Česká zemědělská univerzita v Praze

Provozně ekonomická fakulta

Katedra ekonomiky

Analýza determinant produkce vybraných zemědělských výrobků

Diplomová práce

Vedoucí práce: Ing. Pavlína Hálová, Ph.D.

Autor práce: Bc. Pavel Hrdlička

©2015 ČZU v Praze

ČESKÁ ZEMĚDĚLSKÁ UNIVERZITA V PRAZE

Katedra ekonomiky

Provozně ekonomická fakulta

ZADÁNÍ DIPLOMOVÉ PRÁCE

Pavel Hrdlička

Provoz a ekonomika

Název práce

Analýza determinant produkce vybraných zemědělských výrobků

Název anglicky

Analysis of the determinants of production of selected agricultural products

---

Cíle práce

Cílem této práce je kvantifikace determinant působících na produkci hovězího masa, na jeho spotřebu a import (export) použitím zvoleného ekonometrického modelu. Dalším cílem je prokázat pomocí ekonometrického modelu, souvztažnosti mezi produkcí hovězího a kuřecího masa

Metodika

Práce bude zaměřena na zjištění vlivů vybraných ekonomických faktorů působících na produkci hovězího masa, jejich spotřebu a import v České republice za období 2000-2012. Praktická část bude založena na jednorovnicovém a vícerovnicovém modelu. Jednorovnicovým modelem se budou zkoumat vlivy na produkci hovězího masa pomocí ekonometrického modelu, výpočtu parametrů a jejich ekonomickým, ekonometrickým, statistickým a matematickým ověřením. Vícerovnicový model se bude zabývat, jak produkcí hovězího masa, tak jeho importem a spotřebou a bude podroben analýze, tak jako model jednorovnicový. Součástí praktické části bude i ekonometrická prognóza na léta 2013-2014 a její ověření prognózou ex-post.

Doporučený rozsah práce

50 – 60 stran

Klíčová slova

produkce masa, spotřeba masa, import, ekonometrická analýza, determinant,

---

Doporučené zdroje informací

Http://www.ceskapotravina.net/content/rozdilna-dynamika-produkce-hoveziho-ve-svete [online]. [cit. 2014-04-01]. Dostupné z: http://www.ceskapotravina.net/content/rozdilna-dynamika-produkce-hoveziho-ve-svete

HUŠEK, Roman. Aplikovaná ekonometrie: teorie a praxe. Vyd. 1. Praha: Oeconomica, 2009, 344 s. ISBN 978-80-245-1623-3.HUŠEK, Roman. Ekonometrická analýza

HUŠEK, Roman. Zaklady ekonometrie. 2.přepr.vyd. Praha: VŠE, 1992, 221 s. ISBN 80-707-9566-2

KRKOŠKOVÁ, Šárka, Adéla RÁČKOVÁ a Jan ZOUHAR. Vliv změny cen na spotřebu potravin. 2., přeprac. vyd. Praha: Oeconomica, 2010, 276 s. ISBN 978-80-245-1708-7

KRKOŠKOVÁ, Šárka, Adéla RÁČKOVÁ a Jan ZOUHAR. Základy ekonometrie v příkladech. 2., přeprac. vyd. Praha: Oeconomica, 2010. ISBN 978-80-245-1708-7.

MAREK, Vlastimil. Http://naschov.cz/diskuse-o-produkci-a-spotrebe-masa/: fejetony, které vycházely od roku 1997 na internetu na adrese http://svet.namodro.cz [online]. 1. vyd. Praha: Dharma Gaia, 1999 [cit. 2014-04-01].

MAREK, Vlastimil. Http://www.apic-ak.cz/clanky/komodity/zivocisna-vyroba/hovezi-a-veprove-maso/ [online]. 1. vyd. Praha: Dharma Gaia, 1999 [cit. 2014-04-01]. Dostupné z: http://www.ceskapotravina.net/content/rozdilna-dynamika-produkce-hoveziho-ve-svete

---

Předběžný termín obhajoby

2015/06 (červen)

Vedoucí práce

Ing. Pavlína Hálová, Ph.D.

Elektronicky schváleno dne 11. 3. 2015

prof. Ing. Miroslav Svatoš, CSc.

Vedoucí katedry

Elektronicky schváleno dne 11. 3. 2015

Ing. Martin Pelikán, Ph.D.

Děkan

V Praze dne 29. 03. 2015

Čestné prohlášení

Prohlašuji, že svou bakalářskou práci na téma *Analýza determinant produkce vybraných zemědělských výrobků* jsem vypracoval samostatně pod vedením vedoucího diplomové práce a s použitím odborné literatury a dalších informačních zdrojů, které jsou citovány v práci a uvedeny v seznamu literatury na konci práce. Jako autor uvedené diplomové práce dále prohlašuji, že jsem v souvislosti s jejím vytvořením neporušil autorská práva třetích osob.

V Praze dne _____

Poděkování

Tímto chci poděkovat za odbornou pomoc a cenné připomínky během zpracování práce vedoucí diplomové práce, Ing. Pavlíně Hálové, Ph.D.

Analýza determinant produkce vybraných zemědělských výrobků

An analysis of the determinants of production of selected agricultural products

Souhrn

Práce je zaměřena na zjištění vlivů vybraných ekonomických faktorů působících na produkci hovězího masa, jejich spotřebu a import v České republice za období 1996-2013. Teoretická část se zabývá charakteristikou hovězího masa, jeho dělením a produkcí ve světě. Metodická část se zaměřuje na jednorovnicový ekonometrický model, vícerovnicový ekonometrický model a na postup při jejich modelování a ověřování. Praktická část je založena na jednorovnicovém a vícerovnicovém modelu, pro které jsou čerpána data z českého statistického úřadu a webových stránek Ministerstva zemědělství. Jednorovnicovým modelem jsou zkoumány vlivy na spotřebu a produkci hovězího masa pomocí ekonometrického modelu, výpočtů parametrů a jejich ekonomickým, ekonometrickým a statistickým ověřením. Vícerovnicový model se zabývá jak produkcí hovězího masa, tak jeho importem, exportem a spotřebou. Vícerovnicový model byl podroben analýze tak, jako model jednorovnicový. Součástí praktické části je i ekonometrická prognóza na léta 2014-2015 a její ověření prognózou ex-post.

Summary

The thesis focuses on the effects of selected economic factors affecting beef production, consumption and import in the Czech Republic for the period 1996-2013. The theoretical part deals with the characteristics of beef production and its division and production in the world. Metodic section focus on single-equation econometric model, multi-equation econometric models and procedures for their modeling and verification.

The practical part is based on creation of single-equation and multi-equation model. Data for these models are taken from the Czech statistical office and the website of the Ministry of agriculture. By single-equation model are examined effects on consumption and beef production using an econometric model, the calculation of parameters and their economic, econometric and statistical verification. Multi-equation model is focused on beef production and its import, export and consumption. Multi-equation model was analyzed as well as single-equation model. Part of practical part is econometric forecast for the years 2014-2015 and its verification prognosis ex-post.

Klíčová slova

produkce masa, spotřeba masa, import, ekonometrická analýza, model

Keywords

production meat, meat consumption, import, econometric analysis, model

Obsah

1 Úvod 5

2 Cíl práce 7

3 Teoretická část 7

3.1 Produkce masa 7
3.2 Hodnocení masné užitkovosti 9
3.3 Výběr masných plemen skotu v systému ekologického zemědělství 9
3.4 Charakteristika masných plemen 10
3.5 Nákup a zpeněžování skotu 11
3.6 Charakteristika hovězího masa 11
3.7 Výroba hovězího masa ve světě a ČR 15
3.8 Spotřeba hovězího masa 17

4 Metodika 18

4.1 Konstrukce ekonometrického modelu 18
4.2 Odhad ekonometrického modelu 21
4.3 Multikolinearita 22
4.4 Předpoklady o náhodné složce 23
4.5 Verifikace ekonometrického modelu 26
4.6 Způsoby využití modelu 27

5 Vlastní práce 29

5.1 Analýza vybraných faktorů 30
5.2 Jednorovnicový model spotřeby hovězího masa 36
5.3 Jednorovnicový model produkce hovězího masa 41
5.4 Vícerovnicový model 44
5.5 Prognózy spotřeby hovězího masa 53
5.6 Prognózy výroby hovězího masa 56

6 Závěr 59

7 Seznam použitých zdrojů 61

8 Seznam obrázků 63

9 Seznam tabulek 63

10 Seznam grafů 64

11 Přílohy..... 65

1 Úvod

Hlavním tématem této práce je hovězí maso. Hovězí maso obecně patří mezi biologicky nejhodnotnější potraviny živočišného původu. Je oblíbenou potravinou především kvůli obsahu hodnotných živin a mnohostrannému kulinářskému využití se specifickými chuťovými vlastnostmi. Nejdůležitější složkou hovězího masa jsou bílkoviny. Ty tvoří 18 až 22 % masa a jde převážně o plnohodnotné bílkoviny obsahující všechny esenciální mastné kyseliny. Hovězí maso a živočišné potraviny obsahují zejména vitamíny skupiny B, převážně pak B_{12}. Dalším vitamínem obsaženým v hovězím mase je vitamín C a v tukových tkáních to jsou lipofilní vitamíny A, D, E. Hovězí také obsahuje minerální látky jako je síra a fosfor. Minerální látky se nachází ve svalovině ve formě iontů a tvoří přibližně 1% hmotnosti masa. Maso je dále zdrojem železa, vápníku, draslíku a hořčíku. Mimo jiné je hovězí bohaté také na zinek, který lidskému tělu prospívá v mnoha směrech.

Přesto že je hovězí maso v České republice stále považováno za pochoutku tradiční české kuchyně, jeho produkce i spotřeba zaznamenává již dvacet let značný pokles. Je tomu tak i ve většině dalších evropských zemí. Jedním z důvodů je rostoucí trend zdravé výživy, do které hovězí maso, přes jeho mnohé kladné vlastnosti, příliš mnoho lidí neřadí a upřednostňují jiné „zdravější“ a levnější substituty. Jeho hlavním konkurentem je v dnešní době kuřecí maso, které naopak od hovězího již dvacet let vykazuje růst a přímo úměrně ho nahrazuje.

V práci jsou v teoretické části předkládány obecné poznatky a informace o hovězím mase a jsou charakterizovány jeho hlavní vlastnosti a rozdělení. Následující část práce se zaměřuje na cíl a metodiku, ve které jsou popsány a vysvětleny pojmy s ní související. Metodika se snaží popsat, jakým způsobem bude postupováno v praktické části a co bude jejím cílem.

Cílem této práce bude tedy zjistit, jaké faktory a v jaké míře mohou mít vliv na spotřebu i produkci hovězího masa. K těmto zjištěním bude využito dat z Českého statistického úřadu a webových stránek Ministerstva zemědělství. Data budou pomocí programu Excel slovně i graficky vyhodnocována a pomocí programu Gretl budou data využita k vytváření ekonometrických modelů vyjadřujících vlivy mezi zvolenými faktory.

Další část se bude zabývat analýzou časových řad a jejími předpoklady do budoucna. Po analýze časových řad bude následovat modelování ekonometrických modelů, jejich vyhodnocování a ověřování. Jako poslední budou provedeny prognózy, jejichž pomocí se bude odhadovat budoucí vývoj spotřeby hovězího masa.

2 Cíl práce

Cílem této práce je nejprve analyticky rozebrat vybrané determinanty mající vliv na produkci hovězího masa a pokusit se odhadnout jejich budoucí vývoj pomocí jejich dat a grafů. Hlavním cílem je kvantifikace determinant působících na produkci hovězího masa, na jeho spotřebu a import (export) použitím zvoleného ekonometrického modelu. Práce by dále měla prokázat užitím ekonometrického modelu souvztažnosti mezi spotřebou hovězího a vepřového masa. Posledním dílčím cílem práce je prognózovat budoucí hodnoty vybraných determinant.

3 Teoretická část

Aby bylo možné dosáhnout cíle, který je vytyčen v diplomové práci, je důležité znát teoretická východiska dané problematiky. Adekvátní znalost a pochopení teoretických souvislostí je základem pro zkoumání vztahů při řešení existujících problémů spojených s předmětem zájmu. V teoretické části práce jsou vymezeny především pojmy „hovězí maso“ a „produkce hovězího masa“.

3.1 Produkce masa

Podle Majzlíka (2004) maso obecně patří mezi biologicky nejhodnotnější potravinu živočišného původu. Je oblíbenou potravinou především kvůli obsahu hodnotných živin (bílkoviny), mnohostrannému kulinářskému využití se specifickými chuťovými vlastnostmi. Maso je jako potravina získávána z mnoha živočichů, zejména obratlovců, většina lidské potřeby je ale pokryta masem z hospodářských zvířat jako je skot, prasata, drůbež a ovce. Konzumace masa podléhá regionálním a náboženským vlivům. V Indii se nekonzumuje hovězí maso a například muslimské země nekonzumují vepřové maso.

Maso můžeme rozdělit na dvě skupiny - maso v širším a užším slova smyslu. Za maso v širším slova smyslu se považují veškeré tkáně zvířete, které je člověk schopen konzumovat. Maso v užším slova smyslu tvoří pouze maso od kosti, to znamená příčně pruhovaná svalovina, příslušné kosti, šlachy, povázky a tuk.

Druhy a kategorie jatečných zvířat:

SKOT

- telata do 150 kg - kvalitní dietetické maso
- mladý skot - býčci jalovičky 150 kg - 12 měsíců věku
- mladý býk - býk 12 - 24 měsíců
- volek - kastrát nad 12 měsíců věku
- jalovice - samice nad 12 měsíců věku do 1. porodu

Tabulka 1 Porážky skotu V České republice podle kategorií

	Počet kusů	Jatečná hmotnost (t)	Průměrná jatečná hmotnost (kg)	Živá hmotnost (t)	Průměrná živá hmotnost (kg)
Skot celkem	19 337	5 606	289,9	10 488	542,4
Dospělý skot	18 434	5 537	300,4	10 367	562,4
v tom					
býci	8 399	2 908	346,3	5 293	630,2
voli	43	12	273,0	21	496,9
jalovice	1 981	474	239,5	897	452,7
krávy	8 011	2 142	267,4	4 156	518,8
Mladý skot	200	30	148,2	54	272,0
Telata	703	39	56,1	67	94,7

Zdroj: Výzkumný ústav živočišné výroby

PRASATA

Jatečná prasata jsou prasata s živou hmotností nad 60 kg. Hlavní podíl produkce se plní produkcí masných prasat 80 - 120 kg, z nich jsou nejlépe finančně zhodnocena prasata okolo 110 kg.

DRŮBEŽ

Jatečná drůbež je nejčastěji vykrmována rychlovýkrmem brojlerů.

- Masný typ kura domácího – 42 dnů (hmotnost 1,8 kg)
- Masný typ krůty – 84 dnů (3,7 - 4,5 kg)

- 17 - 24 týdnů (8 - 10 kg)

Ostatní druhy hospodářských zvířat jsou z hlediska produkce masa menšinové. (Majzlík, 2004)

3.2 Hodnocení masné užitkovosti

Toto hodnocení lze provést na živém zvířeti nebo jatečném trupu. Aktuální stupeň nasazení svalstva a tuku na zvířeti nazýváme vykrmenost, vývin svalstva nazýváme zmasilost a vývin a rozložení tuku na jatečném zvířeti protučnění. Vykrmenost se může hodnotit zrakem a hmatem pozorovatele, zmasilost a protučnění se posuzuje pomocí řeznických hmatů. Rozhodnutí vyřazení zvířete z výkrmu na porážku je závislé na jatečné zralosti (věk či hmotnost), kdy je dosaženo optimálního složení jatečného trupu. U výkrmu skotu je velmi důležité stanovení optimální porážkové hmotnosti na rozdíl od prasat a drůbeže, kde je porážková hmotnost nastavena genotypem. (Majzlík, 2004; Saňudo, 2004)

Jatečná hodnota je komplexní pojem, který zahrnuje kvalitativní i kvantitativní ukazatele poráženého zvířete. Jejími složkami jsou jatečná výtěžnost (poměr mezi jatečnou hmotností a porážkovou hmotností), kvalita jatečného trupu a vedlejší produkty.

Průměrná jatečná výtěžnost skotu:

- Vykrmená telata 60 - 63% (hmotnost 150 – 200 kg)
- Mladý skot 55 - 60% (hmotnost 400 - 600 kg)
- Vyřazené krávy 35 - 50% (hmotnost 400 - 600 kg)

Kvalita jatečného trupu je dána složením jatečného těla, podílem tkání v partii, kvalitou masa a tuku. Složení jatečného těla, které určuje obchodní cenu zvířete, se zjišťuje bouráním. (Majzlík, 2004; Lawrie, 1991)

3.3 Výběr masných plemen skotu v systému ekologického zemědělství

Pro volbu plemene neexistují žádná konkrétní pravidla ani předpisy. Volbu plemene je však nutné podřídit ustanovení zákona č. 242/2000 sb., který vypovídá, že při volbě plemena je zapotřebí brát v úvahu schopnost zvířat přizpůsobit se místním podmínkám, jejich vitalitu a odolnost vůči nákazám. Dále musí být dána přednost domorodým plemenům. (Pulkrábek, 2015) Za optimální považujeme místní plemena,

jelikož jsou nejvíce přizpůsobivé místním podmínkám. Důležitým aspektem pro výběr plemene je jeho výkrmnost. Výkrmnost je vlastnost tvořit přírůstky v živé hmotnosti. Výkrmnost ovlivňuje průměrná tělesná hmotnost určitého plemene a jeho ranost. O ekonomice výkrmu rozhoduje především spotřeba krmiv na 1 kg přírůstku živé hmotnosti. V systému ekologického zemědělství je pro výkrmová plemena důležitá schopnost dosahování přírůstku i na pastvě. Dalším nezanedbatelným aspektem je jatečná výtěžnost. Jak již bylo řečeno, je to poměr hmotnosti jatečně opracovaného těla váženého v teplém stavu k čisté nákupní váze.

Chov skotu bez tržní produkce mléka je možno rozdělit do čtyř provozních záměrů:

1. Plemenné chovy s produkcí plemenného a chovného skotu. Do této skupiny paří čistokrevná stáda masných plemen skotu. Tato třída je nejnáročnější, ale také ekonomicky nejvýhodnější. Důležitá je krmivová základna a je kladen velký důraz na chovatele.
2. Užitkové chovy s produkcí zástavového skotu. Výstupem tohoto systému jsou telata, určená pro další výkrm o hmotnosti 250 - 330 kg a věku 8 - 10 měsíců.
3. Chovy s produkcí jatečných telat. Je určen pro produkci telat, které jsou poslány na porážku ihned po odstavu.
4. Výkrm odstavených telat. K výkrmu lze použít býčky i jalovičky, které nejsou vhodné nebo potřebné pro obnovu stáda. (Šarapatka, 2006)

3.4 Charakteristika masných plemen

Plemena lze rozdělit do několika kategorií, jednak podle tělesného rámce a také podle původu:

1. Evropská plemena středního rámce. Tato plemena mají vyšší ustájovací, chovatelské a krmivářské nároky. Odpovídají polointenzivnímu až intenzivnímu způsobu hospodaření. Do těchto plemen řadíme plemeno limusine, masný simentál, piemontes nebo belgické modré.
2. Anglická plemena středního rámce. Tato zvířata jsou odolná nepříznivým klimatickým a chovatelským podmínkám. Zástupci tohoto plemena jsou hereford a aberdeen-Argus.

3. Francouzská plemena velkého rámce. Tato plemena jsou velmi náročná na chovatelské podmínky, ale mají vysoký přírůstek a jsou vhodná pro intenzivní podmínky.
4. Hobby plemena. Jsou to plemena nejmenšího tělesného rámce, za to jsou vhodná do nejdrsnějších až extrémních klimatických podmínek. Hobby plemeno je například galloway a highland (skotský náhorní skot). (JURŠÍK, 2001)

3.5 Nákup a zpeněžování skotu

Jatečná zvířata se nakupují napevno v živém (dle živé hmotnosti a dle jakosti stanovené subjektivně) nebo napevno v mase (dle pohlaví, hmotnosti a jakosti jatečně opracovaného trupu). V zemích Evropské unie je od roku 1985 používána metoda EUROP (SEUROP). EUROP se snaží o objektivizaci hodnocení jatečných zvířat. U skotu bere v úvahu pohlaví, hmotnost, věk zvířat a hodnotí pět stupňů zmasilosti a pět stupňů protučnělosti. Klasifikaci a rozdělení do těchto 25 tříd provádí nezávislý klasifikátor. V České republice je Vyhláškou č. 354/2001 zavedena klasifikace jatečných těl skotu a ovcí ve smyslu aplikace systému SEUROP. (Majzlík, 2004; Lawrie, 1991)

3.6 Charakteristika hovězího masa

Hovězí maso je maso z tura domácího, které pochází již z vyhynulého pratura. Hovězím masem se myslí příčně pruhovaná svalovina a k ní přiléhající tkáně. Barva hovězího masa je cihlová, ta ale závisí na mnoha faktorech. Těmito faktory jsou především pohlaví, plemenná příslušnost, kvalita výživy, fyzická námaha a věk zvířete. Také různé části těla skotu mají různé odstíny. Mladší kusy mají světlou, bledě červenou a růžovou barvu masa. Jejich maso je pevné a málo prorostlé tukem. Býci mají maso hruběji vláknité, cihlově červené a dle plemenné příslušnosti mramorované mezisvalovým tukem. S rostoucím stářím zvířete se stává maso více suché a tuhé. Přítomnost těkavých mastných kyselin dává hovězímu masu typickou chuť a pach masa. Mladší kusy mají těchto látek méně a tak je jejich chuť méně výrazná. Typy skotu dělené na základě pohlaví a kastrace jsou býci plemenní, býci výkrmoví, volci, voli, jalovice, prvotelky a krávy. (Teubner, 2007; Sanudo, 2004)

Tuk v hovězím mase se nazývá lůj a až na výjimky má bílou barvu. Rozložení tuku v těle je velmi nerovnoměrné. Nejvíce tuku tvoří základ samotné tukové tkáně a to tuk zásobní a depotní. Větší množství této tukové tkáně je nežádoucí a vyskytuje se hlavně u starších kusů, především u krav. Pro dobrou chuť a správnou křehkost masa je podstatný tuk vnitrosvalový, který je rozložen mezi svalovými vlákny ve formě žilek a tvoří tzv. mramorování, viditelné řezu masa. Maso s optimálnějším množstvím mramorování je více žádané nežli maso libové. (Hrabě, 2006)

Nejdůležitější složkou masa jsou bílkoviny. Ty tvoří 18 až 22 % masa a jde převážně o plnohodnotné bílkoviny obsahující všechny esenciální mastné kyseliny. Důležitou roli ve vytvoření typické chuti a aroma masa mají extraktivní látky. Tyto látky vznikají zejména v průběhu postmortálních změn a zrání masa, a proto je důležité nechat maso dostatečně dlouho vyzrát. Nejvýznamnější z těchto látek jsou kyselina kosinová, glykoproteiny a glutamin. Hovězí maso a živočišné potraviny obsahují zejména vitamíny skupiny B, převážně pak B_{12}. Dalšími vitamíny obsaženými v hovězím mase je vitamín C a v tukových tkáních lipofilní vitamíny A, D, E. Hovězí také obsahuje minerální látky jako je síra a fosfor. Minerální látky se nachází ve svalovině ve formě iontů a tvoří přibližně 1% hmotnosti masa. Maso je dále zdrojem železa, vápníku, draslíku a hořčíku. Mimo jiné je hovězí bohaté také na zinek. (Steinhauser, 1995; Hrabě, 2006)

Dělení hovězího masa

Cílem bourání je rozdělit jatečnou půlku na čtvrtě přední a zadní a dále na základní části. Dělení se provádí hlavně z důvodu nadměrné velikosti poražených kusů a tudíž kvůli ulehčení manipulace. Označení masa na přední a zadní se odvozuje dle jakosti ovlivněné technologickými vlastnostmi daného kusu. (Sanudo, 2004)

Zadní čtvrť

Nízký roštěnec - nazývaný též jako roastbeef nebo roštěná má velmi jemné maso. V celku a bez kosti je vhodný na pečení i na minutovou úpravu.

Svíčková - je pruh svaloviny pod páteří a je nejhodnotnější částí hovězího. Jde o libové velmi křehké maso. Peče se v celku, minutově upravuje nebo se dá konzumovat také v syrovém stavu.

Hovězí bok - jinak nazýván také jako pupek obsahuje nejvíce tuku a vaziva ze všech částí zadní čtvrti. Bok je využíván především k vaření.

Kýta - tvoří více jak polovinu masa ze zadní čtvrti. Je tvořena kvalitním masem a skládá se z předkýtí (rumpsteak), hovězí váleček, vrchní šál, plátek vrchního šálu, spodní šál, velký ořech, malý ořech a vrchní část kližky.

Přední čtvrť

Vysoký roštěnec bez kosti - je prorostlá a mramorovaná část masa, která je vhodná na vaření, pečení nebo dušení.

Krk - má vysoký podíl vaziva a tuku. Hodí se na vaření nebo do polévky.

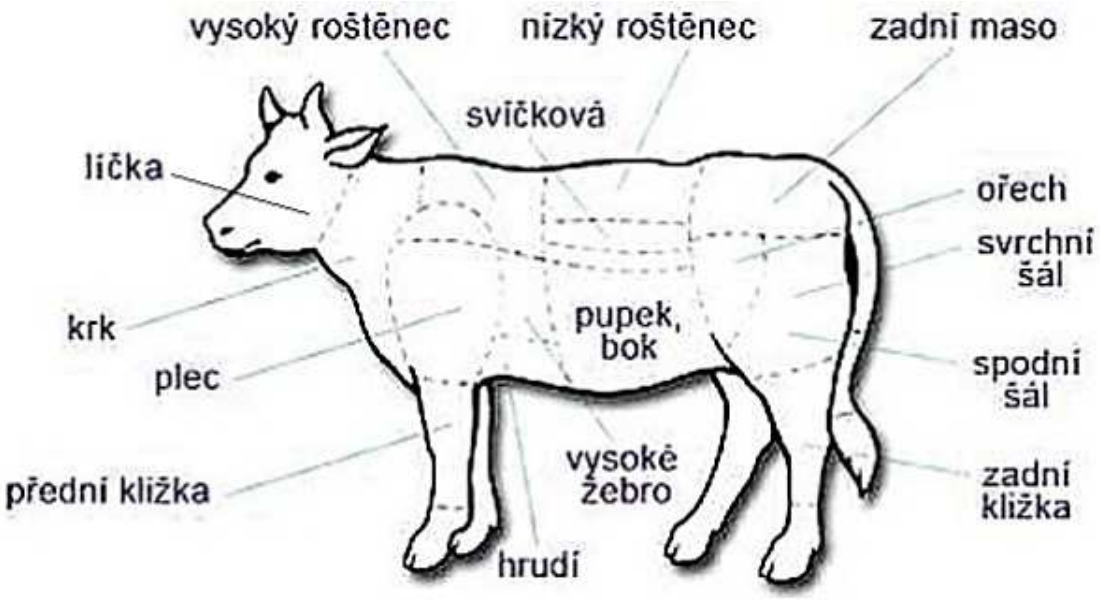
Hovězí hruď – dá se rozdělit na špičku hrudí a zadní hrudí. Na hruď navazuje hrudí s žebrem a vysoké žebro. Vše je vhodné na vaření.

Plec - je největší částí přední čtvrti a dělí se na několik částí jako kýta. Těmito částmi jsou hovězí plec, velká plec, vrchní plát, střední plec, kulatá plec. (Teubner, 2007)

Technologickým rozborem získáme u skotu tři základní kategorie masa

- Části hodnotné – svíčková, roštěnec, kýta - 43%
- Části středně hodnotné – plec, podplečí, krk - 32%
- Části málo hodnotné – bok s kostí a bez kosti, hrudí – 26% (Majzlík, 2005)

Obrázek 1 Části skotu (druhy masa)



Zdroj: google.com (obrázky)

Vady hovězího masa a nemoci skotu

DFD maso (dark firm dry) se vyznačuje malou změnou pH, maso je tuhé, málo šťavnaté a hnědočerné barvy. Tato vada je způsobena genetickou dispozicí, která se projeví při nadměrné zátěži zvířete. Zátěž vede k prudké glykolýze na kyselinu mléčnou, kyselina je vyplavena krví z těla a při nízké zásobě glykogenu nedojde k okyselení masa. Ve většině případů se vyskytuje u býků, kteří byli vykrmovaní ve vazném ustájení. K výskytu DFD u býků je způsobeno individuálním ustájením býků, kteří se snaží cestou na porážku soupeřit o místo v hierarchii, to může nakonec způsobit fyzické vyčerpání. U krav je výskyt DFD nižší díky jejich klidnějšímu temperamentu. Pro odhalení DFD se provádí měření pH, respektive pH_{24}. Pokud je hodnota pH_{24} vyšší než 6,2 je to ukazatel masa DFD. (Majzlík, 2004)

PSE maso je měkké, bledé a vodnaté s rychlým poklesem pH. U hovězího masa se tato vada vyskytuje jen výjimečně. PSE se vyskytuje u vyšlechtěných plemen na vysokou zmasilost, a to především u plemene bílo-modré belgické.

BSE (spongiformní encefalopatie), jinak nemoc šílených krav, je prionové onemocnění. Přenos encefalopatie ze skotu na člověka vyvolává tzv. variantní Creutzfeldt-Jakobovu nemoc. U krav tato nemoc způsobuje houbotvárné nezánětlivé onemocnění mozku. BSE dostala název nemoc šílených krav, protože v pozdním stádiu

nemoci vykazovaly krávy podivné chování. Zatím se nepodařilo dokázat na základě konkrétního případu, že přenos na člověka je možný. (Sanudo, 2004)

Cold shortening je zkrácení svalových vláken chladem. K této vadě dochází z důvodu zchlazení masa pod 10 ^{0}C před nástupem rigor mortis (posmrtná ztuhlost), čímž dochází k nevratné svalové kontrakci. Shortening je tedy způsobeno příliš rychlým šokovým zchlazením. Po většinou se tato vada vyskytuje u hovězího masa, jelikož je maso velmi tuhé a má nevhodné senzorické vlastnosti. (Majzlík, 2004)

3.7 Výroba hovězího masa ve světě a ČR

Produkce hovězího masa je ve většině zemí i v České republice pilířem živočišné výroby. Do roku 1990 bylo zabezpečení produkce řešeno plemeny s kombinovanou užitkovostí. Od roku 1992 docházelo k restrukturalizaci stád a začala se více chovat plemena s jednostrannou užitkovostí. Od té doby se také začaly zvyšovat počty chovaných specializovaných masných plemen. V České republice se v dnešní době chová 12 masných plemen. Některými z nich jsou aberdeen-angus, hereford, belgické bílomodré, limusin, charolais, masný simentál nebo také galloway. Všechna plemena se vyznačují vysokou nutriční kvalitou masa. Na celkové produkci jatečného skotu v ČR se nejvíce podílejí býci a jatečné krávy. V omezené míře pak jalovice a telata. (Teubner, 2007)

Globální obchod s hovězím masem se vzmáhá, produkce v EU ale klesá. Ceny zemědělských prvovýrobců se pohybují v horním koridoru, ale početní stavy skotu v EU klesají. V některých evropských státech došlo k odporažení většího množství krav již v roce 2011. I přes propad v produkci hovězího masa se z EU exportuje tak jako dříve. Za poslední roky rostly ceny hovězího masa tak výrazně, že mezi cenami v EU a ve významných třetích zemích byl jen nepatrný rozdíl. Současně rostla i světová poptávka. V Evropě jsou nejdůležitějšími producenty hovězího masa Francie, Německo a Itálie. (Lawrie, 1991)

Tabulka 2 Produkce hovězího masa v Evropských státech v tisících tun

Země / Období	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
EU (28 zemí)	8 191.18	8 258.41	8 130.23	7 765.58	:	:	7 578.24	7 271.65
Belgie	268.92	272.86	267.27	255.02	263.14	272.29	262.28	249.91
Bulharsko	22.75	21.73	14.63	4.7	:	:	5.32	5.68
Česká republika	79.71	79.33	80.02	77.03	74.26	72.12	65.71	64.83
Dánsko	128.7	129.99	128.4	126.4	131.2	133	125.4	125.2
Německo	1 192.95	1 185.23	1 209.71	1 174.12	1 186.72	1 159	1 140	1 106
Estonsko	14.48	14.7	14.77	9.64	8.96	7.62	7.24	7.56
Irsko	572.2	580.8	537.24	514.43	559	546.76	495.4	517.57
Řecko	60.69	57.69	56.87	57.17	58.03	59.23	56.16	50.12
Španělsko	670.41	643.17	658.33	598.43	606.59	604.11	591.38	580.84
Francie	1 509.52	1 531.82	1 518.22	1 466.67	1 521.17	1 559.35	1 477.17	1 407.9
Chorvatsko	59.39	54.76	58.1	48.8	55.41	53.75	46.78	47.27
Itálie	1 110.63	1 126.65	1 059.24	1 055.01	1 075.41	1 009.21	981.07	855.32
Lotyšsko	20.68	22.76	21.45	18.97	17.61	17.13	16.37	15.67
Maďarsko	33.55	34.52	32.37	29.7	27.9	25.98	24.71	22.64
Nizozemsko	383.65	385.57	378.38	401.75	388.61	381.56	373.44	379.1
Rakousko	214.58	215.57	221.16	223.65	224.79	220.66	221.12	227.2
Polsko	355.33	364.9	381.5	385.11	385.98	379.93	371	339.02
Portugalsko	105.31	91.25	108.54	102.71	93.66	96	92.99	84.09
Rumunsko	194.6	211.2	190.4	24.96	28.32	29.7	28.82	29.28
Slovinsko	37.91	36.2	36.94	35.26	35.77	35.57	33.09	32.1
Slovensko	21.41	22.99	19.86	15.79	13.61	11.28	9.76	9.53
Finsko	87.05	88.57	82.52	81.08	82.13	82.65	80.37	80.42
Švédsko	137.4	133.53	128.79	150.47	148.34	147.78	135.25	135.73
Spojené království	847.28	882.04	862.4	849.86	924.47	935.52	882.56	847.66

Zdroj: EUROSTAT (2014)

Největšími producenty hovězího masa ve světě jsou USA, Brazílie a Čína.

Tabulka 3 Produkce hovězího masa ve světě v miliónech tun

	Produkce	Vlastní spotřeba	Export	Import
Svět	65		8,2	7,8
USA	12	11,4	1,2	1,1
Brazílie	9,2	7,9	1,3	
Evropa	8	7,7	0,424	0,248
Čína	5,5	5,5		0,106
Indie[1)]	3,3	2	1,2	
Argentina	2,5	2,3	0,28	
Austrálie	2,2		1,4	
Rusko	1,4	2,5		1,15
Mexiko	1,8	1,9	0,23	0,3
Kanada	1,2	1	0,45	0,28
Německo	1,2	1,067	0,464	0,35

Zdroj: Výzkumný ústav živočišné výroby

3.8 Spotřeba hovězího masa

Od roku 1989 sice spotřeba masa klesá, avšak za posledních padesát let se téměř zčtyřnásobila. Od roku 1961 se světová spotřeba masa zčtyřnásobila ze 70 miliónů tun na 300 miliónů. Konzumace ale není ve všech státech rovnoměrná. Téměř 40 % světové spotřeby masa připadá pouze na vyspělé státy.

Podle statistik ministerstva zemědělství v České republice trvale klesá spotřeba masa. Každý Čech sní průměrně 75 kg za rok. I když tato spotřeba každým rokem klesá, stále je to dvojnásobek průměrné spotřeby ve světě (42 kg). V Čechách převládá konzumace vepřového masa, spotřeba hovězího masa značně klesá a spotřeba drůbežího masa v posledních letech stagnuje. (Pulkrábek, 2015)

Tabulka 4 Spotřeba masa na obyvatele v kilogramech za rok

Druh masa/rok	jednotka	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
MASO V HODNOTĚ NA KOSTI	kg	81,4	80,6	81,5	80,4	78,8	79,1	78,6	77,4	74,8
Vepřové	kg	41,5	40,7	42,0	41,3	40,9	41,6	42,1	41,3	40,3
Hovězí	kg	9,9	10,4	10,8	10,1	9,4	9,4	9,1	8,1	7,5
Telecí	kg	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1
Skopové, kozí, koňské	kg	0,4	0,4	0,3	0,3	0,4	0,4	0,4	0,4	0,4
Drůbeží	kg	26,1	25,9	24,9	25,0	24,8	24,5	24,5	25,2	24,3

Zdroj: Český statistický úřad

Příprava

Z hovězího masa se připravuje mnoho známých pokrmů. Oblíbené je především v americké, britské, francouzské a české kuchyni. Naopak ve středomoří a Asii se konzumuje velmi málo. Nejčastější úpravou hovězího masa je pečení vcelku. Tímto způsobem můžeme připravit například roastbeef nebo po nakrájení na plátky biftek, dále pak hovězí steak. V české kuchyni se využívá zejména k přípravě polévky a guláše. Z nejkvalitnějšího masa se dělá svíčková na smetaně a z nejméně kvalitního se připravují hamburgery a různé směsi jako je chili con carne. (Labužník, 2015)

4 Metodika

Metodika této práce se bude zakládat na znalostech ekonometrické analýzy, statistiky v podobě regresní a korelační analýzy. Dále na základě vybraných a zpracovaných časových řad bude proveden následující odhad. Dané odhady budou tedy realizovány na základě dostupných dat a průřezových šetření. (Hušek, 1992)

Kvantitativní analýza je na základě ekonometrického modelu vícestupňová abstrakce, která začíná nejprve kvalitativní analýzou zkoumaného ekonometrického systému. Jejím výsledkem je výchozí základní hypotéza, neboli ekonomický model, který pomocí matematické transformace a statistické specifikace převede model na ekonometrický. Následuje kvantifikace ekonometrického modelu, která spočívá v odhadu jeho parametrů. Dalším krokem je ekonomická a statistická verifikace odhadnutého modelu a konečnou fází je praktické využití ekonometrického využití pro účely analýzy, ověřování postulátů, pro prognostické účely a také slouží jako nástroj ekonomického rozhodování a optimálního řízení hospodářství. (Hušek, 1992; Florens, 2007)

Postup se bude skládat z následujících kroků:

1. Tvorba ekonomického modelu
2. Konstrukce ekonometrického modelu a specifikační předpoklady - nepřítomnost multikolinearity
3. Sběr, zpracování a analýza vstupních dat
4. Odhady parametrů ekonometrického modelu - BMNČ
5. Ekonomické ověření modelu - interpretovatelnost
6. Statistické a ekonometrické ověření
7. Aplikace ekonometrického modelu nebo jeho zamítnutí
   (Hančlová, 2012; Hušek, 1992)

4.1 Konstrukce ekonometrického modelu

Ekonometrickým modelem rozumíme matematický model, který je matematicko-statistickou formulací ekonomické hypotézy. Vyjadřuje závislost ekonomických veličin na veličinách, které je podle hypotézy vysvětlují. Tyto závislosti mohou být popsány

jednou či více rovnicemi buď vzájemně nezávislými, nebo propojenými vzájemnými zpětnými vazbami. (Hušek, 2007)

Aby bylo dosáhnuto požadovaných vlastností odhadovaných parametrů, aby byly nestranné, nejlepší a konzistentní, je zapotřebí splnit předpoklady lineárně regresních modelů. Odhadnuté parametry by měly být stabilní a časově neproměnné. Pro model je podstatná správně zvolená funkční forma modelu jako takového, ale především neopomenutí žádné podstatné vysvětlující proměnné a vypuštění těch proměnných, které jsou irelevantní. Pro sestavení modelu je zapotřebí ověřit všechny předpoklady, které jsou potřebné k aplikaci daného postupu. Jde zejména o charakter rozdělení náhodných složek a vzájemnou nezávislost pozorování jednotlivých vysvětlujících proměnných. Je tedy nežádoucí přítomnost autokorelace a existence perfektní multikolinearity. Dalšími předpoklady jsou konečný a konstantní rozptyl náhodné složky a průměr náhodné složky a její normální rozdělení. Pokud by nebyly správně dodrženy uvedené předpoklady, je pravděpodobné, že výsledky budou nereálné nebo statisticky nevýznamné. Dále může být vysvětlení změn vysvětlujících proměnných neúplné a podmíněné hodnotami proměnných, které nebyly do modelu zahrnuty. (Hušek, 1992; Hušek, 2007)

Jednorovnicový model

Jednorovnicový model, jinak nazývaný standardní nebo základní, regresního typu vyjadřuje explicitně závislost jedné vysvětlované proměnné na několika vysvětlujících nezávisle proměnných a na náhodné složce. Jde tedy o matematický lineární náhodný model, který může být statický či dynamický. Jeho vyjádření je:

$$y_{t=}b_0+b_1x_{t1}+\ldots b_kx_{tk}+u_t \quad (t=1,2,\ldots,n)$$

kde

y_t – hodnota vysvětlované proměnné

b_0 – absolutní člen regrese

$b_1 \ldots b_k$ – parametry modelu

$x_{t1 \ldots} x_{tk}$ – vysvětlující proměnné

u_t – náhodná složka

n – počet prvků (počet zkoumání)

Odhadnuté regresní koeficienty či parametry modelu vyjadřují kvantitativně vliv změny jednotlivé vysvětlující exogenní proměnné na hodnotu endogenní za předpokladu, že ostatní exogenní proměnné se nemění. Odhad parametrů ekonometrického modelu je možný pouze na základě statistických dat, která jsou představována konečným výběrem napozorovaných hodnot endogenní proměnné a všech exogenních proměnných. (Ristvej, 2009; Pindyck, 1998)

Aby odhady parametrů lineárního regresního modelu, získané metodou nejmenších čtverců, měly žádané vlastnosti, musí být splněno:

- Nepřítomnost autokorelace reziduí
- Homoskedasticita
- Normální rozdělení
- Nulový průměr náhodné složky u_t
- S^2_u konečný a invariantní v čase
- Nezávisle proměnné jsou nenáhodné a fixní v opakujících se souborech
- Neexistence perfektní multikolinearity
  (Ristvej, 2009; Hančlová, 2012; Hušek, 1992)

Vícerovnicový model

Vícerovnicový model se vytváří soustavou rovnic a umožňuje vysvětlovat hypotézy o vývoji hospodářství jako celku a nebo jeho souborných částí. Tyto souborné části vytvářejí komplex ekonomických charakteristik, které mají samostatnou interpretaci a vytvářejí vztahy a závislosti s jinými částmi ekonomiky.

Pro vysvětlení komplexnosti modelu se ve vícerovnicových modelech používají endogenní a predeterminované proměnné. Endogenní proměnné mohou v některých případech vystupovat i jako vysvětlující proměnné. Proto je zapotřebí v komplexních modelech rozlišovat endogenní proměnné, které jsou vysvětlované rovnicemi modelu a predeterminované proměnné, ke kterým patří všechny ostatní vysvětlující proměnné.

Ve vícerovnicovém modelu můžeme zkoumat každou rovnici zvlášť jako jednorovnicový model nebo všechny rovnice jako celek.

Simultánní soustava lineárních rovnic se v komplexním modelu vyjadřuje:

$y_{1t}=a_{11}y_{1t}+\ldots a_{1k}y_{kt}+b_{10}x_{0t}+\ldots+b_{1m}x_{mt}+u_{1t}$

$y_{2t}=a_{21}y_{1t}+\ldots a_{2k}y_{kt}+b_{20}x_{0t}+\ldots+b_{2m}x_{mt}+u_{2t}$

.

.

$y_{kt}=a_{k1}y_{1t}+\ldots a_{kk}y_{kt}+b_{k0}x_{0t}+\ldots+b_{km}x_{mt}+u_{kt}$

Uvedená rovnice je strukturální formou ekonometrického modelu. Vyjadřuje pozorovanou strukturu vztahů mezi proměnnými bez ohledu na to, jestli jde o endogenní nebo predeterminované proměnné.

(Ristvej, 2009; Pindyck, 1998)

4.2 Odhad ekonometrického modelu

Odhad ekonometrického modelu slouží především k odhadu numerických hodnot jeho parametrů, včetně náhodných, pomocí vhodně zvolených ekonometrických postupů. Je možné ho vytvářet z údajů časových řad nebo průřezových údajů. V první řadě je zapotřebí shromáždit a upravit adekvátní statistická data. Pokud uvažujeme soustavu simultánních rovnic, které obsahují přímé nebo nepřímé zpětné vazby mezi endogenními proměnnými, musíme navíc před odhadem modelu zkoumat identifikovatelnost modelu. U vícerovnicových modelů je možno odhadnout jednotlivé rovnice zvlášť nebo všechny najednou. Podle volby způsobu odhadu rozlišujeme metody s omezenou informací a s informací úplnou. (Ristvej, 2009; Florens, 2007)

Běžná metoda nejmenších čtverců

K odhadu parametrů lineárního regresního modelu se nejčastěji používá metoda nejmenších čtverců (BMNČ) především z důvodu její jednoduchosti. BMNČ poskytuje nejlepší, nestranné a konzistentní odhady parametrů modelu, pokud jsou splněny předpoklady lineárně regresního modelu (Hušek, 2007). [Podstatou této metody je nalezení parametrů, které minimalizují součet čtverců odchylek teoretických hodnot vysvětlované proměnné, od jejích skutečných hodnot. Jinými slovy, odhadnuté

parametry LRM jsou nejlepší, nestranné a konzistentní, jestliže jsou splněny dané předpoklady LRM.] (Hušek, 1992)

$$S = \sum_{i=1}^{n} (y_i - Y_i)^2 = \min$$

Vzorec pro odhad parametrů lze z předchozího vzorce zjistit jednoduchým způsobem s použitím matematické analýzy. Pokud je za úkol dáno nalezení parametrů modelu, které minimalizují, potom stačí provést parciální derivace vztahu podle odhadovaných parametrů a položit je rovny nule. Pro praktické účely je možné z obdržené soustavy rovnic zobecněním pro ,,k“ vysvětlujících proměnných získat vztah:

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

kde γ představuje vektor odhadovaných parametrů, X matici o rozměru n x k, která obsahuje napozorované hodnoty vysvětlujících proměnných a y představuje vektor obsahující napozorované hodnoty vysvětlované proměnné. (Hušek, 1992)

4.3 Multikolinearita

Multikolinearita vyjadřuje závislost mezi dvěma a více vysvětlujících proměnných v rovnici. Vysoká multikolinearita je nežádoucí, jelikož při jejím výskytu není možné oddělit vlivy jednotlivých vysvětlujících proměnných na proměnnou vysvětlovanou. Perfektní multikolinearita nastává, když závislost mezi dvěma či více vysvětlujícími proměnnými je deterministická, to znamená, že párový korelační koeficient nebo koeficient vícenásobné korelace je roven 1. Pokud se v modelu perfektní multikolinearita vyskytuje, nelze takový model správně odhadnout. (Ristvej, 2009; Pindyck, 1998)

Vysoká multikolinearita se nejvíce vyskytuje tehdy, když hodnoty vysvětlujících proměnných mají nízkou variabilitu. To znamená, že vyvarovat se výskytu vysoké multikolinearity je možné zajištěním dostatečné variability vysvětlujících proměnných. Přesto je v modelu určitá výše multikolinearity vždy přítomná. Přítomnost vysoké multikolinearity zabraňuje dosáhnout přesného odhadu parametrů vysvětlujících proměnných, které tuto multikolinearitu způsobují. Nejlepší znalost velikosti parametrů je ale nezbytností při aplikaci modelu ve strukturální analýze. Přítomnost vysoké

multikolinearity je možné vyčíslit pomocí korelační matice. Korelační matice obsahuje párové korelační koeficienty jednotlivých vysvětlujících proměnných a je symetrická podle hlavní diagonály. Jestliže některý z párových korelačních koeficientů dosahuje vyšších hodnot než 0,8, znamená to, že se v modelu vyskytuje vysoká multikolinearita. (Hušek, 1992; Pindyck, 1998)

Multikolinearitu je možné snížit několika způsoby. Některými z nich jsou použití speciálních umělých proměnných, tzv. dummy proměnných, vhodnou transformací podkladových údajů, vypuštěním proměnné způsobující vysokou multikolinearitu nebo pořízením kvalitnějších dat. (Hušek, 1992)

4.4 Předpoklady o náhodné složce

Autokorelace reziduí

Autokorelace náhodných složek je jev, kterým označujeme porušení Gauss-Markovova požadavku pro možnost odhadu regresních parametrů metodou nejmenších čtverců. Toto porušení je identifikováno nesplněným předpokladem náhodné složky o nenulové kovarianci - v kovariační matici náhodných složek se mimo hlavní diagonálu vyskytují samé nuly. Normální rozdělení náhodných složek je obvykle po dvojicích nezávisle. Tato nezávislost je často narušována při použití údajů z časových řad. Příčinami vzniku autokorelace jsou:

1. Chybná specifikace modelu - tzv. kvaziautokorelace
2. Přílišná aproximace v modelu (např. místo x^2 použijeme x)
3. Použití časově zpožděných proměnných v modelu
4. Zahrnutí chyb měření do vektoru **u**
5. Použití upravených dat – např. extrapolovaných, centrovaných, interpolovaných
6. Vynechání některé důležité vysvětlující proměnné
7. Nesprávná specifikace vlastnosti náhodné složky

Autokorelace způsobuje ztrátu vydatnosti odhadu i asymptotické vydatnosti odhadu regresních parametrů. Dále způsobuje vychýlení chyb $\boldsymbol{\sigma^2}$ a s_{bj}, nadhodnocení R^2, zatímco t-testy jsou slabé a rezidua jsou podhodnocená.

Zjištění přítomnosti autokorelace lze provést pomocí Durbin-Watsonova testu, nejpoužívanějším testem autokorelace prvního řádu, při předpokladu úrovňové konstanty modelu a zamezení výskytu stochastických proměnných jako regresorů.

Obrázek 2 Durbin-Watsonův test- vzorec

$$d_w = \frac{\sum_{t=2}^{N} (u_t - u_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^{N} u_t^2}$$

Zdroj: google.com (obrázky)

Pro výslednou charakteristiku nelze určit kritickou hodnotu, při které bychom odmítli hypotézu H_0 při testování proti d-statistice. Postup vyhodnocení je:

1. Statistika d má střední hodnotu E (d) = 2 a nachází se v intervalu <0;4>
2. Stanovíme tabulkové hodnoty dolní a horní meze podle stupňů volnosti modelu
3. Porovnáme hodnotu d s následujícími intervaly a na základě pozice d vyhodnotíme autokorelaci:

- Interval <0;d_D> značí pozitivní autokorelaci
- V intervalu <d_D;d_H> nemůžeme rozhodnout, zda se jedná o korelaci, či nikoliv
- Interval <d_H;2> poukazuje na statisticky nevýznamnou pozitivní autokorelaci
- Interval <2;4-d_H> poukazuje na statisticky nevýznamnou negativní autokorelaci
- V intervalu <4-d_H;4-d_D> nemůžeme rozhodnout, zda se jedná o korelaci, či nikoliv
- Interval <4-d_D;4> poukazuje na statisticky významnou negativní autokorelaci (Hušek, 1992; Florens, 2007)

Heteroskedasticita

Podmínka klasického lineárního regresního modelu v sobě zahrnuje požadavek konečného a konstantního rozptylu náhodných složek a tedy i reziduí, tudíž homoskedasticity. Opakem homoskedasticity je heteroskedasticita. Heteroskedasticita je nekonstantnost rozptylu náhodných poruch a teda i reziduí. S tímto jevem se setkáváme tehdy, když dochází k velkým změnám v hodnotách vysvětlujících proměnných, ale i v případě pokud byla vynechaná podstatná proměnná modelu, která se v tom případě vyskytuje v rámci náhodné složky.

Heteroskedasticita způsobuje, že odhady regresních koeficientů MNČ (metody nejmenších čtverců) ztrácí některé optimální vlastnosti jako vydatnost a asymptotickou vydatnost. Odhady rozptylů a standardních odchylek parametrů jsou vychýlené, to znamená, že intervalové odhady a testy významnosti parametrů jsou podhodnocené, anebo nadhodnocené a výsledky jsou tudíž nereálné. (Griliches, 1983; Hušek, 1992; Pindyck, 1998)

Pokud se v modelu vyskytne heteroskedasticita, nejprve prozkoumáme původní specifikaci modelu a zjistíme, jestli nebyla heteroskedasticita způsobená vynecháním některé významné vysvětlující proměnné. Pokud tomu tak není, přistupuje se zpravidla k transformaci modelu, který zajistí, aby transformované náhodné složky měly konečný a konstantní rozptyl. Mezi nejpoužívanější transformace ekonometrického modelu jsou druhá odmocnina z původních hodnot, logaritmus původních hodnot nebo inverzní hodnota. Dalším postupem při existenci heteroskedasticity je použití BMNČ. (Griliches, 1983; Hušek, 1992; Pindyck, 1998)

Normalita rozdělení

Normální rozdělení je rozdělení spojité náhodné veličiny. Může se použít všude, kde kolísání náhodné veličiny je způsobeno součtem velkého počtu nepatrných a vzájemně nezávislých vlivů. Klasickým typem veličin, které se řídí tímto rozdělením, jsou náhodné chyby. Význam tohoto rozdělení spočívá v tom, že za jistých podmínek formulovaných centrální limitní větou dobře aproximuje řadu jiných pravděpodobnostních rozdělení. (Griliches, 1983; Ristvej, 2009)

O splnění předpokladu normálního rozdělení se můžeme přesvědčit na základě věcných důvodů a zkušeností s proměnnými, které zkoumáme. Ověřit normalitu znamená položit hypotézu $H_0: x \sim N_p(\mu, \sigma^2)$ proti obecné alternativě H_1. K tomuto ověřování se používá několik testů. Dobře zvolený test normality odkryje i nepatrné odchylky od normality a povede k zamítnutí hypotézy H_0, že x má normální rozdělení. Drobné odchylky však většinou nebrání v provedení následné analýzy. (Griliches, 1983; Ristvej, 2009)

Ověřování jednorozměrné i vícerozměrné normality je možné provádět testem chí-kvadrát testem dobré shody, Kolmogorov-Smirnovým testem nebo například Shapiro-Wilkovým testem. Chí-kvadrát dobré shody je založen na posouzení rozdílu

mezi skutečnými četnostmi výskytu hodnot ve výběrovém souboru a četnostmi očekávanými, které odpovídají příslušnému předpokládanému rozdělení pravděpodobností (Gaussovu normálnímu rozdělení). Chí-kvadrát test tedy rozhoduje, jestli je rozdíl mezi skutečnými a očekávanými četnostmi způsoben pouze náhodně a výběrový soubor pochází z populace s normálním rozdělením, nebo je rozdíl tak velký, že je způsoben tím, že výběrový soubor nepochází z populace odpovídající Gaussovu normálnímu rozdělení, ale z nějakého neznámého rozdělení. (Griliches, 1983; Ristvej, 2009)

4.5 Verifikace ekonometrického modelu

Odhadnutý ekonometrický model je zapotřebí před jeho aplikací na teoretické i praktické problémy nejdříve ověřit a vyhodnotit, zda jsou všechny získané odhady parametrů v souladu s apriorními omezeními výchozí ekonomické hypotézy. Verifikace modelu zahrnuje rozhodnutí o jeho reálnosti, posouzení statistické významnosti odhadnutých parametrů, posouzení statistické významnosti modelu jako celku, statistické ověření splnění předpokladů o charakteristikách náhodné složky modelu, o nezávislosti vysvětlujících proměnných, např. zkoumáním problému autokorelace reziduí, multikolinearity, heteroskeradisticity atd. (Hušek, 1992; Ristvej 2009)

Ekonomická verifikace

Ekonomická verifikace odhadnutého modelu vychází z apriorních ekonomických kritérií a je nezbytnou podmínkou ekonomické interpretace výsledků kvantifikace. Při ekonomické verifikaci nejdříve ověříme správnost znamének a dále velikosti numerických hodnot odhadnutých parametrů. Pokud je zjištěn rozpor s apriorními předpoklady nebo omezeními, musí se model nebo jeho rovnice specifikovat jiným způsobem nebo je zapotřebí přezkoumat reálnost teoretických východisek. Pokud nejsou zjištěny žádné rozpory, můžeme odhadnuté parametry interpretovat ve shodě s ekonomickými teoriemi a tudíž je model adekvátním zobrazením zkoumaného ekonomického problému. (Hušek, 1992; Ristvej 2009)

Statistická verifikace

Statistická verifikace slouží k posouzení statistické charakteristiky jednotlivých odhadnutých parametrů i celého ekonometrického modelu. K této verifikaci se používají statistické testy, které nám ověří přesnost nebo významnost výsledků kvantifikace pro

daný výběr pozorování. Používanými testy jsou například t a F testy statistické významnosti odhadů, standardní chyby odhadnutých parametrů nebo koeficient vícenásobné determinace. Přesnost odhadů je možno provést určením intervalů spolehlivosti pro jejich hodnoty nebo statistickým testováním hypotézy. (Hušek, 1992; Ristvej 2009)

Ekonometrická verifikace

Ekonometrickou verifikací ověřujeme podmínky nutné k úspěšné aplikaci konkrétních metod nebo testů (oprávněnost použití konkrétní metody či testu). Každý takovýto test vychází z daných předpokladů a až při jejich splnění můžeme brát jeho výsledky za adekvátní. Pokud model splňuje všechna kritéria verifikace, je reálně použitelný třeba pro účely predikce. Pokud předpoklady nejsou splněny, potom odhady parametrů nemají některé optimální vlastnosti nebo testy pozbývají platnosti a poskytují nereálné závěry. Ekonometrickými testy jsou testy autokorelace náhodných složek, kritéria stupně multikolinearity vysvětlujících proměnných, podmínky identifikovatelnosti interdependentních strukturních rovnic simultánního modelu. (Hušek, 1992)

Matematická verifikace

Tato verifikace slouží k ověření správnosti provedených výpočtů parametrů. Správnost se provádí pomocí rovnosti teoretické hodnoty vysvětlujících proměnných modelu, která se dosazuje do odhadnuté rovnice, a průměrné hodnotě vysvětlované proměnné. (Hušek, 1992; Ristvej 2009)

4.6 Způsoby využití modelu

Praktická aplikace odhadnutého ekonometrického modelu je poslední fází. Je mnoho způsobů využití odhadnutého ekonometrického modelu jak na mikroúrovni při kvantifikaci a testování ekonomických hypotéz, tak na mikroúrovni při zkoumání vztahů mezi ekonomickými proměnnými, jako je poptávka, spotřeba, ceny nebo důchody. Odhady parametrů slouží k analýze, tj. verifikaci výchozí ekonomické teorie, k prognózování budoucích hodnot vysvětlovaných proměnných nebo k výběru hospodářské politiky pro potřeby optimálního řízení. (Hušek, 1992; Ristvej 2009)

Analytická aplikace (ex post) spočívá v interpretaci a testování významu odhadnutých parametrů i modelu jako celku. Cílem je ověření shody závěrů, vycházejících z odhadnutého modelu, s výchozí ekonomickou hypotézou. Ex post je simulační metoda pro ověřování reálnosti modelových výsledků a umožňuje posoudit, s jakou přesností odhadnutý model popisuje změny a reakce vysvětlovaných proměnných při měnících se hodnotách vysvětlujících faktorů. (Hušek, 1992)

Prognostická aplikace (ex ante) neboli predikce, slouží k odhadu hodnot endogenních proměnných pomocí odhadnutého modelu v následujících obdobích. (Hušek, 1992)

5 Vlastní práce

Analýza spotřeby a produkce hovězího masa

V praktické části budou analyzovány trendy vývoje některých ukazatelů, které mají vliv na spotřebu, produkci, import a export hovězího masa. Mezi podkladová data byly vybrány proměnné, které by měly dle ekonomické teorie významně působit při modelování modelů. Pomocí ekonometrické analýzy budou poté odhadnuty dva jednorovnicové modely závislosti, a to spotřeby a produkce na jednotlivých determinantech. Na tyto modely bude použita běžná metoda nejmenších čtverců. V rovnici spotřeby bude použita cena hovězího masa, průměrná měsíční mzda a spotřeba hovězího masa jako exogenní proměnné. U modelu produkce budou jako exogenní proměnné využity cena hovězího masa, výroba hovězího masa v předchozím roce a dovoz hovězího masa.

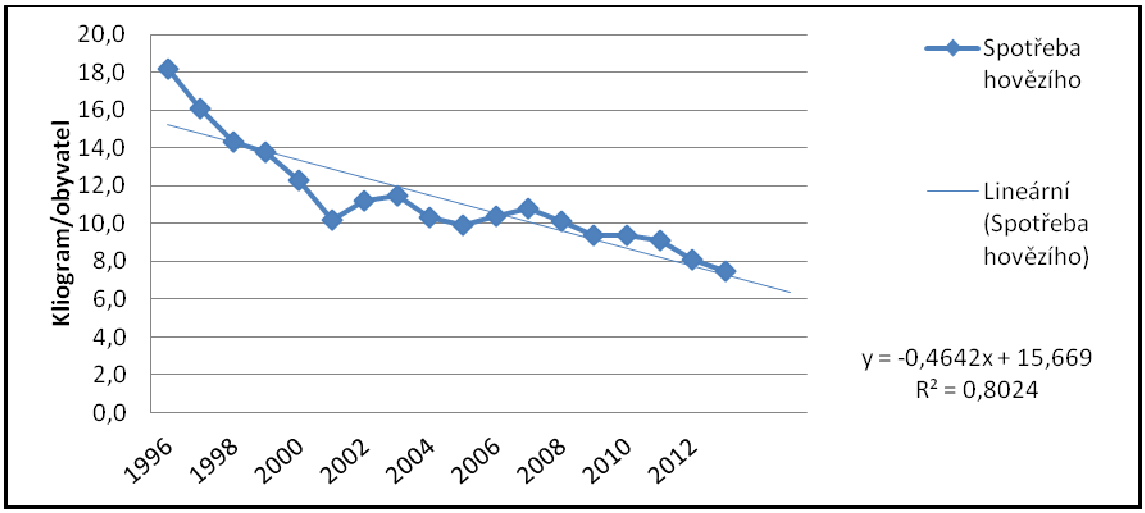
Poté bude odhadnut čtyřrovnicový simultánní model, kde budou endogenními proměnnými spotřeba, produkce, import a export hovězího masa. Na rozdíl od jednorovnicového modelu bude tento model odhadnut pomocí dvoustupňové metody nejmenších čtverců. Rovnice spotřeby a produkce budou vytvořeny podobně jako u jednorovnicových modelů. V rovnici exportu budou využity jako exogenní proměnné cena exportu a vývoz hovězího masa v předchozím roce. V poslední rovnici (importu) jsou exogenními proměnnými import předchozího roku, spotřeba hovězího masa a cena importovaného masa. Za simultánním modelem budou navazovat ekonometrické prognózy ex-post a ex-ante.

5.1 Analýza vybraných faktorů

Spotřeba hovězího masa

Jedním z hlavních trendů je vývoj spotřeby hovězího masa v kilogramech na osobu. Trend je zobrazen pomocí grafu v letech 1996 - 2013.

Graf 1 Spotřeba hovězího masa v kilogramech na osobu



Zdroj: Vlastní zpracování

Jak je vidět z grafu, tak spotřeba hovězího masa zaznamenává od roku 1996 klesající tendenci. I přes růst spotřeby v některých letech jde o jeden z největších poklesů spotřeby, který česká potravina od roku 1989 zažívá. V posledních dvaceti letech klesla spotřeba o 60,3 % a průměrně nadále klesá o 0,46 kilogramu ročně. V roce 1992 se podílela spotřeba hovězího masa 25% na spotřebě nejdůležitějších druhů mas, v roce 2013 už je to jen okolo 10 %. O klesání svědčí i fakt, že spotřeba svého maxima dosáhla na počátku a svého minima na konci sledovaného období. (Český statistický úřad, 2015)

Hlavními důvody tohoto neustálého klesání mohou být rostoucí trend spotřeby rostlinných výrobků na úkor živočišných a stoupající obliba kuřecího masa. Spotřeba hovězího masa mohla být také ovlivněna neustále stoupající cenou hovězího, která od roku 1996 vzrostla z 95 Kč na 157 Kč (Viz. Následující graf). I když v roce 2001 napomohly poklesu spotřeby hovězího masa masivní kampaně na onemocnění šílených krav, z dlouhodobého hlediska to na spotřebu nemělo výrazný vliv.

Podle odhadnuté trendové funkce a její lineární přímky je zřejmé, že pokud nenastane nějaká zásadní změna ve spotřebě potravin, bude i během následujících dvou

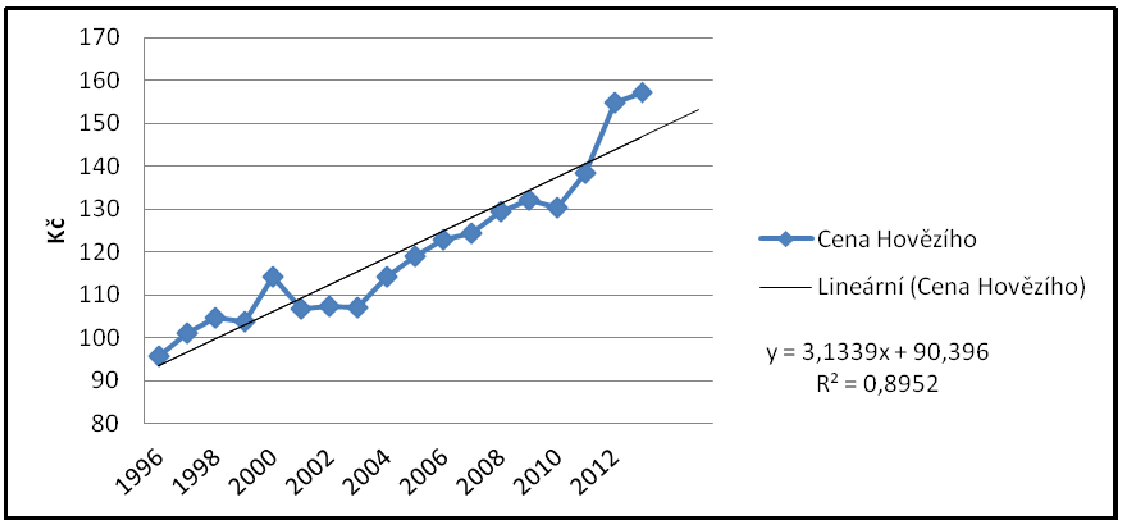
let spotřeba hovězího masa stále klesat. Spotřeba hovězího masa je využita v jednorovnicovém modelu spotřeby hovězího masa jako endogenní proměnná a ve vícerovnicovém simultánním modelu jako exogenní v rovnici dovozu.

Následující popsané determinanty (cena hovězího masa, průměrná měsíční mzda a spotřeba hovězího masa) mají podle ekonomické teorie vliv na spotřebu hovězího masa a jsou také zařazeny do následujícího ekonometrického modelu jako exogenní proměnné. K vyjádření trendu daných determinant bude použito grafů, tak jako u spotřeby.

Cena hovězího masa

Cena má výrazný vliv na spotřebu jakékoliv potraviny, u hovězího masa tomu tak je také, ale jelikož hovězí maso nepatří mezi nezbytné statky, je vliv ceny o to větší. Je tomu tak i dobrou dostupností přímých substitutů. Pokud stoupne cena hovězího masa, o to méně kilogramů ročně si ho může domácnost finančně dovolit. V již zmíněném grafu cen hovězího masa je vidět, že cena stoupla od roku 1996 téměř dvojnásobně. Velký podíl na tomto zvýšení má samozřejmě inflace. Z grafu také vyplývá, že cena hovězího poklesla v roce 2001 z důvodu prokázání nemoci šílených krav u několika kusů. Od roku 2010 zaznamenává velmi výrazné zvýšení a podle prognózy by se měla cena dále zvyšovat, i když ne tak výrazně. Průměrné roční navýšení ceny v budoucnu by mělo být podle odhadu 3,1 Kč. Jelikož cena hovězího masa ovlivňuje výrobu tak i spotřebu hovězího masa, je použita v jednorovnicovém modelu spotřeby i výroby jako exogenní proměnná.

Graf 2 Vývoj ceny hovězího masa v českých korunách

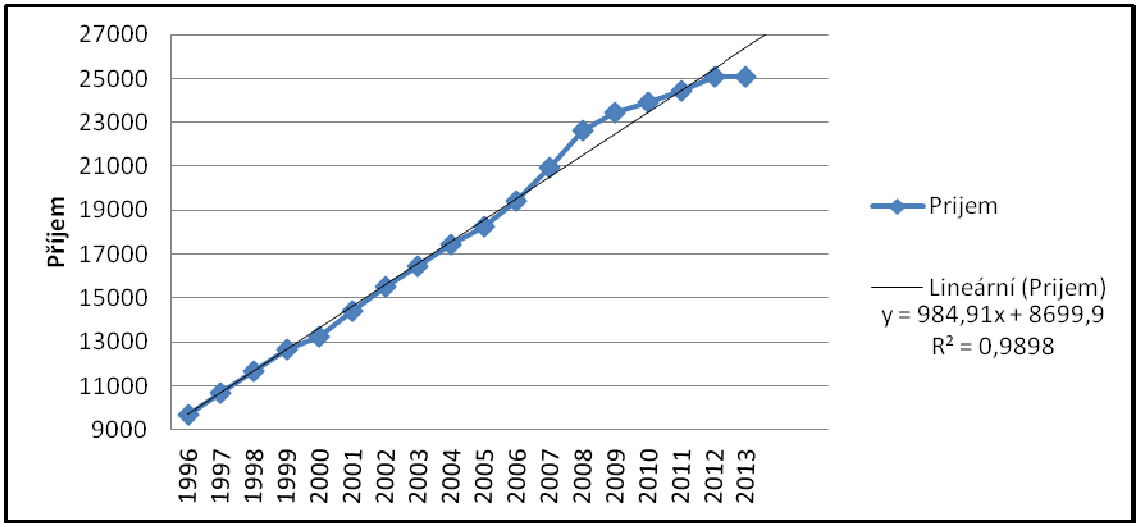


Zdroj: Vlastní zpracování

Průměrná měsíční mzda

Následující graf zobrazuje plynulý růst příjmu obyvatel v letech 1996 - 2013. Od roku 1996 průměrný příjem pouze rostl a zvýšil se více jak o 250 %. Průměrná měsíční mzda vzrostla od roku 1996 z 9 600 Kč až na 25 000 Kč. K prudšímu nárůstu došlo v roce 2007, kdy dosáhlo HDP svého maxima. Od roku 2008 průměrná měsíční mzda rostla výrazně pomaleji. To bylo nejspíše způsobeno velkou hospodářskou krizí a poklesem růstu HDP. V příštích letech by měl měsíční plat růst průměrně o 985 Kč za rok.

Graf 3 Průměrný měsíční příjem v českých korunách

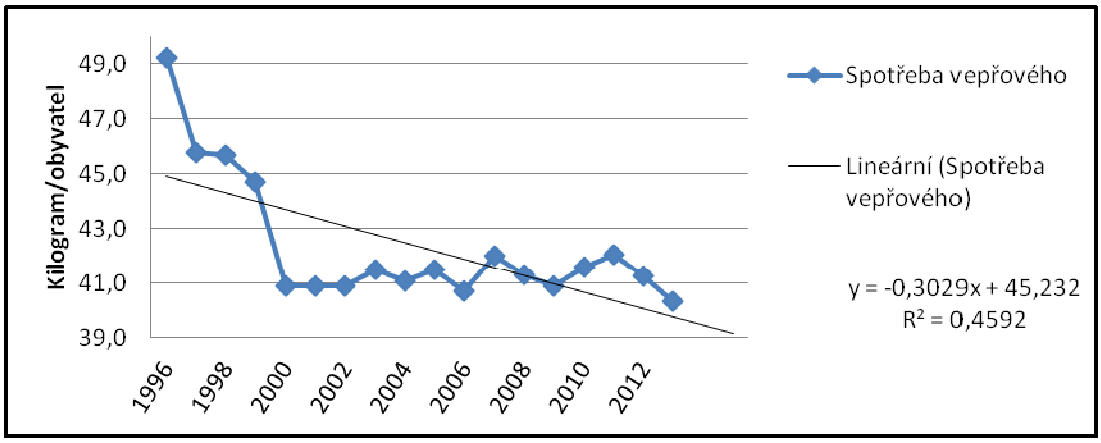


Zdroj: Vlastní zpracování

Spotřeba vepřového masa

Vepřové maso je přímý substitut hovězího masa, tudíž je použito jako exogenní proměnná v modelu spotřeby hovězího masa. Vepřové zaznamenalo výrazný pokles v letech 1996 - 2000, ale na rozdíl od hovězího masa od roku 2000 již téměř neklesá a jeho hodnota osciluje okolo 40 kilogramů. Vepřové maso je v posledních letech nejvíce spotřebovávaným masem v České republice., a i přesto je prognóza taková, že by měla spotřeba klesat o 0,3 kilogramu ročně.

Graf 4 Spotřeba vepřového masa v kilogramech na osobu

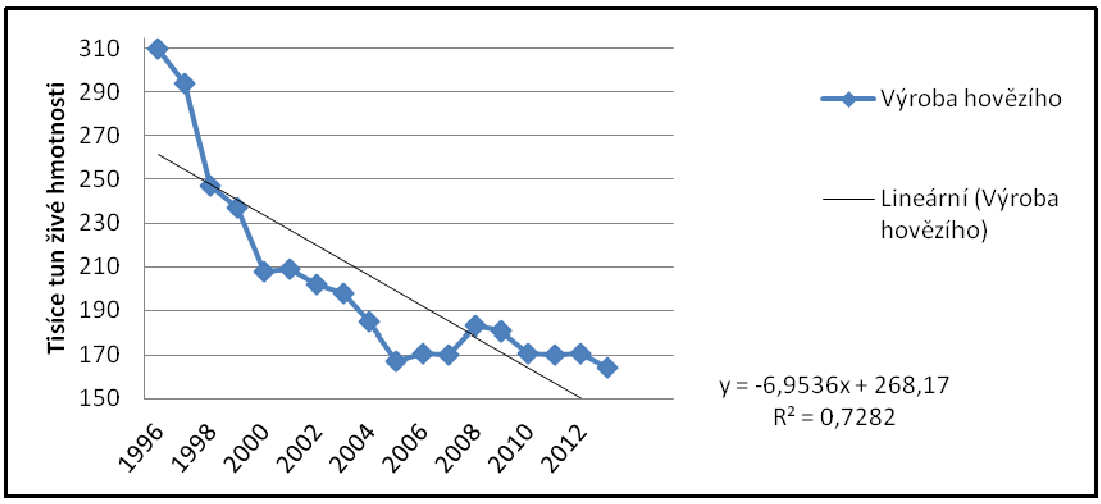


Zdroj: Vlastní zpracování

Výroba hovězího masa

Jako endogenní proměnná v druhém jednorovnicovém modelu byla vybrána výroba hovězího masa. Stejně jako spotřeba zaznamenává výroba neustálý pokles od roku 1996 až do roku 2013. Během tohoto sledovaného období výroba klesla téměř dvojnásobně a to ze 300 tisíc na 150 tisíc tun živé hmotnosti. Důvody jsou téměř totožné jako u spotřeby - rostoucí trend spotřeby rostlinných výrobků a větší oblíbenost drůbežího masa. Výjimkou byl rok 2008, kdy výroba mírně vzrostla. Následující rok ale výroba pokračovala ve svém trendu klesání. Výrazný pokles výroby do roku 2005 byl nejvíce způsoben poklesem porážek jatečných býků. Negativní vliv na výrobu měl i pokles průměrné porážkové hmotnosti u všech kategorií skotu. Co se týká budoucnosti, tak výroba hovězího masa by měla stejně jako spotřeba nadále klesat, a to téměř o 7 tisíc tun ročně.

Graf 5 Výroba hovězího masa v tisících tun živé hmotnosti

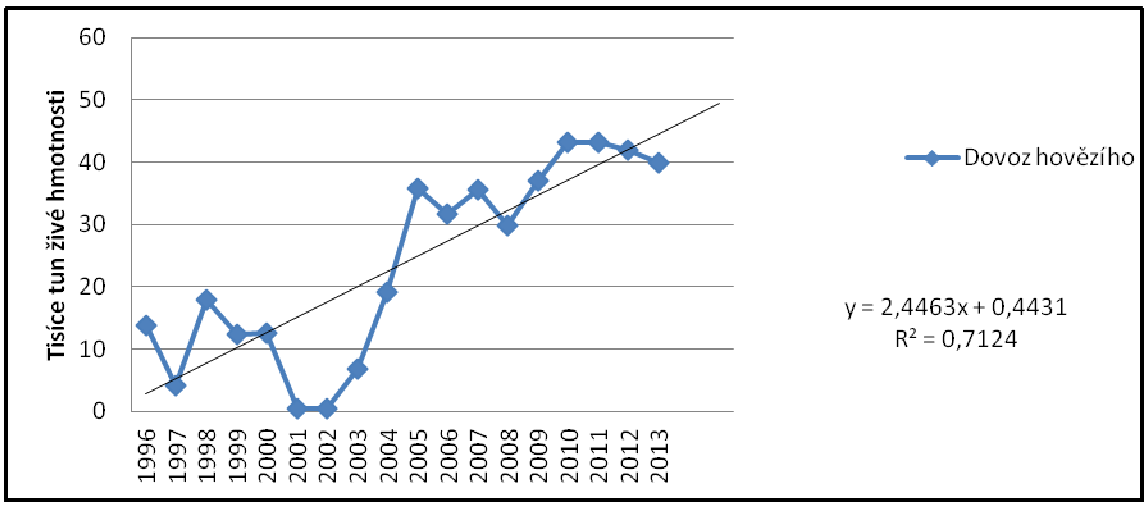


Zdroj: Vlastní zpracování

Dovoz hovězího masa

Dovoz hovězího masa je použit jako exogenní proměnná v modelu výroby hovězího masa a jako endogenní v rovnici dovozu, ale také jako exogenní zpožděná o jeden rok. Jak je vidět z grafu tak dovoz má výrazně kolísavý charakter. Svého maxima dosáhl v roce 2011, přestože spotřeba hovězího neustále klesala. Svého minima naopak dosáhl v roce 2001 a 2002, kdy se dostal téměř na nulové hodnoty a hovězí maso se téměř nedováželo. Tento výrazný propad dovozu mohl být způsoben výrazným poklesem ceny hovězího masa v České republice nebo také velmi výrazným poklesem jeho spotřeby, ale i prokázaným výskytem nemoci šílených krav. V příštích letech by podle trendové lineární funkce měl dovoz růst k hodnotám 50 tisíc tun živé hmotnosti. Podle této funkce by měl dovoz hovězího masa růst o 2,4 tisíce tun hovězího masa ročně.

Graf 6 Dovoz hovězího masa v tisících tun hovězího masa

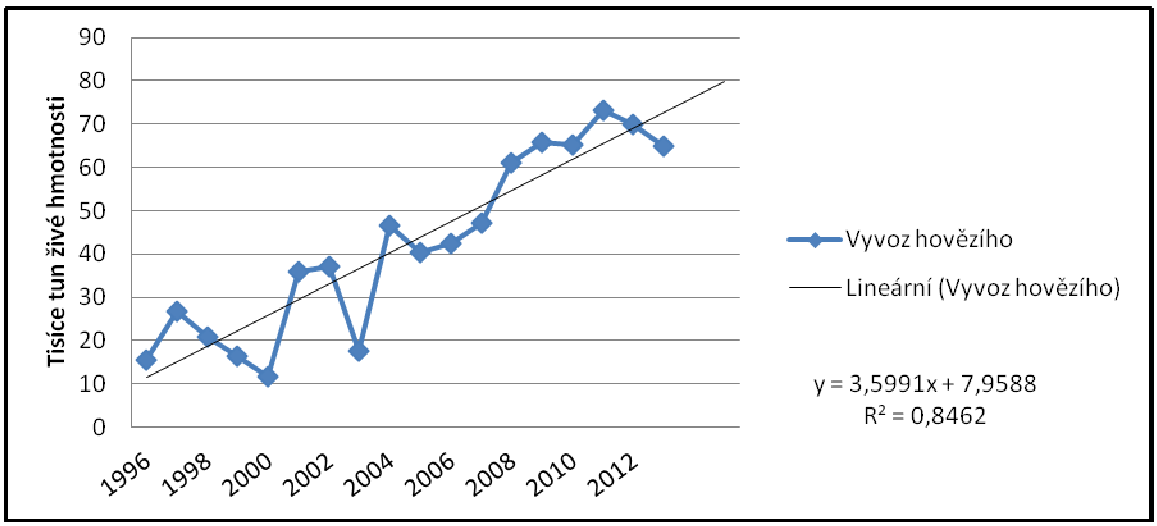


Zdroj: Vlastní zpracování

Vývoz hovězího masa

Vývoz hovězího masa je využit pouze v ekonometrickém simultánním modelu a to jako endogenní i exogenní zpožděná proměnná v rovnici vývozu. Stejně tak jako dovoz, tak i vývoz vykazuje značných výkyvů, i když nikdy nedosáhl tak nízkých hodnot jako dovoz. Svého maxima ale dosáhl ve stejném roce, a to 2011. Na rozdíl od dovozu vývoz v letech 2001 - 2002 dosáhl výrazného nárůstu, jelikož po hovězím byla v České republice nižší poptávka způsobená BSE. V první polovině sledovaného období vykazoval dovoz a vývoz po většinu let opačný vývoj, na konci sledovaného období hodnoty obou dvou proměnných spíše rostou. Tak jako u dovozu podle trendové přímky by měl vývoz v budoucnu růst. Růst by měl o 3,6 tisíc tun ročně a to je výrazněji nežli dovoz.

Graf 7 Vývoz hovězího masa v tisících tun živé hmotnosti



Zdroj: Vlastní zpracování

5.2 Jednorovnicový model spotřeby hovězího masa

Exogenními proměnnými modelu spotřeby hovězího masa jsou hrubá měsíční mzda, spotřeba hovězího masa, cena hovězího masa a výroba hovězího masa.

Předpokladem odhadovaného modelu je, že pokud vzroste hrubá měsíční mzda obyvatele, tak vzroste i spotřeba hovězího masa a parametr mzdy by měl být kladný. Naopak když vzroste cena hovězího masa za kilogram, měla by jeho spotřeba výrazně klesnout, jelikož hovězí maso nepatří mezi nezastupitelné statky ve výživě obyvatelstva a navíc má výrazné substituty. Při vzrůstu spotřeby vepřového masa by měl následovat pokles spotřeby hovězího masa, protože jak bylo řečeno, hovězí maso má substituty a vepřové maso je jedním z nich. U výroby masa je předpoklad takový, že pokud jeho hodnota vzroste, měla by i spotřeba vzrůst. To nemusí být ale vždy pravda, protože místní produkce se může využít i pro vývoz do zahraničí. Už podle rozboru spotřeby hovězího masa pomocí grafu a podle trendové funkce se předpokládá, že spotřeba bude mít klesající tendenci.

Ekonomický model spotřeby, stejně jako u ostatních modelů, byl velmi zdlouhavě vymýšlen, jelikož bylo obtížné dosáhnout statistické a zároveň ekonometrické významnosti. Nakonec byl vybrán model ve tvaru:

Spotřeba hovězího masa = funkce (hrubá měsíční mzda, spotřeba vepřového masa, cena hovězího masa, produkce hovězího masa)

Všechny exogenní proměnné musely být vyjádřeny v postupných diferencích, protože jejich hodnoty mezi sebou dosahovaly vysoké závislosti (vysoké hodnoty multikolinearity).

Funkční vztah

$\mathbf{y_{1t} = (x_{1t}, x_{2t}, x_{3t,} x_{4t}, x_{5t})}$, kde

$\mathbf{y_{1t}}$ ……. spotřeba hovězího masa (kilogram/osoba/rok)

$\mathbf{x_{1t}}$ ……. jednotkový vektor

$\mathbf{x_{2t}}$ ……. hrubý měsíční příjem (Kč)

$\mathbf{x_{3t}}$ ……. spotřeba vepřového masa (kilogram/osoba/rok)

$\mathbf{x_{4t}}$ ……. cena hovězího masa (Kč/kilogram)

$\mathbf{x_{5t}}$ ……. výroba hovězího masa (tisíce tun živé hmotnosti)

Ekonometrický model bude odhadnut pomocí základní lineární funkce.

$$\mathbf{y_{1t} = \gamma_{11}x_{1t} + \gamma_{12}x_{2t} + \gamma_{13}x_{3t} + \gamma_{14}x_{4t} + \gamma_{15}x_{5t} + u_{1t}}$$

$\mathbf{\gamma_{11}\text{-}\gamma_{15}}$ ……. strukturální parametry exogenních proměnných

$\mathbf{u_{1t}}$ ……. náhodná složka

Odhadnutá podoba modelu pomocí BMNČ

$\mathbf{y}_{1t} = 7{,}41024 + 0{,}00290916\mathbf{x}_{2t} - 0{,}8175\mathbf{x}_{3t} - 0{,}117866\mathbf{x}_{4t} - 0{,}0936552\mathbf{x}_{5t} + \mathbf{u}_{1t}$

Výstupy BMNČ pro spotřebu hovězího masa v letech 1997 - 2013

Tabulka 5 Výstupy BMNČ

	Koeficient	*Směr. chyba*	*t-podíl*	*p-hodnota*	
const	7,41024	0,923438	8,0246	<0,00001	***
d_Prijem	0,00290916	0,000813349	3,5768	0,00380	***
d_SP_VM	-0,8175	0,264369	-3,0923	0,00932	***
d_Cena_H	-0,117866	0,0648789	-1,8167	0,09431	*
d_Vyr_hov	-0,0936552	0,0241601	-3,8764	0,00220	***

Koeficient determinace	**0,765913**	**Adjustovaný koeficient determinace**	**0,687884**
Durbin-Watsonova statistika	**1,837930**	P-hodnota(F)	0,000921

Zdroj: Vlastní zpracování

Ekonomická verifikace modelu

Pomocí ekonomické verifikace se hodnotí směr a intenzita významných odhadnutých parametrů.

$\gamma_1 =$ **7,41024** Parametr vyjadřuje spotřebu hovězího masa (kilogram/obyvatel/rok), pokud všechny ostatní vysvětlující proměnné budou nulové. Hodnota parametru je odpovídající, protože spotřeba hovězího masa bude vždy existovat a v posledních letech se spotřeba pohybuje okolo 7-8 kilogramů na osobu za rok.

$\gamma_2 =$ **0,00290916** Zvýší-li se průměrná měsíční mzda o tisíc korun, zvýší se také spotřeba hovězího masa na obyvatele za rok, a to o necelé tři kilogramy. Tento předpoklad odpovídá ekonomické teorii, jelikož se hovězí maso dá považovat za luxusní statek a poptávka po něm bude s rostoucím příjmem také růst.

$\gamma_{3=}$ **-0,8175** Zvýší-li se spotřeba vepřového masa, znamená to, že se sníží spotřeba hovězího masa, jelikož oba druhy masa jsou přímými substituty. Pokud se zvýší spotřeba vepřového masa o kilogram za rok na obyvatele, sníží se spotřeba o 0,8 kilogramu na obyvatele za rok.

$\gamma_{4=}$ **-0,117866** Je běžné, že pokud se zvýší cena nějakého statku, sníží se po něm poptávka. Pokud se zvýší cena hovězího masa o 10 korun na kilogram, sníží se spotřeba hovězího masa o 1,1 kg na osobu za rok.

$\gamma_{5=}$ **-0,0936552** Když se zvýší výroba statku, měla by se také zvýšit jeho spotřeba. V tomto případě u hovězího masa tomu tak není, pravděpodobně z důvodu vyvážení masa do zahraničí a neustálého trendu poklesu spotřeby hovězího masa. Pokud se zvýší roční výroba hovězího masa o deset tisíc tun živé hmotnosti, sníží se spotřeba hovězího masa o 0,9 kg na osobu za rok.

Statistická verifikace

U statistické verifikace se zkoumá těsnost závislostí a významnost odhadnutých parametrů.

Koeficient determinace má hodnotu 0,765913 a říká, že 76,59 % variability proměnné spotřeba hovězího masa se podařilo vysvětlit modelem. Model jako celek je statisticky významný, protože jeho p-hodnota má hodnotu 0,000921 a je menší než hladina významnosti α=0,05.

Statistická významnost byla také zjištěna u všech exogenních proměnných. Proměnné příjem, spotřeba hovězího masa a výroba hovězího masa jsou statisticky významné na hladině významnosti α=0,01. Proměnná cena hovězího masa je významná pouze na hladině významnosti α=0,1.

Ekonometrická verifikace

V ekonometrické verifikaci byly provedeny testy, které ověřují podmínky, které jsou nutné k úspěšné aplikaci konkrétní ekonometrické metody či testu.

V tomto modelu se nevyskytuje multikolinearita, model je tedy vhodný pro další použití. Whiteův test heteroskedasticity potvrdil nepřítomnost heteroskedasticity, test normality reziduí dokázal normální rozdělení reziduí a testem autokorelace reziduí byla potvrzena nepřítomnost autokorelace. Výsledky testů jsou v příloze č. 2.

Aplikace modelu

Aplikace modelu je provedena pomocí hodnot koeficientů pružnosti. V následující tabulce jsou vypsány koeficienty pro každou proměnnou v modelu.

Tabulka 6 Koeficienty pružnosti spotřeby hovězího masa

Proměnná	Název proměnné	Elasticita (%)
X2	Příjem	4,67
X3	Spotřeba vepřového masa	-3,08
X4	Cena hovězího masa	-1,258
X5	Výroba hovězího masa	-1,68

Zdroj: Vlastní zpracování

Podle vypočtených hodnot je vidět, že jednoprocentní změna vysvětlující proměnné pokaždé vyvolala větší než jednoprocentní změnu vysvětlované proměnné spotřeby hovězího masa.

Nejvyšší vliv na spotřebu hovězího má měsíční příjem na obyvatele, který když se zvýší o 1%, zvýší se spotřeba hovězího masa o 4,67 %. Tato informace souhlasí, jelikož zvýšení příjmu podněcuje ke zvýšení spotřeby luxusního statku. Změna se shoduje s informací získanou ekonometrickým modelem, kde zvýšení platu o tisíc korun zvyšuje spotřebu o kilogramy. Změna je velice výrazná a naznačuje, že poptávka po hovězím mase je velice pružná.

Pokud se zvýší spotřeba vepřového masa o 1 %, znamená to, že spotřeba hovězího poklesne o více než 3 %. Tato značně pružná reakce je očekávaná, jelikož hovězí a vepřové maso jsou přímými substituty a vzájemně mohou být nahrazeny.

Růst ceny hovězího o 1 % vyvolá pokles spotřeby hovězího o 1,3 kilogramu. Tento výpočet vychází z předpokladů, jelikož téměř u všech statků vyvolá cenový růst menší poptávku po daném produktu.

Jestli se zvýší výroba hovězího masa o 1 %, sníží se spotřeba o 1,67 %. Podle předpokladů by zvýšená výroba produktu měla zvýšit i spotřebu po daném produktu. V tomto případě může docházet k vyvážení hovězího masa do zahraničí a vůbec nemusí podněcovat ke zvýšení místní spotřeby. Z vypracovaných grafů předchozí části práce byl zjištěn neustálý pokles spotřeby a postupné zvyšování vývozu hovězího masa, tudíž tato reakce má své opodstatnění.

5.3 Jednorovnicový model produkce hovězího masa

Exogenními proměnnými jsou výroba hovězího masa v předchozím roce, dovoz hovězího masa v předchozím roce a cena hovězího masa.

Předpokladem odhadovaného modelu je, pokud se zvýší výroba předchozího roku, tak s ohledem na dosavadní vývoj výroby hovězího masa, by se měla výroba snížit. To samé by mělo platit i u dovozu hovězího masa v předchozím roce. Pokud se zvýší cena hovězího, měla by se také snížit výroba hovězího, jelikož se sníží poptávka po hovězím mase.

Výroba hovězího masa = funkce (výroba hovězího masa předchozího roku, dovoz hovězího masa v předchozím roce, cena hovězího masa)

Proměnné výroba a dovoz musely být vyjádřeny v postupných diferencích, protože jejich hodnoty mezi sebou dosahovaly vysoké závislosti (vysoké hodnoty multikolinearity).

Funkční vztah

$\mathbf{y_{1t} = (x_{1t}, x_{2t}, x_{3t,} x_{4t})}$, kde

$\mathbf{y_{1t}}$ ……. výroba hovězího masa (tisíce tun živé hmotnosti)

$\mathbf{x_{1t}}$ ……. jednotkový vektor

$\mathbf{x_{2t}}$ ……. výroba hovězího masa v předchozím roce (tisíce tun živé hmotnosti)

$\mathbf{x_{3t}}$ ……. dovoz hovězího masa (tisíce tun živé hmotnosti)

$\mathbf{x_{4t}}$ ……. cena hovězího masa (Kč/kilogram)

Ekonometrický model bude odhadnut pomocí základní lineární funkce.

$\mathbf{y}_{1t} = \gamma_{11}\mathbf{x}_{1t} + \gamma_{12}\mathbf{x}_{2t} + \gamma_{13}\mathbf{x}_{3t} + \gamma_{14}\mathbf{x}_{4t} + \mathbf{u}_{1t}$

γ_{11}-γ_{14} ……. strukturální parametry exogenních proměnných

$\mathbf{u}_{1t}$ …….náhodná složka

Odhadnutá podoba modelu pomocí BMNČ

$\mathbf{y}_{1t} = 239{,}387 - 1{,}31208\mathbf{x}_{2t} - 1{,}90016\mathbf{x}_{3t} - 0{,}470578\mathbf{x}_{4t} + \mathbf{u}_{1t}$

Výstupy BMNČ pro výrobu hovězího masa v letech 1998-2013

Tabulka 7 Výstupy BMNČ pro výrobu hovězího masa

	Koeficient	*Směr. chyba*	*t-podíl*	*p-hodnota*	
const	239,387	28,0879	8,5228	<0,00001	***
d_Vyr_hov_1	-1,31208	0,291906	-4,4949	0,00073	***
d_Dovoz_H_1	-1,90016	0,427841	-4,4413	0,00081	***
Cena_H	-0,470578	0,216592	-2,1726	0,05055	*

Koeficient determinace	**0,850499**	**Adjustovaný koeficient determinace**	**0,813124**
Durbin-Watsonova statistika	1,358649	P-hodnota(F)	0,000031

Zdroj: SW Gretl, vlastní zpracování

Ekonomická verifikace modelu

γ_1 = **239,387** Parametr vyjadřuje výrobu hovězího masa (tisíce tun živé hmotnosti) pokud všechny ostatní vysvětlující proměnné budou nulové.

γ_2= **-1,31208** Zvýší-li se výroba hovězího předchozího roku o tisíc tun, sníží se výroba tohoto roku o 1,3 tisíc. S ohledem na neustále klesající výrobu masa tato informace odpovídá.

$\gamma_{3=}$ **-1,90016** Zvýší-li se dovoz hovězího masa, znamená to, že se sníží výroba hovězího masa. Pokud se zvýší dovoz hovězího v předchozím roce o tisíc tun živé hmotnosti, sníží se výroba o 1,9 tisíc tun. Tento údaj odpovídá ekonomické teorii.

$\gamma_{4=}$ **-0,470578** Zvýší-li se cena hovězího o 10 korun na kilogram, sníží se výroba hovězího masa o čtyři tisíce tun za rok. Pokud se zvýší cena hovězího, sníží se poptávka po hovězím a následně i výroba hovězího.

Statistická verifikace

Koeficient determinace má hodnotu 0,850499 a říká, že 85,04 % variability proměnné spotřeba hovězího masa se podařilo vysvětlit modelem. Model jako celek je statisticky významný, protože jeho p-hodnota má hodnotu 0,000031 a je menší než hladina významnosti α=0,05.

Statistická významnost byla také zjištěna u všech exogenních proměnných. Proměnné výroba hovězího masa v předchozím roce a dovoz v předchozím roce jsou statisticky významné na hladině významnosti α=0,01. Proměnná cena hovězího masa je významná pouze na hladině významnosti α=0,1.

Ekonometrická verifikace

V tomto modelu se nevyskytuje multikolinearita, heteroskedasticita ani autokorelace. Byla zjištěna normalita rozdělení reziduí. Výsledky testů jsou v příloze č. 3.

Aplikace modelu

Tabulka 8 Koeficienty pružnosti výroby hovězího masa

Proměnná	Název proměnné	Elasticita(%)
X2	Výroba minulého roku	-1,33
X3	Dovoz minulého roku	-0,21
X4	Cena hovězího masa	-0,28

Zdroj: Vlastní zpracování

Na rozdíl od modelu spotřeby se může z tabulky na první pohled vyčíst, že procentní změna proměnných v modelu výroby nevyvolá tak značné reakce. Růst všech vybraných determinant vyvolá pokles výroby.

Procentní změna výroby hovězího minulého roku vyvolá 1,33% pokles výroby hovězího současného roku. Už z předchozích grafů byl zjištěn neustálý pokles výroby za posledních 20 let, tudíž je tato změna očekávaná.

Na další dvě proměnné, dovoz minulého roku a cena hovězího masa, reaguje výroba méně a procentní přírůstky dovozu i ceny nevyvolávají větší reakci než 0,3 %. Znamená to, že dovoz a cena hovězího masa má na výrobu hovězího malý vliv.

5.4 Vícerovnicový model

Zvolený vícerovnicový model má čtyři rovnice a obsahuje vzájemné vazby mezi endogenními proměnnými. Rovnice popisují spotřebu hovězího masa, produkci hovězího masa, import a export. Rovnice byly sestaveny tak, aby byly ekonomicky, ekonometricky i statisticky významné. Bylo velmi obtížné sestavit všechny rovnice tak, aby vykazovaly významnost. První dvě rovnice byly sestaveny stejně jako předchozí jednorovnicové modely.

Funkční vztahy jsou následující:

$\mathbf{y_{1t} = (x_{1t}, x_{2t,} y_{2t} x_{4t})}$, kde

$\mathbf{y_{1t}}$ ……. spotřeba hovězího masa (kilogram/osoba/rok)

$\mathbf{x_{1t}}$ ……. jednotkový vektor

$\mathbf{x_{2t}}$ ……. hrubý měsíční příjem (Kč)

$\mathbf{y_{2t}}$ ……. výroba hovězího masa (tisíce tun živé hmotnosti)

$\mathbf{x_{4t}}$ ……. cena hovězího masa (Kč/kilogram)

$y_{2t} = (x_{1t}, y_{2(t-1)}, y_{4(t-1)})$, kde

y_{2t} ……. výroba hovězího masa (tisíce tun živé hmotnosti)

x_{1t} ……. jednotkový vektor

$y_{2(t-1)}$ …….výroba hovězího masa v předchozím roce (tisíce tun živé hmotnosti)

$y_{4(t-1)}$ ……..dovoz hovězího masa v předchozím roce (tisíce tun živé hmotnosti)

$y_{3t} = (x_{1t}, x_{5t}, y_{3(t-1)})$, kde

y_{3t} ……. vývoz hovězího masa (tisíce tun živé hmotnosti)

x_{1t} ……. jednotkový vektor

x_{5t} ……. cena exportovaného hovězího masa (Kč/kilogram)

$y_{3(t-1)}$ …….vývoz hovězího masa v předchozím roce (tisíce tun živé hmotnosti)

$y_{4t} = (x_{1t}, y_{4(t-1)}, y_{1t,} x_{6t})$, kde

y_{4t} ……. dovoz hovězího masa (tisíce tun živé hmotnosti)

x_{1t} ……. jednotkový vektor

$y_{4(t-1)}$ …….dovoz hovězího masa v předchozím roce (tisíce tun živé hmotnosti)

y_{1t} ……. spotřeba hovězího masa (tisíce tun živé hmotnosti)

x_{6t} ……. cena importovaného hovězího masa (Kč/kilogram)

Simultánní model byl odhadnut pomocí dvoustupňové metody nejmenších čtverců. Ekonometrický model má následující tvar:

$$\beta_{11}\mathbf{y}_{1t} = \gamma_{11}\mathbf{x}_{1t} + \gamma_{12}\mathbf{x}_{2t} + \beta_{12}\mathbf{y}_{2t} + \gamma_{14}\mathbf{x}_{4t} + \mathbf{u}_{1t}$$

$$\beta_{22}\mathbf{y}_{2t} = \gamma_{21}\mathbf{x}_{1t} + \beta_{22}\mathbf{y}_{2(t-1)} + \beta_{24}\mathbf{y}_{4(t-1)} + \mathbf{u}_{2t}$$

$$\beta_{33}\mathbf{y}_{3t} = \gamma_{31}\mathbf{x}_{1t} + \gamma_{35}\mathbf{x}_{5t} + \beta_{33}\mathbf{y}_{3(t-1)} + \mathbf{u}_{3t}$$

$$\beta_{44}\mathbf{y}_{4t} = \gamma_{41}\mathbf{x}_{1t} + \beta_{44}\mathbf{y}_{4(t-1)} + \beta_{41}\mathbf{y}_{1t} + \gamma_{46}\mathbf{x}_{6t} + \mathbf{u}_{4t}$$

$\gamma_{11} - \gamma_{46}$ …… strukturální parametry exogenních proměnných

$\beta_{11} - \beta_{44}$ …….strukturální parametry endogenních proměnných

$\mathbf{u}_{1t} - \mathbf{u}_{4t}$ …… náhodné složky

Odhadnutá podoba modelů

SPOTŘEBA

$$\mathbf{y}_{1t} = 6{,}39315\mathbf{x}_{1t} + 0{,}00345369\mathbf{x}_{2t} - 0{,}187824\mathbf{y}_{2t} - 0{,}0694992x_{4t} + \mathbf{u}_{1t}$$

Výstupy DMNČ pro spotřebu hovězího masa v letech 1999-2013

Tabulka 9 Výstupy DMNČ pro spotřebu hovězího masa

	Koeficient	*Směr. chyba*	*z*	*p-hodnota*	
const	6,39315	1,31174	4,8738	<0,00001	***
d_Prijem	0,00345369	0,00109497	3,1541	0,00161	***
d_Vyr_hov	-0,187824	0,062852	-2,9884	0,00280	***
d_Cena_H	-0,0694992	0,0649543	-1,0700	0,28463	

Koeficient determinace	**0,577956**	**Adjustovaný koeficient determinace**	**0,462853**
Durbin-Watsonova statistika	2,073104	P-hodnota(F)	0,028986

Zdroj: SW Gretl, vlastní zpracování

Ekonomická verifikace modelu

γ_{11} = 6,39315 Parametr vyjadřuje spotřebu hovězího masa (kilogram/obyvatel/rok), pokud všechny ostatní vysvětlující proměnné budou nulové. Hodnota parametru je odpovídající.

γ_{12}= 0,00345369 Zvýší-li se průměrná měsíční mzda o tisíc korun, zvýší se také spotřeba hovězího masa na obyvatele za rok, a to o necelé tři kilogramy. Tento předpoklad odpovídá ekonomické teorii, jelikož se hovězí maso dá považovat za luxusní statek a poptávka po něm bude s rostoucím příjmem také růst.

β_{12}= -0,187824 Když se zvýší výroba statku, měla by se také zvýšit jeho spotřeba. V tomto případě u hovězího masa tomu tak není, a to nejspíš z důvodu exportu do zahraničí a neustálého trendu poklesu spotřeby hovězího masa. Pokud se zvýší roční výroba hovězího masa o deset tisíc tun živé hmotnosti, sníží se spotřeba hovězího masa o 0,9 kg na osobu za rok.

Statistická verifikace

U statistické verifikace se zkoumá těsnost závislostí a významnost odhadnutých parametrů.

Koeficient determinace má hodnotu 0,577956 a říká, že 57,79 % variability proměnné spotřeba hovězího masa se podařilo vysvětlit modelem. Model jako celek je statisticky významný, protože jeho p-hodnota má hodnotu 0,028986 a je menší než hladina významnosti α=0,05.

Statistická významnost byla zjištěna u proměnné příjem a výroba hovězího masa. Tyto proměnné jsou statisticky významné na hladině významnosti α=0,01. Proměnná cena hovězího masa není statisticky významná.

Ekonometrická verifikace

V tomto modelu se nevyskytuje multikolinearita, heteroskedasticita ani autokorelace. Byla zjištěna normalita rozdělení reziduí. Výsledky testů jsou v příloze č. 4.

Aplikace modelu

Tabulka 10 Koeficienty pružnosti spotřeby hovězího masa v simultánním modelu

Proměnná	Název proměnné	Elasticita(%)
X2	Příjem	5,54
Y2	Výroba hovězího masa	-3,372

Zdroj: Vlastní zpracování

Největší vliv na spotřebu hovězího masa má jako v předchozím modelu spotřeby opět hrubý měsíční příjem, jeho procentní růst vyvolá 5,5% růst spotřeby. Velký vliv má také výroba hovězího masa. Důvody poklesu či růstu byly již zmíněny v předchozích modelech.

PRODUKCE

$$\mathbf{y}_{2t} = 178{,}524\mathbf{x}_{1t} - 1{,}97698\mathbf{y}_{2(t-1)} - 3{,}54558\mathbf{y}_{4(t-1)} + \mathbf{u}_{2t}$$

Výstupy DMNČ pro výrobu hovězího masa v letech 1999 - 2013

Tabulka 11 Výstupy DMNČ pro výrobu hovězího masa

	Koeficient	*Směr. chyba*	*z*	*p-hodnota*	
const	178,524	6,47428	27,5743	<0,00001	***
d_Vyr_hov_1	-1,97698	0,549169	-3,5999	0,00032	***
d_Dovoz_H_1	-3,54558	1,74904	-2,0272	0,04265	**

Koeficient determinace	**0,659524**	**Adjustovaný koeficient determinace**	**0,602778**
Durbin-Watsonova statistika	1,423201	P-hodnota(F)	0,011219

Ekonomická verifikace modelu

$\gamma_1 =$ 178,524 Parametr vyjadřuje výrobu hovězího masa (tisíce tun živé hmotnosti), pokud všechny ostatní vysvětlující proměnné budou nulové. Hodnota parametru je odpovídající.

$\beta_{2=}$ -1,97698 Zvýší-li se výroba hovězího předchozího roku o tisíc tun, sníží se výroba tohoto roku o 1,97 tisíc. S ohledem na neustále klesající výrobu masa tato informace odpovídá.

$\beta_{3=}$ -3,54558 Zvýší-li se dovoz hovězího masa, znamená to, že se sníží výroba hovězího masa. Pokud se zvýší dovoz hovězího v předchozím roce o tisíc tun živé hmotnosti, sníží se výroba o 3,5 tisíc tun. Tento údaj odpovídá ekonomické teorii.

Statistická verifikace

Koeficient determinace má hodnotu 0,659524 a říká, že 65,95 % variability proměnné spotřeba hovězího masa se podařilo vysvětlit modelem. Model jako celek je statisticky významný, protože jeho p-hodnota má hodnotu 0,011219 a je menší než hladina významnosti α=0,05.

Statistická významnost byla také zjištěna u všech exogenních proměnných. Proměnná výroba hovězího masa v předchozím roce je statisticky významná na hladině významnosti α=0,01. Proměnná dovoz hovězího masa předchozího roku je statisticky významná na hladině významnosti α=0,05

Ekonometrická verifikace

V tomto modelu se nevyskytuje multikolinearita, heteroskedasticita ani autokorelace. Byla zjištěna normalita rozdělení reziduí. Výsledky testů jsou v příloze č. 5.

Aplikace modelu

Tabulka 12 Koeficienty pružnosti výroby hovězího masa v simultánním modelu

Proměnná	Název proměnné	Elasticita(%)
X1	Výroba minulého roku	-2,00
X2	Dovoz minulého roku	-0,40

Zdroj: Vlastní zpracování

Pokud se výroba hovězího minulého roku zvýší o procento, sníží se výroba roku současného o 2 %. Tato reakce je relativně pružná. Procentní růst dovozu minulého roku má menší následky a to pokles výroby o 0,4 %. Důvody daných reakcí již byly popsány v předchozím jednorovnicovém modelu.

EXPORT

$$\mathbf{y}_{3t} = 45{,}3037\mathbf{x}_{1t} - 0{,}545235\mathbf{x}_{5t} + 1{,}06676\mathbf{y}_{3(t-1)} + \mathbf{u}_{3t}$$

Výstupy DMNČ pro export hovězího masa v letech 1999 - 2013

Tabulka 13 Výstupy DMNČ pro export hovězího masa

	Koeficient	*Směr. chyba*	*z*	*p-hodnota*	
const	45,3037	18,3047	2,4750	0,01332	**
Cena_export	-0,545235	0,306849	-1,7769	0,07559	*
Vyvoz_H_1	1,06676	0,265749	4,0142	0,00006	***

Koeficient determinace	**0,759830**	**Adjustovaný koeficient determinace**	**0,719801**
Durbin-Watsonova statistika	2,881485	P-hodnota(F)	0,002535

Ekonomická verifikace modelu

$\gamma_1 = 45{,}3037$ Parametr vyjadřuje vývoz hovězího masa (tisíce tun živé hmotnosti), pokud všechny ostatní vysvětlující proměnné budou nulové. Hodnota parametru je odpovídající.

$\beta_{3=}$ 1,06676 Zvýší-li se vývoz hovězího předchozího roku o tisíc tun, zvýší se vývoz tohoto roku o 1,06 tisíc. Tato hodnota odpovídá ekonomické teorii. Pokud se tuzemským podnikům bude dařit vyvážet hovězí maso, budou ho chtít prodat další rok o to více.

Statistická verifikace

Koeficient determinace má hodnotu 0,759830 a říká, že 75,98 % variability proměnné spotřeba hovězího masa se podařilo vysvětlit modelem. Model jako celek je statisticky významný, protože jeho p-hodnota má hodnotu 0,002535 a je menší než hladina významnosti α=0,05.

Proměnná vývoz hovězího masa v předchozím roce je statisticky významná na hladině významnosti α=0,01.

Ekonometrická verifikace

V tomto modelu se nevyskytuje multikolinearita, heteroskedasticita ani autokorelace. Byla zjištěna normalita rozdělení reziduí. Výsledky testů jsou v příloze č. 6.

Aplikace modelu

Tabulka 14 Koeficienty pružnosti exportu v simultánním modelu

Proměnná	Název proměnné	Elasticita(%)
y3(t-1)	Vývoz minulého roku	1,03

Zdroj: Vlastní zpracování

Zvýšení vývozu minulého roku o 1% vyvolá zvýšení vývozu roku následujícího. Tento fakt odpovídá ekonomické teorii, protože pokud se vývozcům daří daný produkt vyvážet do zahraničí, budou ho následující rok vyvážet o to víc.

IMPORT

$$\mathbf{y}_{4t} = 117{,}795\mathbf{x}_{1t} + 0{,}307232\mathbf{y}_{4(t-1)} - 8{,}93208\mathbf{y}_{1t} - 0{,}167539\mathbf{x}_{6t} + \mathbf{u}_{4t}$$

Výstupy DMNČ pro import hovězího masa v letech 1999 - 2013

Tabulka 15 Výstupy DMNČ pro import hovězího masa

	Koeficient	*Směr. chyba*	*z*	*p-hodnota*	
const	117,795	29,336	4,0154	0,00006	***
d_Dovoz_H_1	0,307232	2,25675	0,1361	0,89171	
SP_HM	-8,93208	2,72593	-3,2767	0,00105	***
d_Cena_import	-0,167539	0,47381	-0,3536	0,72364	

Koeficient determinace	**0,545412**	**Adjustovaný koeficient determinace**	**0,421434**
Durbin-Watsonova statistika	0,961579	P-hodnota(F)	0,043835

Ekonomická verifikace modelu

γ_1 = 117,795 Parametr vyjadřuje vývoz hovězího masa (tisíce kilogramů v živé hmotnosti), pokud všechny ostatní vysvětlující proměnné budou nulové.

β_1= -8,93208 Zvýší-li se průměrná spotřeba hovězího masa, sníží se také dovoz hovězího masa na obyvatele za rok. Důvodem může být, že spotřebitelé upřednostňují hovězí maso z domácího trhu před dovezeným, jinak toto číslo neodpovídá ekonomické teorii.

Statistická verifikace

Koeficient determinace má hodnotu 0,545412 a říká, že 54,54 % variability proměnné spotřeba hovězího masa se podařilo vysvětlit modelem. Model jako celek je statisticky významný, protože jeho p-hodnota má hodnotu 0,043835 a je menší než hladina významnosti α=0,05.

Statistická významnost byla zjištěna u proměnné spotřeba hovězího masa. Tato proměnná je statisticky významná na hladině významnosti α=0,01.

Ekonometrická verifikace

V tomto modelu se nevyskytuje multikolinearita, heteroskedasticita ani autokorelace. Byla zjištěna normalita rozdělení reziduí. Výsledky testů jsou v příloze č.7.

Aplikace modelu

Tabulka 16 Koeficienty pružnosti importu v simultánním modelu

Proměnná	Název proměnné	Elasticita(%)
y1	Spotřeba hovězího masa	-4,25

Zdroj: Vlastní zpracování

Jednoprocentní zvýšení spotřeby hovězího masa vyvolá 4,25% pokles dovozu hovězího masa do tuzemska. Jak již bylo řečeno, důvodem může být, že spotřebitelé tuzemska dávají přednost místní produkci před produkty dovezenými.

5.5 Prognózy spotřeby hovězího masa

Prognóza se provádí na stacionární časové řadě. Jelikož časová řada v období 1997 - 2013 v původních hodnotách vykazuje nestacionaritu, byl proveden model v první diferenci spotřeby. Tento model ale neprokazoval významnost a byl též nestacionární, a tak byla provedena prognóza pomocí původních hodnot.

PROGNÓZA EX-ANTE

Výstupy BMNČ pro prognózu ex-ante spotřeby hovězího masa v letech 1997 - 2013

Tabulka 17 Model prognózy spotřeby ex-ante

	Koeficient	*Směr. chyba*	*t-podíl*	*p-hodnota*	
const	5,77983	2,18644	2,6435	0,01927	**
time	-0,135754	0,0708334	-1,9165	0,07594	*
SP_HM_1	0,559985	0,133284	4,2015	0,00089	***

Koeficient determinace	0,919320	Adjustovaný koeficient determinace	0,907794
Durbinovo h	0,026949	P-hodnota(F)	2,23e-08

Zdroj: Vlastní zpr

Jako u všech předešlých modelů byly otestovány předpoklady lineárního regresního modelu a nebyla nalezena heteroskedasticita ani autokorelace a bylo zjištěno normální rozdělení náhodných složek.

Pro 95% konfidenční intervaly, t(14, 0,025) = 2,145

Tabulka 18 Prognózované hodnoty ex-ante spotřeby

Pozorování	SP_HM	předpověď	směr. chyba	95% interval
2014	nedefinované	7,40599	0,675172	(5,95789, 8,85409)
2015	nedefinované	7,21199	0,773826	(5,55230, 8,87168)

Zdroj: Vlastní zpracování

Jak je vidět z předchozích hodnot, tak hodnoty spotřeby hovězího masa pro rok 2014 by se měly pohybovat v intervale (5,95789, 8,85409) s 95% pravděpodobností a předpovídaná hodnota spotřeby by měla být 7,4 kg na osobu. Pro rok 2015 by měl být interval spotřeby (5,55230, 8,87168) a odhadovaná hodnota 7,21 kg na osobu. Prognózované hodnoty odpovídají trendu klesání spotřeby hovězího masa posledních let.

Prognóza ex-post

Pro prognózu ex-post musel být model zkrácen o tři roky, tudíž byl model odhadnut pro období 1997 - 2010. Když byl model zkrácen pouze o dva roky hodnoty reálné a odhadnuté se značně odlišovaly, jelikož v roce 2012, se spotřeba propadla nejvíce od roku 2004. Stejně jako u prognózy ex-ante musely být použity původní hodnoty. Model je následující:

Výstupy BMNČ pro prognózu ex-post spotřeby hovězího masa v letech 1997 - 2013

Tabulka 19 Model prognózy spotřeby ex-post

	Koeficient	*Směr. chyba*	*t-podíl*	*p-hodnota*	
const	4,95333	2,57318	1,9250	0,08047	*
time	-0,0894026	0,095449	-0,9367	0,36905	
SP_HM_1	0,599456	0,152179	3,9392	0,00232	***

Koeficient determinace	0,891111	Adjustovaný koeficient determinace	0,871313
Durbinovo h	-0,338323	P-hodnota(F)	5,05e-06

Zdroj: Vlastní zpracování

U daného modelu nebyla nalezena heteroskedasticita ani autokorelace a bylo zjištěno normální rozdělení náhodných složek.

Pro 95% konfidenční intervaly, t(11, 0,025) = 2,201

Tabulka 20 Prognózované hodnoty ex-post spotřeby

Pozorování	SP_HM	předpověď	směr. chyba	95% interval
2011	nedefinované	9,15777	0,724094	(7,56405, 10,7515)
2012	nedefinované	8,92317	0,844229	(7,06503, 10,7813)
2013	nedefinované	8,69313	0,883418	(6,74874, 10,6375)

Zdroj: Vlastní zpracování

Skutečná spotřeba v roce 2011 byla 9,1 kg na osobu, tato hodnota se téměř shoduje s naší předpovědí a prognóza se dá považovat za vypovídající. V roce 2012 byla spotřeba 8,1 kg na osobu a odhadovaná hodnota je 8,9 kg. Hodnoty se neshodují, jak je tomu v předchozím případě. Je tomu tak především kvůli zmíněnému největšímu ročnímu snížení spotřeby od roku 2004. Nicméně reálná hodnota spotřeby 8,1 zapadá do odhadnutého intervalu (7,06503, 10,7813). Spotřeba roku 2013 byla 7,5 kg na osobu a odhadnutá hodnota je 8,7 kilogramu, ale zapadá do intervalu (6,74874, 10,6375).

Podle odhadu je vidět, že hodnoty mají správně klesající tendenci, ale jak rok 2012 tak i rok 2013 byl pro prognózy velmi nečitelný.

5.6 Prognózy výroby hovězího masa

Prognóza ex-ante

Jelikož časová řada v období 1997-2013 v původních hodnotách vykazuje nestacionaritu, byl proveden model v první diferenci spotřeby. Tento model stejně jako model spotřeby ale neprokazoval významnost a byl též nestacionární, a tak byla provedena prognóza pomocí původních hodnot.

Výstupy BMNČ pro prognózu ex-post spotřeby hovězího masa v letech 1997-2013

Tabulka 21 Model prognózy výroby ex-ante

	Koeficient	*Směr. chyba*	*t-podíl*	*p-hodnota*	
const	52,9463	31,9393	1,6577	0,11960	
time	-0,509257	0,978068	-0,5207	0,61073	
Vyr_hov_1	0,723801	0,112879	6,4122	0,00002	***

Koeficient determinace	0,926391	Adjustovaný koeficient determinace	0,915875
F(2, 14)	88,09653	P-hodnota(F)	1,17e-08

Zdroj: Vlastní zpracování

U daného modelu nebyla nalezena heteroskedasticita ani autokorelace a bylo zjištěno normální rozdělení náhodných složek.

Pro 95% konfidenční intervaly, t(14, 0,025) = 2,145

Tabulka 22 Prognózované hodnoty ex-ante výroby

Pozorování	Vyr_hov	předpověď	směr. chyba	95% interval
2014	nedefinované	161,974	10,2148	(140,065, 183,882)
2015	nedefinované	159,998	12,6097	(132,953, 187,043)

Zdroj: Vlastní zpracování

Z odhadnutých hodnot prognózy lze vyčíst pokračující klesání výroby hovězího masa v České republice. Od roku 2013 by se měla spotřeba každý rok snížit přibližně o dva tisíce tun. Odhadnutá produkce pro rok 2013 je 161,974 tisíc tun a s 95% pravděpodobností by se měla budoucí hodnota pohybovat v intervale (140,065, 183,882). Pro rok 2014 by se měla hodnota výroby hovězího masa pohybovat v intervalu (132,953, 187,043). Konkrétní odhadovaná hodnota výroby je 159,998. Předpověď odpovídá trendu posledních let.

Prognóza ex-post

Prognóza ex-post byla odhadována pro tři poslední roky, stejně jako prognóza ex-post spotřeby. Model byl tudíž odhadnut pro období 1997-2010.

Tabulka 23 Model prognózy výroby ex-post

	Koeficient	*Směr. chyba*	*t-podíl*	*p-hodnota*	
const	53,7087	44,1963	1,2152	0,24972	
time	-0,56364	1,60921	-0,3503	0,73276	
Vyr_hov_1	0,721861	0,149108	4,8412	0,00052	***

Koeficient determinace	0,916123	Adjustovaný koeficient determinace	0,900873
F(2, 11)	60,07230	P-hodnota(F)	1,20e-06

Zdroj: Vlastní zpracování

U daného modelu nebyla nalezena heteroskedasticita ani autokorelace a bylo zjištěno normální rozdělení náhodných složek.

Pro 95% konfidenční intervaly, t(11, 0,025) = 2,201

Tabulka 24 Prognózované hodnoty ex-post výroby

Pozorování	Vyr_hov	předpověď	směr. chyba	95% interval
2011	nedefinované	168,129	11,4106	(143,014, 193,243)
2012	nedefinované	165,492	14,0729	(134,518, 196,467)
2013	nedefinované	163,026	15,2774	(129,400, 196,651)

Zdroj: Vlastní zpracování

Skutečná výroba v roce 2011 byla 170 tisíc tun, tato hodnota se téměř shoduje s naší předpovědí a prognóza se dá považovat za vypovídající. V roce 2012 byla výroba 171 tisíc tun a odhadovaná hodnota je 165 tisíc. Hodnoty se neshodují, jak je tomu v předchozím případě. Nicméně reálná hodnota spotřeby 171 zapadá do odhadnutého intervalu (134,518, 196,467). Výroba roku 2013 byla 164 tisíc tun a odhadnutá hodnota je 163 tisíc. Hodnoty reálné a odhadnuté si jsou velmi podobné a odhadované hodnoty v prognóze ex-ante by měly mít vypovídající hodnotu a s určitou pravděpodobností se na ně lze obrátit.

6 Závěr

Prvním dílčím úkolem bylo graficky a slovně charakterizovat vývoj vybraných determinant týkající se hovězího masa a odhadnout jejich vývoj. Z analýzy je jasně vidět, že popularita hovězího masa rok od roku klesá a podle predikcí tomu tak bude i nadále. Naopak jeho cena stoupá, a pokud nenastane nějaká zásadní změna, nadále stoupat bude. Vývoj exportu a importu hovězího masa nelze snadno odhadnout, ale v budoucích letech by mělo saldo zahraničního obchodu s hovězím masem plynule růst.

V práci uvedené modely spotřeby, produkce, importu a exportu byly vybrány z desítek vyzkoušených modelů na základě nejlepších ekonomických, ekonometrických a statistických výsledků. Jednorovnicové modely byly vytvořeny metodou nejmenších čtverců a vícerovnicové dvoustupňovou metodou nejmenších čtverců v programu Gretl. Největším problémem při tvorbě ekonometrických modelů byla vysoká multikolinearita až k hodnotám 0,96 a nízká statistická významnost. Většina proměnných přidaných do modelu musela být převedena do prvních diferencí, v nichž model již nevykazoval vysokou multikolinearitu.

Do odhadnutých jednorovnicových modelů byly zařazeny pouze významné exogenní proměnné, protože připojení dalších proměnných snižoval vypovídající hodnotu modelu. Ve vícerovnicovém modelu musely být zahrnuty i nevýznamné proměnné, jelikož naopak vypovídající hodnotu zvyšovaly.

V prvním odhadnutém modelu spotřeby hovězího masa, byly zjištěny významné determinanty příjem obyvatel, spotřeba vepřového masa, cena a produkce hovězího masa. Největší vliv na spotřebu měl hrubý měsíční příjem a to tak, že pokud se zvýší příjem o 1 %, sníží se spotřeba hovězího o 4,67 %.

V druhém modelu výroby hovězího masa byly nejvlivnějšími determinanty dovoz hovězího předchozího roku, výroba hovězího předchozího roku a cena hovězího masa. Na výrobu má podle výpočtů největší vliv výroba předchozího roku a to takový, že pokud se zvýší výroba v předchozím roce o 1 %, sníží se výroba v České republice o1,3 %.

Vícerovnicový model se skládal ze čtyř rovnic – spotřeby, produkce, exportu a importu. Rovnice spotřeby a produkce byly vytvořeny podobně jako v jednorovnicovém modelu a vykazovaly podobné výsledky. Jen pro zvýšení významnosti modelu z nich bylo odebráno po jedné proměnné. Na export by měl mít podle výpočtů největší vliv

export předchozího roku, což odpovídá ekonomické teorii. V rovnici importu nám jako nejvýznamnější determinant vyšla spotřeba hovězího masa.

V poslední části práce bylo úkolem pomocí prognózy ex-ante odhadnout budoucí vývoj spotřeby a výroby hovězího masa a prognózou ex-post ověřit pravděpodobnost správného odhadu. Prognóza ex-ante podle předpokladů předpovídá klesání spotřeby hovězího masa v České republice a to průměrně 0,2 kilogramu za rok. Analýza ex-post tuto prognózu potvrdila, i když její hodnoty se o kilogram liší od reálných hodnot. Tato odlišnost je nejspíš způsobena nevídaným poklesem spotřeby v roce 2012. Přesto pomocí vytvořených prognóz lze s 95% pravděpodobností odhadnout budoucí hodnotu spotřeby pomocí intervalu (5,55230, 8,87168).

Prognóza ex-ante u výroby do budoucna předpovídá roční pokles dva tisíce tun živé hmotnosti. Odhadovaná výroba pro rok 2014 je 162 tisíc tun a pro rok 2015 je 160 tisíc tun. Prognóza ex-post ověřila správnost těchto výpočtů.

7 Seznam použitých zdrojů

TEUBNER, CH. FOOD. 2.vyd. Mnichov: TEUBNER edition, 2007. -335 s. ISBN 3-8338-0712-1

RISTVEJ, J., KAMPOVÁ, K.,Ekonometria pre manažérov, Návody na cvičenia, Žilinská univerzita, 2009, ISBN 978-80-554-0107-2

MINISTERSTVO ZEMĚDĚLSTVÍ, Úplné znění zákona č. 242/2000 Sb., Nařízení rady (ES) č. 834/2007, Úplné znění nařízení komise (ES) č. 889/2008. Praha: Tiskárna ministerstva vnitra, 2008. -189 s. ISBN 978-80-7084-764-9.

JURŠÍK, J., TRÁVNÍČEK, P., DRGÁČ, M., Chov skotu bez tržní produkce mléka v podmínkách ekologického zemědělství. Šumperk: PRO-BIO, 2001.

MAJZLÍK, Ivan. *Chov zvířat I*. 1. vyd. V Praze: Česká zemědělská univerzita, 2004. ISBN 80-213-1253-X.

ŠARAPATKA, B., URBAN, J., Ekologické zemědělství v praxi. Šumperk: PROBIO, 2006. -502 s. ISBN 80-87080-00-9.

ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD, *databáze EUROSTATu*, 2013. [online]. [cit. 2013-03-13]. Dostupné z: http://apl.czso.cz/pll/eutab/html.h

C.SANUDO, SCIENCE DIRECT, 2015, *The effects of slaughter weight, breed type and ageing time on beef meat quality using two different texture devices* [online]. [cit. 2015-02-15].

FLORENS, J, Vêlayoudom MARIMOUTOU a Anne PÉGUIN-FEISSOLLE. *Econometric modeling and inference*. New York: Cambridge University Press, 2007, xxi, 496 p. ISBN 05-217-0006-X.

LAWRIE, Ralston. *Developments in Meat Science - 5*. London: Elsevier Applied Science, 1991, 253 s. ISBN 18-516-6534-X.

HRABĚ, J., BŘEZINA, P., VALÁŠEK, P., Technologie výroby potravin živočišného původu. 1.vyd. Zlín: Univerzita Tomáše Bati ve Zlíně, 2006. ISBN 80-7318-405-2.

PINDYCK, Robert S a Daniel L RUBINFELD. *Econometric models and economic forecasts*. 4th ed. Boston, Mass.: Irwin/McGraw-Hill, c1998, xx, 634 p. ISBN 00-705-0208-0

J. PULKRÁBEK, VÝZKUMNÝ ÚSTAV ŽIVOČIŠNÉ VÝROBY, 2015. [online]. [cit. 2015-02-15]. Dostupné z: http://vuzv.cz

HANČLOVÁ, Jana. *Ekonometrické modelování: klasické přístupy s aplikacemi*. 1. vyd. Praha: Professional Publishing, 2012, 214 s. ISBN 978-80-7431-088-1.

HUŠEK, Roman. Aplikovaná ekonometrie teorie a praxe. 1. vydání. Praha:Oeconomica, 2009. 263 s. ISBN 978-80-245-1623-3

HUŠEK, Roman. Základy ekonometrie. 2. přepracované vydání. Praha: Vysoká škola ekonomická v Praze, 1992. 221 s. ISBN 80-7079-566-2

HUŠEK, Roman. Aplikovaná ekonometrie teorie a praxe. 1. vydání. Praha:Oeconomica, 2009. 263 s. ISBN 978-80-245-1623-3

MUNI, S. D. Book Reviews. *Http://eldum.phil.muni.cz/* [online]. 1990 [cit. 2015-01-28]. Dostupné z: http://eldum.phil.muni.cz/

GRILICHES .., Ed. by Zvi.. *Handbook of econometrics*. 2ème réimpression (1988). Amsterdam u.a: Elsevier, 1983. ISBN 978-044-4861-856.

8 Seznam obrázků

Obrázek 1 Části skotu (druhy masa) 14

Obrázek 2 Durbin-Watsonův test- vzorec 24

9 Seznam tabulek

Tabulka 1 Porážky skotu V České republice podle kategorií 8

Tabulka 2 Produkce hovězího masa v Evropských státech v tisících tun 16

Tabulka 3 Produkce hovězího masa ve světě v miliónech tun 16

Tabulka 4 Spotřeba masa na obyvatele v kilogramech za rok 17

Tabulka 5 Výstupy BMNČ 38

Tabulka 6 Koeficienty pružnosti spotřeby hovězího masa 40

Tabulka 7 Výstupy BMNČ 42

Tabulka 8 Koeficienty pružnosti výroby hovězího masa 43

Tabulka 9 Výstupy DMNČ pro spotřebu hovězího masa 46

Tabulka 10 Koeficienty pružnosti spotřeby hovězího masa v simultánním modelu 48

Tabulka 11 Výstupy DMNČ pro výrobu hovězího masa 48

Tabulka 12 Koeficienty pružnosti výroby hovězího masa v simultánním modelu 50

Tabulka 13 Výstupy DMNČ pro export hovězího masa 50

Tabulka 14 Koeficienty pružnosti exportu v simultánním modelu 51

Tabulka 15 Výstupy DMNČ pro import hovězího masa 52

Tabulka 16 Koeficienty pružnosti importu v simultánním modelu 53

Tabulka 17 Model prognózy spotřeby ex-ante 53

Tabulka 18 Prognózované hodnoty ex-ante 54

Tabulka 19 Model prognózy spotřeby ex-post 55

Tabulka 20 Prognózované hodnoty ex-post 55

Tabulka 21 Model prognózy výroby ex-ante 56

10 Seznam grafů

Graf 1 Spotřeba hovězího masa v kilogramech na osobu 30

Graf 2 Vývoj ceny hovězího masa v českých korunách 32

Graf 3 Průměrný měsíční příjem v českých korunách 32

Graf 4 Spotřeba vepřového masa v kilogramech na osobu 33

Graf 5 Výroba hovězího masa v tisících tun živé hmotnosti 34

Graf 6 Dovoz hovězího masa v tisících tun hovězího masa 35

Graf 7 Vývoz hovězího masa v tisících tun živé hmotnosti 36

11 Přílohy

Příloha 1 Podkladová data

	Výroba hovězího	Vyr vep	Prijem	Spotřeba vepřového	Spotřeba hovězího	Dovoz hovězího	Vyvoz hovězího	Cena H	Cena V	Cena vyr. Hov	Cena import	Cena export
1996	310	727	9676	49,2	18,2	13,9	15,4	95,81	97,92	28,54		
1997	294	680	10691	45,8	16,1	4,2	26,9	101,19	100,735	29,38		
1998	247	670	11693	45,7	14,3	17,9	20,9	104,705	81,08	28,025	38	83,38
1999	237	639	12658	44,7	13,8	12,4	16,5	103,655	85,245	31,555	35,94	73,09
2000	208	584	13219	40,9	12,3	12,6	11,6	114,205	97,635	33,68	46,36	76,56
2001	209	584	14378	40,9	10,2	0,4	36	106,785	103,07	27,605	79	42,1
2002	202	585	15524	40,9	11,2	0,5	37	107,195	81,195	29,17	54,92	107,26
2003	198	580	16430	41,5	11,5	6,9	17,5	107,025	84,97	27,81	46,89	88,53
2004	185	547	17466	41,1	10,3	19,2	46,5	114,08	90,935	30,615	64,58	70,35
2005	167	487	**18 283**	41,5	9,9	35,8	40,5	119,065	84,645	34,285	67,6	84,34
2006	171	449	**19 447**	40,7	10,4	31,6	42,4	122,785	84,655	34,565	81,2	86,15
2007	170	464	**20 927**	42,0	10,8	35,6	47,3	124,275	82,785	33,43	89,21	87,05
2008	183	432	**22 653**	41,3	10,1	29,9	61,1	129,315	87,27	32,89	92,93	80,51
2009	181	370	**23 425**	40,9	9,4	37,1	65,9	132,135	84,89	33,18	92,01	82,59
2010	171	366	**23 903**	41,6	9,4	43,1	65,1	130,465	81,015	32,765	89,09	85,71
2011	170	336	**24 466**	42,1	9,1	43,2	73,1	138,38	87,775	34,82	96,88	87
2012	171	296	**25 100**	41,3	8,1	42	70	154,67	99,18	38,235	111,51	96,19
2013	164	302	**25 078**	40,3	7,5	40	65	157,285	102,505	38,725	110,64	97,8

Jednorovnicový model

Příloha 2 Spotřeba

Korelační koeficienty, za použití pozorování 1996 - 2013

(chybějící hodnoty byly přeskočeny)

5% kritická hodnota (oboustranná) = 0,4683 pro n = 18

SP_HM	d_Prijem	d_SP_VM	d_Cena_H	d_Vyr_hov	
1,0000	0,3507	-0,4552	-0,1355	-0,5501	SP_HM
	1,0000	0,1694	-0,2154	0,2674	d_Prijem
		1,0000	-0,3977	0,2881	d_SP_VM
			1,0000	-0,1110	d_Cena_H
				1,0000	d_Vyr_hov

Breusch-Godfreyův test pro autokorelaci prvního řádu
OLS, za použití pozorování 1905/06/19-1905/07/05 (T = 17)
Závisle proměnná: uhat

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	-0,173590	1,07335	-0,1617	0,8745
d_Prijem	4,72575e-05	0,000854705	0,05529	0,9569
d_SP_VM	0,000335172	0,274514	0,001221	0,9990
d_Cena_H	0,0219436	0,0908641	0,2415	0,8136
d_Vyr_hov	-0,00724124	0,0321592	-0,2252	0,8260
uhat_1	-0,185936	0,516652	-0,3599	0,7257

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,011637

Testovací statistika: LMF = 0,129519,
s p-hodnotou = P(F(1,11) > 0,129519) = 0,726

Alternativní statistika: TR^2 = 0,197836,
s p-hodnotou = P(Chí-kvadrát(1) > 0,197836) = 0,656

Ljung-Box Q' = 0,0790799,
s p-hodnotou = P(Chí-kvadrát(1) > 0,0790799) = 0,779

Whiteův test heteroskedasticity

OLS, za použití pozorování 1905/06/19-1905/07/05 (T = 17)

Závisle proměnná: uhat^2

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	1,49698	4,45084	0,3363	0,7686
d_Prijem	-0,000323349	0,00866339	-0,03732	0,9736
d_SP_VM	-0,0311511	3,72883	-0,008354	0,9941
d_Cena_H	-0,357831	1,25736	-0,2846	0,8027
d_Vyr_hov	-0,00474261	0,356297	-0,01331	0,9906
sq_d_Prijem	-3,26284e-07	5,57265e-06	-0,05855	0,9586
X2_X3	-0,000503263	0,00322198	-0,1562	0,8902
X2_X4	0,000285539	0,00124463	0,2294	0,8399
X2_X5	2,58122e-05	0,000280909	0,09189	0,9352
sq_d_SP_VM	0,296160	0,610028	0,4855	0,6753
X3_X4	0,308924	0,361603	0,8543	0,4829
X3_X5	0,0767738	0,120056	0,6395	0,5880
sq_d_Cena_H	0,0194238	0,0357421	0,5434	0,6413
X4_X5	0,00277525	0,0212810	0,1304	0,9082
sq_d_Vyr_hov	0,000144551	0,00316462	0,04568	0,9677

Varování: matice dat je téměř singulární!

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,790836

Testovací statistika: TR^2 = 13,444212,

s p-hodnotou = P(Chí-kvadrát(14) > 13,444212) = 0,491882

Frekvenční rozdělení pro uhat1, poz. 2-18
počet tříd = 7, střední hodnota = -9,9267e-016, so = 1,2422

interval	střed	frequence	rel.	kum.	
< -1,0749	-1,3629	2	11,76%	11,76%	****
-1,0749 - -0,49887	-0,78687	4	23,53%	35,29%	********
-0,49887 - 0,077120	-0,21088	5	29,41%	64,71%	**********
0,077120 - 0,65311	0,36512	2	11,76%	76,47%	****
0,65311 - 1,2291	0,94111	0	0,00%	76,47%	
1,2291 - 1,8051	1,5171	3	17,65%	94,12%	******
>= 1,8051	2,0931	1	5,88%	100,00%	**

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:
Chí-kvadrát(2) = 3,175 s p-hodnotou 0,20448

Příloha 3 Výroba

Whiteův test heteroskedasticity
OLS, za použití pozorování 1998-2013 (T = 16)
Závisle proměnná: uhat^2

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	-1601,32	3394,30	-0,4718	0,6538
d_Vyr_hov_1	25,8473	143,036	0,1807	0,8625
d_Dovoz_H_1	45,6226	131,147	0,3479	0,7398
Cena_H	25,9203	50,2258	0,5161	0,6243
sq_d_Vyr_hov_	0,539827	0,795481	0,6786	0,5227
X2_X3	1,58056	1,57297	1,005	0,3538
X2_X4	-0,175059	1,10642	-0,1582	0,8795
sq_d_Dovoz_H_	1,01502	1,11056	0,9140	0,3960
X3_X4	-0,352679	1,06314	-0,3317	0,7514
sq_Cena_H	-0,100248	0,183227	-0,5471	0,6040

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,702587

Testovací statistika: TR^2 = 11,241398,
s p-hodnotou = P(Chí-kvadrát(9) > 11,241398) = 0,259525

Frekvenční rozdělení pro uhat1, poz. 3-18
počet tříd = 7, střední hodnota = 0, so = 10,9315

interval	střed	frequence	rel.	kum.	
< -14,867	-17,806	1	6,25%	6,25%	**
-14,867 - -8,9894	-11,928	2	12,50%	18,75%	****
-8,9894 - -3,1116	-6,0505	2	12,50%	31,25%	****
-3,1116 - 2,7662	-0,17270	4	25,00%	56,25%	*********
2,7662 - 8,6440	5,7051	3	18,75%	75,00%	******
8,6440 - 14,522	11,583	3	18,75%	93,75%	******
>= 14,522	17,461	1	6,25%	100,00%	**

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:
Chí-kvadrát(2) = 0,023 s p-hodnotou 0,98849

Breusch-Godfreyův test pro autokorelaci prvního řádu
OLS, za použití pozorování 1998-2013 (T = 16)
Závisle proměnná: uhat

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	4,90265	29,2341	0,1677	0,8699
d_Vyr_hov_1	0,0719482	0,310685	0,2316	0,8211
d_Dovoz_H_1	-0,00518396	0,434990	-0,01192	0,9907
Cena_H	-0,0350331	0,224697	-0,1559	0,8789
uhat_1	0,247869	0,316975	0,7820	0,4507

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,052663

Testovací statistika: LMF = 0,611498,
s p-hodnotou = P(F(1,11) > 0,611498) = 0,451

Alternativní statistika: TR^2 = 0,842610,
s p-hodnotou = P(Chí-kvadrát(1) > 0,84261) = 0,359

Ljung-Box Q' = 0,866702,
s p-hodnotou = P(Chí-kvadrát(1) > 0,866702) = 0,352

Korelační koeficienty, za použití pozorování 1996 - 2013
(chybějící hodnoty byly přeskočeny)
5% kritická hodnota (oboustranná) = 0,4683 pro n = 18

Vyr_hov	d_Vyr_hov_1	d_Dovoz_H_1	Cena_H	
1,0000	-0,6002	-0,2824	-0,7345	Vyr_hov
	1,0000	-0,4859	0,5229	d_Vyr_hov_1
		1,0000	0,0568	d_Dovoz_H_1
			1,0000	Cena_H

Vícerovnicový model

Příloha 4 1.rovnice

Pesaran-Taylorův test heteroskedasticity
OLS, za použití pozorování 1999-2013 (T = 15)
Závisle proměnná: uhat^2

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	0,0856984	1,62632	0,05269	0,9588
yhat^2	0,00993509	0,0148182	0,6705	0,5143

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,033423

Testovací statistika: HET_1 = |0,009935| / 0,014818 = 0,670465,
s p-hodnotou = 2 * P(z > 0,670465) = 0,503

Frekvenční rozdělení pro uhat1, poz. 4-18
počet tříd = 5, střední hodnota = 8,81702e-016, so = 1,31233

interval	střed	frequence	rel.	kum.	
< -1,5414	-2,0522	1	6,67%	6,67%	**
-1,5414 - -0,51968	-1,0305	4	26,67%	33,33%	*********
-0,51968 - 0,50199	-0,0088471	5	33,33%	66,67%	**********
0,50199 - 1,5237	1,0128	4	26,67%	93,33%	*********
>= 1,5237	2,0345	1	6,67%	100,00%	**

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:
Chí-kvadrát(2) = 0,115 s p-hodnotou 0,94430

Godfreyův test (1994) pro autokorelaci prvního řádu
TSLS, za použití pozorování 2000-2013 (T = 14)
Závisle proměnná: SP_HM

Instrumentální proměnné: const d_Prijem d_SP_VM d_Cena_H Cena_export
d_Cena_import uhat_1

	koeficient	směr. chyba	z	p-hodnota
const	7,15080	1,06726	6,700	2,08e-011 ***
d_Prijem	0,00267417	0,000813060	3,289	0,0010 ***
d_SP_VM	-0,193972	0,291939	-0,6644	0,5064
d_Cena_H	-0,0436356	0,0532090	-0,8201	0,4122
d_Vyr_hov	-0,115606	0,0683724	-1,691	0,0909 *
uhat_1	-0,115524	0,288911	-0,3999	0,6893

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,740702

Testovací statistika: Pseudo-LMF = 0,159887,
s p-hodnotou = P(F(1,9) > 0,159887) = 0,7

Příloha 5 2.rovnice

Pesaran-Taylorův test heteroskedasticity
OLS, za použití pozorování 1999-2013 (T = 15)
Závisle proměnná: uhat^2

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	-13,4961	259,297	-0,05205	0,9593
yhat^2	0,00664646	0,00733060	0,9067	0,3811

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,059474

Testovací statistika: HET_1 = |0,006646| / 0,007331 = 0,906675,
s p-hodnotou = 2 * P(z > 0,906675) = 0,365

Frekvenční rozdělení pro uhat3, poz. 4-18

počet tříd = 5, střední hodnota = 4,61261e-014, so = 16,502

interval	střed	frequence	rel.	kum.	
< -20,221	-26,147	1	6,67%	6,67%	**
-20,221 - -8,3692	-14,295	5	33,33%	40,00%	**********
-8,3692 - 3,4825	-2,4434	1	6,67%	46,67%	**
3,4825 - 15,334	9,4084	5	33,33%	80,00%	**********
>= 15,334	21,260	3	20,00%	100,00%	*******

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:
Chí-kvadrát(2) = 2,696 s p-hodnotou 0,25970

Godfreyův test (1994) pro autokorelaci prvního řádu
TSLS, za použití pozorování 2000-2013 (T = 14)
Závisle proměnná: Vyr_hov
Instrumentální proměnné: const d_Prijem d_SP_VM d_Cena_H Cena_export
d_Cena_import uhat_1

	koeficient	směr. chyba	z	p-hodnota	
const	179,678	6,00139	29,94	6,05e-197	***
d_Vyr_hov_1	-1,55286	0,804626	-1,930	0,0536	*
d_Dovoz_H_1	-3,64083	1,84936	-1,969	0,0490	**
uhat_1	0,252000	0,472644	0,5332	0,5939	

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,571344

Testovací statistika: Pseudo-LMF = 0,284272,
s p-hodnotou = P(F(1,11) > 0,284272) = 0,606

Příloha 6 3.rovnice

Pesaran-Taylorův test heteroskedasticity
OLS, za použití pozorování 1999-2013 (T = 15)
Závisle proměnná: uhat^2

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	144,637	74,0555	1,953	0,0727	*
yhat^2	-0,0225577	0,0280282	-0,8048	0,4354	

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,047461

Testovací statistika: HET_1 = |-0,022558| / 0,028028 = 0,804821,
s p-hodnotou = 2 * P(z > 0,804821) = 0,421

Frekvenční rozdělení pro uhat4, poz. 4-18
počet tříd = 5, střední hodnota = 1,40258e-014, so = 10,7307

interval	střed	frequence	rel.	kum.	
< -14,018	-19,004	1	6,67%	6,67%	**
-14,018 - -4,0456	-9,0318	3	20,00%	26,67%	*******
-4,0456 - 5,9268	0,94058	8	53,33%	80,00%	**********
5,9268 - 15,899	10,913	2	13,33%	93,33%	****
>= 15,899	20,885	1	6,67%	100,00%	**

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:
Chí-kvadrát(2) = 1,758 s p-hodnotou 0,41513

Godfreyův test (1994) pro autokorelaci prvního řádu
TSLS, za použití pozorování 2000-2013 (T = 14)
Závisle proměnná: Vyvoz_H
Instrumentální proměnné: const d_Prijem d_SP_VM d_Cena_H Cena_export

d_Cena_import uhat_1

	koeficient	směr. chyba	z	p-hodnota	
const	34,4092	17,3206	1,987	0,0470	**
Cena_export	-0,328235	0,270819	-1,212	0,2255	
Vyvoz_H_1	0,924354	0,266697	3,466	0,0005	***
uhat_1	-0,481433	0,330432	-1,457	0,1451	

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,815384

Testovací statistika: Pseudo-LMF = 2,122784,
s p-hodnotou = P(F(1,11) > 2,12278) = 0,176

Příloha 7 4.rovnice

Pesaran-Taylorův test heteroskedasticity
OLS, za použití pozorování 1999-2013 (T = 15)
Závisle proměnná: uhat^2

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	172,727	52,3162	3,302	0,0057	***
yhat^2	-0,0788025	0,0507449	-1,553	0,1444	

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,156476

Testovací statistika: HET_1 = |-0,078802| / 0,050745 = 1,552915,
s p-hodnotou = 2 * P(z > 1,552915) = 0,12

Frekvenční rozdělení pro uhat8, poz. 4-18
počet tříd = 5, střední hodnota = -2,00432e-014, so = 12,2143

interval	střed	frequence	rel.	kum.

< -16,158	-20,881	2	13,33%	13,33%	****
-16,158 - -6,7121	-11,435	2	13,33%	26,67%	****
-6,7121 - 2,7341	-1,9890	3	20,00%	46,67%	*******
2,7341 - 12,180	7,4572	6	40,00%	86,67%	**********
>= 12,180	16,903	2	13,33%	100,00%	****

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:
Chí-kvadrát(2) = 0,984 s p-hodnotou 0,61137

Godfreyův test (1994) pro autokorelaci prvního řádu
TSLS, za použití pozorování 2000-2013 (T = 14)
Závisle proměnná: Dovoz_H
Instrumentální proměnné: const d_Prijem d_SP_VM d_Cena_H Cena_export
d_Cena_import uhat_1

	koeficient	směr. chyba	z	p-hodnota
const	96,5925	75,9796	1,271	0,2036
d_Dovoz_H_1	2,43888	3,01916	0,8078	0,4192
SP_HM	-6,92700	7,43997	-0,9311	0,3518
d_Cena_import	-0,932935	0,832663	-1,120	0,2625
uhat_1	0,771822	0,590142	1,308	0,1909

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,584341

Testovací statistika: Pseudo-LMF = 1,710497,
s p-hodnotou = P(F(1,10) > 1,7105) = 0,223

Prognózy

Příloha 8 Ex-ante

Whiteův test heteroskedasticity
OLS, za použití pozorování 1997-2013 (T = 17)
Závisle proměnná: uhat^2

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	2,37743	27,0418	0,08792	0,9315
time	-0,481633	2,12884	-0,2262	0,8252
SP_HM_1	0,219567	3,19232	0,06878	0,9464
sq_time	0,0119300	0,0385002	0,3099	0,7625
X2_X3	0,0131518	0,128640	0,1022	0,9204
sq_SP_HM_1	-0,0183852	0,0936513	-0,1963	0,8479

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,215003

Testovací statistika: TR^2 = 3,655048,
s p-hodnotou = P(Chí-kvadrát(5) > 3,655048) = 0,600067

Frekvenční rozdělení pro uhat2, poz. 2-18
počet tříd = 7, střední hodnota = -3,13475e-016, so = 0,675172

interval	střed	frequence	rel.	kum.	
< -1,4466	-1,6531	1	5,88%	5,88%	**
-1,4466 - -1,0335	-1,2400	0	0,00%	5,88%	
-1,0335 - -0,62041	-0,82696	1	5,88%	11,76%	**
-0,62041 - -0,20733	-0,41387	4	23,53%	35,29%	********
-0,20733 - 0,20575	-0,00079085	3	17,65%	52,94%	******
0,20575 - 0,61883	0,41229	6	35,29%	88,24%	**********
>= 0,61883	0,82537	2	11,76%	100,00%	****

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:
Chí-kvadrát(2) = 3,612 s p-hodnotou 0,16428

Breusch-Godfreyův test pro autokorelaci prvního řádu

OLS, za použití pozorování 1997-2013 (T = 17)
Závisle proměnná: uhat

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	0,0321356	2,64178	0,01216	0,9905
time	-0,000980357	0,0843037	-0,01163	0,9909
SP_HM_1	-0,00195982	0,161059	-0,01217	0,9905
uhat_1	0,00777096	0,327212	0,02375	0,9814

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,000043

Testovací statistika: LMF = 0,000564,
s p-hodnotou = P(F(1,13) > 0,000564016) = 0,981

Alternativní statistika: TR^2 = 0,000738,
s p-hodnotou = P(Chí-kvadrát(1) > 0,000737528) = 0,978

Ljung-Box Q' = 0,000629205,
s p-hodnotou = P(Chí-kvadrát(1) > 0,000629205) = 0,98

Příloha 9 Ex-post

Whiteův test heteroskedasticity
OLS, za použití pozorování 1997-2010 (T = 14)
Závisle proměnná: uhat^2

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	11,1721	31,4265	0,3555	0,7314
time	-1,14370	2,57632	-0,4439	0,6689
SP_HM_1	-0,899991	3,72492	-0,2416	0,8152
sq_time	0,0187644	0,0484618	0,3872	0,7087
X2_X3	0,0623147	0,160083	0,3893	0,7072
sq_SP_HM_1	0,0152502	0,109159	0,1397	0,8923

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,258401

Testovací statistika: TR^2 = 3,617611,
s p-hodnotou = P(Chí-kvadrát(5) > 3,617611) = 0,605671

Frekvenční rozdělení pro uhat1, poz. 2-15
počet tříd = 5, střední hodnota = -1,39571e-015, so = 0,724094

interval	střed	frequence	rel.	kum.	
< -1,2967	-1,5902	1	7,14%	7,14%	**
-1,2967 - -0,70962	-1,0032	1	7,14%	14,29%	**
-0,70962 - -0,12256	-0,41609	4	28,57%	42,86%	**********
-0,12256 - 0,46451	0,17097	3	21,43%	64,29%	*******
>= 0,46451	0,75804	5	35,71%	100,00%	**********

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:
Chí-kvadrát(2) = 2,790 s p-hodnotou 0,24787

Breusch-Godfreyův test pro autokorelaci prvního řádu
OLS, za použití pozorování 1997-2010 (T = 14)
Závisle proměnná: uhat

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	-0,416819	3,06058	-0,1362	0,8944
time	0,0131624	0,109897	0,1198	0,9070
SP_HM_1	0,0252368	0,181997	0,1387	0,8925
uhat_1	-0,102962	0,361556	-0,2848	0,7816

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,008044

Testovací statistika: LMF = 0,081097,
s p-hodnotou = P(F(1,10) > 0,0810968) = 0,782

Alternativní statistika: TR^2 = 0,112622,
s p-hodnotou = P(Chí-kvadrát(1) > 0,112622) = 0,737

Ljung-Box Q' = 0,105182,
s p-hodnotou = P(Chí-kvadrát(1) > 0,105182) = 0,746