

Česká zemědělská univerzita v Praze

Provozně ekonomická fakulta

Katedra ekonomiky



Diplomová práce

**Změny v potravinové soběstačnosti v České republice
ve vybraných komoditách v letech 2001-2018**

Štěpán Buchal

© 2020 ČZU v Praze

ZADÁNÍ DIPLOMOVÉ PRÁCE

Bc. Štěpán Buchal

Ekonomika a management
Provoz a ekonomika

Název práce

Změny v potravinové soběstačnosti v České republice ve vybraných komoditách v letech 2001-2018

Název anglicky

Changes in food self-sufficiency of the Czech Republic in selected commodities in between 2001-2018

Cíle práce

Hlavním cílem diplomové práce je zjistit, jaké faktory mají vliv na potravinovou soběstačnost v ČR u vybraných komodit a v jaké míře je jimi determinována v letech 2001-2018.

Díličmi cíli je:

Posoudit vývoj vybraných determinant působících na potravinovou soběstačnost vybraných komodit v ČR v letech 2001-2018;

Odhadnout budoucí vývoj míry soběstačnosti ČR v produkci vybraných komodit;

Zjistit, zda je dosahování 100% potravinové soběstačnosti ve vybraných komoditách nutné či nikoliv a proč tomu tak je.

Metodika

Předmětem rešeršní části diplomové práce bude na základě dostupných vědeckých publikací vymezit základní pojmy týkající se potravinové soběstačnosti a faktorů, které ji ovlivňují. Následně budou uvedeny kompilované informace dosud řešených teoretických i praktických studií.

Ve vlastní práci budou znázorněna a analyzována vybraná data o spotřebě, produkci, dovozu a vývozu vybraných komodit v časové řadě od roku 2001-2018.

V praktické části se následně provede analýza časových řad, indexní analýza a díličí ekonometrická analýza vývoje a jeho dynamiky.

Doporučený rozsah práce

50-60 stran

Klíčová slova

Soběstačnost, produkce masa, potravinová bezpečnost, agrární obchod, analýza, trend

Doporučené zdroje informací

- DLASKOVÁ, Karolína. Analýza poptávky po mase v České republice. Praha, 2014. 57 s. Bakalářská práce (Bc.) Univerzita Karlova, Fakulta sociálních věd, Institut ekonomických studií. Vedoucí diplomové práce Mgr. Milan Ščasný Ph.D.
- DOUCHA, T. Výhled zemědělské politiky ČR do roku 2010 ve vztahu k výživovým trendům. In Sborník semináře Strategie rozvoje zemědělství a výživy do roku 2010. Praha: Ministerstvo zemědělství ČR. 2000. s. 28-41
- DYMÁK, Vladimír. POTRAVINOVÁ BEZPEČNOST A PRODUKCE POTRAVIN V ČESKÉ REPUBLICE 2016. Praha. 2016. 7 s. Dostupné z: [h ps://1url.cz/jMEPo](https://1url.cz/jMEPo)
- FOJTÍKOVÁ, Lenka. Zahraničně obchodní politika ČR: historie a současnost (1945-2008). Vyd. 1. Praha: C.H. Beck, 2009, xix, 246 s. Beckova edice ekonomie. ISBN 978-7400-128-4
- Kolek v autorů MZe. IMPLEMENTAČNÍ PLÁN Strategie resortu Ministerstva zemědělství NA OBDOBÍ 2017-2020. Praha. 2017. s. 193
- Kolek v autorů MZe. Ministerstvo zemědělství, Podporujeme tradici a rozvoj venkova České republiky. Vyd. 1. Praha. 2017. 67 s. ISBN 978-80-7434-404-6
- Kolek v autorů MZe. STRATEGIE RESORTU MINISTERSTVA ZEMĚDĚLSTVÍ ČESKÉ REPUBLIKY S VÝHLEDEM DO ROKU 2030. Praha. 2016. s. 136. Č. j.: 66699/2015-MZE-10051
- Kolek v autorů MZe. Zemědělství. Publikace hodnotící každoročně jednotlivé ekonomické ukazatele v zemědělství. Praha. 2002-2017
- Kolek v autorů. Ústav zemědělské ekonomiky a informací. Čtvrtletní zprávy. Analýzy agrárního zahraničního obchodu ČR roku. Praha. 2005-2018
- MENZLOVÁ, J., BŘÍŠKOVÁ, M., SEKAVOVÁ, H. Ročenka agrárního zahraničního obchodu ČR za rok 2017. Praha, 2018. 130 s. ÚZEI. informační studie. č. 115/2018. ISBN 978-80-7271-235-9
-

Předběžný termín obhajoby

2019/20 LS – PEF

Vedoucí práce

Ing. Pavlína Hálová, Ph.D.

Garantující pracoviště

Katedra ekonomiky

Elektronicky schváleno dne 27. 2. 2019

prof. Ing. Miroslav Svatoš, CSc.

Vedoucí katedry

Elektronicky schváleno dne 1. 3. 2019

Ing. Martin Pelikán, Ph.D.

Děkan

V Praze dne 04. 04. 2020

Čestné prohlášení

Prohlašuji, že svou diplomovou práci "Změny v potravinové soběstačnosti v České republice ve vybraných komoditách v letech 2001-2018" jsem vypracoval samostatně pod vedením Ing. Pavlíny Hálové, Ph.D. společně za využití odborné literatury a dalších informačních zdrojů, které jsou v práci citovány a uvedeny v seznamu použitých zdrojů 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 datum odevzdání

Poděkování

Rád bych touto cestou poděkoval paní inženýrce Pavlíně Hálové za její lidský přístup, odborné vedení a čas strávený nad společnými konzultacemi diplomové práce. Dále chci poděkovat své rodině, přítelkyni a přátelům, za jejich trpělivost a podporu. V neposlední řadě chci také poděkovat svému Lukášovi Buchalovi za pomoc při překladu abstraktu.

Změny v potravinové soběstačnosti v České republice ve vybraných komoditách v letech 2001-2018

Abstrakt

Diplomová práce s názvem „Změny v potravinové soběstačnosti v České republice ve vybraných komoditách v letech 2001-2018“ analyzuje vliv vybraných faktorů na potravinovou soběstačnost hovězího, vepřového a drůbežího masa na území ČR v letech 2001-2018.

Hlavním cílem práce je zjistit a zhodnotit vybrané faktory, které mají vliv na vývoj soběstačnosti těchto mas a v jaké míře ji determinují na základě analýzy časových řad, indexové analýzy a rozboru funkčních závislostí (produkční a spotřební). Faktory byly vybrány na základě studia internetových, knižních zdrojů, článků a statistik. Sledované ukazatele popisující vývoj determinant pochází ze statistik Českého statistického úřadu, Ministerstva zemědělství ČR, jejich aktivit a celní správy. Ze zahraničních zdrojů jsou to např. statistiky FAOSTAT.

Práce je členěna do dvou dílčích částí, teoretické a empirické.

Teoretická část se zabývá východisky, která jsou úvodem do problematiky živočišné výroby a domácí spotřeby vybraných mas.

Empirická část, resp. vlastní práce se skládá ze dvou částí. V první části jsou analyzovány trendy časových řad hlavních determinant potravinové soběstačnosti vybraných masných komodit prostřednictvím indexové analýzy. Zde jsou zkoumány základní charakteristiky časových řad, konkrétně míry dynamiky vývoje sledovaných proměnných. Analyzované trendy těchto vybraných faktorů jsou doplněny o stručné komentáře. V druhé části vlastní práce jsou zjišťovány vzájemné funkční vztahy vybraných proměnných ovlivňujících produkci a spotřebu hovězího, vepřového a drůbežího masa prostřednictvím základní ekonometrické analýzy. Pro odhad modelovaných funkcí je využit software Gretl.

Výsledkem práce je zhodnocení vlivu jednotlivých determinant na potravinovou soběstačnost vybraných komodit, odhad budoucího vývoje a finální zhodnocení potřeby dosahování dostatečné míry potravinové soběstačnosti.

Klíčová slova: soběstačnost, produkce masa, potravinová bezpečnost, agrární obchod, analýza, trend

Changes in food self-sufficiency of the Czech Republic in selected commodities in between 2001-2018

Abstract

The diploma thesis called “Changes in food self-sufficiency in the Czech Republic in selected commodities” analyzes the influence of pre-selected factors on the food self-sufficiency of beef, pork and poultry meat in 2001-2018.

The main aim of this work is to identify and evaluate selected factors that influence the development of self-sufficiency of these meat types and to find out to which extent this development is determined it based on the analysis of functional dependencies (production and consumption), index analysis and time series analysis in the monitored period. The factors were selected based on the study of the internet and book sources, articles, and statistics. The monitored indicators showing the development of the determinants come from the statistics of the Czech Statistical Office, the Ministry of Agriculture of the Czech Republic and their activities, and the customs administration. From foreign sources, FAOSTAT statistics are utilized for instance.

The thesis is divided into two partial parts, theoretical and empirical. The theoretical part deals with the starting points, which come as an introduction to the problematic of livestock production, domestic consumption of the selected meat types. The empirical part referring to the author's input was divided into two sub-parts. The first part articulates an analysis of the trends of the prime determinants of the food self-sufficiency of chosen meat commodities utilizing the index analysis. The basic characteristics of the time series are examined here focusing specifically on the degree of development dynamics of the variables concerned. The analyzed trends of the chosen factors are followed by brief comments on that matter.

In the second part, the mutual functional relationships of the chosen variables influencing the production and the consumption of beef, pork and poultry meat were looked for with the help of the basic econometric analysis. For the final estimation i.e. result of the modeled functions, the software of Gretl was deployed.

The result of this work is to evaluate the influence of individual determinants upon the food self-sufficiency of the chosen commodities, to estimate the future development of the Czech Republic's meat industry dependence/independence on other countries, and to finally evaluate the need for reaching sufficient degree of such self-sufficiency.

Keywords: self-sufficiency, meat production, food security, agrarian trade, analysis, trend

Obsah

1 Úvod

2 Cíl práce a metodika	11
2.1 Cíl práce.....	11
2.2 Metodika.....	11
3 Teoretická východiska	25
3.1 Vymezení pojmů v tržní ekonomice	25
3.1.1 Charakteristika zemědělsko-potravinářského trhu a jeho specifika.....	27
3.1.2 Živočišná výroba.....	28
3.1.3 Světový vývoj živočišné výroby a produkce masa od roku 1961-2013.....	29
3.2 Společná zemědělská politika a potravinová bezpečnost.....	31
3.2.1 Potravinová bezpečnost.....	31
3.2.2 Systém zajištění bezpečnosti potravin v České republice	32
3.2.3 Potravinová soběstačnost.....	34
3.2.4 Rozdíl mezi potravinovou bezpečností a soběstačností	37
3.2.5 Potravinová soběstačnost v České republice	38
3.2.6 Kompilované informace vybraných dosud řešených teoretických i praktických studií.....	40
4 Vlastní práce	44
4.1 Analýza trendů vybraných determinant potravinové soběstačnosti v České republice v letech 2001-2018.....	44
4.1.1 Vývoj živočišné výroby vybraných typů mas v České republice v období 2001-2018.....	44
4.1.2 Vývoj domácí spotřeby vybraných typů mas v České republice v období 2001-2018.....	47
4.1.3 Vývoj potravinové soběstačnosti ve vybraných komoditách v České republice v období 2001-2018	51
4.1.4 Vývoj importu vybraných kategorií mas v České republice v období 2001-2018	54
4.1.5 Vývoj exportu vybraných kategorií mas v České republice v období 2001-2018	58
4.1.6 Vývoj cen zemědělských výrobců vybraných kategorií zvířat v České republice v letech 2001-2018.....	61
4.1.7 Vývoj spotřebitelských cen vybraných masných produktů v České republice v letech 2001-2018.....	63
4.2 Funkce produkce hovězího, vepřového a drůbežího masa v České republice v období 2001-2018.....	66
4.2.1 Funkce produkce hovězího masa České republiky za období 2001-2018	67
4.2.2 Funkce produkce vepřového masa České republiky za období 2001-2018	73
4.2.3 Funkce produkce drůbežího masa České republiky za období 2001-2018	78
4.3 Funkce spotřeby hovězího, vepřového a drůbežího masa v České republice v období 2001-2018.....	85
4.3.1 Funkce spotřeby hovězího masa České republiky za období 2001-2018	86

4.3.2	Funkce spotřeby vepřového masa České republiky za období 2001-2018	92
4.3.3	Funkce spotřeby drůbežího masa České republiky za období 2001-2018	98
5	Výsledky a diskuse	104
5.1	Faktory ovlivňující potravinovou soběstačnost hovězího, vepřového a drůbežího masa v České republice v období 2001-2018	104
5.2	Posouzení vývoje vybraných determinant potravinové soběstačnosti hovězího, vepřového a drůbežího masa v období 2001-2018	106
6	Závěr	112
7	Seznam použitých zdrojů.....	114
8	Přílohy	123
8.1	Tabulky a grafy	123
8.2	Obrázky	129

Seznam tabulek

Tabulka 1 – Vybrané země a jejich SSR hodnotou v %, v časové řadě 2005-2009	36
Tabulka 2 - Roční přírůstky a roční tempa růstu živočišné výroby hovězího masa v České republice v letech 2001-2018 (v tis. t ž. hm.)	45
Tabulka 3 - Roční přírůstky a roční tempa růstu živočišné výroby vepřového masa v České republice v letech 2001-2018 (v tis. t ž. hm.)	46
Tabulka 4 - Roční přírůstky a roční tempa růstu živočišné výroby drůbežího masa v České republice v letech 2001-2018 (v tis. t ž. hm.)	47
Tabulka 5 - Roční přírůstky a roční tempa růstu domácí spotřeby hovězího masa v České republice v letech 2001-2018 (v tis. t ž. hm.)	48
Tabulka 6 - Roční přírůstky a roční tempa růstu domácí spotřeby vepřového masa v České republice v letech 2001-2018 (v tis. t ž. hm.)	49
Tabulka 7 - Roční přírůstky a roční tempa růstu domácí spotřeby drůbežího masa v České republice v letech 2001-2018 (v tis. t ž. hm.)	49
Tabulka 8 - Roční přírůstky a roční tempa růstu potravinové soběstačnosti hovězího masa v České republice v letech 2001-2018 (v tis. t ž. hm.)	52
Tabulka 9 - Roční přírůstky a roční tempa růstu potravinové soběstačnosti vepřového masa v České republice v letech 2001-2018 (v tis. t ž. hm.)	52
Tabulka 10 - Roční přírůstky a roční tempa růstu potravinové soběstačnosti drůbežího masa v České republice v letech 2001-2018 (v tis. t ž. hm.)	53
Tabulka 11 - Roční přírůstky a roční tempa růstu importu hovězího masa kategorie CS 0201 + 0202 v České republice v letech 2001-2018 (v tunách)	55
Tabulka 12 - Roční přírůstky a roční tempa růstu importu vepřového masa kategorie 0203 v České republice v letech 2001-2018 (v tunách)	56
Tabulka 13 - Roční přírůstky a roční tempa růstu importu drůbežího masa kategorie 0207 v České republice v letech 2001-2018 (v tunách)	57
Tabulka 14 - Roční přírůstky a roční tempa růstu exportu hovězího masa kategorie CS 0201 + 0202 v České republice v letech 2001-2018 (v tunách)	58
Tabulka 15 - Roční přírůstky a roční tempa růstu importu vepřového masa kategorie 0203 v České republice v letech 2001-2018 (v tunách)	59
Tabulka 16 - Roční přírůstky a roční tempa růstu importu drůbežího masa kategorie 0207 v České republice v letech 2001-2018 (v tunách)	60
Tabulka 17 - Roční přírůstky a roční tempa růstu CZV kategorie býci jateční tř. SEU v České republice v letech 2001-2018 (v Kč/kg ž. hm.)	62

Tabulka 18 - Roční přírůstky a roční tempa růstu CZV kategorie býci jatečná prasata tř. SEU v České republice v letech 2001-2018 (v Kč/kg ž. hm.)	62
Tabulka 19 - Roční přírůstky a roční tempa růstu CZV kategorie jatečná kuřata I. tř. j. v České republice v letech 2001-2018 (v Kč/kg)	63
Tabulka 20 - Roční přírůstky a roční tempa růstu SPC hovězího masa zadního bez kosti v České republice v letech 2001-2018 (v Kč/kg)	64
Tabulka 21 - Roční přírůstky a roční tempa růstu SPC vepřového boku v České republice v letech 2001-2018 (v Kč/kg)	65
Tabulka 22 - Roční přírůstky a roční tempa růstu SPC jatečných kuřat I. tř. j. v České republice v letech 2001-2018 (v Kč/kg).....	65
Tabulka 23 – Deklarované proměnné funkce produkce hovězího masa v ČR	67
Tabulka 24 - Deklarované proměnné funkce produkce vepřového masa v ČR.....	73
Tabulka 25 - Deklarované proměnné funkce produkce drůbežího masa v ČR.....	78
Tabulka 26 - Porovnání elasticit proměnných produkce pro rok 2018	84
Tabulka 27 - Deklarované proměnné funkce spotřeby hovězího masa v ČR.....	86
Tabulka 28 - Deklarované proměnné funkce spotřeby vepřového masa v ČR.....	92
Tabulka 29 - Deklarované proměnné funkce spotřeby drůbežího masa v ČR.....	98
Tabulka 30 - Porovnání elasticit proměnných spotřeby pro rok 2018	103
Tabulka 31 - Živočišná výroba masa v České republice v letech 2001-2018 (v tis. tun živé hm.)	123
Tabulka 32 – Výroba masa v České republice v letech 2001-2018 (v tis. t. jat. hm.).....	123
Tabulka 33 - Produkce masa v České republice v ČR od 2001-2017 dle FAOSTAT (v tis. tun jat. hm.)...	124
Tabulka 34 - Produkce masa v České republice v letech 2001-2016 dle ÚZEI (v tis. tun ž. hm.)	124
Tabulka 35 – Průměrná spotřeba masa v České republice v letech 2001-2018 (na obyvatele a rok v kg) ..	125
Tabulka 36 - Domácí spotřeba vybraných mas v České republice v letech 2001-2018 (v tis. t ž. hm.)	125
Tabulka 37 – Vývoj importu vybraných druhů mas do České republiky v letech 2001-2016 (v tis. tun. jat. hm.).....	126
Tabulka 38 – Vývoj importu vybraných masných produktů do České republiky v letech 2001-2018 (v t.)	126
Tabulka 39 – Vývoj exportu vybraných druhů mas z České republiky v letech 2001-2016 (v tis. tun. jat. hm.)	127
Tabulka 40 - Vývoj exportu vybraných masných produktů z České republiky v letech 2001-2018 (v t.)...	127
Tabulka 41 - Vypočtená potravinová soběstačnost ve vybraných masných komoditách v České republice v letech 2001-2018 (v tis. t. ž. hm.).....	128
Tabulka 42 – Průměrné ceny zemědělských výrobců v Kč/kg živ. hm. (býci a prasata) a Kč/kg (kuřata) v České republice v letech 2001-2018.....	128
Tabulka 43 – Průměrné spotřebitelské ceny vybraných produktů v České republice v letech 2001-2018 (v Kč/kg)	129

Seznam obrázků

Obrázek 1 – Nabídkově orientovaný komoditní řetězec	26
Obrázek 2 – Poptávkově orientovaný komoditní řetězec	26
Obrázek 3 – Závislost mezi produkcí jídla a jeho spotřebou.....	34
Obrázek 4 - Výstup odhadu BMNČ pro hovězí maso – funkce produkce	68
Obrázek 5 - Výstup odhadu DMNČ pro hovězí maso – výsledná funkce produkce	70
Obrázek 6 - Korelační matice pro produkci hovězího masa	71
Obrázek 7 - Výstup odhadu BMNČ pro vepřové maso – funkce produkce	73
Obrázek 8 - Výstup odhadu DMNČ pro vepřové maso – výsledná funkce produkce	75
Obrázek 9 - Korelační matice pro produkci vepřového masa.....	77
Obrázek 10 – Výstup odhadu BMNČ pro drůbeží maso – funkce produkce	79
Obrázek 11 - Výstup odhadu DMNČ pro drůbeží maso – výsledná funkce produkce	81
Obrázek 12 - Korelační matice pro produkci drůbežího masa.....	82
Obrázek 13 - Výstup odhadu BMNČ pro hovězí maso – funkce spotřeby	87
Obrázek 14 - Výstup odhadu BMNČ pro hovězí maso – výsledná funkce spotřeby.....	89
Obrázek 15 - Korelační matice pro spotřebu hovězího masa	90
Obrázek 16 - Výstup odhadu BMNČ pro vepřové maso – funkce spotřeby	93

Obrázek 17 - Výstup odhadu BMNČ pro vepřové maso –výsledná funkce spotřeby.....	94
Obrázek 18 - Korelační matice pro spotřebu vepřového masa	96
Obrázek 19 - Výstup odhadu BMNČ pro drůbeží maso – funkce spotřeby	99
Obrázek 20 - Výstup odhadu DMNČ pro drůbeží maso – výsledná funkce spotřeby	100
Obrázek 21 - Korelační matice pro spotřebu drůbežího masa	101
Obrázek 22 – Sarganův test pro vyloučení nadbytečnosti instrumentů pro produkci hovězího masa	129
Obrázek 23 – Faktory zvyšující rozptyl (VIF) pro produkci hovězího masa	130
Obrázek 24 – Durbin-Watsonův test pro produkci hovězího masa.....	130
Obrázek 25 - Test normality-Jargue–Bera test pro produkci hovězího masa	130
Obrázek 26 – Test heteroskedasticity – Pesaran-Taylorův test pro produkci hovězího masa.....	130
Obrázek 27 – Rozšířený Dickey-Fullerův test pro produkci hovězího masa	130
Obrázek 28 – Sarganův test pro vyloučení nadbytečnosti instrumentů – produkce vepřového masa	131
Obrázek 29 - Durbin-Watsonův test pro produkci vepřového masa	131
Obrázek 30 – Godfreyův test pro produkci vepřového masa.....	131
Obrázek 31 - Test normality-Jargue–Bera test pro produkci vepřového masa	131
Obrázek 32 – Test heteroskedasticity – Pesaran-Taylorův test pro produkci vepřového masa.....	131
Obrázek 33 - Rozšířený Dickey-Fullerův test pro produkci vepřového masa	131
Obrázek 34 - Sarganův test pro vyloučení nadbytečnosti instrumentů – produkce drůbežího masa	132
Obrázek 35 – Godfreyův test pro produkci drůbežího masa	132
Obrázek 36 - Test normality-Jargue–Bera test pro produkci drůbežího masa.....	132
Obrázek 37 – Test heteroskedasticity – Pesaran-Taylorův test pro produkci drůbežího masa.....	132
Obrázek 38 - Rozšířený Dickey-Fullerův test pro produkci drůbežího masa.....	132
Obrázek 39 - Sarganův test pro vyloučení nadbytečnosti instrumentů – spotřeba hovězího masa	133
Obrázek 40 – Godfreyův test pro spotřebu hovězího masa	133
Obrázek 41 - Test normality-Jargue–Bera test pro spotřebu hovězího masa	133
Obrázek 42 – Test heteroskedasticity – Pesaran-Taylorův test pro spotřebu hovězího masa	133
Obrázek 43 - Rozšířený Dickey-Fullerův test pro spotřebu hovězího masa	133
Obrázek 44 – Faktory zvyšující rozptyl (VIF) pro spotřebu vepřového masa.....	134
Obrázek 45 – Durbin-Watsonův test pro spotřebu vepřového masa	134
Obrázek 46 - Test normality-Jargue–Bera test pro spotřebu vepřového masa	134
Obrázek 47 – Test heteroskedasticity – Pesaran-Taylorův test pro spotřebu vepřového masa	134
Obrázek 48 - Rozšířený Dickey-Fullerův test pro spotřebu vepřového masa	134
Obrázek 49 - Faktory zvyšující rozptyl (VIF) pro spotřebu drůbežího masa	135
Obrázek 50 – Godfreyův test pro spotřebu drůbežího masa	135
Obrázek 51 - Test normality-Jargue–Bera test pro spotřebu drůbežího masa	135
Obrázek 52 – Test heteroskedasticity – Pesaran-Taylorův test pro spotřebu drůbežího masa	135
Obrázek 53 - Rozšířený Dickey-Fullerův test pro spotřebu drůbežího masa	135

Seznam grafů

Graf 1 – Vývoj živočišné výroby v České republice v letech 2001-2018 (v tis. t ž. hm.).....	44
Graf 2 -Vývoj domácí spotřeby masa v České republice v letech 2001-2018 (v tis. t ž. hm.)	48
Graf 3 – Průměrná spotřeba vybraných typů mas v ČR v letech 2001-2018.....	50
Graf 4 - Vývoj potravinové soběstačnosti ve vybraných komoditách v České republice v letech 2001-2018 (v tis. t. ž. hm.).....	51
Graf 5 – Vývoj importu vybraných kategorií mas v České republice v letech 2001-2018 (v tunách).....	54
Graf 6 - Vývoj exportu vybraných kategorií mas v České republice v letech 2001-2018 (v tunách).....	58
Graf 7 - Vývoj průměrných CZV v České republice v letech 2001-2018 (v Kč/kg ž. hm. býci a prasata a v Kč/kg kuřata).....	61
Graf 8 - Vývoj průměrných SPC v České republice v letech 2001-2018 (v Kč/kg)	64
Graf 9 –Výroba jatečných zvířat v České republice v ČR od 2001-2018	125

1 Úvod

Potravinová soběstačnost je soustavně řešenou problematikou rozvojových i ekonomicky vyspělých zemí. V globálním měřítku se jí zabývá například Světová zdravotnická organizace (WHO) nebo Organizace pro výživu a zemědělství (FAO). Otázkou zůstává, zda ve 21. století je či není důležité, aby ekonomicky vyspělé země dosahovaly 100% potravinové soběstačnosti a proč. Existují různá stanoviska a přístupy států k této problematice. Potravinová soběstačnost je nástrojem politiky potravinové bezpečnosti státu, která je uplatňována v rámci Evropské unie. Politika potravinové bezpečnosti je v gesci každého členského státu. Dosahování potravinové soběstačnosti v době rozvoje tržní ekonomiky nebývá primárním cílem, o jehož dosažení vyspělé státy usilují. Česká republika od vstupu na vnitřní trh v roce 2004, zaznamenala výrazné změny v mnoha odvětvích, zvláště pak ve vývoji živočišné produkce v zemědělství. Nově vzniklé zahraničně-obchodní vztahy umožnily ČR expandovat s přebytkovými statky na trhy členských zemí EU a tím dosahovat kladného salda zahraničního obchodu. Konkurenceschopnost českých producentů se v některých oblastech zemědělství začala snižovat a jinde naopak zvyšovat. Výraznou změnou prošlo odvětví živočišné výroby, která v ČR postupně ztrácí na své významnosti a jejíž podíl na HDP soustavně klesá. Hluboký pokles soběstačnosti v živočišné výrobě byl zaznamenán u produkce vepřového masa potažmo masa drůbežího ale i hovězího. Pro české producenty to znamená významný konkurenční boj. Na druhou stranu pro spotřebitele to ve výsledku znamená příznivější spotřebitelské ceny masa.

Pozitivním výsledkem růstu podílu významnosti zahraničního obchodu na celkovém HDP ČR, je zaměření se na efektivnější alokaci financí a kapitálu. Negativním jevem integračních procesů je pak např. závislost české ekonomiky na ekonomikách jiných států, s nimiž jsou navázána úzká obchodní partnerství (např. Německo a Asie). Míru potravinové soběstačnosti v České republice ovlivňuje mnoho faktorů. Např. zahraničně obchodní politika státu, konkurenceschopnost producentů, množství poptávky spotřebitelů, ceny průmyslových a zemědělských výrobců nebo spotřebitelské ceny a další vlivy.

Předmětem diplomové práce je pokusit se nalézt rozhodující determinanty potravinové soběstačnosti hovězího, vepřového a drůbežího masa v České republice v období 2001-2018. Vliv a vývoj těchto vybraných faktorů je v této práci popsán prostřednictvím teoretických východisek, indexové analýzy časových řad a základní ekonometrické analýzy.

2 Cíl práce a metodika

2.1 Cíl práce

Hlavním cílem diplomové práce je zjistit, jaké faktory mají vliv na potravinovou soběstačnost v ČR u vybraných komodit a v jaké míře je jimi determinována v letech 2001-2018.

Dílčími cíli je:

1. Posoudit vývoj vybraných determinant působících na potravinovou soběstačnost vybraných komodit v ČR v letech 2001-2018;
2. Odhadnout budoucí vývoj míry soběstačnosti ČR v produkci vybraných komodit;
3. Zjistit, zda je dosahování 100% potravinové soběstačnosti ve vybraných komoditách nutné či nikoliv a proč tomu tak je.

2.2 Metodika

Diplomová práce se skládá ze dvou částí, teoretické a empirické.

Teoretická část bude založena na studiu dostupných českých a zahraničních vědeckých článků, publikací a internetových zdrojů, které pojednávají nebo souvisejí s problematikou potravinové soběstačnosti. Prostřednictvím vymezených a charakterizovaných výchozích pojmů vybranými autory jako jsou tržní ekonomika, zemědělsko-potravinářský trh, společná zemědělská politika a potravinová bezpečnost bude problematika potravinové soběstačnosti zanalyzována a vymezena. Následně budou zjištěny a komparovány metody jejího výpočtu. Závěrem budou zpracovány kompilované informace, z již řešených teoretických i praktických studií doplněné o teoretické poznatky vycházející z využití literatury.

V empirické části diplomové práce bude provedena indexová analýza trendů vybraných determinant potravinové soběstačnosti. Vypočteny budou základní charakteristiky časových řad a míry jejich dynamiky. Analýza trendů vybraných determinant potravinové soběstačnosti komodit hovězího, vepřového a drůbežího masa bude doplněna stručnými komentáři. Pro analýzu tohoto vývoje budou vybraná podkladová data získána z Českého statistického úřadu, Eurostatu, Celní správy, statistik MZe či OECD.

Ve druhé části vlastní práce budou kvantifikovány vztahy prostřednictvím funkcí produkce a spotřeby. Pro odhad modelů produkce a spotřeby hovězího, vepřového a drůbežího masa bude použit software Gretl.

Na základě literární rešerše a vlastní práce bude odhadnut budoucí vývoj potravinové soběstačnosti ve vybraných komoditách v následujících letech. Finálně bude posouzeno, zda je dosahování plné míry soběstačnosti v masné produkci nutností či nikoliv a proč.

i. Základní charakteristiky časových řad

Autoři Arlt a kol. (2002) popisují nástroje statické a dynamické analýzy statistických dat. Pro zkoumání ekonomických ukazatelů ve formě časových řad z hlediska jejich statického a dynamického vývoje jsou používány popisné charakteristiky a míry dynamiky. Pomocí popisných charakteristik je zkoumán stav ekonomické veličiny k určitému okamžiku (k určitému dni, měsíci, čtvrtletí, roku atd.). Míry dynamiky pak zohledňují časový vývoj ukazatele v čase a umožňují tak charakterizovat základní rysy chování časových řad.

Popisné charakteristiky časových řad:

Prostý aritmetický průměr:

$$\bar{y} = \frac{\sum_{t=1}^T y_t}{T} \quad 2.1$$

Kde:

\bar{y} prostý aritmetický průměr;

$\sum_{t=1}^T y_t$ suma všech hodnot ukazatele ve sledovaném období;

T celkový počet let (počet sledovaných let).

Prostý AP se používá pro zjištění průměrné hodnoty hodnot zahrnutých do výpočtu.

Míry dynamiky časových řad:

Absolutní přírůstek:

$$\Delta y_i = x_i - x_{i-1} \quad 2.2$$

Kde:

Δy_i absolutní přírůstek;

x_i hodnota ukazatele v daném období;

x_{i-1} hodnota ukazatele v předchozím období.

Absolutní přírůstek neboli první diference je nejjednodušší mírou dynamiky. V některých případech se provádí také výpočet druhé či třetí diference. Hodnoty absolutních přírůstků lze mj. využít také k výběru vhodné trendové funkce.

Tempo růstu (koeficient):

$$z_i = \frac{x_i}{x_{i-1}} \quad 2.3$$

Kde:

z_i tempo růstu;

x_i hodnota ukazatele v daném období;

x_{i-1} hodnota ukazatele v předchozím období.

Tempo růstu se používá pro vyjádření rozdílu mezi dvěma obdobími v relativním vyjádření.

Průměrné tempo růstu (koeficient):

$$\bar{z} = \sqrt[n-1]{z_1 * z_2 ... z_n} \quad 2.4$$

Kde:

\bar{z} průměrné tempo růstu (koeficient);

n celkový počet sledovaných let;

$z_1 * z_2 ... z_n$ součin všech temp růstu od 1 do n .

Vzorec průměrného tempa růstu ve výpočtu zahrnuje všechny tempa růstu ve zkoumané časové řadě a pomocí geometrického průměru je získán meziroční průměrný přírůstek za celé sledované období.

Průměrný relativní přírůstek:

$$\bar{\delta} = \bar{z} - 1 \quad 2.5$$

Kde:

$\bar{\delta}$ průměrný relativní přírůstek;

\bar{z} průměrné tempo růstu.

Vzorec průměrného relativního přírůstku je používán pro snazší interpretaci průměrného tempa růstu. Po jeho výpočtu je finálně vynásoben 100 pro získání procentuální hodnoty.

Stacionarita časových řad

Tato vlastnost časových řad znamená, že základní vlastnosti časové řady (průměr a rozptyl) jsou v čase konstantní a také že „...*hodnota kovariance mezi dvěma veličinami vzdálenými v čase závisí pouze na jejich vzdálenosti v čase a nikoliv na konkrétním časovém okamžiku, v němž se kovariance zjišťuje.*“ (Ramík, 2007). Kovariance je vztah definovaný jako očekávaná hodnota součinu odchylek jednotlivých náhodných proměnných od jejich střední hodnoty nebo od očekávaných hodnot. V praxi je tento jev nazýván „slabá stacionarita“ zkráceně jen stacionarita. Protipólem jsou časové řady nestacionární. Velmi často se předpokládá tzv. „slabá nestacionarita“ u finančních a ekonomických časových řad. Této vlastnosti lze u ČŘ dosáhnout prostřednictvím logaritmizace ČŘ či provedení výpočtu prvních (či druhých) diferencí, nebo

normováním. Stacionarita časových řad je jedním z nezbytných předpokladů správného ekonometrického modelování (Wooldridge, 2006). Nestacionární časové řady indikují výskyt zdánlivé regrese. Zdánlivá regrese výrazně zvyšuje koeficient determinace a t-statistiku (významnosti parametrů), čímž dochází k nesprávné specifikaci modelu. Stacionarita časové řady je v modelech mj. testována ADF testem (Studenmund, 2010):

❖ **Rozšířený (augmented) Dickey-Fullerův test:** Při testování je zvolena hladina významnosti (např. $\alpha=0,05$) a k , tedy počet zpoždění časové řady.

p-hodnota $> \alpha$; H0: nestacionární časová řada (časová řada má jednotkový kořen)

p-hodnota $< \alpha$; H1: stacionarita časové řady (ČŘ nemá jednotkový kořen)

Volba správného počtu zpoždění zahrnutých do testu (k) je ve statistickém programovacím jazyku „R“ provedeno výpočtem:

$$k = \sqrt[3]{(x - 1)} \quad 2.6$$

Kde:

k počet zpoždění

x délka časové řady

Výsledné k je matematicky zaokrouhleno.

Stacionarita je mj. narušena vysokou variabilitou časové řady a přítomností trendu. Regresní vztah mezi proměnnými je pak významný jen zdánlivě bez racionální podstaty (Studenmund, 2010).

ii. Ekonomický a ekonometrický model

„Předmětem ekonometrie je na základě ekonomické teorie a matematicko-statistických metod kvantifikace vztahů mezi ekonomickými veličinami pro modelování vývoje zkoumaného jevu.“ (Tvrdoň, 2005). Podstatou ekonometrie je systematické hledání závislostí prostřednictvím kvantifikace ekonomických vztahů. Ekonomický model je podstatnou součástí ekonometrické analýzy a pro jeho definici (odvození) je třeba znalost ekonomické teorie. Tato teorie je nezbytnou součástí pro správné uchopení ekonomické reality pro potřeby ekonomické analýzy. Dalšími předpoklady pro ekonomické a ekonometrické modelování jsou podle Charemza a kol. (2003) statistická data, použití metod, které dovolují vyjádřit ekonomickou teorii s použitím statistických dat (tj. teorii odhadu) a know-how.

Členění ekonometrických modelů:

Podle počtu rovnic:

- jednorovnicové
- víceroovnicové

Podle matematické formulace (funkční formy):

- lineární

- nelineární

Podle toho, zda je v modelu zahrnut faktor času:

- statické (měří ekonomickou realitu v určitém okamžiku)
- dynamické (zohledňují časový faktor prostřednictvím zpožděných proměnných)

Podle oblasti, kterou modelujeme:

- makroekonomické
- mikroekonomické

Víceroznicové modely se dělí podle vzájemných vazeb:

- systémy nezávislých rovnic (popisuje jednotlivé části reprodukčního procesu bez vazeb mezi těmito částmi)
- systémy simultánních rovnic (zachycuje vzájemné vazby)

Podle matice beta:

- prosté modely (jednotková matice beta)
- rekursivní modely (trojúhelníková matice beta)
- simultánní modely (obsahují alespoň jeden nenulový prvek nad a pod hlavní diagonálou matice beta)

Typy proměnných v modelech:

a) strukturální:

- **exogenní** – nebo také vysvětlující či nezávislé proměnné, ovlivňují řešení modelu (jejich hodnoty vstupují do modelu z vnějšku);
- **endogenní** – nebo také vysvětlované či závislé proměnné, jejichž hodnoty jsou určeny řešením modelu (jsou modelem generovány);
- **zpožděné** – proměnné zpožděné v čase (např. o jedno, nebo dvě období v závislosti na vzájemném vztahu proměnných);
- **predeterminované** – všechny exogenní a zpožděné endogenní a exogenní proměnné zahrnuté v modelu, které ovlivňují řešení modelu;

b) stochastické:

- **náhodná složka** - nelze zachytit měřením, je nutné formulovat hypotézu o pravděpodobnostním rozdělení náhodné složky. Obsahuje také chyby měření a zkreslení plynoucí z volby nevhodného typu funkce (např. kvůli zjednodušení modelu). Je rozdílem mezi skutečnou a teoretickou hodnotou závislé proměnné viz. následující vztah:

$$u_{it} = y_{it} - \hat{y}_{it} \quad 2.7$$

Jedná se o proměnné, které definují rozdělení pravděpodobnosti rozložení (rozptyl a střední hodnota) náhodné složky.

KONSTRUKCE EKONOMETRICKÉHO MODELU

Definovaný ekonomický, stejně tak ekonometrický model (dále jen EKM) slouží ke konfrontaci ekonomické teorie s realitou, resp. se statistickými daty. Nejjednodušším a zároveň nejvíce využívaným modelem v ekonometrické analýze je lineární regresní model (LRM). LRM tvoří základy ekonometrické teorie. Sestrojení EKM se provádí realizací jasně po sobě jdoucích kroků (fází). Počet těchto kroků se u jednotlivých autorů liší, což je dáno větší či menší agregací postupu modelování do samostatných celků. Na výsledky modelu to žádný vliv nemá. Pro lepší přehlednost je uveden méně agregovaný postup. Tento postup se skládá ze 7 fází. Tyto fáze jsou vymezeny a charakterizovány následovně (Anon, 2020):

1 + 2) Ekonomická teorie a tvorba ekonomického modelu

Základním předpokladem pro ekonometrické modelování je znalost ekonomické teorie. Z této teorie je ekonomický model odvozen. Ekonomický model tvoří zjednodušenou abstrakcí reálného světa a jeho podstatou je zachytit ty aspekty reality, které jsou považovány za relevantní, a všechny ostatní vynechat (Malý a kol., 2016). Vztahy mezi ekonomickými veličinami (proměnnými) mohou být zapsány buďto slovně, graficky nebo algebraicky. Funkční vztah v algebraické podobě má deterministický charakter (k hodnotě jedné proměnné je jednoznačně přiřazena hodnota druhé proměnné). Charemza a kol. (2003) zdůrazňuje, že při modelování je nutné znát, o jaký vztah se zajímáme a znát faktory, které do tohoto vztahu vstupují. Při konfrontaci ekonomického modelu se statistickými (ekonomickými) daty bývá přesného (deterministického) vztahu dosaženo minimálně, spíše výjimečně. Ekonomický model proto musí být modifikován tak, aby odrážel vlastnosti ekonomických dat, tj. zohledňoval pravděpodobností povahu procesu generování ekonomických dat (Seddighi a spol., 2000).

Hlavními rozdíly ekonomického modelu oproti ekonometrickému modelu jsou:

- ekonomický model neobsahuje náhodnou složku;
- ekonomický model není specifikován pomocí parametrů ale pouze pomocí funkčních vztahů.

Z obou uvedených vyplývá deterministický charakter modelu.

Obecný zápis ekonomického modelu:

$$y_t = f(x_{0t}, x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{kt}) \quad 2.8$$

Kde:

y_t endogenní proměnná;

x_{0t} konstanta;

$x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{kt}$ exogenní proměnné v čase t ;

$t = 1, 2, \dots, k$ časová veličina (měsíc, čtvrtletí, rok).

3) Tvorba ekonometrického modelu

Zahrnutím náhodné složky do ekonomického modelu a určením jeho funkční formy, se model stává ekonometrickým. Zahrnutím náhodné složky je respektována stochastická povaha modelovaného vztahu.

Hlavními rozdíly ekonometrického modelu oproti ekonomickému modelu jsou:

- EKM má parametry (γ);
- EKM má stochastickou proměnnou (náhodná složka u_i).

LRM je vyšší stupeň jednoduché lineární regrese a může obsahovat více vysvětlujících proměnných, které vysvětlovanou proměnnou ovlivňují (Zou a kol. 2003).

Specifikace jednorovnicového LRM:

$$y_t = \gamma_1 x_{1t} + \gamma_2 x_{2t} + \dots + \gamma_k x_{kt} + u_t \quad 2.9$$

Kde:

y_t endogenní proměnná;

γ strukturální parametry exogenních proměnných;

x_{1t} jednotkový vektor;

x_{2t}, \dots, x_{kt} exogenní proměnné v čase t ;

u_t stochastická proměnná;

platí:

$$u_t \sim n.i.d. (0, \sigma^2)$$

$$t = 1, \dots, T.$$

Zápis v této podobě je rovněž nazýván skalární formou LRM. Pro praktické účely je často využíván maticový zápis modelu.

Větší provázanost vzájemných vztahů umožňuje model, který je složen z více rovnic (Bremer, 2012).

Specifikace vícerovnice LRM:

$$\begin{aligned} y_{1t} &= \beta_{12} y_{2t} + \dots + \beta_{1G} y_{Gt} + \gamma_{11} x_{1t} + \dots + \gamma_{1K} x_{Kt} + u_{1t} \\ &\vdots \\ y_{Gt} &= \beta_{G1} y_{1t} + \dots + \beta_{G(G-1)} y_{(G-1)t} + \gamma_{G1} x_{1t} + \dots + \gamma_{GK} x_{Kt} + u_{Gt} \end{aligned} \quad 2.10$$

Kde:

$y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{Gt}$ endogenní proměnné;

β strukturální parametry endogenních proměnných;

γ strukturální parametry exogenních proměnných;

$y_{(G-1)t}$ zpožděná endogenní proměnná v čase $t - 1$;

x_{1t} jednotkový vektor;

x_{2t}, \dots, x_{Kt} exogenní proměnné v čase t ;

u_{1t}, \dots, u_{Gt} náhodné proměnné (stochastické);

platí:

$u_t \sim n.i.d. (0, \sigma^2); t = 1, \dots, T.$

Pro správné modelování vzájemných vztahů je nutné splnit dvě skupiny požadavků, a to specifikační předpoklady modelu a předpoklady o náhodné složce.

Specifikační předpoklady modelu

Pro správnou ekonomickou analýzu zkoumaných vztahů je nezbytné vědět, o jaký vztah se přesně zajímáme a také znát faktory vstupující do tohoto vztahu. Znalost daného vztahu a faktorů, které ho determinují, je nezbytná pro odvození ekonomického modelu. Tyto požadavky na správné modelování se realizují prostřednictvím splnění tzv. specifikačních předpokladů modelu. Těmito předpoklady jsou (Anon, 2020):

- **zahrnutí podstatných proměnných do modelu;**
- **nezahrnutí nepodstatných proměnných;**
- **volba správné funkční formy** (matematické funkce, aby nedošlo ke zkreslení odhadu závislosti);
- **stabilita parametrů** – je jinými slovy časová a strukturální invariantnost = požadavek na časově a strukturálně invariantní (nezávislé) parametry modelu;
- **neexistence simultánního vztahu mezi endogenní a exogenní proměnnou, resp. exogenními proměnnými** – to znamená, že definovaná modelující struktura predeterminovaných proměnných generuje endogenní proměnnou a ne naopak (simultánní modely obsahují simultánní vztahy pouze mezi endogenními proměnnými);
- **neexistence perfektní multikolinearity** - v modelu se nevyskytuje lineární vztah (kombinace) mezi vysvětlujícími proměnnými. Jedná se o důležité kritérium pro správný odhad parametrů LRM. Lze zjistit na základě korelační matice koeficientů. Pokud se v korelační matici koeficientů nachází vysoká multikolinearita mezi vysvětlujícími proměnnými ($r^2 > 0,8$), nemusí to znamenat korelaci jen mezi dvěma proměnnými, ale rovněž situaci, kdy se dá jedna z proměnných odvodit jako lineární kombinace několika jiných proměnných. Pokud nelze multikolinearitu vyloučit pomocí korelační matice, je možné ji vyloučit prostřednictvím:

❖ **VIF test** (variance inflation factor), neboli faktor zvětšení rozptylu (Katz, 2006). VIF test testuje separovaně všechny predeterminované proměnné vůči ostatním proměnným v modelu, resp. regresní vztah mezi nimi. Test indikuje, jak moc se zvětší standardní chyba (směrodatná odchylka, popř. rozptyl) v porovnání s tím, když by testovaná proměnná měla nulovou korelaci

ve vztahu k ostatním predeterminovaným proměnným v modelu.

$$VIF_i = \frac{1}{1 - r_i^2} \quad 2.11$$

Kde:

r_i^2 koeficient mnohonásobné korelace (odmocnina z koeficientu determinace)

Při testování modelu je výsledná hodnota tohoto faktoru podrobena hodnocení. Nejmenší hodnota „faktoru“ je 1, která značí absenci multikolinearity. Čím vyšší hodnota faktoru, tím je multikolinearitou více ohrožen stabilní odhad parametrů. Hodnota faktoru, která již vypovídá o významné multikolinearitě se liší v závislosti na názorech různých autorů. Vybraným kritériem je:

Kritérium Kutnera a spol. (2004):

VIF > 10; hodnoty ohrožující správný odhad parametrů

Přísnější alternativou může být kritérium Sheathera (2009):

VIF > 5; hodnoty ohrožující správný odhad parametrů

Předpoklady o náhodné složce

Ve skutečnosti v podstatě nelze dokonale popsat vybraný jev pomocí modelu, protože povaha zkoumaných ekonomických dat je pravděpodobnostního charakteru. Model musí být zkonstruován tak, aby odrazil vlastnosti ekonomických dat. Náhodná složka je součástí každého EKM modelu a představuje nezahrnuté predeterminované proměnné v modelu mající vliv na vysvětlovanou proměnnou. Pomocí vybraného funkčního (regresního) vztahu v modelu (např. lineárního) se spočítá tzv. očekávaná hodnota endogenní proměnné v čase t . Ta se nazývá teoretickou hodnotou závisle proměnné. Rozdíl mezi teoretickou hodnotou závisle proměnné a její naměřenou (skutečnou) hodnotou představuje právě náhodnou jinak také reziduální složku. Předpoklady o náhodné složce jsou následující (Anon, 2020):

- **nulový průměr náhodné složky:** $E(u_t) = 0$;
- **homoskedasticita** – rozptyl náhodné složky je konečný a konstantní: $\text{Var}(u_t) = \sigma^2 < \infty$. Podstatou testování tohoto předpokladu je ověřit, že rezidua mají stejný rozptyl.
 - ❖ Whiteův test: používá se při odhadu modelu pomocí BMNČ. Testem jsou testovány hypotézy a jejich výsledná p -hodnota je porovnána se zvolenou hladinou významnosti (např. $\alpha=0,05$).
 p -hodnota > α ; H_0 : homoskedasticita
 p -hodnota < α ; H_1 : heteroskedasticita
 - ❖ Pesaran-Taylorův test: používá se při odhadu modelu pomocí DMNČ. Postup je totožný jako u Whiteova testu.
- **neexistence závislosti mezi predeterminovanými proměnnými a náhodné složky:**

$$\text{Cov}(x_{it}, u_t) = 0;$$

- **nepřítomnost autokorelace reziduí** – kovariance mezi u_i a u_j je rovna nule: $\text{Cov}(u_i, u_j) = 0$ pro $i \neq j$ (požadujeme). Tento jev znamená, že neexistuje závislost hodnot jedné veličiny (rezidua) na sobě samé. Autokorelace reziduí se projevuje zejména v čase (nejčastěji I. řádu). Při porušení tohoto požadavku je model pravděpodobně chybně specifikován a dochází k tzv. kváziautokorelaci (nelineární funkční závislost byla chybně aproximována lineárním vztahem).

- ❖ Breusch-Godfreyův test (BG test): používá se u BMNČ. Testem jsou testovány hypotézy a jejich výsledná p-hodnota je porovnána se zvolenou hladinou významnosti (např. $\alpha=0,05$).

$$p\text{-hodnota} > \alpha; \quad H_0: \text{nepřítomnost autokorelace reziduí}$$

$$p\text{-hodnota} < \alpha; \quad H_1: \text{přítomnost autokorelace reziduí}$$

- ❖ Godfreyův test: používá se u DMNČ. Postup je totožný jako u Breusch-Godfreyova testu.

- ❖ Durbin-Watsonův test (statistika): Lze použít u BMNČ i DMNČ. Podmínkou je, že mezi vysvětlujícími proměnnými se nevyskytuje zpožděná endogenní proměnná. Výsledná d-hodnota (d-statistika) testu nabývá hodnot v intervalu (0;4). Čím blíže se výsledná d-hodnota přibližuje hodnotě 2, tím je menší pravděpodobnost výskytu autokorelace. D-hodnota na zvolené hladině významnosti (např. $\alpha=0,05$) je porovnána s intervalem nulové korelace, kde se vyskytuje mj. i tzv. šedá zóna, která značí neprůkaznost testu ($d_U; d_L$). Kritické hodnoty v intervalu se mění v závislosti na počtu měření (n) a podle počtu predeterminovaných proměnných v modelu (k). Tyto hodnoty jsou tabelovány (DW-test).

$$d\text{-hodnota} > d_U; \quad H_0: \text{nepřítomnost autokorelace reziduí}$$

$$d\text{-hodnota} > d_L; \quad H_1: \text{přítomnost autokorelace reziduí}$$

$$d_L < d\text{-hodnota} < d_U; \quad \text{test je neprůkazný}$$

- **normální rozdělení náhodné složky**

- ❖ Jargue–Bera test: podstatou je potvrdit normální rozdělení náhodné složky s nulovou střední hodnotou, čehož je dosaženo mj. také dostatečným množstvím pozorování v modelu. Když se vektor rezidua soustřeďuje kolem hodnoty 0, pak je modelovaný vztah vysvětlen pomocí vhodných proměnných (Mareš a kol., 2015). Používá se jak u BMNČ, tak u DMNČ. Testem jsou testovány hypotézy a jejich výsledná p-hodnota je porovnána se zvolenou hladinou významnosti (např. $\alpha=0,05$).

$$p\text{-hodnota} > \alpha; \quad H_0: \text{normální rozdělení rezidua}$$

$$p\text{-hodnota} < \alpha; \quad H_1: \text{chyby nejsou normálně rozděleny}$$

4) Sběr, zpracování a analýza dat

V první řadě se jedná o proces shromažďování reprezentativních statistických dat pro navržený ekonometrický model. Nezbytným předpokladem jsou nadefinované vztahy v předchozích krocích. Dalším nezbytným kladeným požadavkem na nasbíraná data časové řady je metodická stejnorodost (z důvodu reprezentativnosti dat). Po shromáždění těchto dat následuje jejich zpracování. Při prvotním zpracování statistických dat jde především o jejich čištění od chyb, agregaci, popř. desagregaci a o převod z nominálního na reálné vyjádření (Anon, 2020). Podstatným aspektem je délka zkoumané časové řady. Zde platí princip „čím delší, tím lepší“, především z důvodu dosažení zjištění reálného chování jevu v modelu na základě všeobecně platných zákonitostí (a dosažení tak potvrzení stanovených předpokladů chování ekonomických jevů).

5) Odhad modelu

Odhad modelu, resp. parametrů modelu se provádí prostřednictvím řady metod. Tyto metody vychází z oblasti teorie odhadu. Základní dělení těchto metod je na metody, které operují s úplnou informací (3-stupňová metoda nejmenších čtverců) a metody s neúplnou informací. Metody s neúplnou informací jsou dále stručně specifikovány. Pro svoji transparentnost a zároveň díky poskytnutí nejlepšího, nestranného a konzistentního odhadu (při splnění všech specifičních předpokladů) je nejčastěji využívanou metodou běžná metoda nejmenších čtverců (ve zkratce BMNČ). Tuto metodu lze použít výhradně pro modely, které jsou lineární v parametrech, nebo pro ty, které lze případně linearizovat (např. mocninou funkci). Typickým modelem, na nějž lze BMNČ aplikovat je LRM. Mimo omezení na lineární funkční formu, je tato metoda omezena na modely prosté a rekursivní (nelze ji použít na modely simultánní vyjma toho, že má všechny v sobě obsažené rovnice přesně identifikované). Pro odhad parametrů simultánních modelů se využívá dvoustupňová metoda nejmenších čtverců (DMNČ).

Běžná metoda nejmenších čtverců (BMNČ):

$$\min \sum_{t=1}^n (y_t - \hat{y}_t)^2 \quad 2.12$$

Kde:

y_t skutečně naměřené hodnoty;

\hat{y}_t teoretické hodnoty.

Podstatou této metody je nalezení takových parametrů, které minimalizují součet čtverců odchylek teoretických hodnot vysvětlované proměnné od jejich skutečných hodnot (Anon, 2020).

Pro praktické účely lze z obdržené soustavy rovnic zobecněním (pro „ k “ vysvětlujících proměnných) získat následující vztah:

$$\gamma = (\mathbf{X}^T \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}^T \mathbf{y} \quad 2.13$$

Kde:

γ je vektor ($k \times 1$) odhadovaných parametrů;

\mathbf{X} matice o rozměru $n \times k$, která obsahuje napozorované hodnoty „ k “ vysvětlujících proměnných;

\mathbf{y} je vektor ($n \times 1$) obsahující napozorované hodnoty vysvětlované proměnné.

Odhadnout jednorovnicový model lze i prostřednictvím DMNČ. Tento typ odhadu se provádí, pokud je v jednorovnicovém modelu u parametru proměnné přítomen rozpor s ekonomickou teorií. Z důvodu významnosti proměnné z hlediska ekonomické reality je daná proměnná v modelu ponechána a je uvažována jako instrumentální proměnná, která má na vysvětlovanou proměnnou značný vliv. Pro ověření správnosti použití vhodných instrumentů se používá Sarganův test. Při testování je stanovena nulová hypotéza, která předpokládá, že v modelu byly zvoleny vhodné instrumenty při zvolené hladině významnosti (např. $\alpha=0,05$). Oproti tomu je stanovena hypotéza alternativní, která předpokládá opak. Výsledná p-hodnota testu je porovnána s hladinou významnosti. Pokud je výsledná p-hodnota vyšší, pak H_0 nezamítáme a potvrzujeme užití vhodných instrumentů.

Identifikace modelu

Pro vícerovnice LRM se provádí identifikace modelu, resp. každé rovnice zvlášť, z důvodu ověření (a následného případného odstranění) možné redundance některé z rovnic. Hušek (2007) popisuje, že rozdílné množiny strukturálních parametrů nesmí korespondovat se stejnou množinou statistických dat. Musí tedy platit vztah:

$$k^{**} \geq g^* - 1 \quad 2.14$$

Kde:

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

g^* počet endogenních proměnných zahrnutých v rovnici.

6) Verifikace ekonometrického modelu

Tato fáze procesu tvorby EKM se zabývá ověřováním ekonomických, statistických a ekonometrických předpokladů odhadnutých parametrů modelu.

o Ekonomická verifikace

podstatou ověření je konfrontace odhadnutých parametrů z hlediska správné orientace a velikosti parametrů jednotlivých rovnic modelu. Předchozí stanovené předpoklady vzájemného chování jednotlivých veličin v modelu zde jsou/nejsou ověřeny. Pokud předpoklady nejsou splněny, pak je model v této podobě nevhodný pro jeho aplikaci. Existují ale i výjimky, kdy toto pravidlo neplatí

(Anon, 2020).

○ **Statistická verifikace**

odhadnutý model je podroben statistickými testy, aby byla zajištěna responsibilita analyzovaného modelu. Ověřováno je splnění výše zmíněných specifikačních předpokladů a předpokladů o náhodné složce.

○ **Ekonometrická verifikace**

Při ekonometrické verifikaci jsou ověřovány vlastnosti náhodné složky jako např. autokorelace, homoskedasticita, nebo normální rozdělení náhodné složky.

7) Aplikace modelu

Pokud jsou všechny předcházející kroky splněny a model splňuje veškeré stanovené předpoklady, pak jej lze aplikovat (Brown, 1970). a využít např. pro prognostické účely. Cílem předpovědi je kvantitativní odhad hodnoty vysvětlované proměnné mimo interval pozorování s využitím minulé i současné informace (Lawson a Pesaran, 2009). Základním dělením prognóz je z pohledu směru prognózovaného jevu, a to na ex-post (do minulosti) a ex-ante (do budoucna). Prognóza ex-post slouží spíše k účelu zhodnocení kvality odhadnutého modelu, za jehož pomocí predikujeme. Ex-ante pak vypovídá o možném budoucím vývoji prognózovaného jevu, přičemž přesnost tohoto odhadu závisí na délce předvídaného horizontu (čím dále, tím se pravděpodobnost dosažení odhadovaných hodnot snižuje a naopak). Na základě výsledků prognóz ex-ante se uskutečňují různá rozhodnutí.

Součástí interpretace aplikace modelu jsou mj. také koeficienty pružnosti, které umožňují relativně vyjádřit intenzitu působení jednotlivých exogenních proměnných na proměnnou endogenní v případě, že jsou měřeny v odlišných jednotkách (Bil, Němec a Pospíš, 2009).

Obecný vztah pro vyjádření koeficientů pružnosti:

$$E = \frac{\partial y}{\partial x_i} * \frac{x_i}{y} \text{ neboli } \varepsilon = \gamma * \frac{E_{x_t}}{E_{y_t}} \quad 2.15$$

iii. Funkce produkce a spotřeby

Obecný zápis funkce produkce:

$$Q_t = f(x_{0t}, x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt}) \quad 2.16$$

Kde:

Q_t množství vyrobené produkce v čase t ;

x_{0t} jednotkový vektor;

$x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt}$ determinanty produkce, resp. vstupy (např. stavy zvířat v ČR);

$t = 1, 2, \dots, k$ časová veličina (měsíc, čtvrtletí, rok).

Funkce produkce slouží pro kvantifikaci vztahů jednotlivých vlivů na produkci. Jednotlivé vlivy lze separovat a posléze provést jejich interpretaci za podmínky, že ostatní proměnné jsou konstantní (ceteris paribus).

Obecný zápis funkce spotřeby:

$$C_t = f(x_{0t}, x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt}) \quad 2.17$$

Kde:

C_t množství spotřeby v čase t ;

x_{0t} jednotkový vektor;

$x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt}$ determinanty spotřeby, resp. vstupy (např. živočišná výroba v ČR);

$t = 1, 2, \dots, k$ časová veličina (měsíc, čtvrtletí, rok).

Funkce spotřeby slouží pro kvantifikaci vztahů jednotlivých vlivů na spotřebu. Jednotlivé vlivy lze separovat a posléze provést jejich interpretaci za podmínky, že ostatní proměnné jsou konstantní (ceteris paribus).

3 Teoretická východiska

3.1 Vymezení pojmů v tržní ekonomice

Základními ekonomickými otázkami trhu je co, jak a pro koho vyrábět. Trh je uspořádáním, kde na sebe vzájemně působí kupující a prodávající nějaké služby nebo statku. To vede ke stanovení množství a cen dané komodity (Samuelson a Nordhaus, 1991). Macáková (2000) uvádí, že množství produkce se odvíjí od velikosti poptávky na trhu, která závisí na užitečnosti produktu. Konkrétní velikost poptávky po konkrétním produktu se mění v závislosti na ceně produktu, výši důchodu, ceně substitutů a komplementů a elasticitě poptávky. Podniky tvořící nabídku chtějí svou produkci prodat s co největším ziskem. Prodej uskutečňují prostřednictvím obchodu, který je na trhu realizován. Trh je „...*uspořádání, při kterém na sebe vzájemně působí prodávající a kupující, což vede ke stanovení cen a množství komodity.*“ (Samuelson a Nordhaus, 2010). Nákup a prodej v rámci trhu se ve všech vyspělejších ekonomikách uskutečňuje na různé úrovni liberalizace trhu.

Samuelson a Nordhaus (2010) z hlediska teorie člení trh, mimo jiné podle toho, s čím se na něm obchoduje. Trh rozdělují na trh výrobních faktorů (práce a kapitál), finanční trh a trh statků a služeb. Na všech těchto trzích se setkává nabídka s poptávkou. Do trhu statků a služeb spadá také trh zemědělských a potravinářských výrobků, kam patří mj. trh s masnými komoditami.

Bečvářová (2005) uvádí, že trh zemědělských výrobků již není dokonale konkurenčním prostředím, protože se stal integrovanou součástí tržní ekonomiky. „*Tržní ekonomika je taková ekonomika, kde jsou ceny určovány pomocí směny na trhu, především peněžní, za cenu, s níž souhlasí obě strany směn.*“ (Čížková, 2017). „...*Prostřednictvím dobrovolné směny jsou v tržní ekonomice bez centrálního řízení nebo příkazování její účastníci schopni podílet se na fungování nesmírně produktivního systému využívající výhod specializace a dělby práce.*“ (Kirzner, 1998). Z druhé definice vyplývá, že role státu (konkrétně vlády), jako koordinátora, nikoli jako hlavního aktéra, je velmi důležitá z hlediska zajišťování institucionálního rámce, který umožňuje efektivní fungování trhů a povzbuzuje růst vedoucího soukromého sektoru (Thomson a Metz, 1998). Podle Ingra (2004) v tržní ekonomice je spotřeba potravin určujícím činitelem pro jejich tuzemskou produkci, případně pro jejich dovoz ze zahraničí. Příkladem může být maso a jeho spotřeba. „*Tržní úspěšnost masa je dána řadou faktorů, z nichž mají největší význam zdravotní nezávadnost masa, kvalita masa a spotřebitelská cena.*“ (Ingr, 2004).

Každý trh je z hlediska struktury tvořen horizontální a vertikální dimenzí, přičemž každá z nich je různě integrovaná. Vertikální integrace je formou spojení podniků ve stejném odvětví, ale různém stupni provozního řetězce. Tato spojení vznikají prostřednictvím fúze podniků či jejich akvizicí např. z důvodu získání lepšího postavení na trhu. Horizontální integrace je formou spojení podniků (fúze nebo akvizice), ve které se spojují

podniky ze stejného odvětví s podobnou či stejnou činností, aby získali např. větší tržní podíl. Jde o tzv. spojení s konkurenčními podniky. Předmětem směny na trhu jsou mj. komodity. „Komodita je zboží, které je na trhu obchodováno bez rozdílů v kvalitě.“ (Anon, 2011). Komoditní vertikála, resp. potravinový/komoditní řetězec reflektuje „...rostoucí vliv dalších odvětví, předcházejících a navazujících článků podílejících se na transferu zemědělské komodity od prvovýroby až ke konečnému spotřebiteli.“ (Bečvářová, 2005).

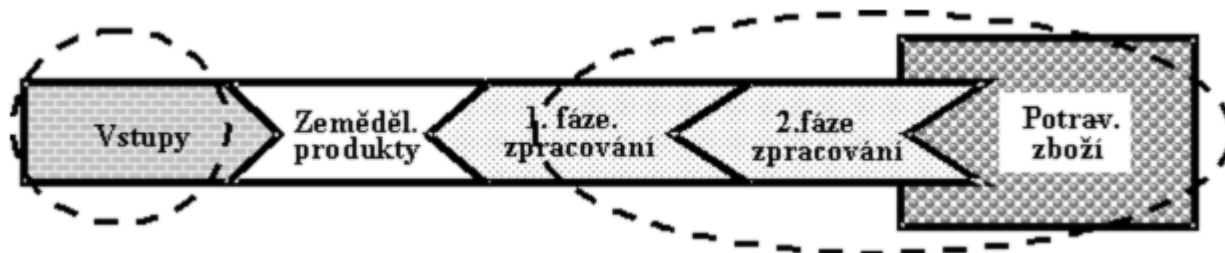
Obrázek 1 – Nabídkově orientovaný komoditní řetězec



Zdroj: Bečvářová, V. 2005

Vývoj potravinového hospodářství na současném stupni ekonomického rozvoje společnosti a rozložení sil odpovídá spíše poptávkově orientovanému modelu níže.

Obrázek 2 – Poptávkově orientovaný komoditní řetězec



Zdroj: Bečvářová, V. 2005.

„V poptávkově orientovaném řetězci se rozhodujícím vztahem, determinujícím množství a kvalitu zemědělských produktů i cenově nákladové podmínky na trzích stává poptávka, která stále výrazněji působí na celý systém výroby, zpracování i distribuce zemědělských produktů.“ (Bečvářová, 2005).

Poptávka v konečném důsledku mění možnosti zemědělských podniků prosadit se v systému komoditního řetězce. Podniky, které jsou schopné, mohou individuálně reagovat na podněty tržního prostředí, a to i při značné komoditní i územní diferenciaci. Význam tradičního způsobu nabídky zboží, zobrazeného formou nabídkově orientovaného komoditního řetězce, ustupuje čím dál více do pozadí.

Tržní ekonomika je tedy model trhu, který je charakteristický pro vyspělejší ekonomiky, kde je poptávka určujícím faktorem pro vznikající nabídku, kterou tvoří podniky za podmínek, které určuje stát.

3.1.1 Charakteristika zemědělsko-potravinářského trhu a jeho specifika

Agrární nebo také zemědělsko-potravinářský trh podle Bečvářové (2001) je prostor, kde probíhá směna výrobků prostřednictvím koupě a prodeje, jejich doprava, skladování, standardizace, financování a přebírání rizika odběru a prodeje zemědělských a potravinářských výrobků.

Vývoj každého jednotlivého trhu s komoditami je determinován různými faktory a podléhá různým pravidlům. Tvrdoň (1992) trh rozdělil z hlediska odbytu zemědělské a potravinářské produkce, resp. podle toho, jakým způsobem jsou zemědělské produkty prodány na dvě skupiny. Rozdělení odbytových trhů:

Trh zemědělských výrobků – prodávajícím subjektem jsou výrobci zemědělské suroviny a kupující jsou zpracovatelské podniky, nebo nákupní organizace a individuální zprostředkovatelé, kteří se pak stávají prodejcem;

Trh potravinářských výrobků – prodávající subjekty jsou z většinové části obchodní organizace. Kupujícími jsou spotřebitelé. Část potravinářské produkce prodávají spotřebitelům buď přímo zemědělské podniky, nebo zpracovatelské organizace.

Rozdílem mezi nimi je dán rolí kupujícího, kterou u trhu zemědělských výrobců je zpracovatelský podnik a u trhu potravinářských výrobků je to konečný spotřebitel.

Bečvářová (2001) uvádí, že pro zemědělsko-potravinářský trh je charakteristická neelastická poptávka po potravinách (potraviny jsou nezbytnými statky). Dalšími charakteristikami jsou klesající podíl výdajů domácností na potravinách, klesající podíl zemědělství, HDP a také nižší počet pracovníků.

ZEMĚDĚLSKÁ VÝROBA

Pro snazší orientaci v oblasti zemědělské výroby jsou uvedeny a definovány pojmy, které slouží jako východiska pro vybrané téma diplomové práce. Jde např. o vymezení zemědělské výroby a její rozdělení a rozdílů mezi živočišnou výrobou, produkcí a výrobou masa.

Zemědělská výroba v sobě zahrnuje dvě hlavní odvětví, a to:

- **Rostlinnou výrobu**
- **Živočišnou výrobu**

přičemž „...v celosvětovém měřítku převažuje hodnota živočišné výroby nad rostlinnou.“ (Hrala a kol., 1996).

Obě tato odvětví jsou spolu bezprostředně spjatá. Rostlinná výroba (RV) je základní odvětví zemědělské výroby, které se zabývá pěstováním rostlin a využíváním produktů z nich. Podle Šnobla, Pulkrábka a kol. (2007) má RV 3 hlavní oblasti uplatnění. Těmi jsou výživa lidí, výživa hospodářských zvířat a výroba průmyslových surovin. Zbytky ze sklizní spolu s produkovaným odpadem z živočišné výroby (statková hnojiva) jsou cenným zdrojem organických látek pro zúrodnění půdy. „Ze všech produktů, které vytvářejí pěstované rostliny neboli zemědělské plodiny, je vhodná pro lidskou výživu přibližně jedna čtvrtina. Zbývající

produkty jsou z největší části zužitkovány v živočišné výrobě jako krmiva a stelivo, menší část jako průmyslové suroviny a asi 10-20 % posklizňových zbytků obohacuje přímo půdu o organické látky humus.“ (Šnobl, Pulkrábek a kol. 2007).

Druhým odvětvím zemědělské výroby je živočišná výroba. Jejím hlavním cílem je vyrábět maso, mléko, vejce aj. produkty prostřednictvím hospodářských zvířat nejenom pro tuzemský trh, ale i pro efektivní vývoz. Urban (2008) popisuje, že v rámci zemědělské integrace se stává vnitřní trh stále liberálnější. Upozorňuje na to, že konkurence je schopna do jisté míry nahradit tamní produkci chovatelů hospodářských zvířat, protože je schopna ji produkovat s nižšími náklady.

3.1.2 Živočišná výroba

Zejména díky efektivnímu hospodaření v oblasti rostlinné výroby, která je zdrojem všech druhů krmiv, je možné realizovat odpovídající množství živočišné výroby (MZe, 2020). Zdraví a „kvalita“ hospodářských zvířat je ovlivněna genetikou, péčí o zvířata, jejich výživou a prostředím ve kterém žijí (NIFA, 2008). FAO (2020) definuje hospodářská zvířata jako všechna zvířata, ptáky a hmyz, kteří jsou chováni zemědělskými podniky zejména pro zemědělské účely. Jedná se o skot, buvoly, koně a jiná koňovitá zvířata, velbloudy, ovce, kozy a prasata, jakož i drůbež, včely, bourec morušový a další. Nepatří sem vodní živočichové a domácí zvířata (psy, kočky apod., která nejsou chována pro potravinářské nebo jiné zemědělské účely. Hospodářská zvířata chovaná za účelem porážky se nazývají jatečná.

Vývoj živočišné výroby je ovlivněn různými faktory. Těmi vybranými, které mají v různé míře vliv na množství produkce v přímé či zprostředkované podobě jsou:

1. **Zvýšení plodnosti a úspěšné šlechtění masných užitkových typů zvířat** (Ingr, 2004);
2. **Zprůmyslněním produkce jatečných zvířat** (Ingr, 2004);
3. **Zvyšující se „bohatství“ lidí** - z průzkumu Ritchie a Roser (FAO, 2017) bylo na časové řadě 1990-2013 prokázáno, že v důsledku růstu ukazatele průměrného HDP na obyvatele roste i nabídka masa na hlavu (celosvětově). Tento jev platí především v zemích s vyspělými ekonomikami. Růst nabídky masa byl v časové řadě 1961-2013 mnohem rychlejší než růst populace na zemi, což uvedené jen potvrzuje. Změna nabídky masa se v jednotlivých zemích světa velmi lišila. Nejvýraznější růst nabídky masa se vyskytl v zemích, které prošly silnou ekonomickou transformací. Příkladem je Čína, kde spotřeba masa na obyvatele v tomto období vzrostla nejvíce, a to přibližně patnáctinásobně. V Brazílii pak téměř čtyřnásobně. Výjimkou je Indie, kde se spotřeba masa na obyvatele vzhledem k nárůstu populace téměř vůbec nezměnila. Tento jev je způsoben laktovegetariánskými preferencemi, které jsou dané kulturou. Bohatství lidí má přímou souvislost s růstem poptávky po mase;
4. **Snížením produkčních nákladů** - např. cena krmiva pro hospodářská zvířata. Nejvíce z tohoto jevu profituje Amerika, Austrálie a Evropa, kde je krmné zrno využíváno k produkci masa nejintenzivněji

(OECD-FAO, 2018). Pokud se cena krmiva pro hospodářská zvířata pohybuje v přijatelných mezích, pak je zajištěn přirozený nárůst populace zvířat;

5. *Vliv přírodních podmínek a meziročních výkyvů počasí* – který se promítá v nestejně produkční účinnosti výrobního faktoru "půda" a zprostředkovaně i v determinaci struktury výroby (bezprostředně v rostlinné výrobě, zprostředkovaně v živočišné výrobě a ostatních aktivitách), (Bečvářová a kol., 2020).
6. *Preference spotřebitelů* - ve vyspělých ekonomikách zdatelně preferují masné výrobky pocházející ze zvířat z volného výběhu a bez podpory antibiotik (OECD-FAO, 2018). Další vyskytující se preferencí je obliba kuřecího a krůtího masa (Ingr, 2004).

Pro ujasnění termínů v živočišné výrobě jsou uvedeny následující definice:

Stavy hospodářských zvířat = počet hospodářských zvířat jejichž stavy jsou zjišťovány na základě výběrového šetření v rozsahu aktivně hospodařících zemědělců (bez hobby aktivit obyvatelstva) evidovaných v registru farem (ČSÚ, 2012);

Produkce masa = rozumí se chov dobytka určeného pro porážku, k následné konzumaci, nebo k dalšímu zpracování (ČSÚ, 2012);

Výroba masa = představuje nákup jatečných zvířat v jatečné hmotnosti všemi porážkovými místy v České republice. Porážky zahrnují všechna zvířata bez ohledu na to, zda jsou tuzemského původu nebo byla dovezena ze zahraničí (ČSÚ, 2012);

Živočišná výroba = produkce jatečných zvířat v rozsahu zemědělského sektoru a domácností. Produkce zemědělského sektoru je zjišťována na základě výběrového šetření chovu skotu, prasat a drůbeže. Produkce domácností je odhadována na základě dlouhodobých trendů. Tato produkce je uvedena na trh za účelem porážky (prodej na jatka, obchodním organizacím nebo přímý vývoz).

Oblast chovu zvířat a produkce masa se podle Ingra (2004) v čase výrazně mění z hlediska jak kvantity, tak kvality. V důsledku zlepšujících se technologických postupů je u kvality masa dosahováno lepších výsledků a produkce je také čím dál více stabilnější. Hmotnost jatečných zvířat v průběhu posledních desítek let vzrostla a stále roste, stejně tak procentuální podíl masné užitkovosti (výtěžnost masa). Vývoj směřuje od extenzivní produkce k intenzivní, tedy k průmyslovému přístupu k produkci. Z uvedeného vyplývá bezprostřední provázanost obou odvětví. Dále je problematika zaměřena na živočišnou výrobu.

3.1.3 Světový vývoj živočišné výroby a produkce masa od roku 1961-2013

Jako úvod do vývoje živočišné výroby a produkce masa byly zvoleny výsledky studie Ritchie a Roser (2017), kteří tento vývoj zpracovali v celosvětovém měřítku v letech 1961-2013 z dat FAOSTAT.

ŽIVOČIŠNÁ VÝROBA

Hovězí dobytek a buvoli (skot)

Celosvětově největší pokles chovaných zvířat byl zaznamenán u hovězího dobytka a buvolů (společný ukazatel). V roce 1961 byl hovězí dobytek zastoupen ze 40,55 % (28,76 mil. t.). V roce 2013 jeho podíl činil již 21,58 % (67,99 mil. t.).

Prasata

Živočišná výroba prasat má v průběhu let podobné zastoupení. V roce 1961 činila 34,92 % (24,76 mil. t.). Poslední sledovaný rok 2013 bylo zastoupení živočišné výroby prasat z 35,65 % (112,33 mil. t.).

Drůbež

Celosvětově byl v letech 1961-2013 nejprogresivnější růst živočišné výroby pozorován u živočišné výroby drůbeže. Ta v roce 1961 byla v celosvětové produkci zastoupena z 12,58 % (8,92 mil. tun). V roce 2013 se tato produkce z celkového množství produkovaného masa téměř ztrojnásobila a činila 34,59 % (109,02 mil. t.).

PRODUKCE MASA

Od roku 1961 do 2013 se celosvětová produkce masa (hovězí, drůbeží, vepřové, ovčí, kozí a zvěřina) zvýšila přibližně čtyřnásobně. V roce 2013 činila přibližně 315,14 milionů tun. Největším producentem masa se stala od roku 1992 Asie a své prvenství si drží do sledovaného roku 2013. V roce 2013 má celkový podíl na produkci masa 42,62 %. Celosvětově nejpopulárnějšími chovanými zvířaty v roce 2013 byla sestupně prasata (112,33 mil. t.), drůbež (109,02 mil. t.), hovězí dobytek a buvoli (67,99 mil. t.), ovce a kozy (14,05 mil. t.) a pak zbytek sledovaných zvířat (11,75 mil. t.).

Hovězí maso

Přestože živočišná výroba ve sledovaném období 1961-2013 klesala, produkce hovězího masa v tomto období vzrostla z 28,76 mil. t. v roce 1961 na 67,99 mil. t. (rok 2013).

Vepřové maso

Největší zastoupení na světě má podle FAO statistiky vepřové maso. Jeho produkce dosáhla v roce 1961 na 24,76 mil. t. Po 50 letech v roce 2013 činila tato hodnota 112,33 mil. t.

Drůbeží maso

Produkce masa: množství drůbežího masa tak rovněž vzrostla, a to z 8,95 mil. t. v roce 1961 na 110,37 mil. t. v roce 2013, činila více než dvanáctinásobek.

3.2 Společná zemědělská politika a potravinová bezpečnost

Nebo také SZP¹ je výchozím oblastí, ze které vychází pojem potravinová bezpečnost jakožto politika státu a na ní navazující potravinová soběstačnost. Problematika je cíleně spojována s živočišnou výrobou v ČR. Právní definice zní: „SZP je tvořena souborem právních předpisů, které EU přijala s cílem zajistit společnou a jednotnou politiku v oblasti zemědělství. Fungování a rozvoj vnitřního trhu se zemědělskými produkty musí být doprovázeny zavedením společné zemědělské politiky.“ (SFEU, 2007).

SZP, je nejdéle fungující politikou EU vyvíjející se od roku 1962, kdy byla založena. V jedné z Římských smluv, resp. ze Smlouvy o založení EHS z roku 1957 je tato politika nazývána jako partnerství mezi zemědělci, společnostmi a Evropou. Již v tomto dokumentu bylo pro tehdejší Evropské společenství sepsáno několik základních cílů.

Základní cíle společné zemědělské politiky:

1. Podporovat zemědělce, zlepšovat zemědělskou produktivitu a zajistit stabilní dodávky cenově dostupného jídla;
2. Chránit zemědělce EU tak, aby se přiměřeně užívali;
3. Pomáhat řešit změnu klimatu a udržitelné řízení přírodních zdrojů;
4. Zajišťovat udržitelnost venkova a krajinu v celé EU;
5. Udržet naživu venkovské hospodářství prostřednictvím vytváření pracovních míst v zemědělství, zemědělsko-potravinářském průmyslu a přidružených odvětvích.

SZP je tedy jedním z rámcových faktorů, které mají vliv na rostlinnou a živočišnou výrobu v EU. SZP je základem pro fungování současného trhu se zemědělskými komoditami v EU. V jejím cíli (viz výše bod 1.) se projevuje snaha zajistit na území EU cenově dostupné a bezpečné potraviny.

3.2.1 Potravinová bezpečnost

Podle ODI (1997) potravinová bezpečnost jako koncept vznikla až v polovině 70. let, v době diskusí o mezinárodních potravinových problémech při globální potravinové krizi. Počáteční pozornost byla zaměřena především na problémy s dodávkami potravin, zajištění dostupnosti a do jisté míry cenové stability základních potravin na mezinárodní a národní úrovni. Maxwell a Smith (1992) usuzují, že tento pojem je velmi flexibilním konceptem, čehož je důkazem jeho četné využití v oblasti výzkumu a politiky. Přidružených definic je tedy značné množství. Maxwell (1996) upozorňuje, že kdykoli je tento koncept zaveden v názvu studie nebo v jejích cílech, je třeba pečlivě stanovit jeho výslovnou nebo implikovanou verzi definice.

„Potravinová bezpečnost je stav, který existuje, pokud všichni lidé mají za všech okolností fyzický, sociální a

¹ Rovněž také CAP (Common Agricultural Policy)

ekonomický přístup k dostatečnému množství bezpečných a výživných potravin, který splňuje jejich stravovací potřeby a preference potravin pro aktivní a zdravý život." (FAO, 1996). Výbor pro světovou potravinovou bezpečnost² vychází z této definice, kterou upravil. Podle něj se jedná o „...fyzický a ekonomický přístup k přiměřené potravě pro všechny členy domácnosti, aniž by zbytečně hrozilo, že takový přístup ztratí.“ (Committe for World Food Security CFS, 2005).

Pojem zahrnuje komplexně potravinový systém, který se odjakživa mění spolu se společností a systém stabilního hospodářství ve společnosti. Dále významně souvisí se zemědělskou a potravinovou politikou, dále pak s ekologií nebo s „méně invazivními“ distribučními systémy zabývající se potravinami, tedy se snahou o zachování šetrnějších přístupů k výrobě potravin. Potravinová bezpečnost je spíše otázkou globálního charakteru. Na celosvětové úrovni jsou s potravinovou bezpečností spjaté 4 předpoklady (FAO, 2006):

- 1) **Potravinová dostupnost** – jedná se o přístup k dostatečnému množství potravin odpovídající kvality, prostřednictvím domácí produkce, dovozu i subvencí dohromady;
- 2) **Přístup k potravinám** – přístup jednotlivců k získání vhodných potravin zajišťujících výživnou stravu. Tato dimenze zahrnuje přístup z hlediska právních, politických, ekonomických, sociálních a tradičních podmínek společenství, ve kterém lidé žijí;
- 3) **Využití potravin** – v rámci současných hygienických podmínek, čistoty vody, souhrnně ve fyziologickém prostředí, ve kterém jsou potraviny zpracovávány a připravovány ke konzumaci (vztah produkce a její využití);
- 4) **Stabilita** – zajištěn dostatek potravin po dobu celého ročního období bez ohledu na náhlé ekonomické krize nebo cyklické události se kterými souvisí nižší produkce potravin (sezónní potravinová jistota).

Každý z těchto předpokladů je pro zachování potravinové bezpečnosti důležitý. Pokud alespoň jeden (a více) výrazněji zaostává za ostatními, daná země se potýká s deficitem potravin. Podle FAO (1996) je obecná limitní hranice příjmu potravy 2703 kcal/os./den. Kalorický příjem dlouhodobě nižší než uvedený, je klasifikován jako chronická podvýživa. V současné době je průměrná denní spotřeba v afrických zemích dlouhodobě na 2282 kcal, v Asii 2585 kcal, v Latinské Americe 2689 kcal. V Evropě je průměrná denní spotřeba 3410 kcal (FAO 1996).

3.2.2 Systém zajištění bezpečnosti potravin v České republice

Na úvod této kapitoly je potřeba uvést, že jinak je chápána bezpečnost potravin v celosvětovém měřítku oproti otázkám bezpečnosti potravin v konkrétních zemích. Jiný přístup a pohled na tuto problematiku mají rozvojové země než ty ekonomicky vyspělé, které se potýkají spíše než s nedostatkem

² Committe for World Food Security CFS, spadá pod OSN a FAO.

potravin s jejich různorodou závadností z hlediska norem (např. euronormy).

V ČR systém zajištění bezpečnosti potravin vychází ze Strategie zajištění bezpečnosti potravin a analýzy rizik. Podobně je tomu u ostatních zemí EU. Od roku 2001 jsou základními řídicími dokumenty České republiky v oblasti bezpečnosti potravin *Strategie zajištění bezpečnosti potravin* (MZe, 2014). Název samotný i obsah dokumentu je aktualizován vždy k určitému časovému úseku, ke kterému jsou vládou ČR schvalovány střednědobé a dlouhodobé strategie a cíle. Dosavadními strategiemi byly: *Strategie bezpečnosti (zdravotní nezávadnosti) potravin v ČR* (2001-2004), *Strategie zajištění bezpečnosti potravin v ČR po přistoupení k EU* (2005-2009), *Strategie bezpečnosti potravin a výživy* (2010-2013) a současně platná *Strategie zajištění bezpečnosti potravin a výživy* (2014-2020). Současná strategie se skládá ze tří částí. V první části je popsán současný stav zajištění bezpečnosti potravin v ČR, prvky bezpečnosti a je zde i zmínka o významu spolupráce s Evropským úřadem pro bezpečnost potravin (EFSA). Zdůrazňuje se tu také preventivní opatření, která mají vliv na množství výskytu chronických neinfekčních onemocnění. Druhá část je věnována východiskům pro stanovení priorit bezpečnosti, které vychází z negativních a pozitivních trendů vč. popisu situace v oblasti legislativy. Ve třetí části jsou obsaženy výsledné konkrétní priority pro stanovené období a za ně odpovědné resorty nebo organizace (MZe, 2014).

Druhým systémem, nebo spíše nástrojem je analýza rizik. „*Co se může stát? S jakou pravděpodobností se to může stát? Jaké jsou důsledky?*“ (ICBP³, 2002). To jsou otázky, kterými se v ČR v rámci analýzy rizik zabývá Informační centrum bezpečnosti potravin od roku 2002, kdy bylo pod gescí MZe ČR založeno. Cílem je minimalizovat rizika spjatá s potravinami, které mohou mít nebo mají nepříznivý účinek na lidské zdraví.

Analýza rizik se skládá z:

1. **Hodnocení rizik** – jedná se o rizika týkající se lidského zdraví, za která jsou v ČR zodpovědná odborná pracoviště Ministerstva zdravotnictví. Pro rizika týkající se celého potravinového řetězce jsou ustanoveny vědecké výbory (Vědecký výbor veterinární, Vědecký výbor výživy zvířat, Vědecký výbor fytosanitání a životního prostředí a Vědecký výbor pro geneticky modifikované potraviny a krmiva);
2. **Řízení rizik** – systém bezpečnosti potravin v ČR je koordinován resorty zemědělství a zdravotnictví, ve spolupráci s dalšími ministerstvy (ministerstvo životního prostředí, ministerstvo průmyslu a obchodu, ministerstvo dopravy, Státní úřad pro jadernou bezpečnost a celní orgány) a jinými organizacemi státní správy, např. *Koordinační skupinou bezpečnosti potravin* (zabezpečuje celý proces analýzy rizik);
3. **Komunikace o riziku** – předání informace všem zúčastněným a veřejnosti. Součástí systému je *Informační centrum bezpečnosti potravin*. Spolupracující nevládní organizace a spotřebitelská

³ ICBP = Informační centrum bezpečnosti potravin

sdružení jsou Potravinářská komora (PK ČR), Agrární komora (AK ČR), Svaz obchodu a cestovního ruchu (SOCR) a Sdružení českých spotřebitelů o. s. (SČS).

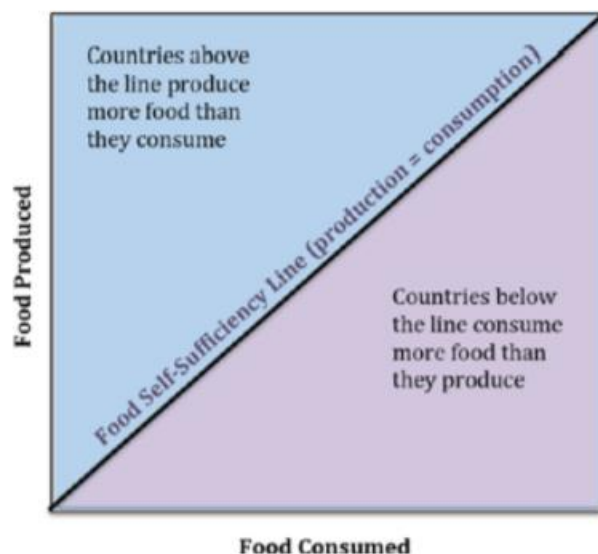
Analýza rizika je v tzv. Bílé knize bezpečnosti potravin⁴ a nařízení (ES) č. 178/2002 označena jako klíčový princip Strategie zajištění bezpečnosti potravin.

3.2.3 Potravinová soběstačnost

Pro vymezení pojmu je v této kapitole uvedeno několik definic potravinové soběstačnosti, prostřednictvím kterých je tento pojem komplexněji popsán a vymezen.

Tento termín je součástí potravinové bezpečnosti (FAO, 1996). Mezinárodní výzkumný ústav pro potravinovou politiku (IFPRI⁵, 2010) definuje pojem „Food self-sufficiency“, neboli potravinovou soběstačnost jako schopnost uspokojit potřebu spotřeby lidí (zejména u základních potravinářských plodin) vlastní produkcí, nikoli jejich nákupem nebo dovozem.

Obrázek 3 – Závislost mezi produkcí jídla a jeho spotřebou



Zdroj: CLAPP J., 2015.

Na *Obrázku 3* je jednoduše graficky zobrazena potravinová soběstačnost autorkou Clapp (2015). dosavadní vymezení slouží jako jádro myšlenky soběstačnosti. Důležité je však uvažovat zahraniční obchod,

⁴ Nebo také „White Paper on Food Safety“, jež vznikla iniciativou EK v roce 2000 je transparentní soubor pravidel o zesílení dozoru v celém potravinovém řetězci od farmy po vidličku a zvyšování kapacity systému vědecky podloženého poradenství s cílem garantovat vysokou úroveň zdravotního stavu obyvatel a ochrany spotřebitelů.

⁵ Mezinárodní ústav politiky výživy

protože v podstatě žádná země na světě není v oblasti obchodu izolována od ostatních zemí, na což Clapp (2015) upozorňuje. Například severní Korea, která je silně autokratická, přesto importuje potraviny a využívá mezinárodní potravinové asistence. Dovoz potravin ze zahraničí je přímou součástí poptávky každého státu. Díky různým typům spojeneckých dohod a partnerství mezi státy je možné v případě nedostatku domácí produkce potřebné potraviny importovat. Zahraniční obchod se dokonce stává nejvýznamnější složkou národního hospodářství (Svatoš, 2000) a má na trhu čím dál významnější zastoupení (WTO, 2019).

Organizace OSN pro výživu a zemědělství (FAO, 1996) definovalo, že určité množství potravin, které se do určité země dovezou, jsou kompenzovány jinými potravinami, které jsou naopak exportovány. Stát nadbytek produkce některých potravin exportuje do zahraničí a tím tak uspokojuje zahraniční poptávku.

Havel (2012) zastává názor, že nelze soběstačnost měřit tím, jaký podíl potravin se do země ze zahraničí doveze, ale tím, kolik se té, které komodity v zemi vyrobí v porovnání s tím, kolik se jí na tomtéž území spotřebuje. Obecně jde tedy o vztah podíl spotřeby na produkci vynásobený 100 pro získání procentuální hodnoty.

$$\text{Soběstačnost (\%)} = \frac{P}{S} * 100 \quad 3.1$$

Kde:

P produkce

S spotřeba

Potravinová soběstačnost je v ČR měřena a vypočtena jako podíl domácí spotřeby na celkové produkci dané komodity (ÚZEI, 2015). Havel (2012) ve snaze o dosažení potravinové soběstačnosti spatřuje lepší budoucnost pro tamní zemědělce a konstatuje, že je důležité, aby stát podporoval státní zemědělskou politiku. FAO (1996) míní, že potravinová soběstačnost obecně znamená to, do jaké míry může země uspokojovat své potřeby v oblasti potravin z vlastní domácí produkce. Jedná se pouze o jiný úhel pohledu. Je to jakési doporučení pro státy a společnost k dosažení lepší stability a nezávislosti.

Stát nemusí vyrábět veškerou produkci, kterou jeho rezidenti spotřebují, ale měl by pro to vytvářet podmínky. To vše na základě přírodních a jiných nutných podmínek dané země. Snaha o dosahování úplné soběstačnosti nemá znamenat, aby obyvatelé měli jíst pouze a jen domácí potraviny a žádné jiné. Tuto teorii ve své podstatě prosazují i Vlašínová a Pazderů (2015), kteří se shodují v tom, že potravinová soběstačnost není požadovaným cílem ve smyslu individuální soběstačnosti, kdy by každý měl to, co spotřebuje i vyprodukovat. Může být komunitní či regionální, záleží na počtu zahrnutých lidí, kteří zdroje sdílejí. Není nutné si vše samostatně vypěstovat, naopak sdílením zdrojů (a přebytků) může být dosaženo většího propojení mezi lidmi, a dokonce zvýšení osobní soběstačnosti.

FAO má svou vypracovanou metodiku, která slouží pro určení soběstačnosti jednotlivých potravin a jejich skupin (agregovaně). Podle tohoto ukazatele je doporučeno řídit obchodní politiku státu s danou potravinou. Jde o *self-sufficiency ratio* (SSR), tedy index, ve kterém se vyskytují proměnné: domácí produkce, dovoz a vývoz potravin. Tento ukazatel může být vyjádřen v procentech, kaloriích, objemu, penězích nebo také v naturálních jednotkách. Index vypovídá o tom, v jakém poměru je domácí spotřeba potravin pokryta domácí produkcí (FAO, 2012).

Poměr soběstačnosti (SSR) je definován jako:

$$SSR = \frac{P}{P + (I - E)} * 100 \quad 3.2$$

Kde:

P domácí produkce;

I import;

E export;

SSR poměr soběstačnosti.

Ve vzorci (FAO, 2012) lze vypočítat údaje pro jednotlivé komodity, skupiny komodit, pro podobné nutriční hodnoty, nebo pro vhodné konverze komoditních rovnic jakožto souhrn všech komodit. Po dosazení do vzorce se výsledné desetinné číslo násobí 100, čímž se převádí na procenta (FAO, 2012). Puma a kol. (2015) ve své studii použili ukazatel SSR a rozdělili státy dle rozdílného stupně soběstačnosti. Výsledky studie jsou uvedeny v tabulce 1.

Tabulka 1 – Vybrané země a jejich SSR hodnotou v % v časové řadě 2005-2009

	SSR < 80%	SSR = 80-120%	SSR > 120%
spotřeba stejná nebo vyšší adekvátnímu nutričnímu příjmu, hlad < 5% populace	čistí dovozci (Japonsko, Spojené Království, Korejská republika, Island, Mexiko)	Míra produkce je podobná míře konzumace (J. Afrika, Brazílie, Ruská federace, Německo)	země exportující přebytek potravin, př. USA, Amerika, Austrálie, Argentina, Kanada, Švédsko
spotřeba pod limitem adekvátního nutričního příjmu, hlad > 15% populace	čistí dovozci (Libérie, Zimbabwe, Namibie, Jemen, Mongolsko, Haiti)	Míra produkce je podobná míře konzumace, zkušenost s hladem (5-14,9 % hlad), (Indie, Bolívie, Čína)	země se zkušeností s hladem (5-14,9 % hlad), export místy (Pákistán, Guyana, Thajsko)

Zdroj: vlastní zpracování na základě Clapp (2015) a Puma a kol. (2015).

Jako ukázkový příklad využití SSR slouží *Tabulka 1*, kde jsou podle FAO (1998) zaříděny vybrané země do skupin podle jejich situace v oblasti soběstačnosti potravin z hlediska dosahovaného nutričního příjmu obyvatel. Hodnota SSR České republiky se v období 2005-2009 podle této klasifikace pohybuje v intervalu 100-120 %. Interval hodnot v tabulce vychází od autorů Puma a kol. (2015). Dalším třídícím kritériem v tabulce u sledovaných států byla míra výskytu hladu. Ta se vyskytovala přesto, že daná země má podle výpočtu více než 100% předpoklady k soběstačnosti. Tento jev může být zapříčiněn např. územní potravinovou disproportionality mezi regiony. Pro tyto země je kvůli atraktivitě trhů s potravinami přednostní je exportovat či znehodnotit viz. neekonomické využívání potravin v USA potvrzené studií autorů z Univerzity Johna Hopkinse z amerického Baltimore (Spiker, Hiza, Siddiqi a Neff, 2017).

Dalším ukazatelem, který zachycuje úroveň potravinové soběstačnosti je např. DEP⁶, v kterém je zachycena produkce potravinové energie na jednoho obyvatele v rámci jedné země. Hraniční hodnotou je 2500 kcal na osobu/den. Země s hodnotou vyšší, než je uvedená hranice jsou považovány za soběstačné. (Porkka a kol., 2013).

Ukazatelů potravinové soběstačnosti je celá řada. Ty se liší v závislosti na tom, z jakého úhlu pohledu je na problematiku nahlíženo a na jaké úrovni je prováděn její výpočet. Zatímco SSR indexem lze počítat pouze úroveň dosahování soběstačnosti v jedné komoditě či ve více komoditách agregovaně, tak výpočet DEP hodnotí soběstačnost z hlediska kalorického příjmu obyvatel.

3.2.4 Rozdíl mezi potravinovou bezpečností a soběstačností

Výše zmíněné pojmy jsou mezi sebou často zaměňovány. Podle FAO (1996), je potravinová bezpečnost termín „nadřazený“, z kterého potravinová soběstačnost vychází. Ta je spíše jednou ze strategií potravinové bezpečnosti. Podle Thomsonové a Metze (1998) se tyto pojmy liší ve dvou základních bodech:

- 1) potravinová soběstačnost považuje za jediný zdroj dodávek pouze vnitrostátní produkci, zatímco potravinová bezpečnost zohledňuje komerční dovozy a potravinovou pomoc jako možné zdroje dodávek komodit;
- 2) potravinová soběstačnost se týká pouze dostupnosti potravin vyráběných na domácím trhu na národní úrovni, kdežto potravinová bezpečnost přináší prvky stability zásobování obyvatelstva a přístupu k nim.

Souhrnně lze pak potravinovou soběstačnost podle Thomsonové a Metze (1998) označit za důležitý politický cíl mnoha zemí, zejména rozvojových. Soběstačnost je chápána ve smyslu produkce národa přinejmenším k zabezpečení všech svých potravinových potřeb, zatímco potravinová bezpečnost zahrnuje dostupnost a

⁶ DEP = Dietary Energy Production/per capita neboli výroba energie v potravě / na obyvatele

fyzický přístup obyvatelstva k potravě, bez ohledu na to, zda se vyrábí v dané zemi.

Definice různých institucí a autorů se liší v závislosti na uchopení tohoto pojmu, na komplexitě jeho vyjádření a také podle toho, k čemu jsou využity. Clapp (2015) upozorňuje na to, že neexistuje případ totální soběstačnosti, ani u silně autokratických zemí. Po rozšíření tamní produkce o dovoz a vývoz potravin, je popsána celková poptávka dané země po potravinách. Státy uplatňují různé strategie zahraničního obchodování. Stupeň liberalizace zahraničního obchodu se odvíjí od vyspělosti státu. Vyspělé ekonomiky inklinují k rozvoji obchodu s ostatními státy, čímž je poptávka jeho obyvatel uspokojována prostřednictvím importu. Zemědělské politiky států by se měly zaměřit na produkci těch potravin, pro které jsou na jejich území příznivé především přírodní, klimatické aj. podmínky a dostupné zdroje. Vlašínová a Pazderů (2015) pak publikují, že dosáhnout 100% individuální soběstačnosti v jakékoliv oblasti by nemělo být cílem, zvláště ne u vyspělých států. Strategie dosahování potravinové soběstačnosti obecně jsou typičtější pro rozvojové země pro uplatňování politiky potravinové bezpečnosti.

3.2.5 Potravinová soběstačnost v České republice

„Z hlediska strategie potravinové bezpečnosti je vhodné reflektovat dlouhodobý cíl ekonomicky opodstatněné strategické úrovně produkce v hlavních zemědělských komoditách mírného pásu (obiloviny, mléčné výrobky, maso apod.) a zajištění k němu odpovídajícího tržního podílu produkce zpracovaných zemědělských a potravinářských výrobků, zejména těch, pro které v podmínkách ČR existuje potenciál konkurenceschopné produkce.“ (MZe, 2012). V citaci je patrný vliv tržní ekonomiky na formování dlouhodobého strategického cíle. Podniky zabývající se zemědělstvím či potravinami by měly strategicky plánovat výrobu z hlediska dosahování dostatečné a dlouhodobé konkurenceschopnosti. U RV je např. jedním z důležitých předpokladů, aby zemědělci hospodařili v souladu s vlastnostmi půdního fondu, který obhospodařují. Zemědělská půda ČR, resp. zemědělské výrobní oblasti jsou od roku 1959 kategorizovány dle vyhlášky MZe č. 213/1959, zakotvené v Úředních listech. Území jsou rozdělena do výrobních oblastí a podoblastí, ke kterým se váže různá dostupnost vegetačních faktorů (MZe, 2018).

V období 2001-2018 se hodnota ukazatele potravinové soběstačnosti výrazně změnila. Snížení nebo naopak zvýšení této míry lze pozorovat mj. také prostřednictvím vývoje různých ukazatelů. Těmi vybranými jsou:

- **podíl zemědělství na HDP** - v období 2001-03 až 2007-09 došlo k poklesu podílu odvětví zemědělství na HDP „...téměř o jednu třetinu na 2,4 %. Za stejné období podíl pracovníků v uvedených sektorech na celkovém počtu zaměstnanců národního hospodářství se snížil o jednu čtvrtinu na 3,1 %.“ (Bašek a kol., 2010);
- **Zaměstnanost v zemědělství** - ve studii Baška a kol. (2010) je zaznamenán vývoj zaměstnanosti v zemědělství se v období 1989-2009. Zaměstnanost se v tomto období snížila na necelou čtvrtinu. „V dalším období lze očekávat pokračující snižování zaměstnanosti, a to zejména v souvislosti s

omezováním živočišné výroby a s tlaky na další zvyšování efektivnosti výroby.“ (Bašek a kol., 2010). V období 2010-2018 bylo v ČR podle odvětví ekonomické činnosti CZ-NACE v zemědělství, lesnictví a rybnářství zaměstnáno v průměru 2,93 % lidí (ČSÚ, 2019/b).

- **Podíl živočišné produkce na celkové zemědělské produkci** - zemědělská produkce v ČR v předvstupním období 2001-03 do EU dosahovala podle Souhrnného zemědělského účtu (SZÚ) v průměru 50,3 % u rostlinné produkce a 49,7 % u produkce živočišné. Po vstupu ČR do EU v období 2004-09 se podíl rostlinné produkce v průměru zvýšil na 54,3 %, zatímco podíl živočišné produkce klesl na 45,7 %. (Bašek a kol., 2010). Relativní podíl RV se na celkové zemědělské produkci zvyšuje oproti ŽV. Její absolutní hodnota produkce vyjádřená ve stálých cenách (Kč) se kromě mírných kolísání nijak zvlášť výrazně nemění. Zato živočišná výroba v absolutním vyjádření ve stálých cenách má dlouhodobou klesající tendenci (ČSÚ, 2020). V letech 2010-2018 činil průměrný podíl rostlinné výroby na celkové zemědělské výrobě 55,87 % zatímco živočišná výroba zaznamenala průměrný podíl 44,13 % (ČSÚ, 2019/b).

Problematice potravinové soběstačnosti, která je v ČR měřena a vypočtena jako podíl domácí spotřeby na celkové produkci dané komodity (ÚZEI, 2015), se věnují příslušné orgány ČR, kterými jsou:

- 1) *Státní zemědělská a potravinářská inspekce*⁷ se sídlem v Brně;
- 2) *Státní veterinární správa*⁸ se sídlem v Praze;
- 3) *Ústřední kontrolní a zkušební ústav zemědělský*⁹ se sídlem v Brně;
- 4) *Ústav pro státní kontrolu veterinárních biopreparátů a léčiv*¹⁰ se sídlem v Brně;
- 5) *Regionální Krajské hygienické stanice.*

Tyto orgány se v různé míře zabývají tématem potravinové soběstačnosti České republiky.

V ČR podle Havla (2019) lze dosahovat vyšší konkurenceschopnosti v oblasti produkce potravin (jako tomu bylo před vstupem ČR do EU) obzvláště u živočišné výroby. U masné produkce je podle něj problém s hospodařením, kdy se ve velkém množství maso vyváží jako surovina do zahraničí a tím se lokální producenti ochuzují o výslednou přidanou hodnotu. Vývoj potravinové soběstačnosti v ČR je v následujících kapitolách hodnocen z hlediska komodit hovězího, vepřového a drůbežího masa, protože hodnocení celkové soběstačnosti ČR je pro diplomovou práci příliš rozsáhlým tématem.

⁷ SZPI = Státní zemědělská a potravinářská inspekce

⁸ SVS ČR = Státní veterinární správa

⁹ ÚKZÚZ = Ústřední kontrolní a zkušební ústav zemědělský

¹⁰ ÚSKVBL = Ústav pro státní kontrolu veterinárních biopreparátů a léčiv

3.2.6 Kompilované informace vybraných dosud řešených teoretických i praktických studií

Základním východiskem pro téma diplomové práce je Společná zemědělská politika. Ta je nejdéle fungující politikou EU, a to od roku 1962, kdy byla založena a která zajišťuje potravinovou bezpečnost a soběstačnost (SFEU, 2007). Jedním z hlavních cílů této politiky je podpora zemědělců, zlepšování zemědělské produktivity a zajištění stabilních dodávek cenově dostupného jídla. Urban (2008) pak popisuje, že vlivem postupné zemědělské integrace se stává vnitřní trh stále otevřenější, což mimo jiné znamená i růst konkurence v této oblasti, tedy vstup zemí EU na český trh.

Součástí SZP je potravinová bezpečnost a strategie, které jsou v rámci ní uplatňovány. Podle ODI (1997) potravinová bezpečnost vznikla jako koncept v polovině 70. let, v době diskusí o mezinárodních potravinových problémech při globální potravinové krizi. Zpočátku tato problematika byla zaměřena především na problémy s dodávkami potravin, zajištění dostupnosti a cenové stability základních potravin na mezinárodní a národní úrovni. Definic potravinové bezpečnosti je mnoho. Maxwell (1996) upozorňuje na nutnost pečlivě stanovit její výslovnou nebo implikovanou verzi využití definice. Nejčastěji využívanou, zejména pro její obecné použití je ta vymezena organizací FAO (1996) zohledňující fyzický, sociální a ekonomický přístup k dostatečnému množství bezpečných a výživných potravin, jenž umožňuje uspokojování stravovacích potřeb a preferencí potravin zajišťující aktivní a zdravý život. Committe for World Food Security CFS (2005) pak doplňuje důležitost udržování konzistentního přístupu k potravinám.

Potravinová bezpečnost má 4 základní předpoklady (FAO, 2006). Potravinovou dostupnost, přístup k potravinám, využití potravin a stabilitu ve smyslu zajištění dostatku potravin po celý rok. Pokud alespoň jeden (a více) zaostává za ostatními, daná země se potýká s následným deficitem potravin. FAO (1996) určila obecnou hranici kalorického příjmu na os./den. Jiný přístup k této problematice mají rozvojové země než ty ekonomicky vyspělé, které se potýkají spíše než s nedostatkem potravin s jejich různorodou závadností z hlediska norem.

Od roku 2001 byl v ČR zaveden systém zajištění bezpečnosti potravin. Ten vychází z dokumentů Strategie zajištění bezpečnosti potravin a analýzy rizik (MZe, 2014). Současně platná je *Strategie zajištění bezpečnosti potravin a výživy 2014-2020*. Cílem analýzy rizik je minimalizovat rizika spjatá s potravinami, které mohou mít nebo mají nepříznivý účinek na zdraví (ICBP, 2002). Analýza rizika je označena jako klíčový princip Strategie zajištění bezpečnosti potravin.

Potravinová soběstačnost je rovněž definována mnoha autory. IFPRI (2010) definuje potravinovou soběstačnost jako schopnost uspokojit potřebu spotřeby lidí (zejména u základních potravinářských plodin) vlastní produkcí, nikoli jejich nákupem nebo dovozem. Z hlediska měření soběstačnosti Havel (2012) zastává názor, že nelze soběstačnost měřit tím, jaký podíl potravin se do ČR ze zahraničí doveze, ale tím, kolik se v ČR té, které komodity vyrobí v porovnání s tím, kolik se jí u nás spotřebuje. Autor tím poukazuje na to, aby

stát podporoval svou zemědělskou politiku. Autorka Clapp (2015) jako součást soběstačnosti uvažuje zahraniční obchod, který je neoddělitelnou součástí soběstačnosti státu. Zahraniční obchod se stal nejvýznamnější složkou národního hospodářství (Svatoš, 2000) a má na trhu čím dál významnější zastoupení (WTO, 2019). Podle OSN (FAO, 1996) určité množství potravin, které se do určité země dovezou, jsou kompenzovány exportem jiných potravin. FAO (1996) z obecného hlediska míní dosahování soběstačnosti jako doporučení. Stát nemusí vyrábět veškerou produkci, kterou jeho rezidenti spotřebují, ale měl by pro to vytvářet podmínky, aby dosahoval lepší stability a nezávislosti na ostatních státech. Z mikroekonomického hlediska tuto teorii zastávají i Vlašínová a Pazderů (2015), kteří se shodují v tom, že potravinová soběstačnost není požadovaným cílem ve smyslu individuální soběstačnosti. Soběstačnost může být komunitní či regionální, záleží na počtu zahrnutých lidí, kteří zdroje sdílejí. Ve výsledku může být mezi lidmi dosaženo větší integrace. Pro vyjádření míry soběstačnosti lze použít jednoduchého poměru mezi domácí produkcí (živočišnou výrobou) a domácí spotřebou konečně vynásobené 100 pro získání procentuální hodnoty (používané v ČR). Dalšími ukazateli pro měření potravinové soběstačnosti jsou např. SSR index (FAO) nebo ukazatel DEP, u kterého je kritérium dosahování soběstačnosti dosažení daného množství kalorického příjmu na osobu. Podle Thomsonové a Metze (1998) lze potravinovou soběstačnost označit za důležitý politický cíl mnoha zemí, zejména rozvojových. Souhrnně lze konstatovat, že definice různých institucí a autorů se liší v závislosti na uchopení tohoto pojmu, na komplexitě jeho vyjádření a také podle toho, k jakému účelu jsou použity.

S potravinovou bezpečností bývá zaměňována potravinová soběstačnost a naopak. Podle FAO (1996), je potravinová bezpečnost termín obecnější, z kterého potravinová soběstačnost vychází. Ta je spíše strategií potravinové bezpečnosti. Podle Thomsonové a Metze (1998) se tyto dva pojmy liší v tom, že potravinová soběstačnost se zabývá vnitrostátním působením, zatímco bezpečnost zohledňuje také komerční dovozy a potravinovou pomoc jako možné zdroje dodávek komodit a přináší prvky stability zásobování obyvatelstva a přístupu k potravinám, bez ohledu na to, zda jsou vyrobeny v dané zemi.

Příslušnými orgány, které se v různé míře podílí na zabezpečení potravinové soběstačnosti v ČR jsou: Státní zemědělská a potravinářská inspekce, Státní veterinární správa, Ústřední kontrolní a zkušební ústav zemědělský, Ústav pro státní kontrolu veterinárních biopreparátů a léčiv a Regionální Krajské hygienické stanice. Na základě vývoje nepřímých ukazatelů, které s potravinovou soběstačností v ČR souvisí a mají na ni vliv lze odhadnout směr jejího vývoje. Těmito ukazateli jsou např. podíl zemědělství na HDP, zaměstnanost v zemědělství nebo podíl živočišné produkce na celkové zemědělské produkci. Bašek a kol. (2010) popsali vývoj v období 2001-03 až 2007-09, kdy došlo k poklesu podílu odvětví zemědělství na HDP téměř o jednu třetinu na 2,4 %. V též studii je rovněž popsán pokles zaměstnanosti v zemědělství v období 1989-2009, který činil přibližně tři čtvrtiny míst. Za období 2001-03 až 2007-09 se podíl pracovníků v zemědělství na celkovém počtu zaměstnanců národního hospodářství snížil o jednu čtvrtinu na 3,1 % (Bašek a kol., 2010). Po tomto

období lze i nadále očekávat další pokles, a to zejména v souvislosti s omezováním živočišné výroby a s tlaky na zvyšování efektivnosti výroby. Zemědělská produkce v ČR v předvstupním období 2001-03 do EU dosahovala podle (SZÚ) v průměru 50,3 % u rostlinné produkce a 49,7 % u produkce živočišné. Po vstupu ČR do EU v období 2004-09 se podíl rostlinné produkce v průměru zvýšil na 54,3 %, zatímco podíl živočišné produkce klesl na 45,7 %. (Bašek a kol., 2010).

Vývoj odvětví masné produkce, jak popisují různí autoři je ovlivněn různými faktory. Těmi vybranými, které mají v různé míře vliv na množství produkce v přímé či zprostředkované podobě jsou: zvýšení plodnosti a úspěšné šlechtění masných užitkových typů zvířat, zprůměrnění produkce jatečných zvířat (Ingr, 2004), zvyšující se bohatství lidí (Ritchie a Roser, 2017), snížení produkčních nákladů (OECD-FAO, 2018), vliv přírodních podmínek a meziročních výkyvů počasí (Bečvářová a kol., 2020) nebo také preference spotřebitelů (OECD-FAO, 2018 a Ingr, 2004).

Úroveň potravinové soběstačnosti produkce masa determinují různé proměnné. Těmi významnými a zároveň vybranými, které byly na základě teoretické části autorem zvoleny k analýze v empirické části práce jsou: živočišná výroba, domácí spotřeba masa, import a export vybraných masných komodit, ceny zemědělských výrobců a spotřebitelské ceny vybraných masných komodit.

Celosvětový vývoj produkce masa vykazuje celosvětově v letech 1961-2013 klesající tendenci (Ritchie a Roser a FAO, 2017), a to hned ve všech třech komoditách - hovězí, vepřové i drůbeží maso. V ČR je lokálními zdroji sběru těchto dat ve sledovaném období 2001-2018 pozorován rovněž pokles u všech třech komodit. V ČR je u živočišné výroby pozorován pokles produkce vepřového a v mírnější podobě také drůbežího masa. Naproti tomu produkce hovězího masa si po sledované období zachovává míru soběstačnosti nad 100 %. To je mj. způsobeno také díky jeho snižující se spotřebě na obyvatele za rok, která jako jediná ze tří vybraných ukazatelů spotřeby klesá. Spotřeba vepřového masa si v průběhu sledovaných let udržuje přibližně stejnou úroveň. Podobně je na tom i drůbeží maso s tím, že od roku 2014 do 2018 jeho spotřeba na obyvatele roste. Totéž jako u ukazatele domácí spotřeby masa na obyvatele za rok v kg se dá vyčíst i z agregovaného ukazatele celkové domácí spotřeby vybraných mas za celou ČR.

Nedílným, čím dál více se zvětšujícím podílem zdroje masa se stává zahraniční obchod. Podle MZe (Zelených zpráv, 2001-2016) podíl importu hovězího, vepřového a drůbežího masa v období od 2001-2016 neustále roste (sledováno v jednotkách tis. tun. jat. hm.). Stejný trend je pozorován i u ukazatelů Celní správy, tedy u vývoje dovozu vybraných masných komodit v ČR (uváděno v tunách). Zahrnuto je hovězí, vepřové a drůbeží maso čerstvé, chlazené a zmrazené, vše I. třída (SEU).

Cenový vývoj v oblasti masných komodit má hned několik cenových rovin. Těmi jsou ceny zemědělských výrobců (CZV), ceny průmyslových výrobců (CPV) a konečně spotřebitelské ceny (SPC). Předpokladem pro zvyšování živočišné výroby je růst CZV. Od jejich výše se odvíjí rentabilita chovu zvířete (na kg). U zástupce skotu je pozorován růst této ceny, tím pádem je zaznamenáno přibližně stabilní množství chovu jatečných

býků. U jatečných prasat je vidět opačná tendence, což se odráží na poklesu stavu prasat a zvyšování dovozu vepřového masa. Jatečná kuřata mají v letech 2001-2018 přibližně stejnou hladinu vývoje CZV. Jejich chov je však z důvodu vysoké konkurence v průměru nerentabilní (Kč/kg) a rovněž klesá i jeho tamní produkce a stoupá dovážené množství drůbežího masa.

Spotřebitelské ceny byly sledovány u vybraných zástupců (produktů) každého z mas. U hovězího masa zadního bez kosti (hovězí), vepřového boku (vepřové) a jatečných kuřat I. tř. j. (drůbeží). SPC jsou ve sledovaném období rostoucí kromě v posledních letech 2015-2018 stagnující jatečná kuřata I. tř. j. Předpokladem pro rostoucí poptávku po tomto mase je, že SPC budou klesat a naopak. Výraznější zdražování proběhlo u hovězího masa zadního bez kosti, čímž může být vysvětlena snižující se spotřeba hovězího masa na obyvatele.

Autorem byly vypočteny hodnoty potravinové soběstačnosti pro hovězí, vepřové a drůbeží maso v období 2001-2018 na základě základního obecného vzorce podílu domácí spotřeby na živočišné výrobě, finálně vynásobené 100 pro získání procentuální hodnoty. Výchozí data pocházejí z ČSÚ, MZe ČR a ÚZEI. Výpočtem byl zjištěn pokles soběstačnosti především u vepřového a drůbežího masa nikoliv však u masa hovězího. Vývoj spotřeby masa na obyvatele, a stejně tak úroveň domácí spotřeby, se ve sledovaném období pohybuje v podobných relacích. Pokles je tedy zapříčiněn poklesem živočišné výroby, která na rozdíl od domácí spotřeby stále klesá a tím i vypočtená soběstačnost ve vybraných komoditách.

Všechny sledované ukazatele jsou zaznamenány mj. také v ročních intervalech, tudíž je možné je v praktické části analyzovat. Na potravinovou soběstačnost mají vliv i další determinanty. Za prvé ty, které nejsou v diplomové práci zohledněny a ty, jež lze jen obtížně kvantifikovat, jako např. politika státu zabezpečující ne/příznivé podmínky pro dosahování soběstačnosti v oblasti výroby vybraných mas.

4 Vlastní práce

Obsah vlastní práce je rozdělen do čtyř samostatných částí. První část tvoří popis vývoje faktorů ovlivňujících potravinovou soběstačnost vybraných komodit v České republice v letech 2001-2018.

V druhé části je analyzován trend vývoje těchto faktorů. Pro každý z nich je provedena indexová analýza hodnotící jejich průměrné tempo růstu.

Ve třetí části jsou pro příslušné komodity – hovězí, vepřové a drůbeží maso sestrojeny funkce produkce.

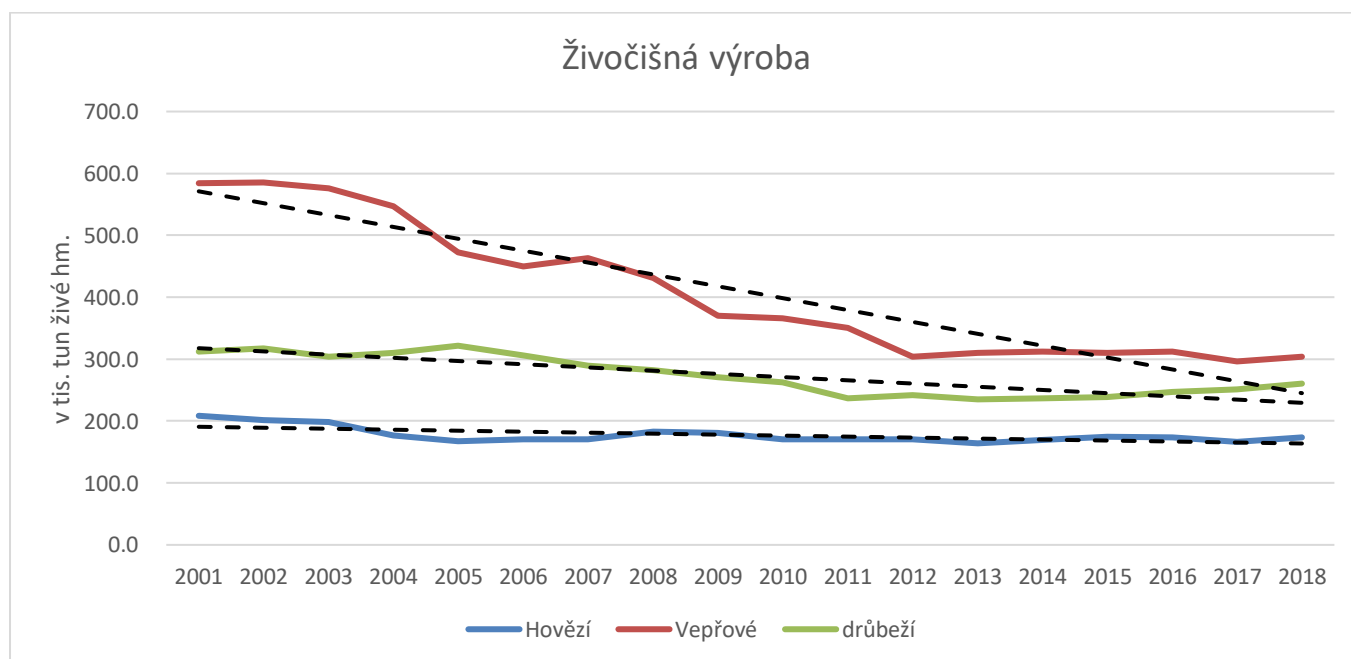
Čtvrtá část je zpracována na podobném principu jako část třetí, kde jsou sestrojeny funkce produkce pro vybrané komodity zvlášť.

4.1 Analýza trendů vybraných determinant potravinové soběstačnosti v České republice v letech 2001-2018

Dále je popsán trend jednotlivých determinant potravinové soběstačnosti vybraných typů mas v období 2001-2018 prostřednictvím indexové analýzy. Pro tuto analýzu byl použit výpočet koeficientu průměrného tempa růstu. Vývoj trendu proměnných je stručně okomentován. Využité vzorce jsou uvedeny v kapitole 2.2.

4.1.1 Vývoj živočišné výroby vybraných typů mas v České republice v období 2001-2018

Graf 1 – Vývoj živočišné výroby v České republice v letech 2001-2018 (v tis. t ž. hm.)



Zdroj: vlastní zpracování na základě ČSÚ, 2019.

V ukazateli je promítnut vývoj produkce jatečných zvířat (v tis. tun živé hmotnosti), která slouží pro účel porážky (prodej na jatka, prodej obchodním organizacím nebo přímý vývoz). Živočišná výroba je uváděna v

rozsahu zemědělského sektoru a domácností. V zemědělském sektoru je zjišťována na základě výběrového šetření v chovu skotu, prasat a drůbeže. Produkce v domácnostech je odhadována na základě dlouhodobých trendů. Údaj je přebírán z Ministerstva zemědělství. Produkce vybraných typů masa je sledována na úrovni České republiky bez zahraničních dovozů.

Vývoj živočišné výroby hovězího masa se napříč sledovanými roky drží na přibližně stejné úrovni bez výrazného kolísání.

HOVĚZÍ MASO

Tabulka 2 - Roční přírůstky a roční tempa růstu živočišné výroby hovězího masa v České republice v letech 2001-2018 (v tis. t ž. hm.)

rok	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
živočišná výroba	208,5	201,7	198,4	177,0	166,9	170,6	170,3	182,7	180,9	170,6
přírůstek		-6,8	-3,3	-21,4	-10,1	3,7	-0,3	12,4	-1,8	-10,3
roční tempo růstu		0,97	0,98	0,89	0,94	1,02	1,00	1,07	0,99	0,94

rok	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
živočišná výroba	170,3	170,8	164,0	169,6	174,7	173,3	166,0	174,0
přírůstek	-0,3	0,5	-6,8	5,6	5,1	-1,4	-7,3	8,0
roční tempo růstu	1,00	1,00	0,96	1,03	1,03	0,99	0,96	1,05

Zdroj: vlastní výpočty.

Průměrná živočišná výroba hovězího masa v letech 2001-2018 je 177,2 tis. tun ž. hm. za rok. Podle ČSÚ došlo k nejvyšší živočišné výrobě 208,5 tis. tun ž. hm. v roce 2001. Naopak nejnižší hodnota výroby činila 164 tis. tun ž. hm. v roce 2013. Největší výkyv v ŽV hovězího masa nastal v roce 2004. Oproti předchozímu roku došlo ke snížení o 10,79 %. Živočišná výroba hovězího masa v České republice klesala v období 2001-2018 průměrným meziročním tempem 1,06 %.

Vybrané kompilované informace o vývoji živočišné výroby hovězího masa

Výsledky šetření mezinárodní sítě pro srovnávání ekonomiky produkce hovězího masa Agribenchmark Beef autorů Deblitz a Dhuyvetter (2013) poukazují na skutečnost, že řada zemí EU s obdobným produkčním systémem vykazuje ve srovnání s ČR nižší náklady na odchov zástavového skotu i výkrm býků. Tím by mohl být vysvětlen klesající trend produkce hovězího masa.

Mírný propad v roce 2005 odráží chování chovatelů jatečného skotu. Velký podíl masa byl jimi prodáván na základě smluv přímo zpracovatelskému průmyslu, a tak se zde v živočišné výrobě projevil pokles (MZe ČR, Zelená zpráva, 2005). Současně došlo ke zvýšení producentůvých cen jatečného skotu v průměru o 7,9 % na 266 EUR/100 kg j. hm téměř ve většině zemí EU 25 (včetně ČR), (MZe ČR, Zelená zpráva, 2005).

V letech 2007-09 byl stimulován extenzivní chov skotu v marginálních oblastech. Podniky se mohly zapojit do agroenvironmentálních programů, včetně např. ekologického zemědělství (Bašek a kol., 2010).

VEPŘOVÉ MASO

Na grafu je promítnut výrazný pokles ŽV vepřového masa. Křivka popisuje kolísající, klesající, přibližně lineární trend.

Tabulka 3 - Roční přírůstky a roční tempa růstu živočišné výroby vepřového masa v České republice v letech 2001-2018 (v tis. t ž. hm.)

rok	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
živočišná výroba	584,0	585,4	576,3	547,0	472,0	449,3	463,7	431,6	370,3	366,4
přírůstek		1,4	-9,1	-29,3	-75,0	-22,7	14,4	-32,1	-61,3	-3,9
roční tempo růstu		1,00	0,98	0,95	0,86	0,95	1,03	0,93	0,86	0,99

rok	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
živočišná výroba	350,3	303,6	310,2	312,5	309,8	312,7	296,3	304,3
přírůstek	-16,1	-46,7	6,6	2,3	-2,7	2,9	-16,4	8,0
roční tempo růstu	0,96	0,87	1,02	1,01	0,99	1,01	0,95	1,03

Zdroj: vlastní výpočty

Průměrná živočišná výroba vepřového masa v letech 2001-2018 je 408,1 tis. tun ž. hm. za rok. Podle ČSÚ došlo k nejvyšší živočišné výrobě 585,4 tis. tun ž. hm. v roce 2002. Naopak nejmenší výroba činila 296,3 tis. tun ž. hm. v roce 2017. Největší výkyv v ŽV vepřového masa nastal v roce 2009. Oproti předchozímu roku došlo ke snížení o 14,2 %. Živočišná výroba vepřového masa v České republice klesala v období 2001-2018 průměrným meziročním tempem 3,76 %.

Vybrané kompilované informace o vývoji živočišné výroby vepřového masa

Ze studie Baška a kol. (2010) vychází, že nižší konkurenceschopnost prvovýrobců a zpracovatelů vepřového masa, se projevila hned po vstupu ČR do jednotného trhu EU značným nárůstem dovozů. V důsledku nižší efektivity výkrmu prasat v ČR, než tomu bylo ve vyspělých zemích EU. Ve sledovaném období počet odchovaných selat na jednu prasnici/rok byl nižší o 5-6 ks (v průměru celkem 20 ks/rok). V roce 2005 český trh s vepřovým masem zaznamenal poměrně hluboký pokles domácí produkce. Důvodem byly např. výrazně se zvyšující dovozy vepřového masa, pokles vývozů a stagnace cen zemědělských výrobců za jatečná prasata (MZe ČR, Zelená zpráva, 2005).

Od roku 2004 se soustavně snižuje živočišná výroba vepřového masa. Pokles produkce souvisel také se snižováním stavů téměř všech kategorií prasat včetně prasníc. Negativní vliv měly i dynamicky rostoucí dovozy vepřového masa v důsledku zvyšující se konkurence na vnitřním trhu. (MZe ČR, zelená zpráva, 2005). Podle analýz ČSÚ (2010), byly variabilní náklady živočišné výroby¹¹ v roce 2007 v ČR druhé nejvyšší hned po Německu a rovněž vyšší, než je průměr EU a sousedních zemí rovněž. Podobná charakteristika se pojí i s náklady na krmiva.

¹¹ Variabilní náklady živočišné výroby = veterinární náklady + krmiva

DRŮBEŽÍ MASO

Živočišná výroba drůbežního masa postupně mírně klesala bez výraznějších výkyvů. Z grafu je na základě lineární aproximace vývoje patrný lineární trend.

Tabulka 4 - Roční přírůstky a roční tempa růstu živočišné výroby drůbežního masa v České republice v letech 2001-2018 (v tis. t ž. hm.)

rok	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
živočišná výroba	312,5	317,0	304,0	310,0	321,7	305,5	289,6	282,5	270,5	263,0
přírůstek		4,5	-13,0	6,0	11,7	-16,2	-15,9	-7,1	-12,0	-7,5
roční tempo růstu		1,01	0,96	1,02	1,04	0,95	0,95	0,98	0,96	0,97

rok	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
živočišná výroba	236,8	241,7	235,0	236,8	239,0	247,4	251,6	260,1
přírůstek	-26,2	4,9	-6,7	1,8	2,2	8,4	4,2	8,5
roční tempo růstu	0,90	1,02	0,97	1,01	1,01	1,04	1,02	1,03

Zdroj: vlastní výpočty.

Průměrná živočišná výroba drůbežního masa v letech 2001-2018 je 273,6 tis. tun ž. hm. za rok. Podle ČSÚ došlo k nejvyšší živočišné výrobě 321,7 tis. tun ž. hm. v roce 2005. Naopak nejmenší výroba činila 235 tis. tun ž. hm. v roce 2013. Největší výkyv v ŽV drůbežního masa nastal v roce 2011. Oproti předchozímu roku došlo ke snížení o 9,96 %. Živočišná výroba drůbežního masa v České republice klesala v období 2001-2018 průměrným meziročním tempem 1,07 %.

Vybrané kompilované informace o vývoji živočišné výroby drůbežního masa

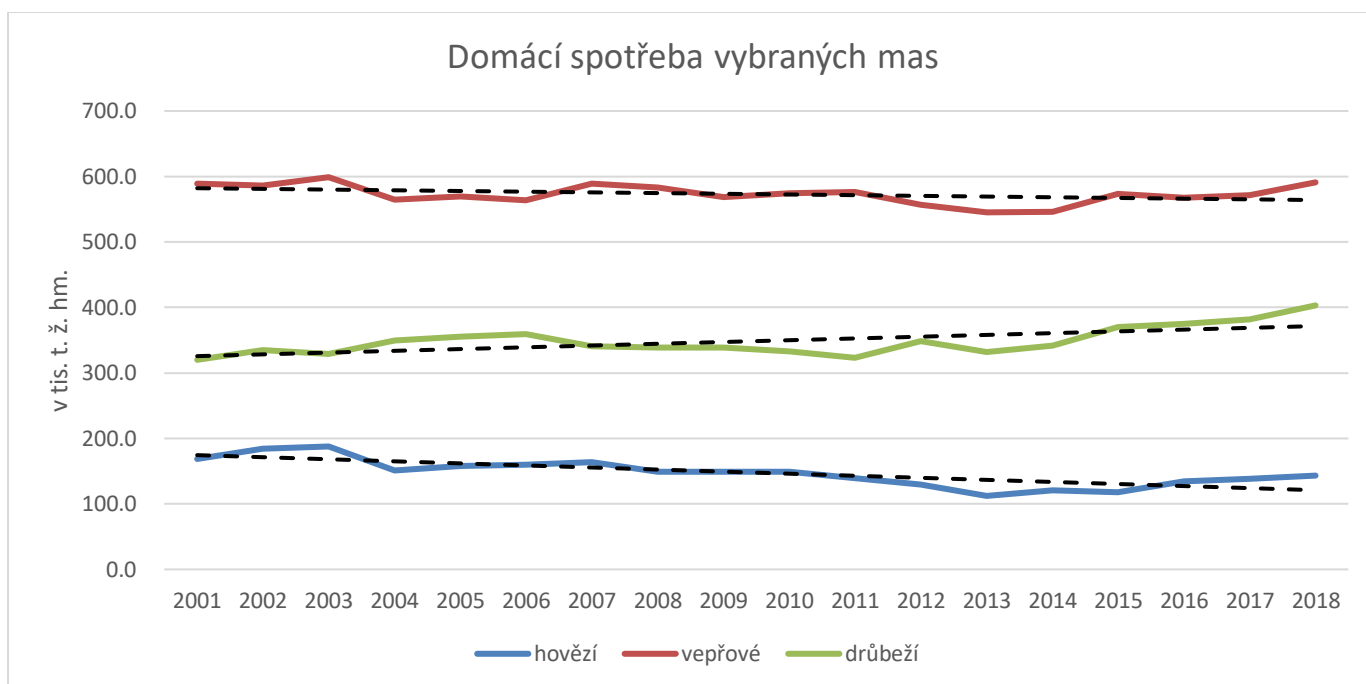
Bašek a kol. (2010) popisují, že na rozdíl od vepřového a hovězího masa, po vstupu ČR na vnitřní trh neměla produkce drůbežního masa v ČR tak dramatický pokles jako u vepřového, přestože na tomto trhu došlo k silnému konkurenčnímu tlaku.

Z grafu lze vyčíst, že v letech 2008-2010 křivka klesala v důsledku nerentabilní výroby drůbežního masa v ČR (MZe ČR, Zelená zpráva, 2010). I přesto, že průměrná CZV jatečných kuřat se mírně zvýšila, tak se jednotkové náklady na výkrm zvyšovaly. Zvýšení těchto nákladů bylo způsobeno nárůstem cen krmných obilovin a krmných směsí.

4.1.2 Vývoj domácí spotřeby vybraných typů mas v České republice v období 2001-2018

V této kapitole je uveden vývoj ukazatele domácí spotřeby vybraných druhů mas za celou ČR, která je uvedena v tis. tun ž. hm.

Graf 2 - Vývoj domácí spotřeby masa v České republice v letech 2001-2018 (v tis. t ž. hm.)



Zdroj: vlastní zpracování na základě ČSÚ, 2001-2019.

HOVĚZÍ MASO

Mimo výrazných skokových hodnot (rok 2004 a 2013), odchylojících se od lineárního trendu, spotřeba hovězího masa v České republice postupně klesá.

Tabulka 5 - Roční přírůstky a roční tempo růstu domácí spotřeby hovězího masa v České republice v letech 2001-2018 (v tis. t ž. hm.)

rok	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
domácí spotřeba	169,1	184,5	187,7	151,0	158,0	159,7	163,5	149,5	149,4	149,3
přírůstek		15,4	3,2	-36,7	7,0	1,7	3,8	-14,0	-0,1	-0,1
roční tempo růstu		1,09	1,02	0,80	1,05	1,01	1,02	0,91	1,00	1,00

rok	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	
domácí spotřeba	139,7	129,9	112,2	121,1	117,9	134,8	138,2	143,0	
přírůstek		-9,6	-9,8	-17,7	8,9	-3,2	16,9	3,4	4,8
roční tempo růstu		0,94	0,93	0,86	1,08	0,97	1,14	1,03	1,03

Zdroj: vlastní výpočty.

Průměrná domácí spotřeba hovězího masa v letech 2001-2018 je 147,7 tis. tun ž. hm. za rok. Podle ČSÚ došlo k nejvyšší domácí spotřebě 187,7 tis. tun ž. hm. v roce 2003. Naopak nejmenší spotřeba činila 112,2 tis. tun ž. hm. v roce 2013. Největší výkyv v domácí spotřebě hovězího masa nastal v roce 2004. Oproti předchozímu roku došlo ke snížení o 19,55 %. Domácí spotřeba hovězího masa v České republice klesala v období 2001-2018 průměrným meziročním tempem 0,98 %.

Vybrané kompilované informace o vývoji domácí spotřeby hovězího masa

V roce 2011 bylo snížení domácí spotřeby způsobeno mj. zvýšení cen jatečného skotu, což se následně

promítlo do růstu cen hovězího masa. (MZe ČR, Zelená zpráva, 2011).

Vývoj domácí spotřeby hovězího masa je dále posouzen v kapitole 4.3 prostřednictvím základní ekonometrické analýzy a shrnut v závěrečných výsledcích práce.

VEPŘOVÉ MASO

Průběh vývoje spotřeby vepřového masa má vedle hovězího a drůbežího masa nejstabilnější charakter. Ve sledovaném období nejsou zaznamenány podstatné výkyvy v celoplošné spotřebě vepřového masa. Tento průběh je zapříčiněn dlouholetou tradicí vepřového masa v ČR.

Tabulka 6 - Roční přírůstky a roční tempa růstu domácí spotřeby vepřového masa v České republice v letech 2001-2018 (v tis. t ž. hm.)

rok	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
domácí spotřeba	589,2	586,0	598,9	564,6	569,9	564,0	588,9	583,0	568,9	574,0
přírůstek		-3,2	12,9	-34,3	5,3	-5,9	24,9	-5,9	-14,1	5,1
roční tempo růstu		0,99	1,02	0,94	1,01	0,99	1,04	0,99	0,98	1,01

rok	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
domácí spotřeba	576,3	556,6	545,2	546,2	573,1	567,2	571,8	590,5
přírůstek	2,3	-19,7	-11,4	1,0	26,9	-5,9	4,6	18,7
roční tempo růstu	1,00	0,97	0,98	1,00	1,05	0,99	1,01	1,03

Zdroj: vlastní výpočty.

Průměrná domácí spotřeba vepřového masa v letech 2001-2018 je 573 tis. tun ž. hm. za rok. Podle ČSÚ došlo k nejvyšší domácí spotřebě 598,9 tis. tun ž. hm. v roce 2003. Naopak nejmenší spotřeba činila 545,2 tis. tun ž. hm. v roce 2013. Největší výkyv v domácí spotřebě vepřového masa byl v roce 2004. Oproti předchozímu roku došlo ke snížení o 5,73 %. Domácí spotřeba vepřového masa v České republice stoupala v období 2001-2018 průměrným meziročním tempem 0,01 %.

Vývoj domácí spotřeby vepřového masa je dále posouzen v kapitole 4.3 prostřednictvím základní ekonometrické analýzy a shrnut v závěrečných výsledcích práce.

DRŮBEŽÍ MASO

Spotřeba drůbežího masa rostla převážně v letech 2014-2018. Z hlediska posuzované časové řady má vývoj spotřeby drůbežího masa větší růstový potenciál než hovězí a vepřové maso.

Tabulka 7 - Roční přírůstky a roční tempa růstu domácí spotřeby drůbežího masa v České republice v letech 2001-2018 (v tis. t ž. hm.)

rok	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
domácí spotřeba	320,0	335,0	329,0	349,5	355,0	359,5	340,9	339,1	338,3	332,6
přírůstek		15,0	-6,0	20,5	5,5	4,5	-18,6	-1,8	-0,8	-5,7
roční tempo růstu		1,05	0,98	1,06	1,02	1,01	0,95	0,99	1,00	0,98

rok	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
domácí spotřeba	323,3	348,4	331,9	341,2	370,5	374,9	382,2	403,1
přírůstek	-9,3	25,1	-16,5	9,3	29,3	4,4	7,3	20,9
roční tempo růstu	0,97	1,08	0,95	1,03	1,09	1,01	1,02	1,05

Zdroj: vlastní výpočty.

Průměrná domácí spotřeba drůbežího masa v letech 2001-2018 je 348,6,6 tis. tun ž. hm. za rok. Podle ČSÚ došlo k nejvyšší domácí spotřebě 403,1 tis. tun ž. hm. v roce 2018. Naopak nejmenší spotřeba činila 320 tis. tun ž. hm. v roce 2001. Největší výkyv v domácí spotřebě drůbežího masa nastal v roce 2015. Oproti předchozímu roku došlo ke zvýšení o 8,59 %. Domácí spotřeba drůbežího masa v České republice stoupala v období 2001-2018 průměrným meziročním tempem 1,37 %.

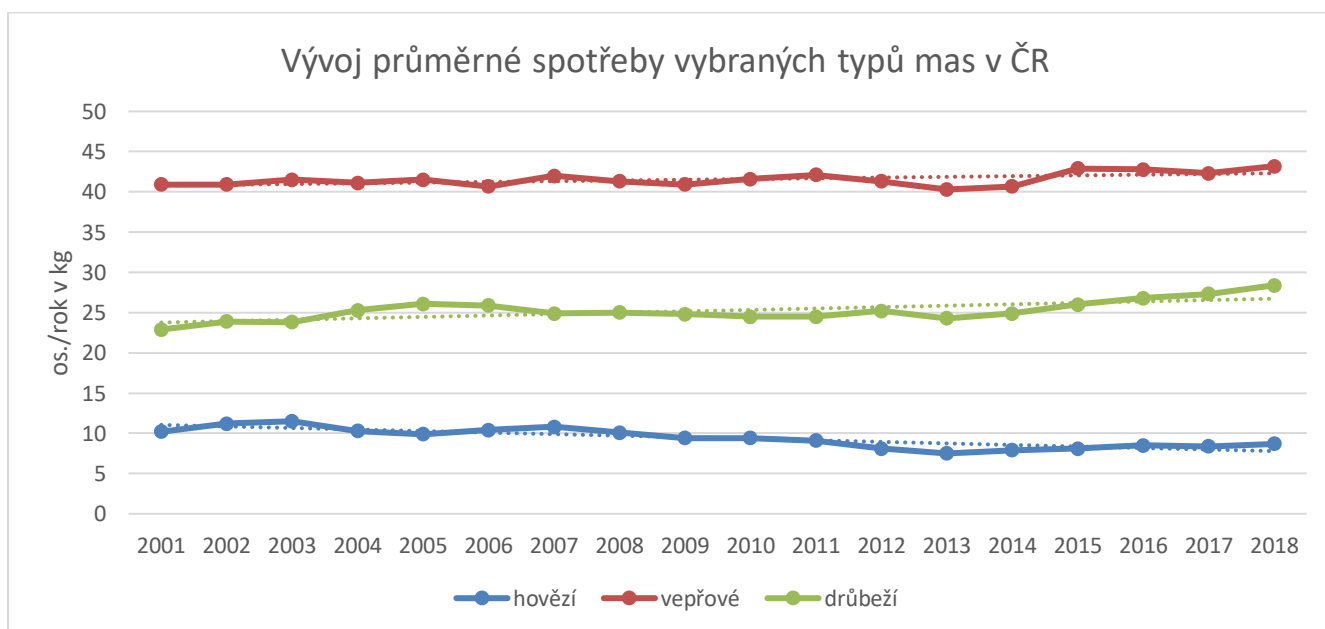
Vybrané kompilované informace o vývoji domácí spotřeby drůbežího masa

Na spotřebu drůbežího masa v ČR mají ve srovnání s ostatními druhy masa dlouhodobě pozitivní vliv příznivé spotřebitelské ceny. Dále pak široká nabídka výrobků z drůbežího masa v obchodních sítích nebo také rozmanitost kuchyňské úpravy (MZe ČR, Zelená zpráva, 2010).

Vývoj domácí spotřeby drůbežího masa je dále posouzen v kapitole 4.3 prostřednictvím základní ekonometrické analýzy a shrnut v závěrečných výsledcích práce.

Pro srovnání vývoje globální domácí spotřeby vybraných mas je uveden vývoj spotřeby masa v kg na os./rok.

Graf 3 – Průměrná spotřeba vybraných typů mas v ČR v letech 2001-2018

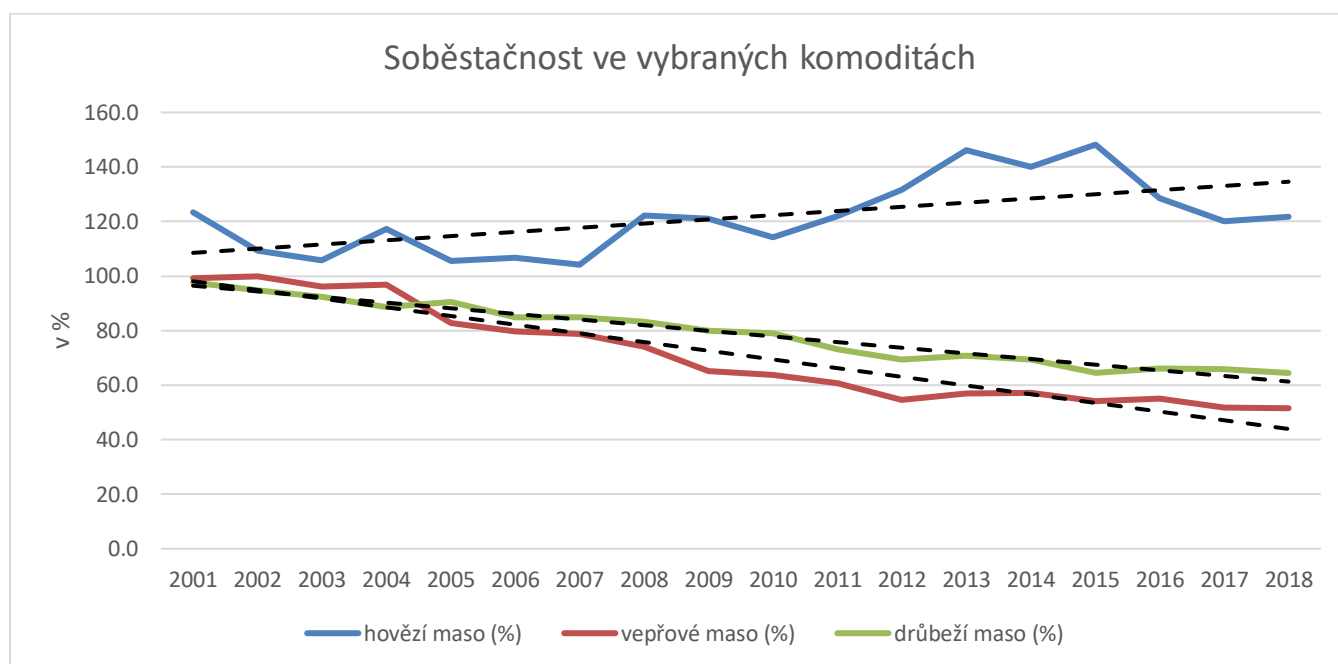


Zdroj: vlastní zpracování na základě ČSÚ, 2019

Vývoj spotřeby masa na obyvatele a stejně tak úroveň celkové domácí spotřeby se pohybuje v podobných relacích napříč sledovaným obdobím 2001-2018.

4.1.3 Vývoj potravinové soběstačnosti ve vybraných komoditách v České republice v období 2001-2018

Graf 4 - Vývoj potravinové soběstačnosti ve vybraných komoditách v České republice v letech 2001-2018 (v tis. t. ž. hm.)



Zdroj: vlastní zpracování na základě ČSÚ 2001-2019 a Situačních a výhledových zpráv 2002-2018.

Míra potravinové soběstačnosti je Ústavem zemědělské ekonomiky a informací (ÚZEI) v ČR v Zelených zprávách metodicky vypočtena jako podíl celkové domácí spotřeby na celkové produkci dané komodity (živočišná výroba), (ÚZEI, 2015).

Pokles je zapříčiněn vývojem živočišné výroby, která na rozdíl od domácí spotřeby stále klesá a tím i soběstačnost ve vybraných komoditách. „V praxi platí pouze klesající soběstačnost především ve výrobě vepřového masa a částečně v produkci masa drůbežího.“ „...tento stav je dán nižší konkurenceschopností naší vlastní produkce, na které se sice částečně podepisuje ne zrovna optimální dotační politika, tuzemská i evropská, ale nejenom ta. Téměř historický okamžik – správně a motivačně zacílit nově konstruované podpory na roky 2014-2020, je přitom právě teď.“ (Havel, 2012). Tento pokles pak popisuje i Bašek a kol. (2010).

HOVĚZÍ MASO

Jedinou z vybraných komodit, jejíž úroveň produkce se po vstupu ČR do EU drží dlouhodobě na úrovni soběstačnosti a výše je hovězí maso. Hovězí maso je jako jediné z vybraných mas, jehož úroveň soběstačnosti setrvává nad hladinou 100 %. Tento jev je mj. podpořen klesající spotřebou tohoto typu masa v ČR.

Tabulka 8 - Roční přírůstky a roční tempa růstu potravinové soběstačnosti hovězího masa v České republice v letech 2001-2018 (v tis. t. ž. hm.)

rok	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
soběstačnost	123,3	109,3	105,7	117,2	105,6	106,8	104,2	122,2	121,1	114,3
přírůstek		-14,0	-3,6	11,5	-11,6	1,2	-2,7	18,0	-1,1	-6,8
roční tempo růstu		0,89	0,97	1,11	0,90	1,01	0,98	1,17	0,99	0,94

rok	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
soběstačnost	121,9	131,5	146,2	140,0	148,2	128,6	120,1	121,7
přírůstek	7,6	9,6	14,7	-6,1	8,1	-19,6	-8,4	1,6
roční tempo růstu	1,07	1,08	1,11	0,96	1,06	0,87	0,93	1,01

Zdroj: vlastní výpočty.

Průměrná soběstačnost u komodity hovězí maso v letech 2001-2018 je 121,5 % za rok. Podle ČSÚ došlo k nejvyšší úrovni soběstačnosti 148,2 % v roce 2015. Naopak nejmenší úroveň činila 104,2 % v roce 2007. Největší výkyv v soběstačnosti hovězího masa nastal v roce 2008. Oproti předchozímu roku došlo ke zvýšení o 17,33 %. Soběstačnost v hovězím masu v České republice klesala v období 2001-2018 průměrným meziročním tempem 0,08 %.

Vybrané kompilované informace o vývoji potravinové soběstačnosti hovězího masa

V období 2004-09 byl zaznamenán růst stavu krav bez tržní produkce mléka. „Proti předvstupnímu období poklesly průměrné stavy skotu celkem o 133 tis. ks (o 8,7 %), zatímco stavy krav bez tržní produkce mléka vzrostly do roku 2009 na 160,3 tis. ks (o zhruba 60 %). Jejich podíl na celkových stavech krav se zvýšil na 29 %. Míra soběstačnosti v produkci hovězího masa se proti předvstupnímu období mírně zvýšila a v průměru let 2004/09 dosáhla 113 %.“ (Bašek a kol., 2010).

Vývoj potravinové soběstačnosti hovězího masa je dále posouzen a shrnut v závěrečných výsledcích práce.

VEPŘOVÉ MASO

Křivka soběstačnosti vepřového masa se v průběhu sledovaných let přiblížila rychlým tempem k 50 %.

Tabulka 9 - Roční přírůstky a roční tempa růstu potravinové soběstačnosti vepřového masa v České republice v letech 2001-2018 (v tis. t. ž. hm.)

rok	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
soběstačnost	99,1	99,9	96,2	96,9	82,8	79,7	78,7	74,0	65,1	63,8
přírůstek		0,8	-3,7	0,7	-14,1	-3,2	-0,9	-4,7	-8,9	-1,3
roční tempo růstu		1,01	0,96	1,01	0,85	0,96	0,99	0,94	0,88	0,98

rok	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
soběstačnost	60,8	54,5	56,9	57,2	54,1	55,1	51,8	51,5
přírůstek	-3,0	-6,2	2,4	0,3	-3,2	1,1	-3,3	-0,3
roční tempo růstu	0,95	0,90	1,04	1,01	0,94	1,02	0,94	0,99

Zdroj: vlastní výpočty.

Průměrná soběstačnost u komodity vepřové maso v letech 2001-2018 je 71 % za rok. Podle ČSÚ došlo k

nejvyšší úrovni soběstačnosti 99,9 % v roce 2002. Naopak nejmenší úroveň činila 51,5 % v roce 2018. Největší výkyv v soběstačnosti vepřového masa nastal v roce 2005. Oproti předchozímu roku došlo ke snížení o 14,51 %. Soběstačnost ve vepřovém mase v České republice klesala v období 2001-2018 průměrným meziročním tempem 3,77 %.

Vybrané kompilované informace o vývoji potravinové soběstačnosti vepřového masa

Bašek a kol. (2010) ve své studii zmiňují, že snížení soběstačnosti ve vepřovém mase v období 2004-09 proti období 2001-03 nastalo v důsledku poklesu stavu prasat a snížení živočišné produkce.

„V průměru let 2004/09 klesla v porovnání s předstupným obdobím produkce vepřového masa o 20,9 % a míra soběstačnosti za stejné období poklesla o 18,9 p. b. na 79,5 %...“ (Bašek a kol., 2010). Od roku 2004 do roku 2011 úroveň poptávky českých spotřebitelů po vepřovém mase neklesla nýbrž se drží na stejné úrovni. To dokladuje, že v ČR se konkurenceschopnost celého odvětví chovu prasat včetně navazujícího masného zpracovatelského průmyslu se v rámci domácího trhu i vůči evropskému trhu výrazně zhoršuje. (MZe ČR, Zelená zpráva, 2011).

Vývoj potravinové soběstačnosti vepřového masa je dále posouzen a shrnut v závěrečných výsledcích práce.

DRŮBEŽÍ MASO

Soběstačnost v živočišné výrobě drůbežního masa postupně klesá, což je způsobeno v důsledku jeho rostoucí domácí spotřeby a stagnativního vývoje CZV. Tyto faktory zapříčiňují klesající trend u drůbežního masa.

Tabulka 10 - Roční přírůstky a roční tempa růstu potravinové soběstačnosti drůbežního masa v České republice v letech 2001-2018 (v tis. t. ž. hm.)

rok	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
soběstačnost	97,7	94,6	92,4	88,7	90,6	85,0	85,0	83,3	80,0	79,1
přírůstek		-3,0	-2,2	-3,7	1,9	-5,6	-0,0	-1,6	-3,4	-0,9
roční tempo růstu		0,97	0,98	0,96	1,02	0,94	1,00	0,98	0,96	0,99

rok	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
soběstačnost	73,2	69,4	70,8	69,4	64,5	66,0	65,8	64,5
přírůstek		-5,8	-3,9	1,4	-1,4	-4,9	1,5	-0,2
roční tempo růstu		0,93	0,95	1,02	0,98	0,93	1,02	1,00

Zdroj: vlastní výpočty.

Průměrná soběstačnost u komodity drůbeží maso v letech 2001-2018 je 78,9 % za rok. Podle ČSÚ došlo k nejvyšší úrovni soběstačnosti 97,7 % v roce 2001. Naopak nejmenší úroveň činila 64,5 % v roce 2018. Největší výkyv v soběstačnosti drůbežního masa nastal v roce 2011. Oproti předchozímu roku došlo ke snížení o 7,37 %. Soběstačnost v drůbežím mase v České republice klesala v období 2001-2018 průměrným meziročním tempem 2,41 %.

Vývoj potravinové soběstačnosti drůbežního masa je dále posouzen a shrnut v závěrečných

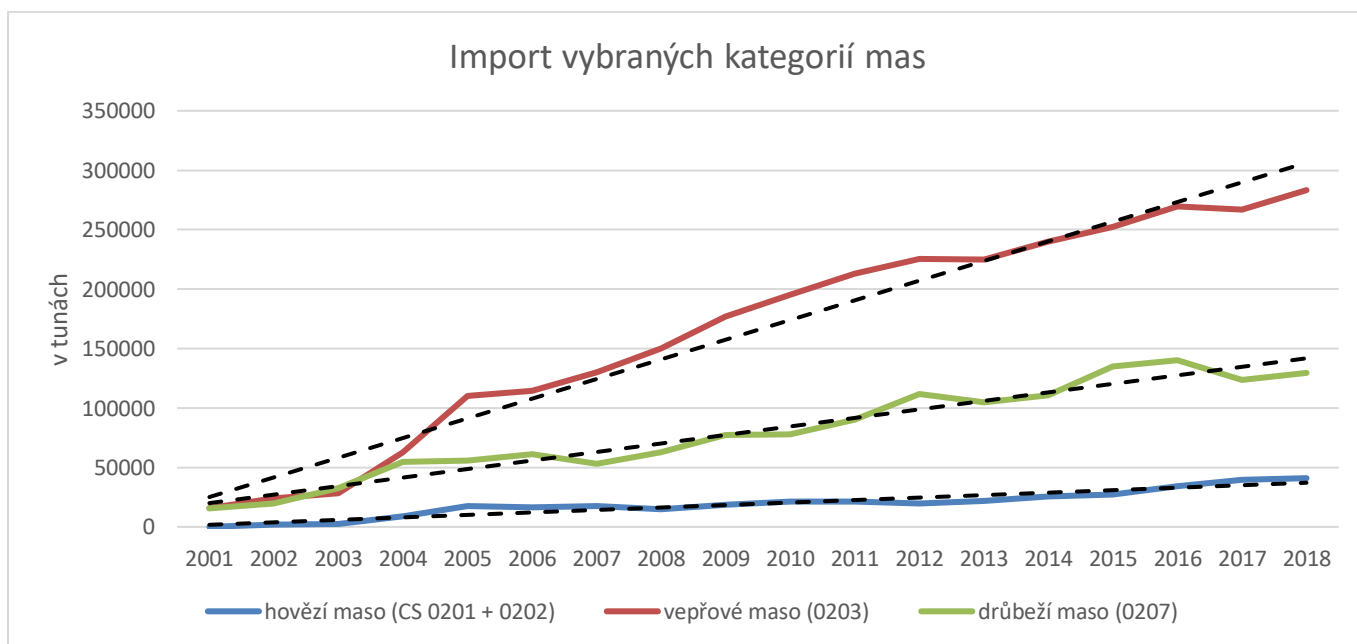
výsledcích práce.

4.1.4 Vývoj importu vybraných kategorií mas v České republice v období 2001-2018

Dalším faktorem působícím na potravinovou soběstačnost je zahraniční obchod. V ČR v agrárním zahraničním obchodě je trendem liberalizace obchodu a čím dál větší integrace do obchodní struktury EU. „V agrárním zahraničním obchodu výrazně narůstá podíl zemí EU, přičemž klesající podíly domácích zpracovaných výrobků na domácí spotřebě, resp. na našem vývozu signalizují ztráty konkurenční pozice některých oborů zpracovatelského průmyslu (např. komoditní agregace „Maso a droby“ se podílí 56 % na průměrném ročním přírůstku záporné bilance obchodu za období 2005/09).“ (Bašek a kol., 2010).

Údaje o zahraničním obchodě získává ČSÚ spojováním dat ze dvou systémů. Prvním je Extrastat (obchod s třetími zeměmi) a druhým Intrastat (obchod se členskými zeměmi EU)¹², (Zelená zpráva, 2016). Součástí zpracování dat za Intrastat jsou i matematicko-statistické dopočty, kterými je kompenzována ztráta informací za podprahové obchodní operace.

Graf 5 – Vývoj importu vybraných kategorií mas v České republice v letech 2001-2018 (v tunách)



Zdroj: vlastní zpracování na základě Celní statistiky, ČSÚ a eAGRI 2001-2018.

V grafu je znázorněn vývoj vybraných zástupců druhů mas, resp. vybraných kategorií. Kategorizace vychází ze zařazení celní statistiky. Dovoz hovězího masa kategorie CS 0201 + 0202 obsahuje hovězí maso, čerstvé nebo chlazené (0201) a také zmrazené (0202). Vepřové maso 0203 obsahuje vepřové maso čerstvé, chlazené a zmrazené. V drůbežím maso kategorie 0207 je obsaženo maso a jedlé droby z drůbeže (čísla 0105). Je zde

¹² Povinnost vykazovat data pro Intrastat vzniká fyzickým i právnickým osobám, pokud jsou registrovány či identifikovány k DPH v ČR, odeslaly zboží do jiného členského státu anebo přijaly zboží z jiného členského státu, a to v hodnotě dosahující prahu pro vykazování údajů do Intrastatu (od roku 2009 je výše prahů stanovena na 8 mil. Kč pro odeslané a 8 mil. Kč pro přijaté zboží).

obsaženo, jako v předchozích dvou případech maso čerstvé, chlazené a zmrazené (eAGRI, 2002-2018).

HOVĚZÍ MASO

Vývoj importu čerstvého, chlazeného a zmrazeného hovězího masa mírně osciloval okolo rostoucího lineárního trendu přímky a nadále mírným tempem roste. Hned v roce 2001 byla zaznamenána velmi nízká hodnota dovozu. Tuto skutečnost lze vysvětlit výskytem nemoci šílených krav v Evropě.

Tabulka 11 - Roční přírůstky a roční tempa růstu importu hovězího masa kategorie CS 0201 + 0202 v České republice v letech 2001-2018 (v tunách)

rok	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
import	94	1 724	2 741	8 935	17 337	16 542	17 594	15 034	18 470	21 431
přírůstek		1 630	1 017	6 194	8 402	-795	1 052	-2 560	3 436	2 961
roční tempo růstu		18,34	1,59	3,26	1,94	0,95	1,06	0,85	1,23	1,16

rok	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
import	21 473	19 721	21 736	25 669	26 994	34 027	39 877	41 005
přírůstek	42	-1 752	2 015	3 933	1 325	7 033	5 850	1 128
roční tempo růstu	1,00	0,92	1,10	1,18	1,05	1,26	1,17	1,03

Zdroj: vlastní výpočty.

Průměrná hodnota dovozu vybraných kategorií hovězího masa (CS 0201 a 0202) v letech 2001-2018 je 19466,89 tun za rok. Podle sledovaných zdrojů dat byl nejvyšší dovoz 41005 tun v roce 2018. Naopak nejmenší činil 94 tun v roce 2001. Největší výkyv v importu hovězího masa kategorie CS 0201 + 0202 nastal v roce 2002. Oproti předchozímu roku došlo ke zvýšení o 1 734,04 %. Import hovězího masa kategorie CS 0201 + 0202 v České republice rostl v období 2001-2018 průměrným meziročním tempem 42,98 %. Bez zkreslujícího údaje z roku 2002 kdy přírůstek importu činil 1 630 tun oproti předchozímu roku, by výsledné tempo růstu činilo 20,49 %.

Vybrané kompilované informace o vývoji importu hovězího masa

Vývoj obchodní bilance dovozu hovězího masa tvořil v roce 2014 hlavní podíl maso čerstvé nebo chlazené 88 % (Ročenka AZO, 2014). „Hlavními dodavateli hovězího masa čerstvého a chlazeného zůstaly pro ČR i v roce 2018 Polsko, Německo, Nizozemsko, Irsko a Rakousko.“ (Ročenka AZO, 2018).

Vývoj importu hovězího masa je dále posouzen a shrnut v závěrečných výsledcích práce.

VEPŘOVÉ MASO

Dovoz vepřového masa v důsledku jeho ubývající živočišné výroby v ČR každoročně stoupá progresivním tempem. Za období 2001-2018 nebyl zaznamenán pokles v jediném roce.

Tabulka 12 - Roční přírůstky a roční tempa růstu importu vepřového masa kategorie 0203 v České republice v letech 2001-2018 (v tunách)

rok	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
import	15 811	24 142	28 457	62 803	110 416	114 408	130 200	149 924	176 946	195 313
přírůstek		8 331	4 315	34 346	47 613	3 992	15 792	19 724	27 022	18 367
roční tempo růstu		1,53	1,18	2,21	1,76	1,04	1,14	1,15	1,18	1,10

rok	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
import	212 817	225 552	224 835	239 834	252 553	269 431	266 929	283 254
přírůstek	17 504	12 735	-717	14 999	12 719	16 878	-2 502	16 325
roční tempo růstu	1,09	1,06	1,00	1,07	1,05	1,07	0,99	1,06

Zdroj: vlastní výpočty.

Průměrná hodnota dovozu vybrané kategorie vepřového masa (0203) v letech 2001-2018 je 165756,9 tun za rok. Podle sledovaných zdrojů dat byl nejvyšší dovoz 283254 tun v roce 2018. Naopak nejmenší činil 15811 tun v roce 2001. Největší výkyv v importu vepřového masa kategorie 0203 nastal v roce 2004. Oproti předchozímu roku došlo ke zvýšení o 120,69 %. Import hovězího masa kategorie 0203 v České republice rostl v období 2001-2018 průměrným meziročním tempem 18,5 %.

Vybrané kompilované informace o vývoji importu vepřového masa

Bašek a kol. (2010) ve své studii popisují vstup ČR do EU jako akt, který vyvolal silný konkurenční tlak chovatelů prasat z ostatních členských zemí a způsobil tak prudký pokles konkurenceschopnosti ČR v oblasti živočišné produkce konkrétně v chovu prasat. Došlo k nárůstu dovozů a současně k poklesu poptávky zpracovatelů po domácí surovině. Importy živých prasat a vepřového masa dosáhly v roce 2005 rekordní úrovně 164,9 tis. t po přepočtu na živou hmotnost, což podle Zelené zprávy (2005) představuje 28,2 % z domácí spotřeby (v roce 2004 to bylo 15,8 %). Do ČR byly dováženy hlavně levnější kategorie (druhy) vepřového masa, a to z Německa (44 %), Rakouska (16 %) a Polska (13 %). Taktéž v roce 2014 se vepřové maso do ČR dováželo z velké většiny, resp. ze 45 % z Německa (Ročenka AZO, 2014). Přestože se Česká republika od vstupu na vnitřní trh potýká se zápornou bilancí obchodu s vepřovým masem, tak se v roce 2018 meziročně mírně zlepšila, a to o téměř 5 % (na 13,0 mld.), (Ročenka AZO, 2018).

Vývoj importu vepřového masa je dále posouzen a shrnut v závěrečných výsledcích práce.

DRŮBEŽÍ MASO

Až na pár výjimek import drůbežího masa do ČR stoupá. Navýšení dovozu v celé časové řadě je způsobeno převážně nerentabilitou oblasti produkce jatečných kuřat, která již delší dobu hraničí se zápornými hodnotami.

Tabulka 13 - Roční přírůstky a roční tempa růstu importu drůbežního masa kategorie 0207 v České republice v letech 2001-2018 (v tunách)

rok	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
import	15 600	19 970	32 609	54 876	55 864	60 930	53 097	62 953	77 472	77 952
přírůstek		4 370	12 639	22 267	988	5 066	-7 833	9 856	14 519	480
roční tempo růstu		1,28	1,63	1,68	1,02	1,09	0,87	1,19	1,23	1,01

rok	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
import	90 120	111 745	104 556	110 805	134 809	140 229	123 417	129 674
přírůstek	12 168	21 625	-7 189	6 249	24 004	5 420	-16 812	6 257
roční tempo růstu	1,16	1,24	0,94	1,06	1,22	1,04	0,88	1,05

Zdroj: vlastní výpočty.

Průměrná hodnota dovozu vybrané kategorie drůbežního masa (0207) v letech 2001-2018 je 80926,56 tun za rok. Podle sledovaných zdrojů dat byl nejvyšší dovoz 140229 tun v roce 2016. Naopak nejmenší činil 15600 tun v roce 2001. Import drůbežního masa mírně stoupá. Hlavní příčinou je zvyšující se spotřeba tohoto masa. Největší výkyv v importu drůbežního masa kategorie 0207 nastal v roce 2004. Oproti předchozímu roku došlo ke zvýšení o 68,28 %. Import drůbežního masa kategorie 0207 v České republice rostl v období 2001-2018 průměrným meziročním tempem 13,27 %.

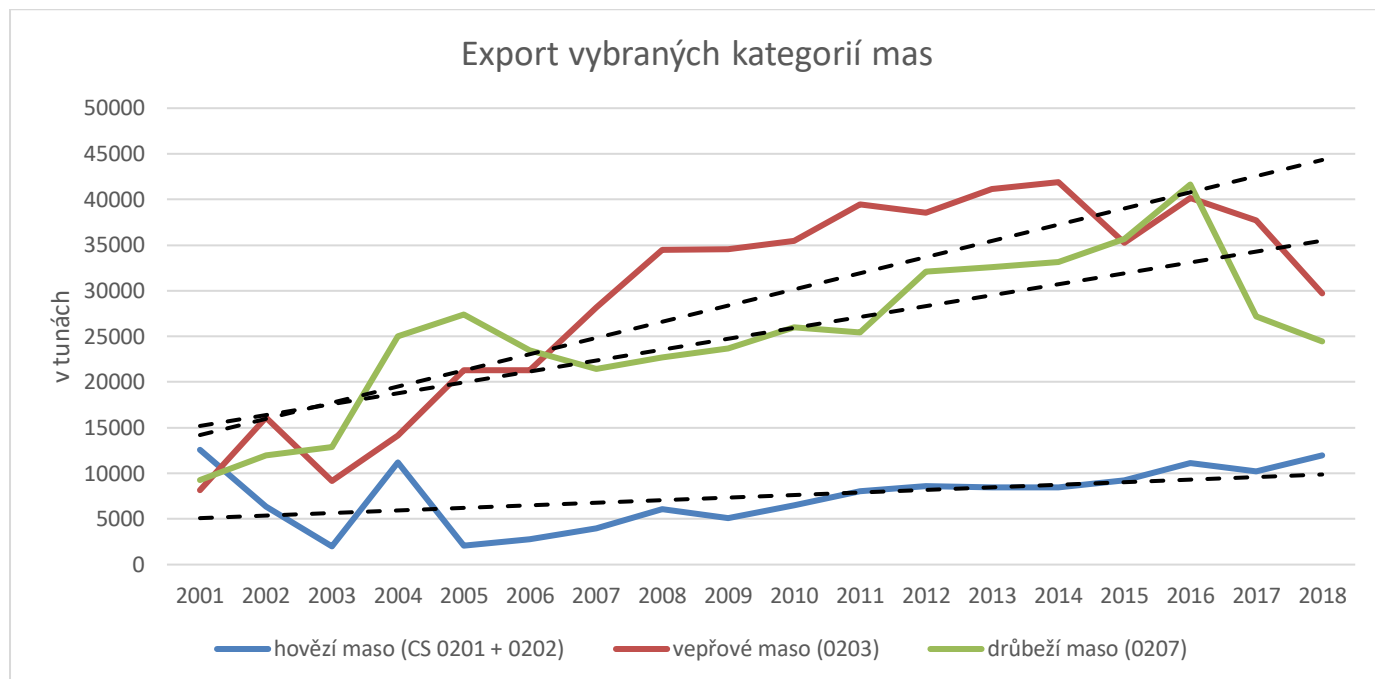
Vybrané kompilované informace o vývoji importu drůbežního masa

Co se týče drůbežního masa, tak v roce 2018 se vysoké oblíbenosti těšil dovoz kuřecích prsou a jejich částí drůbeže druhu *Gallus domesticus* v čerstvé nebo chlazené podobě. Drůbeží maso a droby jsou importovány především z Polska. V roce 2018 činil jeho podíl na celkovém dovozu drůbežního masa 61,4 % (Ročenka AZO, 2018)

Vývoj importu drůbežního masa je dále posouzen a shrnut v závěrečných výsledcích práce.

4.1.5 Vývoj exportu vybraných kategorií mas v České republice v období 2001-2018

Graf 6 - Vývoj exportu vybraných kategorií mas v České republice v letech 2001-2018 (v tunách)



Zdroj: vlastní zpracování na základě Celní statistiky, ČSÚ a eAGRI 2001-2018.

V tabulce jsou uvedeny hodnoty vybraných zástupců druhů mas, resp. vybraných kategorií. Kategorizace vychází ze zařazení celní statistiky. Dovoz hovězího masa kategorie CS 0201 + 0202 obsahuje hovězí maso, čerstvé nebo chlazené (0201) a také zmrazené (0202). Vepřové maso 0203 obsahuje vepřové maso čerstvé, chlazené a zmrazené. V drůbežím maso kategorie 0207 je obsaženo maso a jedlé droby z drůbeže (čísla 0105). Je zde obsaženo, jako v předchozích dvou případech maso čerstvé, chlazené a zmrazené (eAGRI, 2002-2018). Počet zemí, odkud ČR maso dováží, je značný, jeho vývoz však směřuje převážně na Slovensko. V roce 2018 byl jeho podíl 58,9 % (Ročenka AZO, 2018).

HOVĚZÍ MASO

Vývoz hovězího masa se pohybuje v daleko nižších relacích než vepřové a drůbeží maso, které ve sledovaném období rostlo skokově. Trendem v exportu ČR v posledních letech je vyvážet živý skot.

Tabulka 14 - Roční přírůstky a roční tempa růstu exportu hovězího masa kategorie CS 0201 + 0202 v České republice v letech 2001-2018 (v tunách)

rok	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
export	12 576	6 355	1 997	11 167	2 097	2 744	3 955	6 069	5 075	6 512
přírůstek		-6 221	-4 358	9 170	-9 070	647	1 211	2 114	-994	1 437
roční tempo růstu		0,51	0,31	5,59	0,19	1,31	1,44	1,53	0,84	1,28

rok	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
export	8 017	8 629	8 464	8 432	9 264	11 117	10 215	11 955
přírůstek	1 505	612	-165	-32	832	1 853	-902	1 740
roční tempo růstu	1,23	1,08	0,98	1,00	1,10	1,20	0,92	1,17

Zdroj: vlastní výpočty.

Průměrná hodnota vývozu vybraných kategorií hovězího masa (CS 0201 a 0202) v letech 2001-2018 je 7480 tun za rok. Podle sledovaných zdrojů dat byl nejvyšší vývoz 12576 tun v roce 2001. Naopak nejmenší činil 1997 tun v roce 2003. Největší výkyv v exportu hovězího masa kategorie CS 0201 + 0202 nastal v roce 2004. Oproti předchozímu roku došlo ke zvýšení o 459,19 %. export hovězího masa kategorie CS 0201 + 0202 v České republice klesal v období 2001-2018 průměrným meziročním tempem 0,3 %.

Vybrané kompilované informace o vývoji exportu hovězího masa

Na rozdíl od předvstupních let se pokles stavů skotu, produkce a spotřeby hovězího masa zpomalil a vzrostl export živých zvířat. To bylo způsobeno mj. také díky exportním subvencím. (Bašek a kol. 2010).

Export čerstvého, chlazeného a zmrazeného hovězího masa vzrostl skokově v roce 2004.

Česká republika vyváží kromě hovězího masa také živý skot. V roce 2014 byla nejvíce vyvážena kategorie jateční býci (vč. volů, nad 300 kg určené k porážce) a to za 1,4 mld. Kč. „Tempo růstu hodnoty vývozu bylo v roce 2014 vzhledem k průměru předchozích pěti let nejvýraznější v případě „plemenných jalovic“ (o 71 %) a „jatečných býků“ (o 36 %).“ (AZO ročenka, 2013). V roce 2018 se na vývozu živých zvířat podílel nejvíce živý skot, konkrétně jateční býci (převážně do Rakouska), poté zástavový skot, krávy a plemenné jalovice (AZO ročenka, 2018).

Vývoj exportu hovězího masa je dále posouzen a shrnut v závěrečných výsledcích práce.

VEPŘOVÉ MASO

Tabulka 15 - Roční přírůstky a roční tempo růstu importu vepřového masa kategorie 0203 v České republice v letech 2001-2018 (v tunách)

rok	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
export	8 154	16 105	9 145	14 113	21 299	21 326	28 177	34 514	34 529	35 455
přírůstek		7 951	-6 960	4 968	7 186	27	6 851	6 337	15	926
roční tempo růstu		1,98	0,57	1,54	1,51	1,00	1,32	1,22	1,00	1,03

rok	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
export	39 446	38 556	41 154	41 898	35 266	40 136	37 710	29 699
přírůstek	3 991	-890	2 598	744	-6 632	4 870	-2 426	-8 011
roční tempo růstu	1,11	0,98	1,07	1,02	0,84	1,14	0,94	0,79

Zdroj: vlastní výpočty.

Průměrná hodnota vývozu vybrané kategorie vepřového masa (0203) v letech 2001-2018 je 29260,11 tun za rok. Podle sledovaných zdrojů dat byl nejvyšší vývoz 41898 tun v roce 2014. Naopak nejmenší činil 8154 tun

v roce 2001. Největší výkyv v exportu vepřového masa kategorie 0203 nastal v roce 2002. Oproti předchozímu roku došlo ke zvýšení o 97,51 %. export vepřového masa kategorie 0203 v České republice rostl v období 2001-2018 průměrným meziročním tempem 7,9 %.

Vybrané kompilované informace o vývoji exportu vepřového masa

Vývoj vývozu čerstvého, chlazeného a zmrazeného vepřového masa měl od roku 2003 rostoucí tendenci, která vyvrcholila v roce 2011, odkud má již nadále skokový, spíše klesající charakter.

S vývozem vepřového masa je spjat i vývoz živých prasat. Export živých prasat včetně vepřového masa v roce 2005 meziročně poklesl o významných 37,2 % a dosáhl 47,5 tis. t po přepočtu na ž. hm. Živá prasata se na vývozu podílela ze 36,3 % a byla obchodována z 80 % převážně jako jatečná. (MZe ČR, Zelená zpráva, 2005). Živá prasata jsou zastoupena zejména jatečnými prasaty. Jejich export se v roce 2014 vzhledem k průměru let 2009-13 zvýšil o 79 % a meziročně stoupl o 20 %. (AZO ročenka, 2013). V roce 2018 stejně jako v předchozích letech se jatečná prasata dovážela nejvíce na Slovensko (53,2 %), (AZO ročenka, 2018).

Vývoj exportu vepřového masa je dále posouzen a shrnut v závěrečných výsledcích práce.

DRŮBEŽÍ MASO

Tabulka 16 - Roční přírůstky a roční tempa růstu importu drůbežního masa kategorie 0207 v České republice v letech 2001-2018 (v tunách)

rok	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
export	9 264	11 984	12 876	25 040	27 365	23 477	21 430	22 718	23 663	25 982
přírůstek		2 720	892	12 164	2 325	-3 888	-2 047	1 288	945	2 319
roční tempo růstu		1,29	1,07	1,94	1,09	0,86	0,91	1,06	1,04	1,10

rok	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
export	25 423	32 114	32 615	33 156	35 655	41 641	27 186	24 447
přírůstek	-559	6 691	501	541	2 499	5 986	-14 455	-2 739
roční tempo růstu	0,98	1,26	1,02	1,02	1,08	1,17	0,65	0,90

Zdroj: vlastní výpočty.

Průměrná hodnota vývozu vybrané kategorie drůbežního masa (0207) v letech 2001-2018 je 25335,33 tun za rok. Podle sledovaných zdrojů dat byl nejvyšší vývoz 41641 tun v roce 2016. Naopak nejmenší činil 9264 tun v roce 2001. Největší výkyv v exportu drůbežního masa kategorie 0207 nastal v roce 2004. Oproti předchozímu roku došlo ke zvýšení o 94,47 %. export drůbežního masa kategorie 0207 v České republice rostl v období 2001-2018 průměrným meziročním tempem 5,87 %.

Vybrané kompilované informace o vývoji exportu drůbežního masa

Vývoj vývozu čerstvého, chlazeného a zmrazeného drůbežního masa rostl v nepravidelných cyklech. V posledních letech 2017-2018 pak byl zaznamenán prudký pokles exportu.

V kategorii živé drůbeže byly v roce 2014 z ČR nejvíce vyváženy jednodenní kuřata (nad 185 g, ne chovná, a ne pro snášku) a jatečná drůbež. Hodnota vývozu jatečné drůbeže vzrostla oproti průměru let 2009-13 o 20

% (AZO ročenka, 2013). V roce 2018 bylo 82 % vyvezeného drůbežího masa kuřecího (Situční a výhledová zpráva Drůbež a vejce, 2018).

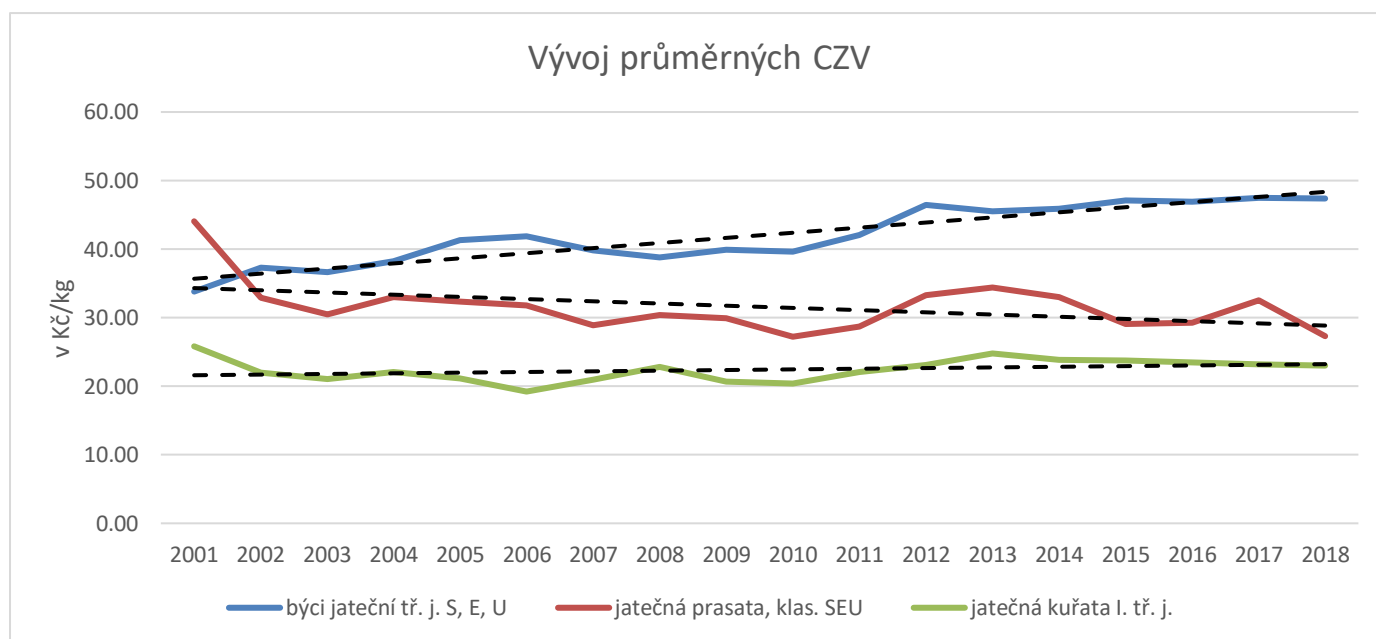
Vývoj exportu drůbežího masa je dále posouzen a shrnut v závěrečných výsledcích práce.

4.1.6 Vývoj cen zemědělských výrobců vybraných kategorií zvířat v České republice v letech 2001-2018

cen zemědělských výrobců (CZV) se u skotu a u prasat uvádí v Kč/kg živé hmotnosti a u drůbeže v Kč/kg. CZV jsou měsíčně zjišťovány u cca 650 vybraných výrobců v zemědělství (u soukromých, družstevních, příp. státních firem). Ceny jsou očištěny od daně z přidané hodnoty. Zjišťovány jsou realizační, smluvní ceny (bez vlastní spotřeby), určené pro tuzemský trh (ČSÚ).

Jako zástupce skotu byla autorem vybrána kategorie býci jateční tř. S, E, U, tedy I. třída. U prasat též I. třída klasifikace S, E a U a u drůbežího masa jsou zástupcem jatečná kuřata I. třída. Předpokladem pro zvyšování živočišné výroby je růst těchto cen, ceteris paribus. Od jejich výše se odvíjí rentabilita chovatelů hospodářských zvířat.

Graf 7 - Vývoj průměrných CZV v České republice v letech 2001-2018 (v Kč/kg ž. hm. býci a prasata a v Kč/kg kuřata)



Zdroj: ČSÚ a Situční a výhledové zprávy, 2002-2018.

U zástupce skotu je pozorován růst CZV, který značí příznivé podmínky pro chov jatečných býků. U jatečných prasat je vidět opačná tendence, což se také na klesající živočišné výrobě prasat odráží. Jatečná kuřata mají přibližně stejnou hladinu vývoje CZV, avšak jejich výroba je stále nerentabilní (náklady na chov jsou dražší, než je prodejní cena), (Bašek a kol., 2010).

BÝCI JATEČNÍ TŘ. SEU

Vývoj průměrné CZV u zástupce hovězího masa má v letech 2001-2018 mírně kolísavý průběh s nepravidelnými výkyvy v čase v letech 2002 a 2012, kdy vzrostla o více než 10 %.

Tabulka 17 - Roční přírůstky a roční tempa růstu CZV kategorie býci jateční tř. SEU v České republice v letech 2001-2018 (v Kč/kg ž. hm.)

rok	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
ceny zem. výrobců	33,81	37,29	36,68	38,27	41,31	41,89	39,84	38,81	39,95	39,63
přírůstek		3,5	-0,6	1,6	3,0	0,6	-2,1	-1,0	1,1	-0,3
roční tempo růstu		1,10	0,98	1,04	1,08	1,01	0,95	0,97	1,03	0,99

rok	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
ceny zem. výrobců	42,08	46,42	45,53	45,88	47,06	46,95	47,48	47,36
přírůstek	2,5	4,3	-0,9	0,4	1,2	-0,1	0,5	-0,1
roční tempo růstu	1,06	1,10	0,98	1,01	1,03	1,00	1,01	1,00

Zdroj: vlastní výpočty.

Průměrná cena zemědělských výrobců vybraných kategorií jatečných býků (SEU) v letech 2001-2018 je 42,01 v Kč/kg ž. hm. za rok. Podle sledovaných zdrojů dat byla nejvyšší průměrná CZV 47,48 Kč/kg ž. hm. v roce 2017. Naopak nejnižší činila 33,81 Kč/kg ž. hm. v roce 2001. Největší výkyv ve výši průměrné ceny zemědělských výrobců jatečných býků tř. SEU za kg živé hmotnosti nastal v roce 2012. Oproti předchozímu roku došlo k jejímu zvýšení o 10,31 %. Průměrná cena zemědělských výrobců jatečných býků tř. SEU v České republice rostla v období 2001-2018 průměrným meziročním tempem 2 %.

Vývoj průměrné ceny zemědělských výrobců jatečných býků třídy SEU je dále posouzen v kapitole 4.2 prostřednictvím základní ekonometrické analýzy a shrnut v závěrečných výsledcích práce.

JATEČNÁ PRASATA TŘ. SEU

Průměrná cena zemědělských výrobců u jatečných prasat tř. SEU ve sledovaném období zaznamenala oproti hovězímu a drůbežímu masu nejvýraznější výkyvy, Z dlouhodobého hlediska prokazatelně klesá, což je hlavním důvodem poklesu živočišné výroby vepřového masa.

Tabulka 18 - Roční přírůstky a roční tempa růstu CZV kategorie býci jatečná prasata tř. SEU v České republice v letech 2001-2018 (v Kč/kg ž. hm.)

rok	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
ceny zem. výrobců	44,06	32,89	30,47	33,01	32,39	31,80	28,85	30,39	29,91	27,22
přírůstek		-11,2	-2,4	2,5	-0,6	-0,6	-3,0	1,5	-0,5	-2,7
roční tempo růstu		0,75	0,93	1,08	0,98	0,98	0,91	1,05	0,98	0,91

rok	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
ceny zem. výrobců	28,66	33,25	34,43	33,00	29,09	29,26	32,52	27,27
přírůstek	1,4	4,6	1,2	-1,4	-3,9	0,2	3,3	-5,3
roční tempo růstu	1,05	1,16	1,04	0,96	0,88	1,01	1,11	0,84

Zdroj: vlastní výpočty.

Průměrná hodnota CZV vybraných kategorií jatečných prasat (SEU) v letech 2001-2018 je 31,58 v Kč/kg ž.

hm. za rok. Podle sledovaných zdrojů dat byla nejvyšší průměrná CZV 44,06 Kč/kg ž. hm. v roce 2001. Naopak nejnižší činila 27,22 Kč/kg ž. hm. v roce 2010. Největší výkyv ve výši průměrné ceny zemědělských výrobců jatečných prasat tř. SEU za kg živé hmotnosti nastal v roce 2002. Oproti předchozímu roku došlo k jejímu snížení o 25,35 %. Průměrná cena zemědělských výrobců jatečných prasat tř. SEU v České republice klesala v období 2001-2018 průměrným meziročním tempem 2,78 %.

Vývoj průměrné ceny zemědělských výrobců jatečných prasat třídy SEU je dále posouzen v kapitole 4.2 prostřednictvím základní ekonometrické analýzy a shrnut v závěrečných výsledcích práce.

JATEČNÁ KUŘATA I. TŘ. J.

Růst průměrné CZV u jatečných kuřat v ČR v letech 2001-2018 má stagnující charakter.

Tabulka 19 - Roční přírůstky a roční tempa růstu CZV kategorie jatečná kuřata I. tř. j. v České republice v letech 2001-2018 (v Kč/kg)

rok	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
ceny zem. výrobců	25,82	21,95	21,03	22,11	21,18	19,22	20,98	22,82	20,66	20,38
přírůstek		-3,9	-0,9	1,1	-0,9	-2,0	1,8	1,8	-2,2	-0,3
roční tempo růstu		0,85	0,96	1,05	0,96	0,91	1,09	1,09	0,91	0,99

rok	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
ceny zem. výrobců	22,11	23,09	24,74	23,86	23,73	23,47	23,23	23,03
přírůstek	1,7	1,0	1,7	-0,9	-0,1	-0,3	-0,2	-0,2
roční tempo růstu	1,08	1,04	1,07	0,96	0,99	0,99	0,99	0,99

Zdroj: vlastní výpočty.

Průměrná cena zemědělských výrobců vybraných kategorií jatečných kuřat (I. tř. j.) v letech 2001-2018 je 22,41 v Kč/kg za rok. Podle sledovaných zdrojů dat byla nejvyšší průměrná CZV 25,82 Kč/kg v roce 2001. Naopak nejnižší činila 19,22 Kč/kg v roce 2006. Největší výkyv ve výši průměrné ceny zemědělských výrobců jatečných kuřat I. tř. j. za kg hmotnosti nastal v roce 2002. Oproti předchozímu roku došlo k jejímu snížení o 14,99 %. Průměrná cena zemědělských výrobců jatečných prasat tř. SEU v České republice klesala v období 2001-2018 průměrným meziročním tempem 0,67 %.

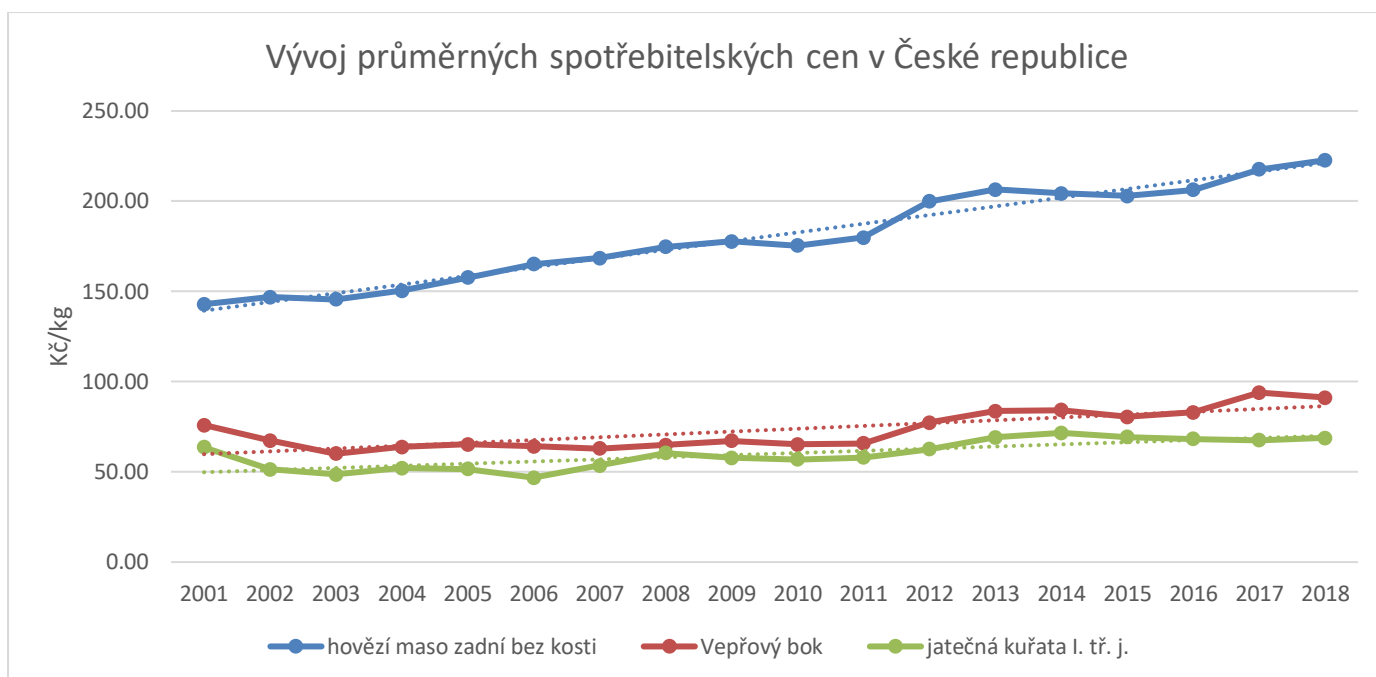
Vývoj průměrné ceny zemědělských výrobců jatečných kuřat I. třídy jakosti je dále posouzen v kapitole 4.2 prostřednictvím základní ekonometrické analýzy a shrnut v závěrečných výsledcích práce.

4.1.7 Vývoj spotřebitelských cen vybraných masných produktů v České republice v letech 2001-2018

Jako zástupci pro sledování vývoje spotřebitelských cen byli vybráni za hovězí maso – hovězí zadní bez kosti, za vepřové – vepřový bok a za drůbeží maso – jatečná kuřata I. třídy jakosti.

Předpokladem pro rostoucí poptávku po mase ze strany spotřebitelů je, že se budou SPC snižovat a naopak, ceteris paribus.

Graf 8 - Vývoj průměrných spotřebitelských cen v České republice v letech 2001-2018 (v Kč/kg)



Zdroj: vlastní zpracování na základě Situačních a výhledových zpráv, 2002-2018

HOVĚZÍ MASO ZADNÍ BEZ KOSTI

Průměrná spotřebitelská cena zástupce hovězího masa rostla téměř lineárně s mírným výkyvem v letech 2010 a 2011.

Tabulka 20 - Roční přírůstky a roční tempa růstu SPC hovězího masa zadního bez kosti v České republice v letech 2001-2018 (v Kč/kg)

rok	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
průměrná SPC	142,89	146,80	145,59	150,40	157,70	165,08	168,44	174,65	177,73	175,31
přírůstek		3,9	-1,2	4,8	7,3	7,4	3,4	6,2	3,1	-2,4
Roční tempo růstu		1,03	0,99	1,03	1,05	1,05	1,02	1,04	1,02	0,99

rok	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
průměrná SPC	179,79	199,92	206,51	204,38	202,92	206,32	217,64	222,70
přírůstek		4,5	20,1	6,6	-2,1	-1,5	3,4	11,3
Roční tempo růstu		1,03	1,11	1,03	0,99	0,99	1,02	1,05

Zdroj: vlastní výpočty.

Průměrná spotřebitelská cena hovězího masa zadního bez kosti v letech 2001-2018 je 180,27 Kč/kg za rok. Podle sledovaných zdrojů dat byla nejvyšší průměrná SPC 222,7 Kč/kg v roce 2018. Naopak nejnižší činila 142,89 Kč/kg v roce 2001. Největší výkyv ve výši průměrné spotřebitelské ceny za kg nastal v roce 2012. Oproti předchozímu roku došlo k jejímu zvýšení o 11,2 %. Průměrná spotřebitelská cena hovězího masa zadního bez kosti v České republice rostla v období 2001-2018 průměrným meziročním tempem 2,64 %.

Vývoj průměrné spotřebitelské ceny hovězího masa zadního bez kosti je dále posouzen v kapitole 4.3 prostřednictvím základní ekonometrické analýzy a shrnut v závěrečných výsledcích práce.

VEPŘOVÝ BOK

Spotřebitelská cena vepřového masa se v průběhu sledovaného období držela na nízké úrovni. Jeho cenová dostupnost je způsobena mj. každoročně zvyšujícím se dovozem vepřového masa a jatečného skotu ze zahraničí.

Tabulka 21 - Roční přírůstky a roční tempa růstu SPC vepřového boku v České republice v letech 2001-2018 (v Kč/kg)

rok	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
průměrná SPC	75,94	67,34	60,00	63,73	65,27	64,09	62,83	64,93	67,13	65,20
přírůstek		-8,6	-7,3	3,7	1,5	-1,2	-1,3	2,1	2,2	-1,9
roční tempo růstu		0,89	0,89	1,06	1,02	0,98	0,98	1,03	1,03	0,97

rok	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
průměrná SPC	65,80	77,30	83,60	84,14	80,44	82,91	93,94	91,15
přírůstek	0,6	11,5	6,3	0,5	-3,7	2,5	11,0	-2,8
roční tempo růstu	1,01	1,17	1,08	1,01	0,96	1,03	1,13	0,97

Zdroj: vlastní výpočty.

Průměrná spotřebitelská cena vepřového boku v letech 2001-2018 je 73,1 Kč/kg za rok. Podle sledovaných zdrojů dat byla nejvyšší průměrná SPC 93,94 Kč/kg v roce 2017. Naopak nejnižší činila 60 Kč/kg v roce 2003. Největší výkyv ve výši průměrné spotřebitelské ceny za kg nastal v roce 2012. Oproti předchozímu roku došlo k jejímu zvýšení o 17,48 %. Průměrná spotřebitelská cena hovězího masa zadního bez kosti v České republice rostla v období 2001-2018 průměrným meziročním tempem 1,08 %.

Vývoj průměrné spotřebitelské ceny vepřového boku je dále posouzen v kapitole 4.3 prostřednictvím základní ekonometrické analýzy a shrnut v závěrečných výsledcích práce.

JATEČNÁ KUŘATA I. TŘ. J.

Spotřebitelská cena zástupce drůbežího masa se velmi pozvolna zvyšovala, avšak v posledních letech 2015-2018 stagnuje, což je potenciálním předpokladem k jeho vyšší spotřebě.

Tabulka 22 - Roční přírůstky a roční tempa růstu SPC jatečných kuřat I. tř. j. v České republice v letech 2001-2018 (v Kč/kg)

rok	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
průměrná SPC	63,53	51,42	48,50	52,15	51,58	46,80	53,47	60,47	57,68	56,79
přírůstek		-12,1	-2,9	3,7	-0,6	-4,8	6,7	7,0	-2,8	-0,9
roční tempo růstu		0,81	0,94	1,08	0,99	0,91	1,14	1,13	0,95	0,98

rok	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
průměrná SPC	57,97	62,57	69,14	71,60	69,35	68,28	67,59	68,76
přírůstek	1,2	4,6	6,6	2,5	-2,3	-1,1	-0,7	1,2
roční tempo růstu	1,02	1,08	1,11	1,04	0,97	0,98	0,99	1,02

Zdroj: vlastní výpočty.

Průměrná spotřebitelská cena jatečných kuřat I. tř. j. v letech 2001-2018 je 59,87 Kč/kg za rok. Podle sledovaných zdrojů dat byla nejvyšší průměrná SPC 71,6 Kč/kg v roce 2014. Naopak nejnižší činila 46,8 Kč/kg v roce 2006. Největší výkyv ve výši průměrné spotřebitelské ceny za kg nastal v roce 2002. Oproti předchozímu roku došlo k jejímu snížení o 19,06 %. Průměrná spotřebitelská cena hovězího masa zadního bez kosti v České republice rostla v období 2001-2018 průměrným meziročním tempem 0,47 %.

Vývoj průměrné spotřebitelské ceny jatečných kuřat I. třídy jakosti je dále posouzen v kapitole 4.3 prostřednictvím základní ekonometrické analýzy a shrnut v závěrečných výsledcích práce.

4.2 Funkce produkce hovězího, vepřového a drůbežího masa v České republice v období 2001-2018

V kapitole je analyzována závislost spotřeby na vybraných determinantách. Úvodem jsou charakterizovány ukazatele proměnných, které jsou zastoupeny v jednotlivých sestavených funkcích produkce (pro každý druh masa). Postižení závislosti produkce na vybraných faktorech je analyzována na úrovni České republiky. Proměnné, které budou nyní charakterizovány byly vybrány na základě literární rešerše

Živočišná výroba hovězího, vepřového a drůbežího masa

Český statistický úřad má v ČR dlouholetou tradici ve sledování živočišné výroby hospodářských zvířat ČR, a to od roku 1936. Jedná se o produkci jatečných zvířat v rozsahu zemědělského sektoru a domácností, která je vyjádřena v tis. tun živé hmotnosti zvířat. Produkce zemědělského sektoru je zjišťována na základě výběrového šetření chovu zvířat. Produkce domácností je odhadována na základě dlouhodobých trendů. Tato produkce je uvedena na trh za účelem porážky (prodej na jatka, obchodním organizacím nebo přímý vývoz). Mimo jiné, jako jeden z mála ukazatelů „produkce masa“ je tato produkce sledována na úrovni České republiky bez zahraničních dovozů. Živočišná výroba byla vybrána jako endogenní proměnná pro všechny funkce produkce, protože splňuje dvě nejdůležitější podmínky. Za prvé, ukazatel nezahrnuje zahraniční dovoz živočišné výroby a za druhé, jsou v něm zaznamenány hodnoty jatečného skotu určeného na porážku. Účelem sestavených funkcí produkce je vysvětlení živočišné výroby jednotlivých mas na úrovni České republiky.

Stavy skotu

Stav hospodářských zvířat je sledován Českým statistickým úřadem v *Soupisu hospodářských zvířat*. Sledovaný počet (tis. ks) zvířat je sledován jako celkový stav, nebo v kategoriích podle účelu, ke kterému byla vychována. Počty zvířat jsou sledovány ke stanovenému dni. V letech 1993-2002 k 1. 3. a od roku 2003 k 1. 4. Tento ukazatel byl zvolen jako vhodná vysvětlující proměnná pro živočišnou výrobu vybraných mas, protože je základním předpokladem pro produkci množství živočišné výroby.

průměrné ceny zemědělských výrobců (CZV)

Ceny zemědělských výrobců patří mezi stěžejní ukazatele zemědělských ekonomických účtů. Jedná se o realizační ceny výrobků (reprezentantů živočišné produkce), které výrobce obdržel při realizaci své produkce na tuzemském i zahraničním trhu. Tyto ceny jsou určeny výhradně pro tuzemský trh (vnitřní trh). Reprezentanti CZV u živočišné výroby jatečných zvířat jsou sledovány u skotu jateční býci tř. j. S, E, U, u prasat jatečná prasata, klas. SEU a u drůbeže jatečná kuřata I. tř. j.

Zjišťovány prostřednictvím státního statistického výkazu u cca 500 vybraných výrobců v zemědělství (u družstevních, soukromých a státních organizací). Ceny jsou očištěny od daně z přidané hodnoty. Zjišťovány jsou realizační, smluvní ceny (bez vlastní spotřeby), určené pro tuzemský i zahraniční trh bez dopravních nákladů spojených s přepravou k odběrateli. Roční průměr je zaznamenáván Českým statistickým úřadem meziročně ve formě indexů. Tento ukazatel je sledován v jednotkách Kč/kg živé hmotnosti u zástupců skotu a prasat a v Kč/kg u drůbeže. Živá zvířata jsou považována za nesezónní komoditu, u níž je roční průměrná cena počítána jako prostý aritmetický průměr z průměrných měsíčních cen. Tento ukazatel byl zvolen jako vhodná vysvětlovací proměnná živočišné výroby hovězího masa z toho důvodu, že má bezprostřední vliv na vykrmené množství zvířat. Čím vyšší je tato cena, tím je možné zvířata prodat za vyšší cenu prostřednictvím uvalení vyšší přidané hodnoty.

Pro každou z komodit - hovězí, vepřové a drůbeží maso je sestavena funkce produkce s odhadnutými parametry vysvětlujících proměnných. Pro odhad parametrů figurujících ve funkcích produkce je využit software Gretl. Pomocí tohoto softwaru jsou parametry odhadovány na základě BMNČ (vztahu 2.11) případně DMNČ. Proměnné byly zvoleny na základě empirických studií a literární rešerše. U každé ze sestavených funkcí jsou nejprve uvedeny ekonomické předpoklady vlivu jednotlivých exogenních proměnných na vývoj živočišné výroby. Následně je proveden odhad modelu. Podle výsledných hodnot parametrů je uveden následný postup pro získání co nejlepšího odhadu modelu. Finálně je uvedena verifikace vlivu jednotlivých vysvětlujících proměnných na živočišnou výrobu prostřednictvím vybraných testů. Obecný tvar funkce produkce je uveden v metodice (vztah 2.16).

4.2.1 Funkce produkce hovězího masa České republiky za období 2001-2018

Tabulka 23 – Deklarované proměnné funkce produkce hovězího masa v ČR

proměnná	označení	jednotka	Gretl
živočišná výroba hovězího masa	y_{1t}	tis. t ž. hm.	ZV_HM
stavy skotu	x_{1t}	tis. ks	STAVY_SKOTU
průměrná CZV jatečných býků tř. j. S, E, U	x_{2t}	Kč/kg ž. hm.	CZV_HM

Zdroj: vlastní zpracování

EKONOMICKÉ PŘEDPOKLADY

stavy skotu

Pokud se zvýší stavy skotu, zvýší se živočišná výroba hovězího masa, ceteris paribus. Předpoklad vychází ze závislosti stavu skotu v České republice v témže roce, kdy se uskutečňuje živočišná výroba hovězího masa. Společně s větším celkovým stavem skotu je možné uskutečnit větší množství výroby. V ČR je trendem vyvážet živý skot za výhodné ceny, z čehož vyplývá, že podíl počtu jatečného skotu na celkovém stavu roste.

průměrné CZV jatečných býků tř. j. S, E, U

Pokud se zvýší průměrné ceny zemědělských výrobců jatečných býků tř. j. S, E, U v ČR, zvýší se živočišná výroba skotu, ceteris paribus. Hypotéza vychází z předpokladu, že když se průměrná realizační (prodejní) cena jatečného skotu zvýší, tak mají čeští chovatelé jatečného skotu větší zájem a motivaci vykrmit více jatečného skotu z důvodu dosahování vyšších příjmů.

1. Modelovaný výstup

Obrázek 4 - Výstup odhadu BMNČ pro hovězí maso – funkce produkce

Model 1: OLS, za použití pozorování 2001-2018 (T = 18)
Závisle proměnná: ZV_HM

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	30,9257	45,0344	0,6867	0,5027	
STAVY_SKOTU	0,136623	0,0247482	5,521	5,88e-05	***
CZV_HM	-1,09973	0,360344	-3,052	0,0081	***

Střední hodnota závisle proměnné	177,2389
Sm. odchylka závisle proměnné	12,81512
Součet čtverců reziduí	424,3128
Sm. chyba regrese	5,318601
Koeficient determinace	0,848018
Adjustovaný koeficient determinace	0,827754
F(2, 15)	41,84796
P-hodnota (F)	7,30e-07
Logaritmus věrohodnosti	-53,98179
Akaikovo kritérium	113,9636
Schwarzovo kritérium	116,6347
Hannan-Quinnovo kritérium	114,3319
rho (koeficient autokorelace)	0,135069
Durbin-Watsonova statistika	1,720398

Zdroj: SW Gretl.

Po odhadu modelu není parametr proměnné průměrné CZV v souladu s ekonomickou teorií, ačkoliv je statisticky významný. Živočišná výroba hovězího masa roste, když cena zemědělských výrobců klesá, což podle ekonomické teorie nedává smysl.

Jako další postup je v modelu zpožděna CZV o 2 období. Důvodem zpoždění je snaha postihnout reálněji skutečnost, kdy se chovatelé o množství vykrmovaného jatečného skotu rozhodují na základě znalosti prodejní ceny odkupu v době započetí výkrmu. Předpokládaná doba výkrmu jatečného býka je cca 18-24 měsíců.

Deklarace zpožděné proměnné průměrné CZV:

$X_{2(t-2)}$	průměrná CZV jatečných býků tř. j. S, E, U v ČR před dvěma lety	[Kč/kg ž. hm.] CZV_HM_2
--------------	---	----------------------------

Předpoklad: Pokud se zvýší průměrná CZV jatečných býků tř. j. S, E, U v ČR před dvěma lety, zvýší se i živočišná výroba hovězího masa, ceteris paribus.

2. modelovaný výstup

Po zpoždění CZV o dvě období (o 2 roky) je parametr proměnné statisticky stále významný, avšak rovněž v rozporu s ekonomickou teorií. Rovněž parametr proměnné stavy skotu pozbyl na statistické významnosti. Prozatím je zpožděná proměnná CZV v modelu zachována, zda se po zařazení jiné proměnné neprokáže kladný vývoj ve vztahu k živočišné výrobě hovězího masa.

V dalším postupu je do modelu zařazena nová proměnná domácí spotřeba hovězího masa zpožděna o jedno období (1 rok). Důvodem je zjištění vztahu setrvačnosti živočišné výroby hovězího masa ke spotřebě hovězího masa v předchozím období.

Deklarace zpožděné exogenní proměnné:

$X_{3(t-1)}$	domácí spotřeba hovězího masa v ČR v předchozím roce	[v tis. t ž. hm.] D_SPOTREBA_HM_1
--------------	--	--------------------------------------

Předpoklad: Pokud se zvýší domácí spotřeba hovězího masa v předchozím období, tak se zvýší nyníjší živočišná výroba hovězího masa, ceteris paribus. Definovaný vztah vychází z předpokladu, že množství živočišné výroby je závislé na tom, jak se vyvíjela domácí spotřeba v předchozím roce. Stabilní spotřeba je znakem tradičních stravovacích návyků spotřebitelů tohoto typu masa a na základě jejího dlouhodobého vývoje se orientuje i množství výroby.

3. modelovaný výstup

Výstup ze softwaru vykazuje opět nesoulad parametru průměrné ceny zemědělských výrobců zpožděné o dvě období s ekonomickou teorií.

Dále je zpožděná proměnná CZV odstraněna z modelu. Důvodem je neustálý rozpor vývoje s ekonomickou teorií. Bylo shledáno, že tato proměnná nemá v modelovaném vztahu prokazatelný vliv na živočišnou výrobu hovězího masa. Zároveň byla do modelu zařazena nová vysvětlující proměnná export živého skotu. Předpokladem je, že v důsledku vysoké míry soběstačnosti České republiky v produkci hovězího masa je živý skot vyvážen do zahraničí. Dalším podpůrným faktorem této teorie je, že dosud byla výše tuzemské průměrné CZV v rozporu s ekonomickou teorií.

Deklarace nové exogenní proměnné:

X _{4t}	export živého skotu ČR	[v mil. Kč] EXPORT_SKOTU
-----------------	------------------------	-----------------------------

Předpoklad: Pokud se zvýší export hovězího masa České republiky do zahraničí, tak se bude živočišná výroba hovězího masa zvyšovat, ceteris paribus.

Konečný odhad modelu produkce hovězího masa:

Obrázek 5 - Výstup odhadu DMNČ pro hovězí maso – výsledná funkce produkce

Model 1: TSLS, za použití pozorování 2001-2018 (T = 18)

Závisle proměnná: ZV_HM

Instrumentální proměnné: const STAVY_SKOTU EXPORT_SKOTU D_SPOTREBA_HM_1

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	-41,7616	37,6305	-1,110	0,2846	
STAVY_SKOTU	0,140173	0,0313030	4,478	0,0004	***
D_SPOTREBA_HM_1	0,141819	0,0762223	1,861	0,0825	*

Střední hodnota závisle proměnné	177,2389
Sm. odchylka závisle proměnné	12,81512
Součet čtverců reziduí	558,8171
Sm. chyba regrese	6,103644
Koeficient determinace	0,799841
Adjustovaný koeficient determinace	0,773153
F(2, 15)	29,97017
P-hodnota (F)	5,76e-06
Logaritmus věrohodnosti	-56,45995
Akaikovo kritérium	118,9199
Schwarzovo kritérium	121,5910
Hannan-Quinnovo kritérium	119,2882
rho (koeficient autokorelace)	0,290213
Durbin-Watsonova statistika	1,411939

Zdroj: SW Gretl.

Nový odhad modelu byl proveden pomocí DMNČ. Proměnná export je do odhadu modelu zahrnuta jako instrumentální proměnná.

Dle Sarganova testu pro nadbytečnou identifikaci proměnných v modelu na hladině významnosti $\alpha=0,05$ byla potvrzena správná specifikace modelu pomocí vhodných instrumentů (p-hodnota = 0,0656747).

EKONOMICKÁ VERIFIKACE MODELU:

stavy skotu

Zvýší-li se stavy skotu o 1 tis. ks, tak živočišná výroba hovězího masa stoupne o 0,140173 tis. tun. ž. hm, ceteris paribus. Intenzita zde odpovídá ekonomické teorii. Zvýšení stavu skotu indikuje zvýšení živočišné výroby hovězího masa.

domácí spotřeba hovězího masa v ČR v předchozím roce

Zvýší-li se hodnota domácí spotřeby v předchozím období o 1 tis. t ž. hm., tak živočišná výroba

hovězího masa stoupne o 0,141819 tis. tun. ž. hm, ceteris paribus. Intenzita zde odpovídá ekonomické teorii, protože vývoj živočišné výroby hovězího masa obecně probíhá paralelně v závislosti na domácí spotřebě za určité setrvačnosti vývoje živočišné výroby.

STATISTICKÁ VERIFIKACE MODELU:

Nestacionarita časových řad

Pro potvrzení nestacionárního procesu v časových řadách byl použit rozšířený Dickey-Fullerův test na jednotkový kořen pro všechny časové řady proměnných v modelu. Počet zpoždění je $k = 3$. ADF test nezamítl nulovou hypotézu a potvrdil nestacionární proces u časových řad všech proměnných v modelu na hladině významnosti $\alpha=0,01$. Časové řady proměnných nejsou závislé jen na vývoji v čase, nýbrž na jiných vlivech. Nestacionarita zahrnutých proměnných byla potvrzena.

Stacionarita reziduí

Na základě otestování stacionarity reziduí rozšířeným ADF testem bylo potvrzeno na hladině významnosti $\alpha=0,05$, že vývoj rezidua je závislý pouze na čase.

Významnost parametrů:

Statisticky významný na hladině významnosti $\alpha < 0,01$ vyšel parametr stavu skotu (x_{1t}). Proměnnou je možné v aplikaci modelu interpretovat. Statisticky významný na hladině významnosti $\alpha(0,05;0,1)$ vyšel parametr proměnné domácí spotřeba v předchozím roce ($x_{3(t-1)}$), čímž se stává rovněž interpretovatelným.

Shoda modelu s daty:

Vybranými predeterminovanými proměnnými v modelu je živočišná výroba hovězího masa vysvětlena (model se shoduje s daty) ze 79,98 % ($R^2 = 0,7998$). Změny v živočišné výrobě hovězího masa jsou ze 79,98 % závislé na změně vysvětlujících proměnných.

Korelační matice:

Obrázek 6 - Korelační matice pro produkci hovězího masa

Korelační koeficienty, za použití pozorování 2001 - 2018
5% kritická hodnota (oboustranná) = 0,4683 pro $n = 18$

STAVY_SKOTU	EXPORT_SKOTU	D_SPOTREBA_HM_1	
1,0000	-0,4716	0,6529	STAVY_SKOTU
	1,0000	-0,8767	EXPORT_SKOTU
		1,0000	D_SPOTREBA_HM_1

Zdroj: SW Gretl

Na základě korelační matice je indikována vzájemná multikolinearita mezi proměnnými domácí spotřeba hovězího masa v předchozím období a exportem skotu.

Mírná korelace v datech se vyskytla i na základě VIF testu (vztah 2.11) u proměnné domácí spotřeba v předchozím období ($VIF = 6,342 < 10$). Hodnota faktoru zvětšující rozptyl teoretických hodnot je přijatelně

vysoký, čímž je vliv multikolinearity finálně vyloučen. Jedním ze způsobů, jak v tomto případě korelaci dat mezi proměnnými zmírnit by bylo zajistit prodloužení časových řad v modelu.

EKONOMETRICKÁ VERIFIKACE MODELU:

Pro veškeré testování je zvolena hladina významnosti $\alpha=0,05$.

Testování autokorelace:

Pro vyloučení autokorelace reziduí byl zvolen D-W test. D-hodnota se vyskytla v intervalu šedé zóny (neprůkaznosti), takže podle d-statistiky není možné absenci autokorelace reziduí vyloučit. Její vyloučení potvrdil až Godfreyův test. Výsledná P-hodnota je vyšší (0,267), než zvolená hladina významnosti čímž je finálně vyloučena autokorelace prvního řádu. Modelovaný vztah spotřeby hovězího masa je dostatečně specifikován.

Testování normality:

Na základě Jargue–Bera testu (p-hodnota = 0,92963) bylo potvrzeno normální rozdělení (chyby jsou normálně rozdělené). Prokazatelně je zamítnut vliv chování modelu na základě jiných nezachycených vlivů.

Testování heteroskedasticity:

Pro testování tohoto předpokladu je využit Pesaran-Taylorův test, který potvrdil, že rozptyl náhodné složky je konečný a konstantní (P-hodnota = 0,729). Homogenita rozptylu reziduí značí, že odhad parametrů modelu není variabilitou dat ohrožen.

APLIKACE MODELU PRODUKCE HOVĚZÍHO MASA:

Výpočet pružností pro rok 2018

$$\hat{y}_{(2018)} = -41,7616 + (0,140173 \cdot 1416) + (0,141819 \cdot 138,2)$$

$$\hat{y}_{(2018)} = 176,3228$$

$$\varepsilon_{x1(2018)} = 0,140173 \cdot (1416/176,3228) = 1,1257 \%$$

Při zvýšení stavů skotu v ČR o 1 % dojde ke zvýšení živočišné výroby hovězího masa o 1,1257 %, ceteris paribus pro rok 2018.

$$\varepsilon_{x3(2018-1)} = 0,141819 \cdot (138,2/176,3228) = 0,1112 \%$$

Při zvýšení domácí spotřeby hovězího masa v předchozím roce o 1 % dojde ke zvýšení živočišné výroby o 0,1112 %, ceteris paribus pro rok 2018.

Vyhodnocení pružností v roce 2018

V roce 2018 na živočišnou výrobu hovězího masa působily nejvíce stavy skotu v ČR (1,1257 %).

Jedná se o pružný vývoj živočišné výroby hovězího masa v závislosti na stavech skotu. Tento výsledek potvrzuje logiku procesu živočišné výroby hovězího masa, která je determinována stavem skotu.

Nepružně reaguje živočišná výroba hovězího masa na vývoj domácí spotřeby hovězího masa v předchozím roce (0,1112 %). Výkrm jatečného skotu lze na základě domácí spotřeby hovězího masa v předchozím roce jen velmi těžko urychlit, a proto reaguje velmi nepružně.

4.2.2 Funkce produkce vepřového masa České republiky za období 2001-2018

Tabulka 24 - Deklarované proměnné funkce produkce vepřového masa v ČR

proměnná	označení	jednotka	Gretl
živočišná výroba vepřového masa	y_{1t}	tis. tun ž. hm.	ZV_VM
stavy prasat	x_{1t}	tis. ks	STAVY_PRASAT
průměrná CZV jatečných prasat, klas. SEU	x_{2t}	Kč/kg ž. hm.	CZV_VM

Zdroj: vlastní zpracování

EKONOMICKÉ PŘEDPOKLADY:

stavy prasat

Pokud se zvýší stavy prasat, zvýší se živočišná výroba vepřového masa, ceteris paribus. Tvrzení vychází z předpokladu, že živočišná výroba vepřového masa je závislá na vývoji stavu prasat v České republice, jež jsou určeny k porážce.

průměrné CZV jatečných prasat, klas. SEU

Pokud se zvýší průměrné CZV jatečných prasat, klas. SEU v ČR, zvýší se jejich živočišná výroba, ceteris paribus. Hypotéza vychází z předpokladu, že pokud se bude realizační cena prasat zvyšovat, pak se bude zvyšovat množství živočišné výroby vepřového masa v důsledku dosahování vyššího příjmu z výkrmu prasat.

1. Modelovaný výstup

Obrazek 7 - Výstup odhadu BMNČ pro vepřové maso – funkce produkce

Model 1: OLS, za použití pozorování 2001-2018 (T = 18)

Závisle proměnná: ZV_VM

	koefficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	47,1045	33,3263	1,413	0,1779
STAVY_PRASAT	0,140995	0,00581488	24,25	1,91e-013 ***
CZV_VM	1,29482	1,13819	1,138	0,2731

Střední hodnota závisle proměnné	408,0944
Sm. odchylka závisle proměnné	107,8057
Součet čtverců reziduí	4028,306
Sm. chyba regrese	16,38761
Koeficient determinace	0,979611
Adjustovaný koeficient determinace	0,976893
F(2, 15)	360,3503
P-hodnota (F)	2,09e-13
Logaritmus věrohodnosti	-74,23746
Akaikovo kritérium	154,4749
Schwarzovo kritérium	157,1460
Hannan-Quinnovo kritérium	154,8432
rho (koeficient autokorelace)	0,499378
Durbin-Watsonova statistika	0,961900

Zdroj: SW Gretl.

Při odhadu parametrů jsou splněny všechny ekonomické předpoklady vývoje zahrnutých proměnných.

V dalším postupu je do modelu vložena predeterminovaná proměnná živočišná výroba vepřového masa zpožděná o jedno období (rok). Důvodem je detekce možné závislosti vývoje vysvětlované živočišné produkce vepřového masa na základě předchozího vývoje.

Deklarace nové predeterminované proměnné:

$y_{1(t-1)}$	živočišná výroba vepřového masa v předchozím roce	[tis. tun ž. hm.] ZV_VM_1
--------------	---	------------------------------

Předpoklad: Pokud se zvýší živočišná výroba vepřového masa v předchozím období, zvýší se jeho živočišná výroba v běžném období, ceteris paribus. Definovaný vztah vychází z toho, že pokud se bude živočišné výrobě dařit (bude růst), tak se bude produkce vepřového masa zvyšovat i v následujícím roce.

2. modelovaný výstup

Odhad modelu ukázal, že živočišná výroba v předchozím roce je statisticky významná na hladině významnosti $\alpha(0,05-0,1)$. Je proto v modelu nadále ponechána z důvodu reprezentovatelného vlivu na nynější živočišnou výrobu.

Jako další postup je v modelu zpožděna cena zemědělských výrobců vepřového masa o $\frac{1}{4}$ období (3 měsíce). Důvodem je snaha reálněji postihnout vztah rozhodování chovatelů prasat o množství vykrmených prasat v okamžik, kdy znají realizační cenu odkupu vepřového masa.

Deklarace zpožděné proměnné průměrné CZV:

$x_{2(t-1/4)}$	průměrná CZV jatečných prasat, klas. SEU v ČR zpožděné o $\frac{1}{4}$ roku	[Kč/kg ž. hm.] CZV_VM_1_4
----------------	---	------------------------------

Předpoklad: Pokud se zvýší průměrná cena zemědělských výrobců jatečných prasat v předchozím čtvrtletí, tak se zvýší současná živočišná výroba vepřového masa, ceteris paribus. Výkrm jednoho prasete trvá i v průmyslovém chovu minimálně 3 měsíce.

3. modelovaný výstup

Výstup modelovaného vztahu zachytil nesoulad nově zpožděné proměnné CZV s ekonomickou teorií. Proměnná je nadále v modelu přesto tento nesoulad uvažována. Za účelem dosáhnout statistické významnosti parametrů proměnných a současně tak umožnit jejich interpretaci je nutné nalézt adekvátní, další vysvětlující proměnnou.

Dále bude do modelu zahrnuta další proměnná, a sice domácí spotřeba vepřového masa v České republice zpožděná o jedno období. Důvodem je zjištění vztahu setrvačnosti živočišné výroby vepřového masa vzhledem ke spotřebě hovězího masa v předchozím období.

Deklarace nové predeterminované proměnné:

$X_{3(t-1)}$	domácí spotřeba vepřového masa v ČR v předchozím období	[tis. t ž. hm.] DOM_SPOTREBA_VM_1
--------------	---	--------------------------------------

Předpoklad: Pokud se zvýší domácí spotřeba vepřového masa v ČR v předchozím období, zvýší se živočišná výroba vepřového masa, ceteris paribus. Tvrzení vychází z předpokladu, že pokud se bude domácí spotřeba vepřového masa v předchozím roce zvyšovat, pak se bude zvyšovat současně živočišná výroba vepřového masa, protože chovatelé prasat vyhodnotí vývoj domácí spotřeby jako nadále rostoucí. Rostoucí trend ve spotřebě vepřového masa indikuje stabilitu poptávky po vepřovém mase a jistotu odkupu jejich produkce. Tento předpoklad by mohl být podpořen rostoucím vývojem exportu vepřového masa z České republiky.

4. modelovaný výstup

V nově odhadnutém modelu je parametr proměnné CZV zpožděná o 3 měsíce statisticky nevýznamným rovněž také parametr predeterminované proměnné živočišná výroba vepřového masa v předchozím období.

Konečný odhad modelu produkce vepřového masa:

Obrázek 8 - Výstup odhadu DMNČ pro vepřové maso – výsledná funkce produkce

Model 2: TSLS, za použití pozorování 2002–2018 (T = 17)
Závisle proměnná: ZV_VM
Instrumentální proměnné: const STAVY_PRASAT CZV_VM_1_4 DOM_SPOTREBA_VM_1

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	-260,882	154,660	-1,687	0,1138
STAVY_PRASAT	0,132723	0,00575989	23,04	1,56e-012 ***
DOM_SPOTREBA_VM_1	0,638927	0,282246	2,264	0,0400 **

Střední hodnota závisle proměnné	397,7471
Sm. odchylka závisle proměnné	101,4927
Součet čtverců reziduí	2603,539
Sm. chyba regrese	13,63698
Koeficient determinace	0,984203
Adjustovaný koeficient determinace	0,981946
F(2, 14)	436,1219
P-hodnota (F)	2,45e-13
Logaritmus věrohodnosti	-66,88897
Akaikovo kritérium	139,7779
Schwarzovo kritérium	142,2776
Hannan-Quinnovo kritérium	140,0264
rho (koeficient autokorelace)	0,396175
Durbin-Watsonova statistika	1,157466

Zdroj: SW Gretl.

Model je odhadnut pomocí DMNČ. Realizační cena jatečných prasat zpožděná o 3 měsíce je do modelu zahrnuta jako instrumentální proměnná.

Pro potvrzení správné specifikace modelu prostřednictvím zahrnutí vhodných proměnných je použit Sarganův test pro nadbytečnou identifikaci se zvolenou hladinou významnosti $\alpha=0,05$. V modelu je potvrzena jeho správná specifikace pomocí vhodných instrumentů (p -hodnota = 0,842377).

EKONOMICKÁ VERIFIKACE MODELU:

stavy prasat

Zvýší-li se stavy prasat o 1 tis. ks, tak živočišná výroba vepřového masa stoupne o 0,132723 tis. t ž. hm., ceteris paribus. Intenzita zde odpovídá ekonomické teorii, protože když se stavy prasat zvýší, tak živočišná výroba vepřového masa rovněž stoupne.

domácí spotřeba vepřového masa v ČR v předchozím období

Zvýší-li se domácí spotřeba vepřového masa v ČR v předchozím období o 1 tis. t ž. hm., tak živočišná výroba vepřového masa stoupne o 0,638927 tis. t ž. hm., ceteris paribus. Intenzita zde odpovídá ekonomické teorii, protože když se domácí spotřeba vepřového masa v předchozím roce zvýší, tak se zvýší živočišná výroba prasat v důsledku snahy chovatelů prasat uspokojit domácí poptávku po vepřovém mase. Vzhledem k době výkrmu jatečného prasete, který trvá cca 3 měsíce (a více), může živočišná výroba vepřového masa dostatečně včas reagovat na vývoj domácí spotřeby v předchozím roce.

STATISTICKÁ VERIFIKACE MODELU:

Nestacionarita časových řad

Pro vyloučení stacionarity časových řad zahrnutých proměnných v modelu byl použit rozšířený Dickey-Fullerův test na jednotkový kořen. Počet zpoždění je roven $k = 3$. ADF test nezamítl nulovou hypotézu a potvrdil nestacionární proces u všech časových řad. Z důvodu testování ekonomických dat, byl tento jev předpokládán. Časové řady proměnných nejsou závislé jen na vývoji v čase, nýbrž na jiných vlivech. Nestacionarita zahrnutých proměnných byla potvrzena.

Stacionarita reziduí

Na základě otestování stacionarity reziduí rozšířeným ADF testem bylo potvrzeno na hladině významnosti $\alpha=0,05$, že vývoj rezidua je závislý pouze na čase.

Významnost parametrů:

Statisticky významný na hladině významnosti $\alpha < 0,01$ vyšel parametr proměnné stavy prasat (x_{1t}), čímž lze vliv této proměnné interpretovat.

Statisticky významný na hladině významnosti $\alpha(0,01;0,05)$ je parametr proměnné domácí spotřeba vepřového masa v předchozím období ($x_{3(t-1)}$). Rovněž zpožděnou domácí spotřebu lze v aplikaci modelu interpretovat.

Shoda modelu s daty:

Vybranými predeterminovanými proměnnými v modelu je živočišná výroba vepřového masa vysvětlena (model se shoduje s daty) z 98,42 % ($R^2 = 0,9842$). Změny v živočišné výrobě vepřového masa jsou z 98,42 % závislé na změně vysvětlujících proměnných.

Korelační matice:

Obrázek 9 - Korelační matice pro produkci vepřového masa

Korelační koeficienty, za použití pozorování 2002 - 2018
5% kritická hodnota (oboustranná) = 0,4821 pro $n = 17$

STAVY_PRASAT	CZV_VM_1_4	DOM_SPOTREBA_V~	
1,0000	0,3561	0,5639	STAVY_PRASAT
	1,0000	0,0113	CZV_VM_1_4
		1,0000	DOM_SPOTREBA_V~

Zdroj: SW Gretl

Korelace v datech mezi proměnnými zde neohrožuje správný odhad parametrů.

Multikolinearita byla vyloučena rovněž na základě VIF testu (vztah 2.11). Nejvyšší hodnota faktoru zvětšující celkový rozptyl se vyskytla u proměnné stavy prasat ($VIF = 1,787 < 5$).

EKONOMETRICKÁ VERIFIKACE:

Pro veškeré testování je zvolena hladina významnosti $\alpha=0,05$.

Testování autokorelace:

Pro vyloučení autokorelace reziduí byl zvolen D-W test. D-hodnota se vyskytla v intervalu šedé zóny (neprůkaznosti), tudíž test není responsivní.

Pro její vyloučení je dále použit Godfreyův test, jehož výsledek autokorelaci prvního řádu vylučuje (p-hodnota = 0,136). Model spotřeby vepřového masa byl dostatečně specifikován.

Testování normality:

Na základě Jargue–Bera testu bylo potvrzeno normální rozdělení (p-hodnota = 0,41465). V modelovaném vztahu produkce je zajištěno dostatečné množství pozorování. Vektor reziduí se pohybuje okolo nulové střední hodnoty, což značí i správné použití zahrnutých vysvětlujících proměnných.

Testování heteroskedasticity:

Pro potvrzení homoskedasticity v modelu je využit Pesaran-Taylorův test, který potvrdil konečný a konstantní rozptyl náhodné složky (p-hodnota = 0,236). Variabilita hodnot vysvětlované živočišné produkce vepřového masa je podchycena modelovanými vztahy.

APLIKACE MODELU PRODUKCE VEPŘOVÉHO MASA:

Výpočet pružností pro rok 2018

$$\hat{y}_{(2018)} = -260,882 + (0,132723 \cdot 1557) + (0,638927 \cdot 571,8)$$

$$\hat{y}_{(2018)} = 311,12$$

$$\varepsilon_{x1(2018)} = 0,32723 \cdot (1557/311,12) = 1,6376 \%$$

Při zvýšení stavů prasat v ČR o 1 % dojde ke zvýšení živočišné výroby vepřového masa o 1,6376 %, ceteris paribus pro rok 2018.

$$\varepsilon_{x3(2018-1)} = 0,638927 \cdot (571,8/311,12) = 1,1743 \%$$

Při zvýšení domácí spotřeby vepřového masa v předchozím roce o 1 % dojde ke zvýšení živočišné výroby o 1,1743 %, ceteris paribus pro rok 2018.

Vyhodnocení pružností v roce 2018

V roce 2018 na živočišnou výrobu vepřového masa působily nejvíce stavy prasat v ČR (1,6376 %). Jedná se o nadměrně pružný vývoj živočišné výroby vepřového masa v závislosti na stavech prasat. Tento výsledek potvrzuje logiku procesu živočišné výroby vepřového masa, která je determinována stavem prasat. Méně, avšak velmi pružně živočišná výroba vepřového masa reaguje také na vývoj domácí spotřeby vepřového masa v předchozím období (1,1743 %). V České republice je konzumace vepřového masa tradičně zakořeněna. Dalším faktorem je doba výkrmu jatečného prasete, který je realizován v řádu měsíců, čímž je zajištěna větší schopnost chovatelů prasat reagovat na vývoj spotřebovávaného množství vepřového masa.

4.2.3 Funkce produkce drůbežího masa České republiky za období 2001-2018

Tabulka 25 - Deklarované proměnné funkce produkce drůbežího masa v ČR

proměnná	označení	jednotka	Gretl
živočišná výroba drůbežího masa	y_{1t}	tis. tun ž. hm.	ZV_DM
stavy drůbeže	x_{1t}	tis. ks	STAVY_DRUBEZ
průměrná CZV jatečných kuřat I. tř. j.	x_{2t}	Kč/kg	CZV_DM

Zdroj: vlastní zpracování

EKONOMICKÉ PŘEDPOKLADY

stavy drůbeže

Pokud se zvýší stavy drůbeže, zvýší se živočišná výroba drůbežího masa, ceteris paribus. Definovaný vztah vychází z toho, že pokud populace drůbeže zvýší, zvýší se živočišná výroba drůbežího masa, protože se v České republice soustavně zvyšuje spotřeba tohoto typu masa. Počty drůbeže jsou prvním indikátorem zvyšující se živočišné výroby drůbežího masa.

průměrné CZV jatečných kuřat I. tř. j.

Pokud se zvýší průměrná výše realizační ceny jatečných kuřat I. tř. j., zvýší se jejich živočišná výroba, ceteris paribus. Hypotéza vychází z předpokladu, že pokud se bude výkupní cena drůbeže určené na maso zvyšovat, tak mají čeští zemědělci zájem a motivaci chovat více jatečné drůbeže pro dosahování vyšších příjmů.

1. Modelovaný výstup

Obrázek 10 – Výstup odhadu BMNČ pro drůbeží maso – funkce produkce

Model 1: OLS, za použití pozorování 2001-2018 (T = 18)

Závisle proměnná: ZV_DM

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	142,312	76,5295	1,860	0,0827	*
STAVY_DRUBEZ	0,00906750	0,00156277	5,802	3,49e-05	***
CZV_DM	-4,05654	2,59590	-1,563	0,1390	

Střední hodnota závisle proměnné	273,5944
Sm. odchylka závisle proměnné	31,80842
Součet čtverců reziduí	4509,734
Sm. chyba regrese	17,33923
Koeficient determinace	0,737809
Adjustovaný koeficient determinace	0,702850
F(2, 15)	21,10510
P-hodnota (F)	0,000044
Logaritmus věrohodnosti	-75,25349
Akaikovo kritérium	156,5070
Schwarzovo kritérium	159,1781
Hannan-Quinnovo kritérium	156,8753
rho (koeficient autokorelace)	0,494615
Durbin-Watsonova statistika	0,972152

Zdroj: SW Gretl.

V odhadu modelu parametr průměrné realizační ceny zemědělských výrobců není v souladu s ekonomickou teorií.

V dalším postupu je zahrnuta nová predeterminovaná proměnná, zpožděná živočišná výroba drůbeže o jedno období. Důvodem je snaha o postižení závislosti živočišné výroby drůbežího masa na její hodnotě v předchozím roce.

Deklarace nové predeterminované proměnné:

$Y_{1(t-1)}$	živočišná výroba drůbežího masa v předchozím roce	[tis. tun ž. hm.] ZV_VM_1
--------------	---	------------------------------

Předpoklad: Pokud se zvýší živočišná výroba drůbežího masa v předchozím období, zvýší se živočišná výroba drůbeže v běžném období, ceteris paribus. Tvrzení vychází z předpokladu, že pokud se bude živočišná výroba drůbeže v předchozím období zvyšovat, znamená to, že se naskytly příznivé podmínky pro rozvoj živočišné výroby, který se promítne i v období nadcházejícím.

2. modelovaný výstup

V nynějším odhadu modelu se prokázala statistická významnost parametru nově zavedené proměnné na hladině významnosti $\alpha < 1$. Vstup zpožděné proměnné živočišné výroby drůbežního masa rovněž způsobil, že parametr průměrné CZV je již v souladu s ekonomickou teorií.

Dále je proměnná realizační cena zemědělských výrobců zpožděna o 1 měsíc. Důvodem zpoždění je snaha postihnout reálněji skutečnost, kdy se chovatelé o množství vykrmované jatečné drůbeže rozhodují na základě znalosti ceny odkupu v době započetí výkrmu. Předpokládaná doba výkrmu jatečného kuřete je kolem 30 dnů (1 měsíc). V živočišné výrobě drůbežního masa jednoznačně převládá produkce jatečných kuřat (brojleři, nejčastěji druh Gallus domesticus).

Deklarace zpožděné proměnné průměrné CZV:

$X_{2(t-1/4)}$	průměrná CZV jatečných kuřat I. tř. j. v ČR zpožděné o 1 měsíc	[Kč/kg] CZV_DM_1_12
----------------	--	------------------------

Předpoklad: Pokud se zvýší průměrná cena zemědělských výrobců jatečných kuřat I. tř. j. před jedním měsícem, tak současná živočišná výroba drůbežního masa rovněž vzroste, ceteris paribus.

3. modelovaný výstup

Nyní je odhad modelu velmi podobný 2. modelovanému výstupu.

Nyní jsou do modelu současně zahrnuty další dvě exogenní proměnné, které mohou množství živočišné výroby drůbežního masa determinovat. Jednou z nich je import drůbežního masa, v jehož důsledku by se živočišná výroba měla snižovat a druhou celková domácí spotřeba drůbežního masa v České republice.

Deklarace nové exogenní proměnné:

X_{4t}	import drůbežního masa (celní položka 0207) do ČR	[mil. Kč] IMPORT_DM
----------	---	------------------------

Předpoklad: Pokud se zvýší import drůbežního masa do ČR, tak se sníží živočišná výroba drůbeže, ceteris paribus. Definované tvrzení vychází z předpokladu, že pokud se bude zvyšovat dovoz čerstvého, chlazeného a zmrazeného drůbežního masa ze zahraničí (0207), tak je česká živočišná výroba drůbežního masa v důsledku snižující se konkurenceschopnosti produkce utlumena. Levnější drůbeží maso (např. z Polska) pak z větší části nahrazuje lokální produkci.

Deklarace nové exogenní proměnné:

X_{3t}	domácí spotřeba drůbežního masa v ČR	[tis. t ž. hm.] DOM_SPOTREBA_DM
----------	--------------------------------------	------------------------------------

Předpoklad: Pokud se zvýší domácí spotřeba drůbežního masa v ČR, zvýší se živočišná výroba drůbeže, ceteris paribus. Hypotéza vychází z předpokladu, že se bude zvyšovat živočišná výroba drůbeže ve snaze tamních chovatelů uspokojit domácí poptávku (spotřebu). Růst živočišné výroby má vzhledem k neustále

rostoucí spotřebě pravděpodobnost uplatnění na trhu. Doplnkově je předpokládáno, že se výkrm jatečné drůbeže bude zvyšovat z důvodu snahy o dosahování co možná nejvyšších výnosů z rozsahu ve snaze dosáhnout rentability prodeje.

4. modelovaný výstup

Po zahrnutí proměnných importu a domácí spotřeby drůbežního masa do modelu je proměnná stavů drůbeže v rozporu s ekonomickou teorií.

V následujícím postupu je z důvodu statistické nevýznamnosti parametru proměnné živočišná výroba v předchozím období z modelu vyřazena. Se statistickou nevýznamností parametru se potýká i průměrná realizační cena zemědělských výrobců jatečných kuřat zpožděné o jeden měsíc a stavů drůbeže. Tyto dvě proměnné jsou v následujícím odhadu považovány za instrumentální.

Konečný odhad modelu produkce drůbežního masa:

Obrázek 11 - Výstup odhadu DMNČ pro drůbeží maso – výsledná funkce produkce

Model 3: TSLS, za použití pozorování 2002-2018 (T = 17)
 Závisle proměnná: ZV_DM
 Instrumentální proměnné: const DOM_SPOTREBA_DM IMPORT_DM CZV_DM_1_12 STAVY_DRUBEZ

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	25,0404	36,8400	0,6797	0,5078
DOM_SPOTREBA_DM	0,931527	0,113548	8,204	1,02e-06 ***
IMPORT_DM	-0,0195632	0,00123539	-15,84	2,48e-010 ***

Střední hodnota závisle proměnné	271,3059
Sm. odchylka závisle proměnné	31,22250
Součet čtverců reziduí	808,6072
Sm. chyba regrese	7,599846
Koeficient determinace	0,948158
Adjustovaný koeficient determinace	0,940752
F(2, 14)	128,0255
P-hodnota (F)	1,01e-09
Logaritmus věrohodnosti	-56,94980
Akaikovo kritérium	119,8996
Schwarzovo kritérium	122,3992
Hannan-Quinnovo kritérium	120,1481
rho (koeficient autokorelace)	0,295333
Durbin-Watsonova statistika	1,390017

Zdroj: SW Gretl.

Model je odhadnut pomocí DMNČ.

EKONOMICKÁ VERIFIKACE MODELU:

domácí spotřeba drůbežního masa v ČR

Zvýší-li se domácí spotřeba drůbežního masa v ČR o 1 tis. t ž. hm., tak živočišná výroba drůbežního masa stoupne o 0,931527 tis. tun. ž. hm, ceteris paribus. Intenzita zde odpovídá ekonomické teorii, protože když domácí spotřeba drůbežního masa stoupne, zvýší se i živočišná výroba v důsledku snahy chovatelů drůbeže uspokojit domácí poptávku po drůbežím mase a dosáhnout vyšších výnosů

z rozsahu.

import drůbežního masa celní položka 0207 do ČR

Zvýší-li se import drůbežního masa (celní položka 0207) do ČR o 1 mil. Kč, tak živočišná výroba drůbežního masa klesne, ceteris paribus. Směr zde odpovídá ekonomické teorii, protože když import drůbežního masa stoupne, tak živočišná výroba klesne v důsledku uspokojení domácí poptávky po drůbežím mase zahraničními dodavateli. Intenzita působení proměnné není hodnocena z důvodu výskytu multikolinearity zjištěné VIF testem.

STATISTICKÁ VERIFIKACE MODELU:

Nestacionarita časových řad

Pro potvrzení nestacionarity časových řad byl použit rozšířený Dickey-Fullerův test na jednotkový kořen pro všechny proměnné v modelu. Počet zpoždění je roven $k = 3$. ADF test nezamítl nulovou hypotézu a potvrdil nestacionaritu časových řad u všech proměnných v modelu. Z důvodu testování ekonomických dat, byl tento jev očekáván. Vývoj zahrnutých proměnných časově invariantní.

Stacionarita reziduí

Na základě otestování stacionarity reziduí rozšířeným ADF testem bylo potvrzeno na hladině významnosti $\alpha=0,05$, že vývoj rezidua je závislý pouze na čase.

Významnost parametrů:

Statisticky významné na hladině významnosti $\alpha < 0,01$ vyšly parametry proměnných domácí spotřeba drůbežního masa (x_{3t}) a import drůbežního masa celní položka 0207 (x_{4t}). Tímto obě proměnné splňují požadavek na interpretaci jejich vlivu na živočišnou výrobu drůbežního masa.

Shoda modelu s daty:

Vybranými predeterminovanými proměnnými v modelu je živočišná výroba drůbežního masa vysvětlena (model se shoduje s daty) z 94,82 % ($R^2 = 0,9482$). Změny v živočišné výrobě drůbežního masa jsou z 94,82 % závislé na změně vysvětlujících proměnných.

Korelační matice:

Obrázek 12 - Korelační matice pro produkci drůbežního masa

Korelační koeficienty, za použití pozorování 2002 - 2018
5% kritická hodnota (oboustranná) = 0,4821 pro $n = 17$

DOM_SPOTREBA_DM	IMPORT_DM	CZV_DM_1_12	STAVY_DRUBEZ
1,0000	0,6307	0,2716	-0,3324
	1,0000	0,7082	-0,8225
		1,0000	-0,5091
			1,0000

Zdroj: SW Gretl

Multikolinearita mezi vysvětlujícími proměnnými je významná mezi proměnnými stavy drůbeže a import drůbežního masa.

Závažná multikolinearita byla potvrzena na základě VIF testu (vztah 2.11). Nejvyšší hodnota se vyskytla u proměnné import drůbežního masa ($VIF = 10,489 > 10$). Import je v regresním vztahu s některou z proměnných v modelu. Správný odhad parametrů je tímto jevem ohrožen.

Proměnná import drůbežního masa nebude interpretována ve verifikaci modelu. Vzhledem ke statistické významnosti jejího parametru a nemožné separaci společného vlivu s některou z proměnných bude proměnná v modelu nadále zachována. V ekonomické verifikaci je interpretován pouze směr působení proměnné na domácí spotřebu drůbežního masa a nikoliv intenzita.

Vztah multikolinearity by bylo možné zmírnit, popřípadě vyloučit zařazením většího počtu pozorování, nebo nahrazením importu drůbežního masa alternativní proměnnou v jiných jednotkách či jinými alternativními postupy.

EKONOMETRICKÁ VERIFIKACE MODELU:

Pro veškeré testování je zvolena hladina významnosti $\alpha=0,05$.

Testování autokorelace:

Pro vyloučení autokorelace reziduí je použit Godfreyův test, který autokoreaci I. řádu vyloučil (p-hodnota = 0,267). modelovaný vztah produkce drůbežního masa je dostatečně specifikován.

Testování normality:

Na základě Jargue–Bera testu bylo potvrzeno normální rozdělení neboli chyby jsou normálně rozdělené (p-hodnota = 0,09857). Hraniční p-hodnota testu značí vysokou variabilitu v datech, přesto je potvrzeno, že chyby jsou normálně rozděleny.

Testování heteroskedasticity:

Pro potvrzení konstantního a konečného rozptylu vektoru reziduí (homoskedasticity) v modelu je využit Pesaran-Taylorův test, který potvrdil homogenitu rozptylu náhodné složky. (p-hodnota = 0,547).

APLIKACE MODELU PRODUKCE DRŮBEŽÍHO MASA:

Výpočet pružností pro rok 2018

$$\hat{y}_{(2018)} = 25,0404 + (0,931527 \cdot 403,1) - (0,0195632 \cdot 6880)$$

$$\hat{y}_{(2018)} = 265,9441$$

$$\varepsilon_{x3(2018)} = 0,931527 \cdot (1557/265,9441) = 5,4537 \%$$

Při zvýšení domácí spotřeby drůbežního masa v ČR o 1 % dojde ke zvýšení živočišné výroby drůbežního masa o 5,4537 %, ceteris paribus pro rok 2018.

$$\varepsilon_{x4(2018)} = -0,0195632 * (6880/265,9441) = -0,5061 \%$$

Při zvýšení importu drůbežního masa do ČR o 1 % dojde ke snížení živočišné výroby o 0,5061 %, ceteris paribus pro rok 2018.

Vyhodnocení pružností v roce 2018

V roce 2018 se jedná o mimořádně pružný vývoj živočišné výroby drůbežního masa v závislosti na jeho domácí spotřebě (5,4537 %). Výsledek značí, že chovatelé drůbeže v tomto roce zvyšovali živočišnou výrobu drůbežního masa vzhledem ke zvyšující se lokální spotřebě drůbežního masa. V druhé řadě takto vysoká reaktivita může znamenat i snahu chovatelů dosáhnout co největších výnosů z rozsahu především kvůli stagnující nízké rentabilitě živočišné výroby drůbežního masa, resp. kvůli stagnujícím realizačním cenám zemědělských výrobců (CZV).

Vcelku pružně reaguje živočišná výroba drůbežního masa na vývoj importu čerstvého, chlazeného a zmrazeného drůbežního masa do ČR (-0,5061 %). Důvodem je nízká konkurenceschopnost českých producentů jatečné drůbeže. Zahraniční dodavatelé jsou schopni efektivněji drůbež vykrmit, nebo mají příznivější podmínky pro její chov, což se promítá do výsledných nižších realizačních nákladů na výkrm. Ve výsledku to znamená, že lokální chovatelé jatečné drůbeže reagují vcelku pružně na množství dováženého drůbežního masa (0207).

POROVNÁNÍ ELASTICIT ŽIVOČIŠNÉ VÝROBY JEDNOTLIVÝCH MAS ZA ROK 2018

Tabulka 26 - Porovnání elasticit proměnných produkce pro rok 2018

	proměnná	elasticita	pořadí pružnosti
produkce hovězího masa	stavy skotu	1,1257	1.
	zpožděná domácí spotřeba o jedno období	0,1112	2.
produkce vepřového masa	stavy prasat	1,6376	1.
	zpožděná domácí spotřeba o jedno období	1,1743	2.
produkce drůbežního masa	domácí spotřeba	5,4537	-
	import	-0,5061	-

Zdroj: vlastní zpracování

Jednotlivé živočišné výroby vybraných typů mas nemají stejné determinanty vývoje. U modelovaných funkcí produkce drůbežního masa byla prokázána vysoká multikolinearita v datech (na základě VIF testu), takže není možné uvést pořadí působení jednotlivých pružností proměnných, protože působí na vývoj živočišné výroby drůbežního masa společně a jejich vliv nebylo možné separovat. Pořadí pružností lze uvést u funkcí produkce hovězího a vepřového masa.

Stavy zvířat

Proměnná se prokázala jako zásadní hybatel pro živočišnou výrobu hovězího a vepřového masa. Její

význam se ale neprokázal u produkce drůbežního masa. U živočišné výroby vepřového masa byla reakce pružnější než u skotu.

Domácí (zpožděná) spotřeba

Spotřeba jednotlivých typů mas se prokázala jako významná ve všech třech případech. Reakce živočišné výroby hovězího a vepřového masa na domácí spotřebu se prokázala se zpožděním jednoho období z důvodu nemožného ovlivnění doby výkrmu jatečného skotu a prasat. U hovězího masa je reakce nejnižší, protože doba výkrmu skotu trvá nejdéle. Naopak u vepřového masa je roční zpoždění dostatečnou dobou pro reakci výroby na vývoj spotřeby.

4.3 Funkce spotřeby hovězího, vepřového a drůbežního masa v České republice v období 2001-2018

Kapitola je věnována analýze závislosti spotřeby na vybraných determinantách. Úvodem jsou charakterizovány ukazatele proměnných, které jsou zastoupeny v jednotlivých sestavených funkcích spotřeby (pro každý druh masa). Postižení závislosti spotřeby na vybraných faktorech je analyzována na úrovni České republiky. Proměnné, které budou nyní charakterizovány byly vybrány na základě literární rešerše

Domácí spotřeba hovězího, vepřového a drůbežního masa

Domácí spotřeba masa je sledována Ústavem zemědělské ekonomiky a informací (ÚZEI). Jedná se o ukazatel celkové spotřeby masa v ČR. Spotřeba je v ČR měřena i ČSÚ, a to spotřeba v kilogramech na osobu za rok. Domácí spotřeba hovězího, vepřového a drůbežního masa je měřena v jednotkách tis. tun živé hmotnosti zvířat. Ukazatel byl zvolen jako vhodná vysvětlovaná proměnná. Spotřebovávané množství jednotlivých mas je měřeno na úrovni České republiky souhrnně.

Průměrná spotřebitelská cena masa

Spotřebitelské ceny jsou sledovány rovněž Českým statistickým úřadem. Ten sleduje spotřebitelskou cenu vybraných, zpracovaných částí masa v Kč/kg. Průměr za rok je vypočten jako prostý aritmetický průměr za jednotlivé měsíce v daném roce. Jako vysvětlující proměnná pro domácí spotřebu masa byli vybrány průměrné ceny vybraných zástupců jednotlivých mas. Za hovězí maso byla vybrána cena za kg hovězího masa zadního bez kosti, za vepřové maso vepřový bok a za drůbeží maso jatečná kuřata I. třídy jakosti. Předpokladem pro množství spotřebovávaného masa je mj. jeho cena. Maso jako hlavní zdroj živočišné bílkoviny je jedním ze základních spotřebovávaných statků v České republice. Přesto se množství domácí spotřeby masa odvíjí od jeho spotřebitelské ceny.

Průměrný celkový roční čistý příjem na 1 člena domácnosti

Čistý příjem na úrovni průměrné domácnosti přepočtené na 1 člena domácnosti je sledován Českým statistickým úřadem ve *statistice rodinných účtů*. Jako základna zjišťování slouží výběrový soubor

domácností. V ukazateli jsou metodicky zahrnuty veškeré standardní příjmy jako příjmy ze závislé činnosti (hlavní i vedlejší zaměstnání), příjmy z podnikání, hlavní typy sociálních příjmů (důchody, dávky nemocenského pojištění aj.). Veškeré příjmy domácností jsou uvedeny po odečtení odvodů na zdravotní a sociální pojištění a dani z příjmů. Čisté příjmy byly zvoleny jako vhodná vysvětlující proměnná domácí spotřeby masa. Jednak jsou z příjmů odečteny nedisponibilní části (pojištění a daň), za které si domácnosti nic nekoupí a jednak je příjem základním předpokladem pro tvorbu poptávky po základních statcích, jimiž maso bezpochyby je. Jednotky měření jsou převedeny na tis. Kč.

Pro každou z komodit - hovězí, vepřové a drůbeží maso je sestavena funkce spotřeby s odhadnutými parametry vysvětlujících proměnných. Pro odhad parametrů figurujících ve funkcích spotřeby je využit software Gretl. Pomocí tohoto softwaru jsou parametry odhadovány na základě BMNČ (vztahu 2.11) případně DMNČ. Proměnné byly zvoleny na základě empirických studií a literární rešerše. U každé ze sestavených funkcí jsou nejprve uvedeny ekonomické předpoklady vlivu jednotlivých exogenních proměnných na vývoj domácí spotřeby. Následně je proveden odhad modelu. Podle výsledných hodnot parametrů je uveden následný postup pro získání co nejlepšího odhadu modelu. Finálně je uvedena verifikace vlivu jednotlivých vysvětlujících proměnných na domácí spotřebu prostřednictvím vybraných testů. Obecný tvar funkce spotřeby je uveden v metodice (vztah 2.17).

4.3.1 Funkce spotřeby hovězího masa České republiky za období 2001-2018

Tabulka 27 - Deklarované proměnné funkce spotřeby hovězího masa v ČR

proměnná	označení	jednotka	Gretl
domácí spotřeba hovězího masa	y_{1t}	tis. tun ž. hm.	DOM_SPOTREBA_HM
průměrná SPC hovězího zadního bez kosti	x_{1t}	Kč/kg	SPC_HM
průměrný celkový roční čistý příjem na 1 člena domácnosti	x_{2t}	v tis. Kč	PRIJEM_DOM

Zdroj: vlastní zpracování

EKONOMICKÉ PŘEDPOKLADY

průměrná SPC hovězího zadního bez kosti

Pokud se zvýší průměrná SPC hovězího zadního bez kosti v ČR, sníží se domácí spotřeba hovězího masa, ceteris paribus. Tato hypotéza vychází z vlivu spotřebitelské ceny masa na jeho domácí spotřebu. Pro spotřebitele hraje cena výrobku rozhodující roli. To platí u hovězího masa o to víc, protože průměrná spotřebitelská cena zástupce hovězího masa (hovězí zadní bez kosti) ve sledovaném období cena této komodity roste, zatímco cena substitutu, jímž je drůbeží maso, tak stagnuje a roste jeho spotřeba.

průměrný celkový roční čistý příjem na 1 člena domácnosti

Pokud se zvýší průměrný celkový roční čistý příjem na 1 člena domácnosti, zvýší se domácí spotřeba hovězího masa, ceteris paribus. Tento vztah vychází z předpokladu, že pokud budou domácnosti

disponovat většími příjmy, bude se jejich životní úroveň zvyšovat a budou konzumovat více bílkovin, které pocházejí z kvalitního zdroje. Hovězí maso je v kategorii živočišných bílkovin obecně nejdražší. Z tohoto důvodu výše příjmu má vysoký vliv na jeho konzumaci.

1. Modelovaný výstup

Obrázek 13 - Výstup odhadu BMNČ pro hovězí maso – funkce spotřeby

Model 1: OLS, za použití pozorování 2002–2018 (T = 17)
Závisle proměnná: DOM_SPOTREBA_HM

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	283,629	36,7359	7,721	2,07e-06	***
SPC_HM	-0,932426	0,506942	-1,839	0,0872	*
PRIJEM_DOM	0,234085	0,436831	0,5359	0,6005	
Střední hodnota závisle proměnné		146,4353			
Sm. odchylka závisle proměnné		20,85935			
Součet čtverců reziduí		2373,034			
Sm. chyba regrese		13,01931			
Koeficient determinace		0,659135			
Adjustovaný koeficient determinace		0,610440			
F(2, 14)		13,53598			
P-hodnota (F)		0,000535			
Logaritmus věrohodnosti		-66,10100			
Akaikovo kritérium		138,2020			
Schwarzovo kritérium		140,7016			
Hannan-Quinnovo kritérium		138,4505			
rho (koeficient autokorelace)		0,442455			
Durbin-Watsonova statistika		0,979273			

Zdroj: SW Gretl.

Po odhadu modelu jsou parametry proměnných v souladu s ekonomickou teorií. Domácí spotřeba ale není těmito proměnnými dostatečně vysvětlena, resp. jen ze 66 %.

Z tohoto důvodu je do modelu zahrnuta nová predeterminovaná zpožděná proměnná, a to domácí spotřeba hovězího masa v předchozím období. Důvodem vložení zpožděné proměnné je zjistit závislost domácí spotřeby na spotřebě v předchozím období a postihnout tak přítomnost návyku spotřebitelů konzumovat hovězí maso pravidelně. Obecně je cílem zjistit, zda domácí spotřeba hovězího masa je odvislá na předešlém roce.

Deklarace nové predeterminované proměnné:

$y_{1(t-1)}$	domácí spotřeba drůbežího masa v předchozím období	[tis. tun ž. hm.] DOM_SPOTREBA_HM_1
--------------	--	--

Předpoklad: Pokud se zvýší domácí spotřeba hovězího masa v předchozím období, zvýší se nyní domácí spotřeba hovězího masa, ceteris paribus. Předpokladem je existence návyku spotřebitelů konzumovat hovězí maso pravidelně.

2. modelovaný výstup

Po zařazení nové predeterminované proměnné pozbyly statistické významnosti veškeré parametry proměnných spotřebitelská cena hovězího masa a příjem domácností, což je negativní jev vzhledem k nemožnosti jejich interpretace, a tedy nemožnosti aplikace modelu. Z tohoto důvodu je do modelu zahrnuta nová proměnná živočišná výroba hovězího masa. Důvodem je zjištění závislosti mezi produkcí a spotřebou.

Deklarace nové exogenní proměnné:

x_{4t}	živočišná výroba hovězího masa	[tis. t ž. hm.] ZV_HM
----------	--------------------------------	--------------------------

Předpoklad: Pokud se zvýší živočišná výroba hovězího masa, zvýší se jeho domácí spotřeba, ceteris paribus. Hypotéza vychází z existence závislosti domácí spotřeby hovězího masa na jeho lokální výrobě. Pokud by v České republice měla postupně zanikat živočišná výroba hovězího masa místními producenty, tak lokální spotřebitelé, kteří jejich maso nakupují budou preferovat spíše substituční statek (např. drůbeží maso). Důvodem je preference spotřebitelů konzumovat hovězí maso z českých zdrojů. Bohužel tento předpoklad je na pomezí spekulací, protože výše spotřebitelské ceny je pro spotřebitele rozhodující a tu lze udržovat na nižší akceptovatelné úrovni díky zahraničním dovozům masa (dovezené maso je většinou levnější než to vyprodukované v ČR). Naštěstí ve 21. století existuje trend, který podporuje prodej masa pocházející od českých producentů.

Proměnná příjem domácností je nyní považována za instrumentální proměnnou v modelu z důvodu dosavadní statistické nevýznamnosti jejího parametru. Pro tentýž problém a vyhodnocenou nadbytečnost byla proměnná domácí spotřeba hovězího masa v předchozím období z modelu odstraněna. Příjem domácností není jako samostatná proměnná podroben verifikaci.

Konečný odhad modelu spotřeby hovězího masa:

Obrázek 14 - Výstup odhadu BMNČ pro hovězí maso – výsledná funkce spotřeby

Model 20: OLS, za použití pozorování 2002-2018 (T = 17)

Závisle proměnná: DOM_SPOTREBA_HM

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	119,507	78,2147	1,528	0,1505	
SPC_HM	-0,828367	0,445734	-1,858	0,0859	*
ZV_HM	0,769252	0,334231	2,302	0,0385	**
PRIJEM_DOM	0,306627	0,383405	0,7997	0,4382	
Střední hodnota závisle proměnné			146,4353		
Sm. odchylka závisle proměnné			20,85935		
Součet čtverců reziduí			1686,022		
Sm. chyba regrese			11,38833		
Koeficient determinace			0,757818		
Adjustovaný koeficient determinace			0,701930		
F(3, 13)			13,55955		
P-hodnota(F)			0,000268		
Logaritmus věrohodnosti			-63,19572		
Akaikovo kritérium			134,3914		
Schwarzovo kritérium			137,7243		
Hannan-Quinnovo kritérium			134,7227		
rho (koeficient autokorelace)			0,394333		
Durbin-Watsonova statistika			1,165009		

Zdroj: SW Gretl.

Model je nyní odhadnut pomocí BMNČ. Tento odhad modelu je dále verifikován.

EKONOMICKÁ VERIFIKACE MODELU:

průměrná SPC hovězího zadního bez kosti

Zvýší-li se průměrná spotřebitelská cena hovězího zadního bez kosti o 1 Kč/kg, tak domácí spotřeba hovězího masa v ČR klesne, ceteris paribus. Směr vývoje zde odpovídá ekonomické teorii. Když spotřebitelské ceny hovězího masa stoupnou, tak jeho spotřeba klesne, protože spotřebitelé upřednostní substituční drůbeží maso. Intenzita působení zde není zhodnocena z důvodu výskytu vztahu multikolinearity této proměnné s instrumentální proměnnou příjem domácností. Přesto je vliv spotřebitelské ceny hovězího masa na jeho spotřebu vyhodnocen jako nepopiratelný.

živočišná výroba hovězího masa

Zvýší-li se živočišná výroba hovězího masa v ČR o 1 tis. t ž. hm., tak domácí spotřeba hovězího masa v ČR stoupne o 0,769252 tis. t ž. hm., ceteris paribus. Intenzita zde odpovídá ekonomické teorii, protože když se živočišná výroba hovězího masa zvýší, tak jeho spotřeba stoupne. Lze pozorovat kladný vztah domácích spotřebitelů k produkci českých výrobců.

STATISTICKÁ VERIFIKACE MODELU:

Nestacionarita časových řad

Pro potvrzení nestacionarity časových řad byl použit rozšířený Dickey-Fullerův test na jednotkový

kořen pro všechny časové řady v modelu. Počet zpoždění je roven $k = 3$. ADF test potvrdil nulovou hypotézu na hladině významnosti $\alpha = 0,01$ u všech časových řad. Časové řady proměnných nejsou závislé jen na vývoji v čase, nýbrž na jiných vlivech. Nestacionarita zahrnutých proměnných byla potvrzena.

Stacionarita reziduí

Na základě otestování stacionarity reziduí rozšířeným ADF testem bylo potvrzeno na hladině významnosti $\alpha=0,05$, že vývoj rezidua je závislý pouze na čase. Problém zdánlivé regrese nebyl potvrzen.

Významnost parametrů:

Statisticky významný na hladině významnosti $\alpha(0,05-0,1)$ vyšel parametr proměnné průměrná spotřebitelská cena hovězího zadního bez kosti (x_{1t}). Vzhledem ke statistické významnosti parametru je možné spotřebitelskou cenu interpretovat a aplikaci modelu.

Statisticky významný na hladině významnosti $\alpha(0,01-0,05)$ vyšel parametr proměnné živočišná výroba hovězího masa (x_{4t}). Živočišnou výrobu lze též interpretovat v aplikaci modelu.

V tuto chvíli je splněn základní předpoklad pro uskutečnění aplikace modelu spotřeby hovězího masa, protože obsahuje proměnné, kterými lze popsat vzájemný vztah s domácí spotřebou tohoto typu masa.

Shoda modelu s daty:

Vybranými predeterminovanými proměnnými v modelu je domácí spotřeba hovězího masa vysvětlena (model se shoduje s daty) ze 74,59 % ($R^2 = 0,7459$). Změny v domácí spotřebě hovězího masa jsou ze 74,59 % závislé na změně vysvětlujících proměnných.

Korelační matice:

Obrázek 15 - Korelační matice pro spotřebu hovězího masa

Korelační koeficienty, za použití pozorování 2002 - 2018
5% kritická hodnota (oboustranná) = 0,4821 pro $n = 17$

SPC_HM	ZV_HM	PRIJEM_DOM	
1,0000	-0,5786	0,9669	SPC_HM
	1,0000	-0,5765	ZV_HM
		1,0000	PRIJEM_DOM

Zdroj: SW Gretl

Podle korelační matice se multikolinearita nachází mezi příjmem domácností a spotřebitelskou cenou hovězího masa.

Na základě provedeného VIF testu (vztah 2.11) je multikolinearita potvrzena u proměnné příjem domácností ($VIF=15,449>10$) a u spotřebitelské ceny hovězího masa ($VIF=15,504>10$). Obě dvě jsou v podobném regresním vztahu s jednou z proměnných v modelu.

Pro možné odstranění multikolinearity v modelu by bylo nutné zvětšit počet pozorování, jejichž nedostatečné množství ($n=17$) mohlo způsobit zkreslení vztahu mezi proměnnými. Další možnosti pro

odstranění vzájemné korelace by bylo možné upravit data (normováním), nebo zařazením jiné podstatné proměnné například zahraniční obchod s hovězím masem (bilance). V odhadnutém modelu lépe popisuje vývoj domácí spotřeby hovězího masa vývoj jeho spotřebitelské ceny a mj. proto je příjem domácností považována za instrumentální proměnnou, která nebude interpretována ve verifikaci modelu.

Vzhledem ke statistické významnosti parametrů obou proměnných a nemožné separaci jednotlivých vlivů budou příjem domácností a spotřebitelská cena hovězího masa přesto v modelu nadále zachovány, avšak je interpretován pouze směr působení proměnné, a nikoliv intenzita působení na domácí spotřebu hovězího masa.

EKONOMETRICKÁ VERIFIKACE:

Pro veškeré testování je zvolena hladina významnosti $\alpha=0,05$.

Testování autokorelace:

Pro vyloučení autokorelace reziduí je použit Breusch-Godfreyův test, který autokorelaci I. řádu vyloučil (p-hodnota = 0,198). Na základě vyloučení tohoto jevu není nezbytně nutné do modelu zahrnovat nové vysvětlující proměnné. V reziduální části modelu nejsou obsaženy vlivy, které by bránily v aplikaci současného modelu spotřeby hovězího masa (korelace rezidua), čímž je dostatečně specifikován.

Testování normality:

Na základě Jargue–Bera testu (p-hodnota = 0,78275) bylo potvrzeno normální rozdělení náhodné složky. Chyby měření (vztahy nezachycené modelem) jsou normálně rozděleny v závislosti na modelovaném vztahu spotřeby. Náhodná složka má nulovou střední hodnotu, což značí, že spotřebitelská cena hovězího masa a jeho živočišná výroba slouží v 17letém období jako dostatečné proměnné pro popis domácí spotřeby hovězího masa.

Testování heteroskedasticity:

Pro potvrzení požadované homoskedasticity reziduí v modelu je využit Whiteův test, který potvrdil konečný a konstantní rozptyl náhodné složky (p-hodnota = 0,440827). Rozptyl náhodné složky je homogenní.

APLIKACE MODELU SPOTŘEBY HOVĚZÍHO MASA:

Výpočet pružností pro rok 2018

$$\hat{y}_{(2018)} = 104,699 - (0,489614 * 222,7) + (0,747278 * 174)$$

$$\hat{y}_{(2018)} = 125,69$$

$$\varepsilon_{x1(2018)} = -0,489614 * (222,7/125,69) = -0,8675 \%$$

Při zvýšení spotřebitelské ceny drůbežního masa v ČR o 1 % dojde ke snížení domácí spotřeby hovězího masa o 0,87 %, ceteris paribus pro rok 2018.

$$\varepsilon_{x4(2018)} = 0,747278 * (174/125,69) = 1,0345 \%$$

Při zvýšení živočišné výroby hovězího masa v ČR o 1 % dojde ke zvýšení domácí spotřeby hovězího masa o 1,03 %, ceteris paribus pro rok 2018.

Vyhodnocení pružností v roce 2018

Domácí spotřeba hovězího masa v roce 2018 reagovala na vývoj živočišné výroby hovězího masa pružně (1,0345 %). To může být způsobeno preferencí spotřebitelů, kteří rádi pravidelně konzumují hovězí maso od tavných producentů. Poptávka po hovězím masu ještě není nasycena. Tomu může bránit např. nedostatečná výše příjmu domácnosti nebo vysoká spotřebitelská cena hovězího masa.

Těž pružně reaguje domácí spotřeba hovězího masa na spotřebitelskou cenu (-0,8675 %) a to obzvlášť protože hovězí maso je považováno za substituční statek drůbežního masa, které se pohybuje v daleko nižších cenových relacích. Změna ceny hovězího masa, resp. její snížení spotřebitele motivuje k jeho nákupu. Pro mnoho konzumentů je cena rozhodujícím kritériem při nakupování, zvláště u statků, které mají své substituty jako je hovězí maso.

4.3.2 Funkce spotřeby vepřového masa České republiky za období 2001-2018

Tabulka 28 - Deklarované proměnné funkce spotřeby vepřového masa v ČR

proměnná	označení	jednotka	Gretl
domácí spotřeba vepřového masa	y_{1t}	tis. tun ž. hm.	DOM_SPOTREBA_VM
průměrná SPC vepřového boku	x_{1t}	Kč/kg	SPC_VM
průměrný celkový roční čistý příjem na 1 člena domácnosti	x_{2t}	v tis. Kč	PRIJEM_DOM

Zdroj: vlastní zpracování

EKONOMICKÉ PŘEDPOKLADY

průměrná SPC vepřového boku

Pokud se zvýší průměrná SPC vepřového boku v ČR, sníží se domácí spotřeba vepřového masa, ceteris paribus. Tento předpoklad vychází z vlivu spotřebitelské ceny vepřového masa na jeho spotřebu. Pro spotřebitele je spotřebitelská cena statku, který lze nahradit jiným statkem, významnou rolí v tom smyslu, že pokud bude jeho cena růst, tak se spotřebitel rozhodne nakoupit substitut tohoto statku (vepřového masa). Pokud tedy cena vepřového masa v obchodě vzroste, klesne po něm poptávka.

průměrný celkový roční čistý příjem na 1 člena domácnosti

Pokud se zvýší průměrný celkový roční čistý příjem na 1 člena domácnosti, zvýší se domácí spotřeba vepřového masa, ceteris paribus. Definovaný vztah vychází z předpokladu, že pokud bude disponibilní

důchod domácnosti růst, pak se bude zvyšovat jejich životní úroveň a budou poptávat větší množství vepřového masa, které je v České republice nejoblíbenějším druhem masa.

1. Modelovaný výstup

Obrázek 16 - Výstup odhadu BMNČ pro vepřové maso – funkce spotřeby

Model 2: OLS, za použití pozorování 2002-2018 (T = 17)
Závisle proměnná: DOM_SPOTREBA_VM

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	607,487	25,4032	23,91	9,42e-013 ***
SPC_VM	-0,560919	0,630707	-0,8893	0,3888
PRIJEM_DOM	0,0389806	0,236601	0,1648	0,8715
Střední hodnota závisle proměnné	572,0647			
Sm. odchylka závisle proměnné	14,72455			
Součet čtverců reziduí	3033,984			
Sm. chyba regrese	14,72118			
Koeficient determinace	0,125401			
Adjustovaný koeficient determinace	0,000458			
F(2, 14)	1,003664			
P-hodnota (F)	0,391439			
Logaritmus věrohodnosti	-68,18951			
Akaikovo kritérium	142,3790			
Schwarzovo kritérium	144,8787			
Hannan-Quinnovo kritérium	142,6275			
rho (koeficient autokorelace)	0,414228			
Durbin-Watsonova statistika	1,077458			

Zdroj: SW Gretl.

Po odhadu parametrů je patrné, že model je spotřebitelskou cenou vepřového masa a příjmem domácnosti vysvětlen z pouhých 12,54 %. Tyto proměnné v této podobě nejsou vhodné pro modelování spotřeby vepřového masa. Současně jsou parametry obou proměnných statisticky nevýznamné. V této podobě nelze v žádném případě model aplikovat a je třeba uvažovat další postup.

Dále je do modelu zahrnuta predeterminovaná proměnná domácí spotřeba vepřového masa v předchozím období. Důvodem je zjištění závislosti spotřeby na předchozím roce.

Interpretace nové predeterminované proměnné v modelu:

$Y_{(t-1)}$	domácí spotřeba vepřového masa v předchozím období	[tis. tun ž. hm.] DOM_SPOTREBA_1
-------------	--	-------------------------------------

Předpoklad: Pokud se zvýší domácí spotřeba vepřového masa v předchozím období, zvýší se jeho nynější domácí spotřeba, ceteris paribus. Hypotéza vychází z dlouholeté tradice konzumace vepřového masa v České republice. Pokud se bude domácí spotřeba v předchozím roce zvyšovat, bude se zvyšovat i v následujícím roce.

2. modelovaný výstup

Po zařazení predeterminované proměnné do modelu je stále nevypovídající z hlediska popisu domácí spotřeby vepřového masa ($R^2 = 21,68\%$). Z racionálního hlediska je pravděpodobné, že poptávka po vepřovém masu je již nasycena a roste jen velmi mírným tempem z důvodu každoročního nárůstu populace. Je tedy nutné nalézt jinou proměnnou, na které je domácí spotřeba vepřového masa odvislá.

Dále je do modelu zahrnuta proměnná živočišná výroba vepřového masa. Důvodem je zjištění závislosti domácí spotřeby vepřového masa na živočišné výrobě.

Deklarace nové exogenní proměnné:

X_{3t}	živočišná výroba vepřového masa	[tis. t ž. hm.] ZV_VM
----------	---------------------------------	--------------------------

Předpoklad: Pokud se zvýší živočišná výroba vepřového masa, zvýší se jeho domácí spotřeba, ceteris paribus. Tvrzení vychází z předpokladu, že pokud se bude tamní živočišná výroba vepřového masa zvyšovat, bude se zvyšovat i domácí spotřeba obyvatel vlivem zvýšené poptávky po produkci vepřového masa pocházející z ČR. Tento předpoklad je předmětem spekulace. Nyní je předpokládána preference spotřebitelů konzumovat maso, které pochází od českých producentů. Pro spotřebitele je cena statku velmi důležitá. Nízké ceny vepřového masa jsou na pultech českých obchodů na přijatelné úrovni, protože je z velké části dováženo ze zahraničí, kde je nižší realizační a tím současně pak prodejní cena masa v českých obchodech.

Pro statistickou nevýznamnost parametru proměnné domácí spotřeba vepřového masa v předchozím období byla tato proměnná z modelu vyloučena.

Konečný odhad modelu spotřeby vepřového masa:

Obrazek 17 - Výstup odhadu BMNČ pro vepřové maso – výsledná funkce spotřeby

Model 1: OLS, za použití pozorování 2002-2018 (T = 17)

Závisle proměnná: DOM_SPOTREBA_VM

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	318,937	58,8913	5,416	0,0001	***
SPC_VM	-0,967319	0,387531	-2,496	0,0268	**
PRIJEM_DOM	1,31476	0,288911	4,551	0,0005	***
ZV_VM	0,348622	0,0687177	5,073	0,0002	***

Střední hodnota závisle proměnné	572,0647
Sm. odchylka závisle proměnné	14,72455
Součet čtverců reziduí	1018,171
Sm. chyba regrese	8,849906
Koeficient determinace	0,706494
Adjustovaný koeficient determinace	0,638762
F(3, 13)	10,43072
P-hodnota(F)	0,000909
Logaritmus věrohodnosti	-58,90863
Akaikovo kritérium	125,8173
Schwarzovo kritérium	129,1501
Hannan-Quinnovo kritérium	126,1485
rho (koeficient autokorelace)	-0,514636
Durbin-Watsonova statistika	2,619533

Zdroj: SW Gretl.

EKONOMICKÁ VERIFIKACE MODELU:

průměrná SPC vepřového boku

Zvýší-li se prům. SPC vepřového boku v ČR o 1 Kč/kg, tak domácí spotřeba vepřového masa v ČR klesne o 0,967319 tis. t ž. hm., ceteris paribus. Intenzita zde odpovídá ekonomické teorii, protože když spotřebitelské ceny vepřového masa stoupnou, tak jeho spotřeba klesne.

průměrný celkový roční čistý příjem na 1 člena domácnosti

Zvýší-li se průměrný celkový roční čistý příjem na 1 člena domácnosti o 1 tis. Kč, tak domácí spotřeba vepřového masa v ČR rovněž stoupne, ceteris paribus. Směr vývoje zde odpovídá ekonomické teorii, protože když čisté příjmy domácností stoupnou, tak spotřeba vepřového masa stoupne. Intenzita působení není zhodnocena z důvodu výskytu vztahu multikolinearity této proměnné s proměnnou živočišná výroba vepřového masa.

živočišná výroba vepřového masa v ČR

Zvýší-li se živočišná výroba vepřového masa v ČR o 1 tis. t ž. hm., tak domácí spotřeba vepřového masa v ČR stoupne, ceteris paribus. Intenzita zde odpovídá ekonomické teorii, protože když se zvýší živočišná výroba vepřového masa v ČR, tak stoupne rovněž i jeho domácí spotřeba vlivem zvyšující se poptávky. Intenzita působení není zhodnocena z důvodu výskytu vztahu multikolinearity této proměnné s proměnnou příjem domácností.

STATISTICKÁ VERIFIKACE MODELU:

Nestacionarita časových řad

Pro potvrzení nestacionarity časových řad byl použit rozšířený Dickey-Fullerův test na jednotkový kořen pro všechny proměnné v modelu. Počet zpoždění je roven $k = 3$. ADF test nezamítl nulovou hypotézu a potvrdil nestacionární proces u časových řad všech proměnných v modelu. Z důvodu testování ekonomických dat, byl tento jev předpokládán. Časové řady proměnných nejsou závislé jen na vývoji v čase, nýbrž na jiných vlivech. Nestacionarita zahrnutých proměnných byla potvrzena.

Stacionarita reziduí

Na základě otestování stacionarity reziduí rozšířeným ADF testem bylo potvrzeno na hladině významnosti $\alpha=0,05$, že vývoj rezidua je závislý pouze na čase. Problém zdánlivé regrese byl vyloučen.

Významnost parametrů:

Statisticky významné na hladině významnosti $\alpha < 0,01$ vyšly parametry proměnných průměrný celkový roční čistý příjem na 1 člena domácnosti (x_{2t}), živočišná výroba vepřového masa (x_{3t}) a jednotkový vektor (x_{0t}). První dvě z těchto proměnných jsou vyhodnoceny jako vhodné pro aplikaci modelu.

Významnost jednotkového vektoru je způsobena vyrovnaným vývojem domácí spotřeby vepřového masa.

Statisticky významný na hladině významnosti $\alpha(0,01-0,05)$ vyšel parametr proměnné průměrná SPC vepřového boku (x_{1t}). Z toho vyplývá značná závislost poptávky (spotřeby) po vepřovém masa na jeho ceně.

Shoda modelu s daty:

Vybranými predeterminovanými proměnnými v modelu je domácí spotřeba vepřového masa vysvětlena ze 70,65 % ($R^2 = 0,7065$). Změny v domácí spotřebě vepřového masa jsou ze 70,65 % závislé na změně vysvětlujících proměnných.

Korelační matice:

Obrázek 18 - Korelační matice pro spotřebu vepřového masa

Korelační koeficienty, za použití pozorování 2002 - 2018
5% kritická hodnota (oboustranná) = 0,4821 pro $n = 17$

SPC_VM	PRIJEM_DOM	ZV_VM	
1,0000	0,8462	-0,7647	SPC_VM
	1,0000	-0,9460	PRIJEM_DOM
		1,0000	ZV_VM

Zdroj: SW Gretl

Podle korelační matice zde multikolinearita nastává mezi proměnnými příjem domácností a spotřebitelskou cenou vepřového masa a mezi živočišnou výrobou a příjmem domácností.

Na základě VIF testu (vztah 2.11) se vztah multikolinearity vyskytuje u proměnné příjem domácností ($VIF = 14,526 > 10$) s některou z dalších proměnných v modelu. Proměnná příjem domácností je v důsledku existence regresního vztahu s některou z ostatních proměnných spjata s jinou vysvětlující proměnnou v modelu. Tento negativní jev by bylo možné odstranit např. použitím agregovaného ukazatele celkových čistých příjmů v České republice namísto průměrné hodnoty čistého příjmu domácnosti na osobu.

Rovněž byla indikována vysoká hodnota VIF testu u proměnné živočišná výroba vepřového masa ($VIF = 5 < 9,937 < 10$). Tento jev by bylo možné případně odstranit např. pomocí získání většího množství pozorování. Vzhledem ke statistické významnosti parametrů obou proměnných a nemožné separaci jednotlivých vlivů budou příjem domácností a živočišná výroba vepřového masa přesto v modelu nadále zachovány, avšak je interpretován pouze směr působení těchto proměnných, nikoliv intenzita působení na vysvětlovanou proměnnou.

EKONOMETRICKÁ VERIFIKACE:

Pro veškeré testování je zvolena hladina významnosti $\alpha=0,05$.

Testování autokorelace:

Pro vyloučení autokorelace reziduí byl zvolen D-W test. D-hodnota se vyskytuje v intervalu šedé zóny

(neprůkaznosti), čímž podle d-statistiky není možné absenci autokorelace reziduí vyloučit.

Její vyloučení potvrdil až Breusch-Godfreyův test. Výsledná P-hodnota je větší (0,0841), než zvolená hladina významnosti čímž je finálně autokorelace prvního řádu vyloučena. Modelovaný vztah spotřeby vepřového masa je dostatečně specifikován.

Testování normality:

Na základě Jargue–Bera testu se bylo potvrzeno normální rozdělení náhodné složky s výslednou p-hodnotou 0,68229. Modelovaný vztah spotřeby vepřového masa vykazuje reziduální složku s nulovou střední hodnotou, což nasvědčuje, že počet pozorování je v tomto modelu dostatečný.

Testování heteroskedasticity:

Pro potvrzení homoskedasticity reziduí v modelu je využit Whiteův test, který potvrdil homogenní rozptyl náhodné složky (P-hodnota = 0,675666).

APLIKACE MODELU SPOTŘEBY VEPŘOVÉHO MASA:

Výpočet pružností pro rok 2018

$$\hat{y}_{(2018)} = 318,937 - (0,967319 \cdot 91,15) + (1,31476 \cdot 182,44) + (0,348622 \cdot 304,3)$$

$$\hat{y}_{(2018)} = 576,72$$

$$\varepsilon_{x1(2018)} = -0,967319 \cdot (91,15/576,72) = -0,1529 \%$$

Při zvýšení spotřebitelské ceny vepřového masa v ČR o 1 % dojde ke snížení domácí spotřeby vepřového masa o 0,1529 %, ceteris paribus pro rok 2018.

$$\varepsilon_{x2(2018)} = 1,31476 \cdot (182,44/576,72) = 0,4159 \%$$

Při zvýšení příjmu domácností v ČR o 1 % dojde ke zvýšení domácí spotřeby vepřového masa o 0,4159 %, ceteris paribus pro rok 2018.

$$\varepsilon_{x3(2018)} = 0,348622 \cdot (304,3/576,72) = 0,1839 \%$$

Při zvýšení živočišné výroby vepřového masa v ČR o 1 % dojde ke zvýšení domácí spotřeby vepřového masa o 0,1839 %, ceteris paribus pro rok 2018.

Vyhodnocení pružností v roce 2018

V roce 2018 na domácí spotřebu vepřového masa působil příjem domácností (0,4159 %) v celku elasticky. Právě výše rodinného rozpočtu reflektuje míru výše životní úrovně, která čím je vyšší, tím více lidé nakupují kvalitnější zdroj bílkovin a dopřávají si více masa. Jedná se o průměrnou domácnost v ČR. Existují rovněž domácnosti, které mají vyšší příjmy a jejich poptávka po vepřovém mase je již nasycena, nebo preferují rostlinné zdroje bílkovin. Výše domácí spotřeby vepřového masa je odvislá od výše čistých příjmů domácností poměrně značně (pružně).

Na domácí spotřebu vepřového masa působila v tomto roce živočišná výroba málo pružně (0,1839 %). To je pravděpodobně způsobeno již nasycenou poptávkou po vepřovém mase. Lidé již nakupují potřebné množství vepřového masa, a tak není nutné jej vyrábět. Do jisté míry lze uvažovat také faktory (bariéry), které brání pružnějšímu výkrmu prasat. Těmi může být nižší reaktivita produkce (výkrm prasete trvá cca 3 měsíce a více), nižší konkurenceschopnost, nižší schopnost reprodukce prasnic aj. faktory.

Málo pružná je domácí spotřeba vepřového masa v závislosti na spotřebitelské ceně (-0,1529 %). I přestože se spotřebitelská cena vepřového masa zvyšuje, tak její příznivci stále nakupují kvůli zvyklosti její konzumovat. Poptávka po vepřovém mase není příliš elastická, protože je považováno za jeden ze základních statků.

4.3.3 Funkce spotřeby drůbežního masa České republiky za období 2001-2018

Tabulka 29 - Deklarované proměnné funkce spotřeby drůbežního masa v ČR

proměnná	označení	jednotka	Gretl
domácí spotřeba drůbežního masa	y_{1t}	tis. tun ž. hm.	DOM_SPOTREBA_DM
průměrná SPC jatečných kuřat I. tř. j.	x_{1t}	Kč/kg	SPC_DM
průměrný celkový roční čistý příjem na 1 člena domácnosti	x_{2t}	v tis. Kč	PRIJEM_DOM

Zdroj: vlastní zpracování

EKONOMICKE PŘEDPOKLADY

průměrná SPC jatečných kuřat I. tř. j.

Pokud se zvýší průměrná SPC jatečných kuřat I. tř. j. v ČR, sníží se domácí spotřeba drůbežního masa, ceteris paribus. Tvrzení vychází z vlivu spotřebitelských cen na domácí spotřebu drůbežního masa. Z perspektivy spotřebitele je výše ceny drůbežního masa důležitým kritériem při rozhodování o jeho nákupu. Zvlášť když lze drůbeží maso nahradit masem vepřovým nebo hovězím. Spotřebitelská cena zástupce drůbežního masa stagnuje již od počátku sledovaného období do roku 2018, což postupně ústilo ke zvýšení spotřeby drůbežního masa.

průměrný celkový roční čistý příjem na 1 člena domácnosti

Pokud se zvýší průměrný celkový roční čistý příjem na 1 člena domácnosti, zvýší se domácí spotřeba drůbežního masa, ceteris paribus. Hypotéza vychází z předpokladu, že pokud budou domácnosti disponovat vyššími čistými příjmy, bude se jejich životní úroveň zvyšovat. Zvýšení životní úrovně se projeví v nárůstu spotřeby kvalitního zdroje bílkovin, a tedy i drůbežního masa.

1. Modelovaný výstup

Obrázek 19 - Výstup odhadu BMNČ pro drůbeží maso – funkce spotřeby

Model 1: OLS, za použití pozorování 2001-2018 (T = 18)

Závisle proměnná: DOM_SPOTREBA_DM

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	307,989	34,3991	8,953	2,10e-07	***
SPC_DM	-0,612174	0,857392	-0,7140	0,4862	
PRIJEM_DOM	0,560072	0,224757	2,492	0,0249	**
Střední hodnota závisle proměnné			348,5778		
Sm. odchylka závisle proměnné			22,10080		
Součet čtverců reziduí			5061,133		
Sm. chyba regrese			18,36869		
Koeficient determinace			0,390487		
Adjustovaný koeficient determinace			0,309219		
F(2, 15)			4,804909		
P-hodnota(F)			0,024399		
Logaritmus věrohodnosti			-76,29166		
Akaikovo kritérium			158,5833		
Schwarzovo kritérium			161,2544		
Hannan-Quinnovo kritérium			158,9516		
rho (koeficient autokorelace)			0,712000		
Durbin-Watsonova statistika			0,678727		

Zdroj: SW Gretl.

Po odhadu modelu byl zjištěn soulad vývoje proměnných s ekonomickou teorií. Statisticky významný (kromě konstanty) je jen příjem domácností. Domácí spotřeba dále není dostatečně vysvětlena za pomoci vysvětlujících proměnných (pouze ze 39,05 %). Dochází zároveň i k autokorelaci reziduí.

Do modelu je z uvedených důvodů zahrnuta nová proměnná živočišná výroba drůbežního masa.

Deklarace nové exogenní proměnné:

X _{3t}	živočišná výroba drůbežního masa	[tis. t ž. hm.] ZV_DM
-----------------	----------------------------------	--------------------------

Předpoklad: Pokud se zvýší živočišná výroba drůbežního masa, zvýší se jeho domácí spotřeba, ceteris paribus.

Výrok vychází z předpokladu, že pokud se bude živočišná produkce drůbežního masa od českých producentů zvyšovat, bude se zvyšovat i jeho domácí spotřeba v důsledku preference spotřebitelů spotřebovávat maso, které pochází z českých zdrojů.

2. modelovaný výstup

Nyní jsou parametry proměnných příjem domácností a živočišná výroba drůbežního masa statisticky významné a v souladu s ekonomickou teorií. V souladu s ekonomickou teorií není průměrná SPC drůbežního masa. Navíc po zobrazení korelační matice vychází vysoká multikolinearita mezi všemi proměnnými, což by negativně ovlivnilo správný odhad parametrů modelu.

Z tohoto důvodu je proměnná průměrná SPC v modelu uvažována jako instrumentální proměnná. Spotřebitelská cena drůbežního masa na jeho spotřebu nemá v tomto modelovaném vztahu prokazatelný vliv,

protože je v nesouladu s ekonomickou teorií. Spotřebitelská cena drůbežího masa není jako samostatná proměnná podrobena verifikaci.

Konečný odhad modelu spotřeby drůbežího masa:

Obrázek 20 - Výstup odhadu DMNČ pro drůbeží maso – výsledná funkce spotřeby

Model 1: TSLS, za použití pozorování 2001–2018 (T = 18)

Závisle proměnná: DOM_SPOTREBA_DM

Instrumentální proměnné: const PRIJEM_DOM ZV_DM SPC_DM

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	-60,4134	73,1293	-0,8261	0,4217	
PRIJEM_DOM	1,22742	0,187255	6,555	9,12e-06	***
ZV_DM	0,876179	0,180850	4,845	0,0002	***

Střední hodnota závisle proměnné	348,5778
Sm. odchylka závisle proměnné	22,10080
Součet čtverců reziduí	2040,368
Sm. chyba regrese	11,66296
Koeficient determinace	0,754278
Adjustovaný koeficient determinace	0,721515
F(2, 15)	23,02232
P-hodnota (F)	0,000027
Logaritmus věrohodnosti	-68,11552
Akaikovo kritérium	142,2310
Schwarzovo kritérium	144,9022
Hannan-Quinnovo kritérium	142,5993
rho (koeficient autokorelace)	0,295119
Durbin-Watsonova statistika	1,374242

Zdroj: SW Gretl.

Model je odhadnut pomocí DMNČ.

Pro testování, zda v modelu není nadbytečný počet instrumentů byl proveden Sarganův test pro nadbytečnou identifikaci instrumentů (proměnných) na hladině významnosti $\alpha=0,05$, který potvrdil správnou specifikaci modelu pomocí vhodných (predeterminovaných proměnných, p-hodnota = 0,538177).

EKONOMICKÁ VERIFIKACE MODELU:

průměrný celkový roční čistý příjem na 1 člena domácnosti

Zvýší-li se průměrný celkový roční čistý příjem na 1 člena domácnosti o 1 tis. Kč, tak domácí spotřeba drůbežího masa v ČR stoupne o 1,22742 tis. t ž. hm., ceteris paribus. Intenzita zde odpovídá ekonomické teorii, protože když se zvýší příjem domácností, zvýší se i domácí spotřeba drůbežího masa vlivem zvýšené životní úrovně obyvatel.

živočišná výroba drůbežího masa

Zvýší-li se živočišná výroba drůbežího masa v ČR o 1 tis. tun ž. hm., tak domácí spotřeba drůbežího masa v ČR stoupne o 0,876179 tis. t ž. hm., ceteris paribus. Intenzita zde odpovídá ekonomické teorii, protože když se živočišná produkce drůbežího masa v ČR zvýší, stoupne jeho domácí spotřeba vlivem zvýšené poptávky obyvatel po produkci masa, které pochází od českých producentů.

STATISTICKÁ VERIFIKACE MODELU:

Nestacionarita časových řad

Pro vyloučení stacionárního procesu v časových řadách byl použit rozšířený Dickey-Fullerův test na jednotkový kořen pro všechny proměnné v modelu. Počet zpoždění je roven $k = 3$. ADF test nezamítl nulovou hypotézu a potvrdil nestacionární proces u časových řad všech proměnných v modelu. Časové řady proměnných nejsou závislé jen na vývoji v čase, nýbrž na jiných vlivech. Nestacionarita zahrnutých proměnných byla potvrzena.

Stacionarita reziduí

Na základě otestování stacionarity reziduí rozšířeným ADF testem bylo potvrzeno na hladině významnosti $\alpha=0,05$, že vývoj rezidua je závislý pouze na čase. Problém zdánlivé regrese se nepotvrdil.

Významnost parametrů:

Statisticky významné na hladině významnosti $\alpha < 0,01$ vyšly parametry průměrný celkový roční čistý příjem na 1 člena domácnosti (x_{2t}) a živočišná výroba drůbežního masa (x_{3t}). Prokázaná statistická významnost parametrů obou proměnných umožňuje aplikaci modelovaného vztahu.

Shoda modelu s daty:

Vybranými predeterminovanými proměnnými v modelu je domácí spotřeba drůbežního masa vysvětlena (model se shoduje s daty) ze 75,43 % ($R^2 = 0,7543$). Změny v domácí spotřebě drůbežního masa jsou ze 75,43 % závislé na změně vysvětlujících proměnných.

Korelační matice:

Obrázek 21 - Korelační matice pro spotřebu drůbežního masa

Korelační koeficienty, za použití pozorování 2001 - 2018
5% kritická hodnota (oboustranná) = 0,4683 pro $n = 18$

PRIJEM_DOM	ZV_DM	SPC_DM	
1,0000	-0,8707	0,7640	PRIJEM_DOM
	1,0000	-0,7735	ZV_DM
		1,0000	SPC_DM

Zdroj: SW Gretl

V korelační matici je multikolinearita diagnostikována mezi proměnnými živočišná výroba drůbežního masa a příjmem domácností.

Závažná multikolinearita byla vyloučena na základě VIF testu (vztah 2.10). Nejvyšší hodnota faktoru se vyskytla u proměnné živočišná výroba drůbežního masa ($VIF = 4,68$). Multikolinearitu jako vztah mezi těmito proměnnými, který snižuje správnost odhadu parametrů modelu, by bylo možné snížit zařazením většího množství pozorování.

EKONOMETRICKÁ VERIFIKACE:

Pro veškeré testování je zvolena hladina významnosti $\alpha=0,05$.

Testování autokorelace:

Pro vyloučení autokorelace reziduí byl zvolen Godfreyův test. Výsledná P-hodnota činí 0,265 a je větší, než zvolená hladina významnosti čímž je finálně vyloučena autokorelace prvního řádu. Z hlediska nepřítomnosti autokorelace je potvrzeno, že modelovaný vztah spotřeby drůbežího masa je dostatečně specifikován.

Testování normality:

Na základě Jargue–Bera testu se bylo potvrzeno normální rozdělení (p-hodnota = 0,94888). Nebylo potvrzeno chování spotřeby drůbežího masa na základě vnějších nezachycených vztahů. Model je dostatečně specifikován pro práci s ním.

Testování heteroskedasticity:

Pro potvrzení homoskedasticity v modelu je využit Pesaran-Taylorův test, který potvrdil konečný a konstantní rozptyl náhodné složky (p-hodnota = 0,354). Test potvrdil, že vysvětlující proměnné nemají tak vysokou variabilitu v datech, jež by ohrožovala správnou identifikaci vztahů.

APLIKACE MODELU SPOTŘEBY DRŮBEŽÍHO MASA:

Výpočet pružností pro rok 2018

$$\hat{Y}_{(2018)} = -60,4134 + (1,22742 \cdot 182,44) + (0,876179 \cdot 260,1)$$

$$\hat{Y}_{(2018)} = 391,4113$$

$$\varepsilon_{x2(2018)} = 1,22742 \cdot (182,44/391,4113) = 0,5721 \%$$

Při zvýšení příjmu domácností v ČR o 1 % dojde ke zvýšení domácí spotřeby drůbežího masa o 0,5721 %, ceteris paribus pro rok 2018.

$$\varepsilon_{x3(2018)} = 0,876179 \cdot (260,1/391,4113) = 0,5822 \%$$

Při zvýšení živočišné výroby drůbežího masa v ČR o 1 % dojde ke zvýšení domácí spotřeby drůbežího masa o 0,5822 %, ceteris paribus pro rok 2018.

Vyhodnocení pružností v roce 2018

Živočišná výroba drůbežího masa v roce 2018 působila na domácí spotřebu drůbežího masa nejvíce (0,5822 %). Spotřeba se vyvíjela v závislosti na výrobě vcelku pružně. To je pravděpodobně způsobeno nenasyceností poptávky po drůbežím mase, které pochází od českých producentů. Lidé by jej kupovali nejspíše i ve vyšším množství, v čemž jim ale brání např. výše příjmu domácnosti nebo spotřebitelská cena. Poté poměrně pružně reaguje domácí spotřeba drůbežího masa na výši příjmu domácnosti (0,5721 %). Právě

výše rodinného rozpočtu reflektuje míru výše životní úrovně, která čím je vyšší, tím více lidé nakupují kvalitnější zdroj bílkovin (obecně větší množství). Jedná se o průměrnou domácnost v ČR. Existují také domácnosti, které mají vyšší příjmy a jejich poptávka po drůbežím masa je již nasycena, anebo ty domácnosti, které preferují rostlinné zdroje bílkovin (např. vegetariáni a vegani). Výše domácí spotřeby drůbežního masa je odvislá na výši příjmů domácností poměrně značně (pružně).

POROVNÁNÍ ELASTICIT DOMÁCÍ SPOTŘEBY JEDNOTLIVÝCH MAS ZA ROK 2018

Tabulka 30 - Porovnání elasticit proměnných spotřeby pro rok 2018

	proměnná	elasticita	pořadí pružnosti
spotřeba hovězího masa	živočišná výroba	1,0345	-
	spotřebitelská cena	-0,8675	-
spotřeba vepřového masa	příjem domácností	0,4159	-
	živočišná výroba	0,1839	-
	spotřebitelská cena	-0,1529	-
spotřeba drůbežního masa	živočišná výroba	0,5822	1.
	příjem domácností	0,5721	2.

Zdroj: vlastní zpracování

Na základě tabulky je zřejmé, že každá z proměnných v modelu má svá specifika. U modelovaných funkcí spotřeby hovězího a vepřového masa byla prokázána vysoká multikolinearita v datech (na základě VIF testu), takže není možné uvést pořadí působení jednotlivých pružností proměnných, protože působí na vývoj domácí spotřeby společně a jejich vliv nebylo možné separovat. Pořadí pružností lze uvést pouze u funkce spotřeby drůbežního masa.

Spotřebitelská cena

Spotřebitelská cena drůbežního masa má stagnující charakter, což se projevuje i na nevýznamnosti proměnné v modelovaném vztahu spotřeby drůbežního masa. Výsledky mohou být ovlivněny mj. různými nezachycenými trendy v konzumaci masa obecně, např. v tendencích ústupu od spotřeby masa ve prospěch rostlinných zdrojů bílkovin.

Živočišná výroba

Živočišná výroba masa se projevila jako proměnná s významným vlivem na domácí spotřebu drůbežního masa. Bylo prokázáno, že spotřebitelé svou poptávkou reagují na produkci masa českých producentů.

Příjem domácností

Čím větší měli domácnosti disponibilní příjem, tím více drůbežního masa spotřebovali. Navýšení příjmu domácnosti o 1 % vyvolalo přibližně 0,5% nárůst jejich spotřeby.

5 Výsledky a diskuse

Ve výsledcích diplomové práce na téma „Změny v potravinové soběstačnosti v České republice ve vybraných komoditách v letech 2001-2018“ bylo zjišťováno, jaké determinanty potravinovou soběstačnost hovězího, vepřového a drůbežího masa ve sledovaném období ovlivňují a v jaké míře. Následně byl vývoj těchto determinant posouzen z hlediska trendu. Zjištěné výsledky jsou členěny dle pořadí stanovených cílů na začátku práce.

V diskuzi jsou uvedeny výsledky analytické části vlastní práce do kontextu s dosavadními empirickými poznatky a názory různých autorů a organizací. Dále jsou zde uvedeny alternativní postupy modelování funkcí produkce a spotřeby při současné zkušenosti autora s ekonometrickým modelováním. Závěrem diskuze je zhodnocení vývoje potravinové soběstačnosti ve vybraných komoditách v České republice ve sledovaném období a budoucí odhadovaný směr jejího vývoje.

VÝSLEDKY

5.1 Faktory ovlivňující potravinovou soběstačnost hovězího, vepřového a drůbežího masa v České republice v období 2001-2018

Obecně je v České republice míra potravinové soběstačnosti měřena podílem produkce a spotřeby. Z toho důvodu byl analyzován ukazatel produkce (živočišné výroby) a spotřeby (domácí spotřeby) pro hovězí, vepřové a drůbeží maso zvlášť, ve snaze zjistit, čím je produkce a spotřeba vybraných mas nejvíce determinována. K základní ekonometrické analýze modelovaných vztahů byl využit software Gretl.

Na základě modelovaných vysvětlujících vlivů na produkci a spotřebu jsou posouzeny pouze výsledky, u nichž byly splněny všechny potřebné předpoklady pro jejich interpretaci na základě potvrzených hypotéz a potvrzení platnosti nezbytných zákonů ekonometrického modelování. Např. některé vlivy proměnných působily společně, nebo se jejich vývoj ubíral v rozporu s ekonomickou teorií ve vztahu k vysvětlované produkci nebo spotřebě. Veškeré uváděné ukazatele popisují vývoj sledovaných vlivů na úrovni České republiky.

ŽIVOČIŠNÁ VÝROBA

V modelech produkce, byla jako vhodná vysvětlovaná proměnná vyhodnocena živočišná výroba masa (ukazatel), protože podle metodiky ČSÚ v tomto ukazateli není zahrnut zahraniční obchod a jedná se o jatečná zvířata uváděná na trh za účelem porážky (prodej na jatka, obchodním organizacím nebo přímý vývoz). U produkce bylo zpočátku předpokládáno, že je determinována stavem zvířat a vyšší průměrné realizační ceny zemědělských výrobců (CZV) příslušných jatečných zvířat.

Hovězí maso

Na vývoj živočišné výroby hovězího masa měl dle očekávání prokazatelný vliv vývoj stavů skotu. Ze všech zahrnutých vlivů živočišná výroba hovězího masa na růst stavů skotu reagovala prokazatelně nejvíce pružně. Naproti tomu vliv výše průměrné ceny zemědělských výrobců i po dvouletém zpoždění, kde byla zohledněna doba výkrmu jatečného skotu (čili znalost realizační ceny za jatečný skot) se v konečném výsledku neprokázal. Prokázán byl vliv domácí spotřeby hovězího masa zpožděné o jeden rok na živočišnou výrobu. Na její vývoj však živočišná výroba hovězího masa reagovala jen velmi málo pružně. Nízká pružnost je pravděpodobně způsobena dobou výkrmu jatečného skotu, která se pohybuje v řádu přibližně dvou let.

Vepřové maso

Na vývoj živočišné výroby vepřového masa měly rovněž dle očekávání prokazatelný vliv vývoj stavů prasat. Živočišná výroba vepřového masa reagovala na vývoj stavů prasat nadměrně pružně. Ani u prasat se nepotvrdil vliv výše průměrné realizační ceny zemědělských výrobců. Stejně jako u hovězího masa se potvrdila závislost živočišné výroby vepřového masa na domácí spotřebě zpožděné o jeden rok. Živočišná výroba reagovala v závislosti na zpožděné domácí spotřebě vepřového masa pružně. Na rozdíl od hovězího masa, doba výkrmu jatečného prasete trvá přibližně 3 měsíce, čímž během celého jednoho roku je schopna reagovat pružněji než živočišná výroba hovězího masa.

Drůbeží maso

U živočišné výroby drůbežího masa jako jediné z analyzovaných produkcí se nepotvrdil vliv stavů drůbeže. Rovněž nebyl prokázán vliv výše průměrné realizační ceny zemědělských výrobců, jak bylo zprvu předpokládáno. Prokazatelný vliv na množství živočišné výroby drůbežího masa měl vývoj domácí spotřeby a importu čerstvého, chlazeného a zmrazeného masa (celní položka 0207).

SPOTŘEBA

V modelech spotřeby, byla jako vhodná vysvětlovaná proměnná vyhodnocena domácí spotřeba masa. Tento ukazatel totiž odráží spotřebované množství vybraných mas na úrovni České republiky. U spotřeby bylo zpočátku předpokládáno, že je determinována výší průměrné spotřebitelské ceny daného masa a výší průměrného celkového ročního čistého příjmu na 1 člena domácnosti.

Hovězí maso

Na vývoj spotřeby, resp. domácí spotřeby hovězího masa se dle stanoveného předpokladu prokázal vliv výše průměrné spotřebitelské ceny hovězího masa. Byla stanovena hypotéza, která měla potvrdit vliv průměrné výše čistých příjmů domácnosti na spotřebované množství hovězího masa. Vliv výše průměrného čistého příjmu se však neprokázal. Dále byla domácí spotřeba hovězího masa ve sledovaném období prokazatelně ovlivňována živočišnou výrobou hovězího masa.

Vepřové maso

Vývoj spotřebovaného množství vepřového masa v České republice byl prokazatelně ovlivněn

průměrnou výší čistého příjmu domácností, výší spotřebitelské ceny vepřového masa a množstvím jeho živočišné výroby.

Drůbeží maso

Domácí spotřeba drůbežího masa byla ve sledovaném období závislá na změnách v živočišné výrobě drůbežího masa. Na vývoj živočišné výroby reagovala spotřeba drůbežího masa pružně přibližně z 50 %. Prokázána byla závislost spotřebovávaného množství drůbežího masa na výší průměrného čistého příjmu domácnosti. Pružnost reakce byla taktéž přibližně 50%.

Počáteční předpoklady vlivu vybraných faktorů působících na produkci jednotlivých typů mas se potvrdily jen z části. Vývoj stavů zvířat na produkci se potvrdil jako významný u hovězího a vepřového masa. Zato vliv realizačních cen zemědělských výrobců nebyl prokázán jako významný u jediné produkce. Domácí spotřeba, byla shledána jako determinanta ovlivňující živočišnou výrobu všech tří typů mas. U drůbežího masa byl zaznamenán prokazatelný vliv importu drůbežího masa na jeho živočišnou výrobu v ČR. Předpokládané vlivy vybraných faktorů na spotřebu jednotlivých typů mas se potvrdily rovněž jen částečně. Vliv výše průměrné spotřebitelské ceny na spotřebovávané množství masa se potvrdil u hovězího a vepřového masa. Zpočátku předpokládanou determinantou, kterou byla průměrná výše čistého příjmu domácnosti, se skutečně prokázal její vliv na množství spotřebovávaného vepřového a drůbežího masa, nikoliv však vliv na spotřebu masa hovězího. Zpočátku nezahrnutý faktor, avšak později prokazatelně determinující spotřebovávané množství všech tří typů mas, byla živočišná výroba příslušných mas. Na základě analýz byla jednoznačně prokázána vzájemná závislost produkce a spotřeby.

5.2 Posouzení vývoje vybraných determinant potravinové soběstačnosti hovězího, vepřového a drůbežího masa v období 2001-2018

V této části výsledků jsou stručně charakterizovány trendy vývoje vybraných ukazatelů na úrovni České republiky v období 2001-2018. Tyto ukazatele byly autorem zvoleny na základě literární rešerše jako zásadní hybatele ovlivňující vývoj potravinové soběstačnosti hovězího, vepřového a drůbežího masa. Vývoj jednotlivých ukazatelů byl ve vlastní práci podroben indexové analýze, resp. základní analýze míry dynamiky.

Živočišná výroba

Živočišná výroba vybraných typů mas v období 2001-2012 zaznamenala dramatický pokles, zejména vepřové maso. Od roku 2012 docházelo k její postupné stabilizaci u všech vybraných komodit, která pokračovala až k roku 2018, kde byla zaznamenána tendence mírného růstu vývoje. V období 2001-2018 došlo k nejvýraznějšímu poklesu u vepřového masa, kde bylo ve sledovaném období zaznamenáno klesající

průměrné meziroční tempo růstu 3,76 %. S nižší intenzitou meziročně klesala i ŽV hovězího (1,06 %) a drůbežího (1,07 %) masa.

Domácí spotřeba

Domácí spotřeba hovězího masa měla klesající tendenci vývoje. V České republice klesala v období 2001-2018 průměrným meziročním tempem 0,98 %. Spotřeba vepřového masa se po celé sledované období držela na přibližně stejné úrovni s minimální tendencí růstu (0,01 %). Největší meziroční růst v domácí spotřebě byl zaznamenán u drůbežího masa (1,37 %). Tento jev mohl být zapříčiněn růstem čistého příjmu domácností, ale také příznivějšími spotřebitelskými cenami masa.

Potravinová soběstačnost

Přestože je hovězí maso jako jediné z vybraných komodit, ve kterém je Česká republika soběstačná, tak úroveň soběstačnosti v období 2001-2018 přesto klesala průměrným meziročním tempem 0,08 %. Míra soběstačnosti u vepřového masa meziročně průměrně klesala velmi výrazným tempem (3,77 %) a rovněž pak u masa drůbežího (2,41 %).

Import

Import hovězího, vepřového i drůbežího masa v čerstvé, chlazené a zmrazené podobě rostl v řádech až desítek procent. Hovězí maso v období 2001-2018 zaznamenalo rostoucí průměrné meziroční tempo ve výši 42,98 %. Bez zkreslujícího údaje z roku 2002 kdy přírůstek importu oproti předchozímu roku činil 1.734,04 %, by se výsledné tempo růstu rovnalo 20,49 %. Rovněž ve vývoji importu vepřového (18,5 %) i drůbežího (13,27 %) masa byl zaznamenán značný průměrný meziroční růst.

Export

V České republice v období 2001-2018 export hovězího, vepřového a drůbežího masa v čerstvé, chlazené a zmrazené podobě rostl průměrným meziročním tempem nejvíce u vepřového (7,9 %) a posléze u drůbežího (5,87 %) masa. Export hovězího masa naopak klesal průměrným meziročním tempem 0,3 %. Není zde zahrnut export živých zvířat, ve kterém by zvláště skot dosahoval vysokého průměrného meziročního tempa růstu.

Ceny zemědělských výrobců

V období 2001-2018 se nejlépe na českém trhu s masem dařilo hovězímu masu. Tento jev mohl být způsoben díky růstu výše průměrné ceny zemědělských výrobců jatečných býků tř. SEU, které rostly nejrychleji ze sledovaných komodit průměrným meziročním tempem 2 %. Průměrná CZV jatečných prasat tř. SEU naopak meziročně klesala průměrným tempem 2,78 %. Rovněž průměrná CZV jatečných kuřat I. tř. j. zaznamenala průměrný meziroční pokles (0,67 %), nikoliv však tak výrazný jako jatečná prasata.

Spotřebitelské ceny

V období 2001-2018 na českém trhu s masem nejvíce rostla výše průměrné spotřebitelské ceny hovězího masa zadního bez kosti, a to průměrným meziročním tempem 2,64 %. Jako druhá nejvíce rostla

průměrná spotřebitelská cena vepřového boku, konkrétně průměrným meziročním tempem 1,08 %. Sice nejméně, ale rovněž rostla i průměrná spotřebitelská cena jatečných kuřat I. tř. jakosti. Jednalo se o růst průměrným meziročním tempem 0,47 %.

Determinanty produkce a spotřeby se ve sledovaném období vyvíjely následovně. Domácí spotřeba vybraných typů masa průměrně meziročně klesala nejvíce u hovězího masa. V případě drůbežního masa pak rostla a u vepřového masa se držela na téměř stejné úrovni. U živočišné výroby, jako determinanty ovlivňující domácí spotřebu vybraných typů mas, byl zaznamenán dramatický pokles, zejména u vepřového masa, u kterého došlo k nejvýraznějšímu průměrnému meziročnímu poklesu. Od roku 2012 pak docházelo k mírné stabilizaci živočišné výroby všech sledovaných typů mas, která pokračovala až k roku 2018, kde byla zaznamenána tendence mírného rostoucího vývoje. S nižší intenzitou, avšak významně meziročně klesala i živočišná výroba hovězího a drůbežního masa.

DISKUZE

Součástí první části diskuze jsou výsledky dílčích analýz, které jsou zasazeny do kontextu s poznatky uvedenými v teoretických východiscích. Na základě zjištěných výsledků je autorem doporučen vhodnější postup při příštím modelování vztahů produkce a spotřeby hovězího, vepřového a drůbežního masa.

V druhé části diskuze je uvedena polemika nad problematikou dosahování plné míry potravinové soběstačnosti v hovězím, vepřovém a drůbežím mase.

Živočišná výroba

Na živočišnou výrobu měly podle sestavené funkce produkce prokazatelný vliv stavy zvířat, resp. jejich množství u produkce hovězího a vepřového masa. U živočišné výroby drůbežního masa se vliv stavů drůbeže prokázal jako velmi málo významný.

Předpokládán byl vliv vývoje průměrné výše realizační ceny zemědělských výrobců (CZV) na množství živočišné výroby jednotlivých mas. Vliv realizačních cen se ve sledovaném období na základě analýzy vlivů produkce neprokázal u jediné produkce.

Podstatný vliv na živočišnou výrobu všech tří typů mas měla domácí spotřeba (případně zpožděná). Do České republiky je dle údajů celní správy (2002-2018) dováženo čím dál více masa (v čerstvé, chlazené i zmrazené podobě) ze zahraničí. Ve sledovaných letech byl zaznamenán průměrný meziroční nárůst importu všech tří typů mas v řádu až desítek procent (např. hovězí maso 20,49 %). V analýze produkce byl prokázán vliv importu drůbežního masa na množství jeho živočišné výroby, přestože intenzitu tohoto působení nelze interpretovat. Když se import drůbežního masa zvyšoval, množství živočišné výroby drůbežního masa klesalo. U hovězího a vepřového masa nebyl vliv zahraničního obchodu na živočišnou výrobu prokázán.

V modelovaném vztahu produkce hovězího masa byla snaha prokázat vliv exportu jatečného skotu (převážně jatečných býků) na živočišnou výrobu hovězího masa na základě poznatků z AZO ročenek (2013, 2018). Závislost množství živočišné výroby na exportu živého skotu do zahraničí se neprokázal ačkoli je jeho zastoupení čím dál více významné (WTO, 2019).

Domácí spotřeba

U modelované funkce spotřeby bylo na počátku modelování předpokládán největší vliv průměrné výše spotřebitelské ceny a čistého příjmu domácností. Zvyšující se bohatství lidí je podle Ritchie a Roser (2017) jedním z indikátorů zvyšující se konzumace masa. Na základě těchto předpokladů bylo v modelu spotřeby uvažována průměrná domácnost, kde je spotřeba masa tradiční záležitostí, čemuž např. u vepřového masa napovídá stagnující charakter křivky jeho domácí spotřeby.

Vliv průměrné výše čistého příjmu na osobu v domácnosti se projevil u spotřeby vepřového a drůbežího masa. Když se čistý příjem zvyšoval, zvyšovala se i domácí spotřeba těchto mas.

Vliv vývoje průměrné výše spotřebitelské ceny se projevil na spotřebě hovězího a vepřového masa. Výsledky mohly být ovlivněny mj. různými nezachycenými trendy v konzumaci masa obecně, např. v tendencích ústupu od spotřeby masa ve prospěch rostlinných zdrojů bílkovin nebo ve sledování ročních hodnot ukazatele.

Zpočátku neuvažovaný ale prokázaný vliv na spotřebovávané množství hovězího, vepřového a drůbežího masa měla v období 2001-2018 živočišná výroba těchto mas. Tento jev mohl být způsoben mj. setrvalými preferencemi spotřebitelů, které jednoznačně spotřebu masa podle OECD-FAO (2018) a Ingra (2004) ovlivňují.

Polemika nad výsledky ekonometrické analýzy z pohledu autorské sebereflexe

V ekonometrické analýze nebylo vždy dosaženo pozitivních výsledků ve smyslu potvrzení předpokládaných vztahů mezi proměnnými. Na základě potvrzených hypotéz je možné interpretovat jen část potvrzených vlivů, které na produkci a spotřebu ve sledovaném období působily.

Téměř v žádné z modelovaných funkcí nefigurovala cena jako významná determinanta vývoje. Ani u jedné z funkcí produkce se neprokázal vliv průměrné výše ceny zemědělských výrobců na živočišnou výrobu. U funkcí spotřeby sice byl prokázán vliv průměrné výše spotřebitelské ceny na spotřebovávané množství hovězího a vepřového masa, přesto vliv této ceny působil současně s některou ze zahrnutých proměnných v modelu, a tudíž nebylo možné interpretovat intenzitu jejího působení.

Jako významná proměnná byla ve sledovaném období u funkce produkce vždy domácí spotřeba daného masa a u funkce spotřeby (opět pro všechny tři funkce) živočišná výroba daného masa. Vzájemná závislost produkce a spotřeby byla prokázána ve všech modelovaných funkčních vztazích. Na základě systematického

přístupu v modelování nebyl prokázán substituční efekt spotřeby jednoho typu masa na úkor druhého.

Možné zkreslující faktory výsledků ekonometrické analýzy

Těmito faktory mohlo být např. nedostatečné množství zahrnutých pozorování, špatná specifikace modelovaných vztahů produkce a spotřeby, nedostatečné množství vysvětlujících proměnných uvažovaných v modelech nebo jejich nevhodný výběr. Výsledky modelování byly mj. také zkresleny a ovlivněny snahou postihnout vztah produkce a spotřeby na úrovni celé České republiky Globálně. Dále je možné, že výsledky zkreslilo analyzování ročních intervalů. Lepší výsledky by bylo pravděpodobně možné získat sledováním měsíčních intervalů. V neposlední řadě na vývoj zahrnutých proměnných působilo vnější okolí, nepostihnutelné faktory, stochasticita procesů, klimatické podmínky aj. podmínky.

Alternativní přístup k modelování produkce

V publikaci OECD-FAO Agricultural Outlook 2018-2027 bylo pojednáno o významném vlivu produkčních nákladů na množství živočišné výroby. Na základě toho by bylo vhodné v příští provedené analýze zohlednit např. vliv průměrné výše nákladů na produkci 1 kg zvířete.

Podstatnou změnou by bylo navýšení počtu pozorování pro dosažení přijatelnějších výsledků testování modelů produkce masa. V příštím modelování produkce by bylo při snaze prokázat globální chování vztahů vhodnějším postupem zvolit sledování vybraných ukazatelů zaznamenaných v měsíčních intervalech.

Alternativní přístup k modelování spotřeby

Na spotřebu vybraných mas má bezpochyby vliv výše jejich spotřebitelské ceny a příjem spotřebitelů. Na základě analýzy vývoje vzájemných vztahů se neprokázal vliv těchto proměnných stanovených předpokladů, což mohlo být způsobeno mj. nedostatečným množstvím zahrnutých pozorování nebo nedostatečným množstvím zahrnutých vysvětlujících proměnných do modelu spotřeby. V příštím modelování spotřeby by bylo při snaze prokázat globální chování vztahů vhodnějším postupem zvolit sledování vybraných ukazatelů zaznamenaných v měsíčních intervalech.

Je nutné, aby v České republice bylo dosahováno plné (100%) míry potravinové soběstačnosti v hovězím, vepřovém a drůbežím mase a proč?

Otázkou zůstává, zda je nutné, aby v České republice bylo dosahováno 100% míry potravinové soběstačnosti v hlavních spotřebovávaných typech masa. Jaký je důvod či potřeba dosahovat vysoké míry soběstačnosti v těchto komoditách? OSN (FAO, 1996) publikovala, že určité množství potravin, které se do určité země dovezou, jsou kompenzovány exportem jiných potravin. Z obecného hlediska tedy míní dosahování soběstačnosti spíše jako doporučení. Tento výrok podporuje stanovisko Clapp (2015) která tvrdí, že zahraniční obchod, je neoddelitelnou součástí soběstačnosti státu. Zahraniční obchod je zohledněn v

ukazateli soběstačnosti self-sufficiency ratio (viz vztah 3.2). Podle Thomsonové a Metze (1998) lze potravinovou soběstačnost označit za důležitý politický cíl mnoha zemí, zejména však rozvojových.

V České republice není zahraniční obchod ve výpočtu potravinové soběstačnosti uvažován. Na základě statistických dat vypovídajících o spotřebě vybraných typů mas byl v České republice v období 2001-2018 zaznamenán převážně stabilitní vývoj spotřeby vepřového masa, rostoucí tendence ve spotřebě drůbežního masa a mírný pokles vývoje spotřeby u hovězího masa. Ve 21. století je nadbytečná konzumace masa obecně kritizována zejména směry, které maso v jídelníčku významně omezují, nebo se mu zásadně vyhýbají. Důvody pro absenci masa v jídelníčku jsou různé, např. průmyslový přístup k chovu jatečných zvířat, zhoršující se ekologická stopa, zatěžování lidského organismu v důsledku jeho nadměrné konzumace apod. Ačkoli jsou udávány důvody v menší či větší míře uplatňovány, tak radikálních změn globálního rozsahu lze ve stabilně vyvíjející se spotřebě masa, jen těžko dosáhnout v krátkodobém horizontu. Maso patří v České republice mezi tradiční a velmi významný zdroj bílkovin.

Dosavadní vývoj, resp. pokles živočišné výroby, byl mj. způsoben vlivem integračních procesů české ekonomiky v rámci EU. Vlivem vstupu na liberalizovaný vnitřní trh byl zapříčiněn i nárůst konkurence. Na druhou stranu je umožněna specializace nejen průmyslového odvětví ČR, kterému se daří a jehož výstupy jsou exportovány do členských zemí (automobilový průmysl). Systém specializace výroby jednotlivých států v rámci EU i mimo ni umožňuje vyvážet různé komodity vyráběné za příznivějších podmínek a nižších nákladů než jiné země. Země, které mají příznivější podmínky pro chov jatečných zvířat, mohou přebytečnou produkci do České republiky dovážet (např. polské dovozy hovězího a drůbežního masa, nebo německé dovozy vepřového masa). Zahraniční obchod je nepopíratelně jedno z nejvýznamnějších rozvíjejících se odvětví vyspělé ekonomiky (Svatoš, 2000), zvláště pokud je stejně jako Česká republika součástí integrovaného celku (EU). Pokles míry potravinové soběstačnosti v některých komoditách je specifický a objevuje se právě v souvislosti s integračními procesy. Tento pokles je mj. zřetelný také na ubývajícím postavení zemědělského sektoru, jehož podíl na HDP se každoročně snižuje (Bašek a kol., 2010).

Česká republika není rozvojovou zemí, tudíž dosahování plné míry potravinové soběstačnosti není jejím hlavním cílem. Rozhodně to neznamená že by živočišná výroba vybraných mas měla směřovat k jejímu úplnému útlumu. Pokles míry soběstačnosti v komoditách hovězí, vepřové a drůbeží maso je charakteristický jev integrace do většího celku (vnitřní obchod). Přílišná závislost na dovozech jak živých jatečných zvířat, tak masa v různé podobě není však východiskem. Česká republika by měla pravděpodobně usilovat o částečné zachování živočišné výroby. Dovážené maso umožňuje na druhou stranu udržet přijatelnou výši spotřebitelských cen. V následujících letech je na základě výsledků analýz a teoretických východisek odhadován i následující pozvolný pokles míry potravinové soběstačnosti všech tří typů mas, nikoliv však tak strmý.

6 Závěr

Předmětem diplomové práce bylo posoudit vývoj potravinové soběstačnosti v hovězím, vepřovém a drůbežím masu v České republice v období 2001-2018. Hlavním cílem bylo zjistit, které faktory vývoje soběstačnosti těchto komodit v letech 2001-2018 nejvíce ovlivňovaly a v jaké míře. Nejprve bylo zapotřebí nalézt faktory ovlivňující produkci a spotřebu vybraných mas, protože právě ty jsou základními vstupními prvky vzorce soběstačnosti.

U hovězího masa byl na základě ukazatele soběstačnosti zaznamenán jen minimální pokles, zatímco u vepřového a drůbežího masa pokles dramatický. Z výsledků výzkumné části vyplývá, že míra potravinové soběstačnosti ve vepřovém a drůbežím masu v České republice bude pravděpodobně klesat i nadále. Nasvědčuje tomu zejména klesající vývoj živočišné výroby, stabilita domácí spotřeby, rostoucí význam zahraničního obchodu, zvláště pak importu, stagnující ceny zemědělských výrobců a spotřebitelské ceny mas, či rostoucí čistý příjem domácností. Tento pokles byl nadále způsoben vstupem České republiky na sjednocený bezbariérový vnitřní trh. Klesající míra soběstačnosti v produkci některých komodit je do jisté míry přirozeným jevem, který je zapříčiněn mj. také integračními procesy české ekonomiky v rámci společného trhu EU. Zjištěné výsledky korespondují s výroky autorů uvedených v teoretické části práce.

Přínosem diplomové práce mohou být tato výsledná doporučení. Na základě veškerých poznatků by v budoucích letech bylo vhodné neklást rozhodující důraz na záporný vývoj hodnot ukazatele potravinové soběstačnosti České republiky. Důvodem je příliš úzká perspektiva hodnocení soběstačnosti, která je v ukazateli hodnocena pouze na základě vztahu produkce a spotřeby. Ukazatelů potravinové soběstačnosti je celá řada. Ty se liší v závislosti na tom, z jakého úhlu pohledu je na problematiku nahlíženo a na jaké úrovni je prováděn její výpočet. Doplnkovým ukazatelem by mohl být např. SSR index, který je uveden v diplomové práci (vztah 3.2), a ve kterém je kromě vztahu produkce a spotřeby současně zahrnuta také bilance zahraničního obchodu. Důvodem pro vhodnější využití tohoto indexu je neustále se zvyšující význam odvětví zahraničního obchodu v ČR. Nedílnou součástí vyspělé integrované české ekonomiky je mj. právě rozvoj zahraničního obchodu, který naznačuje rovněž schopnost státu uspokojit domácí poptávku z jiných zdrojů než z vlastních. Obecně dostupnost, ve smyslu přístupu jednotlivých států k potravinám, je však hodnocena na základě potravinové bezpečnosti.

Dalším přínosem mohou být také konkrétní doporučení uvedená v diskuzi. Tato doporučení se vztahují k přístupu k modelování produkce a spotřeby hovězího, vepřového a drůbežího masa.

7 Seznam použitých zdrojů

- ANON, 2011. Slovník ekonomie. *Komodita*. [online]. Dostupné z: <https://1url.cz/2zzzl>
- ANON, 2020. *Studijni text_LRM_1.castSoubor*. [online]. Dostupné z: <https://moodle.czu.cz/course/view.php?id=14379>
- AKČR, 2016. *Indexy cen zemědělských výrobců, průmyslových výrobců a indexy spotřebitelských cen potravinářského zboží - duben 2016*. Metodika CZV. [online]. Dostupné z: http://www.akcr.cz/data_ak/16/k/Stat/ICZPSP1604.pdf
- ARLT Josef, 2002. ANALÝZA EKONOMICKÝCH ČASOVÝCH ŘAD S PŘÍKLADY. VŠE v Praze, Fakulta informatiky a statistiky. [online]. Dostupné z: <https://nb.vse.cz/~arltova/vyuka/crsbir02.pdf>
- BAŠEK, Václav a kol., 2010. *ČESKÉ ZEMĚDĚLSTVÍ ŠEST LET PO VSTUPU DO EVROPSKÉ UNIE*. Výzkumná studie. Praha. [online]. Dostupné z: <https://1url.cz/Ezzt1>
- BEČVÁŘOVÁ, Věra, 2001. *Zemědělská politika*. Brno: Mendelova zemědělská a lesnická univerzita. ISBN 80-7157-514-3.
- BEČVÁŘOVÁ, Věra, 2005. *Zemědělství v agrobyznysu*. 1.vyd. MZLU v Brně, 2005. ISBN: 80-7157-891-6
- BEČVÁŘOVÁ Věra, TAMÁŠ Vojtěch, ZDRÁHAL Ivo, 2020. *Ekonomika zemědělství – vybrané problémy*. E-Learningová pomůcka. Mendelova univerzita v Brně. [online]. Dostupné z: <https://1url.cz/TzzzW>
- BIL Jaroslav, NĚMEC Daniel, POSPIŠ Martin, 2009. *gretl – uživatelská příručka*. Masarykova univerzita, ekonomicko-správní fakulta.
- BREMER, Malcolm, 2012. *Multiple Linear Regression*. Bristol. [online]. Dostupné z: <https://1url.cz/WzQQT>
- BROWN, T. Merritt, 1970. *Specification And Uses Of Econometric Models*. Macmillan. s. 487. Hardcover nakladatelství: St. Martin's P, 1970. ISBN 10: 0333074114.

- BROŽ Jan, 2019. „Prostě na to nepřišla řada.“ *Poslanci ani za rok nestihli projednat zprávu o stavu zemědělství.* Euro. [online]. Dostupné z: <https://www.euro.cz/politika/prilis-zpozdena-zprava-1460657>
- BOEHLJE Michael, HOFING Steven, SCHROEDER Christopher, 1999. *Value chains in the agricultural industries.* [online]. Dostupné z: <https://1url.cz/0zMQ2>
- CELNÍ SPRÁVA ČR, 2001-2018. *Dovoz a vývoz vybraných komodit.* [online]. Dostupné z: <https://www.celnisprava.cz/cz/statistiky/Stranky/default.aspx>
- CLAPP Jennifer, 2015. *Food Self-Sufficiency and International Trade: A False Dichotomy? State of Agricultural Commodity Markets – In Depth.* V rámci činnosti FAO. Řím. [online]. Dostupné z: <http://www.fao.org/3/a-i5222e.pdf>
- CLAPP Jennifer, 2017. *Food self-sufficiency: Making sense of it, and when it makes sense.* Článek z Full Policy, Volume 66. Canada. [online]. Dostupné z: <https://1url.cz/XMZU0>
- Committee on World Food Security (CFS), 2005. *Assessment of the World Food Security Situation.* Rome, 2005. [online]. Dostupné z: <http://www.fao.org/3/j4968e/j4968e00.htm>
- ČECHURA Lukáš, HÁLOVÁ Pavlína, KROUPOVÁ Zdeňka, MALÝ Michal, PETEROVÁ Jarmila, RUMÁNKOVÁ Lenka, 2016. *Cvičení z ekonometrie.* 3. vydání. Praha: Česká zemědělská univerzita v Praze, Provozně ekonomická fakulta, ISBN 978-80-213-2405-3.
- ČSÚ, 2012. *Zemědělství – Metodika.* Metodické vysvětlivky k nashromážděným datům. [online]. Dostupné z: https://www.czso.cz/csu/czso/1-zem_m
- ČSÚ, 2019. *Zemědělství - časové řady.* Časové řady 1920-2018. Aktualizováno 2019-12-10. [online]. Dostupné z: https://www.czso.cz/csu/czso/zem_cr
- ČSÚ, 2019/b. *Veřejná databáze. Časové řady. Generované statistiky.* [online]. Dostupné z: <https://1url.cz/vzeaA>
- ČÍŽKOVÁ Miroslava, 2017. *Tržní ekonomika.* Přerov. Financováno z ESF a státního rozpočtu ČR. [Online]. Dostupné z: https://www.sszepřerov.cz/dum/eko/VY_32_INOVACE_EKO_4ROC_17.pdf

- DEBLITZ Claus a DHUYVETTER Kevin, 2013. *Cost of production and competitiveness of beef production in Canada, the US and the EU*. Agri benchmark Beef and Sheep Network, Thünen Institute of Farm Economics, Braunschweig, Německo ve spolupráci s Kevin Dhuyvetter Kansas State University, Manhattan, KS, USA. Braunschweig, Manhattan, October 2013. [online]. Dostupné z: <https://lurl.cz/ozKgR>
- DLASKOVÁ Karolína, 2014. *Analýza poptávky po mase v České republice*. Praha. 57 s. Bakalářská práce (Bc.) Univerzita Karlova, Fakulta sociálních věd, Institut ekonomických studií. Vedoucí diplomové práce Mgr. Milan Ščasný PhD.
- DOUCHA Tomáš, 2000. *Výhled zemědělské politiky ČR do roku 2010 ve vztahu k výživovým trendům*. Sborník semináře Strategie rozvoje zemědělství a výživy do roku 2010. Praha: Ministerstvo zemědělství ČR. s. 28-41.
- DYMÁK Vladimír, 2016. *POTRAVINOVÁ BEZPEČNOST A PRODUKCE POTRAVIN V ČESKÉ REPUBLICE 2016*. Praha. 7 s. Dostupné z: <https://lurl.cz/jMEPo>
- eAGRI, 2002-2018. *Situační a výhledové zprávy, zemědělství*. [online]. Dostupné z: <https://lurl.cz/czrcw>
- EHS, 1957. *Smlouva o založení Evropského společenství (ES)*. Smlouva o založení Evropského společenství (ES). Zpracováno autorem: Euroskop. [online]. Dostupné z: <https://www.euroskop.cz/8917/sekce/zakladajici-smlouvy/>
- EVROPSKÁ RADA A RADA EU. 2019. *Společná zemědělská politika*. Aktualizováno 2019-09-09 [online]. Dostupné z: <https://www.consilium.europa.eu/cs/policies/cap-introduction/>
- FAO, 1996. *Rome Declaration on World Food Security*. World Food Summit Plan of Action. Organizace pro Výživu a zemědělství. Řím. [online]. Dostupné z: <https://lurl.cz/OzzmD>
- FAO, 1998. *THE STATE OF FOOD AND AGRICULTURE 1998*. Food and Agriculture Organization of the United Nations. Řím. ISBN: 92-5-104200-4. [online]. Dostupné z: <http://www.fao.org/3/w9500e/w9500e.pdf>
- FAO, 2006. *Food security*. Policy Brief, Issue 2 [online]. Dostupné z: <https://lurl.cz/5zzME>
- FAO, 2012. *World Food and Agriculture*. FAO STATISTICAL POCKETBOOK. Rome. ISBN: 978-92-5-107083-3. [online]. Dostupné z: <http://www.fao.org/3/i2493e/i2493e.pdf>

- FAO, 2015. *World Programme for the Census of Agriculture 2020*. Volume 1: Programme, concepts and definitions. Rome. ISBN 978-92-5-108865-4. [Online]. Dostupné z: <https://1url.cz/TzzzB>
- FAO, 2017. statistics, Census Data. *LIVESTOCK PRIMARY: MEAT, TOTAL - PRODUCTION - TONNES* Časová řada 1961-2014. [online]. Dostupné z: <http://www.fao.org/faostat/en/?#data>
- FAO, 2020. *Livestock Statistics - Concepts, Definitions and Classifications*. [online]. Dostupné z: <https://1url.cz/9zzUx>
- FAOSTAT, 2001-2019. *Produkce masa v České republice v časové řadě od 2001-2017*. [online]. Dostupné z: <http://www.fao.org/faostat/en/#compare>
- FOJTÍKOVÁ, Lenka, 2009. *Zahraněně obchodní politika ČR: historie a současnost (1945-2008)*. Vyd. 1. Praha: C.H. Beck, xix, 246 s. Beckova edice ekonomie. ISBN 978-7400-128-4
- HAUSEROVÁ Eva, 2014. *Potravinová soběstačnost: Sytící plodiny. Jak se uživit bez dřiny*. Edice: KLÍČ K SOBĚSTAČNOSTI. 2014. Praha. Nakladatel: Permakultura 2014. ISBN 978-80-905108-2-1.
- HAVEL Petr, 2012. *Mantra potravinové soběstačnosti*. Asociace soukromého zemědělství ČR (ASZ). [online]. Dostupné z: <https://1url.cz/9zztE>
- HAVEL Petr, 2019. *Jak je to s potravinovou soběstačností ČR?* Svobodné Universum, Kupředu do minulosti [online]. Dostupné z: <https://1url.cz/qzzMj>
- HRALA Václav, KAŠPAR Václav, VITVAROVÁ, Irina, 1996. *Geografie světového hospodářství, vybrané kapitoly*. Praha: VŠE. ISBN 80-7079-232-9.
- HUŠEK Roman, 2007. *Ekonometrická analýza*. 1. vydání. Praha: Oeconomica, 2007, s. 368. ISBN 978-80-245-1300-3.
- CHAREMZA W. Wojciech a kol., 2003. *Speculative processes and stable distributions: some simulation results*. Journal. Applied Economics Letters, Volume 10. [published online in 2010].
- ICBP (Informační centrum bezpečnosti potravin), 2002. *Analýza rizika*. Součást odboru bezpečnosti potravin MZe ČR. [online]. Dostupné z: <https://www.bezpecnostpotravin.cz/az/termin/92204.aspx>

- IFPRI, 2010. *Food security and food self-sufficiency in Bhutan*. Prepared by Policy & Planning Division (PPD) and Ministry of Agriculture and Forests (MoAF). [online]. Dostupné z: <https://lurl.cz/jzstO>
- INGR Ivo, 2004. *Jakou perspektivu má hovězí maso v naší výživě?* Aktuální dění. Stanoviska a vyjádření. Český svaz zpracovatelů masa. [online]. Dostupné z: <http://www.cszm.cz/clanek.asp?typ=1&id=896>
- KATZ M. H., 2006. *Multivariable Analysis. A Practical Guide for Clinicians*. Cambridge University Press, Cambridge. The International Biometric society.
- KIRZNER Israel, 1998. *How Markets Work. Disequilibrium, Entrepreneurship and Discovery*, IEA Hobart Paper No. 133, The Institute of Economic Affairs, 1997. ISBN: 80-902270-5-8.
- Konference Pražského institutu pro globální politiku Glopolis a Nadace Heinricha Bölla, 2009. *Jak zajistit globální potravinovou bezpečnost*. Praha. [online]. Dostupné na: <http://www.eu2009.cz/index.htm>
- KUTNER, M. H.; NACHTSHEIM, C. J.; NETER, J., 2004. *Applied Linear Regression Models*. 4. vydání. McGraw-Hill Irwin.
- LA VIA CAMPESINA, International peasants movement, 2003. *Food sovereignty*. [online]. Dostupné z: <https://foodsecurecanada.org/who-we-are/what-food-sovereignty>
- LAWSON, Tony a PESARAN Hashem, 2009. *Keynes' Economics Methodological Issues*. For the Cambridge Journal of Economics. Nakladatelství: Routledge Revivals. Poprvé vydáno: 1985. ISBN: 0-203-87138-3.
- MALÝ Ivan a kol., 2016. *VEŘEJNÁ EKONOMIE*. Distanční studijní opora. 3. aktualizované vydání. [online]. Dostupné z: https://dl1.cuni.cz/pluginfile.php/487627/mod_resource/content/2/DSO_III_2016.pdf
- MAREŠ Petr, RABUŠIC Ladislav, SOUKUP Petr, 2015. *Analýza sociálněvědních dat (nejen) v SPSS*. 1. vyd. Brno: Masarykova univerzita. ISBN 978-80-210-6362-4
- MAXWELL Simon, SMITH Marisol, 1992. *Household food security; a conceptual review*. In S. Maxwell & T.R. Frankenberger, eds. *Household Food Security: Concepts, Indicators, Measurements: A Technical Review*. New York and Rome: UNICEF and IFAD.

- MAXWELL Simon, 1996. *Food security: a post-modern perspective*. Food Policy. Vol. 21, issue 2, 155-170.
- MACÁKOVÁ Libuše, 2000. *Mikroekonomie: (základní kurs)*. Vyd. 5. Slaný: Melandrium, 2000. ISBN: 80-86175-09-X.
- MZe ČR, 1959. *MZe č. 213/1959. Úřední listy*. [online]. Dostupné z: <https://www.epravo.cz/vyhledavani-asp/?Id=29426&Section=1&IdPara=1&ParaC=2>
- MZe ČR, eAGRI. 1999. *Vznik, vývoj a reformy společné zemědělské politiky*. [online]. Dostupné z: <https://1url.cz/XMPPg>
- MZe ČR, Zelené zprávy 2001-2016. *Zprávy o stavu zemědělství ČR za rok 2001-2016*. eAGRI, Ministerstvo zemědělství. [online]. Dostupné z: <http://www.uhul.cz/ke-stazeni/informace-o-lese/zelene-zpravy-mze>
- MZe ČR, kolektiv autorů, 2002-2017. *Zemědělství*. Publikace hodnotící vývoj českého zemědělství z pohledu jednotlivých ekonomických ukazatelů v letech 2002-2017. Praha.
- MZe ČR, kolektiv autorů, 2012. *ČESKÉ ZEMĚDĚLSTVÍ A POTRAVINÁŘSTVÍ V RÁMCI SPOLEČNÉ ZEMĚDĚLSKÉ POLITIKY EU PO ROCE 2013*. Strategie pro růst. Praha: MZe ČR. [online]. Dostupné z: <https://1url.cz/7zMw>
- MZe ČR, 2014. *Strategie bezpečnosti potravin a výživy 2014-2020*. Praha. ISBN: 978-80-7434-148-9. [online]. Dostupné z: http://eagri.cz/public/web/file/324776/_323925_514597_StrategieBP_cs.pdf
- MZe ČR, kolektiv autorů, 2016. *STRATEGIE RESORTU MINISTERSTVA ZEMĚDĚLSTVÍ ČESKÉ REPUBLIKY S VÝHLEDEM DO ROKU 2030*. Praha. s. 136. Č. j.: 66699/2015-MZE-10051
- MZe ČR, kolektiv autorů, 2017. *IMPLEMENTAČNÍ PLÁN Strategie resortu Ministerstva zemědělství NA OBDOBÍ 2017-2020*. Praha. s. 193
- MZe ČR, kolektiv autorů, 2017. *Ministerstvo zemědělství, Podporujeme tradici a rozvoj venkova České republiky*. Vyd. 1. Praha. 67 s. ISBN 978-80-7434-404-6
- MZe ČR, Odbor rostlinných komodit MZe, 2018. *SITUAČNÍ A VÝHLEDOVÁ ZPRÁVA PŮDA*. Vydalo: Ministerstvo zemědělství. Praha. ISBN 978-80-7434-476-3.
- MZe ČR, kolektiv autorů, 2020. *Živočišná výroba*. Aktualizováno 2020. [online]. Dostupné z: <http://eagri.cz/public/web/mze/zemedelstvi/zivocisna-vyroba/>

- MENZLOVÁ Josefína, BŘÍŠKOVÁ Markéta, SEKAVOVÁ Helena, 2018. *Ročenka agrárního zahraničního obchodu ČR v roce 2017*. Praha. 130 s. ÚZEI. informační studie. č. 115/2018. ISBN 978-80-7271-235-9
- National Institute of Food and Agriculture (NIFA), 2008. *Animal Production*. [online]. Dostupné z: <https://nifa.usda.gov/topic/animal-production>
- ODI (Overseas Development Institute), 1997. *Global hunger and food security after the World Food Summit*. ODI Briefing Paper 1997. Portland House, Stag Place, London SW1E 5DP.
- OECD-FAO, 2018. *Meat*. OECD-FAO Agricultural Outlook. Kapitola 6. ISBN: 978-92-64-29721-0 51 2018 04 1 P. [online]. Dostupné z: <http://www.agri-outlook.org/commodities/meat.html>
- OSN, World food Summit, 1996. *Římskou deklaraci pro celosvětové potravinové zabezpečení*. Světový potravinový summit OSN pro výživu a zemědělství (FAO) konaném 13. - 17. listopadu v Římě.
- PORKKA Miina, KUMMU Matti, SIEBERT Stefan, VARIS Olli, 2013. *From Food Insufficiency towards Trade Dependency: A Historical Analysis of Global Food Availability*. PLoS ONE 8(12): e82714. [online]. Dostupné z: <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0082714>
- PRACHAŘOVÁ Hana, 2011. *Analýza míry zajištění potravinové bezpečnosti v ČR*. Bakalářská práce. Zlín. [online]. Dostupné z: <https://lurl.cz/yzzt7>
- PUMA Michael a kol., 2015. *Assessing the evolving fragility of the global food system*. Environmental Research Letters. [online]. dostupné z: <https://iopscience.iop.org/article/10.1088/1748-9326/10/2/024007/pdf>
- RAMÍK Jaroslav, 2007. *Statistika (pro navazující magisterské studium)*. Karviná 2007. [online]. Dostupné z: <http://polodriver.uvadi.cz/files/Statistika/Statistika.pdf>
- RITCHIE Hannah, ROSER Max, 2017. *"Meat and Dairy Production"*. Our world in data. Výzkum prvně publikován 2017. Aktualizováno 2020. [Online]. Dostupné z: <https://ourworldindata.org/meat-production>
- SAMUELSON Anthony, NORDHAUS William, 2010. *Economics*. Vyd. 18. Praha: Svoboda. učebnice vysokých škol. ISBN 80-205-0192-4.

SEDDIGHI Hamid, 2000. *Econometrics: A Practical Approach*. Psychology Press, 2000. [online]. Dostupné z: <https://1url.cz/qze4J>

SFEU, 2007. *Smlouva o fungování EU*. Dříve Smlouva o založení Evropského společenství (ES). Od 2007_12_03. Římská smlouva. [online]. Konsolidované znění dostupné z: <https://www.euroskop.cz/8917/sekce/zakladajici-smlouvy/>

SHEATHER, Simon (2009). *A modern approach to regression with R*. New York, NY: Springer. ISBN 978-0-387-09607-0.

SKOPAL Ladislav pod vedením BEČVÁŘOVÉ Věry, 2012. *Vývoj cen a cenových hladin v rámci komoditní vertikály agrobiznisu*. Diplomová práce. Agronomická fakulta, Mendelova univerzita v Brně. [online]. Dostupné z: <https://1url.cz/zzKWO>

SPIKER Marie, HIZA Hazel, SIDDIQI Sameer, NEFF Roni, 2017. *Wasted Food, Wasted Nutrients: Nutrient Loss from Wasted Food in the United States and Comparison to Gaps in Dietary Intake*. Journal of the Academy of Nutrition and Dietetics. Studie autorů z Univerzity Johna Hopkinse z amerického Baltimore. [online]. Dostupné z: [https://jandonline.org/article/S2212-2672\(17\)30325-8/fulltext](https://jandonline.org/article/S2212-2672(17)30325-8/fulltext)

STUDENMUND A. H., 2010. *Using Econometrics: A Practical Guide*. Addison-Wesley Series in Economics 97801313677396. Hardcover published in 2010.

SVATOŠ Miroslav, 2000. *Ekonomika agrárního sektoru*. Praha: Credit Praha, 2000. ISBN: 80-213-0583-5

ŠNOBL Josef, PULKRÁBEK Josef a kol., 2007. *ZÁKLADY ROSTLINNÉ PRODUKCE*. Fakulta Agrobiologie, Potravinových a Přírodních Zdrojů ČZU v Praze. 1. dotisk, 2. přepracovaného vydání. ISBN: 978-80-213-1340-8.

THOMSON Anne, METZ Manfred, 1998. *Implications of economic policy for food security: a training manual*. Vypracováno pro Agricultural Policy Support Service, Policy Assistance Division a FAO, Řím. ISBN: 925103933x. [online]. Dostupné z: <http://www.fao.org/3/x3936e/X3936E03.htm>

TOMEK William, ROBINSON Kenneth, 1990. *Agricultural Product Prices*. 3. vydání. Cornell University Press, Ithaca and London. ISBN 0-8014-2451-8.

TVRDOŇ Jiří, 2005. *Ekonometrie*. 5. vyd. Praha: ČZU PEF Praha, 2005, 228 s. ISBN 80-213-0819-2.

- URBAN Luděk, 2008. *Historie vnitřního trhu*. Stručná historie vnitřního trhu. [online]. Dostupné z: <https://www.euroskop.cz/8732/sekce/historie-vnitriho-trhu/>
- ÚZEI, kolektiv autorů, 2010-2019. *Ročenky agrárního zahraničního obchodu ČR za roky 2010-2018*. [online]. Dostupné z: <https://www.uzei.cz/publikacni-cinnost/>
- ÚZEI, kolektiv autorů, 2005-2018. Čtvrtletní zprávy. Analýzy agrárního zahraničního obchodu ČR roku. Praha. [online]. Dostupné z: <https://www.uzei.cz/monitoring-azo/>
- ÚZEI pod gescí MZe, 2015. *ZPRÁVA O STAVU ZEMĚDĚLSTVÍ ČR ZA ROK 2015 „ZELENÁ ZPRÁVA“*. [online]. Dostupné z: http://eagri.cz/public/web/file/481729/ZZ15_V4.pdf
- VELEBA Jan, 2006. *Je ohrožena potravinová soběstačnost česka?* [on-line]. Český rozhlas rádio Praha, 2006-05-18. [online]. Dostupné na: <https://1url.cz/Rzztz>
- VLAŠÍNOVÁ Helena, PAZDERŮ Kateřina, 2015. *OTEVŘENÝ PROSTOR: jídlo, zemědělství, krajina*. Sborník ze semináře 2015. Záznam z diskuze. Brno. Kapitola: *Permakultura a potravinová soběstačnost* (str. 29.). Creative commons 2015 Trast pro ekonomiku a společnost a Ekumenická akademie. [online]. Dostupné z: <https://1url.cz/RzzmP>
- WOOLDRIDGE Jeffrey, 2006. *INTRODUCTORY ECONOMETRICS A MODERN APPROACH*. Cengage Learning. 3. vydání. Thomson/South-Western, Mason. ASIN: B01NANQHRG.
- WTO (World Trade Organisation), 2019. *THIRD QUARTER 2019 MERCHANDISE TRADE*. WTO OMC. Updated on 16 December 2019. Statistiky obchodu se zbožím. [online]. Dostupné z: <https://1url.cz/ezKho>
- ZOU, H. Kelly, TUNCALI, Kemal, Silverman G. Stuart, 2003. *Correlation and Simple Linear Regression*. Radiology Vol. 227, No. 3. [online]. Dostupné z: <https://1url.cz/CzQQQ>

8 Přílohy

8.1 Tabulky a grafy

Tabulka 31 - Živočišná výroba masa v České republice v letech 2001-2018 (v tis. tun živé hm.)

	hovězí	vepřové	drůbeží
2001	208,5	584,0	312,5
2002	201,7	585,4	317,0
2003	198,4	576,3	304,0
2004	177,0	547,0	310,0
2005	166,9	472,0	321,7
2006	170,6	449,3	305,5
2007	170,3	463,7	289,6
2008	182,7	431,6	282,5
2009	180,9	370,3	270,5
2010	170,6	366,4	263,0
2011	170,3	350,3	236,8
2012	170,8	303,6	241,7
2013	164,0	310,2	235,0
2014	169,6	312,5	236,8
2015	174,7	309,8	239,0
2016	173,3	312,7	247,4
2017	166,0	296,3	251,6
2018	174,0	304,3	260,1

Zdroj: vlastní zpracování na základě MZe, ČSÚ a ÚZEI, 2001-2019.

Tabulka 32 – Výroba masa v České republice v letech 2001-2018 (v tis. t. jat. hm.)

	hovězí maso	vepřové maso	drůbeží maso
2001	106,05	400,55	207,63
2002	109,50	410,71	221,72
2003	108,13	411,19	212,10
2004	96,66	376,72	217,68
2005	81,03	339,64	226,76
2006	79,19	333,02	216,11
2007	79,33	340,86	205,83
2008	80,02	316,99	201,69
2009	77,03	284,57	194,25
2010	74,26	275,91	188,18
2011	72,12	262,94	170,08
2012	65,71	239,75	152,61
2013	64,83	234,27	148,17
2014	65,53	235,99	149,41
2015	68,29	227,74	151,41
2016	71,93	220,33	156,49
2017	67,71	211,00	158,91

2018	71,58	210,91	164,26
------	-------	--------	--------

Zdroj: ČSÚ, 2019.

Tabulka 33 - Produkce masa v České republice v ČR od 2001-2017 dle FAOSTAT (v tis. tun jat. hm.)

	hovězí maso	vepřové maso	drůbeží maso
2001	106,05	414,64	219,36
2002	109,49	415,63	206,57
2003	108,13	411,19	198,35
2004	96,66	425,50	201,12
2005	81,03	380,29	213,48
2006	79,19	358,51	207,13
2007	79,33	360,32	201,02
2008	80,02	336,49	195,32
2009	77,03	300,14	188,43
2010	74,26	291,47	184,95
2011	72,13	274,62	168,71
2012	66,06	249,87	151,29
2013	65,32	242,83	146,31
2014	66,15	245,61	146,27
2015	69,01	237,44	146,70
2016	72,79	229,09	151,69
2017	67,71	220,00	154,48

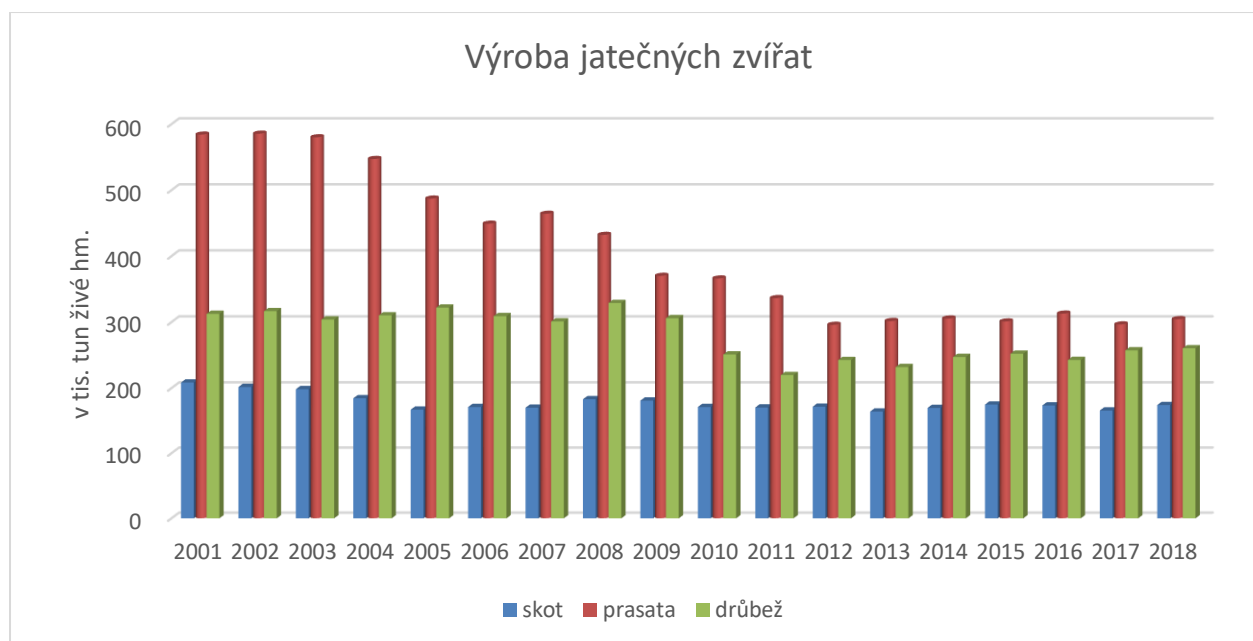
Zdroj: FAOSTAT, 2001-2017.

Tabulka 34 - Produkce masa v České republice v letech 2001-2016 dle ÚZEI (v tis. tun ž. hm.)

	hovězí maso	vepřové maso	drůbeží maso
2001	208,5	584,0	312,5
2002	201,7	585,4	317,0
2003	198,4	579,9	304,0
2004	177,0	547,0	310,2
2005	148,5	472,0	322,3
2006	170,6	449,3	304,9
2007	170,3	463,7	300,1
2008	182,7	431,6	329,1
2009	180,9	370,3	305,7
2010	170,6	366,4	250,9
2011	170,3	350,3	226,8
2012	170,8	303,6	246,1
2013	164,0	310,3	235,5
2014	169,6	312,5	250,8
2015	174,7	309,8	255,1
2016	173,3	321,6	245,9
2017	x	x	x
2018	x	x	x

Zdroj: vlastní zpracování na základě MZe ČR, Zelené zprávy 2001-2016.

Graf 9 – Výroba jatečných zvířat v České republice v ČR od 2001-2018



Zdroj: vlastní zpracování na základě ČSÚ, 2019.

Tabulka 35 – Průměrná spotřeba masa v České republice v letech 2001-2018 (na obyvatele a rok v kg)

	hovězí	vepřové	drůbeží
2001	10,20	40,90	22,90
2002	11,20	40,90	23,90
2003	11,50	41,50	23,80
2004	10,30	41,10	25,30
2005	9,90	41,50	26,10
2006	10,40	40,70	25,90
2007	10,80	42,00	24,90
2008	10,10	41,30	25,00
2009	9,40	40,90	24,80
2010	9,40	41,60	24,50
2011	9,10	42,10	24,50
2012	8,10	41,30	25,20
2013	7,50	40,30	24,30
2014	7,90	40,70	24,90
2015	8,10	42,90	26,00
2016	8,50	42,80	26,80
2017	8,40	42,30	27,30
2018	8,70	43,20	28,40

Zdroj: vlastní zpracování na základě ČSÚ, 2019.

Tabulka 36 - Domácí spotřeba vybraných mas v České republice v letech 2001-2018 (v tis. t ž. hm.)

	hovězí	vepřové	drůbeží
2001	169,1	589,2	320,0
2002	184,5	586,0	335,0

2003	187,7	598,9	329,0
2004	151,0	564,6	349,5
2005	158,0	569,9	355,0
2006	159,7	564,0	359,5
2007	163,5	588,9	340,9
2008	149,5	583,0	339,1
2009	149,4	568,9	338,3
2010	149,3	574,0	332,6
2011	139,7	576,3	323,3
2012	129,9	556,6	348,4
2013	112,2	545,2	331,9
2014	121,1	546,2	341,2
2015	117,9	573,1	370,5
2016	134,8	567,2	374,9
2017	138,2	571,8	382,2
2018	143,0	590,5	403,1

Zdroj: vlastní zpracování na základě ČSÚ, a situačních a výhledových zpráv 2001-2018

Tabulka 37 – Vývoj importu vybraných druhů mas do České republiky v letech 2001-2016 (v tis. tun. jat. hm.)

	hovězí maso	vepřové maso	drůbeží maso
2001	0,2	17,3	15,9
2002	3,1	26,7	20,1
2003	3,7	31,3	33,8
2004	10,1	72,7	57,4
2005	19,3	124,1	62,1
2006	18,7	128,9	67
2007	18,4	142,8	53,9
2008	16,1	163,9	67,8
2009	20	199,3	86
2010	23,3	217,5	89,7
2011	23,3	234,7	104,9
2012	20,1	256,2	117,8
2013	22,9	249,8	114,2
2014	23,9	255,7	117,9
2015	29	274,4	136,1
2016	37,6	276,4	143,7

Zdroj: vlastní zpracování na základě MZe ČR, Zelené zprávy 2001-2016.

Tabulka 38 – Vývoj importu vybraných masných produktů do České republiky v letech 2001-2018 (v t.)

	hovězí maso (CS 0201 + 0202)	vepřové maso (0203)	drůbeží maso (0207)
2001	94	15811	15600
2002	1724	24142	19970
2003	2741	28457	32609
2004	8935	62803	54876
2005	17337	110416	55864

2006	16542	114408	60930
2007	17594	130200	53097
2008	15034	149924	62953
2009	18470	176946	77472
2010	21431	195313	77952
2011	21473	212817	90120
2012	19721	225552	111745
2013	21736	224835	104556
2014	25669	239834	110805
2015	26994	252553	134809
2016	34027	269431	140229
2017	39877	266929	123417
2018	41005	283254	129674

Zdroj: vlastní zpracování na základě eAGRI, 2002-2018, Celní statistiky a ČSÚ, 2001-2018.

Tabulka 39 – Vývoj exportu vybraných druhů mas z České republiky v letech 2001-2016 (v tis. tun. jat. hm.)

	hovězí maso	vepřové maso	drůbeží maso
2001	19,3	11,0	12,8
2002	12,5	23,2	16,0
2003	9,5	13,5	15,4
2004	25,4	35,0	38,4
2005	21,9	36,9	40,2
2006	23,4	34,9	39,7
2007	26,9	44,5	31,2
2008	33	50,7	53
2009	35,6	45,7	55,6
2010	35,2	53,4	56,3
2011	39,5	59,8	62,3
2012	45,1	61,3	62,8
2013	50	67,1	67,5
2014	50,1	73	67,1
2015	56,9	67,4	74,2
2016	62,6	73,3	78,9

Zdroj: vlastní zpracování na základě MZe ČR, Zelené zprávy 2001-2016.

Tabulka 40 - Vývoj exportu vybraných masných produktů z České republiky v letech 2001-2018 (v t.)

	hovězí maso (CS 0201 + 0202)	vepřové maso (0203)	drůbeží maso (0207)
2001	12576	8154	9264
2002	6355	16105	11984
2003	1997	9145	12876
2004	11167	14113	25040
2005	2097	21299	27365
2006	2744	21326	23477
2007	3955	28177	21430
2008	6069	34514	22718

2009	5075	34529	23663
2010	6512	35455	25982
2011	8017	39446	25423
2012	8629	38556	32114
2013	8464	41154	32615
2014	8432	41898	33156
2015	9264	35266	35655
2016	11117	40136	41641
2017	10215	37710	27186
2018	11955	29699	24447

Zdroj: vlastní zpracování na základě eAGRI, 2002-2018, Celní statistiky a ČSÚ, 2001-2018.

Tabulka 41 - Vypočtená potravinová soběstačnost ve vybraných masných komoditách v České republice v letech 2001-2018 (v tis. t. ž. hm.)

	Hovězí maso (%)	vepřové maso (%)	Drůbeží maso (%)
2001	123,3	99,1	97,7
2002	109,3	99,9	94,6
2003	105,7	96,2	92,4
2004	117,2	96,9	88,7
2005	105,6	82,8	90,6
2006	106,8	79,7	85,0
2007	104,2	78,7	85,0
2008	122,2	74,0	83,3
2009	121,1	65,1	80,0
2010	114,3	63,8	79,1
2011	121,9	60,8	73,2
2012	131,5	54,5	69,4
2013	146,2	56,9	70,8
2014	140,0	57,2	69,4
2015	148,2	54,1	64,5
2016	128,6	55,1	66,0
2017	120,1	51,8	65,8
2018	121,7	51,5	64,5

Zdroj: vlastní zpracování na základě ČSÚ, MZe a ÚZEI 2001-2019.

Tabulka 42 – Průměrné ceny zemědělských výrobců v Kč/kg živ. hm. (býci a prasata) a Kč/kg (kuřata) v České republice v letech 2001-2018

	býci jateční tř. j. S, E, U	jatečná prasata, klas. S, E, U	jatečná kuřata I. tř. j.
2001	33,81	44,06	25,82
2002	37,29	32,89	21,95
2003	36,68	30,47	21,03
2004	38,27	33,01	22,11
2005	41,31	32,39	21,18
2006	41,89	31,80	19,22
2007	39,84	28,85	20,98
2008	38,81	30,39	22,82
2009	39,95	29,91	20,66
2010	39,63	27,22	20,38

2011	42,08	28,66	22,11
2012	46,42	33,25	23,09
2013	45,53	34,43	24,74
2014	45,88	33,00	23,86
2015	47,06	29,09	23,73
2016	46,95	29,26	23,47
2017	47,48	32,52	23,23
2018	47,36	27,27	23,03

Zdroj: vlastní zpracování na základě ČSÚ a situační a výhledové zprávy 2001-2018.

Tabulka 43 – Průměrné spotřebitelské ceny vybraných produktů v České republice v letech 2001-2018 (v Kč/kg)

	hovězí maso zadní bez kosti	vepřový bok	jatečná kuřata I. tř. j.
2001	142,89	75,94	63,53
2002	146,80	67,34	51,42
2003	145,59	60,00	48,50
2004	150,40	63,73	52,15
2005	157,70	65,27	51,58
2006	165,08	64,09	46,80
2007	168,44	62,83	53,47
2008	174,65	64,93	60,47
2009	177,73	67,13	57,68
2010	175,31	65,20	56,79
2011	179,79	65,80	57,97
2012	199,92	77,30	62,57
2013	206,51	83,60	69,14
2014	204,38	84,14	71,60
2015	202,92	80,44	69,35
2016	206,32	82,91	68,28
2017	217,64	93,94	67,59
2018	222,70	91,15	68,76

Zdroj: vlastní zpracování na základě Situačních a výhledových zpráv, 2002-2018

8.2 Obrázky

Produkce – hovězí maso

Obrázek 22 – Sarganův test pro vyloučení nadbytečnosti instrumentů pro produkci hovězího masa

Sarganův test pro nadbytečnou identifikaci -
 Nulová hypotéza: všechny instrumentální proměnné jsou platné
 Testovací statistika: LM = 3,38795
 s p-hodnotou = $P(\text{Chi-kvadrát}(1) > 3,38795) = 0,0656747$

Zdroj: SW Gretl

Obrázek 23 – Faktory zvyšující rozptyl (VIF) pro produkci hovězího masa

Faktory zvyšující rozptyl (VIF)
Minimální možná hodnota = 1.0
Hodnoty > 10.0 mohou indikovat problém kolinearity

STAVY_SKOTU	1,887
EXPORT_SKOTU	4,680
D_SPOTREBA_HM_1	6,342

Zdroj: SW Gretl

Obrázek 24 – Durbin-Watsonův test pro produkci hovězího masa

5% kritické hodnoty pro Durbin-Watsonovu statistiku, $n = 18$, $k = 2$

dL = 1,0461
dU = 1,5353

Durbin-Watsonova statistika 1,411939

Zdroj: SW Gretl

Obrázek 25 - Test normality-Jarque-Bera test pro produkci hovězího masa

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:
Chi-kvadrát(2) = 0,146 s p-hodnotou 0,92963

Zdroj: SW Gretl

Obrázek 26 – Test heteroskedasticity – Pesaran-Taylorův test pro produkci hovězího masa

Pesaran-Taylorův test heteroskedasticity
OLS, za použití pozorování 2001-2018 (T = 18)

Testovací statistika: $HET_1 = |0,000724| / 0,002088 = 0,346556$,
s p-hodnotou = $2 * P(z > 0,346556) = 0,729$

Zdroj: SW Gretl

Obrázek 27 – Rozšířený Dickey-Fullerův test pro produkci hovězího masa

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro ZV_HM
asymptotická p-hodnota 0,02551

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro STAVY_SKOTU
p-hodnota 0,164

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro EXPORT_SKOTU
asymptotická p-hodnota 0,3416

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro D_SPOTREBA_HM_1
p-hodnota 0,07181

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro reziduum_ZV_HM
p-hodnota 0,006505

Zdroj: SW Gretl

Produkce – vepřové maso

Obrázek 28 – Sarganův test pro vyloučení nadbytečnosti instrumentů – produkce vepřového masa

Sarganův test pro nadbytečnou identifikaci -
Nulová hypotéza: všechny instrumentální proměnné jsou platné
Testovací statistika: LM = 0,0395427
s p-hodnotou = $P(\text{Chi-kvadrát}(1) > 0,0395427) = 0,842377$

Zdroj: SW Gretl

Obrázek 29 - Durbin-Watsonův test pro produkci vepřového masa

5% kritické hodnoty pro Durbin-Watsonovu statistiku, $n = 17$, $k = 2$

dL = 1,0154

dU = 1,5361

Durbin-Watsonova statistika 1,157466

Zdroj: SW Gretl

Obrázek 30 – Godfreyův test pro produkci vepřového masa

Godfreyův test (1994) pro autokorelaci prvního řádu

Testovací statistika: Pseudo-LMF = 2,526082,
s p-hodnotou = $P(F(1,14) > 2,52608) = 0,136$

Zdroj: SW Gretl

Obrázek 31 - Test normality-Jarque-Bera test pro produkci vepřového masa

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:
Chi-kvadrát(2) = 1,761 s p-hodnotou 0,41465

Zdroj: SW Gretl

Obrázek 32 – Test heteroskedasticity – Pesaran-Taylorův test pro produkci vepřového masa

Pesaran-Taylorův test heteroskedasticity
OLS, za použití pozorování 2002–2018 ($T = 17$)

Testovací statistika: HET_1 = $|0,000747| / 0,000631 = 1,184265$,
s p-hodnotou = $2 * P(z > 1,184265) = 0,236$

Zdroj: SW Gretl

Obrázek 33 - Rozšířený Dickey-Fullerův test pro produkci vepřového masa

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro ZV_VM

asymptotická p-hodnota 0,9943

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro STAVY_PRASAT

p-hodnota 0,9768

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro CZV_VM_1_4

asymptotická p-hodnota 0,4334

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro DOM_SPOTREBA_VM_1

asymptotická p-hodnota 0,06195

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro reziduum_ZV

p-hodnota 0,02816

Zdroj: SW Gretl

Produkce – drůbeží maso

Obrázek 34 - Sarganův test pro vyloučení nadbytečnosti instrumentů – produkce drůbežího masa

Sarganův test pro nadbytečnou identifikaci -
Nulová hypotéza: všechny instrumentální proměnné jsou platné
Testovací statistika: LM = 2,5974
s p-hodnotou = $P(\text{Chi-kvadrát}(2) > 2,5974) = 0,272887$

Obrázek 35 – Godfreyův test pro produkci drůbežího masa

Godfreyův test (1994) pro autokorelaci prvního řádu
TSLS, za použití pozorování 2002–2018 (T = 17)

Testovací statistika: Pseudo-LMF = 1,344121,
s p-hodnotou = $P(F(1,14) > 1,34412) = 0,267$

Zdroj: SW Gretl

Obrázek 36 - Test normality-Jarque-Bera test pro produkci drůbežího masa

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:
Chi-kvadrát(2) = 4,634 s p-hodnotou 0,09857

Zdroj: SW Gretl

Obrázek 37 – Test heteroskedasticity – Pesaran-Taylorův test pro produkci drůbežího masa

Pesaran-Taylorův test heteroskedasticity
OLS, za použití pozorování 2002–2018 (T = 17)

Testovací statistika: $HET_1 = |0,000770| / 0,001279 = 0,602039$,
s p-hodnotou = $2 * P(z > 0,602039) = 0,547$

Zdroj: SW Gretl

Obrázek 38 - Rozšířený Dickey-Fullerův test pro produkci drůbežího masa

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro ZV_DM

p-hodnota 0,9825

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro DOM_SPOTREBA_DM

p-hodnota 0,933

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro IMPORT_DM

asymptotická p-hodnota 0,1624

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro CZV_DM_1_12

asymptotická p-hodnota 0,8242

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro STAVY_DRUBEZ

p-hodnota 0,2905

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro reziduum_ZV

p-hodnota 0,0165

Zdroj: SW Gretl

Spotřeba – hovězí maso

Obrázek 39 - Sarganův test pro vyloučení nadbytečnosti instrumentů – spotřeba hovězího masa

Sarganův test pro nadbytečnou identifikaci -
Nulová hypotéza: všechny instrumentální proměnné jsou platné
Testovací statistika: LM = 0,797173
s p-hodnotou = $P(\text{Chi-kvadrát}(1) > 0,797173) = 0,37194$

Zdroj: SW Gretl

Obrázek 40 – Godfreyův test pro spotřebu hovězího masa

Godfreyův test (1994) pro autokorelaci prvního řádu
TSLS, za použití pozorování 2002-2018 (T = 17)

Testovací statistika: Pseudo-LMF = 2,414406,
s p-hodnotou = $P(F(1,14) > 2,41441) = 0,144$

Zdroj: SW Gretl

Obrázek 41 - Test normality-Jarque-Bera test pro spotřebu hovězího masa

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:
Chi-kvadrát (2) = 0,173 s p-hodnotou 0,91715

Zdroj: SW Gretl

Obrázek 42 – Test heteroskedasticity – Pesaran-Taylorův test pro spotřebu hovězího masa

Pesaran-Taylorův test heteroskedasticity
OLS, za použití pozorování 2002-2018 (T = 17)

Testovací statistika: HET_1 = $| -0,010335 | / 0,004475 = 2,309590$,
s p-hodnotou = $2 * P(z > 2,309590) = 0,0209$

Zdroj: SW Gretl

Obrázek 43 - Rozšířený Dickey-Fullerův test pro spotřebu hovězího masa

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro DOM_SPOTREBA_HM

p-hodnota 0,7344

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro SPC_HM

asymptotická p-hodnota 0,0001

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro ZV_HM

asymptotická p-hodnota 0,03951

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro PRIJEM_DOM

asymptotická p-hodnota 0,1535

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro reziduum_SPOTREBA

p-hodnota 0,04045

Zdroj: SW Gretl

Spotřeba – vepřové maso

Obrázek 44 – Faktory zvyšující rozptyl (VIF) pro spotřebu vepřového masa

Faktory zvyšující rozptyl (VIF)
Minimální možná hodnota = 1.0
Hodnoty > 10.0 mohou indikovat problém kolinearity

SPC_VM	3,678
PRIJEM_DOM	14,526
ZV_VM	9,937

Zdroj: SW Gretl

Obrázek 45 – Durbin-Watsonův test pro spotřebu vepřového masa

5% kritické hodnoty pro Durbin-Watsonovu statistiku, $n = 17$, $k = 3$

dL = 0,8968
dU = 1,7101

Durbin-Watsonova statistika 2,619533

Zdroj: SW Gretl

Obrázek 46 - Test normality-Jarque-Bera test pro spotřebu vepřového masa

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:
Chi-kvadrát (2) = 0,765 s p-hodnotou 0,68229

Zdroj: SW Gretl

Obrázek 47 – Test heteroskedasticity – Pesaran-Taylorův test pro spotřebu vepřového masa

Pesaran-Taylorův test heteroskedasticity
OLS, za použití pozorování 2002–2018 (T = 17)

Testovací statistika: $HET_1 = |0,000785| / 0,001446 = 0,542844$,
s p-hodnotou = $2 * P(z > 0,542844) = 0,587$

Zdroj: SW Gretl

Obrázek 48 - Rozšířený Dickey-Fullerův test pro spotřebu vepřového masa

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro DOM_SPOTREBA_VM

p-hodnota 0,5105

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro SPC_VM

asymptotická p-hodnota 0,5718

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro PRIJEM_DOM

asymptotická p-hodnota 0,1535

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro ZV_VM

asymptotická p-hodnota 0,9943

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro reziduum_spotreba

asymptotická p-hodnota 7,012e-005

Zdroj: SW Gretl

Spotřeba – drůbeží maso

Obrázek 49 - Faktory zvyšující rozptyl (VIF) pro spotřebu drůbežího masa

Faktory zvyšující rozptyl (VIF)
Minimální možná hodnota = 1.0
Hodnoty > 10.0 mohou indikovat problém kolinearity

PRIJEM_DM	3,770
ZV_DM	3,770

Zdroj: SW Gretl

Obrázek 50 – Godfreyův test pro spotřebu drůbežího masa

Godfreyův test (1994) pro autokorelaci prvního řádu
TSLS, za použití pozorování 2001–2018 (T = 18)

Testovací statistika: Pseudo-LMF = 1,346825,
s p-hodnotou = $P(F(1,15) > 1,34682) = 0,265$

Zdroj: SW Gretl

Obrázek 51 - Test normality-Jarque–Bera test pro spotřebu drůbežího masa

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:
Chi-kvadrát (2) = 0,105 s p-hodnotou 0,94888

Zdroj: SW Gretl

Obrázek 52 – Test heteroskedasticity – Pesaran-Taylorův test pro spotřebu drůbežího masa

Pesaran-Taylorův test heteroskedasticity
OLS, za použití pozorování 2001–2018 (T = 18)

Testovací statistika: HET_1 = |0,002042| / 0,002203 = 0,927024,
s p-hodnotou = $2 * P(z > 0,927024) = 0,354$

Zdroj: SW Gretl

Obrázek 53 - Rozšířený Dickey-Fullerův test pro spotřebu drůbežího masa

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro DOM_SPOTREBA_DM

p-hodnota 0,903

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro PRIJEM_DM

asymptotická p-hodnota 0,1167

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro ZV_DM

p-hodnota 0,9715

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro SPC_DM

asymptotická p-hodnota 0,1392

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro reziduum_spotreba

p-hodnota 0,02208

Zdroj: SW Gretl