proměnné byly detekovány x_4 a x_5 , spotřebitelská cena vepřového masa a příjem domácností v období běžném i v obdobích minulých. Výsledek potvrzuje v tomto směru ekonomickou teorii. Třetí rovnice dosáhla koeficientu determinace (2.2) 0,9811, tedy změny vysvětlované proměnné jsou z 98,11 % ovlivněny změnami vysvětlujících proměnných. Uvedená hodnota koeficientu determinace je na vysoké úrovni, stejně jako u předešlých rovnic.

5.2.3 Odhad modelu pro 3. rovnici

Obrázek 8: Odhad modelu pro y3

Model 3: TSLS, za použití pozorování 2006:07-2018:12 (T = 150)														
Závisle proměnná: y3														
Instrumentální proměnné: const x2 x2_1 x2_2 x2_3 x2_4 x2_5 x2_6														
x3 x3_1 x3_2 x3_3 x3_4 x3_5 x3_6 x4 x4_1 x4_2 x4_3 x4_4 x4_5 x4_6														
x5 x5_1 x5_2 x5_3 x5_4 x5_5 x5_6 x6 x6_1 x6_2 x6_3 x6_4 x6_5 x6_6														
x7 x7_1 x7_2 x7_3 x7_4 x7_5 x7_6 x8 x8_1 x8_2 x8_3 x8_4 x8_5 x8_6														
x9 x9_1 x9_2 x9_3 x9_4 x9_5 x9_6 y1 y1_1 y1_2 y1_3 y1_4 y1_5 y1_6														
y2 y2_1 y2_2 y2_3 y2_4 y2_5 y2_6														
	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota										
const	-63,8916	18,0147	-3,547	0,0006	***									
y1	1,83188	0,760325	2,409	0,0177	**									
y1_1	0,651090	1,10134	0,5912	0,5556										
y1_2	-1,39264	1,10353	-1,262	0,2097										
y1_3	0,00929124	1,08649	0,008552	0,9932										
y1_4	-0,612103	1,05090	-0,5825	0,5615										
y1_5	-0,196390	1,04814	-0,1874	0,8517										
y1_6	1,35615	0,667717	2,031	0,0447	**									
y2	-0,00869446	0,144128	-0,06032	0,9520										
y2_1	-0,103132	0,190800	-0,5405	0,5900										
y2_2	-0,0892660	0,189891	-0,4701	0,6392										
y2_3	0,129293	0,193095	0,6696	0,5046										
y2_4	0,0423573	0,192073	0,2205	0,8259										
y2_5	0,136722	0,187351	0,7298	0,4671										
y2_6	-0,0260130	0,146447	-0,1776	0,8594										
x4	0,487438	0,186044	2,620	0,0101	**									
x4_1	0,167776	0,213664	0,7852	0,4341										
x4_2	-0,207956	0,223023	-0,9324	0,3532										
x4_3	0,116985	0,226322	0,5169	0,6063										
x4_4	0,138790	0,219783	0,6315	0,5291										
x4_5	0,148953	0,212844	0,6998	0,4856										
x4_6	-0,0159227	0,174591	-0,09120	0,9275										
x5	-0,00228202	0,00124270	-1,836	0,0691	*									
x5_1	0,00168916	0,00142703	1,184	0,2392										
x5_2	-0,00157075	0,00148059	-1,061	0,2911										
x5_3	0,00212731	0,00151215	1,407	0,1624										
x5_4	0,000108186	0,00157684	0,06861	0,9454										
x5_5	-0,000745679	0,00161212	-0,4625	0,6446										
x5_6	0,00385596	0,00142067	2,714	0,0077	***									
x7	0,297658	0,190637	1,561	0,1214										
x7_1	-0,0586918	0,248718	-0,2360	0,8139										
x7_2	0,245995	0,238136	1,033	0,3039										
x7_3	-0,399770	0,241061	-1,658	0,1002										
x7_4	0,0212010	0,235148	0,09016	0,9283										

Zdroj: vlastní zpracování dle SW Gretl

Obrázek 9: Odhad modelu pro y3 - pokračování

x7_5	0,151339	0,235449	0,6428	0,5217
x7_6	-0,0255884	0,176351	-0,1451	0,8849
x9	0,00703866	0,175800	0,04004	0,9681
x9_1	0,0883352	0,220273	0,4010	0,6892
x9_2	0,160057	0,222482	0,7194	0,4735
x9_3	-0,136775	0,227935	-0,6001	0,5497
x9_4	-0,139388	0,226044	-0,6166	0,5388
x9_5	-0,0176071	0,226550	-0,07772	0,9382
x9_6	-0,177933	0,181482	-0,9804	0,3291

Zdroj: vlastní zpracování dle SW Gretl

Na základě vzorce (2.4) byl u všech rovnic proveden test na heteroskedasticitu, kdy u 1. a 2. rovnice došlo k jejímu vyvrácení. U 1. a 3. rovnice bylo potvrzeno normální rozdělení reziduí. Dále u rovnice první a druhé bylo pomocí Godfreyho testu, tedy vzorce (2.5), potvrzeno, že není přítomna autokorelace reziduí. Na základě těchto výsledků není výše uvedený model dostačující pro kvalitní interpretaci skutečnosti, a proto dojde k jeho úpravě prostřednictvím odstraňování proměnných, které jen velmi málo působí na vysvětlovanou proměnnou. Nevýznamné proměnné budou odstraňovány na základě p – hodnoty, které dosáhnou ve vždy předcházejícím modelu.

5.3 Upravený ekonometrický model

Na základě výsledků z předchozí kapitoly došlo k úpravě modelu prostřednictvím odstraňování nevýznamných proměnných. Upravený ekonometrický model vypadá následovně:

$$\beta_{11}y_1 = \gamma_{10}x_{11} + \beta_{11}^*y_{1(t-1)} + \beta_{11}^*y_{1(t-2)} + \gamma_{12}y_{2(t-1)} + \gamma_{13}x_{6(t-2)} + u_t$$

$$\beta_{22}y_2 = \gamma_{20}x_{21} + \beta_{22}^*y_{2(t-1)} + \gamma_{21}y_{1(t-1)} + \gamma_{22}x_{2(t-1)} + \gamma_{23}x_{3(t-1)} + \gamma_{24}x_{6(t-1)} + \gamma_{25}x_{7(t-1)} + \gamma_{26}x_{8(t-1)} + \gamma_{27}x_{9t} + u_t$$

$$\beta_{33}y_3 = \gamma_{30}x_{31} + \beta_{33}^*y_{3(t-2)} + \gamma_{31}y_{1t} + \gamma_{32}y_{1(t-2)} + \gamma_{33}y_{2(t-1)} + \gamma_{34}x_{4(t-2)} + \gamma_{35}x_{5t} + \gamma_{36}x_{7(t-1)} + u_t$$

Na následujících obrázcích jsou zobrazeny odhady upraveného ekonometrického modelu.

Obrázek 10: Odhad upraveného modelu pro 1. rovnici

```

Model 1: TSLS, za použití pozorování 2006:03-2018:12 (T = 154)
Závisle proměnná: y1
Instrumentováno: y1_1 y1_2
Instrumentální proměnné: const y2 y2_1 y2_2 y3 y3_1 y3_2 x2
x2_1 x2_2 x3 x3_1 x3_2 x4 x4_1 x4_2 x5 x5_1 x5_2 x6 x6_1 x6_2 x7
x7_1 x7_2 x8 x8_1 x8_2 x9 x9_1 x9_2

```

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	-0,232610	0,609045	-0,3819	0,7031	
y2_1	0,0138649	0,00734644	1,887	0,0611	*
x6_2	0,0183495	0,0144282	1,272	0,2054	
y1_1	1,65265	0,161303	10,25	5,60e-019	***
y1_2	-0,704776	0,156097	-4,515	1,28e-05	***

Zdroj: Vlastní zpracování dle SW Gretl

Obrázek 11: Odhad upraveného modelu pro 2.rovnici

```

Model 2: TSLS, za použití pozorování 2006:02-2018:12 (T = 155)
Závisle proměnná: y2
Instrumentováno: y2_1
Instrumentální proměnné: const y1 y1_1 y3 y3_1 x2 x2_1 x3 x3_1
x4 x4_1 x5 x5_1 x6 x6_1 x7 x7_1 x8 x8_1 x9 x9_1

```

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	-4,72509	10,8650	-0,4349	0,6643	
y1_1	-0,329733	0,186897	-1,764	0,0798	*
x2_1	-0,153137	0,0631914	-2,423	0,0166	**
x3_1	0,104921	0,0616099	1,703	0,0907	*
x6_1	-0,222559	0,154471	-1,441	0,1518	
x7_1	0,198792	0,126151	1,576	0,1172	
x8_1	0,500245	0,269199	1,858	0,0651	*
x9_1	-0,105601	0,0742990	-1,421	0,1574	
y2_1	1,06294	0,0653793	16,26	1,42e-034	***

Zdroj: Vlastní zpracování dle SW Gretl

Pro dosažení upraveného ekonometrického modelu, jehož výsledky odhadu jsou patrné na obrázcích č. 10, 11 a 12, byla použita stejná podkladová data jako pro základní ekonometrický model. Postupným odstraňováním nadbytečných proměnných byl získán výsledný ekonometrický model, kdy, jak už bylo uvedeno výše, byly odstraněny převážně zpožděné proměnné o více než dvě období, a to jak u proměnných endogenních, tak u proměnných exogenních.

Obrázek 12: Odhad upraveného modelu pro 3.rovnici

```

Model 3: TSLS, za použití pozorování 2006:03-2018:12 (T = 154)
Závisle proměnná: y3
Instrumentováno: y3_2
Instrumentální proměnné: const y1 y1_1 y1_2 y2 y2_1 y2_2 x2
x2_1 x2_2 x3 x3_1 x3_2 x4 x4_1 x4_2 x5 x5_1 x5_2 x6 x6_1 x6_2 x7
x7_1 x7_2 x8 x8_1 x8_2 x9 x9_1 x9_2

```

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	-15,5751	9,07333	-1,717	0,0882	*
y1	1,25499	0,342242	3,667	0,0003	***
y1_2	-1,04545	0,351135	-2,977	0,0034	***
y2_1	-0,0480096	0,0581964	-0,8250	0,4107	
x4_2	-0,254371	0,111772	-2,276	0,0243	**
x5	0,000628794	0,000301358	2,087	0,0387	**
x7_1	0,298011	0,0757253	3,935	0,0001	***
y3_2	1,01323	0,0981785	10,32	4,31e-019	***

Zdroj: Vlastní zpracování dle SW Gretl

Výsledný model včetně odhadnutých parametrů je dle výsledků uvedených výše následující:

$$\beta_{11}y_1 = -0,232610x_{11} + 1,65265y_{1(t-1)} - 0,704776y_{1(t-2)} + 0,0138649y_{2(t-1)} + 0,0183495x_{6(t-2)} + u_t$$

$$\beta_{22}y_2 = -4,72509x_{21} + 1,06294y_{2(t-1)} - 0,329733y_{1(t-1)} - 0,153137x_{2(t-1)} + 0,104921x_{3(t-1)} - 0,22559x_{6(t-1)} + 0,198792x_{7(t-1)} + 0,500245x_{8(t-1)} - 0,105601x_{9t} + u_t$$

$$\beta_{33}y_3 = -15,5751x_{31} + 1,01323y_{3(t-2)} + 1,25499y_{1t} - 1,04545y_{1(t-2)} - 0,0480096y_{2(t-1)} - 0,254371x_{4(t-2)} + 0,000628794x_{5t} + 0,298011x_{7(t-1)} + u_t$$

5.4 Ekonomická verifikace modelu

Kapitola obsahuje ekonomickou verifikaci modelu, tedy interpretaci výsledků na základě poznatků z ekonomické teorie.

5.4.1 Ekonomická verifikace 1. rovnice

Na základě výsledných koeficientů odhadu první rovnice lze konstatovat, že za předpokladu, že cena zemědělských výrobců hovězího masa v předešlém období vzrostla o 1 Kč/kg, tato cena v období běžném se zvýší o 1,65265 Kč/kg. Tato skutečnost je zajímavá v porovnání s dalším výsledkem, a to že pokud došlo ke zvýšení ceny zemědělských výrobců hovězího masa v období před dvěma lety o 1 Kč/kg, tato cena se v běžném období sníží o 0,704776 Kč/kg. Je zde tedy patrný jistý dvouletý trend poptávky po hovězím mase. Na což navazuje i závislost mezi cenou zemědělských výrobců a cenou průmyslových výrobců hovězího masa. Pokud se cena průmyslových výrobců v loňském roce zvýšila o 1 Kč/kg, cena zemědělských výrobců v běžném období se zvýšila o 0,0138649 Kč/kg, z čehož lze pozorovat reakci zemědělských výrobců na zvyšování ceny průmyslových výrobců. Zajímavá, nikoli však překvapivá, je závislost mezi cenou zemědělských výrobců hovězího masa a cenou zemědělských výrobců vepřového masa. Dle výše uvedeného odhadu modelu, pokud došlo ke zvýšení ceny zemědělských výrobců vepřového masa o 1 Kč/kg v období minulém, konkrétně ($t-2$), cena zemědělských výrobců hovězího masa se v běžném období navýší o 0,0183495 Kč/kg, což znovu potvrzuje výše zmíněný dvouletý trend. Vše zmíněné platí za podmínek *ceteris paribus*.

5.4.2 Ekonomická verifikace 2. rovnice

Výsledky druhé rovnice lze interpretovat následovně. V případě, že se cena průmyslových výrobců hovězího masa v období $(t-2)$ zvýšila o 1 Kč/kg, cena průmyslových výrobců hovězího masa v běžném období vzroste o 1,06294 Kč/kg, zároveň pokud cena zemědělských výrobců hovězího masa v období $(t-1)$ vzrostla o 1 Kč/kg, cena průmyslových výrobců hovězího masa v běžném období poklesne o 0,329733 Kč/kg. Z výše uvedeného je patrné, že cena zemědělských výrobců a cena průmyslových výrobců na sebe mají značný vliv, ovšem vždy se zpožděním. Cena průmyslových výrobců hovězího masa je také ovlivňována vývozem a dovozem masa. Pokud se index cen vývozu v minulém období navýšil o 1 jednotku, cena průmyslových výrobců hovězího masa v běžném období klesne o 0,153137 Kč/kg, pokud tedy v minulém období vzrostl vývoz masa, průmysloví výrobci budou na změnu reagovat snížením ceny, aby se dokázali přizpůsobit nabídce na trhu. Pokud naopak v minulém období index cen dovozu vzrostl o 1 jednotku, cena průmyslových výrobců taktéž vzroste, konkrétně o 0,104921 Kč/kg. Výsledky prokázaly, že na cenu průmyslových výrobců hovězího masa působí i ceny substitutů. Pokud cena zemědělských výrobců masa vepřového v minulém období vzrostla o 1 Kč/kg, cena průmyslových výrobců hovězího masa v běžném období poklesne o 0,22559 Kč/kg. Dále v případě, že cena průmyslových výrobců vepřového masa v minulém období vzrostla o 1 Kč/kg, cena průmyslových výrobců hovězího masa v běžném období vzroste o 0,198792 Kč/kg. Z čehož lze pozorovat reakci na změnu ceny substitutu na stejné úrovni tvorby ceny. Zajímavý je vliv ceny kuřecího masa, ať už na úrovni zemědělských výrobců, nebo průmyslových výrobců. V případě, že cena zemědělských výrobců kuřecího masa se v minulém období zvýšila o 1 Kč/kg, v běžném období se cena průmyslových výrobců hovězího masa navýší o 0,500245 Kč/kg. A pokud cena průmyslových výrobců kuřecího masa v běžném období vzroste o 1 Kč/kg, cena průmyslových výrobců hovězího masa v běžném období klesne 0,105601 Kč/kg. Tato skutečnost je velmi zajímavá, jelikož kuřecí maso není vždy považováno jako substitut pro maso hovězí, a jeho vliv na tvorbu ceny tedy nebyl v této práci očekáván. Veškerá výše uvedená ekonomická interpretace platí za podmínek *ceteris paribus*.

5.4.3 Ekonomická verifikace 3. rovnice

Dle výsledného odhadu třetí rovnice modelu lze rovnici ekonomicky verifikovat. V případě, že spotřebitelská cena hovězího masa v období $(t-2)$ vzrostla o 1 Kč/kg, spotřebitelská cena tohoto masa se v běžném období navýší o 1,01323 Kč/kg. Výsledek odpovídá již výše

zmíněnému dvouletému trendu. Dále pokud cena zemědělských výrobců hovězího masa v běžném období vzroste o 1 Kč/kg, spotřebitelská cena hovězího masa v běžném období bude navýšena o 1,25499 Kč/kg, což odpovídá ekonomické teorii – pokud je navýšena cena prvovýrobců, dojde zákonitě i k navýšení ceny spotřebitelské. Zajímavý je výsledek, že v případě, že cena zemědělských výrobců hovězího masa v období ($t-2$) vzrostla o 1 Kč/kg, cena spotřebitelská hovězího masa v běžném období se sníží, konkrétně o 1,0454 Kč/kg. Tato změna může být způsobena například sezónními výkyvy. V případě, že cena průmyslových výrobců hovězího masa v období ($t-1$) byla navýšena o 1 Kč/kg, v běžném období dojde ke snížení spotřebitelské ceny hovězího masa o 0,0480096 Kč/kg, kdy tato změna je v podstatě zanedbatelná a výrazně by se projevila pouze v případě nákupu velkého množství masa spotřebitelem. Další proměnnou ovlivňující spotřebitelskou cenu hovězího masa je spotřebitelská cena masa vepřového. V případě, že je cena spotřebitelů vepřového masa v období ($t-2$) navýšena o 1 Kč/kg, spotřebitelská cena hovězího masa v běžném období poklesne o 0,254371 Kč/kg. Tento vliv není velmi výrazný, ale naznačuje jistou substituci vepřového a hovězího masa. Spotřebitelskou cenu hovězího masa ovlivňuje také měsíční příjem domácností, tedy pokud je v běžném období příjem domácností navýšen o 1 Kč/os./měsíc, dojde k navýšení spotřebitelské ceny hovězího masa. Poslední proměnnou ovlivňující spotřebitelskou cenu hovězího masa v této rovnici je cena průmyslových výrobců vepřového masa, konkrétně v období ($t-1$), tento výsledek znovu poukazuje na skutečnost, že hovězí a vepřové maso jsou si vzájemně na všech úrovních vertikály substituty. Vše uvedené platí za podmínek *ceteris paribus*.

5.5 Statistická verifikace modelu

V následující kapitole je provedena statistická verifikace upraveného modelu za použití vzorců z kapitoly metodika této práce.

5.5.1 Statistická verifikace 1. rovnice

Z výsledků, které jsou na obrázku č. 10, je patrné, že vysvětlující proměnné jsou výrazně statisticky významné. Oproti základnímu ekonometrickému modelu byly vyřazeny proměnné zpožděné o více než dvě období. Zpoždění o 12 období bylo určeno z důvodu zemědělského cyklu, nicméně zde je vidět, že na cenu zemědělských výrobců mají vliv maximálně dvě předešlá období. Koeficient determinace (2.2) dosáhl hodnoty 0,9821, což znamená, že závislá proměnná je z 98,21 % ovlivňována vysvětlujícími proměnnými.

Statisticky nejvýznamnější proměnnou v 1. rovnici vyšly proměnné $y_{1(t-1)}$ a $y_{1(t-2)}$. U tvorby ceny zemědělských výrobců se tedy ukazuje jako nejvýraznější proměnná, která ji ovlivňuje, cena zemědělských výrobců v předešlých obdobích, konkrétně v obdobích $(t-1)$ a $(t-2)$. Jako významná se také ukázala zpožděná proměnná $y_{2(t-1)}$, tedy na tvorbu ceny zemědělských výrobců hovězího masa má významný vliv cena průmyslových výrobců hovězího masa v předešlém období.

5.5.2 Statistická verifikace 2. rovnice

Na obrázku č. 11 výše jsou výsledky odhadu pro upravenou 2. rovnici modelu. Zde stojí za povšimnutí hlavně proměnné $y_{2(t-1)}$ a $x_{2(t-1)}$, obě tyto proměnné mají výrazný vliv na tvorbu ceny průmyslových výrobců hovězího masa. Jedná se konkrétně o proměnné cena průmyslových výrobců hovězího masa zpožděná o jedno období a index cen vývozu zpožděných o jedno období. Lze vidět, že i ostatní proměnné z rovnice mají na tvorbu ceny vliv. Jako poměrně důležitá se ukázala proměnná x_8 zpožděná o jedno období, která představuje cenu zemědělských výrobců kuřecího masa. U odhadu 2. opravené rovnice dosáhl koeficient determinace (2.2) 0,9697, tedy vysvětlující proměnné ovlivňují závislou proměnnou z 96,97 %.

5.5.3 Statistická verifikace 3. rovnice

U upraveného odhadu 3. rovnice vyšel koeficient determinace (2.2) podobně jako u předchozích rovnic více než 0,9, konkrétně tedy 0,9782. Změny závisle proměnné jsou ovlivňovány změnami vysvětlujících proměnných tedy ze 97,82 %. V odhadu třetí rovnice jsou téměř všechny zahrnuté proměnné výrazně statisticky významné na hladině významnosti 0,01. První z nich je y_1 , která dosáhla p-hodnoty 0,0003. Druhou významnou proměnnou rovnice představuje $y_{1(t-2)}$, jež dosáhla hodnoty 0,0034. Další statisticky významnou proměnnou představuje $x_{7(t-1)}$ a v neposlední řadě proměnná $y_{3(t-2)}$. Spotřebitelská cena hovězího masa je tedy velmi ovlivňována cenou zemědělských výrobců hovězího masa, a to v běžném i předešlém období, dále spotřebitelskou cenou hovězího masa výrazně ovlivňuje cena průmyslových výrobců vepřového masa v předešlém období a spotřebitelská cena hovězího masa v předešlém období.

Prostřednictvím statistické verifikace bylo u všech rovnic potvrzeno, že většina zvolených proměnných má výrazný vliv na tvorbu ceny na jednotlivých úrovních vertikály a vystihují tedy správně chování jednotlivých endogenních proměnných.

5.6 Ekonometrická verifikace

Ekonometrická verifikace upraveného modelu je prováděna pomocí vzorců z metodiky této práce. Je zjišťováno, zda je v modelu přítomna heteroskedasticita, autokorelace reziduí a zda model obsahuje normální rozdělení reziduí.

Ekonometrická verifikace je provedena pro každou rovnici zvlášť.

5.6.1 Ekonometrická verifikace 1. rovnice

Heteroskedasticita

H_0 : Reziduální rozptyl je konečný a v čase konstantní.

H_1 : Reziduální rozptyl není konečný a v čase konstantní.

Obrázek 13: Ekonometrická verifikace 1. rovnice – test heteroskedasticity

```
Pesaran-Taylorův test heteroskedasticity
OLS, za použití pozorování 2006:03-2018:12 (T = 154)
Závisle proměnná: uhat^2

-----
                koeficient    směr. chyba    t-podíl    p-hodnota
-----
const          -0,0497293      0,143855     -0,3457    0,7301
yhat^2          0,000132162             7,37680e-05    1,792     0,0752  *

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,020680

Testovací statistika: HET_1 = |0,000132| / 0,000074 = 1,791592,
s p-hodnotou = 2 * P(z > 1,791592) = 0,0732
```

Zdroj: Vlastní zpracování dle SW Gretl

Při použití testu bylo dosaženo p-hodnoty 0,0732, což znamená, že na hladině významnosti 0,05 je nulová hypotéza potvrzena a v rovnici není prokázána přítomnost heteroskedasticity.

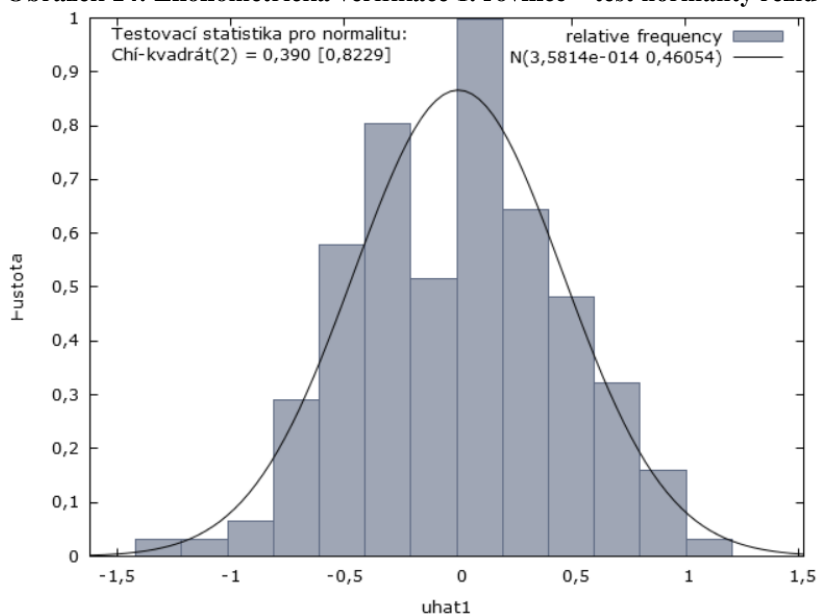
Normální rozdělení reziduí

H_0 : Rozdělení reziduí je normální.

H_1 : Rozdělení reziduí není normální.

Test normality reziduí prokázal, že při Chí-kvadrát (2) = 0,390 s p-hodnotou 0,82287, není zamítnuta nulová hypotéza na hladině významnosti 0,05. Rovnice tedy obsahuje normální rozdělení reziduí.

Obrázek 14: Ekonometrická verifikace 1. rovnice – test normality reziduí



Zdroj: Vlastní zpracování dle SW Gretl

Autokorelace reziduí

H_0 : Není přítomna autokorelace reziduí.

H_1 : Je přítomna autokorelace reziduí.

Obrázek 15: Ekonometrická verifikace 2. rovnice – test autokorelace reziduí

```

Godfreyův test (1994) pro autokorelaci až do řádu 3
TSLs, za použití pozorování 2006:06-2018:12 (T = 151)
Závisle proměnná: y1
Instrumentální proměnné: const y2 y2_1 y2_2 y3 y3_1 y3_2 x2
x2_1 x2_2 x3 x3_1 x3_2 x4 x4_1 x4_2 x5 x5_1 x5_2 x6 x6_1 x6_2 x7
x7_1 x7_2 x8 x8_1 x8_2 x9 x9_1 x9_2 uhat_1 uhat_2 uhat_3
    
```

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	-0,444098	0,571416	-0,7772	0,4383	
y2_1	0,0272901	0,0104139	2,621	0,0097	***
x6_2	0,0207332	0,0147160	1,409	0,1610	
y1_1	1,03438	0,337031	3,069	0,0026	***
y1_2	-0,126436	0,310140	-0,4077	0,6841	
uhat_1	0,0981673	0,329528	0,2979	0,7662	
uhat_2	0,252809	0,237580	1,064	0,2891	
uhat_3	0,144324	0,139498	1,035	0,3026	

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,985853

Testovací statistika: Pseudo-LMF = 1,610981,
s p-hodnotou = $P(F(3,146) > 1,61098) = 0,189$

Zdroj: Vlastní zpracování dle SW Gretl

Na základě testu autokorelace reziduí bylo dosaženo p-hodnoty 0,189, což znamená, že na hladině významnosti 0,05 nezamítáme H_0 a autokorelace reziduí tedy není přítomna.

5.6.2 Ekonometrická verifikace 2. rovnice

Heteroskedasticita

H_0 : Reziduální rozptyl je konečný a v čase konstantní.

H_1 : Reziduální rozptyl není konečný a v čase konstantní.

Obrázek 16: Ekonometrická verifikace 2. rovnice – test heteroskedasticity

```

Pesaran-Taylorův test heteroskedasticity
OLS, za použití pozorování 2006:02-2018:12 (T = 155)
Závisle proměnná: uhat^2

-----
                koeficient      směr. chyba      t-podíl      p-hodnota
-----
const           22,2830           12,5674           1,773         0,0782  *
yhat^2          -0,000927376           0,000618300       -1,500         0,1357

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,014490

Testovací statistika: HET_1 = |-0,000927| / 0,000618 = 1,499880,
s p-hodnotou = 2 * P(z > 1,499880) = 0,134
    
```

Zdroj: Vlastní zpracování dle SW Gretl

U druhé rovnice bylo dosaženo p-hodnoty 0,134. Na hladině významnosti 0,05 nulovou hypotézu tedy nelze zamítnout a heteroskedasticita se v rovnici nevyskytuje.

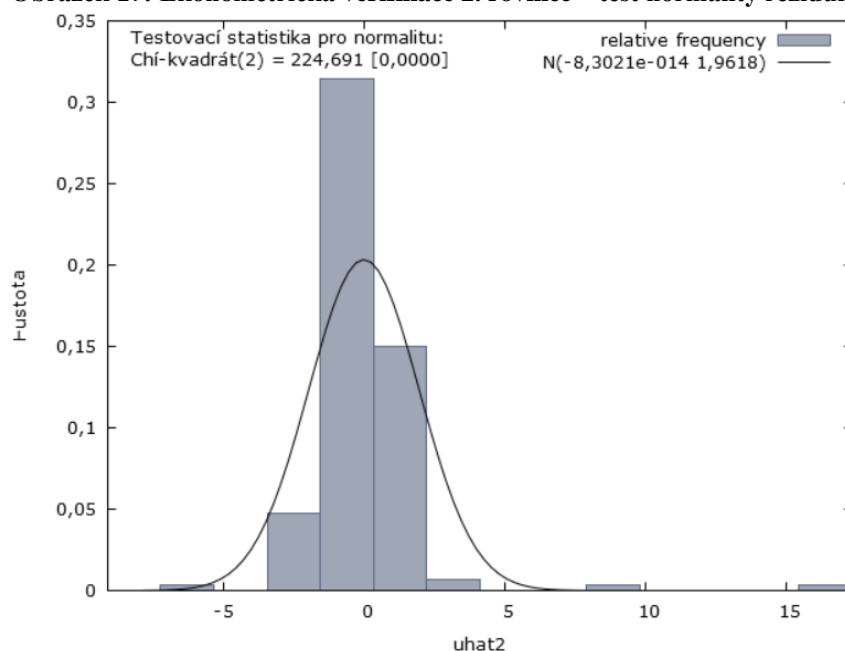
Normální rozdělení reziduí

H_0 : Rozdělení reziduí je normální.

H_1 : Rozdělení reziduí není normální.

Test normálního rozdělení reziduí u druhé rovnice prokázal hodnotu Chí-kvadrát (2) = 224,691 s p-hodnotou 0,00000. Nulová hypotéza je na základě tohoto výsledku zamítnuta a v rovnici není normální rozdělení reziduí.

Obrázek 17: Ekonometrická verifikace 2. rovnice – test normality reziduí



Zdroj: Vlastní zpracování dle SW Gretl

Autokorelace reziduí

H_0 : Není přítomna autokorelace reziduí.

H_1 : Je přítomna autokorelace reziduí.

Obrázek 18: Ekonometrická verifikace 2. rovnice – test autokorelace reziduí

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	-7,06042	11,5251	-0,6126	0,5411	
y1_l	-0,345181	0,189122	-1,825	0,0701	*
x2_l	-0,155054	0,0663566	-2,337	0,0209	**
x3_l	0,117212	0,0638209	1,837	0,0684	*
x6_l	-0,249595	0,161801	-1,543	0,1252	
x7_l	0,224639	0,134391	1,672	0,0968	*
x8_l	0,500769	0,278751	1,796	0,0746	*
x9	-0,111314	0,0759727	-1,465	0,1451	
y2_l	1,07028	0,0672462	15,92	3,30e-033	***
uhat_l	-0,121706	0,0920056	-1,323	0,1881	
uhat_2	-0,00636293	0,0897182	-0,07092	0,9436	
uhat_3	-0,123551	0,0899960	-1,373	0,1720	

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,969467

Testovací statistika: Pseudo-LMF = 1,162019,
s p-hodnotou = $P(F(3,143) > 1,16202) = 0,327$

Zdroj: Vlastní zpracování dle SW Gretl

Test autokorelace reziduí dosáhl p-hodnoty 0,327, což znamená, že na hladině významnosti 0,05 nelze zamítnout nulovou hypotézu. V rovnici není přítomna autokorelace reziduí.

5.6.3 Ekonometrická verifikace 3. rovnice

Heteroskedasticita

H_0 : Reziduální rozptyl je konečný a v čase konstantní.

H_1 : Reziduální rozptyl není konečný a v čase konstantní.

Obrázek 19: Ekonometrická verifikace 3. rovnice – test heteroskedasticity

```

Pesaran-Taylorův test heteroskedasticity
OLS, za použití pozorování 2006:03-2018:12 (T = 154)
Závisle proměnná: uhat^2

```

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	-22,7496	5,02784	-4,525	1,21e-05	***
yhat^2	0,000799195	0,000130752	6,112	7,91e-09	***

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,197298

Testovací statistika: $HET_1 = |0,000799| / 0,000131 = 6,112315$,
s p-hodnotou = $2 * P(z > 6,112315) = 9,82e-010$

Zdroj: Vlastní zpracování dle SW Gretl

Prostřednictvím testu bylo u třetí rovnice dosaženo p-hodnoty 9,82e-010. Na hladině významnosti 0,05 je H_0 zamítnuta, v rovnici se vyskytuje heteroskedasticita.

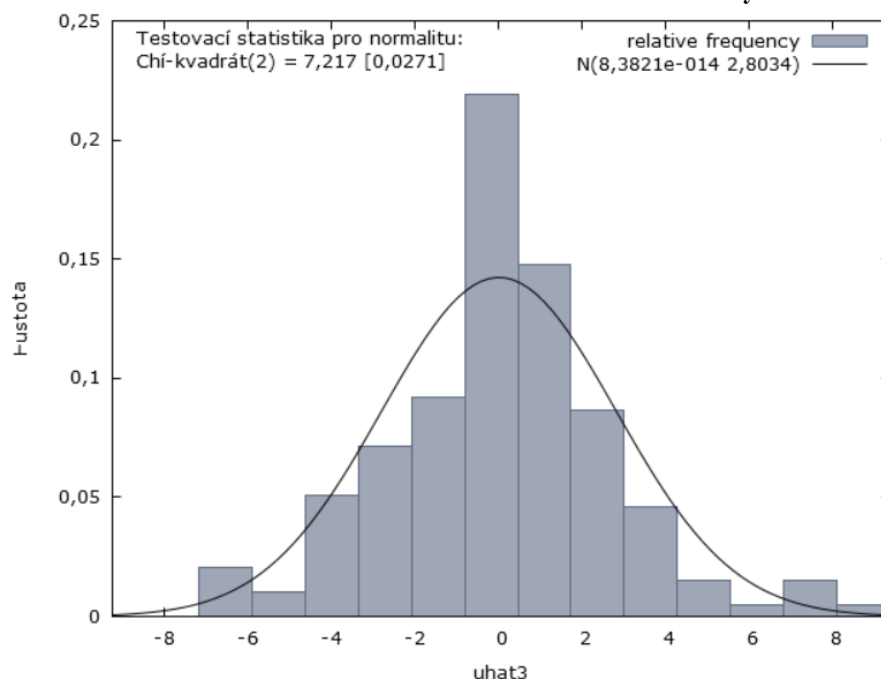
Normální rozdělení reziduí

H_0 : Rozdělení reziduí je normální.

H_1 : Rozdělení reziduí není normální.

Při testování třetí rovnice modelu na normalitu reziduí, bylo dosaženo hodnot Chí-kvadrát (2) = 7,217 s p-hodnotou 0,02709. Na základě tohoto výsledku je nulová hypotéza o normálním rozdělení reziduí zamítnuta na hladině významnosti 0,05.

Obrázek 20: Ekonometrická verifikace 3. rovnice – test normality reziduí



Zdroj: Vlastní zpracování dle SW Gretl

Autokorelace reziduí

H_0 : Není přítomna autokorelace reziduí.

H_1 : Je přítomna autokorelace reziduí.

Obrázek 21: Ekonometrická verifikace 3. rovnice – test autokorelace reziduí

```

Godfreyův test (1994) pro autokorelaci až do řádu 3
TSLS, za použití pozorování 2006:06-2018:12 (T = 151)
Závisle proměnná: y3
Instrumentální proměnné: const y1 y1_1 y1_2 y2 y2_1 y2_2 x2
x2_1 x2_2 x3 x3_1 x3_2 x4 x4_1 x4_2 x5 x5_1 x5_2 x6 x6_1 x6_2 x7
x7_1 x7_2 x8 x8_1 x8_2 x9 x9_1 x9_2 uhat_1 uhat_2 uhat_3
    
```

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	-12,7148	9,16175	-1,388	0,1674	
y1	1,22013	0,343184	3,555	0,0005	***
y1_2	-1,12775	0,349902	-3,223	0,0016	***
y2_1	-0,0679416	0,0580758	-1,170	0,2440	
x4_2	-0,327612	0,124854	-2,624	0,0097	***
x5	0,000544228	0,000308139	1,766	0,0795	*
x7_1	0,316158	0,0748109	4,226	4,26e-05	***
y3_2	1,08374	0,114497	9,465	9,77e-017	***
uhat_1	0,249277	0,0870419	2,864	0,0048	***
uhat_2	-0,377617	0,105897	-3,566	0,0005	***
uhat_3	0,0185441	0,0889692	0,2084	0,8352	

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,979373

```

Testovací statistika: Pseudo-LMF = 6,244543,
s p-hodnotou = P(F(3,143) > 6,24454) = 0,000521
    
```

Zdroj: Vlastní zpracování dle SW Gretl

Autokorelace reziduí byla testována i u třetí rovnice modelu, kdy dosáhla p-hodnoty 0,000521. Na hladině významnosti 0,05 tedy dojde k zamítnutí nulové hypotézy a rovnice tedy obsahuje autokorelaci reziduí.

5.7 Prognózy

Kapitola obsahuje prognózy jednotlivých závisle proměnných modelu, kdy prognózy jsou vytvořeny pomocí modelů ARIMA (viz metodika) na následujících pět let.

1. Prognóza ceny zemědělských výrobců hovězího masa na období 2019:01–2023:12

Obrázek 22: Prognóza ceny zemědělských výrobců hovězího masa

2019:01	45,882	0,4367	45,026 -	46,738
2019:02	45,849	0,6834	44,509 -	47,188
2019:03	45,816	0,8576	44,136 -	47,497
2019:04	45,784	0,9980	43,828 -	47,740
2019:05	45,753	1,1177	43,562 -	47,943
2019:06	45,722	1,2227	43,325 -	48,118
2019:07	45,691	1,3168	43,110 -	48,272
2019:08	45,661	1,4021	42,913 -	48,409
2019:09	45,631	1,4802	42,730 -	48,532
2019:10	45,601	1,5524	42,559 -	48,644
2019:11	45,572	1,6194	42,399 -	48,746
2019:12	45,544	1,6819	42,247 -	48,840
2020:01	45,516	1,7404	42,105 -	48,927
2020:02	45,488	1,7955	41,969 -	49,007
2020:03	45,461	1,8474	41,840 -	49,082
2020:04	45,434	1,8964	41,717 -	49,151
2020:05	45,407	1,9429	41,599 -	49,215
2020:06	45,381	1,9869	41,487 -	49,275
2020:07	45,355	2,0288	41,379 -	49,332
2020:08	45,330	2,0687	41,275 -	49,385
2020:09	45,305	2,1067	41,176 -	49,434
2020:10	45,280	2,1430	41,080 -	49,480
2020:11	45,256	2,1776	40,988 -	49,524
2020:12	45,232	2,2107	40,899 -	49,565
2021:01	45,208	2,2424	40,813 -	49,604
2021:02	45,185	2,2728	40,731 -	49,640
2021:03	45,162	2,3019	40,651 -	49,674
2021:04	45,140	2,3298	40,573 -	49,706
2021:05	45,117	2,3566	40,498 -	49,736
2021:06	45,095	2,3824	40,426 -	49,765
2021:07	45,074	2,4071	40,356 -	49,792
2021:08	45,053	2,4309	40,288 -	49,817
2021:09	45,032	2,4538	40,222 -	49,841
2021:10	45,011	2,4758	40,158 -	49,863
2021:11	44,990	2,4970	40,096 -	49,884
2021:12	44,970	2,5174	40,036 -	49,904
2022:01	44,951	2,5371	39,978 -	49,923
2022:02	44,931	2,5561	39,921 -	49,941
2022:03	44,912	2,5744	39,866 -	49,957
2022:04	44,893	2,5920	39,813 -	49,973
2022:05	44,874	2,6090	39,761 -	49,988
2022:06	44,856	2,6254	39,710 -	50,001
2022:07	44,838	2,6413	39,661 -	50,014
2022:08	44,820	2,6566	39,613 -	50,026
2022:09	44,802	2,6714	39,566 -	50,038
2022:10	44,785	2,6856	39,521 -	50,048
2022:11	44,768	2,6994	39,477 -	50,058

Zdroj: Vlastní zpracování dle SW Gretl

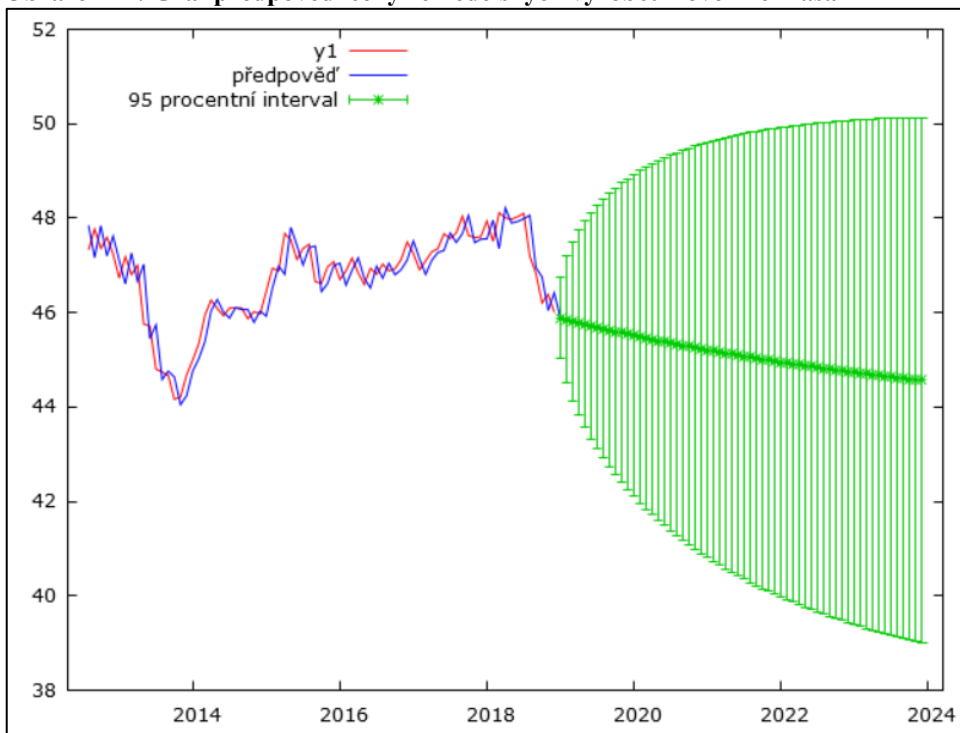
Obrázek 23: Prognóza ceny zemědělských výrobců hovězího masa - pokračování

2022:12	44,751	2,7127	39,434 -	50,068
2023:01	44,734	2,7256	39,392 -	50,076
2023:02	44,718	2,7381	39,351 -	50,084
2023:03	44,701	2,7501	39,311 -	50,092
2023:04	44,686	2,7618	39,273 -	50,099
2023:05	44,670	2,7730	39,235 -	50,105
2023:06	44,654	2,7839	39,198 -	50,111
2023:07	44,639	2,7945	39,162 -	50,116
2023:08	44,624	2,8047	39,127 -	50,121
2023:09	44,609	2,8145	39,093 -	50,126
2023:10	44,595	2,8241	39,060 -	50,130
2023:11	44,580	2,8333	39,027 -	50,134
2023:12	44,566	2,8423	38,996 -	50,137

Zdroj: Vlastní zpracování dle SW Gretl

Z prognózy vytvořené prostřednictvím programu Gretl uvedené výše je patrné, že v následujících pěti letech bude s pravděpodobností 95% cena zemědělských výrobců hovězího masa klesat. Tento pokles nebude rapidní, jedná se o 1-2 Kč/kg, i přes tuto skutečnost je to pro prvovýrobce změna výrazná. Ke změně bude docházet pravděpodobně z důvodu nutnosti přizpůsobit se poptávce a ceně průmyslových výrobců.

Obrázek 24: Graf předpovědi ceny zemědělských výrobců hovězího masa



Zdroj: Vlastní zpracování dle SW Gretl

Na grafu předpovědi je patrné, že interval spolehlivosti 95 % předpokládanou cenu příliš nerozptylil. Jedná se o maximální interval (38,99 – 50,13), což není velký rozsah.

2. Prognóza ceny průmyslových výrobců hovězího masa na období 2019:01–2023:12

Z důvodu velké obsáhlosti datového souboru je níže zobrazena pouze prognóza na období 2022:01–2023:12.

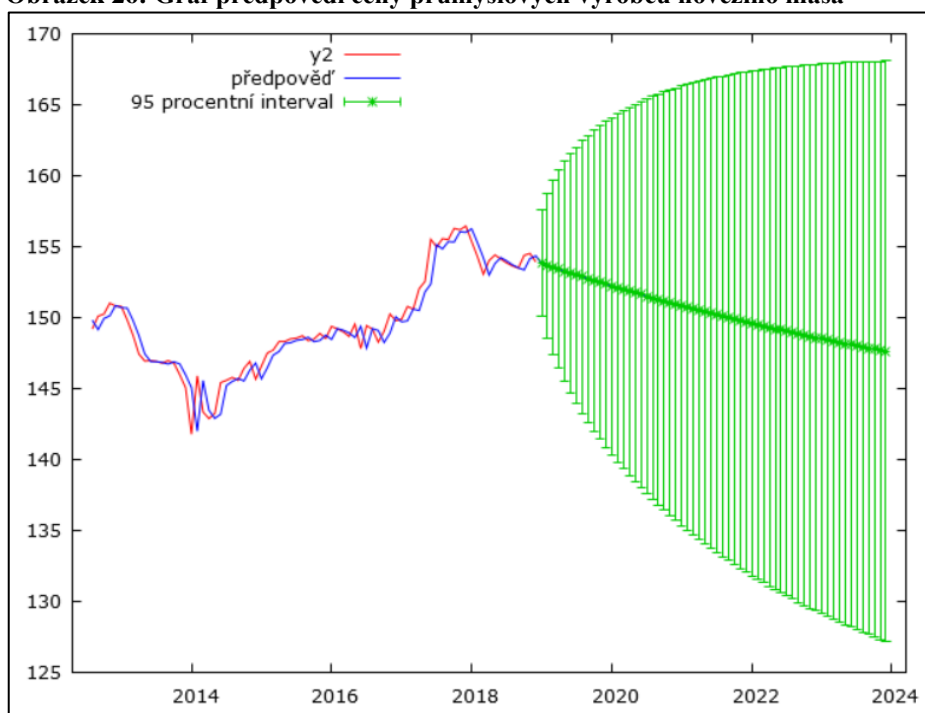
Obrázek 25: Prognóza ceny průmyslových výrobců hovězího masa

2022:01	149,60	9,071	131,82 –	167,38
2022:02	149,50	9,150	131,57 –	167,43
2022:03	149,40	9,227	131,32 –	167,49
2022:04	149,31	9,302	131,08 –	167,54
2022:05	149,22	9,374	130,84 –	167,59
2022:06	149,13	9,445	130,62 –	167,64
2022:07	149,04	9,513	130,39 –	167,68
2022:08	148,95	9,580	130,17 –	167,72
2022:09	148,86	9,644	129,95 –	167,76
2022:10	148,77	9,707	129,74 –	167,79
2022:11	148,68	9,768	129,54 –	167,83
2022:12	148,59	9,828	129,33 –	167,86
2023:01	148,51	9,886	129,13 –	167,89
2023:02	148,43	9,942	128,94 –	167,91
2023:03	148,34	9,997	128,75 –	167,94
2023:04	148,26	10,051	128,56 –	167,96
2023:05	148,18	10,103	128,38 –	167,98
2023:06	148,10	10,153	128,20 –	168,00
2023:07	148,02	10,203	128,02 –	168,01
2023:08	147,94	10,251	127,85 –	168,03
2023:09	147,86	10,298	127,68 –	168,04
2023:10	147,78	10,344	127,51 –	168,05
2023:11	147,70	10,388	127,34 –	168,06
2023:12	147,63	10,432	127,18 –	168,07

Zdroj: Vlastní zpracování dle SW Gretl

Také z vytvořené prognózy pro druhou závisle proměnnou je patrné, že cena průmyslových výrobců bude v průběhu následujících let klesat. Zde je však již patrný mnohem širší interval spolehlivosti, který dosahuje rozptyl až 41 Kč/kg, což lze vyčíst i z grafu prognózy uvedeného níže. Prognóza je opět tvořena se spolehlivostí 95 %. Nicméně horní hranice intervalu spolehlivosti v průběhu let narůstá. Nárůst to není výrazný, ale může mít za následek jednorázové navyšování cen průmyslových výrobců.

Obrázek 26: Graf předpovědi ceny průmyslových výrobců hovězího masa



Zdroj: Vlastní zpracování dle SW Gretl

3. Prognóza spotřebitelské ceny hovězího masa na období 2019:01–2023:12

Poslední vytvořenou prognózou je prognóza pro spotřebitelskou cenu hovězího masa.

Prognóza je znovu vytvářena na následujících pět let.

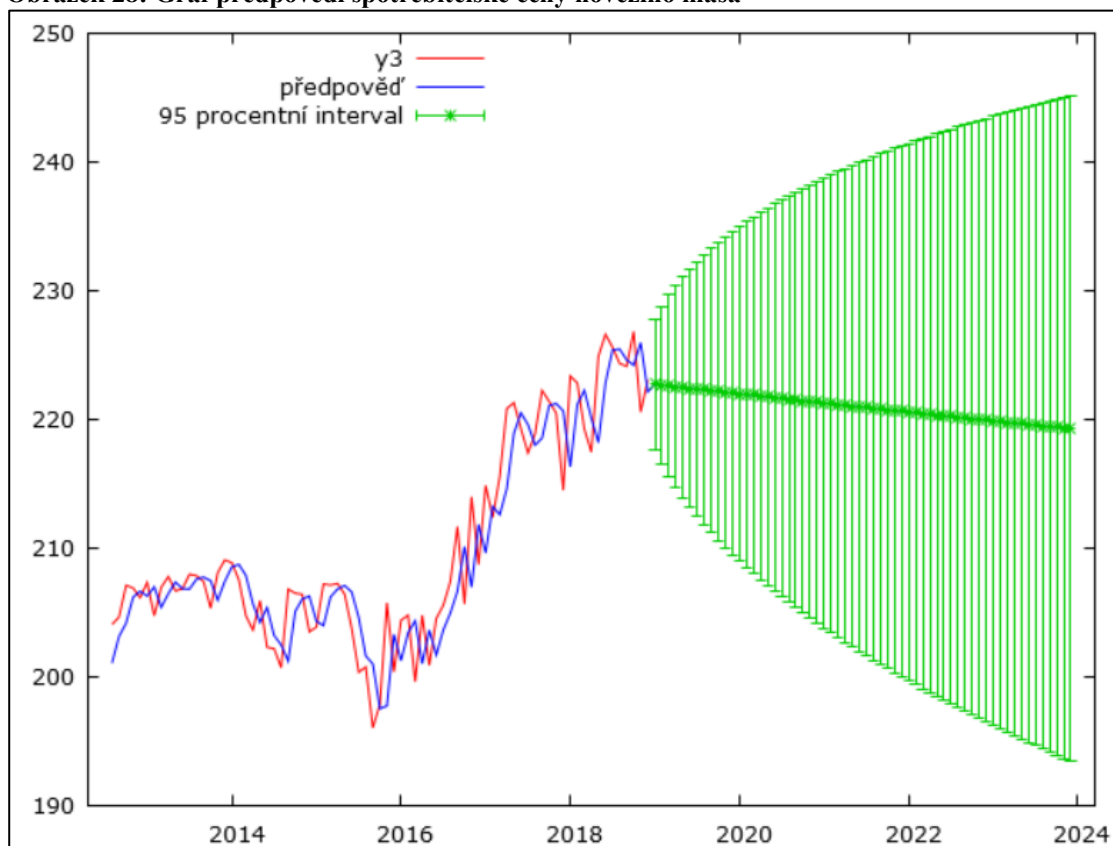
Obrázek 27: Prognóza spotřebitelské ceny hovězího masa

2022:01	220,58	10,649	199,71 -	241,45
2022:02	220,52	10,777	199,40 -	241,64
2022:03	220,46	10,903	199,09 -	241,83
2022:04	220,40	11,027	198,79 -	242,02
2022:05	220,35	11,150	198,49 -	242,20
2022:06	220,29	11,270	198,20 -	242,38
2022:07	220,23	11,389	197,91 -	242,55
2022:08	220,18	11,506	197,63 -	242,73
2022:09	220,12	11,621	197,34 -	242,90
2022:10	220,06	11,734	197,06 -	243,06
2022:11	220,01	11,847	196,79 -	243,22
2022:12	219,95	11,957	196,51 -	243,38
2023:01	219,89	12,066	196,24 -	243,54
2023:02	219,84	12,174	195,98 -	243,70
2023:03	219,78	12,280	195,71 -	243,85
2023:04	219,72	12,385	195,45 -	244,00
2023:05	219,67	12,489	195,19 -	244,15
2023:06	219,61	12,591	194,93 -	244,29
2023:07	219,56	12,693	194,68 -	244,43
2023:08	219,50	12,793	194,43 -	244,57
2023:09	219,45	12,891	194,18 -	244,71
2023:10	219,39	12,989	193,93 -	244,85
2023:11	219,33	13,085	193,69 -	244,98
2023:12	219,28	13,181	193,45 -	245,11

Zdroj: Vlastní zpracování dle SW Gretl

Z výsledné prognózy lze vyčíst, že horní hranice intervalu spolehlivosti u spotřebitelské ceny hovězího masa se zvyšuje. Tento výsledek naznačuje, že samotná spotřebitelská cena bude v následujících letech stoupat. Uvedené tvrzení by se dalo podpořit i skutečností, že v současné době je hovězí maso považováno za do jisté míry luxusní komoditu a lidé jsou tedy ochotni si za ni připlatit.

Obrázek 28: Graf předpovědi spotřebitelské ceny hovězího masa



Zdroj: Vlastní zpracování dle SW Gretl

Prognózy pro jednotlivé závislé proměnné celkově vychází se snižujícím se trendem. U všech tří prognózovaných proměnných je velmi široký interval spolehlivosti se zvyšující se horní hranicí, což může značit možné nárazové výkyvy v cenách.

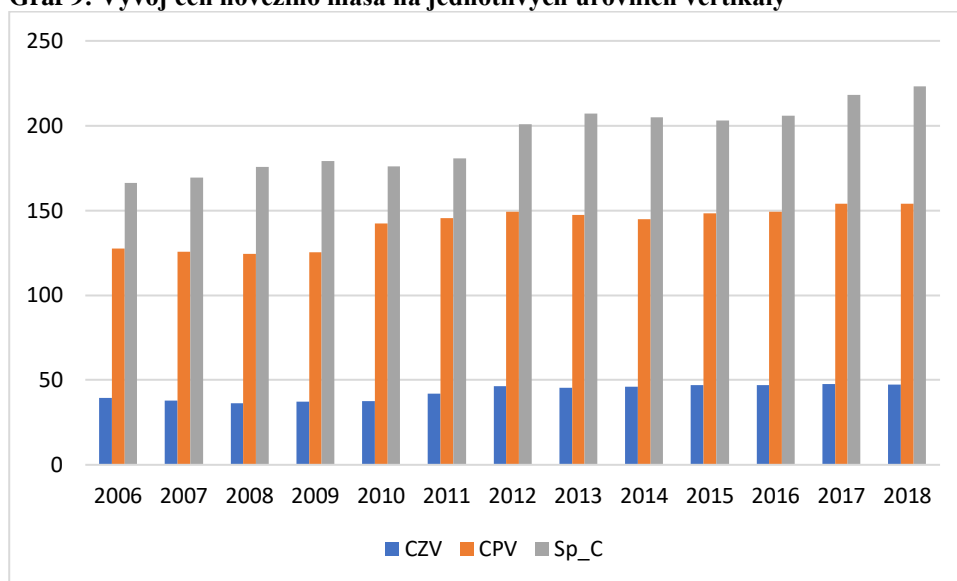
6 Výsledky

Dle konečného odhadu modelu je patrné, že zvolená komoditní vertikála je velmi ovlivňována sezónností. Na cenu zemědělských výrobců hovězího masa má největší vliv tato cena v minulých obdobích. Také cena průmyslových výrobců hovězího masa v minulém období a cena zemědělských výrobců vepřového masa v minulých obdobích. Dle těchto výsledků lze konstatovat, že odhad odpovídá ekonomické teorii a proměnné byly vhodně zvoleny.

Cena průmyslových výrobců hovězího masa je nejvíce ovlivňována průmyslovými cenami v minulých letech a výrazný vliv na tvorbu ceny v běžném období má také překvapivě cena zemědělských výrobců kuřecího masa v minulém období. Výsledek lze považovat za zajímavý, jelikož tyto dva druhy masa jsou zcela odlišné a nelze je považovat za substituty. Na tvorbu spotřebitelské ceny hovězího masa má poté výrazný vliv spotřebitelská cena v minulých obdobích, kdy se znovu projevuje sezónnost, a také cena prvovýrobců hovězího masa. Tento fakt nepříliš odpovídá ekonomické teorii, jelikož prvovýrobci nemají často možnost nastavit ceny, aby vyhovovaly jim, ale naopak jsou nuceni stanovit cenu dle průmyslových výrobců či spotřebitelů přímo. Dle výsledků je však patrné, že příjem domácností tvorbu spotřebitelské ceny příliš neovlivňuje, což je naopak důkazem toho, že v případě dobré kvality hovězího masa jsou lidé ochotni za maso zaplatit více i přes nižší příjem.

V níže uvedeném grafu č. 9 je zobrazen vývoj cen u hovězího masa na jednotlivých úrovních vertikály. Je patrné, že cena zemědělských výrobců jatečných býků v živém se v průběhu sledovaných let příliš neměnila. U ceny průmyslových výrobců hovězího masa zadního bez kosti došlo ke zvýšení především mezi lety 2009 a 2010 a poté 2016 a 2017. Největší změny je možné sledovat na cenách spotřebitelských hovězího masa zadního bez kosti. Razantní skok je patrný na přelomu let 2011 a 2012 a poté znovu 2016 a 2017 jako u cen průmyslových výrobců. Je patrné, že na prvním stupni komoditní vertikály, mezi výrobcem a zpracovatelem, nedochází k výraznému opisování křivky vývoje cen. Kopírování trendu je více viditelné až na druhém stupni vertikály, tedy mezi zpracovatelem a spotřebitelem. Téměř absolutní stagnace vývoje cen zemědělských výrobců je způsobena mimo jiné i členstvím, tedy vstupem České republiky do EU.

Graf 9: Vývoj cen hovězího masa na jednotlivých úrovních vertikály



Zdroj: Vlastní zpracování dle ČSÚ a eAgri.cz

Na základě výsledků modelu lze říci, že model byl zvolen přes drobné nedostatky dobře a bylo by možné ho aplikovat do praxe.

Prostřednictvím výsledků modelu je možné odpovědět na stanovené hypotézy (viz cíle práce).

1. hypotéza

H₁: Komoditní vertikála u komodity hovězí maso je řízena poptávkově.

První hypotézu je nutné zamítnout, jelikož na základě výsledků modelu bylo zjištěno, že komoditní vertikála je řízena naopak nabídkově. Tento výsledek neodporuje ekonomické teorii a je v souladu se skutečností, že jsou lidé ochotni za hovězí maso zaplatit více než za komodity ostatní.

2. hypotéza

H₂: Na spotřebitelské úrovni komoditní vertikálu ovlivňuje spotřebitelská cena hovězího zadního bez kosti v minulých obdobích.

Druhá hypotéza byla stanovena správně a bylo dokázáno, že proměnnou, která nejvíce ovlivňuje spotřebitelskou cenu hovězího masa v běžném období je opravdu spotřebitelská cena hovězího masa v minulých obdobích, konkrétně v období ($t-2$). Tento výsledek také odpovídá ekonomické teorii a skutečnosti, že v zemědělském odvětví hraje výraznou roli sezónnost.

3. hypotéza

H₃: Asymetrie cen ve vertikále se liší od pravidel trhu a ekonomické teorie.

Poslední hypotézu lze zamítnout, jelikož zjištěné výsledky jsou v souladu s ekonomickou teorií.

Všechny výše uvedené výsledky potvrzují správnost zvolených proměnných a celkovou vhodnost modelu. Model ve své výsledné podobě by mohl být použit jako nástroj ke stanovení ceny na jednotlivých úrovních vertikály, ale pravděpodobně pouze jen při prvním kroku stanovování ceny. I přes to, že do modelu bylo zahrnuto mnoho proměnných a model není zkreslen, existuje řada dalších vlivů, které cenu a její tvorbu ovlivňují. Pohled na tvorbu ceny zvolený v této práci je zaměřen spíše prakticky.

7 Závěr

Hlavním cílem práce bylo zanalyzování procesu přenosu cen u hovězího masa a určení hybné síly ve zkoumané vertikále. Mezi dílčí cíle pak byla zařazena charakteristika situace na trhu s hovězím masem, dále vymezení pojmů cenové transmise a komoditní vertikály u komodity hovězího masa. Také měla práce stanoven dílčí cíl zanalyzování vývoje cenových časových řad na jednotlivých úrovních komoditní vertikály a určení typu řízení této vertikály. Mezi další dílčí cíle se poté řadila identifikace determinantů ovlivňujících jednotlivé úrovně vertikály a v neposlední řadě celkové hodnocení cenové asymetrie.

V rámci literární rešerše byla nejdříve charakterizována situace na trhu s hovězím masem v České republice. Bylo zjištěno, že v letech 1990-2000 docházelo ke každoročnímu snižování celkových stavů skotu v zemi, od roku 2000 se tato situace však ustálila a celkové stavy skotu se ročně pohybují okolo 1 400 000 ks, kdy z toho je přibližně 900 000 ks býků. V důsledku zrušení záporné daně z obrátu a liberalizace cen v období transformace došlo také k výraznému navýšení spotřebitelských cen hovězího masa, což mělo za následek snížení spotřeby masa meziročně až o dvě třetiny. Od zmíněného snížení nezaznamenala spotřeba hovězího masa za posledních 15 let příliš výrazné výkyvy a pohybuje se stále přibližně okolo 10 kg/os./rok. Díky vstupu České republiky do Evropské unie došlo také k jisté harmonizaci systému z hlediska jakostního třídění a skot začal být zpeněžován v pěti kategoriích, tedy A-E. Dle jatečné hodnoty je poté samotné maso tříděno dle klasifikačního systému SEUROP do celkem 30 tříd. Výsledky třídění jsou základem pro stanovení ceny zemědělských výrobců. Od přelomu tisíciletí je cena hovězího masa relativně stabilní, nicméně velmi se liší mezi jednotlivými kategoriemi, což dokazuje neobjektivní oceňování komodity hovězí maso. Na světovém trhu s hovězím masem je nejvýznamnějším producentem USA, kdy představuje asi čtvrtinu celkové světové produkce. Evropa je v rámci světového pohledu dlouhodobě ve fázi poklesu, což je zapříčiněno především hojným výskytem BSE a regulace výroby v devadesátých letech. Ani hovězí maso není vyjmuta ze státních zásahů, kdy je u komodity stanoven kvótní systém uplatňovaný konkrétně u krav bez tržní produkce mléka. Dále je v rámci národních prostředků možné čerpat mnoho příspěvků ve formě dotací, které jsou poskytovány například na podporu zavádění a vedení plemenných knih býků, koupi plemenných býků, podporu na povinná vyšetření či TOP-UP projekty.

Cenová transmise má mnoho definic, tou nejpřesnější je však podíl změny ceny vstupu, který se promítá na podílu změny ceny výstupu. V zemědělském odvětví je cenová transmise vhodně využívána při analýze rizik zemědělské politiky na dotační a další programy či při zavádění nových technologií. Zjednodušeně lze také cenovou transmisi představit jako hodnotu, o kterou se změní cena komodity na následující úrovni vertikály při změně ceny na předchozí úrovni o jednu jednotku. Komoditní vertikála naproti tomu je jistý tok výrobku od vývoje až po prodej spotřebiteli. Komoditní vertikála hovězího masa zahrnuje tři úrovně – prvovýrobce, zpracovatele a spotřebitele. Mezi nimi vstupují do vertikály další konkrétní články, například pak nákupní organizace, jatka, krmivářský průmysl, velkoobchody či maloobchody a další.

Na základě znalosti ekonomické teorie byly zvoleny determinanty působící na jednotlivých úrovních vertikály. Na úrovni zpracovatelské byly jako determinanty zvoleny například produkce hovězího masa v minulých obdobích, vývozní cena jatečních býků či spotřeba hovězího masa v daném období. Produkce hovězího masa zaznamenala během sledovaných let značné výkyvy, kdy k největšímu propadu došlo v roce 2013, kdy výroba hovězího masa dosáhla pouze necelých 165 000 t.ž.hm. Naproti tomu nejvýše dosáhla produkce v roce 2008, kdy činila přibližně 185 000 t.ž.hm. Na spotřebitelské úrovni byla mezi determinanty zařazena spotřeba hovězího masa, spotřeba vepřového masa či spotřebitelská cena hovězího masa. Spotřeba vepřového masa během sledovaného období kolísavě rostla. Minima dosáhla v roce 2013, konkrétně šlo pouze o necelých 41 kg/os./rok. Maximum bylo zaznamenáno v roce 2015, jednalo se o 43 kg/os./rok.

K vytvoření ekonometrického modelu došlo znovu díky znalostem ekonomické teorie a díky studiu a zpracování literární rešerše. Došlo k sestavení třírovnicevého modelu, kdy každá rovnice představovala jednu úroveň komoditní vertikály. Jako závisle proměnné byly stanoveny ceny zemědělských výrobců, průmyslových výrobců a spotřebitelské ceny. Mezi proměnné nezávislé byly na úrovni prvovýrobce zařazeny například ceny zemědělských výrobců hovězího masa v minulých obdobích, ceny zemědělských výrobců vepřového masa či kuřecího masa. Na zpracovatelské úrovni nezávisle proměnné představovaly například indexy cen vývozu a dovozu a ceny průmyslových výrobců masa vepřového a kuřecího a masa hovězího v minulých obdobích. Na poslední úrovni, tedy úrovni spotřebitelské, byly nezávislými proměnnými zvoleny například spotřebitelské ceny vepřového masa, ceny průmyslových i zemědělských výrobců hovězího masa a příjem domácností. U všech proměnných byla provedena deskriptivní statistika, kdy bylo zjištěno, že spotřebitelská cena

hovězího masa zaznamenala během sledovaných let nárůst z 162,04 Kč/kg na 226,84 Kč/kg. Ceny průmyslových výrobců stouply během sledovaného období o přibližně 30 Kč/kg a příjem domácností se za sledované roky navýšil cca o 4 000 Kč/os./měsíc. Po provedení prvního odhadu modelu prostřednictvím SW Gretl došlo k vyčlenění proměnných, které měly na vysvětlovanou proměnnou výrazný vliv, a naopak byly vyřazeny proměnné, které dosahovaly vlivu velmi nízkého. Po odstranění nevýznamných proměnných byl proveden odhad pro upravený model. Prostřednictvím upraveného modelu bylo zjištěno, že na tvorbu ceny zemědělských výrobců hovězího masa má největší vliv tato cena v minulých obdobích a také cena průmyslových výrobců hovězího masa v minulých obdobích. Bylo také prokázáno, že závisle proměnná je z 98,21 % ovlivňována změnami nezávisle proměnných, což je velmi slušný výsledek. Pro první rovnici byla také vyloučena přítomnost heteroskedasticity a bylo potvrzeno normální rozdělení reziduí. Na úrovni zpracovatelské bylo prokázáno, že na cenu průmyslových výrobců hovězího masa má největší vliv cena průmyslových výrobců v minulých obdobích a index cen vývozu a také překvapivě cena zemědělských výrobců kuřecího masa v minulých obdobích. Koeficient determinace dosáhl u odhadu druhé rovnice hodnoty 96,97 %. Ani u druhé rovnice nebyla prokázána přítomnost heteroskedasticity, a bylo dokázáno, že v rovnici není přítomna autokorelace reziduí. Ve třetí rovnici, tedy na úrovni spotřebitelské, se projeví jako významné proměnné cena zemědělských výrobců hovězího masa či cena průmyslových výrobců vepřového masa. U třetí rovnice bylo dosaženo koeficientu determinace v hodnotě 97,82 %. Dle koeficientů determinace u jednotlivých rovnic bylo dokázáno, že zvolené proměnné jsou v modelu zahrnuty správně a že model se shoduje se skutečnými daty a lze ho tedy považovat za věrohodný. Na základě výsledků modelu bylo také zjištěno, že komoditní vertikála hovězího masa je řízena nabídkově, čímž byla zamítnuta jedna z hypotéz stanovená v cílech práce.

Na základě vytvořených prognóz bylo zjištěno, že během následujících pěti let dojde s pravděpodobností 95 % k poklesu ceny zemědělských výrobců o přibližně 1-2 Kč/kg. Také cena průmyslových výrobců bude na základě prognózy pravděpodobně klesat, naproti tomu spotřebitelská cena v následujících pěti letech mírně vzroste.

Závěrem lze říct, že model byl sestaven velmi dobře a jednotlivé proměnné do něj zahrnuté na sebe velmi dobře vzájemně působí. Model lze využít pro praktické účely s možnými úpravami a možností zahrnutí dalších proměnných, kdy by model mohl sloužit jako nástroj při stanovení ceny na jednotlivých úrovních komoditní vertikály hovězího masa.

8 Seznam použité literatury

- 1 **Agropress.cz.** *Spotřeba masa v ČR* [online]. agropress.cz, 2017 [cit: 12.12.2019]. Dostupné z: <https://www.agropress.cz/spotreba-masa-v-cr/>.
- 2 **BRČÁK, Josef a SEKERA, Bohuslav.** *Mikroekonomie*. Plzeň: Aleš Čeněk, s.r.o., 2010. ISBN 978-80-7380-280-6.
- 3 **ČSÚ.** *Ceny výrobců - časové řady* [online]. czso.cz, 2019 [cit: 15.12.2019]. Dostupné z: https://www.czso.cz/csu/czso/ipc_cr.
- 4 **ČSÚ.** *Mzdy, náklady práce - časové řady* [online]. czso.cz, 2019 [cit: 15.12.2019]. Dostupné z: https://www.czso.cz/csu/czso/pmz_cr.
- 5 **ČSÚ.** *Ceny zahraničního obchodu* [online]. czso.cz, 2019 [cit: 15.12.2019]. Dostupné z: <https://vdb.czso.cz/vdbvo2/faces/cs/index.jsf?page=statistiky&katalog=31781>.
- 6 **ČSÚ.** *Ceny v průmyslu* [online]. czso.cz, 2019 [cit: 15.12.2019]. Dostupné z: <https://vdb.czso.cz/vdbvo2/faces/cs/index.jsf?page=statistiky&katalog=31783>.
- 7 **HANČLOVÁ, Jana.** *Ekonometrické modelování*. 1. vyd. Praha: Kamil Mařík – Professional Publishing, 2012. ISBN 978-80-7431-088-1.
- 8 **HUŠEK, Roman.** *Ekonometrická analýza*. Praha: Oeconomica, 2007. ISBN 978-80-245-1300-3.
- 9 **JARAMILLO-VILLANUEVA, Jose Luis a BENÍTEZ-GARCÍA, Erika.** *Price Transmission in the Mexican and International Coffee Market: A Cointegration Analysis*. Mexico: Colegio de Postgraduados, 2016. ISSN 14053195.
- 10 **KŘIVÝ, Ivan.** *Analýza časových řad*. 1. vyd. Ostrava: Ostravská univerzita v Ostravě, 2012.
- 11 **LEDVINKA, Zdeněk, ZITA, Lukáš a TŮMOVÁ, Eva.** *Chov drůbeže I*. Praha: Česká zemědělská univerzita v Praze, 2011. ISBN 978-80-213-2164-9.
- 12 **Managementmania.cz.** *Deskriptivní přístup* [online]. managementmania.cz, 2016 [cit: 12.12.2019]. Dostupné z: <https://managementmania.com/cs/deskriptivni-pristup-descriptive-approach>.
- 13 **McCORRISTON, Steve.** *Why should imperfect competition matter to agricultural economists?* London: European Review of Agricultural Economics, 2002.
- 14 **MZe.** *Situační a výhledové zprávy* [online]. eAGRI.cz, 2003-2019 [cit: 15.12.2019]. Dostupné z: <http://eagri.cz/public/web/mze/zemedelstvi/zivocisna-vyroba/zivocisne-komodity/skot/situacni-a-vyhledove-zpravy/?pos=20>.

- 15 **PELTZMAN, Sam.** *Prices rise faster than they fall.* Chicago: Journal of Political Economy, 2000.
- 16 **PETEROVÁ, Jarmila.** *Ekonomika výroby a zpracování zemědělských produktů.* Praha: Česká zemědělská univerzita v Praze, 2010. ISBN 978-80-213-2053-6.
- 17 **REVOREDO-GIHA, Cesar, NADOLNYAK, Denis A. a FLETCHER, Stanley M.** *Explaining price transmission asymmetry in the US peanut marketing chain.* Denver: American Agriculture Economics Association, 2004.
- 18 **STUPKA, Roman a kol.** *Chov zvířat.* 2. vyd. Praha: Powerprint, s.r.o., 2013. ISBN 978-80-87415-66-5.
- 19 **SZIF.** *Bulletiny pro hovězí a vepřové maso* [online]. szif.cz, 2019 [cit: 15.12.2019]. Dostupné z: <https://www.szif.cz/cs/zpravy-o-trhu?cdr=03>.
- 20 **TOWARDS DATA SCIENCE.** *Time series forecasting – ARIMA models* [online]. towardsdatascience.com, 2018 [cit: 15.12.2019]. Dostupné z: <https://towardsdatascience.com/time-series-forecasting-arima-models-7f221e9eee06>.
- 21 **TVRDOŇ, Jiří.** *Ekonometrie.* Praha: Česká zemědělská univerzita v Praze, 2017. ISBN 978-80-213-0819-0.

9 Přílohy

Příloha 1: 1. specifikace modelu, odhad rovnice y1

```

Model 1: TSLS, za použití pozorování 2006:08-2018:12 (T = 149)
Závisle proměnná: y1
Instrumentováno: y1_1 y1_2 y1_3 y1_4 y1_5 y1_6 y1_7
Instrumentální proměnné: const y2 y2_1 y2_2 y2_3 y2_4 y2_5 y2_6
y2_7 y3 y3_1 y3_2 y3_3 y3_4 y3_5 y3_6 y3_7 x2 x2_1 x2_2 x2_3 x2_4
x2_5 x2_6 x2_7 x3 x3_1 x3_2 x3_3 x3_4 x3_5 x3_6 x3_7 x4 x4_1 x4_2
x4_3 x4_4 x4_5 x4_6 x4_7 x5 x5_1 x5_2 x5_3 x5_4 x5_5 x5_6 x5_7 x6
x6_1 x6_2 x6_3 x6_4 x6_5 x6_6 x6_7 x7 x7_1 x7_2 x7_3 x7_4 x7_5 x7_6
x7_7 x8 x8_1 x8_2 x8_3 x8_4 x8_5 x8_6 x8_7 x9 x9_1 x9_2 x9_3 x9_4
x9_5 x9_6 x9_7

```

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	-0,489471	0,666884	-0,7340	0,4644
y2	0,0174008	0,0181236	0,9601	0,3389
y2_1	0,0254923	0,0244518	1,043	0,2993
y2_2	-0,0256241	0,0244099	-1,050	0,2960
y2_3	-0,0128333	0,0253661	-0,5059	0,6138
y2_4	-0,00925126	0,0253518	-0,3649	0,7158
y2_5	-0,00168247	0,0249941	-0,06731	0,9464
y2_6	0,00737630	0,0249868	0,2952	0,7683
y2_7	0,0216588	0,0198517	1,091	0,2775
x6_1	-0,0356446	0,0566975	-0,6287	0,5308
x6_2	0,0840782	0,117156	0,7177	0,4744
x6_3	-0,0870724	0,140182	-0,6211	0,5357
x6_4	0,0433629	0,140564	0,3085	0,7582
x6_5	0,0528529	0,131953	0,4005	0,6895
x6_6	-0,00986900	0,108509	-0,09095	0,9277
x6_7	-0,0341086	0,0530513	-0,6429	0,5215
x8_1	-0,0813807	0,0956239	-0,8510	0,3965
x8_2	0,0592662	0,106710	0,5554	0,5797
x8_3	0,0480863	0,137209	0,3505	0,7266
x8_4	-0,156989	0,143375	-1,095	0,2757
x8_5	0,0432579	0,139949	0,3091	0,7578
x8_6	0,176909	0,106257	1,665	0,0986 *
x8_7	-0,0863521	0,0951410	-0,9076	0,3659
y1_1	1,14871	0,125875	9,126	2,20e-015 ***
y1_2	-0,0210440	0,189922	-0,1108	0,9120
y1_3	-0,112511	0,183176	-0,6142	0,5402
y1_4	0,0872217	0,200912	0,4341	0,6650
y1_5	-0,367702	0,214088	-1,718	0,0885 *
y1_6	0,0290564	0,224647	0,1293	0,8973
y1_7	0,164488	0,134475	1,223	0,2237

Zdroj: Vlastní zpracování dle SW Gretl

Příloha 2: 1. specifikace modelu, odhad rovnice y2

Model 2: TSLS, za použití pozorování 2006:06-2018:12 (T = 151)				
Závisle proměnná: y2				
Instrumentováno: y2_1 y2_2 y2_3 y2_4 y2_5				
Instrumentální proměnné: const y1 y1_1 y1_2 y1_3 y1_4 y1_5 y3				
y3_1 y3_2 y3_3 y3_4 y3_5 x2 x2_1 x2_2 x2_3 x2_4 x2_5 x3 x3_1 x3_2				
x3_3 x3_4 x3_5 x4 x4_1 x4_2 x4_3 x4_4 x4_5 x5 x5_1 x5_2 x5_3 x5_4				
x5_5 x6 x6_1 x6_2 x6_3 x6_4 x6_5 x7 x7_1 x7_2 x7_3 x7_4 x7_5 x8				
x8_1 x8_2 x8_3 x8_4 x8_5 x9 x9_1 x9_2 x9_3 x9_4 x9_5				
	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	-16,1396	37,4936	-0,4305	0,6678
y1	-0,347794	1,02559	-0,3391	0,7353
y1_1	-0,373622	1,05195	-0,3552	0,7232
y1_2	0,174954	1,02000	0,1715	0,8642
y1_3	-0,377322	1,00888	-0,3740	0,7092
y1_4	0,532883	1,07305	0,4966	0,6206
y1_5	-0,214640	0,704609	-0,3046	0,7613
y3	-0,0249454	0,112793	-0,2212	0,8254
y3_1	0,0356987	0,125195	0,2851	0,7761
y3_2	0,0170775	0,120007	0,1423	0,8871
y3_3	0,113028	0,124990	0,9043	0,3681
y3_4	-0,160299	0,153178	-1,046	0,2979
y3_5	0,0129923	0,122042	0,1065	0,9154
x2	0,270666	0,498923	0,5425	0,5887
x2_1	-0,318733	0,567944	-0,5612	0,5760
x2_2	-0,170073	0,545598	-0,3117	0,7559
x2_3	0,142327	0,541457	0,2629	0,7932
x2_4	-0,278703	0,486596	-0,5728	0,5681
x2_5	0,207360	0,324132	0,6397	0,5239
x3	0,123476	0,297513	0,4150	0,6790
x3_1	-0,0323955	0,403813	-0,08022	0,9362
x3_2	0,00899050	0,387811	0,02318	0,9816
x3_3	0,223595	0,376044	0,5946	0,5535
x3_4	-0,442155	0,380412	-1,162	0,2480
x3_5	0,255244	0,323754	0,7884	0,4324
x6	0,315513	0,605417	0,5212	0,6034
x6_1	-1,16942	1,14679	-1,020	0,3104
x6_2	0,647302	1,34685	0,4806	0,6319
x6_3	-0,287039	1,10534	-0,2597	0,7957
x6_4	0,0105582	0,853291	0,01237	0,9902
x6_5	0,377451	0,470440	0,8023	0,4243
x7	0,0628470	0,284173	0,2212	0,8254
x7_1	0,385079	0,304129	1,266	0,2085
x7_2	-0,00103477	0,320014	-0,003234	0,9974

Zdroj: Vlastní zpracování dle SW Gretl

Příloha 3: 1. specifikace modelu, odhad rovnice y3

Model 3: TSLS, za použití pozorování 2006:07-2018:12 (T = 150)
 Závisle proměnná: y3
 Instrumentální proměnné: const x2 x2_1 x2_2 x2_3 x2_4 x2_5 x2_6
 x3 x3_1 x3_2 x3_3 x3_4 x3_5 x3_6 x4 x4_1 x4_2 x4_3 x4_4 x4_5 x4_6
 x5 x5_1 x5_2 x5_3 x5_4 x5_5 x5_6 x6 x6_1 x6_2 x6_3 x6_4 x6_5 x6_6
 x7 x7_1 x7_2 x7_3 x7_4 x7_5 x7_6 x8 x8_1 x8_2 x8_3 x8_4 x8_5 x8_6
 x9 x9_1 x9_2 x9_3 x9_4 x9_5 x9_6 y1 y1_1 y1_2 y1_3 y1_4 y1_5 y1_6
 y2 y2_1 y2_2 y2_3 y2_4 y2_5 y2_6

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	-63,8916	18,0147	-3,547	0,0006	***
y1	1,83188	0,760325	2,409	0,0177	**
y1_1	0,651090	1,10134	0,5912	0,5556	
y1_2	-1,39264	1,10353	-1,262	0,2097	
y1_3	0,00929124	1,08649	0,008552	0,9932	
y1_4	-0,612103	1,05090	-0,5825	0,5615	
y1_5	-0,196390	1,04814	-0,1874	0,8517	
y1_6	1,35615	0,667717	2,031	0,0447	**
y2	-0,00869446	0,144128	-0,06032	0,9520	
y2_1	-0,103132	0,190800	-0,5405	0,5900	
y2_2	-0,0892660	0,189891	-0,4701	0,6392	
y2_3	0,129293	0,193095	0,6696	0,5046	
y2_4	0,0423573	0,192073	0,2205	0,8259	
y2_5	0,136722	0,187351	0,7298	0,4671	
y2_6	-0,0260130	0,146447	-0,1776	0,8594	
x4	0,487438	0,186044	2,620	0,0101	**
x4_1	0,167776	0,213664	0,7852	0,4341	
x4_2	-0,207956	0,223023	-0,9324	0,3532	
x4_3	0,116985	0,226322	0,5169	0,6063	
x4_4	0,138790	0,219783	0,6315	0,5291	
x4_5	0,148953	0,212844	0,6998	0,4856	
x4_6	-0,0159227	0,174591	-0,09120	0,9275	
x5	-0,00228202	0,00124270	-1,836	0,0691	*
x5_1	0,00168916	0,00142703	1,184	0,2392	
x5_2	-0,00157075	0,00148059	-1,061	0,2911	
x5_3	0,00212731	0,00151215	1,407	0,1624	
x5_4	0,000108186	0,00157684	0,06861	0,9454	
x5_5	-0,000745679	0,00161212	-0,4625	0,6446	
x5_6	0,00385596	0,00142067	2,714	0,0077	***
x7	0,297658	0,190637	1,561	0,1214	
x7_1	-0,0586918	0,248718	-0,2360	0,8139	
x7_2	0,245995	0,238136	1,033	0,3039	
x7_3	-0,399770	0,241061	-1,658	0,1002	
x7_4	0,0212010	0,235148	0,09016	0,9283	

Zdroj: Vlastní zpracování dle SW Gretl

Příloha 4: 5. specifikace modelu, odhad rovnice y1

Model 9: TSLS, za použití pozorování 2006:12–2018:12 (T = 145)
 Závisle proměnná: y1
 Instrumentováno: y2 y2_1 x6 x6_1 x8 x8_1 y1_1
 Instrumentální proměnné: const x2 x2_1 x3 x3_1 x4 x4_1 x5 x5_1
 x7 x7_1 x9 x9_1 y3 y3_1

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	-0,559957	1,52479	-0,3672	0,7140	
y2	0,256694	0,126201	2,034	0,0439	**
y2_1	-0,262140	0,135587	-1,933	0,0553	*
x6	-0,0191374	0,0738541	-0,2591	0,7959	
x6_1	-0,000958533	0,0758692	-0,01263	0,9899	
x8	0,487113	0,299647	1,626	0,1063	
x8_1	-0,423947	0,296581	-1,429	0,1552	
y1_1	1,01115	0,0889141	11,37	1,63e-021	***
Střední hodnota závisle proměnné			43,89570		
Sm. odchylka závisle proměnné			3,464815		
Součet čtverců reziduí			64,15708		
Sm. chyba regrese			0,684324		
Koeficient determinace			0,963746		
Adjustovaný koeficient determinace			0,961894		
F(7, 137)			490,1942		
P-hodnota (F)			1,19e-93		
rho (koeficient autokorelace)			-0,099545		
Durbin-Watsonova statistika			2,193566		

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Hausmanův test -
 Nulová hypotéza: OLS odhady jsou konzistentní
 Asymptotická testovací statistika: Chi-kvadrát(7) = 29,5234
 s p-hodnotou = 0,000116099

Sarganův test pro nadbytečnou identifikaci -
 Nulová hypotéza: všechny instrumentální proměnné jsou platné
 Testovací statistika: LM = 4,35691
 s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(7) > 4,35691) = 0,737872

Test slabých instrumentálních proměnných -
 Cragg-Donaldovo minimální vlastní číslo = 0,502076

Zdroj: Vlastní zpracování dle SW Gretl

Příloha 5: 5. specifikace modelu, odhad rovnice y2

```

Model 22: TSLS, za použití pozorování 2006:12-2018:12 (T = 145)
Závisle proměnná: y2
Instrumentováno: y2_1
Instrumentální proměnné: const y3 y3_1 x2 x2_1 x3 x3_1 x4 x4_1
x5 x5_1 x6 x6_1 x7 x7_1 x8 x8_1 x9 x9_1 y1 y1_1

```

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	4,17226	7,16053	0,5827	0,5611
y1_1	-0,235238	0,177846	-1,323	0,1882
y3_1	0,0162826	0,0282521	0,5763	0,5654
x2	0,188148	0,192405	0,9779	0,3299
x2_1	-0,235307	0,193696	-1,215	0,2266
x3	0,0749933	0,158728	0,4725	0,6374
x3_1	-0,0251278	0,157848	-0,1592	0,8738
x7	0,0457617	0,0983863	0,4651	0,6426
x7_1	-0,0348265	0,0951667	-0,3660	0,7150
x9	-0,0471106	0,113837	-0,4138	0,6797
x9_1	0,0510667	0,112020	0,4559	0,6492
y2_1	1,01559	0,0537240	18,90	1,67e-039 ***

Střední hodnota závisle proměnné 142,4051
Sm. odchylka závisle proměnné 10,67049
Součet čtverců reziduí 529,8974
Sm. chyba regrese 1,996044
Koeficient determinace 0,967847
Adjustovaný koeficient determinace 0,965188
F(11, 133) 337,3539
P-hodnota (F) 2,21e-91
rho (koeficient autokorelace) -0,128275
Durbin-Watsonova statistika 2,246725

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Hausmanův test -
Nulová hypotéza: OLS odhady jsou konzistentní
Asymptotická testovací statistika: Chi-kvadrát(1) = 4,16699
s p-hodnotou = 0,0412191

Sarganův test pro nadbytečnou identifikaci -
Nulová hypotéza: všechny instrumentální proměnné jsou platné
Testovací statistika: LM = 11,3968
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(9) > 11,3968) = 0,249489

Zdroj: Vlastní zpracování dle SW Gretl

Příloha 6: 5. specifikace modelu, odhad rovnice y3

```

Model 36: TSLS, za použití pozorování 2006:12-2018:12 (T = 145)
Závisle proměnná: y3
Instrumentováno: y3_2
Instrumentální proměnné: const y1 y1_1 y1_2 y2 y2_1 y2_2 x2
x2_1 x2_2 x3 x3_1 x3_2 x4 x4_1 x4_2 x5 x5_1 x5_2 x6 x6_1 x6_2 x7
x7_1 x7_2 x8 x8_1 x8_2 x9 x9_1 x9_2

```

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	-18,6551	11,5474	-1,616	0,1085	
y1	1,29627	0,350800	3,695	0,0003	***
y1_2	-0,831429	0,368175	-2,258	0,0255	**
y2_1	-0,00344516	0,0621396	-0,05544	0,9559	
x4	0,187906	0,159289	1,180	0,2402	
x4_2	-0,170988	0,126349	-1,353	0,1782	
x5	0,000735760	0,000334090	2,202	0,0293	**
x7	0,164823	0,0981327	1,680	0,0953	*
x9	0,0224411	0,0773617	0,2901	0,7722	
y3_2	0,823498	0,142482	5,780	4,94e-08	***
Střední hodnota závisle proměnné		195,1867			
Sm. odchylka závisle proměnné		17,81115			
Součet čtverců reziduí		1002,686			
Sm. chyba regrese		2,725307			
Koeficient determinace		0,978094			
Adjustovaný koeficient determinace		0,976633			
F(9, 135)		668,9813			
P-hodnota(F)		2,4e-107			
rho (koeficient autokorelace)		0,179529			
Durbin-Watsonova statistika		1,634471			

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Zdroj: Vlastní zpracování dle SW Gretl