

Česká zemědělská univerzita v Praze

Provozně ekonomická fakulta

Katedra ekonomiky



Diplomová práce

Modelování komoditní vertikály pšenice

Bc. Viktorie Pospíšilová

© 2021 ČZU v Praze

ZADÁNÍ DIPLOMOVÉ PRÁCE

Bc. Viktorie Pospíšilová

Hospodářská politika a správa
Podnikání a administrativa

Název práce

Modelování komoditní vertikály pšenice

Název anglicky

Modelling of wheat commodity chain

Cíle práce

Hlavním cílem diplomové práce je odvětvová analýza komoditní vertikály pšenice prostřednictvím ekonometrického přístupu s následnou identifikací hlavních determinantů odvětvových charakteristik.

Dílní cíle:

- analýza trhu pšenice
- specifikace ekonomických vztahů ve vertikály
- koncepce vlastních ekonometrických modelů a jejich kvantifikace
- verifikace a interpretace modelů
- prognózování vývoje sledovaných veličin

Metodika

Teoretická část práce je zpracována s využitím studia odborné literatury týkající se komodity pšenice. V praktické části jsou na základě teoretických východisek koncipovány adekvátní ekonometrické modely, které budou verifikovány a aplikačně využity pro prognostické účely. Dílními metodami práce tedy jsou zejména následující:

- 1) statistická analýza
- 2) ekonometrické modelování
- 3) prognostické metody

Doporučený rozsah práce

70 stran

Klíčová slova

ekonometrický model, komoditní vertikála, pšenice, determinanty vývoje, prognóza

Doporučené zdroje informací

FAMĚRA, O. – PROCHÁZKA, O. *Základy pěstování ozimé pšenice*. Praha: Institut výchovy a vzdělávání ministerstva zemědělství České republiky, 1993. ISBN 80-7105-045-8.

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

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

HUŠEK, R. – VYSOKÁ ŠKOLA EKONOMICKÁ V PRAZE. *Ekonometrická analýza*. Praha: Oeconomica, 2007. ISBN 978-80-245-1300-3.

MALEC, K. – MAITAH, M. – ČESKÁ ZEMĚDĚLSKÁ UNIVERZITA V PRAZE. PROVOZNĚ EKONOMICKÁ FAKULTA. *Cenový vývoj vybraných zemědělských komodit: Případová studie: Kukuřice, pšenice a sójové boby = : Price Development of Agricultural Commodities: Case Study of: Corn, Wheat and Soybeans: disertační práce*. Disertační práce. Praha: 2016.

Předběžný termín obhajoby

2020/21 LS – PEF

Vedoucí práce

doc. Ing. Michal Malý, Ph.D.

Garantující pracoviště

Katedra ekonomiky

Elektronicky schváleno dne 4. 3. 2021

prof. Ing. Miroslav Svatoš, CSc.

Vedoucí katedry

Elektronicky schváleno dne 4. 3. 2021

Ing. Martin Pelikán, Ph.D.

Děkan

V Praze dne 05. 03. 2021

Čestné prohlášení

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

V Praze dne 28. 3. 2021

Poděkování

Ráda bych touto cestou poděkovala doc. Ing. Michalu Malému, Ph.D., vedoucímu mé diplomové práce, za cenné rady, konzultace, trpělivost a pomoc při zpracování této diplomové práce. Dále bych chtěla poděkovat své rodině a přátelům za pomoc a podporu během celého mého studia.

Modelování komoditní vertikály pšenice

Abstrakt

Diplomová práce se zabývá komoditní vertikálou pšenice a procesy uvnitř této vertikály. První část práce obsahuje popis metodických postupů, které jsou nezbytně nutné při ekonometrickém modelování. Druhá část práce obsahuje souhrn teoretických poznatků o komoditní vertikále pšenice, analyzuje trh s pšenicí a porovnává aktuální hodnoty s hodnotami z minulých let. Třetí část obsahuje vlastní praktickou část, ve které je vypracováno pět ekonometrických modelů zastupujících produkci, spotřebu a cenu pšenice na různých úrovních vertikály. Cenový model zobrazuje vztahy mezi cenou zemědělských výrobců pšenice, průmyslových výrobců mouky a spotřebitelskou cenou mouky. Časové řady jednotlivých endogenních a exogenních proměnných jsou důkladně analyzovány. Prostřednictvím metody nejmenších čtverců jsou vyčísleny parametry modelů, tyto parametry jsou následně ověřeny pomocí ekonomické, statistické a ekonometrické verifikace, která odkrývá determinanty vývoje a stvrzuje dobré vlastnosti všech modelů. V důsledku toho jsou pro následující tři období vytvořeny prognózy ex post i ex ante. U modelu produkce prognóza naznačuje mírně kolísavý charakter, ve kterém v posledním roce dochází k žádoucímu růstu pšenice. Pro model spotřeby hodnoty prognózy stagnují a udržují se na podobných hodnotách, jako v předchozím období. Lze se ovšem s vysokou pravděpodobností domnívat, že spotřeba mouky bude v důsledku aktuální situace v letech 2020 a 2021 růst. Dle předpovědi cenových modelů by cena zemědělských výrobců měla mírně růst, na rozdíl od ceny průmyslových výrobců u spotřebitelské ceny, které by měly mít klesající tendenci.

Klíčová slova: komoditní vertikála, obiloviny, pšenice, agrobiznis, ekonometrický model, prognóza, cena, spotřeba, produkce, jakost

Modelling od wheat commodity chain

Abstract

This thesis is dealing with wheat commodity chain and with processes within this chain. First part of the thesis consists of description of methodological approaches that are essential to econometrical modelling. Second part of the thesis consists of summary of theoretical findings about wheat commodity chain, analysis of wheat market and comparison of current values with historical values. Third part of the thesis is based on respective practical elements that are built around five econometrical models representing production, consumption, and price of the wheat in various levels of commodity chain. The price model shows relations between the price of agricultural producers of wheat, industrial producers of flour and consumer price of flour. Time series of each endogenous and exogenous variables are thoroughly analysed. Variables of the models are measured through least square method and then they are verified by the means of economical, statistical, and econometrical verification, which reveals determinants of development and confirms good quality of all models. As a result, ex post and ex ante forecasts are made for the next three periods. For the production model, the forecast indicates fluctuating, in which the desired growth of wheat has taken place in the last year. For the consumption model, the forecast values stagnate and remain at similar values as in the previous period. We can assume, with high probability, that the consumption of flour will increase due to the current situation in 2020 and 2021. Forecast of price models says that the price of agricultural producers should increase slightly, in contrast to the price of industrial producers and consumer price, which should have declining trend.

Keywords: commodity chain, cereals, wheat, agribusiness, econometric model, prognosis, price, consumption, production, quality

Obsah

1 Úvod	13
2 Cíl práce	15
3 Metodika	16
3.1 Zdroje dat.....	16
3.2 Ekonometrické modelování.....	18
3.2.1 Předpoklady lineárně regresního modelu.....	20
3.2.2 Kvantifikace modelu.....	21
3.3 Verifikace modelu.....	22
3.4 Aplikace modelu.....	29
3.4.1 Strukturální analýza.....	29
3.4.2 Simulace.....	29
3.4.3 Prognózy.....	29
4 Literární rešerše	33
4.1 Agrobyznys.....	33
4.1.1 Typy a interakce agrárních trhů.....	34
4.2 Dotační politika.....	36
4.3 Obiloviny.....	37
4.3.1 Charakteristika trhu s obilovinami.....	38
4.4 Pšenice ozimá.....	39
4.4.1 Historie pšenice.....	40
4.4.2 Hodnocení jakosti pšenice.....	40
4.4.3 Zpeněžování pšenice na trhu.....	44
4.5 Komoditní vertikály.....	45
4.5.1 Vývoj cenové vertikály.....	47
4.6 Hybné síly trhu pšenice.....	49
5 Vlastní práce	55
5.1 Vymezení vertikály pšenice.....	55
5.2 Model produkce.....	56
5.3 Model spotřeby.....	68
5.4 Cenové modely.....	80
5.4.1 Model ceny zemědělských výrobců.....	84
5.4.2 Model ceny průmyslových výrobců.....	94
5.4.3 Model spotřebitelské ceny.....	103
6 Závěr	112
7 Seznam použitých zdrojů	115
8 Přílohy	121

Seznam grafů

Graf 1 – Struktura osevu obilovin v České republice za rok 2019	38
Graf 2 – Vývoj cen pšenice potravinářské v ČR	48
Graf 3 – Spotřeba pšenice v České republice v letech 2010-2019	51
Graf 4 – Produkce a osevní plocha pšenice v letech 2010-2019	52
Graf 5 – Produkce pšenice ve vybraných zemích světa	52
Graf 6 – Import a export pšenice	54
Graf 7 – Produkce pšenice v letech 1995-2019	57
Graf 8 – Osevní plocha pšenice v ČR v letech 1995-2019	57
Graf 9 – Export pšenice v letech 1995-2019	58
Graf 10 – Průměrný roční úhrn srážek ve Středočeském kraji v letech 1995-2019	59
Graf 11 – Spotřebitelská cena mouky v letech 1995-2019	59
Graf 12 – Ex post prognóza modelu produkce	66
Graf 13 – Ex ante prognóza modelu produkce	67
Graf 14 – Prognóza produkce pšenice v ČR na období 2020-2022	68
Graf 15 – Spotřeba mouky v letech 2000-2019	69
Graf 16 – Spotřebitelská cena mouky v letech 2000-2019	69
Graf 17 – Spotřeba obilovin v letech 2000-2019	70
Graf 18 – Spotřeba pšenice v letech 2000-2019	71
Graf 19 – Průměrná mzda v letech 2000-2019	71
Graf 20 – Koupěschopnost v letech 2000-2019	72
Graf 21 – Ex post prognóza modelu spotřeby	78
Graf 22 – Ex ante prognóza modelu spotřeby	79
Graf 23 – Prognóza spotřeby mouky v ČR na období 2020-2022	79
Graf 24 – Cena zemědělských výrobců pšenice v letech 2015-2019	80
Graf 25 – Cena průmyslových výrobců mouky v letech 2015-2019	81
Graf 26 – Spotřebitelská cena mouky v letech 2015-2019	81
Graf 27 – Cena krmné pšenice v letech 2015-2019	82
Graf 28 – Spotřebitelská cena chleba v letech 2015-2019	83
Graf 29 – Dovoz pšenice v letech 2015-2019	83
Graf 30 – Podíl zahraniční ceny k domácí ceně v letech 2015-2019	84
Graf 31 – Ex post prognóza CZV pšenice	92
Graf 32 – Ex ante prognóza modelu CZV	93
Graf 33 – Prognóza CZV pšenice v ČR na období 2020-2022	93
Graf 34 – Ex post prognóza modelu CPV	101
Graf 35 – Ex ante prognóza modelu CPV	102
Graf 36 – Prognóza CPV mouky v ČR na období 2020-2022	102
Graf 37 – Ex post prognóza modelu SC	110
Graf 38 – Ex ante prognóza modelu SC	111
Graf 39 – Prognóza SC mouky v ČR na období 2020-2022	111

Seznam obrázků

Obrázek 1 – Odhad modelu produkce pšenice	61
Obrázek 2 – Test autokorelace pro model produkce	64
Obrázek 3 – Test normality pro model produkce	65
Obrázek 4 – Breusch–Pagan test heteroskedasticity pro model produkce	65
Obrázek 5 – Odhad modelu spotřeby mouky	73
Obrázek 6 – Test autokorelace pro model spotřeby	76
Obrázek 7 – Test normality pro model spotřeby	76
Obrázek 8 – Breusch-Pagan test heteroskedasticity pro model spotřeby	77
Obrázek 9 – Odhad modelu CZV mouky	86
Obrázek 10 – Test autokorelace pro model CZV	89
Obrázek 11 – Test normality pro model CZV	90
Obrázek 12 – Whiteův test heteroskedasticity pro model CZV	90
Obrázek 13 – Odhad modelu CPV mouky	95
Obrázek 14 – Test autokorelace pro model CPV	98
Obrázek 15 – Test normality pro model CPV	99
Obrázek 16 – Whiteův test heteroskedasticity pro model CPV	99
Obrázek 17 – Breusch-Pagan test heteroskedasticity pro model CPV	100
Obrázek 18 – Odhad modelu SC mouky	104
Obrázek 19 – Test autokorelace pro model SC	107
Obrázek 20 – Test normality pro model SC	107
Obrázek 21 – Whiteův test heteroskedasticity pro model SC	108
Obrázek 22 – Breusch-Pagan test heteroskedasticity pro model SC	108

Seznam tabulek

Tabulka 1 – Vývoj sklizně obilovin v ČR v letech 2010-2019	39
Tabulka 2 – Vývoj dovozu a vývozu obilovin v ČR v letech 2010-2019	39
Tabulka 3 – Jakostní ukazatele pšenice	43
Tabulka 4 – Průměrné hodnoty kvality pšenice v letech 2012–2019	43
Tabulka 5 – Elasticita modelu produkce	63
Tabulka 6 – Ex ante prognóza modelu produkce	67
Tabulka 7 – Elasticita modelu spotřeby	75
Tabulka 8 – Ex ante prognóza modelu spotřeby	79
Tabulka 9 – Elasticita modelu CZV	88
Tabulka 10 – Ex ante prognóza modelu CZV	92
Tabulka 11 – Elasticita modelu CPV	97
Tabulka 12 – Ex ante prognóza modelu CPV	101
Tabulka 13 – Elasticita modelu SC	106
Tabulka 14 – Ex ante prognóza modelu SC	110

Seznam schémat

Schéma 1 - Durbin-Watsonův test – potvrzení hypotézy	26
Schéma 2 – Základní struktura agrobyznysu	34
Schéma 3 – Vazba naturální	34
Schéma 4 – Vazby na surovino-potravinářském trhu	35
Schéma 5 – Vazby na trhu zemědělských výrobků	35
Schéma 6 – Vazby na trhu potravinářských výrobků	36
Schéma 7 – Komoditní vertikála pšenice	55

Seznam použitých zkratk

ACF	Autokorelační funkce
ADL	Model rozložených časových zpoždění
AKČR	Agrární komora České republiky
AR	Autoregresní proces
ARIMA	Autoregresní integrovaný proces klouzavých průměrů
AZO	Agrární zahraniční obchod České republiky
BG	Breusch–Godfrey test
BMNČ	Běžná metoda nejmenších čtverců
CPV	Cena průmyslových výrobců
CZV	Cena zemědělských výrobců
ČR	Česká republika
ČSN	České technické normy
ČSÚ	Český statistický úřad
DP	Diverzifikace plodin
DW	Durbin–Watson test
EFA	Plocha využívaná v ekologickém zájmu
EU	Evropská unie
FAO	Organizace pro výživu a zemědělství
I	Integrovaný proces
LRM	Lineárně regresní model
MA	Proces klouzavých součtů
MZ	Ministerstvo zemědělství
PACF	Parciální autokorelační funkce
RMSE	Odmocninová střední čtvercová chyba
SAPS	Jednotná platba na plochu
SC	Spotřebitelská cena
SW	Software
SZIF	Státní zemědělský intervenční fond
USDA	Ministerstvo zemědělství spojených států amerických

1 Úvod

Mezi významné sektory národního hospodářství se řadí zemědělství a potravinářství. Již v minulosti bylo zemědělství propojováno zejména se zabezpečením dostatečné produkce plodin a následně potravin. Zemědělství prošlo postupně mnoha změnami a v současné době představuje všestranné pojetí produkční i mimoprodukční funkce včetně rozvoje společnosti a venkovských částí. Zemědělství se čím dál víc stává součástí rozsáhlého segmentu ekonomiky a jeho vztahů, zahrnující vlastní výrobu zemědělských produktů, výzkum a inovace zemědělské výroby včetně distribuce a konečné realizace produktů zemědělského charakteru. Tento segment je označován jako agrobyznys a jeho podstata významně narostla v České republice po vstupu do Evropské unie, kdy se české hospodářství přiblížilo vyspělým zemím. Zemědělská produkce se zejména díky rostlinné produkci zvýšila, a tím vzrostla i míra soběstačnosti komodit u většiny rostlinných výrobků. Ačkoliv se Česká republika neřadí mezi významné vývozce ani dovozce agrárního zboží, má poměrně výrazné postavení v rámci nových členských zemí.

Procesy globalizace jsou aktuálně trendy ovlivňující nejen světové hospodářství, ale i jiné sektory ekonomiky. V rámci vývoje zemědělství a agrárního trhu je globalizace doprovázena řadou změn a inovací ve společnosti, týkajících se celé oblasti ekonomiky spolu s produkcí, zpracováním i distribucí produktů zemědělského původu. Globalizační procesy představují zvětšování vzájemné propojenosti dílčích trhů všech komoditních vertikál, které ovlivňují poptávku na jednotlivých trzích. Na základě těchto vztahů je pro zemědělské podniky určena velikost a skladba výroby zemědělských komodit. V důsledku toho již nejsou nadále zemědělské podniky uzavřeným subjektem, jelikož jsou součástí spleťového systému, který předpokládá, že finální výrobek je produkován na základě poptávky pronikající na nadnárodní úrovni.

Obiloviny působí v rostlinné výrobě jako dominantní skupina nejen svým rozsahem, ale i tím, že jsou důležitým zdrojem energetické složky v lidské výživě. V podmínkách mírného pásu se k potravinářskému zpracování využívají prakticky všechny druhy obilovin, kdy nejčastěji je používána potravinářská pšenice, sladovnický ječmen nebo žito. Všechny druhy obilovin jsou běžně využívány i pro krmné směsi a čím dál větší využití mají obiloviny ve farmaceutickém a kosmetickém odvětví.

Pšenice jako nejdůležitější obilnina ve srovnání s ostatními obilninami zabírá největší pěstitelskou plochu a zároveň představuje obrovskou produkci nejen pro lidi, ale i pro

hospodářská zvířata. Světová produkce pšenice byla v loňském roce necelých 732 mil. tun, kde největším producentem zůstává Evropská unie se 138 mil. tun v těsném závěsu Číny, která vyprodukovala téměř totožné množství. Vzhledem k tomu, že počet naší populace se neustále zvětšuje, je důležitým a plánovaným krokem zvýšit celkovou produkci pšenice.

Hlavními důvody pro zvolení tohoto tématu diplomové práce byl zájem o předmět Ekonometrie, vztah k zemědělství, ale také přidaná hodnota výstupu zpracované práce. Student Provozně ekonomické fakulty na České zemědělské univerzitě by měl být schopen propojit nejen ekonomické znalosti s různými sektory ekonomiky v praxi a ekonometricky vymodelovat zkoumanou situaci, jelikož právě ekonometrické modelování spojuje dohromady prostředky ekonomie, statistiky, matematiky a informatiky. Přínosem by pak měla být aplikace modelů v podobě prognóz a otevřený prostor pro analytické myšlení.

2 Cíl práce

Cílem diplomové práce je modelování komoditní vertikály pšenice a identifikace jejich hlavních determinantů. Samotnému ekonometrickému modelování předchází zaměření se na problematiku produkce pšenice, analýza trhu pšenice a sblížení se s ekonomickou stránkou této plodiny. Výsledkem je použití a analýza správných relevantních ukazatelů při modelování komoditní vertikály.

Aby bylo dosaženo hlavního cíle práce, je potřeba splnit následující dílčí cíle:

- analýza komoditní vertikály pšenice
- specifikace ekonomických modelů
- koncepce vlastních ekonometrických modelů a jejich kvantifikace
- verifikace modelů
- interpretace modelů
- prognózování vývoje sledovaných veličin

První část práce je věnována metodice ekonometrického modelování – včetně problematických aspektů, které mohou nastat při modelování, a jejich následné odstranění. Literární rešerše je část práce zabývající se teoretickými východisky, které mimo jiné přibližují trh s pšenicí a její ekonomickou situaci. Praktická část přechází již na samotné modelování, kdy budou eliminovány nerelevantní proměnné a sestaveny ekonomické i ekonometrické modely, včetně jejich kvantifikace. Prostřednictvím ekonomické, statistické a ekonometrické verifikace bude ověřena kvalita modelů a způsobilost k dalšímu využití. Následovat bude aplikace vybraných ekonometrických modelů – prognóza, která bude predikovat vývoj na trhu komoditní vertikály pšenice v následujících letech.

3 Metodika

Ke zpracování diplomové práce sloužily odborné domácí i zahraniční zdroje, které byly zpracovány prostřednictvím analýzy, syntézy a komparace. Metodika byla vytvořena zejména díky literatuře popisující ekonometrii, ekonometrické analýzy či samotné ekonometrického modelování. Při zpracování literární části byly taktéž použity publikace se zaměřením na oblast obilovin.

Praktická část využívala data z Českého statistického úřadu, z Výhledových a situačních zpráv Ministerstva zemědělství a z webu Státního zemědělského intervenčního fondu. Bylo vytvořeno pět modelů – model produkce, model spotřeby a tři cenové modely, do nichž byly promítnuty základní hypotézy problematiky. Proměnné všech modelů byly podrobně identifikovány a jejich vývoj v čase znázorněn pomocí grafů, včetně vykreslení trendových funkcí. Model produkce pracuje s roční časovou řadou od roku 1995 do roku 2019 ($T=25$), modelu spotřeby bylo taktéž využito roční časové řady od roku 1997 do roku 2019 ($T=23$) a u cenových modelů pro ceny zemědělských výrobců, ceny průmyslových výrobců a spotřebitelské ceny byly analyzovány časové řady s měsíčními daty od ledna roku 2015 do října roku 2020 ($T=70$). Parametry těchto modelů byly následně odhadnuty pomocí běžné metody nejmenších čtverců, následně verifikovány pomocí ekonomické, statistické a ekonometrické verifikace. Použitelné modely byly na závěr aplikovány v oblasti prognostických metod, kde byly ověřeny prognostické vlastnosti a poté prognózován budoucí vývoj v letech 2020-2022. K pracování s modely byl využit program Gretl, pomocné výpočty a grafy byly realizovány v programu MS Excel 2019.

3.1 Zdroje dat

V rámci ekonometrie se můžeme setkat se třemi druhy dat. Prvním typem jsou časová data, která se formulují do časových řad. Tyto řady zachycují vývoj sledované proměnné v po sobě chronologicky jdoucích obdobích různé délky. Průřezová data jsou dalším typem dat a představují pozorování proměnných, které se týkají více subjektů ve stejném období. Tato data nemají časový rozměr, nezáleží tedy, v jakém pořadí byla data sesbírána. Průřezová data mohou mít podobu kvalitativních i kvantitativních dat. Posledním typem dat jsou data panelová, jež jsou kombinací časových a průřezových dat (Cipra, 2014).

Časové řady

V ekonometrii se nejčastěji pracuje s daty v podobě časových řad. Časové řady se skládají z pozorování jedné nebo více proměnných v průběhu času v chronologickém pořadí od minulosti do přítomnosti (Lange, 1978).

Mohou mít různé časové frekvence – roční, pololetní, čtvrtletní, měsíční, týdenní, denní nebo dokonce i hodinové. Mezi příklady patří např. sledování cen akcií, sledování hodnoty hrubého domácího produktu aj. (Hindls, 2003).

Protože události z minulosti mohou ovlivnit ty budoucí a v sociálních vědách převládá zpoždění v chování, je čas v množině časových řad velice důležitým prvkem. Klíčovým rysem časových řad jsou obecně časově závislá ekonomická pozorování. Tento prvek ztěžuje jejich analýzu více než u dat průřezových – většina ekonomických řad úzce souvisí s jejich nedávnou minulostí. Zatímco většinu ekonometrických postupů lze použít na průřezové i časové řady, v případě časových řad je třeba udělat více věcí, aby bylo možné určit vhodný ekonometrický model. Další důležitou vlastností je, že data časových řad, která sledují určité frekvence, mohou vykazovat silný sezónní vzorec. S touto funkcí se setkáváme hlavně u týdenních, měsíčních a čtvrtletních časových řad (Asteriou, 2011).

Důležitou vlastností časových řad je **stacionarita**, která vyjadřuje stochasticky neměnné chování časové řady. Předpokladem stacionarity jsou časové řady neobsahující trend a jejich průměr a rozptyl jsou v čase neměnné. Časová řada je stacionární tehdy, kdy její diference není v čase korelována kladně (Cipra, 2014). Stacionární časová řada je definována jako časová řada bez jednotkového kořene. Z tohoto důvodu je testována použitím rozšířeného Dickey-Fullerova testu, kterým je ověřována hypotéza:

H_0 : časová řada obsahuje jednotkový kořen

H_1 : časová řada neobsahuje jednotkový kořen

Stacionarita je posuzována porovnáním p-hodnoty s hladinou významnosti $\alpha = 0,05$. Pokud je p-hodnota vyšší než hladina významnosti α , nulová hypotéza H_0 je přijata, časová řada má jednotkový kořen a není stacionární (Hušek, 2007). V případě potvrzení nulové hypotézy H_0 lze vytvořit časovou řadu prvních diferencí. Jestliže je i po první diferenci časová řada dále nestacionární, lze vytvořit další diferenci druhého řádu (Tintner, 1968). Pokud je p-hodnota nižší než hladina významnosti α , nulová hypotéza H_0 se zamítá, přijímá se alternativní hypotéza H_1 , časová řada je tím pádem stacionární a neobsahuje jednotkový kořen (Hušek, 2007).

Stacionarita časové řady se dále může testovat pomocí autokorelační funkce (ACF). Díky této funkci lze určit zpoždění procesu klouzavých součtů (proces MA). Určuje se z grafu, kdy jsou hodnoty funkce klesající, zpoždění MA procesu se rovná nule. Pokud by hodnoty neklesaly, je potřeba určit zpoždění taktéž z grafu. Stacionaritu časové řady lze určit tak, že pokud první sloupec není blízko jedničky a hodnoty funkce jsou klesající, je možné předpokládat stacionaritu časových řad a není nutné provádět diferenci. Existuje i parciální autokorelační funkce (PACF) určující zpoždění AR procesů, postup u této funkce je stejný jako při určování zpoždění MA procesů (Gujarati, 2004).

3.2 Ekonometrické modelování

Ekonometrie je vědní disciplína aplikující nástroje statistiky a matematiky v oblasti ekonomie, zároveň se poslední dobou čím dál více využívá i oboru informatiky (Hančlová, 2012). Ekonometrii lze také chápat jako kvantitativní analýzu ekonomických jevů na základě současného teoretického vývoje a porovnání s využitím vhodných metod dedukce (Samuelson & Nordhaus, 2007). Snaží se také interpretovat a kvantifikovat existující vztah mezi proměnnými, které byly ve skutečném životě vypořizovány.

Cílem teoretické analýzy zkoumané ekonomické záležitosti je specifikace ekonomického modelu (tzv. formulace hypotéz). Po statistické specifikaci stochastických vlivů zahrnutých do modelu je vytvořen ekonometrický model, který je účelem dalšího pozorování. Ekonometrický model obsahuje oproti ekonomickému modelu parametry, stochastickou proměnnou a funkční formu, zároveň popisuje základní hypotézu jednou či více rovnicemi. Tyto rovnice jsou vzájemně propojené či závislé (Cipra, 2014).

Přesnější konstrukci ekonometrického modelu lze rozdělit do následujících kroků:

1. **Ekonomická teorie** – zahrnuje studium dokumentů, stanovení cílů a problémů, které chceme řešit.
2. **Fáze ekonomického modelu** – stanovení proměnných, včetně určení endogenních a exogenních proměnných.
3. **Fáze ekonometrického modelu** – do ekonomického modelu jsou přidány parametry, náhodná proměnná a taktéž je zvolen typ funkce.
4. **Sběr, analýza, zpracování vstupních dat** – shromáždění disponibilních statistických údajů, které se dále třídí, agregují a ověřují.
5. **Odhad parametrů ekonometrického modelu** – provádí se většinou pomocí softwaru, jindy různými metodami, které zaleží na cíli zkoumání.

6. **Interpretace modelu** – posouzení praktické kompatibility modelu s realitou.
7. **Ekonomická, statistická a ekonometrická verifikace modelu** – ověření odhadnutého modelu dle typu požadované verifikace.
8. **Aplikace ekonometrického modelu či jeho zamítnutí** – praktické využití modelu nebo jeho zamítnutí, které vrací postup k prvnímu bodu.

Ekonometrický model je zjednodušené zobrazení reality v ekonomické oblasti s prvky, které mají ekonomický charakter a vazby mezi nimi. Nejčastěji používaným modelem v ekonometrii je lineární ekonometrický model, jenž vychází z lineární ekonomické závislosti (Lejnarová, et al., 2009).

Nejdříve je formulován ekonomický model zobrazující vztahy mezi ekonomickými proměnnými. Tato formulace začíná u stanovení předmětu zkoumání, prostudování dokumentů zabývajících se daným tématem a zvolení proměnných. Poté lze utvořit základní ekonomický model zobrazující vztah mezi vysvětlovanou ekonomickou proměnnou a jednou či více vysvětlujícími proměnnými. Aby mohl model být specifikován, je nutné jej převést do ekonometrického tvaru. K tomuto je potřeba určit funkční formu modelu, přidat do něj náhodnou složku (čímž je dodržena stochastická povaha modelu) a k jednotlivým proměnným přiřadit odpovídající parametry. Vzniklý ekonometrický model má podobu jedné nebo více rovnic, které jsou vzájemně propojené či na sobě závislé (Hušek, 2007). Vyjádření jednorovnicového lineárního ekonometrického modelu může mít například tvar:

$$y_{1t} = \gamma_{11}x_{1t} + \gamma_{12}x_{2t} + \gamma_{13}x_{2t-1} + u_{1t} \quad (3.1)$$

kde: y_{1t} ... endogenní proměnná

x_{1t}, x_{2t} ... exogenní proměnné

x_{2t-1} ... zpožděná exogenní proměnná o jedno období

u_{1t} ... náhodná složka

$\gamma_{11}, \gamma_{12}, \gamma_{13}$... parametry predeterminovaných proměnných

Model můžeme vnímat jako statický nebo dynamický. Statický model (tzv. model jednoho okamžiku) nezachycuje proměnné v čase – vše proběhlo v jednom okamžiku. Vzhledem k tomu, že naprostá většina ekonomických veličin vyžaduje čas, jelikož se v něm vyvíjí, je vhodné do modelů faktor času zahrnout. Proces změny modelu ze statického na dynamický se nazývá tzv. **dynamizace**.

Základní jednotkou každého ekonometrického modelu jsou proměnné a parametry. Proměnné lze obecně v ekonometrickém modelování rozdělit na endogenní (závislé,

vysvětlované) proměnné, exogenní (nezávislé, vysvětlující) proměnné, predeterminované proměnné a stochastické (náhodné) proměnné (Hančlová, 2012).

Endogenní proměnné mají zpravidla charakter vysvětlované proměnné, zároveň mohou být zahrnuty i mezi vysvětlující proměnné v jiných rovnicích ekonometrického modelu. Jejich hodnoty jsou určovány modelem. Nejčastějším značením endogenní proměnné s-tého druhu je y_s . **Exogenní proměnné** vstupují do modelu jako vysvětlující proměnné. Pomocí těchto proměnných se vysvětlují endogenní proměnné. Hodnoty exogenních proměnných jsou určeny vnějším (ekonomickým) prostředím, jež není předmětem zkoumání daného modelu. R-tá exogenní proměnná je často značena x_r a její hodnota v období $t-x_{rt}$ (Greene, 2000). Kromě základních proměnných může model obsahovat také **predeterminované proměnné**, které zahrnují všechny exogenní, zpožděné exogenní i endogenní proměnné. Název predeterminovaných proměnných je odvozen z toho, že jejich hodnoty jsou dány vnějším prostředím – tudíž jsou predeterminované. Zpožděné proměnné vyjadřují působení exogenních či endogenních proměnných v minulých obdobích a lze je využít v rámci dynamizace modelu (Hušek, 2007).

Ekonometrický model dále obsahuje **stochastickou proměnnou**. Jedná se o náhodnou složku, která zahrnuje náhodné chyby vznikající opomenutím důležité vysvětlující proměnné, náhodné chování ekonomických subjektů, nepřesnosti při měření či časovou, průřezovou nebo prostorovou agregaci dat. Stochastická proměnná se v s-té rovnici vysvětlované endogenní proměnné v období t označuje u_{st} (Lejnarová, et al., 2009).

Aby byl model skutečně ekonometrickým, je nutné, aby obsahoval **strukturální parametry** všech predeterminovaných proměnných. Jedná se o konstanty, které mají charakter regresních koeficientů. Stanovení jejich intenzit a směru působení je hlavním cílem ekonometrické analýzy (Hušek, 1976). Strukturální parametry rozlišujeme na β_{is} v i-té rovnici modelu s-té nezpožděné endogenní proměnné a γ_{ir} v i-té rovnici modelu r-té predeterminované proměnné.

3.2.1 Předpoklady lineárně regresního modelu

Odhadované parametry lineárně regresního modelu musí mít eficientní, nestranné a konzistentní odhady, označující se jako BLUE (best, linear, unbiased, estimation). Nejlepší je odhad tehdy, když rozptyl parametru není větší než jiný odhad stejného parametru. Nestranný odhad znamená, že střední hodnota je stejná jako hodnota daného parametru. Pokud tato hodnota stejná není, jedná se o odhad vychýlený. Nestranný odhad není tedy ani

nadhodnocen, ani podhodnocen. Jestliže se odhad v pravděpodobnosti přibližuje skutečné hodnotě daného parametru s rostoucím počtem pozorování, odhad je konzistentní (Cipra, 2014).

Odhadnuté parametry ekonometrického modelu mají tyto vlastnosti, pokud splňují jisté předpoklady. Těmito předpoklady u lineárně regresních modelů jsou:

- 1) specifikační předpoklady,
 - a) neopomenutí podstatné vysvětlující proměnné,
 - b) vypuštění irelevantních vysvětlujících proměnných,
 - c) volba správné funkční formy modelu,
 - d) stabilní odhadnuté parametry a časová invariančnost,
 - e) respektování simultánnosti vztahů mezi proměnnými,
- 2) nulový průměr náhodné složky u_i ,
- 3) homoskedasticita [$Var(u_i|X_i) = \sigma^2$],
- 4) nepřítomnost autokorelace reziduí,
- 5) nezávisle proměnné jsou nenáhodné a fixní v opakujících se souborech,
- 6) neexistence perfektní multikolinearity,
- 7) normální rozdělení náhodné složky (Cipra, 2014).

3.2.2 Kvantifikace modelu

Jestliže jsou výše uvedené předpoklady lineárně regresního modelu naplněny, je možné model kvantifikovat. Kvantifikace modelu je jinými slovy odhadování hodnot parametrů na základě naměřených dat. Tato skutečnost umožňuje kvantifikovat intenzitu a směr vzájemného působení proměnných vyskytujících se ve sledovaném modelu (Hušek, 2007).

Během selekce metody odhadování parametrů je potřeba přihlížet k charakteru modelu či jeho účelu, složitosti modelovaného systému nebo vlastnostem časových řad. Metody odhadu hodnot parametrů lze dělit na dva typy:

- metody s omezenou informací – odhad jednotlivých rovnic zvlášť, např. běžná metoda nejmenších čtverců
- metody s úplnou informací – odhad celého vícerovnicového modelu najednou, např. třístupňová metoda nejmenších čtverců (Hančlová, 2012).

K odhadu parametrů lineárního regresního modelu se pro svou jednoduchost nejčastěji využívá běžná metoda nejmenších čtverců – BMNČ. Tato metoda poskytuje nejlepší,

nestranné a konzistentní odhady parametrů modelu, právě když jsou tyto předpoklady splněny. Podstatou běžné metody nejmenších čtverců je nalezení parametrů, které mají minimální součet čtverců odchylek teoretických hodnot vysvětlované proměnné od hodnot skutečných:

$$\min \sum_{t=1}^n (y_t - \hat{y}_t)^2 \quad (3.2)$$

Pro praktické účely lze z obdržené soustavy rovnic zobecněním pro „k“ vysvětlujících proměnných získat následující vztah č. 3.3, který reprezentuje vzorec pro odhad hodnot parametrů modelu BMNČ:

$$\gamma = (X^T X)^{-1} X^T y \quad (3.3)$$

kde: γ ... vektor ($k \times 1$) odhadovaných parametrů

y ... vektor ($n \times 1$) obsahující napozorované hodnoty vysvětlované proměnné

X ... matice o rozměru ($n \times k$), která obsahuje napozorované hodnoty „k“ vysvětlujících proměnných (Gujarati, 2004).

3.3 Verifikace modelu

Jakmile je ekonometrický model odhadnut, je nezbytně nutné provést před aplikací tzv. verifikaci ekonometrického modelu. Verifikace ověřuje a vyhodnocuje, zda jsou všechny odhadované parametry v souladu s výchozími ekonomickými hypotézami a zda obsahují požadované matematické, statistické či ekonometrické charakteristiky.

Matematická verifikace

Matematická verifikace se provádí ihned po odhadu parametru a slouží k ověření správného výpočtu parametrů proměnných a zároveň ověřuje, že se průměrná hodnota vysvětlované proměnné rovná teoretické hodnotě, která vznikne dosazením průměrných hodnot vysvětlujících proměnných modelu do odhadované rovnice (Gujarati, 2004).

Ekonomická verifikace

Ekonomická verifikace posuzuje, zda jsou odhadnuté parametry ve shodě s ekonomickou teorií z hlediska směru působení a intenzity. V podstatě spočívá v ověření správnosti znamének a velikosti číselných hodnot odhadnutých parametrů. Pokud jsou získané odhady správně, lze je interpretovat v souladu s ekonomickými předpoklady a odhadnutý model je adekvátním zobrazením zkoumaného problému. Hodnoty odhadnutých

parametrů a znaménka ovšem nemusí být v souladu s předpoklady – tehdy je zpravidla nutné ověřit správnost specifikace modelu (Hušek, 1976).

Statistická verifikace

Dalším krokem ověřování je statistická verifikace, která slouží k posouzení statistické reálnosti odhadnutých parametrů i celého ekonometrického modelu. Pomocí statistických testů (kritérií) verifikuje, jak moc jsou výsledky kvantifikace, získaných z jednoho výběru pozorování, přesné (Hušek, 2007).

Cílem statistické verifikace je nejprve pomocí t-testů potvrdit či vyvrátit významnost vlivů ekonomicky ověřených parametrů proměnných. Prvním krokem testu je stanovení nulové hypotézy H_0 a poté alternativní hypotézy H_1 . Zjištění statistické významnosti odhadnutých parametrů probíhá tak, že se vypočítaná t-hodnota porovná s tabulkovou hodnotou t-testu na zvolené hladině významnosti (přihlédne se k příslušnému počtu stupňů volnosti t_α). Je-li $t > t_\alpha$, zamítá se nulová hypotéza o statistické nevýznamnosti parametrů; vysvětlující proměnná je z hlediska svého vlivu na vysvětlovanou proměnnou na hladině významnosti α . Je-li $t < t_\alpha$ s pravděpodobností $100\%(1 - \alpha)\%$ není parametr statisticky významný. S t-testem souvisí také p-hodnota (hladina významnosti), která vyjadřuje pravděpodobnost, s jakou platí daná hypotéza. Nejčastěji je volena ve výši 0,05.

Model lze jako celek otestovat díky F-testu, kde se porovnává F poměr s tabulkovou hodnotou F^* . Je-li F poměr vyšší než hodnota z tabulky na zvolené hladině významnosti a při daném počtu stupňů volnosti ($n-p$), nulová hypotéza o statistické nevýznamnosti R^2 se zamítá, což znamená, že shoda odhadnutého modelu s daty je statisticky významná (Hušek, 2007).

Také je testována shoda odhadnutého modelu s daty, která určuje těsnost vztahu mezi vysvětlovanou a vysvětlující proměnnou. Posuzuje se v rámci lineárních funkcí pomocí koeficientu vícenásobně determinace R^2 (Hančlová, 2012). Obvykle se výsledek vyjadřuje v procentech, jelikož udává z kolika procent jsou změny vysvětlované proměnné závislé na směnách vysvětlujících proměnných (Greene, 2000):

$$R^2 = 1 - \frac{S_u^2}{S_y^2} \quad (3.4)$$

Jelikož hodnota R^2 neklesne přidáním dalších vysvětlujících proměnných do modelu, využívá se korigovaný koeficient vícenásobně determinace R^2 s čarou, který definuje vztah

3.5. Hodnota korigovaného koeficientu determinace je zpravidla nižší než hodnota koeficientu determinace.

$$\overline{R^2} = 1 - (1 - R^2) \frac{n - 1}{n - p} \quad (3.5)$$

kde: n ... počet pozorování

p ... počet odhadovaných parametrů

$n-p$... počet stupňů volnosti

Ekonometrická verifikace

Poslední částí verifikace modelu je ekonometrická verifikace, ve které se ověřují podmínky nutné pro aplikaci konkrétních ekonometrických metod či testů. Pokud nejsou dodrženy předpoklady, které jsou potřeba k aplikování konkrétního odhadovaného postupu či testu, odhady parametrů tímto ztratí některé optimální vlastnosti, nebo statistické testy ztrácejí platnost a klesá jejich síla – tudíž poskytují nereálné závěry. Vyhodnocení reálnosti odhadnutého modelu je důležitou součástí ekonometrické analýzy, protože k praktickému využití jsou vhodné jen ty výsledky kvantifikace modelu, které vyhovují všem kritériím současně. Mezi tyto kritéria patří testy autokorelace náhodných složek, přítomnost multikolinearity vysvětlujících proměnných, a také homoskedasticity a normality náhodné složky (Hušek, 2007).

Multikolinearita

Multikolinearita vyjadřuje závislost mezi dvěma či více vysvětlujícími proměnnými v rovnici a v modelu bývá určitá výše vždy přítomna. Ovšem při detekci vysoké multikolinearity není možné separovat vlivy jednotlivých vysvětlujících proměnných na vysvětlovanou proměnou – z tohoto důvodu je vysoká multikolinearita nežádoucí jev (Cipra, 2014). Vysoká multikolinearita se vyskytuje tehdy, když hodnoty vysvětlujících proměnných mají nízkou variabilitu. Vyvarování se tohoto problému lze dosáhnout zajištěním uspokojující variability vysvětlujících proměnných. V případě vysoké multikolinearity nelze dosáhnout přesného odhadu parametrů vysvětlujících proměnných, které ji způsobují (Lejnarová, et al., 2009).

Vysoká multikolinearita může být identifikována vyčíslením tzv. korelační matice, jenž obsahuje párové korelační koeficienty jednotlivých vysvětlujících proměnných. Lze ji vyčíslit ze vztahu 3.6:

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

kde: X' je matice normalizovaných vektorů, které lze získat podle vztahu 3.7:

$$x'_{it} = \frac{x_{it} - x_i}{\bar{n} \times \sigma x_i} \quad (3.7)$$

kde: $i = (1 \dots k)$ a $t = (1 \dots n)$

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

x' ... její průměr

σ ... směrodatná odchylka

n ... počet pozorování

Přijatelná hodnota multikolinearity je taková, kdy je párový koeficient v intervalu $(-0,8; 0,8)$. Pokud se tento koeficient nachází mimo tuto mez, závislost bude vysoce těsná, tudíž v modelu bude přítomna vysoká multikolinearita. Existuje i tzv. perfektní multikolinearita, která nastává tehdy, kdy párový korelační koeficient či koeficient vícenásobné korelace je roven 1. Pokud v modelu taková multikolinearita existuje, model nemůže být odhadnut (Hančlová, 2012).

Multikolinearitu lze odstranit tím, že proměnnou, jež vysokou multikolinearitu způsobuje, z modelu vynecháme. Můžeme ji snížit také použitím dummy proměnné nebo vhodnou transformací podkladových dat (např. postupné diference).

Autokorelace reziduí

Autokorelace reziduí je jinými slovy závislost mezi posloupností hodnot jedné proměnné uspořádaných v čase (a někdy i v prostoru). Jedná se o závislost jak na minulých, tak i budoucích vlastních hodnotách. Proto se jedná o jev sledovaný u modelů, které vycházejí z časových řad. Příčiny autokorelace mohou spočívat např. v nesprávně nastaveném zpoždění u některých vysvětlujících proměnných, dále v chybném měření, kde se nepřesnosti v datech promítly do náhodné složky, s tímto souvisí i nesprávná transformace výběrových dat – data nebyla správně upravena, což se opět může promítnout do náhodné složky. Další častou příčinou je setrvačnost ve vývoji ekonomických veličin, jelikož spousta makroekonomických časových řad má setrvačnost ve svém dlouhodobém vývoji a tím jsou hodnoty v čase závislé na svých předchozích hodnotách (Hušek, 2007).

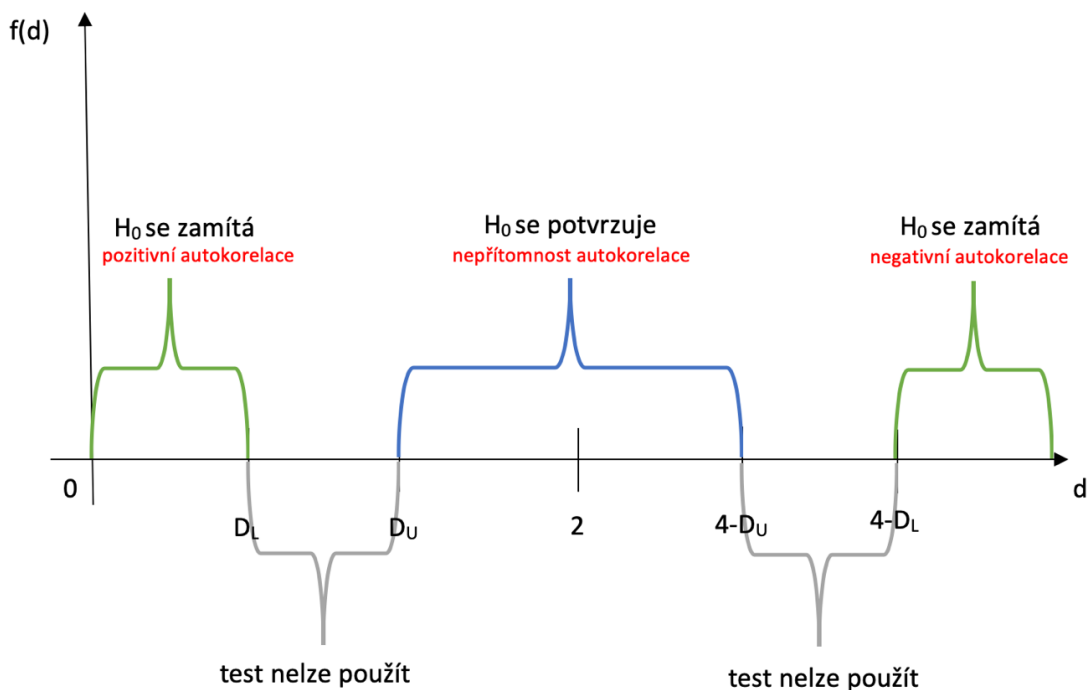
K identifikaci autokorelace reziduální složky jsou používány grafické testy v podobě XY bodového grafu, sofistikovanější testování provádí např. **Durbin-Watsonův test**, který je definován vztahem 3.8. Tento test se používá k testování autokorelace prvního řádu.

$$DW = \frac{\sum(u_t - u_{t-1})^2}{\sum u_t^2} \quad (3.8)$$

kde: u_t je náhodná složka v období t

Prvním krokem testování je formulace hypotéz, ve které H_0 tvrdí, že autokorelace prvního řádu není významná. Výpočet tohoto testu se pohybuje v intervalu $\langle 0; 4 \rangle$. Následující schéma č. 1 znázorňuje hranice pro potvrzení nebo zamítnutí H_0 . D_L představuje dolní hranici a D_U hranici horní. Pokud $DW < D_L$ nebo $DW > 4 - D_L$, H_0 se zamítá. Vypočtená hodnota leží v kritické oblasti a je potvrzena statisticky významná autokorelace reziduí (viz. zelená část schéma). Pokud se hodnota nachází v šedé zóně (tzv. zóna neprůkaznosti, šedá část schéma), test nelze použít, jelikož nelze rozhodnout o přijetí či zamítnutí H_0 . Nulovou hypotézu potvrzujeme tehdy, kdy se hodnota nachází v modré části schéma. Autokorelace tehdy není přítomna.

Schéma 1 - Durbin-Watsonův test – potvrzení hypotézy



Zdroj: vlastní zpracování dle (Hančlová, 2012)

Pro testování autokorelace vyššího řádu se používá **Breusch-Godfrey test**, který je vyjádřen vztahem 3.9. Jestliže se při konstrukci modelu používají měsíční či čtvrtletní časové řady, může dojít právě k autokorelaci vyšších řádů (Hančlová, 2012).

H_0 : V modelu není přítomna autokorelace, rezidua jsou skutečně náhodná.

H_1 : V modelu je přítomna autokorelace.

$$\hat{u}_t = y_{1t} = \gamma_1 + \gamma_2 x_{t2} + \dots + \gamma_k x_{tk} + \varphi_1 \hat{u}_{t-1} + \varphi_2 \hat{u}_{t-2} + \dots + \varphi_p \hat{u}_{t-p} + \varepsilon_t \quad (3.9)$$

Na model je následně aplikován χ^2 test. Nulová hypotéza se přijímá tehdy, kdy je výsledná hodnota nižší než kritický obor hodnot (Wooldridge, 2006). Test je možné vyhodnotit také pomocí SW Gretl. Jestliže je p – hodnota vyšší než zvolená hladina významnosti α , nulová hypotéza je akceptována – v modelu tedy není přítomna autokorelace. Pokud je ovšem p – hodnota nižší než α , přijímá se alternativní hypotéza a bude potřeba autokorelaci odstranit např. změnou dynamizace modelu, změnou funkční formy modelu atd. (Hančlová, 2012).

Homoskedasticita

Dalším předpokladem klasického regresního modelu je předpoklad konstantního a konečného rozptylu reziduální složky, tzv. homoskedasticity. Homoskedasticita je jev žádoucí. Jestliže náhodné složky nemají konstantní či konečný rozptyl, označující se jako heteroskedastické. Heteroskedasticita způsobuje, že odhady parametrů ztrácejí některé optimální vlastnosti. Pozorovat ji lze jak v modelech časových řad, tak v datech průřezových, kterých se především tento problém týká. Mezi nejčastější příčiny heteroskedasticity se řadí odlehlá pozorování, chyby v měření, nevhodná transformace podkladů či chybná specifikace modelu.

Testování heteroskedasticity nejdříve začne grafickou analýzou, a poté je podle charakteristického vývoje funkční závislosti měnícího se rozptylu reziduí testována příslušným testem. Používají se neparametrické testy, mezi které patří např. Goldfeld-Quandtův test, Spearmanův test korelace pořadí nebo parametrické testy, kam se řadí Whiteův test, Parkův test, Glejserův test a řada dalších.

1) Spearmanův test

Tento test spočívá v tom, že jsou nejdříve vzestupně či sestupně seřazeny absolutní hodnoty reziduí, a poté je dle vztahu 3.10 vypočten jednoduchý párový koeficient korelace pořadí:

$$r_{ex} = 1 - \frac{6\sum d_i^2}{n(n^2 - 1)} \quad (3.10)$$

kde: $i = 1, 2, \dots, n$

d_i ... difference v pořadí odpovídajících dvojic pořadových čísel

O existenci heteroskedasticity hovoříme, pokud jsou hodnoty blízko jedné. Jedná-li se o model vícenásobné regrese, párové koeficienty korelace pořadí mezi rezidui se musí sečíst s pozorováními všech vysvětlujících proměnných a testovat jejich významnost pomocí

t-testu podle vzorce 3.11. Je-li hodnota t větší než kritická tabulková hodnota, přijímáme hypotézu heteroskedasticity (Hušek, 2007).

$$t = r_{ex} \frac{\sqrt{n-k}}{\sqrt{1-r_{ex}^2}} \quad (3.11)$$

2) Whiteův test

Whiteův test je test založený na Lagrangeově multiplikátoru. Vyžaduje velký počet pozorování (minimálně 30) a správnou specifikaci modelu. Nulová hypotéza předpokládá, že parametry se rovnají nule, čímž je dosaženo homoskedasticity. (Hušek, 2009). Vztah 3.12 definuje Whiteův test:

$$n \times R^2 \approx \chi^2(k-1) \quad (3.12)$$

kde: n ... počet pozorování

k ... počet parametrů

χ ... chíkvadrát rozdělení s (k) stupni volnosti

3) Breuch-Pagan test

Předností tohoto testu je to, že je velice jednoduchý. Oproti Whiteovu testu ovšem vyžaduje normalitu náhodných složek znát regresory LRM, které heteroskedasticitu způsobují. Nulová hypotéza je totožná jako u Whiteova testu. Následující vzorec 3.13 znázorňuje testovací statistiku tohoto testu:

$$LM = n \times R_{e^2}^2 \sim \chi^2(k) \quad (3.13)$$

Normalita

Normalita představuje stav, kdy je rozdělení reziduí normální, splňuje podmínky Gaussovy křivky, má nulovou střední hodnotu a konstantní rozptyl. Porušení normálního rozdělení se projevuje šikmostí, tupostí či špičatostí. Testovat normální rozdělení náhodné složky lze pomocí neparametrického testu normality, např. Jarque-Bera testu (viz vztah 3.14). Výsledná hodnota se dále porovná s tabulkovou hodnotou pro dané stupně volnosti na zvolené hladině významnosti. Pokud bude výsledná hodnota menší než hodnota tabulková, bude takové rozdělení rezidua považováno za normální. V opačném případě se jedná o nenormální rozdělení náhodné složky (Cipra, 2014).

$$JB = n \left[\frac{S^2}{6} + \frac{(K-3)^2}{24} \right] \quad (3.14)$$

3.4 Aplikace modelu

Výsledkem ekonometrického modelu je stanovisko, které rozhoduje, zda je tento model prakticky použitelný nebo je nutné ho zamítnout. V případě jeho zamítnutí se proces zjišťování vrací na samotný začátek, naopak přijatelný model je využitelný v oblasti, pro kterou byl stvořen.

3.4.1 Strukturální analýza

Prostřednictvím strukturální analýzy lze zkoumat vývoj jednotlivých kvantifikovaných jevů. Na tento jev ovšem v reálném světě působí mnoho dalších jevů, které nelze kvantifikovat ani začlenit do modelů. Výsledkem strukturální analýzy jsou nejen odhadnuté hodnoty parametrů, ale i další ukazatele jako je např. elasticita neboli pružnost. Zatímco odhadnutý parametr vyjadřuje působení příslušné proměnné na vysvětlovanou proměnou v jednotkách, ve kterých jsou sledovány, elasticita toto působení vyjadřuje v procentech (Hančlová, 2012). Relativní vyjádření tedy umožňuje porovnání v jiných jednotkách. Obecný vztah pro odvození elasticity je vyjádřen následující rovnicí 3.15:

$$E = \frac{\partial y}{\partial x_i} \times \frac{x}{\hat{y}} \quad (3.15)$$

3.4.2 Simulace

Simulace je napodobování skutečnosti, spočívá v sestavení reálného modelu a provádění opakovaných zkoušek s tímto modelem podle předem definovaných scénářů. Při hodnocení lze prověřit varianty odpovědí, jak by reagovaly vysvětlované proměnné, když by se vysvětlující proměnná zvýšila či snížila o danou hodnotu.

3.4.3 Prognózy

Prognózování je jedním z hlavních cílů ekonometrického modelování. Prognóza je odhad budoucích očekávaných hodnot na základě hodnot minulých, lze ji definovat i jako konstatování vývoje zkoumaného jevu, který je stavěn na určité analýze a nastal s danou pravděpodobností.

Odvození prognózy z ekonometrického modelu předchází ověření prognostických vlastností daných rovnic. To lze posoudit na základě rozboru:

- 1) ekonomické interpretovatelnosti vypočtených parametrů

- 2) multikolinearity mezi vysvětlujícími proměnnými vycházejícího z metody vypracované Farrarem a Glauberem
- 3) těsnosti závislosti vysvětlovaných a vysvětlujících proměnných
- 4) statistické významnosti parametrů
- 5) autokorelace reziduí podle Durbin-Watsonova testu
- 6) normovaných odchylek

Prognózy lze dělit na *ex post* a *ex ante*, na bodové a intervalové nebo z hlediska časového horizontu na krátkodobé a dlouhodobé (Hušek, 2007).

Intervalová prognóza vysvětlované proměnné předpovídá hodnotu stanovením intervalu spolehlivosti pro danou hladinu významnosti. Tuto prognózu lze odhadnout užitím směrodatné odchylky *ex-post* prognózy RMSE (Greene, 2000). RMSE je Root Mean Squared Error neboli odmocninová střední čtvercová chyba a zobrazuje ji následující vztah 3.16:

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_i (y_i - \hat{y}_t)^2} \quad (3.16)$$

Výpočet intervalu s horní a dolní mezí znázorňuje vztah 3.17:

$$\hat{y}_{T+h}^{min} = \hat{y}_{T+h} \pm 2 \times RMSE \quad (3.17)$$

Bodová prognóza předpovídá hodnoty vysvětlované proměnné pouze jednou hodnotou pro dané období. Nejdříve je nutné predikovat hodnoty predeterminovaných proměnných, které lze odhadnout díky lineárním trendovým funkcím (viz vztah 3.18). Ty lze odhadnout metodou BMNČ (Cipra, 2014).

$$\hat{x}_t = \gamma_0 + \gamma_1 t \quad (3.18)$$

Prognóza **ex post** představuje předpověď vysvětlované proměnné s předpokladem toho, že jsou s jistotou známy hodnoty všech vysvětlujících proměnných pro predikované období. Jedná se o extrapolaci modelu do minulosti, tzv. retropolaci (Asteriou, 2011). Prognóza **ex ante** je podmíněná předpověď, protože pro predikované období neznáme s jistotou všechny hodnoty vysvětlujících proměnných a také jsou odhadovány. Během prognózování je důležité ověřit prognostické vlastnosti modelu pomocí verifikace, prognózy *ex post* a normovaných odchylek (Hančlová, 2012). Výpočet normované odchylky pro celý model je uveden v následujícím vztahu č. 3.19:

$$N = \sqrt{\frac{1}{g} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^g \sum_{t=1}^n N_{it}^2} \quad (3.19)$$

Shoda prognózy se skutečností se pozná, pokud se výsledek bude rovnat nule – tehdy se bude jednat o ideální stav prognózování. Pokud $N = \langle 0,1 - 0,5 \rangle$, má smysl zahájit prognózování. Pokud se ovšem $N = \langle 0,6 - 1,0 \rangle$, není vhodné prognózu tvořit.

Proces ARIMA

Jedním z nejpoužívanějších modelů časových řad je autoregresní integrovaný proces klouzavých průměrů neboli proces ARIMA, který je složen ze tří procesů. Všechny tyto procesy se řadí mezi modely časových řad **Box-Jenkinsonovy metodologie**, jenž považuje stochastickou složku za základní prvek při konstrukci modelů časových řad. Dále umožňuje zpracovat časové řady obsahující navzájem korelované pozorování a její těžiště je postaveno v řešení takových závislostí. Díky stochastickému modelování je flexibilní právě kvůli schopnosti modelovat časové řady s obecným průběhem. (Cipra, 2014). Všechny tyto modely lze realizovat pouze prostřednictvím specializovaného procesu, proto v této práci bude využit software Gretl.

Prvním procesem modelu ARIMA je **autoregresní proces (AR)**, který je využíván zejména pro časové řady se stochastickým trendem (ty je možné stacionarizovat diferencováním). V rámci použití tohoto modelu není vyžadována stacionarita analyzovaných časových řad. V případě nestacionární časové řady je nutné nejdříve provést stacionarizaci pomocí vhodné difference modelované časové řady, čímž je vytvořena stacionární řada, která je modelována díky smíšenému modelu ARMA. Dalším procesem, se kterým Box-Jenkinsonova metodologie pracuje, jsou právě **klouzavé průměry (MA)**. Patří mezi nejjednodušší modely a jsou vhodné pro časovou řadu, která nemá všechna pozorování navzájem korelována (Cipra, 2014). Řád zpoždění těchto procesů lze zjistit díky parciální autokorelační funkci u autoregresního procesu a autokorelační funkcí u procesu klouzavých průměrů. Třetím procesem je proces **integrační (I)**, který mimo jiné znamená diferenci časových řad před aplikací procesů AR a MA (Zhang, 2003).

Model ADL

Model rozložených časových zpoždění byl převzat z originálního názvu **Autoregressive Distributed Lag (ADL)**. Jedná se o model jednorozměrný, který vysvětluje chování jedné časové řady. Obsahuje n zpožděných závisle proměnných a p zpožděných nezávisle proměnných. Při používání tohoto modelu je důležité zjistit jeho délku zpoždění, což lze zjistit použitím F-testu, minimalizací **Akaikeho** nebo **Bayseova** (neboli Schwarzova) informačního kritéria či maximalizací korigovaného koeficientu determinace. Zmíněná informační kritéria občas poskytují různé výsledky a zvolení správné doby zpoždění je závislé na preferencích autora modelu (Wooldridge, 2006).

4 Literární rešerše

4.1 Agrobiznys

Základní teorii agrobiznysu vypracovali v 50. letech 20. století dva američtí ekonomové John Hagy Davis a Ray Allan Goldberg. Publikace těchto ekonomů z roku 1957 s názvem *A Concept of Agribusiness* a Davisova práce *From Agriculture to Agribusiness* z roku 1957 se staly zásadním přístupem k agrární ekonomice, jelikož reflektovaly změny socioekonomického prostředí moderního zemědělství (Borsellino, 2019).

Ve společné publikaci se taktéž definovala první definice agrární ekonomiky jako: *„souhrn všech činností týkajících se zpracování a distribuce produktů vyrobených na farmě; tzn. výrobní činnosti na farmě, dále skladování, zpracování, dopravu a prodej zemědělských komodit a produktů z nich vyrobených“*.

Do agrárního sektoru je nutné podle teorie Davise a Goldberga zařadit následující odvětví:

- a) zemědělská prvovýroba, lesnictví, vodohospodářství;
- b) potravinářský a jiný zpracovatelský průmysl;
- c) krmivářský průmysl;
- d) služby pro zemědělství a potravinářství;
- e) dodavatelská odvětví vstupů do zemědělství a potravinářství;
- f) potravinářský obchod a veřejné stravování.

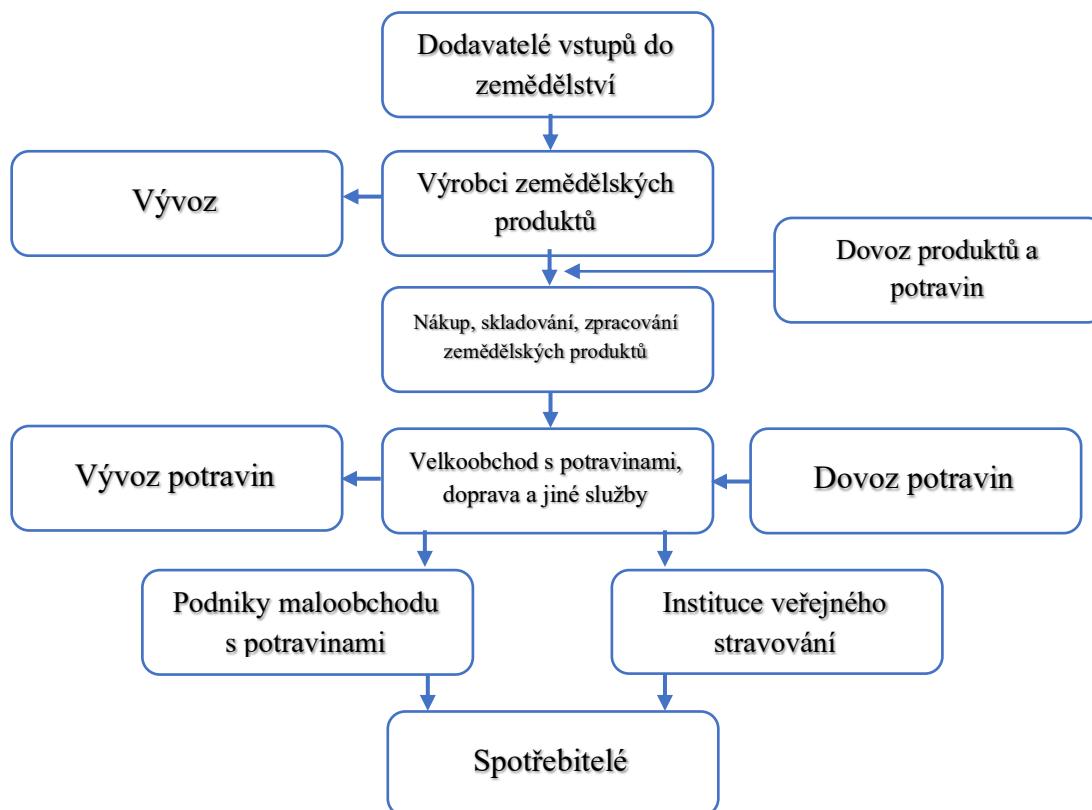
Od přelomu 20. a 21. století se významně posiloval vliv inovací a výzkumů v předvýrobních fázích. Díky této skutečnosti formulovali agrobiznys jako řetězec subsektorů vzájemně propojených řadou přímých i zpětných vazeb, které zahrnují:

- a) výzkum, genetické firmy a dodavatele osiva a biologického materiálu;
- b) dodavatele ostatních vstupů;
- c) zemědělské výrobce;
- d) nákupce zemědělských produktů;
- e) zpracovatele první a druhé fáze zpracování zemědělských produktů do konečných výrobků;
- f) (malo)obchod a instituce veřejného stravování (Sonka & Hudson, 1999).

Jak zobrazuje schéma č. 2, principem agrobiznysu je tedy vymezení subjektů a charakterizování činností a vzájemných vazeb spjatých se zemědělskou výrobou uvnitř podniku, ale také vazeb s fázemi vázanými na činnosti zpracování zemědělských komodit

do konečných výrobků. Agrobiznis zahrnuje také všechny činnosti vyvolané trhem a současně vázané přímo i nepřímo k zemědělství (Schroder & Mavondo, 2003).

Schéma 2 – Základní struktura agrobiznisu



Zdroj: vlastní zpracování, (Bečvářová, 2005)

4.1.1 Typy a interakce agrárních trhů

V agrárním sektoru lze definovat čtyři základní typy vazeb výrobce a spotřebitele (Bečvářová, 2005):

a) vazba naturální

Tato vazba znázorňuje vztah výrobce a spotřebitele, kde jsou si tyto dva subjekty rovny, respektive výrobce je zároveň i spotřebitelem. Typickým příkladem jsou samozásobitelská hospodářství.

Schéma 3 – Vazba naturální

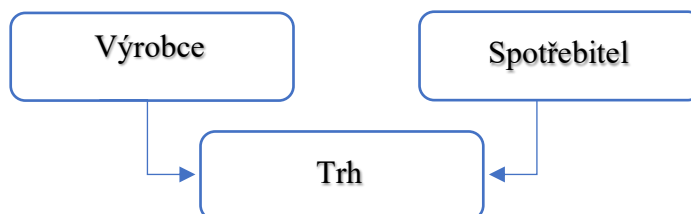


Zdroj: vlastní zpracování

b) vazby na surovino-potravinářském trhu

Tento typ trhu znázorňuje vztah výrobce, spotřebitele a trhu, kdy zemědělský výrobce představuje prodávajícího, jenž prodává zemědělskou surovinu v různé formě předzpracování do potravinářského výrobku. Spotřebitel je kupujícím, který naopak tuto surovinu upravuje do formy potravinářského výrobku.

Schéma 4 – Vazby na surovino-potravinářském trhu

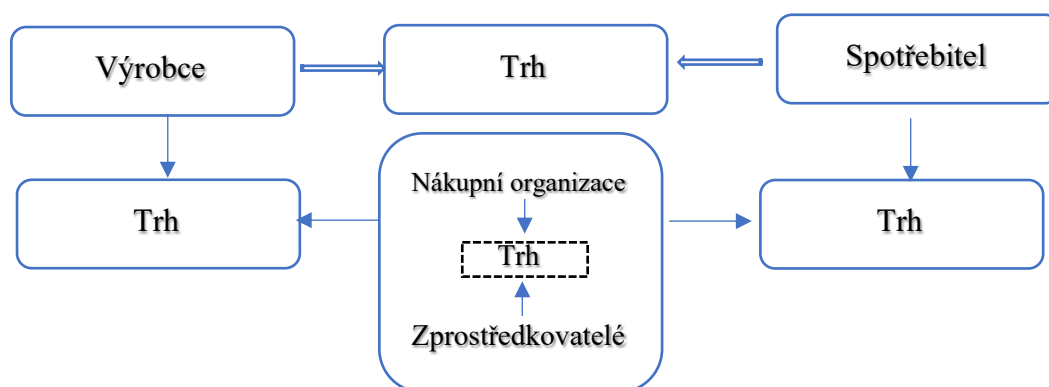


Zdroj: vlastní zpracování

c) vazby na trhu zemědělských výrobků

Na tomto trhu jsou výrobci zemědělských komodit v roli prodávajících. Kupujícími jsou zpracovatelské podniky nebo nákupní subjekty, které se poté stávají prodávajícími subjekty sobě navzájem nebo vůči zpracovatelskému subjektu. Tento model je typický pro velkou část komoditní struktury zemědělských výrobků, jenž je směřována mezi zemědělskými a zpracovatelskými podniky. Pomocí zprostředkovatelů se prodává většina obilí a olejnin.

Schéma 5 – Vazby na trhu zemědělských výrobků

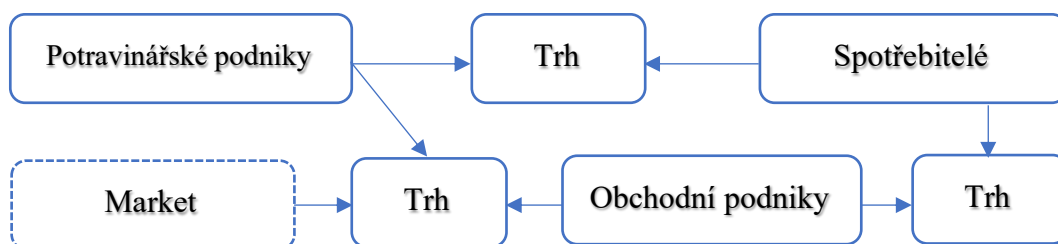


Zdroj: vlastní zpracování

d) vazby na trhu potravinářských výrobků

Prodávajícími jsou na tomto trhu potravinářské podniky. Pro část potravinářské produkce jsou kupujícími spotřebitelé, pro její rozhodující část jsou to obchodní podniky. Ty se poté stávají prodávajícím subjektem vůči spotřebitelům (Bečvářová, 2005).

Schéma 6 – Vazby na trhu potravinářských výrobků



Zdroj: vlastní zpracování

4.2 Dotační politika

Systém podpůrných programů v oblasti obilovin je v České republice za posledních 10 let poměrně stálý. Pro české zemědělce se tak nabízí široké spektrum možností využití těchto dotačních příspěvků:

Přímé platby a přechodné vnitrostátní podpory

Česká republika podporuje rostlinnou i živočišnou výrobu několika dotačními tituly. Nejvyužívanější dotací v rámci přímých plateb tvoří Single Area Payment Scheme (SAPS). Je poskytována na hektar zemědělské půdy a minimální výměra, na kterou lze tuto dotaci poskytnout, je 1 ha. Zároveň je nutné řádně obhospodařovat zemědělskou půdu a dodržovat požadavky kontroly podmíněnosti. Jedná se o jednotnou platbu na plochu zemědělské půdy, kterou České republice poskytuje Evropská unie od roku 2004. Nově vstupující stát do EU neobdrží přímou platbu v plné výši, a proto bylo zřízeno postupné navyšování přímých plateb (eAgri, 2019).

S jednotnými platbami na plochu souvisí i Greening neboli tzv. ozelenění. Jedná se o platbu pro ty zemědělce, kteří dodržují zemědělské postupy pro příznivé klima a životní prostředí. Greening se skládá ze tří složek:

- diverzifikace plodin,
- zachování výměry trvalých travních porostů,
- vyhrazení plochy využívané v ekologickém zájmu – EFA.

Další přímou platbou je platba pro mladé zemědělce, která klade důraz na generační obměnu venkova prostřednictvím podpory mladých a začínajících zemědělců do věku 40 let. Platbu lze poskytnout po dobu nejvýše 5 let těm osobám, které mají zároveň nárok na platbu SAPS.

Prostřednictvím dobrovolné podpory vázané na produkci se dostává podpory citlivým sektorům jako např. ovoce, zelenina, bílkovinné plodiny nebo ovce a kozy.

Doplňkovou dotací jsou přechodné vnitrostátní podpory, což jsou obdobné podpory jako dřívější Top-Up (neboli národní doplňkové platby) - jedná se o určitý příplatek k SAPS. Tato podpora je hrazena výhradně z rozpočtu České republiky.

Program rozvoje venkova ČR

Jak již název napovídá, druh této podpory je určen k tomu, aby pěstitelé obilovin mohli využívat dotace na investování do rekonstrukce zemědělských staveb či k nákupu potřebných technologií a strojů.

Národní podpory

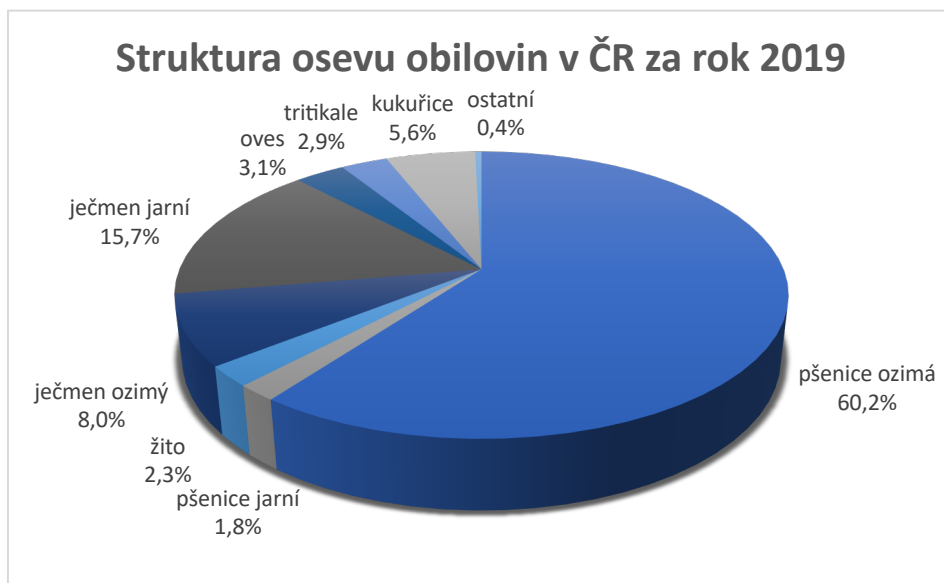
Využívanými národními podporami jsou např. dotační tituly ministerstva zemědělství a podpory podpůrného a garančního rolnického a lesnického fondu. V dotačních titulech vydávaných ministerstvem zemědělství České republiky se oblasti obilovin věnují podpůrné programy, jako např. podpora ozdravování polních a speciálních plodin, která podporuje zvyšování kvality produkce a snaží se vyvarovat šíření hospodářských chorob (ať bakteriálních či virových) nebo podpora poradenství a vzdělávání v zemědělství či marketingu a propagace.

Podpůrný a garanční rolnický a lesnický fond, a.s. je od roku 1993 v České republice důležitou součástí dotování v oblastech zemědělství, kde dotuje začínající i stávající podnikatele v oblasti zemědělské prvovýroby, zpracování zemědělských produktů a jiné zemědělské činnosti. Hlavní činnosti fondu je subvence části úroků z úvěru podnikatelských subjektů v zemědělské sféře nebo také finanční podpora pojištění plodin či zvířat (eAgri, 2019).

4.3 Obiloviny

Obiloviny jsou v rostlinné výrobě dominantní skupinou hlavně svým rozsahem, ale i tím, že jsou důležitým zdrojem energetické složky v lidské výživě. Klíčové postavení v zemědělské výrobě v podmínkách mírného pásu zaujímá především pšenice, ječmen, oves, triticales, proso a kukuřice. Do obilovin lze zahrnout také čumízu, čirok, mohár nebo bér – ty jsou vázané především na teplejší oblasti. (Peterová, 2010). Strukturu osevu obilovin za rok 2019 lze vidět v grafu č. 1.

Graf 1 – Struktura osevu obilovin v České republice za rok 2019



Zdroj: vlastní zpracování na základě dat z ČSÚ

V podmínkách mírného pásu se k potravinářskému zpracování využívají prakticky všechny druhy obilovin, kdy nejčastěji je používána potravinářská pšenice, sladovnický ječmen nebo žito. Pšenice a kukuřice jsou mimo běžné výroby mouky používány i jako suroviny k výrobě cereálních produktů, ale také v nepotravinářské oblasti v podobě čistého škrobu nebo potravinářského lihu. Čím dál větší využití mají obiloviny ve farmaceutickém a kosmetickém odvětví. Všechny druhy obilovin jsou běžně využívány i pro krmné směsi, do kterých se zužitkovává jak zrno, tak i vedlejší produkty všech průmyslů spadající do prostředí obilovin – mlýnský, sladovnický, pivovarnický nebo např. lihovarský průmysl (Foltýn & Zedníčková, 2010).

4.3.1 Charakteristika trhu s obilovinami

Obiloviny se řadí mezi plodiny s velkým spektrem použitelnosti, mají tudíž vysokou pozornost v ekonomice na mikro i makro úrovni. Produkce obilovin se dlouhodobě pohybuje v České republice v intervalu 6,5 – 8,5 mil. tun (viz tabulka č. 1). Odvětví obilovin patří k důležitým tržním odvětvím rostlinné výroby a prostřednictvím spotřeby krmných směsí taktéž ovlivňuje ekonomiku veškerých odvětví živočišné výroby (AKČR, 2019).

Celková sklizeň obilí za rok 2019 ve výši 7,646 mil. tun byla oproti roku 2018 vyšší o 675 tis. tun, což je o 9,6 % víc. Hektarový výnos obilovin 5,65 t je v porovnání s předchozím rokem 2018 vyšší o 0,44 t (tj. o 8,5 %).

Tabulka 1 – Vývoj sklizně obilovin v ČR v letech 2010-2019

Sklizeň obilovin v České republice v letech 2010-2019										
	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019
celková sklizeň (mil. t)	6,878	8,285	6,596	7,513	8,779	8,184	8,596	7,457	6,971	7,646
výnos (t/ha)	4,70	5,60	4,53	5,32	6,23	5,89	6,33	5,50	5,21	5,65

Zdroj: vlastní zpracování na základě dat z ČSÚ

V roce 2018 činil celkový dovoz obilovin 459,4 tis. tun. Oproti předchozímu roku, kdy hodnota dovozu byla 258,3 tis. tun, se dovoz značně zvýšil o 201,1 tis. tun obilí. Předpokládaný dovoz pro marketingový rok 2019/2020 se očekává ve výši 358,5 tis. tun (viz tabulka č. 2). U celkového vývozu obilovin došlo v roce 2018 k nepatrnému poklesu z 2 505,2 tis. tun na 2 321,6 tis. tun. V marketingovém roce 2019/2020 by měl nárůst dosáhnout až na 3 033 tis. tun především z důvodu zachování z části vyrovnané bilance obilnin (eAgri, 2019).

Tabulka 2 – Vývoj dovozu a vývozu obilovin v ČR v letech 2010-2019

Vývoj dovozu a vývozu obilovin v České republice (v tis. t)										
	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019
Dovoz	101,6	140,6	284,9	227,2	254,1	257,8	203,1	258,3	459,4	358,5
Vývoz	1791,8	2717,6	1843,2	2736,5	3326,2	3243,3	4105,8	2505,2	2321,6	3033

Zdroj: vlastní zpracování na základě dat z ČSÚ

4.4 Pšenice ozimá

Pšenice je jednou z nejstarších kulturních plodin využívaných člověkem. Lze ji stavět na přední místo mezi obilninami, jelikož je jednou z nejrozšířenějších a nejvíce pěstovaných plodin v České republice i ve světě. Ve srovnání s ostatními obilninami zabírá největší pěstitelskou plochu, zároveň představuje obrovskou produkci a objem obchodu. Vzhledem k tomu, že počet naší populace se neustále zvětšuje, je důležitým a plánovaným krokem zvýšit celkovou produkci pšenice. Již od 80. let 20. století se vyvíjí úsilí o zlepšení kvality pšenice s vysokým obsahem lepku. Hlavním cílem je ovšem stále dosažení vysoké úrody, vysoké produkce a vysoké kvality pšenice (Huang, et al., 2020).

Pšenice se dělí do několika skupin, které mají mnoho druhů. Jedná se o jednoletou travinu pěstovanou v ozimé nebo jarní podobě. Dle dostupných dat lze tvrdit, že z těchto dvou je mnohem častěji pěstovaná pšenice ozimá – za rok 2019 byla osevní plocha pšenice ozimé 813,5 tis. ha oproti pšenici jarní, která zaujímala pouhých 24,9 tis. ha.

V procentuálním vyjádření osevu všech obilnin za rok 2019 zabírá ozimá forma 60,2 % ha, zatímco jarní pouhých 1,8 % celkové plochy (ČSÚ, 2019).

Pšenice ozimá se řadí mezi náročnější plodiny z hlediska půdních podmínek i z hlediska předplodiny – ideální jsou luskoviny, jeteloviny, olejniny nebo okopaniny. Vyhovující půdou pro správný vývoj je jednoznačně taková půda, která je hlubší a zároveň dostatečně zásobována živinami – půda hlinitá či jílovitohlinitá. Nevhodnou půdou pro pěstování pšenice ozimé je půda písčitá, kyselá a zamokřená. Jak lze z druhového jména odvodit, tento druh pšenice se seje na podzim a díky postupnému přechodu do zimy získává mrazuvzdornost až do – 25 stupňů Celsia. V období po zimě s příchodem jara následuje tvorba květů a později v létě tvorba plodů.

Velmi obdobné charakteristiky požadavků v ohledu na půdu i předplodiny má pšenice jarní, která je tzv. doplňkovým druhem pro pšenici ozimou. Běžně bývá vyseta po sklizených okopaninách v březnu, není tolik odolná vůči mrazu, jako pšenice ozimá, ale případné mrazíky ji nevadí (Palík, 2009).

4.4.1 Historie pšenice

Dějiny obilovin utvářejí zároveň i dějiny zemědělství a v určitém smyslu i dějiny rozvoje lidské společnosti. Obiloviny celkově jsou považovány za nejstarší kulturní rostliny pěstované člověkem, nejstarší nalezenou obilovinou byla právě divoká pšenice. Tento nález pochází z jeskyně Nohal Oren nedaleko Hajfy v Izraeli a je z dob 10-15. tisíciletí př.n.l. Další archeologické nálezy dokládají systematické pěstování pšenice na území dnešního Íránu, Palestiny, Izraele, ale také v oblasti Afghánistánu a Kavkazu, kde se později rozšiřovaly divoké farmy.

Hlavní obilniny, jako právě pšenice, žito nebo ječmen se do Evropy dostaly z jihovýchodní Asie a z oblasti Středomoří. Zajímavostí je, že žito i oves byly původně považovány za plevely a jako užitkové a kulturní rostliny se začaly používat až později. V České republice se pšenice začala objevovat kolem roku 5 tisíc př.n.l. v období neolitu. V dnešní době je obilí již pěstováno v závislosti na pěstebních podmínkách po celém světě (Pelikán, 1996).

4.4.2 Hodnocení jakosti pšenice

U zemědělských komodit lze definovat jejich kvality (jakosti) a u pšenice tomu není jinak. Jakost se obecně definuje jako souhrn vlastností a znaků komodity vyjadřující výši

naplnění potřeb vzhledem k určitému standardu. Jelikož obiloviny mají odlišné požadavky od spotřebitelů i od zpracovatelů, je důležité na jakosti jednotlivých druhů nahlížet z různých hledisek. I z tohoto důvodu se jakost posuzuje z následujících složek:

a) hygienická složka

Hygienická jakost je dána přípustným limitem látek, které mohou být rizikové pro organismus. Takové limity jsou stanoveny dlouhodobým výzkumem a představují hranici, při jejímž překročení je nutné komoditu vyřadit z produkce či jinak zpracovat rizikové látky. Posuzuje se, zda je obilnina zdravotně závadná či nezávadná.

b) nutriční složka

V případě nutriční jakosti je posuzován obsah výživově přírodních látek, zejména sacharidy, bílkoviny, tuky, vitamíny, minerální látky, vláknina a spoustu dalších látek. Ačkoliv žádná z těchto látek není sama o sobě nebezpečná, je potřeba zajistit jejich vyváženost, aby nedocházelo k nadměrnému či naopak nedostatečnému příjmu.

c) senzorická složka

To, co spotřebitele nejvíce zajímá při volbě produktu, je chuť, vzhled, vůně, křupavost, barva a mnoho dalších. Tyto faktory se vyhodnocují v senzorické složce.

d) technologická složka

Technologická složka jakosti je důležitým ukazatelem pro výrobce, jelikož může ovlivnit konečné výrobní náklady a později také celkovou cenu. Zákazníkem totiž v případě zemědělských produktů bývá jejich zpracovatel. Často posuzovaným kritériem je u pšenice pružnost lepkového komplexu.

e) užitná složka

Často oceňovaná položka v případě spotřebitele bývá užitná hodnota produktu, kterou je vedle nutriční a senzorické jakosti trvanlivost nebo pohotovost pro finální využití (Kovářová, 2013).

Rozdělení pšenice podle užitné jakosti

Pšenice je po vypěstování posuzována podle jakosti zrna, které určuje odvětví pro další využití pšenice, tzv. užitný směr. Dle aktuálního dění na trhu je určena cena a způsob zpracování pšenice do budoucna. Podle využití lze pšenici dělit dva základní druhy –

potravinářskou a krmnou. Jelikož se stává, že pšenice nedosáhne ani takové kvality, aby mohla být používána ke krmným účelům, základní dva druhy doplňují ještě další dva: pšenice průmyslová a pšenice určená k výrobě osiva a šlechtění (osivařská).

a) potravinářská pšenice

Potravinářská pšenice je pšenice nejvyšší kvality. Jelikož slouží k produkci potravin pro člověka, jsou na ni kladeny mnohem vyšší nároky než na pšenici krmnou. Mimo dodržování vysokých nároků kvality nesmí mít žádný cizí pach, plesnivá zrna či živé škůdce. Dle vztahu k jejímu následnému využití se dělí dle norem ČSN na pšenici pekárenskou a pšenici pečivářskou. Zrno pšenice pekárenské je vhodné k produkci výrobků z kynutého těsta a zrno pšenice pečivářské zase k výrobě nekynutého prokypřeného těsta (např. výroba sušenek a oplatků). Tyto druhy musí splňovat specifické hodnoty jakostních ukazatelů, aby bylo možné určit, do které skupiny patří (Kolomazník, 2006).

b) krmná pšenice

Krmná pšenice je stále velice důležitou krmnou obilovinou, je určena zejména pro výrobu krmných směsí pro hospodářská zvířata. Požadavky na hodnocení kvality parametrů jsou oproti potravinářské pšenici jiné. V případě potravinářské pšenice je totiž zrno hodnoceno z pekárenského pohledu, což není v souladu s požadavky na krmnou pšenici. Na polích často roste pšenice ke krmným účelům, která má nižší cenu než pšenice potravinářská, ale pěstování obou druhů pšeníc probíhá bez rozdílu, s vysokou úrovní a kázní. V marketingovém roce došlo k navýšení její krmné spotřeby do výše 1,2 mil. tun, v minulých letech, kdy byla krmná spotřeba na úrovni 1 mil. tun, je toto navýšení velice významné (eAgri, 2019).

Jakostní ukazatele

Jak již bylo řečeno, pšenice potravinářská se dle norem ČSN dělí na pšenici pekárenskou a pšenici pečivářskou podle jejího budoucího využití. Základní specifikace pro pšenici a ostatní obiloviny vycházejí z českých státních norem:

- ČSN 46 1011 - Zkoušení obilovin, luštěnin a olejnin
- ČSN 46 1014 - Obiloviny a výrobky z obilovin
- ČSN 46 1018 - Obiloviny – Stanovení čísla poklesu
- ČSN 46 1022 - Pšenice – Stanovení sedimentačního indexu – Zeleného test
- ČSN 46 1024 - Obiloviny – Vzorkování
- ČSN 46 1100 - Obilí potravinářské
- ČSN 46 1200 - Obilí krmné

Tyto normy stanovují požadavky pro zrno pšenice k dalšímu využití. Například norma ČSN 46 1100 stanovuje požadavky pro zrno potravinářské pšenice, norma ČSN 46 1200 zase pro zrno pšenice krmné atd. Požadované hodnoty jakostních znaků pro pšenici pekárenskou a pečivářenskou znázorňuje tabulka č. 3. Další ukazatele jakosti včetně specifikace příměsí a nečistot jsou uvedeny v ČSN 46 1100-2 (ČSN, 2018).

Tabulka 3 – Jakostní ukazatele pšenice

Jakostní znaky	Pšenice pekárenská	Pšenice pečivářenská
vlhkost v % (m/m)	nejvýše 14,0	nejvýše 14,0
objemová hmotnost (kg/hl)	nejméně 76,0	nejméně 76,0
obsah N-látek v sušině v % (m/m)	nejméně 11,5	nejméně 11,5
sedimentační index (ml)	nejméně 30	nejméně 25
číslo poklesu (s)	nejméně 220	nejméně 220
příměsí a nečistoty celkem v % (m/m)	nejvýše 6,0	nejvýše 6,0
z toho: zlomky zrn v % (m/m)	nejvýše 3,0	nejvýše 3,0
zrnové příměsí (m/m)	nejvýše 5,0	nejvýše 5,0
z toho: tepelně poškozená zrna v % (m/m)	nejvýše 0,5	nejvýše 0,5
porostlá zrna v % (m/m)	nejvýše 2,5	nejvýše 2,5
nečistoty v % (m/m)	nejvýše 0,5	nejvýše 0,5
z toho: tepelně poškozená zrna v % (m/m)	nejvýše 0,05	nejvýše 0,05

Zdroj: vlastní zpracování na základě ČSN 46 1100-2:2001

Ve výsledcích pozorování hodnocení kvality produkce za rok 2019 byly hodnoceny parametry vlhkost, objemová hmotnost, sedimentační index obsah dusíkatých látek, číslo poklesu a obsah příměsí a nečistot. Dle údajů z Ministerstva zemědělství vyhovělo všem parametrům 63 % zkoumaných vzorků. V porovnání s rokem 2018, kdy vyhovělo 80 % vzorků, je toto procento nižší. Průměrná objemová hmotnost za rok 2019 byla stejná jako v roce 2012, ovšem ostatní hodnoty se v těchto letech významně liší. Velmi dobrá byla kvalita bílkovin i číslo poklesu, obě tyto hodnoty dosáhly poměrně vysokých hodnot. Pro rok 2019 bude limitujícím faktorem kvalita produkce, nikoliv celková produkce sama o sobě (eAgri, 2019). Přehled vývoje průměrných hodnot kvality pšenice je uveden v tabulce č. 4:

Tabulka 4 – Průměrné hodnoty kvality pšenice v letech 2012–2019

Průměrné hodnoty jakosti pšenice v letech 2012-2019								
	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019
objemová hmotnost (g/l)	778	809	789	822	772	782	801	778
obsah N-látek v sušině (%)	13,7	12,7	12,1	12,5	12,7	13,7	13,5	14
sedimentační index (ml)	51	42	42	40	41	46	45	45
číslo poklesu (s)	296	338	306	351	324	332	329	346
obsah příměsí (%)	4,0	4,3	4,5	4,3	6,0	5,4	5,2	5,9
obsah nečistot (%)	1,9	1,1	1,1	0,3	1,1	0,4	0,2	0,5

Zdroj: vlastní zpracování na Situační a výhledové zprávy 2019, eAGRI

4.4.3 Zpeněžování pšenice na trhu

Jelikož jsou obiloviny světově nejpěstovanější komoditou, hrají důležitou roli v celosvětové ekonomice a světovém obchodu. Pšenice je při řádném dodržení pěstitelských podmínek a postupů velice bezpečná a stálá plodina, která může pomoci dosáhnout vysokého výnosu (eAgri, 2019). Při obchodování je Česká republika spolu se všemi ostatními členy Evropské unie zavázána dodržovat principy Společné zemědělské politiky, prostřednictvím které je zajištěna regulace trhu s obilninami:

- společný trh pro zemědělské produkty při společných cenách,
- zvýhodnění produkce ze zemí unie na úkor vnější konkurence,
- finanční solidarita – financování ze společného fondu, do něhož všichni přispívají.

Díky obchodování na trhu s komoditami, ve kterém se střetává nabídka s poptávkou, lze určit cenu pšenice. Při utváření ceny je důležité znát kvalitu obchodované komodity – ta musí splňovat jakostní požadavky, aby mohla být zařazena do odpovídající třídy a následně dle zařazení oceněna. Cena komodity se odvíjí od konkrétních potřeb zpracovatelů a od doporučených jakostních hodnot dle norem ČSN (Faměra, 1993), které jsou pro pšenici potravinářskou uvedeny v tabulce č. 3.

V České republice probíhá nákup a obchodování s pšenicí dvěma způsoby – přímé obchodování mezi prvovýrobcem a zpracovatelem a nepřímé obchodování prostřednictvím obchodních organizací nebo zprostředkovatele.

Přímý obchod

Přímé obchodování probíhá mezi prvovýrobcem a zpracovatelem komodity. Jedná se o formu obchodu, která v České republice zaujímá více než polovinu provedených obchodů. Tento způsob prodeje (či nákupu) je velice rozšířený a oblíbený.

„Kupní ceny za nakoupené či prodané obilí mají převážně smluvní charakter. Již při uzavírání smluv se vzájemné strany obchodního vztahu dohadují na srážkách či slevách při nedodržení uvedených jakostních parametrů. Pokud není ve smlouvě stanoveno jinak, platí ustanovení Obchodního a Občanského zákoníku, ČSN a předpisy na ně navazující.“ (Kovářová, 2013).

Nepřímý obchod

Nepřímé obchodování funguje prostřednictvím zprostředkovatele nebo obchodní organizace, kterými můžou být různé intervenční obchody (s čímž souvisí Státní zemědělský intervenční fond) nebo komoditní burza.

Intervenční nákup pšenice slouží k odfiltrování přebytku komodity z volného trhu. Koupě intervence se koná každý rok od 1. listopadu do 31. května následujícího roku a u pšenice je možné uskutečnit obchod v neomezeném množství. Pravidla intervenčního nákupu stanovuje Evropská komise a platí pro všechny členské státy Evropské unie. Pro hospodářský rok 2018/2019 byl stanoven množstevní strop pro intervenční nákupy pšenice na 3 miliony tun za cenu 101,31 EUR/t. Intervenční nákup obilovin vychází v České republice ze základních nařízení upravujících společné organizování trhu s obilovinami:

- nařízení Evropského parlamentu a Rady (EU) č. 1308/2013 ze dne 17. prosince 2013;
- nařízení Komise v přenesené pravomoci (EU) 2016/1238 ze dne 18. května 2016, kterým se doplňuje nařízení Evropského parlamentu a Rady (EU) č. 1308/2013;
- nařízení Komise (EU) 2016/1240 ze dne 18. května 2016, kterým stanová prováděcí pravidla k nařízení Evropského parlamentu a Rady (EU) č. 1308/2013.

V hospodářském roce 2018/2019 nebyl kvůli výši tržních cen realizován intervenční nákup ani prodej (eAgri, 2019).

Státní zemědělský intervenční fond je platební agenturou České republiky jako členského státu a výkonným orgánem Evropské komise. Je právnickou osobou se sídlem v Praze a jeho činnost se řídí zákonem o Státním zemědělském intervenčním fondu č. 256/200 Sb., ve znění zákona č. 85/2004 Sb. a prováděcími právními předpisy ve formě nařízení vlády.

Většina obchodů s obilovinami probíhá v České republice mimo burzy. Komoditní burzy jsou však považovány za velice podstatné ukazatele vývoje ceny a na českém trhu jsou stále aktuální. Problematikou komoditních burz se zabývá Zákon č. 229/1992 Sb. O komoditních burzách, ve znění pozdějších předpisů. Státní dozor nad komoditními burzami vykonává Ministerstvo zemědělství a Ministerstvo průmyslu a obchodu. S obilovinami mohou obchodovat pouze Českomoravská komoditní burza Kladno a Komoditní burza Praha. Státní povolení pro obchod se zemědělským a lesnickým zbožím měla ještě Plodinová burza Brno, toto povolení jí bylo v předchozích letech odejmuto (eAgri, 2019).

4.5 Komoditní vertikály

Komoditní (výrobní) vertikála je termín označující cestu produktu od jeho vývoje, přes výzkum, biologické a technické řešení či hromadnou zemědělskou výrobu, až k jeho samotnému zpracování ve finální výrobek, zahrnující i prodej spotřebiteli. Jedná se tedy o tzv. technologické propojení. Cílem vytváření těchto vertikál je racionální propojení různých

organizačních forem hospodářských subjektů navzájem ve směru horizontálním (dva zemědělské podniky) či vertikálním (zemědělský podnik, zpracovatelský podnik a obchod) a to v nitru odvětví, mezi odvětvím a jeho dodavateli a odběrateli, obchodem jak domácím, tak zahraničním, s cílem plynulého průchodu produktu kompletní cestou a kvalitního uspokojení poptávky veškerými podstatnými znaky, které se k této věci vážou. Propojení vertikály může mít různorodé formy – počínaje kvalitními dodavatelskými smlouvami, přes různě těsné spolupráce, až po sloučení hospodářských subjektů (Peterová, 2010). Při popisování vertikály se lze setkat s jejími následujícími částmi:

- **článek vertikály** – část výrobního procesu založen na stejné technologii
- **prvek vertikály** – každý nezávislý hospodářský subjekt ve vertikále

Jednou ze základních podmínek pro racionální rozvoj vertikály výroby potravin je vymezení jejího podílu na koupěschopné poptávce obyvatelstva, včetně určení trendů jednotlivých vertikál na tomto agregátu. Působí na něj vlivy trhu potravin, trhu krátkodobých i dlouhodobých předmětů spotřeby, trhu práce, trhu investic a zahraničního obchodu. Jestliže chtějí prvky vertikály racionálně reprodukovat vlastní kapitál, je potřeba, aby své rozhodnutí doložily příslušnou tržní informací o trhu zahraničním i vnitřním. Mezi ně patří:

- aktuální stav výrobní základny – plochy osevu, roční spotřeba;
- údaje o její výkonnosti – obrat obchodu s potravinami;
- regionální alokace stavových veličin včetně její vzájemné soudržnosti;
- aktuální stav vztahu nabídky a poptávky u základních reprezentantů vertikály – stavy zásob surovin a hotových výrobků;
- současné tržní ceny základních reprezentantů vertikály – cena zemědělských výrobců, spotřebitelské ceny;
- registrace cen jednotlivých kvalitativních úrovní u výrobků odlišné kvality – maso, jablka česaná a padaná;
- stav zahraničního trhu a podmínky ke vstupu produkce;
- náklady výroby jednotlivých komodit.

Základní model komoditní potravinové vertikály (neboli komoditního řetězce) je charakteristický tokem produktu od výrobce po konečné zpracování. V tomto modelu je rozhodující pozice směřována na úroveň zemědělské prvovýroby. Ostatní kroky řetězce jsou vnímány hlavně jako subjekty zdokonalující všechnu vyrobenou zemědělskou produkci do finálních potravin. Hlavním cílem je výroba a zemědělská prvovýroba určující růst nabídky

a chování systému výroby potravin – proto jsou základními modely komoditní vertikály nabídkově a poptávkově orientovaný model. Z důvodu rozvoje ekonomiky a světové globalizace je v dnešní době významnější **poptávkově orientovaný komoditní řetězec**. Je totiž rozhodujícím vztahem, jenž určuje množství a kvalitu zemědělských produktů i cenově nákladové podmínky na trzích a výrazně působí na celý systém výroby, zpracování i distribuce zemědělských výrobků. V rámci **nabídkově orientovaného komoditního řetězce** rozhoduje výrobní fáze zemědělských produktů. Ostatní články reprezentují subjekty pracující s touto zemědělskou výrobou až po finální výrobek. Naopak poptávkově orientovaný komoditní řetězec pracuje s vlivem poptávky na celý systém produkce, včetně zpracování a distribuce (Bečvářová, et al., 2013).

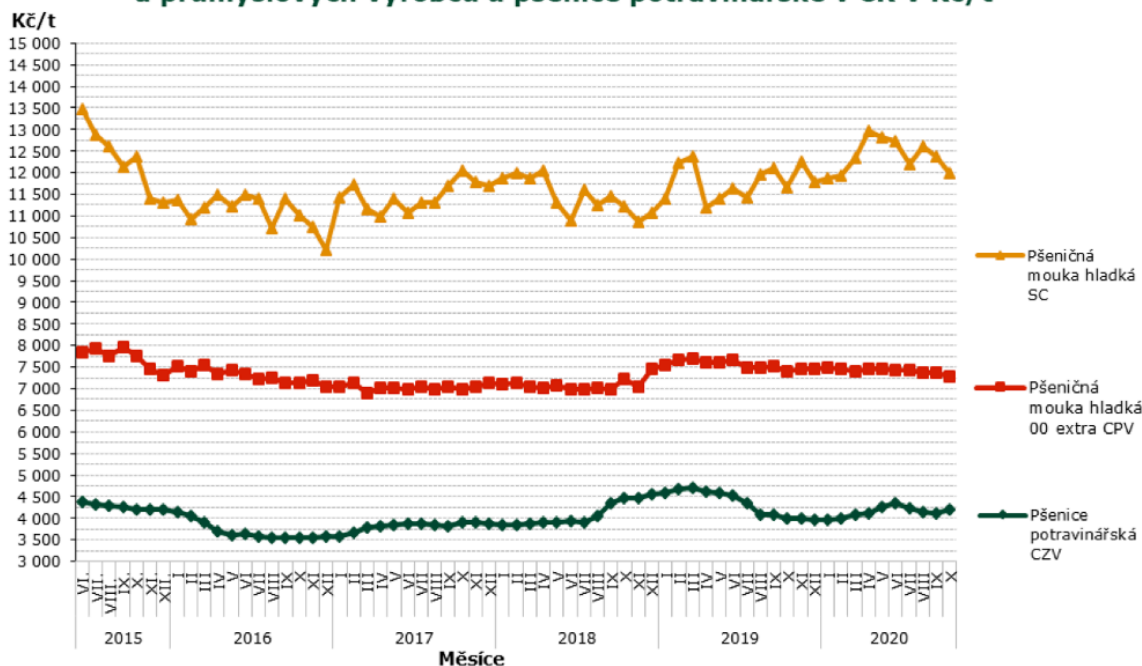
4.5.1 Vývoj cenové vertikály

S modelem komoditního řetězce úzce souvisí také **cenová vertikála**, která je zaměřena na ceny zemědělských surovin, přes cenu výrobního procesu, až po finální produkt. Na cenové vertikále jsou sledovány různé typy cen znázorňující vývoj na odpovídajícím trhu vertikály. Prvním typem jsou **ceny zemědělských výrobců (CZV)**, což jsou ceny, za které zemědělec prodává svoji produkci dále do rukou potravinářských zpracovatelů k následné úpravě či přeměně k postupně finálnímu produktu. Tyto ceny významně ovlivňují formování dalších typů cen. Dalším typem jsou **ceny průmyslových výrobců (CPV)**, které znázorňují vztahy na úrovni zpracovatele zemědělské prvovýroby. Na rozdíl od CZV zahrnují navíc přidanou hodnotu právě ve zpracování a tím bývá tato cena vyšší než cena zemědělských výrobců a zároveň nižší než finální **spotřebitelská cena (SC)**, což je cena, kterou platí spotřebitel za výsledný produkt nebo produkt v určité fázi zpracování. Spotřebitelská cena taktéž reflektuje situaci na trhu. Vývoj těchto cen v letech 2015-2020 znázorňuje graf č. 2.

Z grafu lze vyčíst vzájemné propojení cen. Spotřebitelské ceny mouky jsou ovlivňovány cenami průmyslových výrobců mouky, které ovlivňují ceny pšenice zemědělských výrobců. V rozmezí těchto let byla nejvyšší cena pšenice zemědělských výrobců začátkem roku 2019 a v důsledku toho ve stejném období i cena průmyslových výrobců mouky. Největší propad ceny lze u všech třech typů cen pozorovat v prosinci roku 2016.

Graf 2 – Vývoj cen pšenice potravinářské v ČR

Porovnání průměrných spotřebitelských cen, cen zemědělských a průmyslových výrobců u pšenice potravinářské v ČR v Kč/t



Zdroj: Zpráva o trhu obilovin, olejnin a krmiv 11/2020.

V marketingovém roce 2019/2020 ceny většiny obilovin stagnovaly nebo během roku začaly postupně stoupat z důvodů situace na světovém a evropském trhu. Ihned po sklizni začaly ceny zemědělských výrobců pšenice potravinářské kolísat kolem 3 900 Kč/t až do 4 500 Kč/t, kdy nejnižší cena 3 810 Kč/t byla v prosinci, a naopak nejvyšší ceny 4 707 Kč/t bylo dosaženo v červnu. U krmné pšenice bylo cenové rozmezí od 3 736 Kč/t až do 4 500 Kč/t. Cenového maxima bylo dosaženo v únoru, kdy cena za krmnou pšenici dosáhla hodnoty 4 477 Kč/t. Kvůli vysoké produkci pšenice a s průměrnou kvalitou ze sklizně roku 2019 v České republice i u sousedních států lze očekávat pokles či stagnaci cen u pšenice potravinářské (eAgri, 2019). Příloha č. 1 zobrazuje vývoj průměrných cen za jednotlivé měsíce u obou typů pšenice (potravinářské i krmné).

V rámci komoditní vertikály lze dále sledovat tzv. **cenovou transmisi**, kterou do jisté míry ovlivňuje cenová vertikála. Ta je definována jako podíl změny ceny vstupu, který je promítnut do změny ceny výstupu. Intenzita a povaha cenové transmise (zda je nabídkově či poptávkově orientovaná) může být určena díky koeficientu elasticity cenové transmise, což je hodnota, o kterou se změní cena na následující úrovni výrobní vertikály, jestliže se cena na úrovni předešlé změnila o jednu jednotku (McCorrison, 2002). Mimo rychlosti a velikosti je možné sledovat její směr, který může být pozitivní i negativní. Pozitivní je tehdy, pokud cena výstupu reaguje silněji nebo rychleji na zvýšení ceny vstupu než na její pokles.

Negativní cenová transmise nastává, pokud cena výstupu reaguje silněji či rychleji na snížení ceny vstupu (Boháčková, 2014).

K cenové vertikále se pojí **cenová asymetrie**. Pokud vzroste cena vstupu, téměř hned vzroste i cena výstupu, ovšem při snížení ceny vstupu je cena výstupu snižována opožděně a jen z části. Cenová asymetrie je vysvětlována ekonomickou teorií existencí tržní či hybné síly. Pokud totiž klesne cena vstupu, odvětví generující velké zisky reagují v případě existence hybné síly tak, že se nepatrná část z poklesu ceny odrazí v ceně výstupu spolu s navýšením jejich marže. Jestliže se cena vstupu zvýší, bude takový růst promítnut také v ceně výstupu (McCorriston, 2002).

4.6 Hybné síly trhu pšenice

Hybné síly jsou síly, u nichž je identifikován výrazný vliv na vývoj daného odvětví trhu. Vyvolávají pohyb, který nelze uskutečnit bez změn – z tohoto důvodu jsou některými autory označovány jako hybné síly změnotvorné (Černíková, 2004). Za nejběžnější hybné síly lze podle Thompsona a Stricklanda (1993) považovat:

- změny v dlouhodobé míře růstu odvětví,
- nové zákazníky a způsob užívání výrobku,
- výrobkové inovace a změny technologie,
- nové formy marketingu,
- vstup nebo odchod velké firmy,
- rozšíření technického know-how,
- rostoucí globalizaci odvětví,
- změny v nákladové efektivnosti,
- hybné síly odvětví vyplývající z působení faktorů v makroekonomickém okolí.

V odvětví působí velmi mnoho sil, ale jen některé z nich zásadně ovlivňují směr, kterým se dané odvětví bude vyvíjet. Smyslem není obsáhnout všechny tyto síly, ale efektivně vybrat nejdůležitější z nich (Sedláčková, 2000).

Výrobní inovace a změny technologií

Při inovaci v odvětví či při novém technologickém postupu může být struktura odvětví obilovin změněna takovým směrem, kdy zařízení spojená s pěstováním pšenice mohou fungovat efektivněji a zároveň s nižšími náklady. Velký vývoj zaznamenala technologie průmyslu obilovin v posledních letech, zejména díky dotacím a programům v rámci Evropské unie.

V rámci Programu rozvoje venkova je nejčastěji poskytována zemědělcům dotace na modernizaci technologií na zpracování obilí či jejich následné pořízení pro předčištění a samotné čištění obilí. Výsledkem projektu za rok 2019 byla zásadní modernizace posklizňové linky, která byla nainstalována s funkcí čistit a plynule naskladňovat 30 tun obilovin a olejnin za hodinu (byla tím navýšena předchozí kapacita a zároveň zvýšena efektivita rostlinné výroby).

Na čištění a zpracovávání zrn pšenice a obilí celkově se bezesporu váže i realizace modernizace či rekonstrukce hal na skladování obilí. V rámci takové rekonstrukce je např. kladen důraz na podlahové provzdušnění, které zajišťuje celkové provzdušení haly. Předchází se tak případným plísním a zároveň pomáhá schnutí zrn (SZIF, 2019).

Změny v dlouhodobé míře růstu odvětví

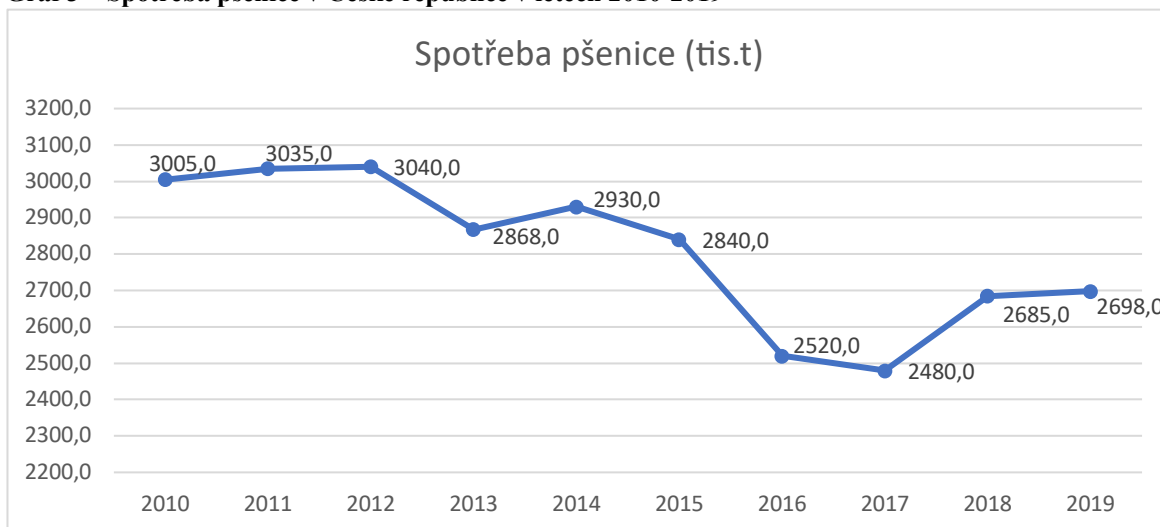
Obecně lze tvrdit, že dlouhodobý růst poptávky přivede do odvětví nové podniky a posílí tak investice do výkonnosti, naopak snížení poptávky přinutí některé z firem odejít a rozhodování o nových investicích budou odročena. Tyto změny jsou hybnými silami, jelikož mají značný vliv na rovnováhu mezi poptávkou a nabídkou a na možnosti zvýšení objemu produkce (Sedláčková, 2000).

Spotřeba

Celková roční spotřeba pšenice v České republice zaznamenala v minulých letech značný pokles. V roce 2012 tvořila celková spotřeba až 3 040 tis. tun, od tohoto roku klesala až na 2 480 tis. tun v roce 2017. Od roku 2017 dochází k opětovnému růstu spotřeby, v roce 2019 činila spotřeba 2698 tis. tun – tato hodnota byla však pořád o 11 % menší než v roce 2012 (viz graf č. 3).

Spotřeba potravin celkově byla v roce 2019 klasifikována jako nejvyšší od roku 1993. Jinak tomu nebylo ani u spotřeby obilovin a pekárenských výrobků, kam se rok 2019 promítl meziročním zvýšením spotřeby pšeničné mouky o 0,1 kg, vzrostla celková spotřeba pšeničného pečiva o 0,8 % a trvanlivého pečiva o 5,3 %, naopak spotřeba chleba se snížila o 0,7 % (AKČR, 2019).

Graf 3 – Spotřeba pšenice v České republice v letech 2010-2019



Zdroj: vlastní zpracování na základě dat ze Situační a výhledové zprávy na eAgri

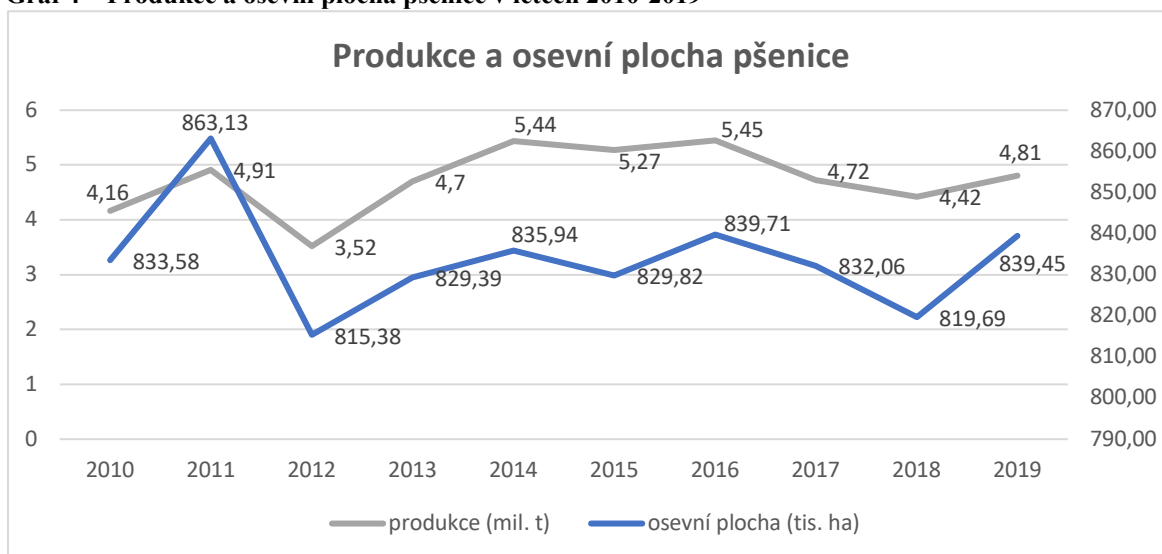
Produkce

Na základě dat z ČSÚ byla za sklizeň 2019 stanovena hodnota produkce pšenice na 4,81 mil. tun. Z tohoto celkového objemu zaujímá 4,71 mil. tun celkové sklizně pšenice ozimá, což je 98 %. Zbýlá 2 % připadají pšenici jarní – produkce této plodiny tvoří 95,7 tis. tun. Oproti předešlým letům vzrostla celková produkce o necelých 400 tis. tun, což je o 9 % více (eAgri, 2019).

Na zvýšení produkce pšenice se nepochybně podílí vyšší výnos na hektar a nárůst osevních ploch. V roce 2019 byla pšenice osazena na 839,5 tis. ha. Osevní plocha je dlouhodobě na podobných hodnotách (v roce 2016 byla osevní plocha identická – 839,7 ha). Výnos pšenice oproti minulým letům nepatrně vzrostl, lze tvrdit, že po náhlém poklesu výnosu v roce 2017 se přibližuje čím dál tím více nejvyšší hodnotě 6,51 t/ha v roce 2014 (AKČR, 2020).

Aktuální hodnota výnosu 5,73 t/ha je zhruba ve stejné výši, jako hodnota v letech 2013 a 2011. Změny v dlouhodobé míře růstu trhu pšenice v České republice souvisí jak s vývojem produkce a spotřeby pšenice, tak se situací na zahraničních trzích obilovin. Vývoj produkce a osevní plochy pšenice za posledních deset let je uveden níže na grafu č. 4.

Graf 4 – Produkce a osevní plocha pšenice v letech 2010-2019

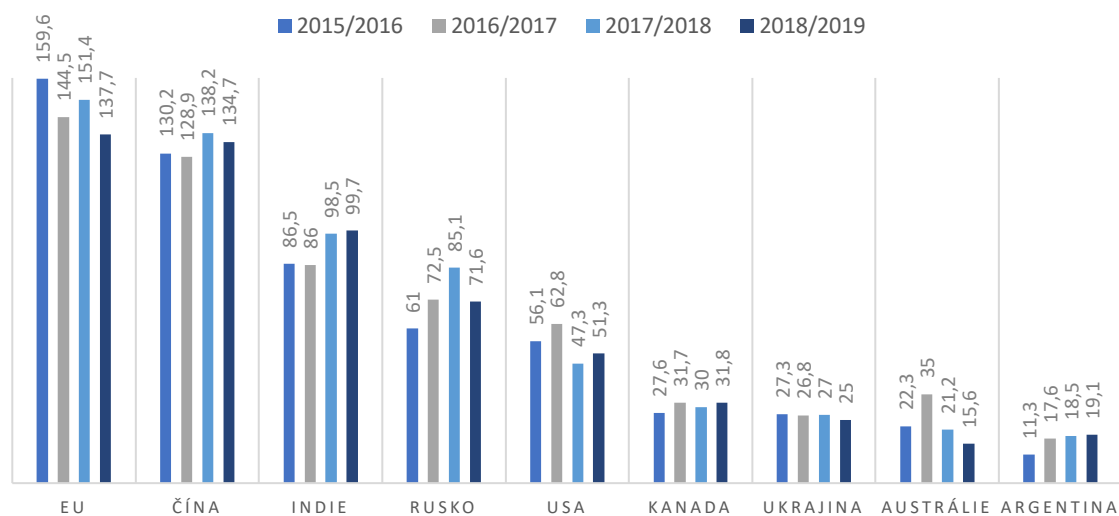


Zdroj: vlastní zpracování na základě dat z ČSÚ

Největším producentem pšenice za marketingový rok 2018/2019 zůstává Evropská unie s 137,7 mil. tun. Téměř stejných hodnot dosahuje Čína, která za stejný marketingový rok vyprodukovala 134,7 mil. tun pšenice. To je o pouhých 2,17 % méně než produkce Evropské unie. Třetí pozici zaujímá Indie s 99,7 mil. tun. V grafu č. 5 lze vidět zvýšení produkce Indie za poslední čtyři marketingové roky. Dále lze pozorovat hodnoty na druhé a první pozici dosahující stejných hodnot. Otázkou do budoucna je, zda Čína v dalších letech nepředběhne v produkci Evropskou unii.

Graf 5 – Produkce pšenice ve vybraných zemích světa

PRODUKCE PŠENICE VE VYBRANÍCH ZEMÍCH SVĚTA (V MIL. T)



Zdroj: vlastní zpracování na základě dat ze Situační a výhledové zprávy na eAgri

Zahraniční obchod

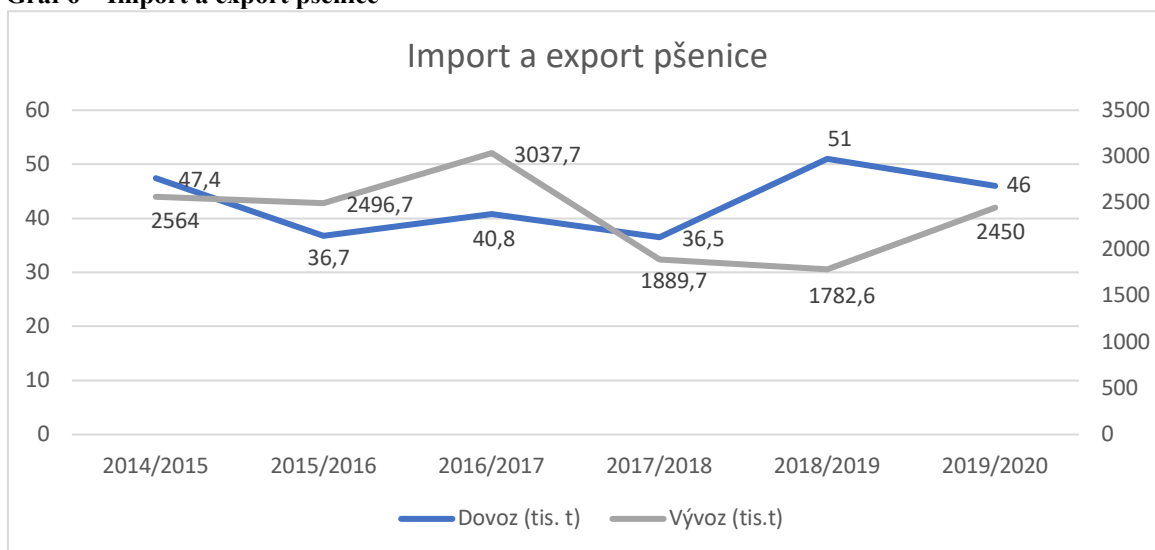
Ačkoliv téměř 32 % osevní plochy v České republice zaujímá pšenice ozimá, je zpracovávána v mnohem menším měřítku. Namísto namletí zrna i v České republice se pšenice vyváží v obrovském množství do zahraničí, vrací se k nám ovšem v podobě těstovin, mouky, chleba či trvanlivého pečiva – tím pádem Česko není soběstačné a na českou spotřebu to nestačí. Zemědělci pšenici v České republice vypěstují, ale jelikož na zahraničním trhu mohou realizovat vyšší cenu, než je cena na trhu tuzemském, prodají ji raději tam (ČSÚ, 2019).

Díky nízké sklizni v roce 2018 bylo z důvodu zajištění vyrovnané bilance nutné v marketingovém roce 2018/2019 zvýšit dovoz pšenice pro potřeby potravinářského průmyslu a osiv ve výši 52 tis. tun. Z této výše bylo téměř tři čtvrtiny dovozu uskutečněno v první půlce marketingového roku 2018/2019. Na následující marketingový rok 2019/2020 byla predikována nižší úroveň dovozu oproti předešlému roku, aktuálně je již jasné, že tato výše bude překonána, jelikož k září tohoto roku bylo celkové množství dovážené pšenice na úrovni 53 tis. tun. Nejvíce pšenice se do České republiky dovezlo v 5. a 7. měsíci roku 2020 ze Slovenska.

Z hlediska vývozu pšenice se v marketingovém roce 2018/2019 předpokládal celkový export pšenice ve výši 1 840 tis. tun. Předmětem vývozu byla hlavně pšenice potravinářská především do zemí EU – nejvíce se v tomto roce vyvezlo do Německa (73,5 %), dále do Polska a Rakouska. S ohledem na velikosti produkce pšenice se v marketingovém roce 2018/2019 vyvezlo celkem 1 782,6 tis. tun pšenice. V aktuálním roce 2019/2020 došlo k narušení trendu snížení úrovně importu i exportu pšenice a potvrzuje ji i dosavadní tempo vývozu, kdy v první polovině roku bylo vyvezeno 902,4 tis. tun pšenice.

Vývoj výše objemu importu a exportu lze sledovat v grafu č. 6. Na první pohled je zřejmé, že Česká republika do zahraničí vyváží pšenici několikanásobně víc, než ji dováží. Obě křivky vykazují výrazné výkyvy v hodnotách, ale k aktuálnímu marketingovému roku 2019/2020 se výše vývozu i dovozu vrátila na stejnou úroveň jako před pěti lety v marketingovém roce 2014/2015.

Graf 6 – Import a export pšenice



Zdroj: vlastní zpracování na základě Situační a výhledové zprávy 2019

Změny nákladové efektivity

Nákladová efektivnost patří také mezi hybné síly odvětví obilovin v České republice. Změny uskutečněné v nákladové efektivnosti mají souvislost se změnami nákladů na vstupy do odvětví, kterými je např. energie, práce či materiál. Tyto vstupy mohou podněcovat inovace a rozvíjení nových technologií v rámci pěstování pšenice, a proto je tento faktor v odvětví obilovin velice důležitý (Černíková, 2004).

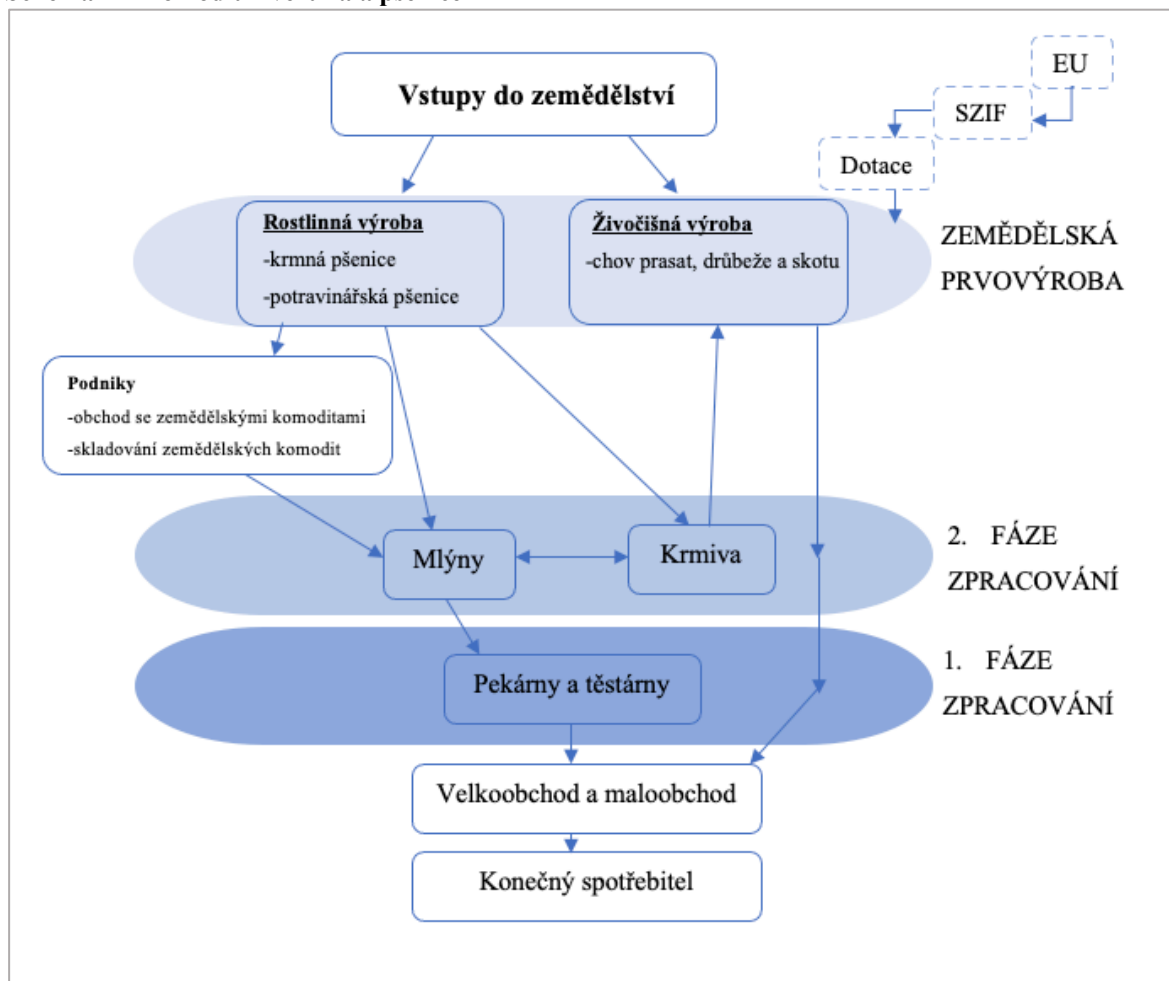
Od přelomu 20. a 21. století docházelo k postupnému snižování nákladů na pšenici. Příčiny lze hledat především ve zvýšení cen pohonných hmot, ve stagnaci spotřeby prostředků ochrany rostlin a v substituci pořízených zásob osiv těmi vlastními. Náklady nejčastěji ovlivňují také různé přírodní podmínky či rozdílné intenzity výroby (Úroda, 2002).

5 Vlastní práce

5.1 Vymezení vertikály pšenice

Komoditní vertikálu pšenice, která je předmětem této práce, lze zjednodušeně z hlediska subjektů a vztahů od její produkce, následného zpracovávání až po finální produkt určený pro konečného spotřebitele, vymežit schématem 7:

Schéma 7 – Komoditní vertikála pšenice



Zdroj: vlastní zpracování

Ze schématu je patrné, že komoditní vertikála pšenice se dělí podle svého užití na větev krmnou a potravinářskou. Krmná větev vychází z produkce vhodné pro krmné účely, je dále nakupována podniky, zásobována a skladována. Tyto podniky jsou důležitými zpracovateli a výrobci průmyslových krmiv, proto v první fázi zpracovávání vstupuje produkce zpět do zemědělské prvovýroby, specificky do výroby živočišné.

V rámci větve potravinářské je pšenice vykupována od zemědělců či přímo dodávána zemědělskými producenty subjektům, které hrají roli v první fázi zpracování. Konkrétně se

jedná o mlýny, ve kterých je pšenice zpracována na mouku, ta je dále dodávána pekárnám a těstárnám (jedná se o podniky v druhé fázi zpracování). Tyto výrobky ovšem mohou být dále přímo distribuovány do obchodních sítí, ze kterých lze produkt prostřednictvím velkoobchodů a maloobchodů distribuovat přímo ke konečnému spotřebiteli. Mezi ostatní účastníky vertikály, vstupující do zemědělské prvovýroby, lze řadit vliv dotací Evropské unie prostřednictvím Státního zemědělského intervenčního fondu

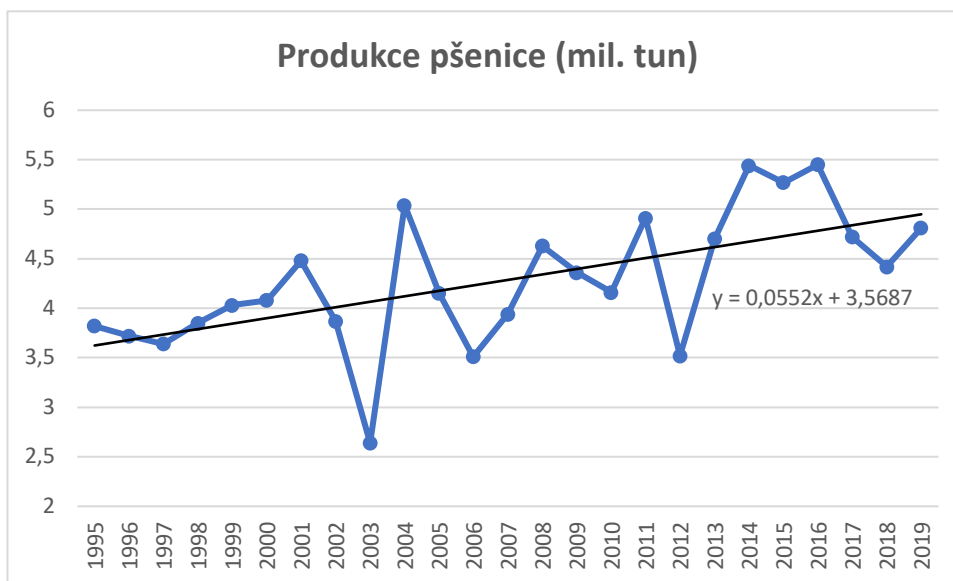
Na utváření tržní rovnováhy se značně podílí vzájemné působení jednotlivých článků ve formě nabídkově-poptávkových vztahů (charakterizované v kapitole 4.1.1). Cílem vertikály je umožnit plynulý přechod produktů celým tokem a vyhovět tak poptávce. Porozuměním vztahů na této vertikále je dále možné vytvářet ekonometrické modely a odhalit determinanty vývoje dané vertikály.

5.2 Model produkce

Model produkce se zabývá endogenní proměnnou produkce pšenice v České republice, na kterou působí exogenní proměnné – osevní plocha pšenice v ČR, spotřebitelská cena mouky a jejich zpoždění. Dalšími působícími proměnnými jsou export pšenice a průměrný roční úhrn srážek ve Středočeském kraji. Do modelu byla nejdříve zahrnuta i proměnná teplota ve Středočeském kraji, výnos pšenice či dummy proměnná dotace na plochu poskytnuté v rámci pšenice, ovšem při modelování se neprokázaly jako významné, některé dokonce negativně ovlivňovaly ostatní proměnné i v rámci ekonomické verifikace. Model současně ztrácel na statistické významnosti. Nepovedené modelování je zachyceno v příloze 2 a 3.

K modelování byly použity časové řady obsahující roční data za období 1995-2019, celkem tedy 25 pozorování. Po vyhodnocení významnosti proměnných byly zahrnuty zpožděné proměnné, konkrétně osevní plocha pšenice v České republice zpožděná o 1 období a spotřebitelská cena mouky zpožděná o 1,2 a 3 období. Z tohoto důvodu byl model zúžen z původních 25 pozorování na 22 pozorování. Podkladová data pro model produkce je uveden v příloze 5.

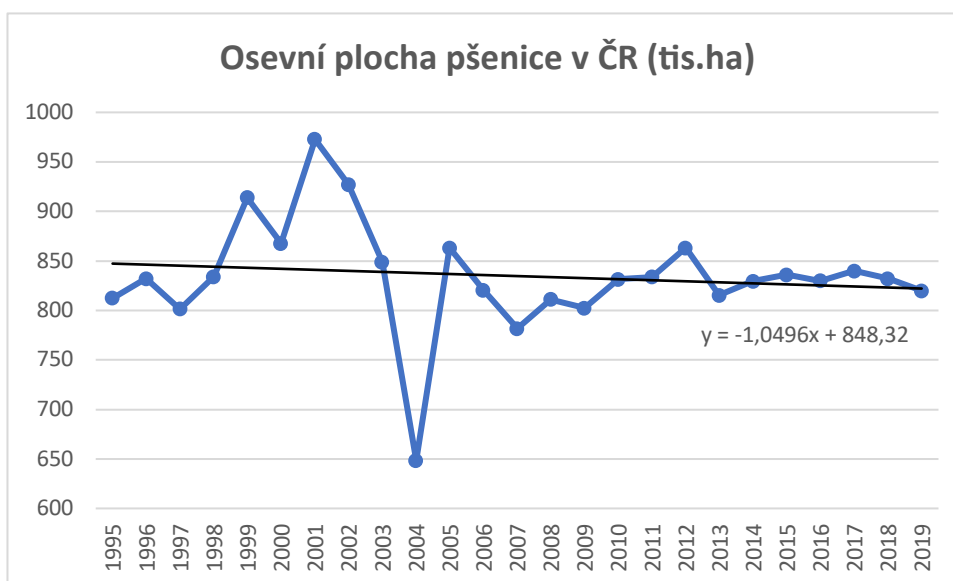
Graf 7 – Produkce pšenice v letech 1995-2019



Zdroj: vlastní zpracování na základě Situační a výhledové zprávy 2019 a dat z ČSÚ

Na velikost produkce mají rozhodující vliv klimatické podmínky, a proto má produkce pšenice výrazně kolísavou tendenci, což je z výše uvedeného grafu patrné. V grafu č. 7 lze pozorovat výrazný pokles v letech 2003 (2,64 mil. tun), 2006 (3,51 mil. tun) a 2012 (3,52 mil. tun), jiné výrazné změny v objemu produkce pšenice se z dlouhodobého hlediska nekonaly. Produkce pšenice vykazuje rostoucí trend, který je v grafu znázorněn pomocí lineární trendové funkce.

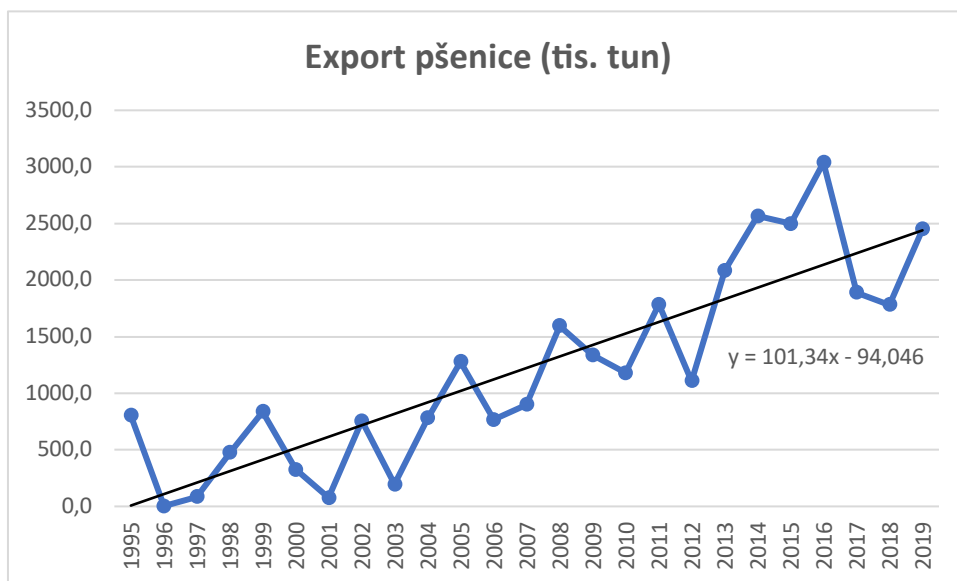
Graf 8 – Osevní plocha pšenice v ČR v letech 1995-2019



Zdroj: vlastní zpracování na základě Situační a výhledové zprávy 2019 a dat z ČSÚ

Graf č. 8 zachycuje vývoj osevní plochy pšenice v České republice v letech 1995-2019. Osevní plocha pšenice z dlouhodobého hlediska vykazuje lehce klesající tendenci. Výrazný pokles byl zaznamenán v roce 2004, kdy osevní plocha pšenice zabírala 648 tis. ha, což je téměř třetinový propad oproti roku 2001, ve kterém velikost osevní plochy činila 973 tis. ha. Osevní plocha pšenice však v posledních letech vykazuje stálé hodnoty.

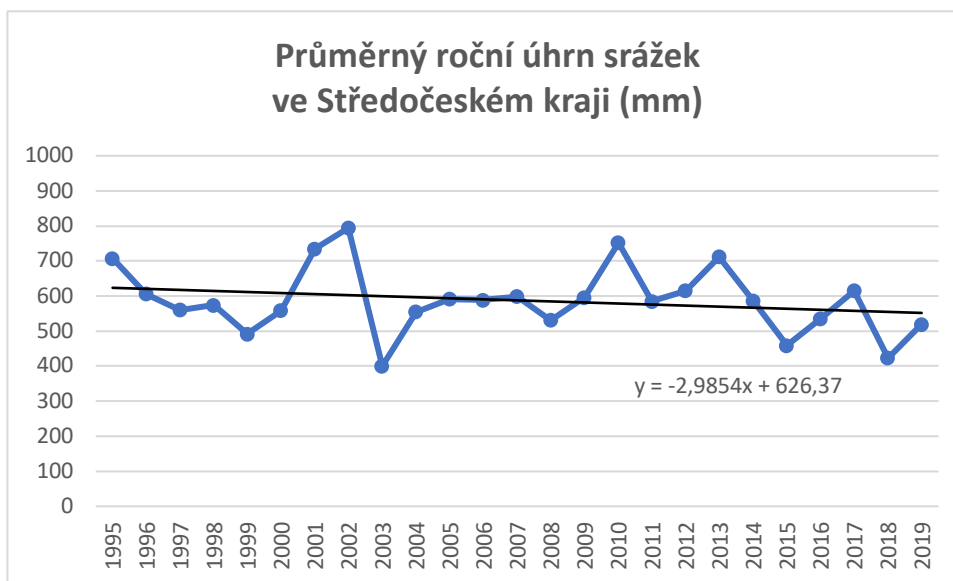
Graf 9 – Export pšenice v letech 1995-2019



Zdroj: vlastní zpracování na základě dat z ČSÚ

Domácí zemědělské podniky hledají pro část své produkce odbyt na zahraničních trzích. Mezi hlavní země, do kterých je pšenice z České republiky dovážena, patří především země v evropském regionu, které mají nedostatek či neúrodu této komodity – Slovinsko, Polsko, Ukrajina, Bělorusko, ale také Německo. Jak je patrné z grafu č. 9, největší množství pšenice vyvezla Česká republika v roce 2016 a to 3 038 tis. tun. Jedná se o obrovský nárůst od roku 2001, ve kterém bylo exportováno pouhých 75 tis. tun pšenice. V rámci těchto údajů lze ve sledovaném období pozorovat prudký rostoucí trend exportu pšenice, který je vyjádřen lineární trendovou funkcí.

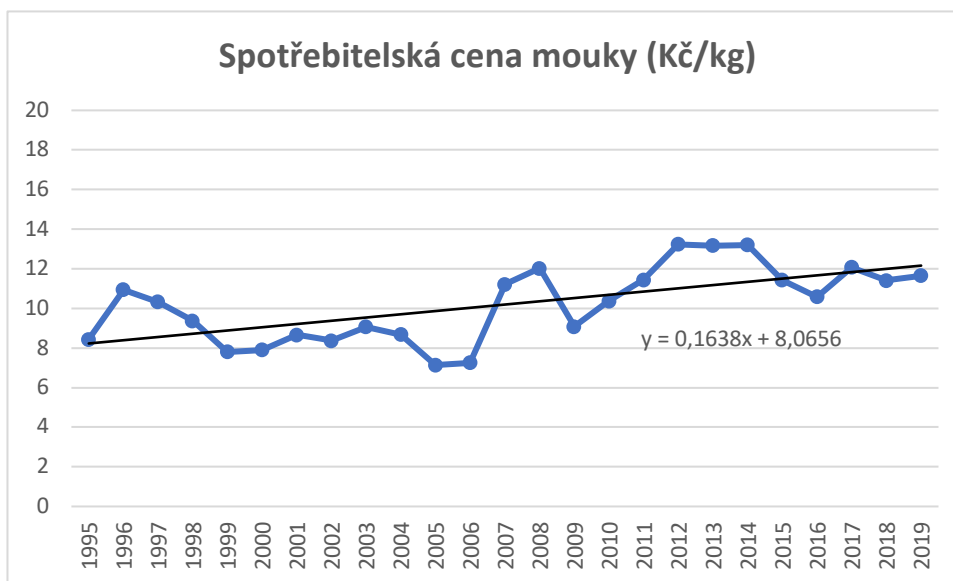
Graf 10 – Průměrný roční úhrn srážek ve Středočeském kraji v letech 1995-2019



Zdroj: vlastní zpracování na základě dat z Českého hydrometeorologického ústavu

Jelikož se pšenice nejvíce pěstuje na území Středočeského kraje, byla tato proměnná sledována právě v rámci tohoto kraje. Pěstování pšenice je charakteristické pro teplejší a sušší oblasti s menším úhrnem srážek. V grafu č. 10 znázorňujícím průměrný roční úhrn srážek ve Středočeském kraji lze pozorovat vysokou hodnotu v roce 2002, což mělo značný vliv na produkci pšenice v následujícím roce. Až na občasné výkyvy se počet srážek pohybuje ve stále stejných hodnotách.

Graf 11 – Spotřebitelská cena mouky v letech 1995-2019



Zdroj: vlastní zpracování na základě Situační a výhledové zprávy 2019

Spotřebitelská cena hladké mouky má kolísavý charakter s rostoucí tendencí, jak lze vidět v grafu č. 11. Do roku 2004 se výše ceny pohybovala v téměř konstantních hodnotách, v následujících letech 2005 a 2006 klesla cena poprvé za sledované období pod 8 Kč/kg, ovšem v roce 2007 se cena zvýšila o 4 Kč/kg. V roce 2009 došlo opět ke zlevnění na 9 Kč/kg a od té doby cena rostla až do roku 2015, kdy opět cena mouky klesla. Spotřebitelská cena mouky je ovlivňována především cenou zemědělských a průmyslových výrobců, jelikož při zvýšení těchto cen lze očekávat i zvýšení ceny spotřebitelské.

Specifikace modelu produkce

Hypotézou modelu je závislost produkce pšenice v ČR na osevní ploše pšenice v ČR (v minulém období), exportu pšenice, průměrném ročním úhrnu srážek ve Středočeském kraji a na spotřebitelské ceně mouky (v aktuálním období a ve zpožděném období o 1, 2 a 3 roky).

Ekonomický model

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

Ekonometrický model

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

Deklarace proměnných

y_t produkce pšenice v České republice (mil. tun)

x_{1t} jednotkový vektor (konstanta)

$x_{2(t-1)}$... osevní plocha pšenice v České republice v minulém období (tis. ha)

x_{3t} export pšenice (tis. tun)

x_{4t} průměrný roční úhrn srážek ve Středočeském kraji (mm)

x_{5t} spotřebitelská cena mouky (Kč/kg)

$x_{5(t-1)}$... spotřebitelská cena mouky v minulém období (Kč/kg)

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

$x_{5(t-3)}$... spotřebitelská cena mouky zpožděná o 3 období (Kč/kg)

u_t náhodná složka (reziduum)

Korelační matice

y_t	$x_{2(t-1)}$	x_{3t}	x_{4t}	x_{5t}	$x_{5(t-1)}$	$x_{5(t-2)}$	$x_{5(t-3)}$	
1	-0,2166	0,7811	-0,0227	0,4045	0,5771	0,5292	0,5899	y_t
	1	-0,1534	0,2453	-0,1762	-0,1560	-0,0186	0,0766	$x_{2(t-1)}$
		1	-0,1866	0,5648	0,7266	0,7173	0,6199	x_{3t}
			1	-0,0676	-0,2276	-0,1499	-0,1579	x_{4t}
				1	0,6964	0,4114	0,3806	x_{5t}
					1	0,6910	0,3911	$x_{5(t-1)}$
						1	0,6833	$x_{5(t-2)}$
							1	$x_{5(t-3)}$

V korelační matici nebyla zjištěna pomocí hodnot párových koeficientů žádná nežádoucí multikolinearita mezi vysvětlujícími proměnnými.

Odhad parametrů modelu

Obrázek 1 – Odhad modelu produkce pšenice

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	4.19355	1.45857	2.875	0.0122	**
Os_plocha_1	-0.00334563	0.00162896	-2.054	0.0592	*
Export	0.000417878	0.000213608	1.956	0.0707	*
Srazky	0.00231212	0.000967635	2.389	0.0315	**
SC_mouka	-0.165168	0.0735894	-2.244	0.0415	**
SC_mouka_1	0.251051	0.107811	2.329	0.0354	**
SC_mouka_2	-0.196177	0.0892380	-2.198	0.0452	**
SC_mouka_3	0.219027	0.0789088	2.776	0.0149	**
Střední hodnota závisle proměnné		4.362727			
Sm. odchylka závisle proměnné		0.683842			
Součet čtverců reziduí		2.192256			
Sm. chyba regrese		0.395714			
Koeficient determinace		0.776766			
Adjustovaný koeficient determinace		0.665149			
F(7, 14)		6.959208			
P-hodnota(F)		0.001088			
Logaritmus věrohodnosti		-5.849421			
Akaikovo kritérium		27.69884			
Schwarzovo kritérium		36.42718			
Hannan-Quinnovo kritérium		29.75498			
rho (koeficient autokorelace)		-0.044787			
Durbin-Watsonova statistika		2.045020			
zde je poznámka o zkratkách statistik modelu					

Zdroj: vlastní zpracování na základě výstupu ze softwaru Gretl

Odhadnutá rovnice

$$y_t = 4,19355 - 0,00335x_{2(t-1)} + 0,00042x_{3t} + 0,00231x_{4t} - 0,16517x_{5t} + 0,25105x_{5(t-1)} - 0,19618x_{5(t-2)} + 0,21903x_{5(t-3)} + u_t$$

(1,459**)
(0,0016*)
(0,00021*)
(0,00097**)
(0,0736**)
(0,108**)

(0,089**)
(0,0789**)

Ekonomická verifikace

Parametry modelu jsou interpretovány dle podmínky *ceteris paribus* (c.p.) – za jinak neměnných podmínek. Odhadnuté parametry udávají směr a intenzitu vlivu exogenních proměnných na endogenní proměnnou. Lze tedy konstatovat, že předpoklad by měl splňovat směr a intenzitu působení parametru.

Parametr γ_1 vyjadřuje hodnotu produkce pšenice, pokud budou všechny ostatní vysvětlující proměnné nulové. V tomto případě je odhadnuta produkce na 4,19 tis. tun. (c.p.).

Parametr γ_2 udává, o kolik jednotek se změní produkce pšenice, pokud dojde k jednotkové změně osevní plochy pšenice v ČR v minulém roce. Vzroste-li osevní plocha pšenice v minulém roce o 1 tis. ha, produkce pšenice se v roce následujícím sníží o 0,0034 tis. tun (c.p.). Dle ekonomické teorie lze tvrdit, že zvýšením osevní plochy se zvýší produkce. Předpoklad tedy není splněn, jelikož zvýšením osevní plochy v minulém období se předpokládá zvýšení produkce. V podkladových datech pro model produkce tento vztah převažuje až na výjimky, které mohly být ovlivněny např. úrodou či vlivem podmínek počasí.

Parametr γ_3 vyjadřuje změnu produkce pšenice, pokud dojde ke změně jejího exportu. Zvýší-li se hodnota exportu o 1 tis. tun, produkce pšenice vzroste o 0,00042 tis. tun (c.p.). Směr působení parametru je v pořádku. Vzhledem k ekonomické teorii lze předpoklad považovat za splněný, jelikož růst zahraniční poptávky způsobí růst produkce.

Parametr γ_4 udává, jak se změní hodnota produkce v závislosti na změně průměrného ročního úhrnu srážek ve Středočeském kraji o jednotku. Zvýší-li se průměrný úhrn srážek ve Středočeském kraji o 1 mm, produkce pšenice vzroste o 0,0023 tis. tun (c.p.). Vzhledem k tomu, že zvýšené množství srážek se odráží ve výnosu úrody pšenice tím, že bohaté srážky zajišťují vysoký výnos a dobrou jakost zrna ve fázi obilky a kvetení, a zároveň při suchém a nevlhkém vzduchu se urychluje stárnutí rostliny, je směr parametru správný (Prugar, 2008). Nárůst je ovšem velmi malý, srážky totiž působí kumulovaně současně s jiným vlivem – je totiž důležité sledovat nejen množství srážek, ale také jejich rozložení.

Parametry $\gamma_5 - \gamma_8$ zobrazují proměnnou SC hladké mouky a její zpožděné proměnné o 1,2 a 3 období. Parametry udávají, jak se změní hodnota produkce, pokud se změní spotřebitelská cena pšenice o 1 Kč/kg. Zvýší-li se SC mouky ve sledovaném období o 1 Kč/kg, produkce klesne o 0,165 tis. tun (c.p.). Ten samý směr vykazuje SC mouky zpožděná

o 2 období. Jestliže se zvýší o 1 Kč/kg, sníží se produkce o 0,196 tis. tun (c.p.) Pokud vzroste SC mouky v minulém období o 1 Kč/kg, produkce vzroste o 0,251 tis. tun a zároveň jestliže se zvýší SC mouky zpožděná o 3 období o 1 Kč/kg, produkce se zvýší o 0,219 tis. tun (c.p). V rámci obou směru působení lze pozorovat přibližně stejné intenzity působení. Střídání směrů působení lze interpretovat reakcí na převis poptávky nad nabídkou v jednotlivých letech. Vyšší ceny ovšem po určité době zapříčiní snížení poptávky – v takovém období výrobci snižují spotřebitelské ceny.

Elasticita

Průměrné koeficienty pružnosti za sledované období byly vypočítány dle vzorce 3.15 a jsou uvedené v tabulce č. 5.

Tabulka 5 – Elasticita modelu produkce

	$X_{2(t-1)}$	X_{3t}	X_{4t}	X_{5t}	$X_{5(t-1)}$	$X_{5(t-2)}$	$X_{5(t-3)}$
Parametr	-0,0034	0,0004	0,0023	-0,1652	0,2511	-0,1962	0,2190
Průměr	834,675	1223,42	587,6	10,195	10,096	10,016	9,917
Teoretická hodnota	4,326	4,326	4,326	4,326	4,326	4,326	4,326
Elasticita	-0,656	0,113	0,312	-0,389	0,586	-0,454	0,502

Zdroj: vlastní zpracování

- Pokud se osevň plocha v minulém období zvýší o 1 %, produkce pšenice v aktuálním období klesne o 0,66 %.
- Jestliže se zvýší export pšenice o 1 %, produkce pšenice vzroste o 0,11 %.
- Vzroste-li průměrný roční úhrn srážek ve Středočeském kraji o 1 %, produkce pšenice vzroste o 0,31 %.
- Zvýší-li se spotřebitelská cena pšenice v aktuálním období o 1 %, produkce pšenice klesne o 0,39 %.
- Pokud spotřebitelská cena pšenice v minulém období vzroste o 1 %, produkce pšenice v aktuálním období vzroste o 0,59 %.
- Jestliže vzroste spotřebitelská cena pšenice zpožděná o dvě období o 1 %, produkce pšenice se v současném období sníží o 0,45 %.
- Vzroste-li spotřebitelská cena pšenice zpožděná o tři období o 1 %, produkce pšenice v aktuálním období se zvýší o 0,50 %.

Dle výše uvedených pružností je patrné, že největší intenzitu působení na vysvětlovanou proměnnou produkce pšenice má proměnná osevň plocha v minulém období.

Statistická verifikace

Všechny parametry tohoto modelu jsou statisticky významné na různých hladinách významnosti. Parametry γ_1 , γ_4 , γ_5 , γ_6 , γ_7 a γ_8 jsou statisticky významné na hladině významnosti $\alpha = 0,05$, tedy s 95% pravděpodobností. Parametry γ_2 a γ_3 jsou statisticky významné na hladině významnosti $\alpha = 0,1$. Adjustovaný (korigovaný) koeficient determinace je roven 0,6652. Tato hodnota říká, že daná funkce vystihuje zkoumaný vztah ze 66,52 %.

Ekonometrická verifikace

Autokorelace

H_0 = nepřítomnost autokorelace reziduí

H_1 = přítomnost autokorelace reziduí

Pro potvrzení či vyvrácení autokorelace reziduí byl použit Breusch-Godfrey test (viz obrázek č. 2). Na základě tohoto testu byla vypočtena p-hodnota (0,794) $>$ α (0,05). Tímto byla potvrzena nulová hypotéza o nepřítomnosti autokorelace 1. řádu.

Obrázek 2 – Test autokorelace pro model produkce

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	-0.248878	1.77515	-0.1402	0.8906
Os_plocha_1	0.000277326	0.00198129	0.1400	0.8908
Export	9.80318e-06	0.000224110	0.04374	0.9658
Srazky	0.000122914	0.00110258	0.1115	0.9129
SC_mouka	-0.0190906	0.104566	-0.1826	0.8580
SC_mouka_1	0.0180793	0.130589	0.1384	0.8920
SC_mouka_2	-0.00937453	0.0988299	-0.09486	0.9259
SC_mouka_3	0.00370868	0.0828426	0.04477	0.9650
uhat_1	-0.124792	0.468367	-0.2664	0.7941

Neadjustovaný koeficient determinace = 0.005431

Testovací statistika: LMF = 0.070990,
s p-hodnotou = $P(F(1,13) > 0.0709901) = 0.794$

Zdroj: vlastní zpracování na základě výstupu ze softwaru Gretl

Normalita reziduí

H_0 = normální rozdělení náhodné složky

H_1 = jiné než normální rozdělení náhodné složky

Na základě Jacque-Bera testu (viz obrázek č. 3) byla vypočtena p-hodnota 0,6078. Platí tedy vztah, že p-hodnota (0,6078) $>$ α (0,05). Nulová hypotéza se nezamítá, rezidua mají normální rozdělení. Graf normality reziduí pro model produkce je uveden v příloze 4.

Obrázek 3 – Test normality pro model produkce

interval	střed	frequence	rel.	kum.
< -0.39677	-0.49981	2	9.09%	9.09% ***
-0.39677 - -0.19070	-0.29373	4	18.18%	27.27% *****
-0.19070 - 0.015378	-0.087658	6	27.27%	54.55% *****
0.015378 - 0.22145	0.11842	4	18.18%	72.73% *****
0.22145 - 0.42753	0.32449	4	18.18%	90.91% *****
0.42753 - 0.63360	0.53056	1	4.55%	95.45% *
>= 0.63360	0.73664	1	4.55%	100.00% *

Frekvenční rozdělení pro uhat3, poz. 4-25
počet tříd = 7, střední hodnota = 2.62416e-16, so = 0.395714

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:
Chi-kvadrát(2) = 0.996 s p-hodnotou 0.60777

Zdroj: vlastní zpracování na základě výstupu ze softwaru Gretl

Heteroskedasticita

H_0 = homoskedasticita

H_1 = heteroskedasticita

Test heteroskedasticity byl proveden s použitím Breusch-Paganova testu (obrázek 4).

V rámci tohoto testu vyšla p-hodnota 0,738, je tedy vyšší než $\alpha = 0,05$. Nulovou hypotézu v tomto případě nelze zamítnout a potvrzuje se přítomnost homoskedasticity.

Obrázek 4 – Breusch-Pagan test heteroskedasticity pro model produkce

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	-6.20414	5.06261	-1.225	0.2406
Os_plocha_1	0.00529395	0.00565404	0.9363	0.3650
Export	-0.000456840	0.000741421	-0.6162	0.5477
Srazky	0.00328563	0.00335861	0.9783	0.3445
SC_mouka	0.0909782	0.255425	0.3562	0.7270
SC_mouka_1	0.134226	0.374205	0.3587	0.7252
SC_mouka_2	-0.151739	0.309740	-0.4899	0.6318
SC_mouka_3	0.0718643	0.273888	0.2624	0.7968

Breusch-Paganův test heteroskedasticity
OLS, za použití pozorování 1998-2019 (T = 22)
Závisle proměnná: škálované uhat^2

Vysvětlený součet čtverců = 8.7104

Testovací statistika: LM = 4.355201,
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(7) > 4.355201) = 0.738076

Zdroj: vlastní zpracování na základě výstupu ze softwaru Gretl

Prognostické vlastnosti

- 1) Ekonomické interpretovatelnosti odhadnutých parametrů – v případě parametru γ_2 nelze potvrdit ekonomickou interpretovatelnost, ostatní parametry splňují předpoklady o směru a intenzitě působení na vysvětlovanou proměnnou.
- 2) Multikolinearita mezi exogenními proměnnými – v modelu se nevyskytuje nežádoucí multikolinearita.
- 3) Těsnost závislosti endogenních a exogenních proměnných – korigovaný koeficient determinace je roven 0,6652. Tato hodnota vypovídá o středně silné závislosti endogenní proměnné na celkovém vlivu exogenních proměnných.

- 4) Statistická významnost parametrů – všechny odhadnuté parametry v modelu jsou statisticky významné.
- 5) Autokorelace reziduí – v modelu je vyloučena autokorelace reziduí.

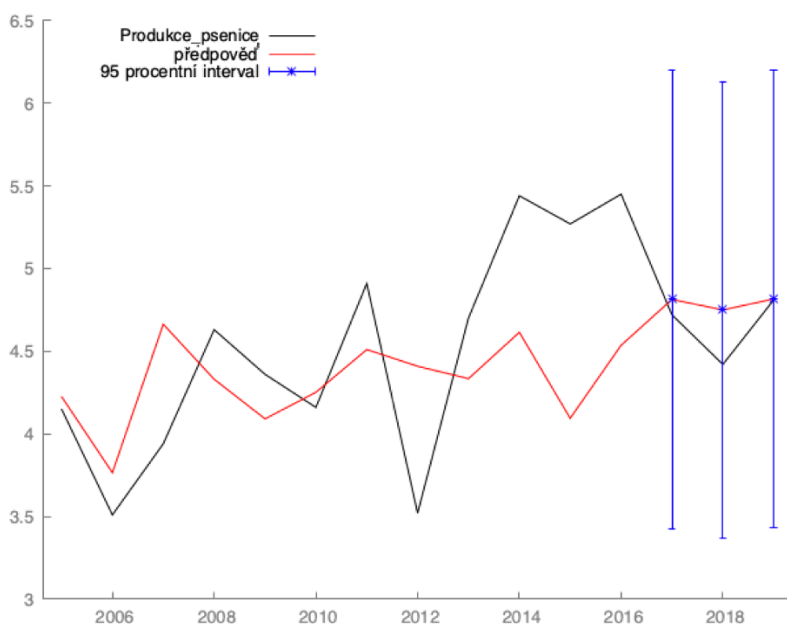
Shrnutí

Při tvorbě modelu produkce pšenice byly prokázány jeho dobré ekonomické vlastnosti. Byly odhadnuty jeho parametry, přičemž každý z nich byl významný na jiné hladině významnosti (0,05 nebo 0,1). Všechny proměnné zahrnuté do modelu měly na chování endogenní proměnné prokazatelný vliv. Až na parametr γ_2 měly všechny zbývající parametry správný směr, ale poměrně slabou intenzitu působení. Nejintenzivněji na vysvětlovanou proměnnou působí proměnná spotřebitelská cena mouky v minulém období.

Byla potvrzena nepřítomnost autokorelace, heteroskedasticity a multikolinearity, reziduální složka vykazovala normální rozdělení. Korigovaný koeficient determinace v hodnotě 0,665 vykazuje střední až silnou závislost endogenní proměnné na exogenních proměnných. Výpočtem koeficientů pružnosti bylo zjištěno, že nejvyšší vliv na změnu produkce pšenice má proměnná osevňovací plocha pšenice zpožděná o jedno období. Model je vhodný k prognózování budoucího vývoje, a proto je následně vytvořena ex post i ex ante prognóza pro období 2020-2022.

Ex post prognóza

Graf 12 – Ex post prognóza modelu produkce



Zdroj: vlastní zpracování na základě výstupu ze softwaru Gretl

Dle grafu 12 lze tvrdit, že křivka předpovědi zcela nekopíruje průběh funkce skutečných hodnot, žádná hodnota ale není mimo konfidenční interval. Větší výkyvy lze zaznamenat v roce 2012, kdy prognóza značila mírný pokles, ovšem reálná produkce značně klesla. Nesrovnalosti jsou také v roce 2015, kdy předpověď značila nižší hodnoty, než byly skutečné hodnoty.

Ex ante prognóza

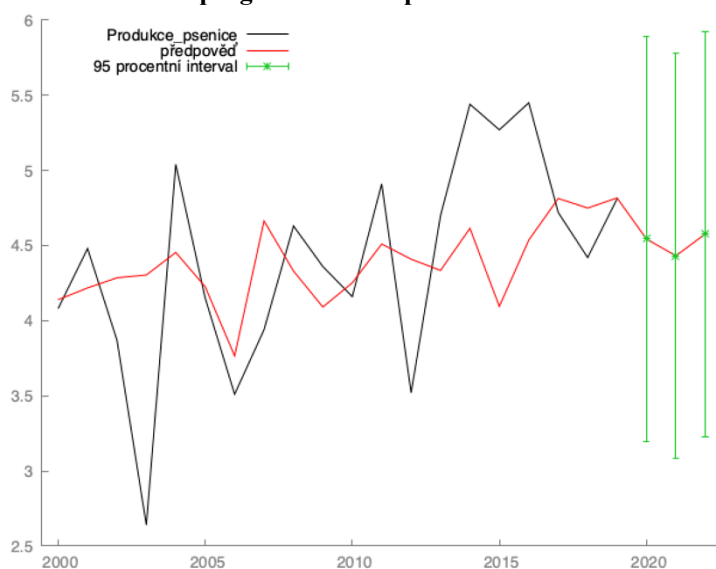
Pro výpočet ex ante prognózy byla nejprve provedena prognóza exogenních proměnných, na základě kterých byla vypočtena prognóza daná modelem produkce pro roky 2020-2022. Hodnoty jsou znázorněny v tabulce č. 6.

Tabulka 6 – Ex ante prognóza modelu produkce

	$X_{2(t-1)}$	X_{3t}	X_{4t}	X_{5t}	$X_{5(t-1)}$	$X_{5(t-2)}$	$X_{5(t-3)}$	Y_{1t}
2020	836,90	1927,1	583,95	11,07	10,43	10,74	11,16	4,68
2021	837,65	1847,6	569,05	10,80	11,01	10,43	10,57	4,73
2022	838,86	2342,9	576,50	10,90	10,75	10,98	10,29	4,70

Zdroj: vlastní zpracování

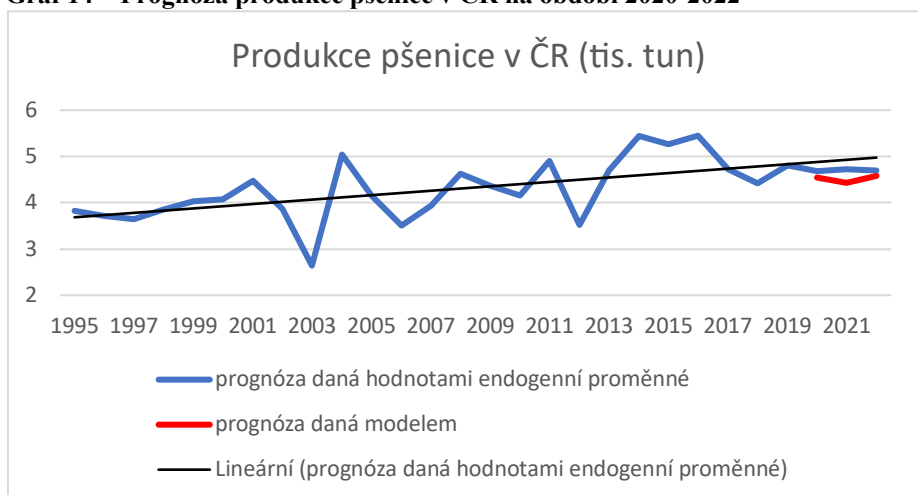
Graf 13 – Ex ante prognóza modelu produkce



Zdroj: vlastní zpracování na základě výstupu ze softwaru Gretl

Jak již bylo zmíněno u prognózy ex post, křivka prognózy zcela nekopíruje průběh křivky skutečných hodnot. Výsledky prognózy ex ante v grafu 13 znázorňují, že produkce pšenice by měla do roku 2021 klesat a v následujícím roce začít růst. V prognózovaném období by se hodnota produkce pohybovala okolo 4,5 tis. tun, což neznámí nijak markantní změny.

Graf 14 – Prognóza produkce pšenice v ČR na období 2020-2022



Zdroj: vlastní zpracování

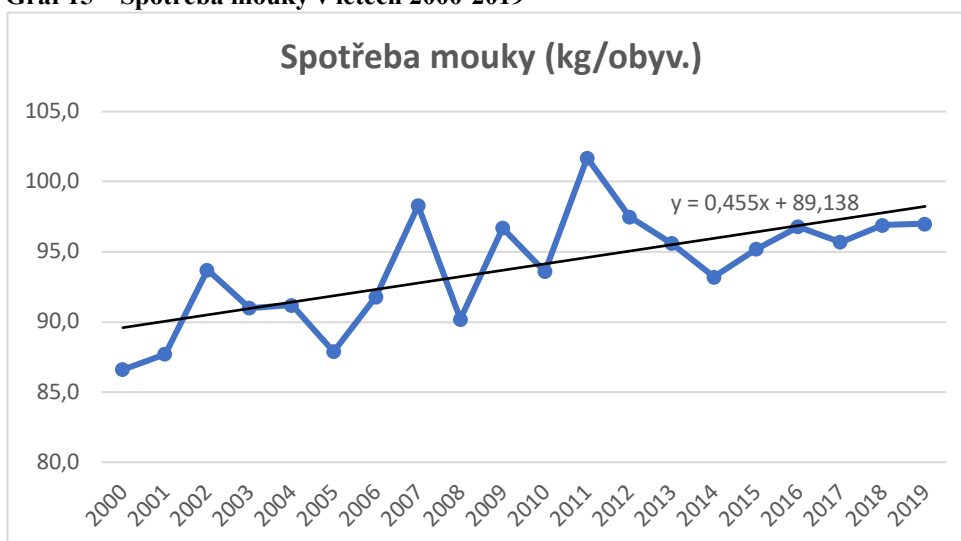
Graf č. 14 znázorňuje skutečné hodnoty produkce pšenice v letech 1995-2014. Dále jsou zobrazeny dvě prognózy na období 2020-2022. Modrá křivka značí průběh prognózy vytvořené na základě skutečných pozorování, červená křivka značí prognózu danou modelem. V případě obou křivek je budoucí vývoj produkce pšenice téměř totožný, žádný významný nárůst či pokles zaznamenán není. Nelze ovšem opomenout neustále se měnící faktor klimatických podmínek (množství srážek, jejich rozmístění či teplota), který nejsme schopni ovlivnit, což může mít kladný i záporný vliv na produkci pšenici.

5.3 Model spotřeby

Model spotřeby znázorňuje endogenní proměnnou spotřeby hladké mouky v České republice, na kterou působí exogenní proměnné průměrná hrubá mzda, spotřeba obilovin na obyvatele a koupěschopnost, znázorňující podíl ročního příjmu a spotřebitelské ceny mouky. Další exogenní proměnné jsou spotřebitelská cena hladké mouky zpožděná o 2 období a spotřeba pšenice zpožděná o 3 období. Do modelu byla nejdříve zahrnuta i proměnná počet výkrmových kuřat, ovšem při modelování se neprokázala jako významná a negativně ovlivňovala ostatní proměnné v rámci ekonomické verifikace. Model také ztrácel na statistické významnosti. Nepovedené modelování je zachyceno v příloze 6 a 7.

K modelování byly využity roční časové řady obsahující data od roku 1997-2019, celkem tedy 23 pozorování. Po vyhodnocení významnosti proměnných byly zahrnuty zpožděné proměnné, konkrétně u proměnných spotřebitelská cena hladké mouky a spotřeba pšenice. Z tohoto důvodu byl model zúžen na 20 pozorování. Podkladová data pro model produkce je uveden v příloze 9.

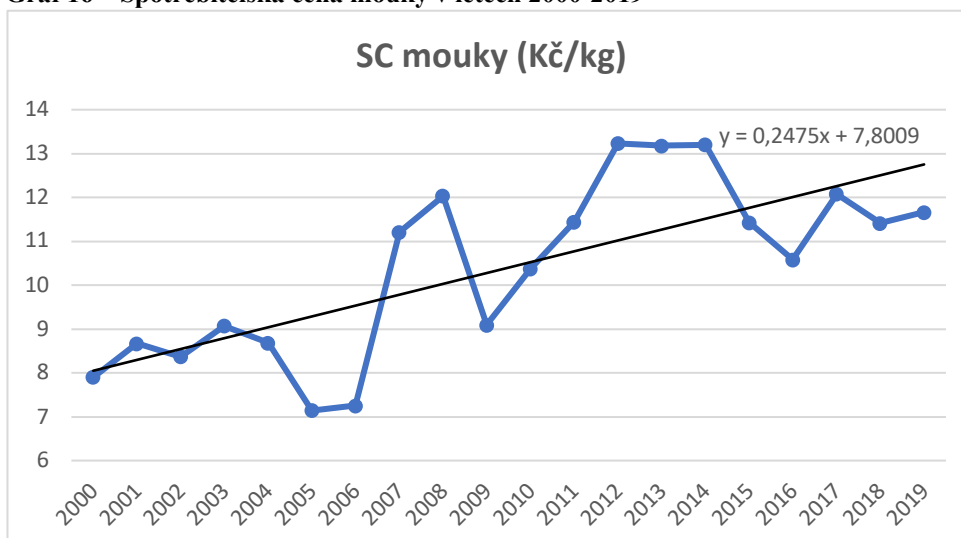
Graf 15 – Spotřeba mouky v letech 2000-2019



Zdroj: vlastní zpracování na základě Situační a výhledové zprávy 2019

Z grafu č. 15 je patrné, že spotřeba hladké mouky má kolísavý charakter. V letech 2000-2006 se hodnota spotřeby hladké mouky pohybuje mezi 87-93 kg/obyvatele. V roce 2007 však spotřeba výrazněji vzrostla na 98,3 kg/obyvatele, ovšem nejvyšší hodnota byla zaznamenána v roce 2011, kdy spotřeba hladké mouky poprvé překročila hranici 100 kg/obyvatele. Tento rok zaznamenal také nejvyšší hodnotu za celé sledované období, následující roky měla časová řada spíše klesající tendenci a v posledních letech jsou hodnoty spotřeby hladké mouky na téměř neměnných hodnotách (okolo 96 kg/obyvatele). Celková rostoucí tendence je v grafu zobrazena lineárně trendovou funkcí, ze které lze vyhodnotit, že se meziročně spotřeba hladké mouky zvyšuje o 0,455 kg/obyvatele.

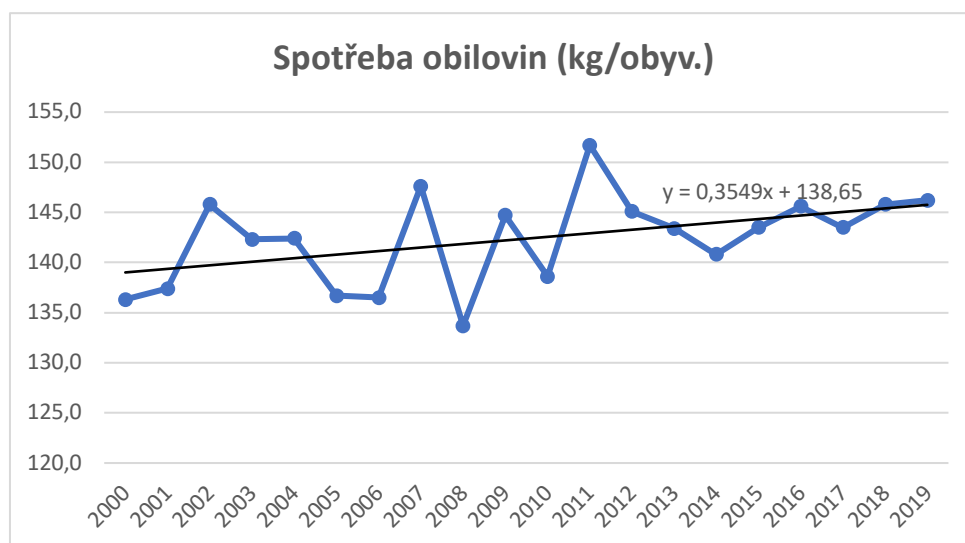
Graf 16 – Spotřebitelská cena mouky v letech 2000-2019



Zdroj: vlastní zpracování na základě Situační a výhledové zprávy 2019

Spotřebitelská cena hladké mouky má kolísavý charakter s rostoucí tendencí, jak lze vidět v grafu č. 16. Do roku 2004 se výše ceny pohybovala v téměř konstantních hodnotách, v následujících letech 2005 a 2006 klesla cena poprvé za sledované období pod 8 Kč/kg, ovšem v roce 2007 se cena zvýšila o 4 Kč/kg. V roce 2009 došlo opět ke zlevnění na 9 Kč/kg a od té doby cena rostla až do roku 2015, kdy opět cena mouky klesla. Spotřebitelská cena mouky je ovlivňována především cenou zemědělských a průmyslových výrobců, jelikož při zvýšení těchto cen lze očekávat i zvýšení ceny spotřebitelské.

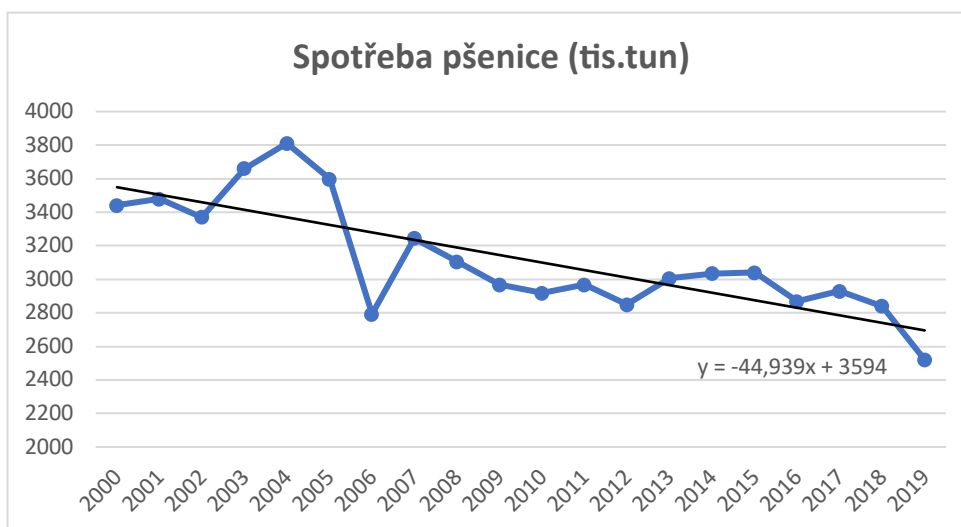
Graf 17 – Spotřeba obilovin v letech 2000-2019



Zdroj: vlastní zpracování na základě Situační a výhledové zprávy 2019

Z grafu č. 17 je patrné, že spotřeba obilovin má kolísavý charakter a za celé sledované období rostoucí tendenci. Spotřeba obilovin je v kilogramech na obyvatele za posledních 20 let téměř na stejné úrovni, jelikož v roce 2000 byla hodnota spotřeby obilovin ve výši 136,3 kg/obyvatele a v roce 2019 ve výši 146,2 kg/obyvatele (lze hovořit o nárůstu o 10 kg/obyvatele). V průběhu let 2006-2012 hodnoty spotřeby obilovin oscilovaly kolem průměrné hodnoty za sledované období (142, 4 kg/obyvatele).

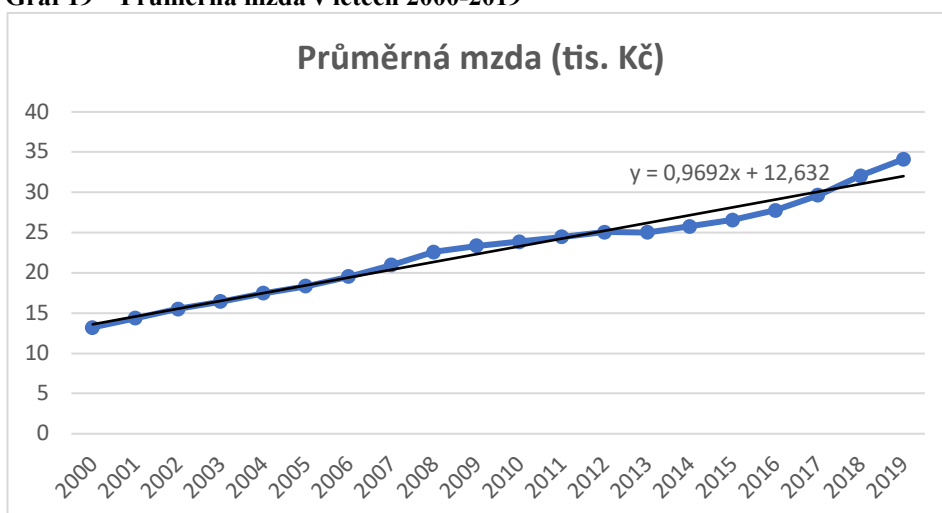
Graf 18 – Spotřeba pšenice v letech 2000-2019



Zdroj: vlastní zpracování na základě Situační a výhledové zprávy 2019

V grafu č. 18 lze pozorovat, že spotřeba pšenice měla na začátku sledovaného období kolísavý charakter, ale v posledních letech se hodnoty pohybují okolo stejných čísel. V roce 2004 byla zaznamenána nejvyšší hodnota spotřeby pšenice, a to celkem 3 811 tis. tun. V letech 2005 a 2006 spotřeba pšenice klesla až na 2 793 tis. tun, v následujícím roku 2007 spotřeba opět vzrostla, ale od té doby měla časová řada převážně klesající tendenci. Minimální spotřeba pšenice 2 520 tis. tun byla zaznamenána v roce 2019. Celková klesající tendence je v grafu zobrazena lineárně trendovou funkcí.

Graf 19 – Průměrná mzda v letech 2000-2019

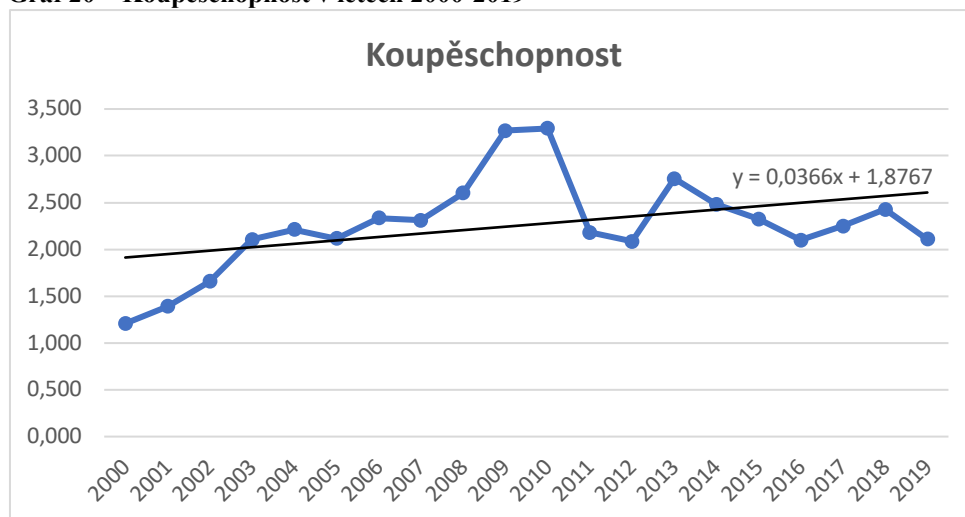


Zdroj: vlastní zpracování na základě dat z ČSÚ

Graf č. 19 zaznamenává vývoj průměrné hrubé mzdy v České republice. Až na rok 2013 a 2019 má časová řada rostoucí vývoj, který je v grafu zaznamenán pomocí lineární trendové funkce. Během sledovaného období se od roku 2000 průměrná hrubá mzda zvýšila

z 13 219 Kč na 34 125 Kč, tedy maxima, které bylo zaznamenáno v roce 2019. Lze tedy říct, že od roku 2000 se průměrná hrubá mzda zvýšila více než 2,5krát.

Graf 20 – Koupěschopnost v letech 2000-2019



Zdroj: vlastní zpracování na základě Situační a výhledové zprávy 2019 a dat z ČSÚ

Proměnná koupěschopnost znázorňuje podíl ročního příjmu a spotřebitelské ceny mouky. Ve sledovaném období vykazuje rostoucí tendenci, která je v grafu č. 20 znázorněná lineární trendovou funkcí. Podíl nejvyšší hodnoty dosáhl v roce 2010, zároveň se jednalo o jediný rok za sledované období, kdy hodnota podílu překročila hodnotu 3. V ostatních případech se hodnoty pohybovaly okolo průměru 2,26.

Specifikace modelu spotřeby

Základní hypotéza modelu je založena na teorii, že spotřeba hladké mouky je závislá na průměrné hrubé mzdě, spotřebě obilovin, spotřebitelské ceně mouky (se zpožděním o dvě období), spotřebě pšenice (se zpožděním o 3 období) a na koupěschopnosti (vyjádřená jako podíl ročního příjmu a spotřebitelské ceně mouky).

Ekonomický model

$$y_t = f(x_{1t}, x_{2t}, x_{3t}, x_{4(t-2)}, x_{5(t-3)}, x_{6t})$$

Ekonometrický model

$$y_t = \gamma_1 + \gamma_2 x_{2t} + \gamma_3 x_{3t} + \gamma_4 x_{4(t-2)} + \gamma_5 x_{5(t-3)} + \gamma_6 x_{6t} + u_t$$

Deklarace proměnných

y_t spotřeba hladké mouky (kg/obyvatele)

x_{1t} jednotkový vektor (konstanta)

x_{2t} průměrná hrubá mzda (tis. Kč)

x_{3t} spotřeba obilovin (kg/obyvatele)

$x_{4(t-2)}$...spotřebitelská cena mouky zpožděná o 2 období (Kč/kg)

$x_{5(t-3)}$...spotřeba pšenice zpožděná o 3 období (tis. tun)

x_{6t} koupěschopnost (roční příjem v tis. Kč / spotřebitelská cena mouky v Kč/kg)

u_t náhodná složka (reziduum)

Korelační matice

y_t	x_{2t}	x_{3t}	$x_{4(t-2)}$	$x_{5(t-3)}$	x_{6t}	
1	0,6935	0,8814	0,3629	-0,6402	0,3931	y_t
	1	0,4283	0,5503	-0,7331	0,5378	x_{2t}
		1	0,3780	-0,3081	0,0736	x_{3t}
			1	-0,4371	-0,3955	$x_{4(t-2)}$
				1	-0,4039	$x_{5(t-3)}$
					1	x_{6t}

Vyšší hodnota 0,8814 zůstala mezi vysvětlovanou proměnnou y_t a vysvětlující proměnnou x_{3t} . V tomto případě je závislost žádoucí, proto nebude odhad modelu zkreslen.

Odhad parametrů modelu

Obrázek 5 – Odhad modelu spotřeby mouky

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	12.9423	5.70034	2.270	0.0395	**
Prumerna_mzda	0.115546	0.0541568	2.134	0.0511	*
Spotr_obiloviny	0.639893	0.0376659	16.99	9.70e-11	***
SC_mouka_2	-0.347653	0.0950002	-3.659	0.0026	***
Spotr_psenice_3	-0.00389474	0.000675162	-5.769	4.86e-05	***
Koupeschopnost	1.31736	0.422995	3.114	0.0076	***
Střední hodnota závisle proměnné		93.91500			
Sm. odchylka závisle proměnné		3.960233			
Součet čtverců reziduí		6.205500			
Sm. chyba regrese		0.665770			
Koeficient determinace		0.979175			
Adjustovaný koeficient determinace		0.971738			
F(5, 14)		131.6548			
P-hodnota(F)		2.94e-11			
Logaritmus věrohodnosti		-16.67581			
Akaikovo kritérium		45.35161			
Schwarzovo kritérium		51.32601			
Hannan-Quinnovo kritérium		46.51788			
rho (koeficient autokorelace)		0.608037			
Durbin-Watsonova statistika		0.816972			

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Zdroj: vlastní zpracování na základě výstupu ze softwaru Gretl

Odhadnutá rovnice

$$y_t = 12,9423 + 0,11555x_{2t} + 0,63989x_{3t} - 0,34765x_{4(t-2)} - 0,00389x_{5(t-3)} + 1,3174x_{6t} + u_t$$

(5,7**) (0,0542*) (0,0377***) (0,095***) (0,00068***) (0,423***)

Ekonomická verifikace

Parametry modelu jsou interpretovány dle podmínky *ceteris paribus* (c.p.) – za jinak neměnných podmínek. Odhadnuté parametry udávají směr a intenzitu vlivu exogenních proměnných na endogenní proměnnou.

Parametr γ_1 říká, jaká by byla spotřeba hladké mouky v případě, že by byly ostatní parametry nulové. Z výše odhadnuté rovnice vyplývá hodnota 12,94 kg/obyvatele (c.p.).

Parametr γ_2 vyjadřuje, o kolik se změní spotřeba hladké mouky, zvýší-li se průměrná hrubá mzda obyvatel České republiky o 1 tis. Kč. V tomto případě se spotřeba mouky zvýší o 0,116 kg/obyvatele (c.p.). Tento předpoklad lze považovat za splněný, jelikož s rostoucím příjmem se zvyšuje koupěschopnost obyvatelstva a zároveň i spotřeba.

Parametr γ_3 říká, o kolik se změní spotřeba hladké mouky, zvýší-li se spotřeba obilovin na jednoho obyvatele České republiky o 1 kg. Jestliže vrostе spotřeba obilovin o 1 kg, spotřeba hladké mouky vzroste o 0,64 kg/obyvatele (c.p.). Očekávaný směr působení parametru je možné považovat za splněný, jelikož s rostoucí spotřebou obilovin zároveň roste i spotřeba mouky.

Parametr γ_4 vyjadřuje, o kolik se změní spotřeba hladké mouky, vzroste-li její spotřebitelská cena před dvěma lety o 1 Kč/kg. Jestliže tedy vzroste SC mouky před dvěma lety o 1 Kč/kg, spotřeba hladké mouky poklesne o 0,348 kg/obyvatele (c.p.). Očekávaný směr působení parametru lze považovat za splněný, jelikož s rostoucí cenou výrobku klesá jeho poptávka.

Parametr γ_5 říká, o kolik se změní spotřeba hladké mouky, pokud vzroste celková spotřeba pšenice před třemi lety o 1 tis. tun. Jestliže se celková spotřeba pšenice před třemi lety zvýší o 1 tis. tun, spotřeba hladké mouky klesne o 0,0039 Kč/kg (c.p.). V tomto případě směr působení není zcela správný, jelikož s růstem spotřeby pšenice by měla zároveň růst i spotřeba mouky. Záležet ovšem bude také na délce výrobního cyklu, jelikož použité tříleté zpoždění nemusí být zcela vyhovující skrze uskladnění pšeničných zrn či mouky.

Parametr γ_6 interpretuje změnu spotřeby hladké mouky při změně koupěschopnosti hladké mouky o 1 jednotku (tedy podíl čistého příjmu obyvatel v tis. Kč za rok a

spotřebitelské ceny mouky za kg). Zvýší-li se koupěschopnost hladké mouky o 1 jednotku, pak se zvýší spotřeba hladké mouky v tomtéž období o 1,317 kg/obyvatele (c.p.). Tím lze parametr považovat za splněný.

Elasticita

Průměrné koeficienty pružnosti za sledované období byly vypočítány dle vzorce 3.15 a jsou uvedené v tabulce 7.

Tabulka 7 – Elasticita modelu spotřeby

	X_{2t}	X_{3t}	$X_{4(t-2)}$	$X_{5(t-3)}$	X_{6t}
Parametr	0,11555	0,63989	-0,3477	-0,0039	1,3174
Průměr	22,307	142,38	10,036	3122,13	2,261
Teoretická hodnota	93,972	93,972	93,972	93,972	93,972
Elasticita	0,027	0,970	-0,037	-0,130	0,032

Zdroj: vlastní zpracování

- Pokud se průměrná mzda zvýší o 1 %, spotřeba mouky vzroste o 0,03 %.
- Jestliže se spotřeba obilovin zvýší o 1 %, spotřeba mouky vzroste o 0,97 %.
- Vzroste-li spotřebitelská cena mouky před dvěma lety o 1 %, spotřeba mouky v aktuálním období klesne o 0,04 %.
- Jestliže se spotřeba pšenice zpožděná o 3 období zvýší o 1 %, spotřeba mouky v aktuálním období klesne o 0,13 %.
- Pokud koupěschopnost obyvatelstva vzroste o 1 %, spotřeba mouky se zvýší o 0,03 %.

Na základě výše uvedených koeficientů pružnosti lze určit, že největší intenzitu působení na vysvětlovanou proměnnou spotřeby pšenice má spotřeba obilovin v aktuálním období.

Statistická verifikace

Všechny parametry tohoto modelu jsou statisticky významné na různých hladinách významnosti. Parametr γ_1 je statisticky významný na hladině významnosti 0,05 a parametr γ_2 je statisticky významný na hladině významnosti 0,1. Zbývající parametry $\gamma_3, \gamma_4, \gamma_5$ a γ_6 jsou statisticky významné na hladině významnosti 0,01, tedy s 99% pravděpodobností.

Adjustovaný (korigovaný) koeficient determinace je roven 0,9717. Tato hodnota říká, že daná funkce vystihuje zkoumaný vztah z 97,17 %.

Ekonometrická verifikace

Autokorelace

H_0 = nepřítomnost autokorelace reziduí

H_1 = přítomnost autokorelace reziduí

Pro potvrzení či vyvrácení autokorelace reziduí byl použit Breusch-Godfrey test (viz obrázek 6). Na základě tohoto testu byla vypočtena p-hodnota (0,0928) $>$ α (0,05). Tímto byla potvrzena nulová hypotéza o nepřítomnosti autokorelace 1. řádu.

Obrázek 6 – Test autokorelace pro model spotřeby

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	2.38153	10.9085	0.2183	0.8306
Prumerna_mzda	0.0738840	0.264344	0.2795	0.7843
Spotr_obiloviny	0.00218681	0.0455839	0.04797	0.9625
SC_mouka	-0.200888	0.663710	-0.3027	0.7669
Spotr_psenice	-8.63430e-05	0.000884881	-0.09758	0.9238
Koupeschopnost	-0.925568	2.59032	-0.3573	0.7266
uhat_1	0.527907	0.291034	1.814	0.0928

Neadjustovaný koeficient determinace = 0.201976

Testovací statistika: LMF = 3.290246,
s p-hodnotou = $P(F(1,13) > 3.29025) = 0.0928$

Zdroj: vlastní zpracování na základě výstupu ze softwaru Gretl

Normalita reziduí

H_0 = normální rozdělení náhodné složky

H_1 = jiné než normální rozdělení náhodné složky

Na základě Jacque-Bera testu (viz obrázek 7) byla vypočtena p-hodnota 0,2406. Platí tedy vztah, že p-hodnota (0,2406) $>$ α (0,05). Nulová hypotéza se nezamítá a rezidua tedy mají normální rozdělení. Graf normality reziduí pro model spotřeby je uveden v příloze 8.

Obrázek 7 – Test normality pro model spotřeby

interval	střed	frequence	rel.	kum.
< -1.1914	-1.3828	1	5.00%	5.00% *
-1.1914 - -0.80866	-1.0000	1	5.00%	10.00% *
-0.80866 - -0.42590	-0.61728	1	5.00%	15.00% *
-0.42590 - -0.043140	-0.23452	4	20.00%	35.00% *****
-0.043140 - 0.33962	0.14824	7	35.00%	70.00% *****
0.33962 - 0.72238	0.53100	4	20.00%	90.00% *****
>= 0.72238	0.91376	2	10.00%	100.00% ***

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:
Chi-kvadrát(2) = 2.850 s p-hodnotou 0.24056

Zdroj: vlastní zpracování na základě výstupu ze softwaru Gretl

Heteroskedasticita

H_0 = homoskedasticita

H_1 = heteroskedasticita

Test heteroskedasticity byl proveden s použitím Breusch-Paganova testu (obrázek 8). V rámci tohoto testu vyšla p-hodnota 0,0626, je tedy vyšší než $\alpha = 0,05$. Nulovou hypotézu v tomto modelu nelze zamítnout a tím se potvrzuje přítomnost homoskedasticity.

Obrázek 8 – Breusch-Pagan test heteroskedasticity pro model spotřeby

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	-11.0058	12.0747	-0.9115	0.3775
Prumerna_mzda	-0.0404787	0.114718	-0.3529	0.7295
Spotr_obiloviny	0.0914431	0.0797858	1.146	0.2710
SC_mouka_2	0.262815	0.201234	1.306	0.2126
Spotr_psenice_3	-0.00136957	0.00143016	-0.9576	0.3545
Koupeschopnost	0.685406	0.896010	0.7650	0.4570

Vysvětlený součet čtverců = 20.972

Testovací statistika: LM = 10.486004,
s p-hodnotou = $P(\text{Chí-kvadrát}(5) > 10.486004) = 0.062579$

Zdroj: vlastní zpracování na základě výstupu ze softwaru Gretl

Prognostické vlastnosti

- 1) Ekonomické interpretovatelnosti odhadnutých parametrů – v případě parametru γ_5 nelze potvrdit ekonomickou interpretovatelnost, ovšem u ostatních parametrů lze tvrdit, že splňují předpoklady o směru a intenzitě působení na vysvětlovanou proměnnou.
- 2) Multikolinearita mezi exogenními proměnnými – v modelu se nevyskytuje nežádoucí multikolinearita.
- 3) Těsnost závislosti endogenních a exogenních proměnných – korigovaný koeficient determinace je roven 0,9717. Tato hodnota vypovídá o velmi silné závislosti endogenní proměnné na celkovém vlivu exogenních proměnných.
- 4) Statistická významnost parametrů – všechny odhadnuté parametry v modelu jsou statisticky významné.
- 5) Autokorelace reziduí – v modelu je vyloučena autokorelace reziduí.

Shrnutí

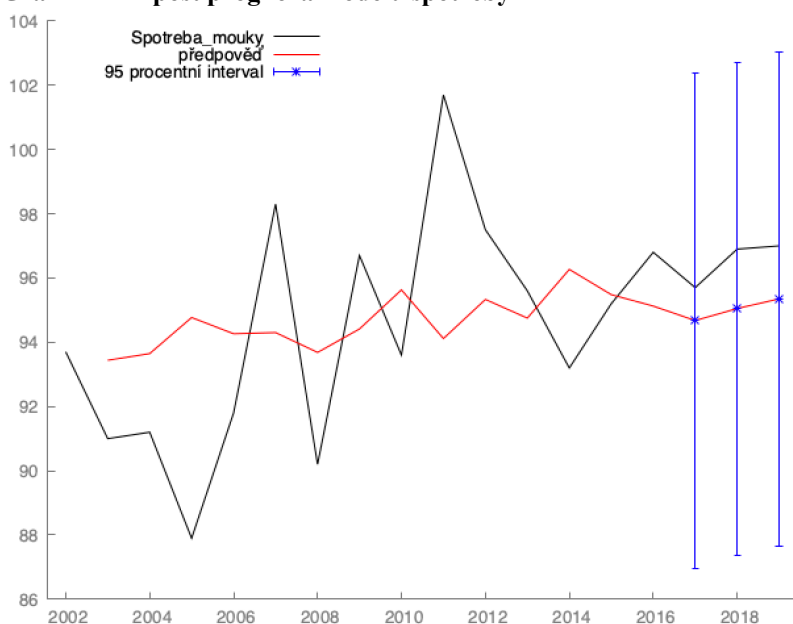
Při tvorbě modelu spotřeby mouky byly prokázány jeho dobré ekonomické vlastnosti. Byly odhadnuty jeho parametry, přičemž každý z nich byl významný na různých hladinách významnosti (0,05; 0,01; 0,1). Všechny proměnné zahrnuté do modelu měly na

chování endogenní proměnné prokazatelný vliv. Až na parametr γ_5 měly všechny zbývající parametry správný směr, ale slabší intenzitu působení. Nejintenzivněji na endogenní proměnnou působí proměnná koupěschopnost obyvatel, znázorňující podíl ročního příjmu a spotřebitelskou cenou mouky.

Dále byla potvrzena nepřítomnost autokorelace, heteroskedasticity a multikolinearity, reziduální složka vykazovala normální rozdělení. Korigovaný koeficient determinace v hodnotě 0,9717 vykazuje velmi silnou závislost endogenní proměnné na exogenních proměnných. Výpočtem koeficientů pružnosti bylo zjištěno, že nejvyšší vliv na změnu spotřeby hladké mouky má proměnná spotřeba obilovin v aktuálním období. Model je vhodný k prognózování budoucího vývoje, a proto je následně vytvořena ex post i ex ante prognóza pro období 2020-2022.

Ex post prognóza

Graf 21 – Ex post prognóza modelu spotřeby



Zdroj: vlastní zpracování na základě výstupu ze softwaru Gretl

Z grafu č. 21 je patrné, že prognóza má mírnější průběh než křivka skutečných hodnot. Žádná hodnota není mimo konfidenční interval. Největší odchylky lze zaznamenat mezi lety 2005-2012.

Ex ante prognóza

Za účelem vytvoření prognózy ex ante byly nejdříve vypočítány prognózy vysvětlujících proměnných a na základě výsledků byla vypočtena prognóza daná modelem pro následující roky 2020-2022. Tyto výsledky jsou zaznamenány v tabulce 8.

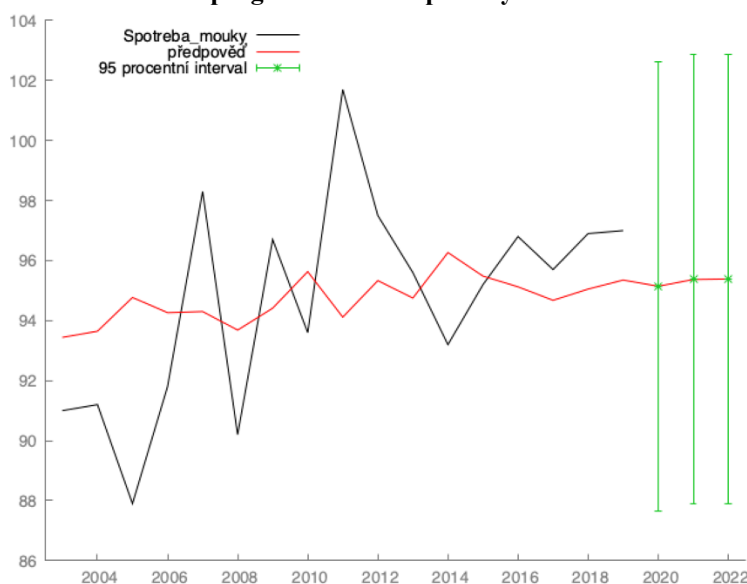
Tabulka 8 – Ex ante prognóza modelu spotřeby

	X_{2t}	X_{3t}	$X_{4(t-2)}$	$X_{5(t-3)}$	X_{6t}	Y_{1t}
2020	32,972	142,5	11,36	2932,2	2,46	95,82
2021	35,452	142,1	11,36	2884,5	2,48	96,06
2022	37,584	142,0	10,70	2714,7	2,53	97,20

Zdroj: vlastní zpracování

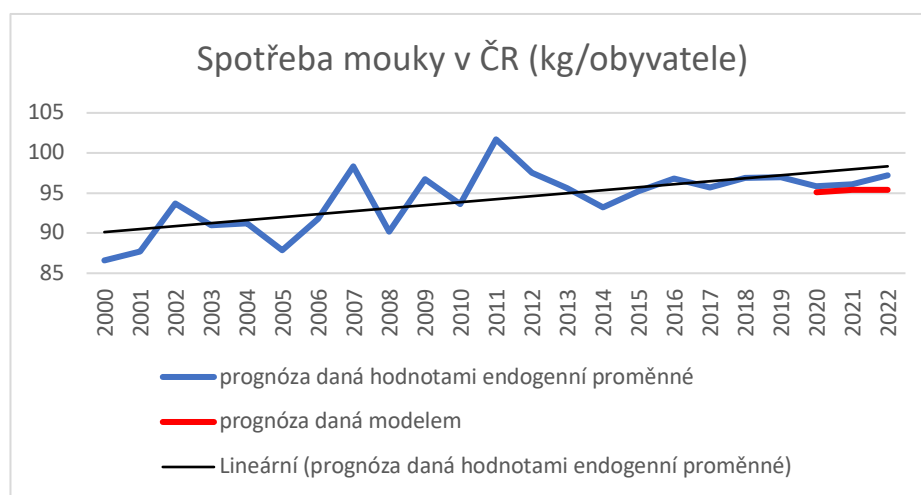
Z grafu 22 lze vypožorovat, že prognóza spotřeby mouky by pro následující roky 2020-2022 neměla významně růst ani klesat. Hodnoty prognózy stagnují na stejných hodnotách (v roce 2020 95,82 kg/obyv., v roce 2021 96,06 a v roce 2022 97,20 kg/obyv.), lze se ovšem domnívat, že spotřeba mouky bude v důsledku aktuální koronavirové situace v roce 2020 a 2021 s vysokou pravděpodobností růst.

Graf 22 – Ex ante prognóza modelu spotřeby



Zdroj: vlastní zpracování na základě výstupu ze softwaru Gretl

Graf 23 – Prognóza spotřeby mouky v ČR na období 2020-2022



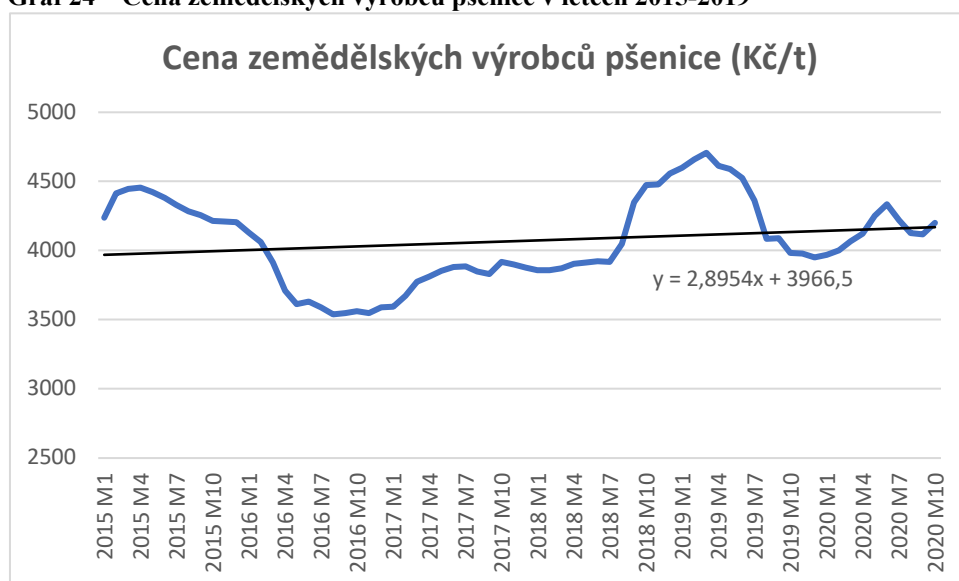
Zdroj: vlastní zpracování

Graf č. 23 znázorňuje skutečně naměřené hodnoty spotřeby mouky v letech 2000-2019. Dále jsou v grafu zobrazeny dvě prognózy pro následující období 2020-2022. Modrá křivka vyznačuje průběh prognózy vytvořené na základě skutečných hodnot, zatímco červená křivka značí prognózu danou modelem. V rámci tohoto modelu je budoucí vývoj spotřeby mouky téměř totožný v obou případech předpovědi, které značí mírný nárůst spotřeby. Jak již bylo řečeno, je vysoce pravděpodobné, že v důsledku aktuální situace bude spotřeba mouky mírně růst.

5.4 Cenové modely

Cenové modely byly sestaveny na třech cenových úrovních zkoumajících cenu zemědělských výrobců pšenice, cenu průmyslových výrobců hladké mouky a spotřebitelskou cenu hladké mouky. V rámci těchto třech jednorovnicových modelů byly navzájem dále zkoumány proměnné cena krmné pšenice, spotřebitelská cena chleba, podíl zahraniční ceny k domácí ceně pšenice nebo dovoz pšenice do České republiky.

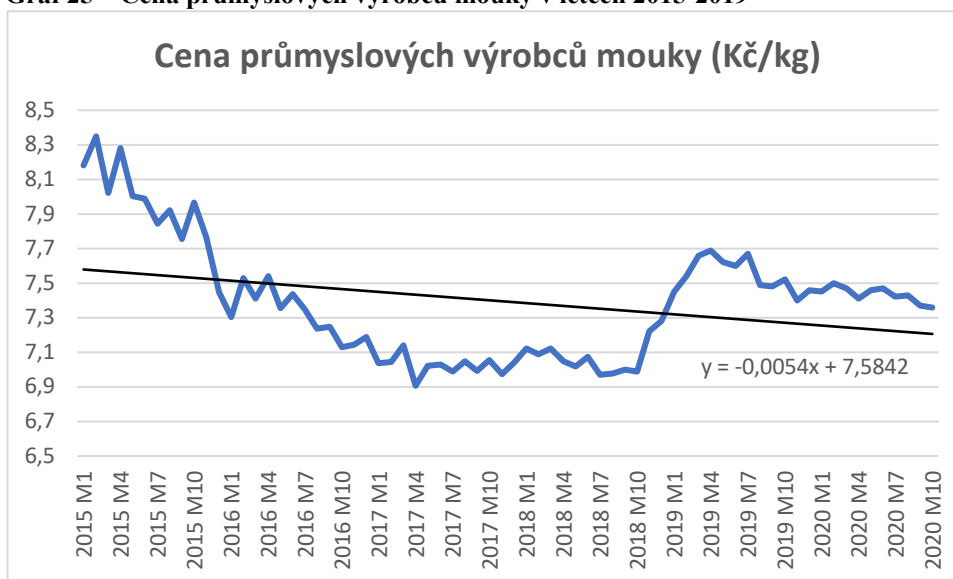
Graf 24 – Cena zemědělských výrobců pšenice v letech 2015-2019



Zdroj: vlastní zpracování na základě Situační a výhledové zprávy 2019 a dat z ČSÚ

Graf č. 24 popisuje měsíční vývoj zemědělské ceny pšenice v Kč za tunu v letech 2015-2020. CZV pšenice má kolísavý charakter, střídavě dochází k růstu a poklesu ceny. Nejhlubší propad se ve sledovaném období uskutečnil v srpnu roku 2016, kdy CZV pšenice klesla na 3 539 Kč/t. Nejvyšší CZV pšenice byla za sledované období zaznamenána v dubnu roku 2019, kdy dosáhla 4 707 Kč/t. Toto navýšení mělo za následek zvýšení také CPV mouky a SC mouky a chleba, jelikož tyto ceny se odvíjejí právě od CZV pšenice.

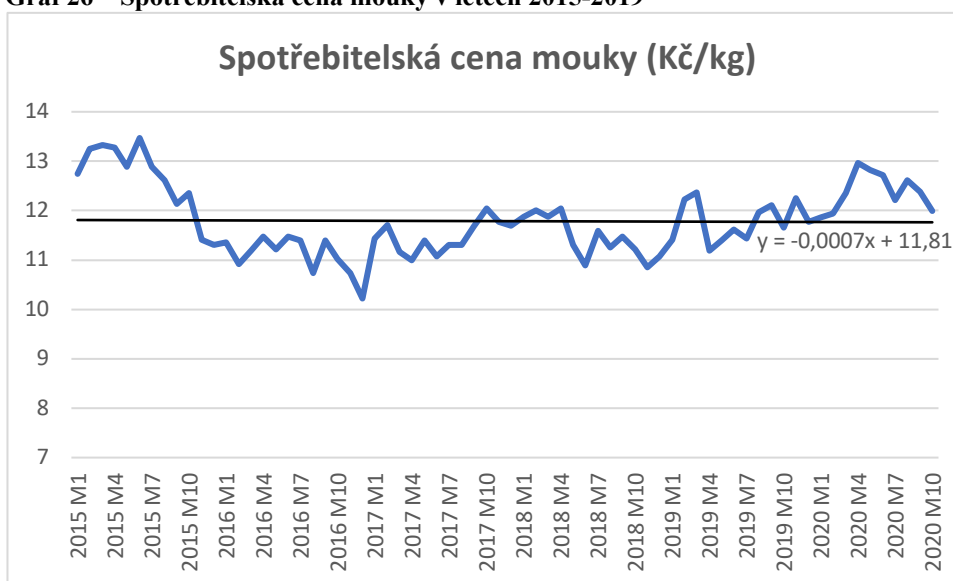
Graf 25 – Cena průmyslových výrobců mouky v letech 2015-2019



Zdroj: vlastní zpracování na základě Situační a výhledové zprávy 2019 a dat z ČSÚ

Graf č. 25 zobrazuje vývoj ceny průmyslových výrobců hladké mouky v období od ledna 2015 do října 2020. Dle křivky je zřejmé, že CPV hladké mouky do jisté míry souvisí a reaguje na změny CZV pšenice. Ceny průmyslových výrobců mouky ovšem daleko více kolísají. Při porovnání těchto dvou křivek je vidět, že jsou v základu podobné, avšak hodnoty CPV mouky se častěji mění. Za celé sledované období má časová řada klesající tendenci, nejnižší hodnoty byly zaznamenány v rozmezí let 2017-2018, kdy CPV mouky dosahovala dlouhodobě velice podobných hodnot. Nejvyšší výkyv lze zaznamenat mezi říjnem 2018 a dubnem 2019, kdy cena vzrostla na 7,7 Kč/kg.

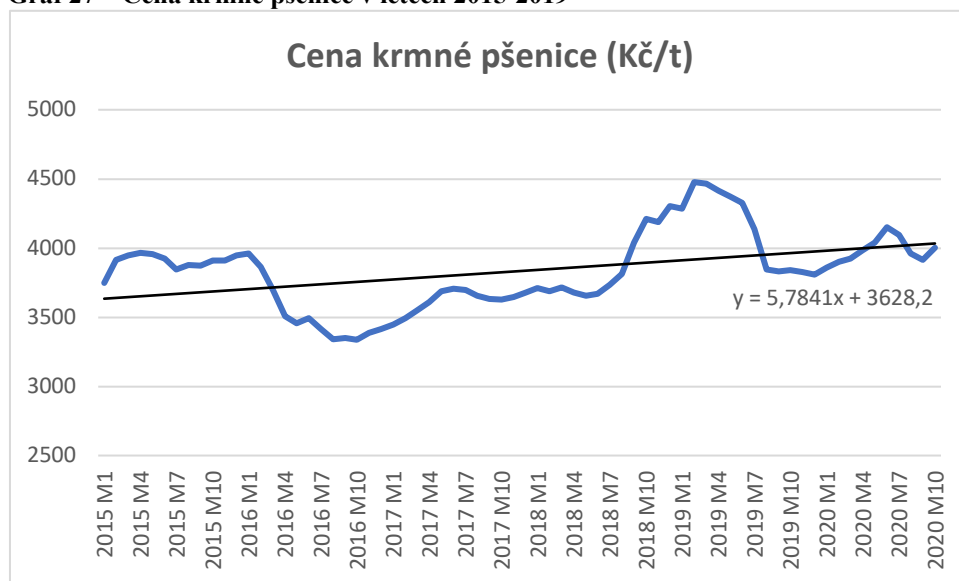
Graf 26 – Spotřebitelská cena mouky v letech 2015-2019



Zdroj: vlastní zpracování na základě Situační a výhledové zprávy 2019 a dat z ČSÚ

Graf č. 26 zachycuje vývoj spotřebitelské ceny hladké mouky v období od ledna 2015 do října 2020. Ceny v tomto období měly kolísavý charakter, ovšem z dlouhodobého pohledu vykazovala časová řada konstantní trend – lineární trendová funkce udávala, že se spotřebitelská cena hladké mouky meziročně snížila pouze o 0,0007 Kč. Nejnižší hodnota za sledované období byla naměřena v prosinci roku 2016, kdy spotřebitelská cena hladké mouky činila 10,22 Kč/kg. Nejaktuálnější údaj o hodnotě spotřebitelské ceny hladké mouky z října roku 2020 činí 11,99 Kč/kg.

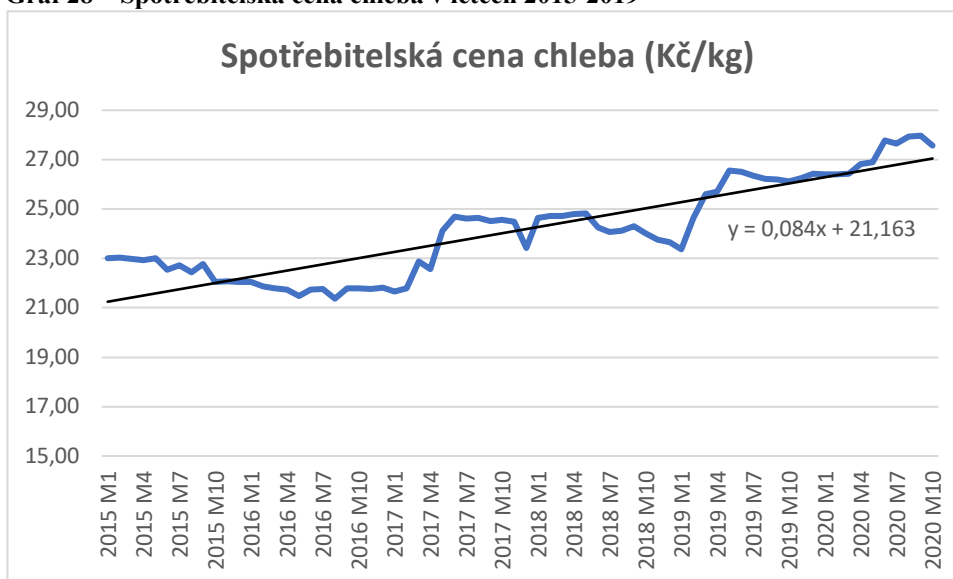
Graf 27 – Cena krmné pšenice v letech 2015-2019



Zdroj: vlastní zpracování na základě Situační a výhledové zprávy 2019 a dat z ČSÚ

Trh s pšenicí funguje na principu, že se snaží všechny zásoby prodat jako potravinářskou pšenici. Určité množství pšenice ovšem nevyhoví požadavkům z hlediska kvalitativních parametrů a tato část je následně prodána jako krmná pšenice pro zvířata. Lze tedy říct, že krmná pšenice je odpad pšenice potravinářské. Ceny těchto dvou druhů komodit spolu úzce souvisí, a proto mají jejich ceny velice podobnou vývojovou tendenci (lze porovnat v grafu č. 24 a grafu č. 27). V minulosti byly dokonce období, kdy krmná pšenice táhla cenu potravinářské pšenice dolů.

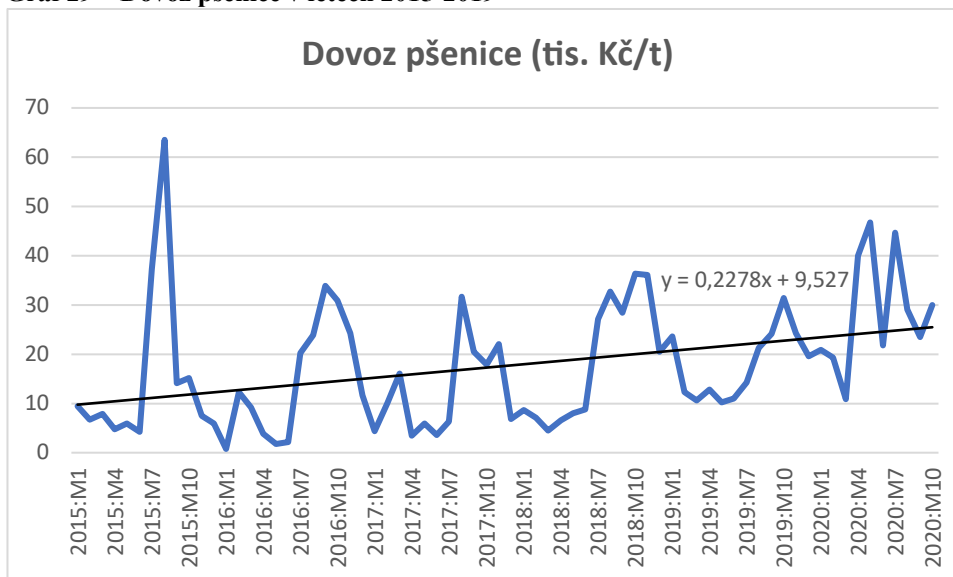
Graf 28 – Spotřebitelská cena chleba v letech 2015-2019



Zdroj: vlastní zpracování na základě Situační a výhledové zprávy 2019 a dat z ČSÚ

Graf č. 28 zachycuje vývoj spotřebitelské ceny chleba v období od ledna 2015 do října 2020. Spotřebitelská cena chleba vykazuje z dlouhodobého hlediska rostoucí tendenci. Výrazný růst byl zaznamenán od začátku roku 2019 až doposud, kdy se spotřebitelská cena zvýšila z 23,38 Kč/kg na 27,56 Kč/kg.

Graf 29 – Dovoz pšenice v letech 2015-2019

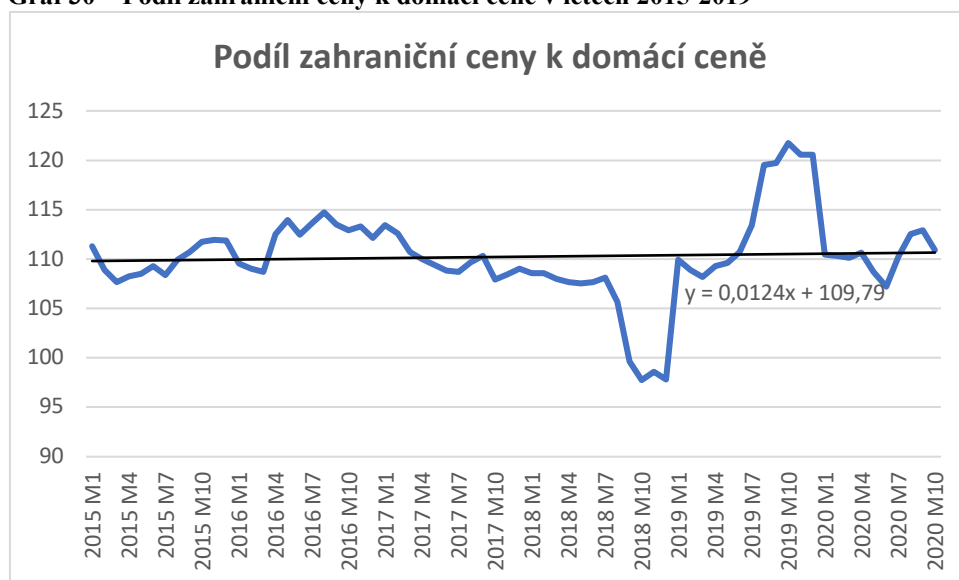


Zdroj: vlastní zpracování na základě Situační a výhledové zprávy 2019 a dat z ČSÚ

Jelikož je v České republice vyprodukováno téměř dvojnásobné množství pšenice, než kolik se jí spotřebuje, hodnota množství a zároveň i ceny dovozu této komodity není tolik vysoká. Jak lze v grafu č. 29 pozorovat, hodnoty za sledované období se pohybují průměrně kolem 17,6 tis. Kč/t, ovšem jsou velice kolísavé. Největší nárůst hodnoty dovozu

byl v srpnu roku 2015, kdy hodnota dovozu dosáhla 63,5 tis. Kč/t. V tomto období lze sledovat největší propad a změnu hodnoty. Časová řada má za sledované období rostoucí tendenci, která je v grafu vyjádřena lineární trendovou funkcí.

Graf 30 – Podíl zahraniční ceny k domácí ceně v letech 2015-2019



Zdroj: vlastní zpracování na základě Situační a výhledové zprávy 2019 a dat z ČSÚ

Tato proměnná zobrazuje podíl světové obchodní ceny k domácí ceně pšenice a je vyjádřena v procentech. Zahrnutí této proměnné do modelu je důležité, jelikož se do něj dostává faktor zahraničí. Čím větší je zahraniční cena, tím více producenty nutí produkovat a exportovat. Ve sledovaném období v grafu č. 30 má tato proměnná zdánlivě konstantní trend, při detailnějším pohledu lze pozorovat mírně rostoucí lineární trendovou funkci.

5.4.1 Model ceny zemědělských výrobců

Tento model se zabývá endogenní proměnnou CZV pšenice, na kterou působí exogenní proměnné podíl zahraniční ceny k domácí ceně pšenice a cena krmné pšenice. Dále na model působí SC hladké mouky, CPV hladké mouky a CZV pšenice a jejich zpožděné proměnné. Různé varianty modelování, které se jevily jako neúspěšné či ekonomicky a statisticky nevýznamné, jsou zachyceny v příloze 10 a 11.

K modelování byly použity časové řady obsahující měsíční data od ledna 2015 do října 2020 – celkem tedy 70 pozorování. Po vyhodnocení významnosti proměnných byly zahrnuty zpožděné proměnné, konkrétně CPV hladké mouky zpožděná o 2 období a SC hladké mouky a CZV pšenice, obě proměnné zpožděné o 1 období. Podkladová data pro model cen zemědělských výrobců jsou uvedena v příloze 12.

Specifikace modelu CZV

Hypotézou modelu je závislost CZV pšenice na podílu zahraniční ceny k domácí ceně pšenice, SC hladké mouky v předchozím období, ceně krmné pšenice, CPV hladké mouky (zpožděná o dvě období) a CZV pšenice v předchozím období.

Ekonomický model

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

Ekonometrický model

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

Deklarace proměnných

y_t CZV pšenice (Kč/t)

x_{1t} jednotkový vektor (konstanta)

x_{2t} podíl zahraniční ceny k domácí ceně pšenice (%)

$x_{3(t-1)}$... SC hladké mouky v předchozím období (Kč/kg)

x_{4t} cena krmné pšenice (Kč/t)

$x_{5(t-2)}$... CPV hladké mouky zpožděná o 2 období (Kč/kg)

$y_{(t-1)}$ CZV pšenice v předchozím období (Kč/t)

u_t náhodná složka (reziduum)

Korelační matice

y_{1t}	x_{2t}	$x_{3(t-1)}$	x_{4t}	$x_{5(t-2)}$	$y_{1(t-1)}$	
1	-0,3998	0,4618	0,9487	0,4988	0,9637	y_{1t}
	1	0,0194	-0,3548	0,2257	-0,2666	x_{2t}
		1	0,3175	0,6608	0,4524	$x_{3(t-1)}$
			1	0,3331	0,9226	x_{4t}
				1	0,5627	$x_{5(t-2)}$
					1	$y_{1(t-1)}$

Korelační matice vykazuje nežádoucí multikolinearitu mezi vysvětlujícími proměnnými cena zemědělských výrobců v minulém období ($y_{1(t-1)}$) a cena krmné pšenice (x_{4t}). Z tohoto důvodu byla vytvořena difference prvního řádu u proměnné x_{4t} (viz příloha 13). Po vytvoření nové korelační matice s nahrazením proměnné za difference prvního řádu

již matice multikolinearity neobsahuje, proto je možné tyto proměnné dále použít k odhadu parametrů v modelu.

Korelační matice po odstranění multikolinearity

y_{1t}	x_{2t}	$x_{3(t-1)}$	x_{4t}	$x_{5(t-2)}$	$y_{1(t-1)}$	
1	-0,4028	0,4582	0,1592	0,4961	0,9640	y_{1t}
	1	0,0161	-0,4448	0,2241	-0,2680	x_{2t}
		1	0,0150	0,6550	0,4516	$x_{3(t-1)}$
			1	-0,1826	-0,0717	x_{4t}
				1	0,5660	$x_{5(t-2)}$
					1	$y_{1(t-1)}$

Vysoká hodnota 0,9640 zůstala mezi vysvětlovanou y_{1t} a vysvětlující proměnnou $y_{1(t-1)}$. V tomto případě je závislost žádoucí, z toho důvodu nebude odhad modelu zkreslen.

Odhad parametrů modelu

Obrázek 9 – Odhad modelu CZV mouky

```

Model 5: OLS, za použití pozorování 2015:02–2020:10 (T = 69)
Závisle proměnná: CZV_psenice
HAC standardní chyby, šířka okénka 3 (Bartlettovo jádro)
-----
                koeficient  směr. chyba  t-podíl  p-hodnota
const              524.038      125.329      4.181    9.12e-05 ***
Podil_cen          -3.62713       0.930520    -3.898    0.0002 ***
SC_mouky_1         17.0833       7.46525     2.288    0.0255 **
d_CenaKrmnePseni~  0.748948       0.0578045   12.96    2.00e-19 ***
CPV_mouka_2       -22.9712       20.4805     -1.122    0.2663
CZV_psenice_1      0.960887       0.0167895   57.23    4.92e-56 ***

Střední hodnota závisle proměnné      4066.855
Sm. odchylka závisle proměnné         315.0742
Součet čtverců reziduí                  104416.6
Sm. chyba regrese                       40.71126
Koeficient determinace                   0.984532
Adjustovaný koeficient determinace       0.983304
F(5, 63)                                 1868.974
P-hodnota(F)                             4.56e-67
Logaritmus věrohodnosti                  -350.5171
Akaikovo kritérium                       713.0341
Schwarzovo kritérium                     726.4388
Hannan-Quinnovo kritérium                718.3522
rho (koeficient autokorelace)            -0.146222
Durbinovo h                              -1.226596
zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

```

Zdroj: vlastní zpracování na základě výstupu ze softwaru Gretl

Odhadnutá rovnice

$$y_t = 524,038 - 3,627x_{2t} + 17,083x_{3(t-1)} + 0,749x_{4t} - 22,971x_{5(t-2)} + 0,961y_{(t-1)} + u_t$$

(125,329***)
(0,9305***)
(7,466**)
(0,0578***)
(20,4805)
(0,0168***)

Ekonomická verifikace

Parametry modelu jsou interpretovány dle podmínky *ceteris paribus* – za jinak neměnných podmínek. Odhadnuté parametry udávají směr a intenzitu vlivu exogenních proměnných na endogenní proměnnou.

Parametr γ_1 říká, jaká by byla cena zemědělských výrobců pšenice v případě, že by exogenní proměnné nabyly nulových hodnot. V případě tohoto modelu by CZV pšenice byla 524,038 Kč/t (c.p.). Směr působení je správný, ovšem intenzita je příliš slabá.

Parametr γ_2 říká, jak se změní CZV pšenice, jestliže se podíl zahraniční ceny k ceně domácí zvýší o jednotku. Pokud se podíl zahraniční ceny k domácí ceně zvýší o 1 %, CZV pšenice klesne o 3,627 Kč/t (c.p.). Parametr nelze považovat za ověřený, protože směr působení není správný. Čím vyšší je podíl zahraniční a domácí ceny, tím nižší je hodnota importu a tím větší je CZV v tuzemsku.

Parametr γ_3 udává, o kolik se změní CZV pšenice při změně spotřebitelské ceny mouky před měsícem o 1 Kč/kg. Jestliže vzroste SC hladké mouky před měsícem o 1 Kč/kg, zvýší se CZV pšenice o 17,08 Kč/t (c.p.). Pokud si zemědělci všimnou zvyšující se spotřebitelské ceny mouky v předchozím období, zareagují zvýšením ceny vstupů, jelikož lze do budoucna předpokládat zvýšenou poptávku po hladké mouce. Směr působení je tedy správný.

Parametr γ_4 vyjadřuje změnu CZV pšenice při zvýšení ceny krmné pšenice o 1 Kč/t. Pokud se cena krmné pšenice zvýší o 1 Kč/t, CZV pšenice se zvýší o 0,749 Kč/t (c.p.). Parametr lze považovat za ověřený, jelikož cena krmné pšenice se s cenou zemědělských výrobců navzájem ovlivňují, tudíž při růstu ceny krmné pšenice roste i cena zemědělská.

Parametr γ_5 udává, jak se změní CZV pšenice, když se CPV hladké mouky v předminulém období zvýší o jednotku. Jestliže se CPV hladké mouky zpožděná o 2 období zvýšila o 1 Kč/kg, CZV pšenice klesne o 22,97 Kč/t (c.p.). Parametr nelze považovat za ověřený, jelikož směr působení není správný. Zemědělci by totiž na zvýšenou poptávku reagovali zvýšením ceny, stejně jako průmysloví výrobci. Dle odhadu modelu CZV pšenice však tento parametr nemá vliv na celkový model, proto nebude v další analýze brán v potaz.

Parametr γ_6 udává vliv změny ceny zemědělských výrobců hladké mouky před měsícem na cenu zemědělských výrobců hladké mouky běžného období. Pokud se přírůstek

CZV hladké mouky před měsícem zvětší o 1 Kč/t, zvýší se přírůstek CZV hladké mouky v běžném období o 0,961 Kč/t (c.p.). Předpoklad lze považovat za ověřený.

Elasticita

Průměrné koeficienty pružnosti za sledované období byly vypočítány dle vzorce 3.15 a jsou uvedené v tabulce 9.

Tabulka 9 – Elasticita modelu CZV

	X_{2t}	$X_{3(t-1)}$	X_{4t}	$X_{5(t-2)}$	$Y_{(t-1)}$
Parametr	-3,627	17,083	0,749	-22,971	0,961
Průměr	110,23	11,769	3,7	7,401	4068,8
Teoretická hodnota	4068,16	4068,16	4068,16	4068,16	4068,16
Elasticita	-0,098	0,049	0,001	-0,042	0,961

Zdroj: vlastní zpracování

- Jestliže se podíl zahraniční a domácí ceny v současném období zvýší o 1 %, CZV pšenice klesne o 0,1 %.
- Pokud se zvýší SC mouky v předchozím období o 1 %, CZV pšenice v aktuálním období vzroste o 0,05 %.
- Zvýší-li se cena krmné pšenice o 1 %, CZV pšenice vzroste o 0,001 %.
- Jestliže se CPV hladké mouky zpožděná o dvě období zvýší i o 1 %, CZV pšenice v aktuálním období klesne o 0,04 %.
- Pokud se o 1 % zvýší CZV pšenice v minulém období, CZV pšenice v současném období vzroste o 0,96 %.

Z výše uvedených výpočtu je patrné, že nejvíce proměnou CZV pšenice ovlivňuje její zpožděná v minulém období.

Statistická verifikace

Parametry $\gamma_1, \gamma_2, \gamma_4$ a γ_6 jsou statisticky významné na hladině významnosti $\alpha = 0,01$. Parametr γ_3 je statisticky významný na hladině významnosti $\alpha = 0,05$. Parametr γ_5 statisticky významný není, jelikož p-hodnota přesáhla hladinu 0,05, proto nelze nulovou hypotézu zamítnout. Adjustovaný (korigovaný) koeficient determinace je roven 0,9833, daná funkce tedy vystihuje zkoumaný vztah z 98,33 %.

Ekonometrická verifikace

Autokorelace

H_0 = nepřítomnost autokorelace reziduí

H_1 = přítomnost autokorelace reziduí

Pro potvrzení či vyvrácení autokorelace reziduí byl použit Breusch-Godfrey test (viz obrázek 10). Na základě tohoto testu byla vypočtena p-hodnota (0,846) $>$ α (0,05). Tímto je potvrzena nulová hypotéza o nepřítomnosti autokorelace 1. řádu.

Obrázek 10 – Test autokorelace pro model CZV

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	20.2586	273.505	0.07407	0.9412
Podil_cen	-0.0979405	2.05363	-0.04769	0.9621
SC_mouky_1	-1.80237	12.0623	-0.1494	0.8818
CPV_mouka_2	3.20985	28.7855	0.1115	0.9117
CZV_psenice_1	-0.00306088	0.0323762	-0.09454	0.9250
d_CenaKrmnePseni~	0.0100698	0.0802913	0.1254	0.9007
uhat_1	-0.155941	0.150663	-1.035	0.3055
uhat_2	-0.0453893	0.147876	-0.3069	0.7601
uhat_3	-0.0721391	0.144803	-0.4982	0.6205
uhat_4	0.208231	0.151398	1.375	0.1750
uhat_5	0.0662624	0.164019	0.4040	0.6879
uhat_6	0.215942	0.166021	1.301	0.1992
uhat_7	0.0877432	0.171233	0.5124	0.6106
uhat_8	0.0419543	0.166099	0.2526	0.8016
uhat_9	-0.0923519	0.165867	-0.5568	0.5801
uhat_10	-0.133974	0.160342	-0.8356	0.4073
uhat_11	-0.0503860	0.166916	-0.3019	0.7640
uhat_12	-0.0788080	0.159792	-0.4932	0.6240

Neadjustovaný koeficient determinace = 0.120504

Testovací statistika: LMF = 0.582314,
s p-hodnotou = P(F(12,51) > 0.582314) = 0.846

Zdroj: vlastní zpracování na základě výstupu ze softwaru Gretl

Normalita reziduí

H_0 = normální rozdělení náhodné složky

H_1 = jiné než normální rozdělení náhodné složky

Na základě Jacque-Bera testu (viz obrázek 11) byla vypočtena p-hodnota 0,899. Platí tedy vztah, že p-hodnota (0,899) $>$ α (0,05). Nulová hypotéza se nezamítá a rezidua mají tedy normální rozdělení. Graf normality reziduí pro model cen zemědělských výrobců je uveden v příloze 14.

Obrázek 11 – Test normality pro model CZV

```

Frekvenční rozdělení pro uhat4, poz. 2-70
počet tříd = 9, střední hodnota = -3.29527e-13, so = 40.7113

      interval      střed  frequence  rel.      kum.
      < -61.789   -72.064      5      7.25%    7.25% **
-61.789 - -41.240  -51.514      8     11.59%   18.84% ****
-41.240 - -20.690  -30.965      5      7.25%   26.09% **
-20.690 - -0.14057 -10.415     15     21.74%   47.83% *****
-0.14057 - 20.409    10.134     18     26.09%   73.91% *****
 20.409 - 40.958    30.684      7     10.14%   84.06% ***
 40.958 - 61.508    51.233      6      8.70%   92.75% ***
 61.508 - 82.057    71.783      3      4.35%   97.10% *
 >= 82.057      92.332      2      2.90%  100.00% *

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:
Chi-kvadrát(2) = 0.212 s p-hodnotou 0.89930
    
```

Zdroj: vlastní zpracování na základě výstupu ze softwaru Gretl

Heteroskedasticita

H_0 = homoskedasticita

H_1 = heteroskedasticita

Na základě Whiteova testu byla vypočtena p-hodnota 0,206 (viz obrázek 12). Platí tedy, že p-hodnota = 0,206 > α = 0,05. Nulovou hypotézu nelze zamítnout – v modelu je přítomna homoskedasticita.

Obrázek 12 – Whiteův test heteroskedasticity pro model CZV

```

Whiteův test heteroskedasticity
OLS, za použití pozorování 2015:02-2020:10 (T = 69)
Závisle proměnná: uhat^2

      koeficient      směr. chyba  t-podíl  p-hodnota
-----
const          505725      686855      0.7363    0.4651
Podil_cen      -7725.92     5909.03     -1.307    0.1973
SC_mouky_1     -16036.1     34362.4     -0.4667   0.6428
CPV_mouka_2    84762.9      86136.7      0.9841    0.3300
CZV_psenice_1 -144.594      96.8367     -1.493    0.1419
d_CenaKrmnePseni~  80.6759     147.869     0.5456    0.5879
sq_Podil_cen   21.3990      22.0421     0.9708    0.3365
X2_X3          91.0259      221.292     0.4113    0.6827
X2_X4         -756.794      694.415     -1.090    0.2812
X2_X5          1.84308      0.709937     2.596     0.0125
X2_X6         -0.429602     1.13462     -0.3786   0.7066
sq_SC_mouky_1  599.813      899.277     0.6670    0.5080
X3_X4         -1896.60      3517.88     -0.5391   0.5923
X3_X5          1.52386      2.83765     0.5370    0.5937
X3_X6          0.573003      7.42037     0.07722   0.9388
sq_CPV_mouka_2 8161.79      6323.38     1.291     0.2030
X4_X5         -24.8632      10.1593     -2.447    0.0181
X4_X6         -10.4323      17.0755     -0.6110   0.5441
sq_CZV_psenice_1 0.0133072    0.00557181  2.388     0.0209
X5_X6          0.0110315     0.0141260    0.7809    0.4387
sq_d_CenaKrmnePseni~ -0.0321267    0.0359113   -0.8946   0.3755

Neadjustovaný koeficient determinace = 0.360533

Testovací statistika: TR^2 = 24.876788,
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(20) > 24.876788) = 0.206186
    
```

Zdroj: vlastní zpracování na základě výstupu ze softwaru Gretl

Prognostické vlastnosti

- 1) Ekonomické interpretovatelnosti odhadnutých parametrů – v případě parametru γ_2 nelze potvrdit ekonomickou interpretovatelnost, ostatní parametry splňují předpoklady.

- 2) Multikolinearita mezi exogenními proměnnými – v modelu se nevyskytuje nežádoucí multikolinearita.
- 3) Těsnost závislosti endogenních a exogenních proměnných – korigovaný koeficient determinace je roven 0,9833. Tato hodnota vypovídá o velmi silné závislosti endogenní proměnné na celkovém vlivu exogenních proměnných.
- 4) Statistická významnost parametrů – všechny odhadnuté parametry v modelu kromě parametru γ_5 jsou statisticky významné.
- 5) Autokorelace reziduí – v modelu je vyloučena autokorelace reziduí.

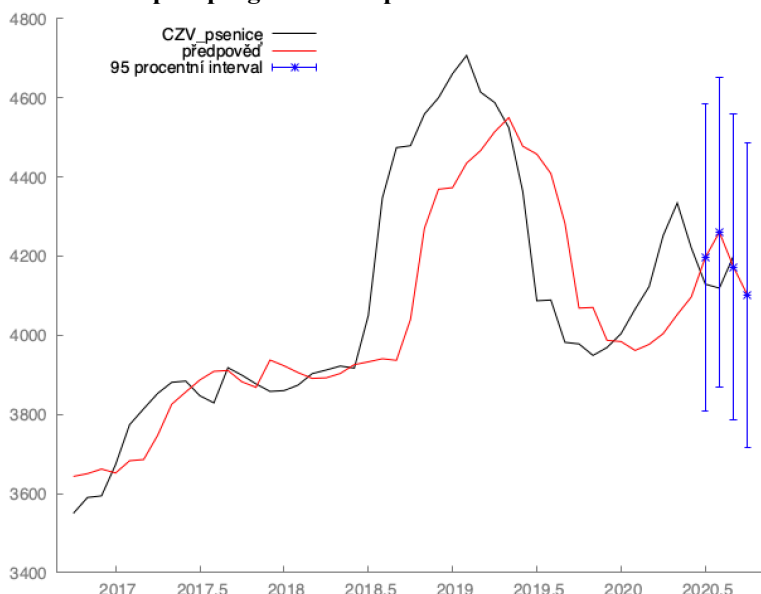
Shrnutí

Model ceny zemědělských výrobců pšenice byl kvůli postupným diferencím zkrácen na 69 pozorování. Při tvorbě tohoto modelu byly prokázány jeho dobré ekonomické vlastnosti. Byly odhadnuty jeho parametry, přičemž každý z nich byl významný na jiné hladině významnosti (0,01 a 0,05). Parametr γ_5 statisticky významný nebyl, a tudíž neměl vliv na chování vysvětlované proměnné. Všechny ostatní proměnné zahrnuté do modelu měly na chování endogenní proměnné prokazatelný vliv. Správný směr působení prokazovaly všechny parametry, kromě parametrů γ_2 a γ_5 . Nejintenzivněji na endogenní proměnnou působila proměnná spotřebitelská cena mouky v minulém období. Cena zemědělských výrobců pšenice reaguje na změny pomaleji než na změny cen průmyslových výrobců mouky. Mezi jednotlivými úrovněmi vertikály probíhá spousta interakcí, ceny jsou velmi silně propojeny, ovšem konkrétně CZV a SC bývají více provázány skrz CPV.

Dále byla potvrzena nepřítomnost autokorelace, heteroskedasticity a multikolinearity, reziduální složka vykazovala normální rozdělení. Korigovaný koeficient determinace v hodnotě 0,983 vykazuje velmi silnou závislost endogenní proměnné na exogenních proměnných. Výpočtem koeficientů pružnosti bylo zjištěno, že největší vliv na změnu CZV pšenice má její zpožděná proměnná v předchozím období. Model je vhodný k prognózování budoucího vývoje, a proto je následně vytvořena ex post i ex ante prognóza na poslední dva měsíce roku 2020 a první měsíc roku 2021.

Ex post prognóza

Graf 31 – Ex post prognóza CZV pšenice



Zdroj: vlastní zpracování na základě výstupu ze softwaru Gretl

Dle grafu 31 lze říct, že předpověď téměř přesně vystihuje průběh funkce skutečných hodnot. Žádná z hodnot se nenachází mimo konfidenční interval. Obě funkce mají velice podobný průběh, prognóza kopíruje tvar křivky skutečných hodnot, avšak se zpožděním.

Ex ante prognóza

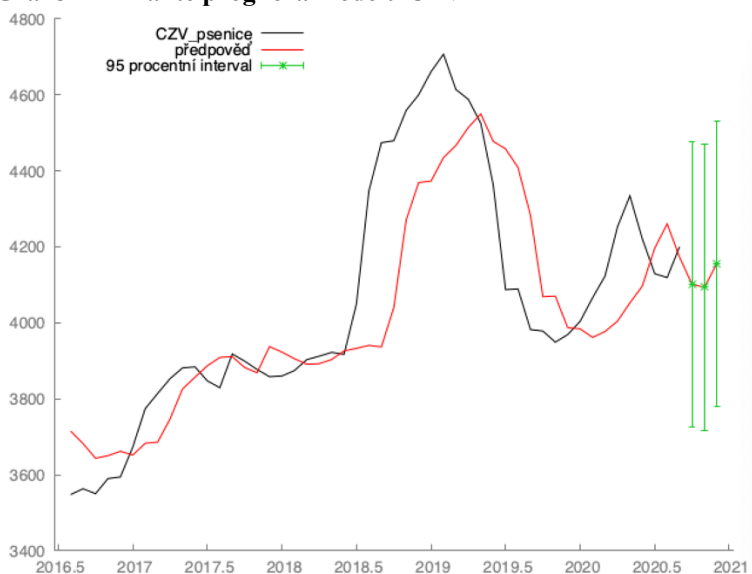
Pro potřeby ex ante prognózy byla nejdříve provedena prognóza vysvětlujících proměnných (viz tabulka 10). Poté byly tyto výsledky použity pro prognózu vysvětlované proměnné. U proměnné x_{4t} byly nejdříve vypočteny budoucí hodnoty z časové řady bez diferencí a z těchto hodnot následně vytvořeny difference prvního řádu.

Tabulka 10 – Ex ante prognóza modelu CZV

	x_{2t}	$x_{3(t-1)}$	x_{4t}	$d_{-} x_{4t}$	$x_{5(t-2)}$	$y_{1(t-1)}$	y_{1t}
2020:11	111,37	11,99	3933,88	-69	7,38	4177,21	4118,02
2020:12	111,59	12,22	3895,81	-38	7,39	4105,22	4074,95
2021:01	110,68	12,08	3964,96	69	7,34	4097,39	4149,63

Zdroj: vlastní zpracování

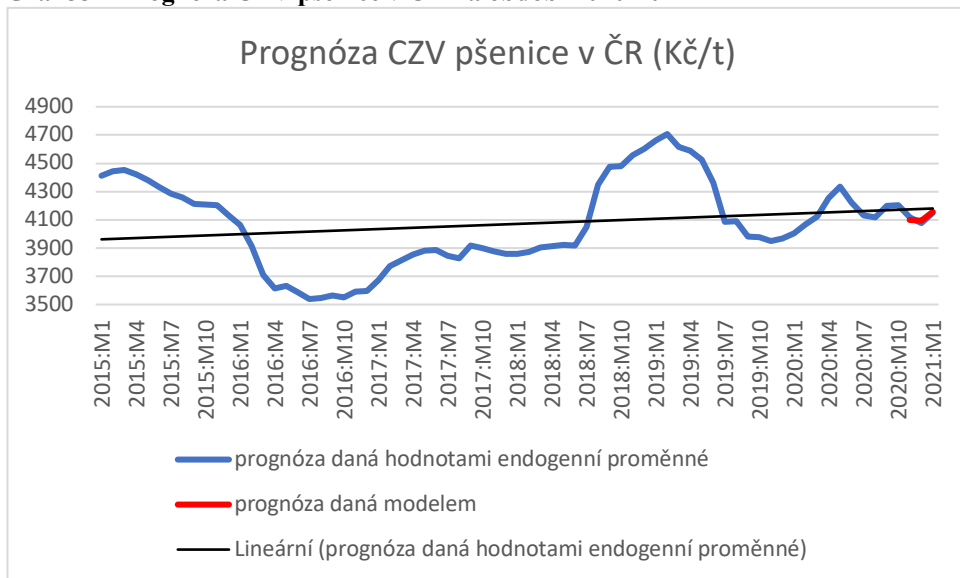
Graf 32 – Ex ante prognóza modelu CZV



Zdroj: vlastní zpracování na základě výstupu ze softwaru Gretl

Graf č. 32 popisuje prognózu ex ante CZV pšenice. Jak již bylo řečeno v prognóze ex post, předpověď téměř kopíruje křivku skutečných hodnot s mírným zpožděním. Z grafu je také patrné, že podle předpovědi by v následujících letech měla cena zemědělských výrobců pšenice mírně růst.

Graf 33 – Prognóza CZV pšenice v ČR na období 2020-2022



Zdroj: vlastní zpracování

Graf č. 33 znázorňuje skutečně naměřené hodnoty CZV pšenice v měsíčních datech od ledna 2015 do října 2020. Dále jsou v grafu zobrazeny dvě prognózy pro následující tři období. Modrá křivka vyznačuje průběh prognózy vytvořené na základě skutečných hodnot, zatímco červená křivka značí prognózu danou modelem. Budoucí vývoj CZV pšenice je

v obou případech téměř totožný, obě křivky mají rostoucí trend, což odpovídá dosavadnímu charakteru křivky.

5.4.2 Model ceny průmyslových výrobců

Tento model zkoumá endogenní proměnnou CPV hladké mouky, na kterou působí exogenní proměnné CZV pšenice, SC hladké mouky, SC chleba a jejich zpožděné proměnné. Dále také působí podíl zahraniční ceny k domácí ceně pšenice a hodnota dovozu pšenice do České republiky. Různé varianty modelování, které se jevily jako neúspěšné či ekonomicky a statisticky nevýznamné, jsou zachyceny v příloze 15 a 16.

K modelování byly použity časové řady obsahující měsíční data od ledna 2015 do října 2020 – celkem tedy 70 pozorování. Po vyhodnocení významnosti proměnných byly zahrnuty zpožděné proměnné, konkrétně proměnná CZV pšenice byla zpožděna o 2 období a SC hladké mouky a SC chleba o 1 období. Z tohoto důvodu byl model zúžen z původních 70 pozorování na 68 pozorování. Podkladová data pro model cen průmyslových výrobců jsou uvedena v příloze 18.

Specifikace modelu CPV

Hypotézou modelu je závislost CPV mouky na CZV pšenice (zpožděná o 2 období), SC hladké mouky v minulém období, na podílu zahraniční ceny k domácí ceně pšenice a dovozu pšenice do České republiky.

Ekonomický model

$$y_t = f(x_{1t}, x_{2(t-2)}, x_{3(t-1)}, x_{4(t-1)}, x_{5t}, x_{6t})$$

Ekonometrický model

$$y_t = \gamma_1 + \gamma_2 x_{2(t-2)} + \gamma_3 x_{3(t-1)} + \gamma_4 x_{4(t-1)} + \gamma_5 x_{5t} + \gamma_6 x_{6t} + u_t$$

Deklarace proměnných

y_t CPV hladké mouky (Kč/kg)

x_{1t} jednotkový vektor (konstanta)

$x_{2(t-2)}$... CZV pšenice zpožděná o 2 období (Kč/t)

$x_{3(t-1)}$...SC hladké mouky v minulém období (Kč/kg)

$x_{4(t-1)}$...SC chleba v minulém období (Kč/kg)

x_{5t} podíl zahraniční ceny k domácí ceně pšenice (%)

x_{6t} dovoz pšenice do ČR (tis. Kč/t)

u_t náhodná složka (reziduum)

γ_i parametry i-té proměnné

Korelační matice

y_{1t}	$x_{2(t-2)}$	$x_{3(t-1)}$	$x_{4(t-1)}$	x_{5t}	x_{6t}	
1	0,6224	0,6561	-0,0386	-0,0349	0,0863	y_{1t}
	1	0,4525	0,3458	0,1167	-0,3998	$x_{2(t-2)}$
		1	0,2698	0,1099	0,0492	$x_{3(t-1)}$
			1	0,2692	0,0958	$x_{4(t-1)}$
				1	-0,0421	x_{5t}
					1	x_{6t}

V korelační matici nebyla zjištěna nežádoucí multikolinearita mezi vysvětlujícími, nemělo by tedy dojít ke zkreslení odhadnutých parametrů modelů.

Odhad parametrů modelu

Obrázek 13 – Odhad modelu CPV mouky

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	2.34457	0.560189	4.185	9.14e-05 ***
CZV_psenice_2	0.000660019	6.56360e-05	10.06	1.20e-14 ***
SC_mouky_1	0.186954	0.0291312	6.418	2.17e-08 ***
SC_chleb_1	-0.0535929	0.0100770	-5.318	1.52e-06 ***
Podil_cen	0.0129933	0.00411650	3.156	0.0025 ***
Dovoz_psenice	-0.000303441	0.00149104	-0.2035	0.8394
Střední hodnota závisle proměnné		7.356015		
Sm. odchylka závisle proměnné		0.304652		
Součet čtverců reziduí		1.335712		
Sm. chyba regrese		0.146778		
Koeficient determinace		0.785202		
Adjustovaný koeficient determinace		0.767880		
F(5, 62)		45.32878		
P-hodnota(F)		1.91e-19		
Logaritmus věrohodnosti		37.13364		
Akaikovo kritérium		-62.26728		
Schwarzovo kritérium		-48.95023		
Hannan-Quinnovo kritérium		-56.99066		
rho (koeficient autokorelace)		0.445441		
Durbin-Watsonova statistika		0.928256		

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomíne-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 8 (Dovoz_psenice)

Zdroj: vlastní zpracování na základě výstupu ze softwaru Gretl

Odhadnutá rovnice

$$y_t = 2,3446 + 0,0007x_{2(t-2)} + 0,1870x_{3(t-1)} - 0,0536x_{4(t-1)} + 0,01299x_{5t} - 0,0003x_{6t} + u_t$$

(0,5602***)
(0,000066***)
(0,0291***)
(0,0101***)
(0,0041***)
(0,00149)

Ekonomická verifikace

Parametry modelu jsou interpretovány na základě podmínky *ceteris paribus* – za jinak neměnných podmínek. Odhadnuté parametry udávají směr a intenzitu vlivu exogenních proměnných na endogenní proměnnou.

Parametr γ_1 říká, jaká by byla cena průmyslových výrobců mouky v případě, že by exogenní proměnné nabyly nulových hodnot. V případě tohoto modelu by CPV mouky byla 2,3456 Kč/kg.

Parametr γ_2 udává, o kolik se změní CPV hladké mouky, pokud se zvýší CZV pšenice zpožděná o 2 období o 1 Kč/t. Zvýší-li se CZV pšenice zpožděná o 2 období o 1 Kč/t, CPV hladké mouky vzroste o 0,00066 Kč/kg. Směr působení je správný a odpovídá ekonomické teorii. Ta říká, že pokud se zvýší cena vstupu, zvýší se i cena produktu.

Parametr γ_3 vyjadřuje, jak se změní přírůstek CPV hladké mouky, pokud se přírůstek SC hladké mouky v předchozím období zvýší o 1 Kč/kg. Pokud se SC hladké mouky před měsícem zvýší o 1 Kč/kg, CPV hladké mouky se zvýší o 0,187 Kč/kg (c.p.). Směr i intenzita působení jsou správné a v souladu s ekonomickou teorií, protože rostoucí spotřebitelské ceny jsou důsledkem zvyšujících se cen vstupů (v tomto případě CZV pšenice). Ty jsou následně promítnuty do cen producentů (CPV hladké mouky), které dále ovlivňují právě spotřebitelské ceny.

Parametr γ_4 udává, jak se změní CPV hladké mouky, pokud se SC chleba v předchozím období zvýší o 1 Kč/kg. Jestliže se SC chleba v předchozím období zvýší o 1 Kč/kg, CPV hladké mouky se sníží o 0,0536 Kč/kg (c.p.). Parametr nelze považovat za ověřený, jelikož směr působení dle stejné ekonomické teorie, jako u parametru γ_3 , není správný.

Parametr γ_5 říká, jak se změní CPV mouky, jestliže se podíl zahraniční ceny k ceně domácí zvýší o 1 jednotku. Pokud se podíl zahraniční ceny k domácí ceně zvýší o 1 %, CPV hladké mouky vzroste o 0,013 Kč/kg (c.p.). Parametr lze považovat za ověřený, jelikož čím vyšší je podíl zahraniční a domácí ceny, tím nižší je hodnota importu, a současně tím větší je CPV za předpokladu, že produkce nepokryje spotřebu a je nutné dovážet ze zahraničí.

Parametr γ_6 vyjadřuje, jak se změní CPV mouky, pokud se hodnota dovozu pšenice do ČR zvýší o 1 tis. Kč/t. V tomto případě tedy CPV hladké mouky klesne o 0,0003 Kč/kg, pokud hodnota dovozu do ČR bude 1 tis. Kč/t (c.p.). Směr působení tohoto parametru je

v pořádku a předpoklad lze dle ekonomické teorie považovat za splněný, jelikož čím větší bude hodnota importu pšenice, tím vyšší bude její nabídka v ČR a zároveň tím nižší bude cena průmyslových výrobců.

Elasticita

Průměrné koeficienty pružnosti za sledované období byly vypočítány dle vzorce 3.15 a jsou uvedené v tabulce 11.

Tabulka 11 – Elasticita modelu CPV

	$X_{2(t-2)}$	$X_{3(t-1)}$	$X_{4(t-1)}$	X_{5t}	X_{6t}
Parametr	0,0007	0,1870	-0,0536	0,01299	-0,0003
Průměr	4069,3	11,762	24,254	110,23	17,615
Teoretická hodnota	7,519	7,519	7,519	7,519	7,519
Elasticita	0,379	0,293	-0,173	0,190	-0,001

Zdroj: vlastní zpracování

- Jestliže se zvýší CZV pšenice zpožděná o dvě období o 1 %, CPV hladké mouky v aktuálním období vzroste o 0,38 %.
- Pokud se o 1 % zvýší SC hladké mouky v minulém období, CPV hladké mouky v aktuálním období vzroste 0,29 %.
- Zvýší-li se SC chleba v minulém období o 1 %, CPV hladké mouky v aktuálním období klesne o 0,17 %.
- Jestliže se zvýší podíl zahraniční ceny k domácí ceně pšenice o 1 %, CPV hladké mouky v současném období vzroste 0,19 %.
- Pokud se o 1 % zvýší dovoz pšenice do ČR, CPV hladké mouky v současném období klesne o 0,001 %.

Dle výše uvedených pružností lze určit, že největší intenzitu působení na vysvětlovanou proměnnou CPV hladké mouky má CZV pšenice v předchozím období.

Statistická verifikace

Parametry $\gamma_1, \gamma_2, \gamma_3, \gamma_4$ a γ_5 jsou statisticky významné na hladině významnosti $\alpha = 0,01$. Parametr γ_6 statisticky významný není, jelikož p-hodnota přesáhla hladinu 0,05, proto nelze nulovou hypotézu zamítnout. Adjustovaný (korigovaný) koeficient determinace je roven 0,7679. Tato hodnota říká, že daná funkce vystihuje zkoumaný vztah ze 76,79 %.

Ekonometrická verifikace

Autokorelace

H_0 = nepřítomnost autokorelace reziduí

H_1 = přítomnost autokorelace reziduí

Pro potvrzení či vyvrácení autokorelace reziduí byl použit Breusch-Godfrey test (viz obrázek 14). Na základě tohoto testu byla vypočtena p-hodnota (0,0992) $>$ α (0,05). Tímto je potvrzena nulová hypotéza o nepřítomnosti autokorelace 1. řádu.

Obrázek 14 – Test autokorelace pro model CPV

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	0.354469	0.628390	0.5641	0.5752
CZV_psenice_2	1.50898e-05	6.55674e-05	0.2301	0.8189
SC_mouky_1	-0.0297230	0.0305589	-0.9726	0.3354
SC_chleb_1	0.00266992	0.00960100	0.2781	0.7821
Podil_cen	-0.00110171	0.00447676	-0.2461	0.8066
Dovoz_psenice_Kc	-4.76055e-07	1.56027e-06	-0.3051	0.7615
uhat_1	0.420192	0.141462	2.970	0.0046
uhat_2	0.0575745	0.152867	0.3766	0.7080
uhat_3	0.146424	0.151100	0.9691	0.3372
uhat_4	-0.0182848	0.155955	-0.1172	0.9071
uhat_5	0.104202	0.152742	0.6822	0.4983
uhat_6	-0.00171445	0.150454	-0.01140	0.9910
uhat_7	-0.121231	0.151025	-0.8027	0.4259
uhat_8	0.0204653	0.152222	0.1344	0.8936
uhat_9	-0.198665	0.152603	-1.302	0.1989
uhat_10	0.133997	0.163904	0.8175	0.4175
uhat_11	-0.0228050	0.159908	-0.1426	0.8872
uhat_12	0.133083	0.157492	0.8450	0.4021

Neadjustovaný koeficient determinace = 0.287736

Testovací statistika: LMF = 1.683223,
s p-hodnotou = $P(F(12,50) > 1.68322) = 0.0992$

Zdroj: vlastní zpracování na základě výstupu ze softwaru Gretl

Normalita reziduí

H_0 = normální rozdělení náhodné složky

H_1 = jiné než normální rozdělení náhodné složky

Na základě Jacque-Bera testu (viz obrázek 15) byla vypočtena p-hodnota 0,067. Platí tedy vztah, že p-hodnota (0,067) $>$ α (0,05). Nulová hypotéza se nezamítá a rezidua mají tedy normální rozdělení. Graf normality reziduí pro model cen průmyslových výrobců je uveden v příloze 17.

Obrázek 15 – Test normality pro model CPV

Frekvenční rozdělení pro uhat37, poz. 3-70
počet tříd = 9, střední hodnota = -6.26949e-16, so = 0.146778

interval	střed	frequence	rel.	kum.
< -0.24128	-0.29013	1	1.47%	1.47%
-0.24128 - -0.14358	-0.19243	9	13.24%	14.71% ****
-0.14358 - -0.045883	-0.094731	19	27.94%	42.65% *****
-0.045883 - 0.051815	0.0029660	15	22.06%	64.71% *****
0.051815 - 0.14951	0.10066	16	23.53%	88.24% *****
0.14951 - 0.24721	0.19836	5	7.35%	95.59% **
0.24721 - 0.34491	0.29606	2	2.94%	98.53% *
0.34491 - 0.44260	0.39376	0	0.00%	98.53%
>= 0.44260	0.49145	1	1.47%	100.00%

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:
Chi-kvadrát(2) = 5.401 s p-hodnotou 0.06716

Zdroj: vlastní zpracování na základě výstupu ze softwaru Gretl

Heteroskedasticita

H_0 = homoskedasticita

H_1 = heteroskedasticita

Na základě Whiteova testu byla vypočtena p-hodnota 0,384 (viz obrázek 16). Platí tedy, že p-hodnota (0,384) > α (0,05). Nulovou hypotézu nelze zamítnout – v modelu je přítomna homoskedasticita.

Obrázek 16 – Whiteův test heteroskedasticity pro model CPV

Whiteův test heteroskedasticity
OLS, za použití pozorování 2015:03-2020:10 (T = 68)
Závisle proměnná: uhat^2

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	-8.82698	7.11966	-1.240	0.2212
CZV_psenice_2	0.00217894	0.00104839	2.078	0.0432 **
SC_mouky_1	0.382351	0.644156	0.5936	0.5556
SC_chleb_1	-0.178795	0.220474	-0.8110	0.4215
Podil_cen	0.0782885	0.0535350	1.462	0.1503
Dovoz_psenice_Kc	9.32101e-06	2.22797e-05	0.4184	0.6776
sq_CZV_psenice_2	-2.01615e-07	1.20938e-07	-1.667	0.1021
X2_X3	-7.57282e-05	3.80354e-05	-1.991	0.0523 *
X2_X4	3.48013e-05	2.22124e-05	1.567	0.1239
X2_X5	-4.62872e-06	6.05052e-06	-0.7650	0.4481
X2_X6	-2.76356e-11	2.11973e-09	-0.01304	0.9897
sq_SC_mouky_1	0.0204024	0.0142198	1.435	0.1580
X3_X4	-0.00599209	0.00676360	-0.8859	0.3802
X3_X5	-0.00351831	0.00387807	-0.9072	0.3689
X3_X6	-5.33899e-07	8.13985e-07	-0.6559	0.5151
sq_SC_chleb_1	-0.000874441	0.00257097	-0.3401	0.7353
X4_X5	0.00134854	0.00154916	0.8705	0.3885
X4_X6	-2.83952e-08	2.49836e-07	-0.1137	0.9100
sq_Podil_cen	-0.000232499	0.000229192	-1.014	0.3156
X5_X6	-2.21888e-08	1.51673e-07	-0.1463	0.8843
sq_Dovoz_psenice~	-1.87914e-13	2.89283e-11	-0.006496	0.9948

Neadjustovaný koeficient determinace = 0.312106

Testovací statistika: $TR^2 = 21.223235$,
s p-hodnotou = $P(\text{Chi-kvadrát}(20) > 21.223235) = 0.384099$

Zdroj: vlastní zpracování na základě výstupu ze softwaru Gretl

Test heteroskedasticity byl dále proveden s použitím Breusch-Paganova testu (viz obrázek 17). V rámci tohoto testu vyšla p-hodnota 0,0587, je tedy vyšší než $\alpha = 0,05$. Nulovou hypotézu ani v tomto případě nelze zamítnout a potvrzuje se přítomnost homoskedasticity.

Obrázek 17 – Breusch-Pagan test heteroskedasticity pro model CPV

```
Breusch-Paganův test heteroskedasticity
OLS, za použití pozorování 2015:03-2020:10 (T = 68)
Závislé proměnná: škálované uhat^2
```

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	-0.615067	6.55679	-0.09381	0.9256	
CZV_psenice_2	-0.000784985	0.000768242	-1.022	0.3108	
SC_mouky_1	0.808391	0.340969	2.371	0.0209	**
SC_chleb_1	-0.0233596	0.117947	-0.1981	0.8437	
Podil_cen	-0.0331954	0.0481819	-0.6890	0.4934	
Dovoz_psenice_Kc	-2.68752e-05	1.74520e-05	-1.540	0.1287	

Vysvětlený součet čtverců = 21.3076

Testovací statistika: LM = 10.653795,
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(5) > 10.653795) = 0.058693

Zdroj: vlastní zpracování na základě výstupu ze softwaru Gretl

Prognostické vlastnosti

- 1) Ekonomické interpretovatelnosti odhadnutých parametrů – v případě parametru γ_4 nelze potvrdit ekonomickou interpretovatelnost. Ostatní parametry splňují předpoklady o směru a intenzitě působení na vysvětlovanou proměnnou.
- 2) Multikolinearita mezi exogenními proměnnými – v modelu se nevyskytuje nežádoucí multikolinearita.
- 3) Těsnost závislosti endogenních a exogenních proměnných – korigovaný koeficient determinace je roven 0,76788. Tato hodnota vypovídá o silné závislosti endogenní proměnné na celkovém vlivu exogenních proměnných.
- 4) Statistická významnost parametrů – všechny odhadnuté parametry v modelu kromě parametru γ_6 jsou statisticky významné.
- 5) Autokorelace reziduí – v modelu je vyloučena autokorelace reziduí.

Shrnutí

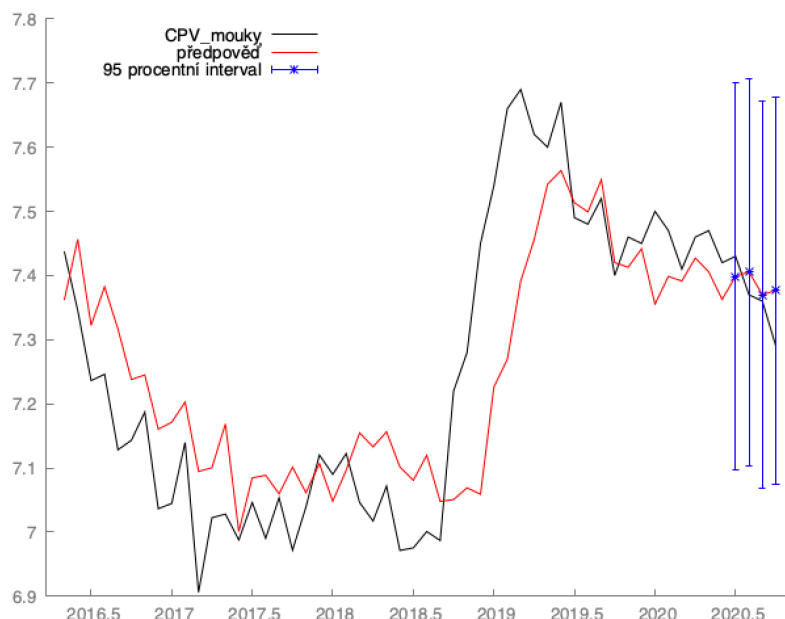
Při tvorbě modelu ceny průmyslových výrobců hladké mouky byly prokázány jeho dobré ekonomické vlastnosti. Současně byly odhadnuty jeho parametry, přičemž každý z nich byl významný na hladině významnosti 0,01, kromě parametru γ_5 , který statisticky významný nebyl, a tudíž neměl vliv na chování vysvětlované proměnné. Všechny ostatní proměnné zahrnuté do modelu měly na chování endogenní proměnné prokazatelný vliv. Až na parametr γ_4 měly také všechny zbývající parametry správný směr, ale slabou intenzitu působení. Nejintenzivněji na endogenní proměnnou působí proměnná spotřebitelská cena mouky v minulém období.

Dále byla potvrzena nepřítomnost autokorelace, heteroskedasticity a multikolinearity, reziduální složka vykazovala normální rozdělení. Korigovaný koeficient determinace v hodnotě 0,768 vykazuje silnou závislost endogenní proměnné na exogenních

proměnných. Výpočtem koeficientů pružnosti bylo zjištěno, že nejvyšší vliv na změnu CPV hladké mouky má proměnná CZV pšenice v předchozím období. Model je vhodný k prognózování budoucího vývoje, a proto je následně vytvořena ex post i ex ante prognóza pro poslední dva měsíce roku 2020 a první měsíc roku 2021.

Ex post prognóza

Graf 34 – Ex post prognóza modelu CPV



Zdroj: vlastní zpracování na základě výstupu ze softwaru Gretl

Z grafu 34 je vidět, že model poměrně kvalitně popisuje vývoj ceny průmyslových výrobců mouky a žádná hodnota není mimo konfidenční interval. Křivka předpovědi modelu CPV má stejný charakter i průběh, jako křivka skutečných hodnot, až na určité odchylky.

Ex ante prognóza

Za účelem vytvoření ex ante prognózy byly nejdříve vypočítány prognózy jednotlivých exogenních proměnných pro následující období 2020-2022. Po dosazení hodnot do modelu byla vypočtena prognóza spotřeby daná modelem. Výsledné hodnoty jsou uvedeny v tabulce 12.

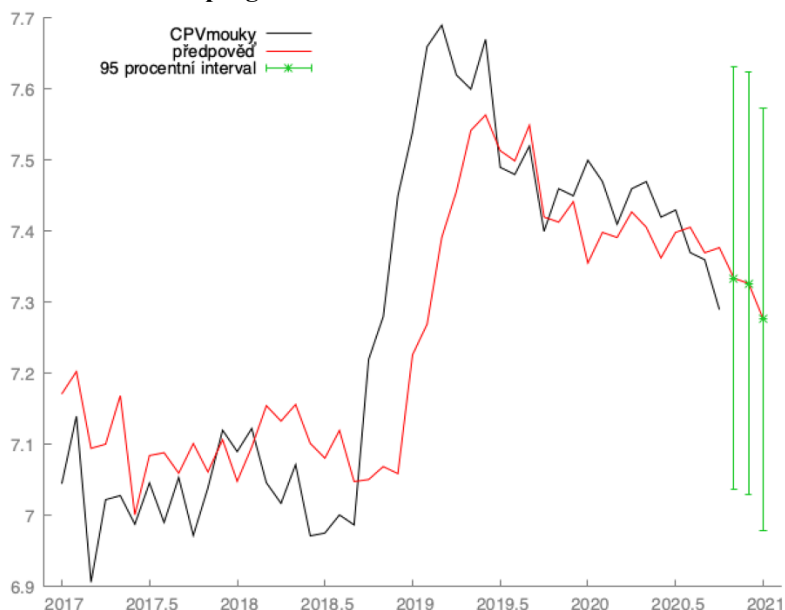
Tabulka 12 – Ex ante prognóza modelu CPV

	$X_{2(t-2)}$	$X_{3(t-1)}$	$X_{4(t-1)}$	X_{5t}	X_{6t}	Y_{1t}
2020:11	4105,59	12,22	27,59	111,38	19,61	7,47
2020:12	4097,76	12,08	28,07	111,54	18,88	7,41
2021:01	4161,19	11,86	25,70	110,64	19,73	7,53

Zdroj: vlastní zpracování

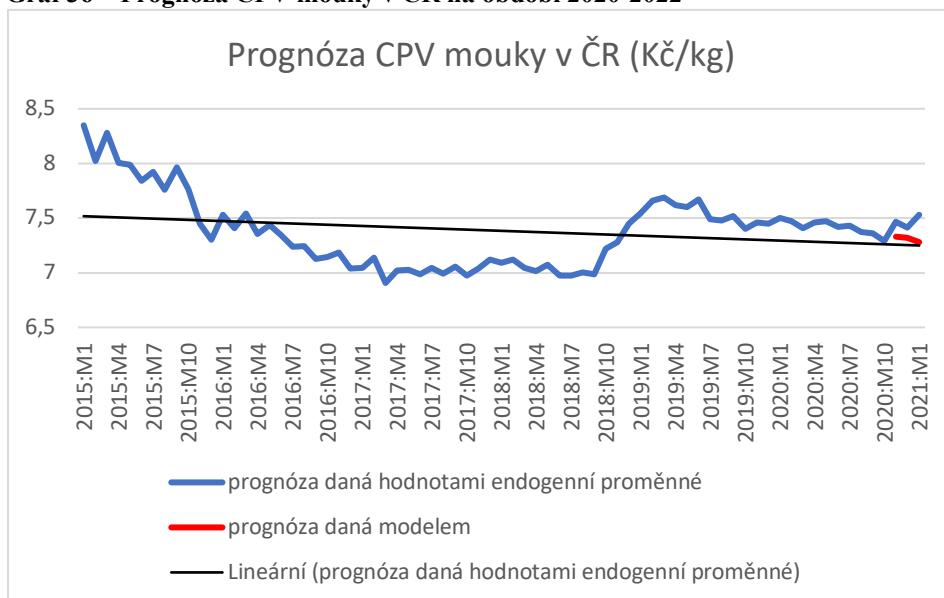
Jak již bylo řečeno u prognózy ex post, obě křivky mají stejný průběh i charakter a křivka prognózy téměř kopíruje průběh křivky skutečných hodnot. Uvedený graf 35 vykresluje prognózu ex ante ceny průmyslových výrobců hladké mouky. Z výsledků předpovědi budoucího vývoje by bylo možné hodnoty prognózy vzhledem k průběhu funkce považovat za přijatelné.

Graf 35 – Ex ante prognóza modelu CPV



Zdroj: vlastní zpracování na základě výstupu ze softwaru Gretl

Graf 36 – Prognóza CPV mouky v ČR na období 2020-2022



Zdroj: vlastní zpracování

Graf 36 znázorňuje skutečně naměřené hodnoty CZV pšenice v měsíčních datech od ledna 2015 do října 2020. Dále jsou v grafu zobrazeny dvě prognózy pro následující tři

období. Modrá křivka vyznačuje průběh prognózy vytvořené na základě skutečných hodnot, zatímco červená křivka značí prognózu danou modelem. Budoucí vývoj CPV mouky v ČR je dle prognóz odlišný. Prognóza daná hodnotami endogenní proměnné naznačuje růst CPV mouky, zatímco prognóza daná modelem značí pokles ceny. Prognóza CPV mouky je závislá na prognóze CZV pšenice. Pokud by cena zemědělských výrobců pšenice rostla, s velkou pravděpodobností by se zvýšila cena průmyslových výrobců mouky a naopak.

5.4.3 Model spotřebitelské ceny

Tento model se zabývá endogenní proměnnou SC hladké mouky, na kterou působí exogenní proměnné CPV hladké mouky, SC chleba, CZV pšenice a jejich zpožděné proměnné, dále cena krmné pšenice a podíl zahraniční ceny k domácí ceně pšenice. Různé varianty modelování, které se jevily jako neúspěšné či ekonomicky a statisticky nevýznamné, jsou zachyceny v příloze 19 a 20.

K modelování byly použity časové řady obsahující měsíční data od ledna 2015 do října 2020, celkem 70 pozorování. Po vyhodnocení významnosti proměnných byly zahrnuty zpožděné proměnné některých z výše zmíněných proměnných. Podkladová data pro model SC hladké mouky jsou uvedena v příloze 21.

Specifikace modelu SC

Hlavní hypotézou modelu je závislost SC mouky na CPV hladké mouky (zpožděná o 1 období), SC chleba (zpožděná o 1 období), CZV pšenice (zpožděná o 2 období), cena krmné pšenice a podíl zahraniční ceny k domácí ceně pšenice.

Ekonomický model

$$y_t = f(x_{1t}, x_{2(t-1)}, x_{3(t-1)}, x_{4(t-2)}, x_{5t}, x_{6t})$$

Ekonometrický model

$$y_t = \gamma_1 + \gamma_2 x_{2(t-1)} + \gamma_3 x_{3(t-1)} + \gamma_4 x_{4(t-2)} + \gamma_5 x_{5t} + \gamma_6 x_{6t} + u_t$$

Deklarace proměnných

y_t SC hladké mouky (Kč/kg)

x_{1t} jednotkový vektor (konstanta)

$x_{2(t-1)}$... CPV hladké mouky v minulém období (Kč/kg)

$x_{3(t-1)}$...SC chleba v minulém období (Kč/kg)

$x_{4(t-2)}$... CZV pšenice zpožděná o 2 období (Kč/t)

x_{5t} cena krmné pšenice (Kč/t)

x_{6t} podíl zahraniční ceny k domácí ceně pšenice (%)

u_t náhodná složka (reziduum)

γ_i parametry i-té proměnné

Korelační matice

y_{1t}	$x_{2(t-1)}$	$x_{3(t-1)}$	$x_{4(t-2)}$	x_{5t}	x_{6t}	
1	0,6418	0,3132	0,0347	0,3098	0,0448	y_{1t}
	1	-0,0360	-0,0739	0,4684	0,1609	$x_{2(t-1)}$
		1	0,0853	0,5224	0,1019	$x_{3(t-1)}$
			1	0,2651	-0,6439	$x_{4(t-2)}$
				1	-0,2209	x_{5t}
					1	x_{6t}

V korelační matici nebyla zjištěna nežádoucí multikolinearita mezi vysvětlujícími, nemělo by tedy dojít ke zkreslení odhadnutých parametrů modelů.

Odhad parametrů modelu

Obrázek 18 – Odhad modelu SC mouky

```

Model 6: OLS, za použití pozorování 2015:03–2020:10 (T = 68)
Závisle proměnná: SC_mouky
HAC standardní chyby, šířka okénka 3 (Bartlettovo jádro)

-----
                koeficient   směr. chyba   t-podíl   p-hodnota
-----
const           3.19433       1.88987       1.690     0.0960   *
CPV_mouka_1     1.93795       0.264942      7.315     6.13e-10 ***
SC_chleb_1      0.272534      0.0309243     8.813     1.56e-12 ***
CZV_psenice_2   0.00114967    0.000537558   2.139     0.0364   **
CenaKrmnePseni~_1 -0.00273721  0.000625481  -4.376     4.72e-05 ***
Podil_cen      -0.0591060    0.0129745    -4.556     2.51e-05 ***

Střední hodnota závisle proměnné      11.75059
Sm. odchylka závisle proměnné          0.679749
Součet čtverců reziduí                  10.66445
Sm. chyba regrese                        0.414738
Koeficient determinace                   0.655518
Adjustovaný koeficient determinace       0.627738
F(5, 62)                                  28.85229
P-hodnota(F)                             5.40e-15
Logaritmus věrohodnosti                  -33.49970
Akaikovo kritérium                       78.99940
Schwarzovo kritérium                     92.31645
Hannan-Quinnovo kritérium                84.27602
rho (koeficient autokorelace)            0.172417
Durbin-Watsonova statistika               1.604540
zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

```

Zdroj: vlastní zpracování na základě výstupu ze softwaru Gretl

Odhadnutá rovnice

$$y_t = 3,194 + 1,938x_{2(t-1)} + 0,2725x_{3(t-1)} + 0,00115x_{4(t-2)} - 0,00274x_{5t} - 0,05913x_{6t} + u_t$$

(1,8899*) (0,2649***). (0,3092***) (0,00054**) (0,00063***) (0,01298***)

Ekonomická verifikace

Parametr γ_1 říká, jaká by byla spotřebitelská cena hladké mouky v případě, že by všechny exogenní proměnné nabyly nulových hodnot. V případě tohoto modelu by SC hladké mouky byla 3,194. Směr působení je správný, ovšem intenzita je nízká.

Parametr γ_2 vyjadřuje, o kolik se změní SC hladké mouky, pokud se CPV hladké mouky zpožděná o 1 období zvýší o 1 Kč/kg. Jestliže se CPV hladké mouky v předchozím období zvýší o 1 Kč/kg, SC hladké mouky se zvýší o 1,938 Kč/kg (c.p.). Směr a intenzita působení je správná a je v souladu s ekonomickou teorií, která říká, že při zvýšení ceny vstupu se zvýší i cena produktu.

Parametr γ_3 udává, o kolik se změní SC hladké mouky, pokud se SC chleba v předchozím období zvýší o 1 Kč/kg. Jestliže se SC chleba v předchozím období zvýší o 1 Kč/kg, SC hladké mouky se zvýší o 0,27 Kč/kg (c.p.). Parametr lze považovat za ověřený, jelikož směr působení je v souladu s ekonomickou teorií, kdy zvýšení spotřebitelské ceny chleba vede ke zvýšení spotřebitelské ceny mouky.

Parametr γ_4 vyjadřuje, jak se změní SC hladké mouky, pokud se CZV pšenice zpožděná o 2 období zvýší o 1 Kč/t. Pokud se CZV pšenice zpožděná o 2 období zvýší o 1 Kč/t, SC hladké mouky vzroste o 0,00115 Kč/kg (c.p.). Směr působení je správný a v souladu s ekonomickou teorií, která říká, že rostoucí spotřebitelské ceny jsou důsledkem zvyšujících se cen vstupů – v tomto případě ceny zemědělských výrobců pšenice.

Parametr γ_5 vyjadřuje změnu SC hladké mouky při zvýšení ceny krmné pšenice o 1 Kč/t. Pokud se cena krmné pšenice zvýší o 1 Kč/t, SC hladké mouky se sníží o 0,0027 Kč/t (c.p.). Směr působení není správný a parametr nelze považovat na ověřený, jelikož cena krmné pšenice ovlivňuje cenu potravinářské pšenice. Z tohoto důvodu při růstu ceny krmné pšenice bude růst i CZV pšenice a tím pádem i SC hladké mouky.

Parametr γ_6 říká, jak se změní SC hladké mouky, jestliže se podíl zahraniční ceny k ceně domácí zvýší o 1 jednotku. Pokud se podíl zahraniční ceny k domácí ceně zvýší o 1 %, SC hladké mouky se sníží o 0,059 Kč/kg (c.p.). Parametr nelze považovat za ověřený,

jelikož čím vyšší je podíl zahraniční a domácí ceny, tím nižší je hodnota importu a tím větší je spotřebitelská cena.

Elasticita

Průměrné koeficienty pružnosti za sledované období byly vypočítány dle vzorce 3.15 a jsou uvedené v tabulce 13.

Tabulka 13 – Elasticita modelu SC

	$X_{2(t-1)}$	$X_{3(t-1)}$	$X_{4(t-2)}$	X_{5t}	X_{6t}
Parametr	1,938	0,2725	0,0012	-0,0027	-0,0591
Průměr	7,392	24,217	4069,4	3827,9	110,23
Teoretická hodnota	12,15	12,15	12,15	12,15	12,15
Elasticita	1,179	0,543	0,402	-0,850	-0,536

Zdroj: vlastní zpracování

- Jestliže se o CPV hladké mouky zpožděná o jedno období zvýší o 1 %, SC hladké mouky v aktuálním období vzroste o 1,18 %.
- Pokud se o 1 % zvýší SC chleba v minulém období, SC hladké mouky se v aktuálním období zvýší o 0,54 %
- Zvýší-li se CZV pšenice zpožděná o dvě období o 1 %, SC hladké mouky se v aktuálním období zvýší o 0,40 %.
- Pokud se cena krmné pšenice zvýší o 1 %, SC hladké mouky klesne o 0,85 %.
- Jestliže se podíl zahraniční a domácí ceny v současném období zvýší o 1 %, SC hladké mouky klesne o 0,54 %.

Dle výše uvedených pružností lze konstatovat, že největší intenzitu působení na vysvětlovanou proměnnou SC hladké mouky má CPV hladké mouky v předchozím období.

Statistická verifikace

Všechny parametry tohoto modelu jsou statisticky významné na různých hladinách významnosti. Parametr γ_1 je statisticky významný na hladině významnosti $\alpha = 0,1$, parametry γ_2 , γ_3 , γ_5 a γ_6 jsou statisticky významné na hladině významnosti $\alpha = 0,01$ a parametr γ_4 je statisticky významný na hladině významnosti 0,05. Adjustovaný (korigovaný) koeficient determinace je roven 0,6277. Tato hodnota říká, že daná funkce vystihuje zkoumaný vztah ze 62,77 %.

Ekonometrická verifikace

Autokorelace

H_0 = nepřítomnost autokorelace reziduí

H_1 = přítomnost autokorelace reziduí

Pro potvrzení či vyvrácení autokorelace reziduí byl použit Breusch-Godfrey test (viz obrázek 19). Na základě tohoto testu byla vypočtena p-hodnota $(0,159) > \alpha (0,05)$. Tímto je potvrzena nulová hypotéza o nepřítomnosti autokorelace 1. řádu.

Obrázek 19 – Test autokorelace pro model SC

```
Breusch-Godfreyův test pro autokorelaci až do řádu 12
OLS, za použití pozorování 2015:03-2020:10 (T = 68)
Závisle proměnná: uhat

      koeficient   směr. chyba   t-podíl   p-hodnota
-----
const      -0.0195225    2.20471    -0.008855  0.9930
CPV_mouka_1  0.0537073    0.295351    0.1818    0.8564
SC_chleb_1   -0.00804897   0.0485001   -0.1660    0.8689
CZV_psenice_2 -0.000101342  0.000684807 -0.1480    0.8829
CenaKrmnePseni~_1  0.000117409  0.000789435  0.1487    0.8824
Podil_cen    -0.00198060   0.0167591   -0.1182    0.9064
uhat_1       0.322304     0.150132     2.147     0.0367 **
uhat_2      -0.330723     0.147044    -2.249     0.0289 **
uhat_3       0.169554     0.150454     1.127     0.2651
uhat_4      -0.170129     0.144873    -1.174     0.2458
uhat_5       0.108368     0.148884     0.7279    0.4701
uhat_6       0.129994     0.145749     0.8919    0.3767
uhat_7      -0.145900     0.155626    -0.9375    0.3530
uhat_8       0.198152     0.163058     1.215     0.2300
uhat_9      -0.181494     0.157711    -1.151     0.2553
uhat_10      0.224225     0.166107     1.350     0.1831
uhat_11     -0.459691     0.150080    -3.063     0.0035 ***
uhat_12      0.0769996     0.166374     0.4628    0.6455

Neadjustovaný koeficient determinace = 0.263637

Testovací statistika: LMF = 1.491773,
s p-hodnotou = P(F(12,50) > 1.49177) = 0.159
```

Zdroj: vlastní zpracování na základě výstupu ze softwaru Gretl

Normalita reziduí

H_0 = normální rozdělení náhodné složky

H_1 = jiné než normální rozdělení náhodné složky

Na základě Jacque-Bera testu (viz obrázek 20) byla vypočtena p-hodnota 0,823. Platí tedy vztah, že p-hodnota $(0,823) > \alpha (0,05)$. Nulová hypotéza se nezamítá a rezidua mají tedy normální rozdělení. Graf normality reziduí pro model spotřebitelských cen je uveden v příloze 22.

Obrázek 20 – Test normality pro model SC

```
Frekvenční rozdělení pro uhat6, poz. 3-70
počet tříd = 9, střední hodnota = -6.45235e-15, so = 0.414738

      interval      střed   frequence   rel.   kum.
-----
      < -0.89505   -1.0065     1     1.47%    1.47%
-0.89505 - -0.67221   -0.78363     2     2.94%    4.41% *
-0.67221 - -0.44937   -0.56079     7    10.29%   14.71% ***
-0.44937 - -0.22653   -0.33795     8    11.76%   26.47% ****
-0.22653 - -0.0036888 -0.11511    18    26.47%   52.94% *****
-0.0036888 - 0.21915    0.10773    12    17.65%   70.59% *****
 0.21915 - 0.44199    0.33057     8    11.76%   82.35% ****
 0.44199 - 0.66483    0.55341     9    13.24%   95.59% ****
      >= 0.66483    0.77625     3     4.41%  100.00% *

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:
Chi-kvadrát(2) = 0.390 s p-hodnotou 0.82292
```

Zdroj: vlastní zpracování na základě výstupu ze softwaru Gretl

Heteroskedasticita

H_0 = homoskedasticita

H_1 = heteroskedasticita

Na základě Whiteova testu byla vypočtena p-hodnota 0,512 (viz obrázek 21). Platí tedy, že p-hodnota (0,512) > α (0,05). Nulovou hypotézu nelze zamítnout – v modelu je přítomna homoskedasticita.

Obrázek 21 – Whiteův test heteroskedasticity pro model SC

```
Whiteův test heteroskedasticity
OLS, za použití pozorování 2015:03–2020:10 (T = 68)
Závisle proměnná: uhat^2
```

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	50.6933	71.6293	0.7077	0.4826
CPV_mouka_1	-2.35707	14.6575	-0.1608	0.8729
SC_chleb_1	-2.12179	1.78056	-1.192	0.2394
CZV_psenice_2	-0.00597180	0.0182909	-0.3265	0.7455
CenaKrmnePseni~_1	-0.00419257	0.0227590	-0.1842	0.8546
Podil_cen	0.0725058	0.493337	0.1470	0.8838
sq_CPV_mouka_1	-0.792774	0.830748	-0.9543	0.3448
X2_X3	0.161607	0.179136	0.9021	0.3716
X2_X4	0.000866628	0.00256154	0.3383	0.7366
X2_X5	0.00162133	0.00264689	0.6125	0.5431
X2_X6	0.00798595	0.0710079	0.1125	0.9109
sq_SC_chleb_1	0.000802606	0.0194232	0.04132	0.9672
X3_X4	5.64696e-05	0.000319687	0.1766	0.8605
X3_X5	-7.97989e-05	0.000409231	-0.1950	0.8462
X3_X6	0.00879871	0.0124924	0.7043	0.4847
sq_CZV_psenice_2	-1.36057e-06	3.43997e-06	-0.3955	0.6943
X4_X5	2.18472e-06	7.03277e-06	0.3106	0.7574
X4_X6	8.26452e-06	0.000110417	0.07485	0.9407
sq_CenaKrmnePs~_1	-1.26919e-06	4.44784e-06	-0.2854	0.7766
X5_X6	-4.80650e-05	0.000160567	-0.2993	0.7660
sq_Podil_cen	-0.000976991	0.00256062	-0.3815	0.7045

Neadjustovaný koeficient determinace = 0.281663

Testovací statistika: $TR^2 = 19.153082$,
s p-hodnotou = $P(\text{Chí-kvadrát}(20) > 19.153082) = 0.511896$

Zdroj: vlastní zpracování na základě výstupu ze softwaru Gretl

Test heteroskedasticity byl dále proveden s použitím Breusch-Paganova testu (viz obrázek 22). V rámci tohoto testu vyšla p-hodnota 0,863, je tedy vyšší než $\alpha = 0,05$. Nulovou hypotézu ani v tomto případě nelze zamítnout a potvrzuje se přítomnost homoskedasticity.

Obrázek 22 – Breusch-Paganův test heteroskedasticity pro model SC

```
Breusch-Paganův test heteroskedasticity
OLS, za použití pozorování 2015:03–2020:10 (T = 68)
Závisle proměnná: škálované uhat^2
```

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	-4.12968	5.95329	-0.6937	0.4905
CPV_mouka_1	0.571674	0.848692	0.6736	0.5031
SC_chleb_1	-0.0884587	0.119649	-0.7393	0.4625
CZV_psenice_2	-0.00238026	0.00192551	-1.236	0.2211
CenaKrmnePseni~_1	0.00295170	0.00219540	1.344	0.1837
Podil_cen	0.0129881	0.0447839	0.2900	0.7728

Vysvětlený součet čtverců = 3.78773

Testovací statistika: LM = 1.893863,
s p-hodnotou = $P(\text{Chí-kvadrát}(5) > 1.893863) = 0.863628$

Zdroj: vlastní zpracování na základě výstupu ze softwaru Gretl

Prognostické vlastnosti

- 1) Ekonomické interpretovatelnosti odhadnutých parametrů – v případě parametru γ_5 a γ_6 nelze potvrdit ekonomickou interpretovatelnost. Ostatní parametry splňují předpoklady o směru a intenzitě působení na vysvětlovanou proměnnou.
- 2) Multikolinearita mezi exogenními proměnnými – v modelu se nevyskytuje nežádoucí multikolinearita.
- 3) Těsnost závislosti endogenních a exogenních proměnných – korigovaný koeficient determinace je roven 0,6277. Tato hodnota vypovídá o silné závislosti endogenní proměnné na celkovém vlivu exogenních proměnných.
- 4) Statistická významnost parametrů – všechny odhadnuté parametry v modelu jsou statisticky významné.
- 5) Autokorelace reziduí – v modelu je vyloučena autokorelace reziduí.

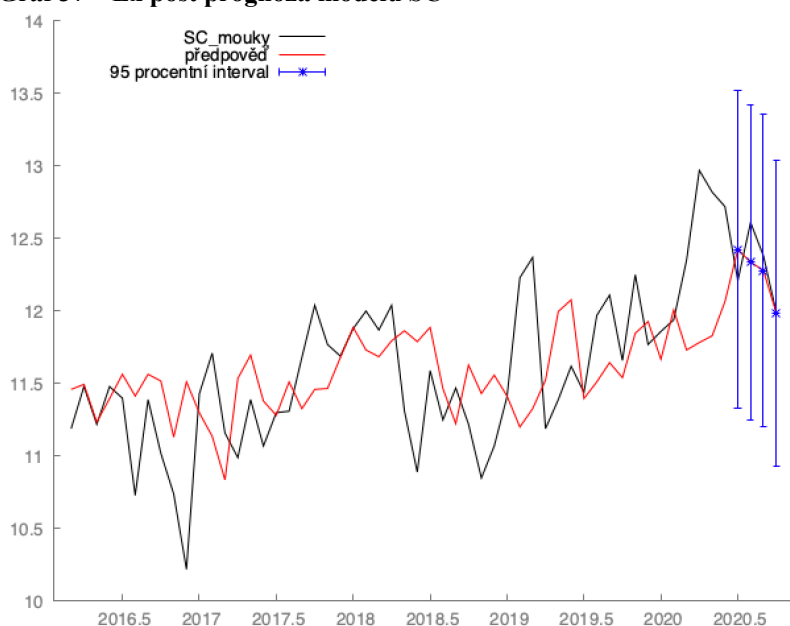
Shrnutí

Při tvorbě modelu spotřebitelské ceny hladké mouky byly prokázány jeho dobré ekonomické vlastnosti. Byly odhadnuty jeho parametry, přičemž každý z nich byl významný na jiné hladině významnosti. Všechny tyto parametry měly prokazatelný vliv na chování endogenní proměnné. Parametry γ_1 , γ_2 , γ_3 a γ_4 měly správný směr, některé z nich i intenzitu. Nejintenzivněji na vysvětlovanou proměnnou působí proměnná CPV hladké mouky v minulém období.

Dále byla potvrzena nepřítomnost autokorelace, heteroskedasticity a multikolinearity, reziduální složka vykazovala normální rozdělení. Korigovaný koeficient determinace v hodnotě 0,6277 vykazuje silnou závislost endogenní proměnné na exogenních proměnných. Výpočtem koeficientů pružnosti bylo zjištěno, že nejvyšší vliv na změnu SC hladké mouky má proměnná CPV hladké mouky v předchozím období. Model je vhodný k prognózování budoucího vývoje, a proto je následně vytvořena ex post i ex ante prognóza pro poslední dva měsíce roku 2020 a první měsíc roku 2021.

Ex post prognóza

Graf 37 – Ex post prognóza modelu SC



Zdroj: vlastní zpracování na základě výstupu ze softwaru Gretl

Prognóza modelu spotřebitelské ceny mouky se významně neliší od křivky skutečných hodnot, průběh a charakter křivky je zachován – obě křivky mají rostoucí tendenci. Žádná hodnota není mimo konfidenční interval. Dle grafu 37 lze říct, že křivka prognózy má ustálenější růst spotřebitelské ceny než křivka reálných hodnot.

Ex ante prognóza

Nejdříve je podstatné provést prognózy jednotlivých vysvětlujících proměnných, poté s jejím využitím vytvořit prognózu vysvětlované proměnné. Hodnoty jsou zaznamenané v tabulce 14.

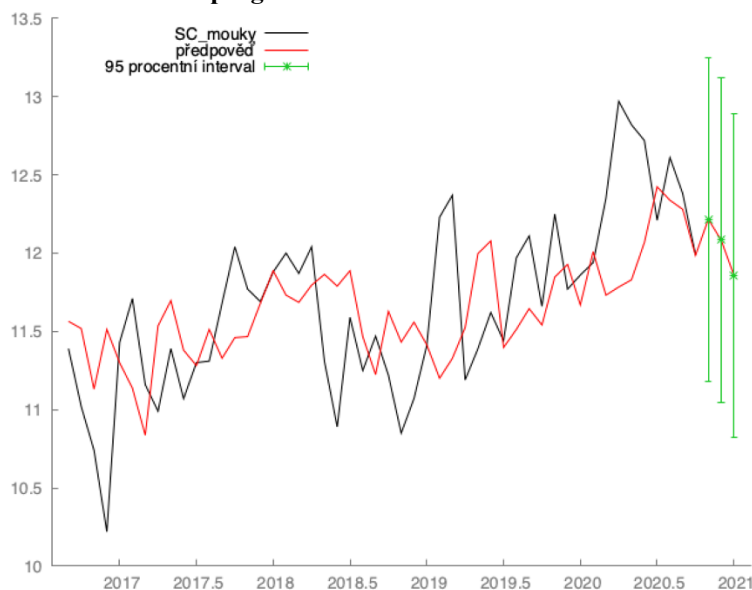
Tabulka 14 – Ex ante prognóza modelu SC

	$X_{2(t-1)}$	$X_{3(t-1)}$	$X_{4(t-2)}$	X_{5t}	X_{6t}	Y_{1t}
2020:11	7,39	28,18	4280,76	4040,74	111,38	12,46
2020:12	7,34	27,77	4190,65	3939,87	111,54	12,42
2021:01	7,33	28,28	4117,30	3902,43	110,64	12,61

Zdroj: vlastní zpracování

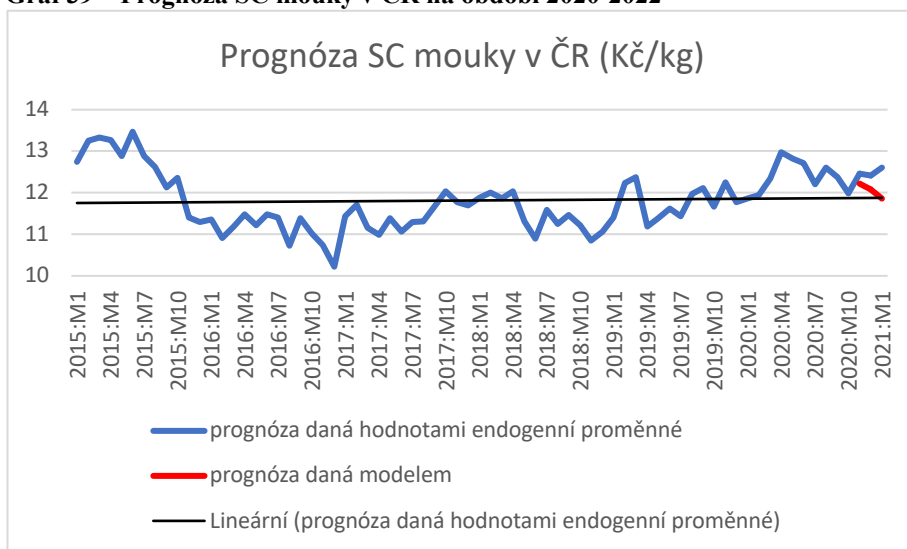
Jak již bylo řečeno u prognózy ex post, ani prognóza modelu spotřebitelské ceny mouky není nijak odlišná od křivky skutečných hodnot. Ačkoliv má i křivka prognózy za sledované období rostoucí tendenci, předpověď pro následující roky bude klesat (viz graf 38).

Graf 38 – Ex ante prognóza modelu SC



Zdroj: vlastní zpracování na základě výstupu ze softwaru Gretl

Graf 39 – Prognóza SC mouky v ČR na období 2020-2022



Zdroj: vlastní zpracování

Graf 39 znázorňuje skutečně naměřené hodnoty CZV pšenice v měsíčních datech od ledna 2015 do října 2020. Dále jsou v grafu zobrazeny dvě prognózy pro následující tři období. Modrá křivka vyznačuje průběh prognózy vytvořené na základě skutečných hodnot, zatímco červená křivka značí prognózu danou modelem. Budoucí vývoj SC mouky v ČR je dle prognóz odlišný. Prognóza daná hodnotami endogenní proměnné naznačuje růst SC mouky, zatímco prognóza daná modelem značí pokles ceny. Prognóza SC mouky je závislá na prognóze CPV mouky, z tohoto důvodu lze v grafech pozorovat podobný průběh křivky. Pokud by cena průmyslových výrobců mouky rostla, s velkou pravděpodobností by se zvýšila spotřebitelská cena mouky.

6 Závěr

Hlavním cílem práce bylo charakterizovat komoditní vertikálu pšenice pomocí identifikace klíčových determinantů, které ovlivňují vztahy uvnitř vertikály. Na základě analýzy komoditní vertikály pšenice bylo sestaveno pět ekonometrických modelů. Tyto modely byly vybrány z mnoha testovaných modelů posouzených skrz ekonomické, statistické a ekonometrické vlastnosti. Po zhodnocení modelů byly následně provedeny prognózy sledovaných ukazatelů, kterými jsou produkce pšenice, spotřeba hladké mouky, cena zemědělských výrobců pšenice, cena průmyslových výrobců hladké mouky a spotřebitelská cena hladké mouky.

K dosažení hlavního cíle bylo nutné naplnit několik dílčích cílů. V metodické části práce byl popsán postup při tvorbě ekonomických a ekonometrických modelů včetně všech potřebných zákonitostí. Literární rešerše se zabývala analýzou trhu pšenice z pohledu faktorů, které značně působí na daný trh a vývoje, včetně současné situace. Na základě výsledků byly vyřazeny nepodstatné proměnné a sestaven ekonomický a ekonometrický model. Vlastní část práce se zabývala specifikací všech modelů, spolu s analýzou vývoje jednotlivých vysvětlujících i vysvětlovaných proměnných. Kvantifikace modelu byla provedena běžnou metodou nejmenších čtverců, přičemž předcházejícím krokem byl test multikolinearity a její případné odstranění. V rámci následné aplikace byly všechny modely ekonomicky, statisticky i ekonometricky verifikovány z pohledu posouzení těsnosti závislosti pomocí korigovaného koeficientu determinace, přítomnosti autokorelace a heteroskedasticity či testu normality reziduí.

Model produkce byl po zahrnutí některých zpožděných proměnných sestaven z roční časové řady o 23 pozorování a byl vysvětlován sedmi proměnnými – osevní plocha pšenice v předchozím období, export pšenice, průměrný roční úhrn srážek ve Středočeském kraji, spotřebitelská cena mouky v aktuálním období a její zpoždění o jedno, dvě a tři období. Při tvorbě modelu produkce pšenice byly prokázány jeho dobré ekonomické vlastnosti. Všechny proměnné zahrnuté do modelu měli na chování endogenní proměnné prokazatelný vliv. Nejintenzivněji na endogenní proměnnou působila proměnná spotřebitelská cena mouky v minulém období a osevní plocha pšenice v předchozím období.

Model spotřeby byl po zahrnutí zpožděných proměnných sestaven z roční časové řady o 20 pozorování. V tomto modelu byly vysvětlujícími proměnnými průměrná hrubá mzda, spotřeba obilovin, spotřebitelská cena mouky zpožděná o dvě období, spotřeba

pšenice zpožděná o tři období a koupěschopnost značící podíl ročního příjmu a spotřebitelské ceny mouky. Právě koupěschopnost obyvatel působila nejintenzivněji na endogenní proměnnou. Model jako celek vykazoval dobré ekonomické i statistické vlastnosti, korigovaný koeficient determinace dosáhl velmi silné závislosti – hodnoty 0,972. Parametry měly slabší intenzitu působení, což bylo způsobeno převodem hodnot vysvětlujících proměnných na nižší z důvodu přehlednějšího počítání.

Model cen zemědělských výrobců pšenice byl sestaven z měsíční časové řady o 69 pozorování. Byl vysvětlován pěti proměnnými, kterými jsou podíl zahraniční ceny k domácí ceně pšenice, spotřebitelská cena hladké mouky v předchozím období, cena krmné pšenice, cena průmyslových výrobců hladké mouky zpožděná o dvě období a cena zemědělských výrobců pšenice v předchozím období. Z hlediska ekonomických a statistických vlastností měl model výborné výsledky, koeficient determinace v hodnotě 0,983 vykazoval velmi silnou závislost endogenní proměnné na exogenních proměnných. Nejintenzivněji na endogenní proměnnou působila proměnná spotřebitelská cena mouky v minulém období. Cena zemědělských výrobců pšenice reagovala na změny pomaleji než na změny cen průmyslových výrobců mouky. Mezi jednotlivými úrovněmi vertikály probíhá obecně spousta interakcí, ceny jsou velmi silně propojeny, ovšem konkrétně CZV a SC bývají více provázány skrz CPV.

Model cen průmyslových výrobců hladké mouky byl sestaven z měsíční časové řady o 68 pozorování. Vysvětlujícími proměnnými tohoto modelu byly cena zemědělských výrobců pšenice zpožděná o dvě období, spotřebitelská cena hladké mouky a spotřebitelská cena chleba, obě zpožděné o jedno období, podíl zahraniční ceny k domácí ceně pšenice a dovoz pšenice do České republiky. Nejvyšší vliv na endogenní proměnnou měla proměnná cena zemědělských výrobců pšenice v předchozím období. Model vykazoval dobré ekonomické i statistické vlastnosti. Podíl zahraniční a domácí ceny pšenice se ovšem neprokázal jako významný, proto nebyl v dalším výpočtu zohledněn.

Posledním zkoumaným modelem byl model spotřebitelské ceny hladké mouky. Tento model byl sestaven ze 70 pozorování a byl vysvětlován pěti proměnnými – cena průmyslových výrobců hladké mouky v předchozím období, spotřebitelská cena chleba v předchozím období, cena zemědělských výrobců pšenice zpožděná o dvě období, cena krmné pšenice a podíl zahraniční a domácí ceny pšenice. Model vykazoval dobré ekonomické i statistické vlastnosti, všechny zvolené proměnné model významně ovlivňovaly. Nedostatkem toho modelu byla proměnná cena krmné pšenice, která

v ekonomické verifikaci nesplnila směr působení, důvodem může být nepřímá vazba na zkoumanou endogenní proměnnou.

Jedním z dílčích cílů práce byla prognóza budoucího vývoje sledovaných proměnných. V rámci zhodnocení výsledků prognostických vlastností byly u všech modelů pro následující tři období vytvořeny prognózy ex post i ex ante. U modelu produkce prognóza značila mírně kolísavý charakter, ve kterém v posledním roce dochází k žádoucímu růstu pšenice. Pro model spotřeby hodnoty prognózy stagnují a udržují se na podobných hodnotách, jako v předchozím období. Lze se ovšem s vysokou pravděpodobností domnívat, že spotřeba mouky bude v důsledku aktuální situace v letech 2020 a 2021 růst. Dle předpovědi cenových modelů by cena zemědělských výrobců měla mírně růst, na rozdíl od ceny průmyslových výrobců u spotřebitelské ceny, které by měly mít klesající tendenci.

Na základě všech uvedených modelů lze konstatovat, že na komoditní vertikálu působí jak různé vlivy zemědělského charakteru, tak i vlivy klimatických podmínek, na které je nemožné se připravit či je jakkoliv ovlivnit. Podstatný vliv měly i časové zpoždění a cenové transmise mezi jednotlivými úrovněmi vertikály. Důležitou roli má v rámci vertikály zahraniční faktor v podobě exportu pšenice, nelze totiž opomenout skutečnost, že v roce 2019 se vyprodukovalo 4 812 tis. tun pšenice, z čehož se téměř polovina, přesněji 2 450 tis. tun, vyvezla do zahraničí, především do Německa či Polska. I přes nezahrnutí této proměnné do modelu jsou dalším významným faktorem zemědělské dotace EU (zejména SAPS, Greening), které v praxi velmi významně ovlivňují komoditní vertikálu pšenice.

V rámci aktuální situace v letech 2020 a 2021 již bylo ohlášeno postupné navyšování ceny mouky až o 25 %, z důvodu neustále rostoucích cen potravinářské pšenice. Hlavním důvodem je celková situace na obilním trhu Evropy a velká poptávka po pšenici z České republiky. Je zřejmé, že dalším důvodem bude také situace některých zemí, které v důsledku pandemie kumulují své zásoby základních potravin, což mimo jiné navyšuje poptávku i po pšenici. V souvislosti s pandemií lze zmínit také zvyšující se přepravní náklady. Z mezinárodního pohledu na evropský trh doléhají efekty slabé úrody z předešlých let především v zemích jako Francie či Rumunsko, které patří k předním vývozcům pšenice.

7 Seznam použitých zdrojů

- [1] ASTERIOU, D. *Applied econometrics*. 2nd ed. London: Palgrave Macmillian, 2011. 499 str. ISBN 978-0-230-27182-1.
- [2] BALTAGI, Badi H. *Econometrics*. 4th ed. Berlin: Springer Science & Business Media, 2008. ISBN 978-3-540-76515-8.
- [3] BEČVÁŘOVÁ, V. Agribusiness – the Scope as well as the Opportunity for Contemporary Agriculture. In. *Agricultural Economics*, 2005 (7). ISSN 0139 - 570X.
- [4] BEČVÁŘOVÁ, V., V. TAMÁŠ, I. ZDRÁHAL. *Agrobyznys v rozvoji regionu, I. díl*. Brno: MU, 2013. 115 str. ISBN 978-80-7509-040-9.
- [5] BEČVÁŘOVÁ, V. *Podstata a ekonomické souvislosti formování agrobyznysu*. 1. vyd. Brno: MZLU, 2005. 68 s. ISBN 80-7157-911-4.
- [6] BOHÁČKOVÁ, I., P. Landová. *Ekonomika agrárního sektoru*. Praha: ČZU, 2014. 148 s. ISBN 978-80-213-2525-8.
- [7] BORSELLINO, V., *Agribusiness*. In: Leal Filho W., Azul A., Brandli L., Özuyar P., Wall T. (eds) *Zero Hunger. Encyclopedia of the UN Sustainable Development Goals*, Springer, Cham. 2019.
- [8] BULLETIN O TRHU OBILOVIN, OLEJNIN A KRMIN. *SZIF* [online]. 2019. [cit. 2020-10-31]. Dostupné z: https://www.szif.cz/cs/CmDocument?rid=%2Fapa_anon%2Fcs%2Fzpravy%2Ftis%2Fzpravy_o_trhu%2F05%2F1578493522603.pdf
- [9] ČERNÍKOVÁ, R.: Key movement forces in the dairy industry in the Czech Republic. *Acta univ. Agric. Et silvic. Mendel. Brun.*, 2004, LII, No. 3, pp. 87-96.
- [10] ČESKOSLOVENSKÉ TECHNICKÉ NORMY. *Technické normy ČSN* [online]. 2018 [cit. 2020-10-30]. Dostupné z: http://www.technicke-normy-csn.cz/461100-csn-46-1100-2_4_16074.html

- [11] CIPRA, T. *Finanční ekonometrie*. 2. vyd. Praha: Ekopress, 2014. 538 str. ISBN 978-80-86929-93-4.
- [12] CURTIS, B.C., S. Rajaram, H. Goméz Macpherson. *Bread wheat – Improvement and production*. Rome: Food and Agriculture organization of the United Nations, 2002. 554 str. ISBN 92-5-104809-6.
- [13] DEFINITIVNÍ ÚDAJE O SKLIZNI. *Agrární komora ČR*. [online] 2020. [cit.2020-30-10]. Dostupné z: <http://www.akcr.cz/txt/odhady-sklizni-zari-2019>
- [14] FAMĚRA, O. *Základy pěstování ozimé pšenice*. Praha: Institut výchovy a vzdělávání Ministerstva zemědělství ČR. 51 str. ISBN 80-7105-045-8.
- [15] FOLTÝN, I., I. ZEDNÍČKOVÁ. *Rentabilita zemědělských komodit: ekonomicko-matematické predikce*. Praha: Ústav zemědělské ekonomiky a informací, 2010. 106 str. ISBN 978-80-86671-80-2.
- [16] GUJARATI, N. Damodar. *Basic Econometrics*. 4th ed. Boston: McGraw-Hill, 2004. ISBN 978-0-07-233542-2.
- [17] GREENE, W. H. *Econometric analysis*. 4th ed. Upper Saddle River, N.J.: Prentice Hall, 2000. 1004 str. ISBN 0-13-015679-5.
- [18] HANČLOVÁ, J., *Ekonometrické modelování: klasické přístupy s aplikacemi*. Praha: Professional Publishing, 2012. 214 str. ISBN 978-80-7431-088-1.
- [19] HINDLS, R. *Statistika pro ekonomy*. 4. vyd. Praha: Professional Publishing, 2003. 415 s. ISBN 80-86419-52-5.
- [20] HUANG, X., WANG, C., HOU, J. *et al.* Coordination of carbon and nitrogen accumulation and translocation of winter wheat plant to improve grain yield and processing quality. *Sci Rep* 10, 10340 (2020). <https://doi.org/10.1038/s41598-020-67343-5>
- [21] HUŠEK, R. *Aplikovaná ekonometrie: teorie a praxe*. Praha: Oeconomica, 2009. 344 str. ISBN 978-80-245-1623-3.
- [22] HUŠEK, R., Jaromír WALTER, *Ekonometrie*: Praha, SNTL, 1976. 263 str.

- [23] HUŠEK, R. *Ekonometrická analýza*. 1.vyd. Praha: Vysoká škola ekonomická v Praze, 2007. 367 str. ISBN 978-80-245-1300-3.
- [24] KOLOMAZNÍK, J. a kol. *Správní výrobní praxe pro skladování zrnin a olejnin*. Ministerstvo zemědělství ČR. 2006: Praha, 28 str. ISBN 80-7084-561-9.
- [25] KOMODITNÍ BURZY. *Ministerstvo zemědělství* [online]. 2018 [cit. 2020-10-28]. Dostupné z: <http://eagri.cz/public/web/mze/zemedelstvi/roslinna-vyroba/komoditni-burzy-v-pusobnosti.html>
- [26] KOVÁŘOVÁ, K. *Jakost a zpeněžení zemědělských komodit*. Praha: 2013, str. 307, ISBN: 978-80-213-2219-6.
- [27] LANGE, O. *Introduction to econometrics*. 4th ed. Pergamon Press, Warszawa, 1978. 431str.
- [28] LEJNAROVÁ, Š., RÁČKOVÁ, A., ZOUHAR, J. *Základy ekonometrie v příkladech*. Praha: Vysoká škola ekonomická v Praze, nakladatelství Oeconomica, 2009. 276 str. ISBN 978-80-245-1564-9.
- [29] McCORRISTON, S. *Why should imperfekt competition matter to agricultura economists?* London: European Review of Agricultural Economics (2002). V. 29, p. 349-271. <https://doi.org/10.1093/eurrag/29.3.349>
- [30] NÁKLADY A VÝNOSY PŘI PĚSTOVÁNÍ OBILOVIN. *Úroda zemědělství* [online]. 2002 [cit. 2020-02-07]. Dostupné z: <https://www.uroda.cz/naklady-a-vynosy-pri-pestovani-obilovin/>
- [31] OSEVNÍ PLOCHY ZEMĚDĚLSKÝCH PLODIN. *Český statistický úřad*. [online]. 2020 [cit. 2020-10-28]. Dostupné z: <https://www.czso.cz/csu/czso/soupis-ploch-osevu-k-31-5-2020>
- [32] PALÍK, S. a kol. *Metodika pěstování ozimé pečárenské pšenice*. Agrotest fyto, s.r.o. Kroměříž: 2009. ISBN 978-80-86888-07-1.

- [33] PELIKÁN, M. *Zpracování obilovin a olejnin*. Brno: 1996. 148 str. ISBN 80-7157-195-4.
- [34] PETEROVÁ, J. *Ekonomika výroby a zpracování zemědělských produktů*. Praha: Česká zemědělská univerzita, 2010. 253 str. ISBN 978-80-213-2053-6.
- [35] PRUGAR, J. a kol. *Kvalita rostlinných produktů na prahu 3. tisíciletí*, Výzkumný ústav pivovarský a sladařský, a.s., 2008. 332 str. ISBN 978-80-86576-28-2.
- [36] SAMUELSON, P. A., NORDHAUS, W. D.: *Ekonomie*. 18. vyd. Praha: NS Svoboda, 2007, 775 str. ISBN 978-80-205-0590-3.
- [37] SCHRODER, W., MAVONDO, F. *Power, Cooperation and Commitment in the Business Relationships in the Australian Food Manufacturing Sector*. Wageningen, 2003.
- [38] SEDLÁČKOVÁ, H.: *Strategická analýza*. Praha: C.H.Beck, 2000, 101 s. ISBN 80-7179-422-8.
- [39] SITUAČNÍ A VÝHLEDOVÁ ZPRÁVA 2019. *Ministerstvo zemědělství* [online]. 2019 [cit. 2020-10-23]. Dostupné z: http://eagri.cz/public/web/file/649005/SVZ_Obiloviny_12_2019.pdf
- [40] SONKA, S.T., HUDSON, M.A. *Why agribusiness anyway?* *Agribusiness* (1989). V. 5, p. 305-314. [https://doi.org/10.1002/1520-6297\(198907\)5:4%3C305::AID-AGR2720050402%3E3.0.CO;2-3](https://doi.org/10.1002/1520-6297(198907)5:4%3C305::AID-AGR2720050402%3E3.0.CO;2-3)
- [41] TINTNER, Gerhard. *Methodology of mathematical economics and econometrics*. Chicago: University of Chicago Press, 1968.
- [42] THEIL, Henri. *Introduction to econometrics*. Englewood Cliffs: Prentice-Hall, 1978. ISBN 978-0134810287.
- [43] THOMPSON, A. A., STRICKLAND, A. j.: *Strategic Management. Concept and Cases*. New York: Irvin, 1993, 948 s. ISBN 0-256-12707-7.

- [44] VÝROČNÍ ZPRÁVA 2019. *SZIF* [online]. 2019 [cit.2020-10-31]. Dostupné z: https://www.szif.cz/cs/CmDocument?rid=%2Fapa_anon%2Fcs%2Fdokumenty_ke_stazeni%2Fsystemova_navigace%2Fo_nas%2Fvyrocni_zpravy_szif%2F1594707767197.pdf
- [45] WHEAT. *FAOSTAT* [online]. 2019 [cit. 2020-10-31]. Dostupné z: <http://www.fao.org/faostat/en/#search/wheat>
- [46] WHEAT DATA. *United states Department of Agriculture* [online]. 2020 [cit. 2020-10-30]. Dostupné z: <https://www.ers.usda.gov/data-products/#!topicid=14829&subtopicid=14854>
- [47] WOOLDRIDGE, Jeffrey M. *Introductory Econometrics: A Modern Approach*. 6th ed. Mason: Michigan State University, 2016. ISBN 978-1-305-27010-7.
- [48] ZHANG, G. Peter. *Time series forecasting using a hybrid ARIMA and neural network model*. *Neurocomputing* [online]. 2003, (50), 159-175 [cit. 2020-12-01]. Dostupné z: doi: [https://doi.org/10.1016/S0925-2312\(01\)00702-0](https://doi.org/10.1016/S0925-2312(01)00702-0).

Seznam příloh

Příloha 1 – Cenový vývoj u pšenice v ČR.....	121
Příloha 2 – Nepoužitý model produkce 1	121
Příloha 3 – Nepoužitý model produkce 2	122
Příloha 4 – Graf normality reziduí pro model produkce.....	122
Příloha 5 – Podkladová data pro model produkce	123
Příloha 6 – Nepoužitý model spotřeby 1	124
Příloha 7 – Nepoužitý model spotřeby 2	124
Příloha 8 – Graf normality reziduí pro model spotřeby.....	125
Příloha 9 – Podkladová data pro model spotřeby	125
Příloha 10 – Nepoužitý model CZV 1	126
Příloha 11 – Nepoužitý model CZV 2	126
Příloha 12 – Podkladová data pro model CZV	127
Příloha 13 – Podkladová data pro model CZV po první diferenci	129
Příloha 14 – Graf normality reziduí pro model CZV	131
Příloha 15 – Nepoužitý model CPV 1	131
Příloha 16 – Nepoužitý model CPV 2	132
Příloha 17 – Graf normality reziduí pro model CPV.....	132
Příloha 18 – Podkladová data pro model CPV	133
Příloha 19 – Nepoužitý model SC 1	135
Příloha 20 – Nepoužitý model SC 2	135
Příloha 21 – Podkladová data pro model SC	136
Příloha 22 – Graf normality reziduí.....	138

8 Přílohy

Příloha 1 – Cenový vývoj u pšenice v ČR

Plodina	Rok	Měsíc											
		VII.	VIII.	IX.	X.	XI.	XII.	I.	II.	III.	IV.	V.	VI.
Pšenice potravinářská	2013/14	5 656	4 424	4 216	4 273	4 343	4 436	4 555	4 585	4 599	4 671	4 778	4 789
	2014/15	4 608	4 353	4 335	4 197	4 159	4 163	4 240	4 412	4 445	4 454	4 423	4 382
	2015/16	4 330	4 286	4 258	4 213	4 208	4 205	4 131	4 061	3 912	3 711	3 614	3 631
	2016/17	3 589	3 539	3 548	3 563	3 550	3 590	3 594	3 673	3 774	3 814	3 853	3 881
	2017/18	3 884	3 847	3 829	3 918	3 899	3 877	3 858	3 860	3 902	3 912	3 922	3 922
	2018/19	3 917	4 050	4 347	4 479	4 479	4 559	4 600	4 661	4 707	4 614	4 588	4 525
Pšenice krmná	2013/14	4 815	4 241	4 022	4 093	4 054	4 114	4 279	4 344	4 376	5 516	4 666	4 538
	2014/15	4 179	3 930	3 746	3 607	3 636	3 606	3 749	3 916	3 948	3 966	3 958	3 926
	2015/16	3 847	3 878	3 872	3 908	3 913	3 945	3 961	3 864	3 697	3 507	3 456	3 492
	2016/17	3 416	3 340	3 351	3 337	3 387	3 414	3 445	3 493	3 551	3 611	3 687	3 706
	2017/18	3 695	3 654	3 631	3 627	3 645	3 680	3 709	3 688	3 717	3 679	3 654	3 668
	2018/19	3 736	3 813	4 038	4 210	4 187	4 302	4 283	4 477	4 466	4 414	4 372	4 328

Zdroj: vlastní zpracování na základě dat z ČSÚ

Příloha 2 – Nepoužitý model produkce 1

Model 1: OLS, za použití pozorování 1995–2019 (T = 25)				
Závisle proměnná: Prod_pšenice				
	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	-2.46169	1.91490	-1.286	0.2141
Os_plocha	0.00654612	0.00191667	3.415	0.0029 ***
Srazky	-0.000711592	0.00121488	-0.5857	0.5650
Teplota	0.0492327	0.153648	0.3204	0.7521
SC_mouka	0.0769996	0.0581931	1.323	0.2015
Dotace	0.721785	0.237120	3.044	0.0067 ***
Střední hodnota závisle proměnné			4.286400	
Sm. odchylka závisle proměnné			0.674067	
Součet čtverců reziduí			4.101769	
Sm. chyba regrese			0.464632	
Koeficient determinace			0.623856	
Adjustovaný koeficient determinace			0.524870	
F(5, 19)			6.302506	
P-hodnota(F)			0.001314	
Logaritmus věrohodnosti			-12.88025	
Akaikovo kritérium			37.76049	
Schwarzovo kritérium			45.07375	
Hannan-Quinnovo kritérium			39.78888	
rho (koeficient autokorelace)			0.172942	
Durbin-Watsonova statistika			1.636876	
zde je poznámka o zkratkách statistik modelu				
Pomine-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 5 (Teplota)				

Zdroj: vlastní zpracování na základě výstupu ze softwaru Gretl

Příloha 3 – Nepoužitý model produkce 2

Model 3: OLS, za použití pozorování 1996–2019 (T = 24)
 Závisle proměnná: Prod_psenice

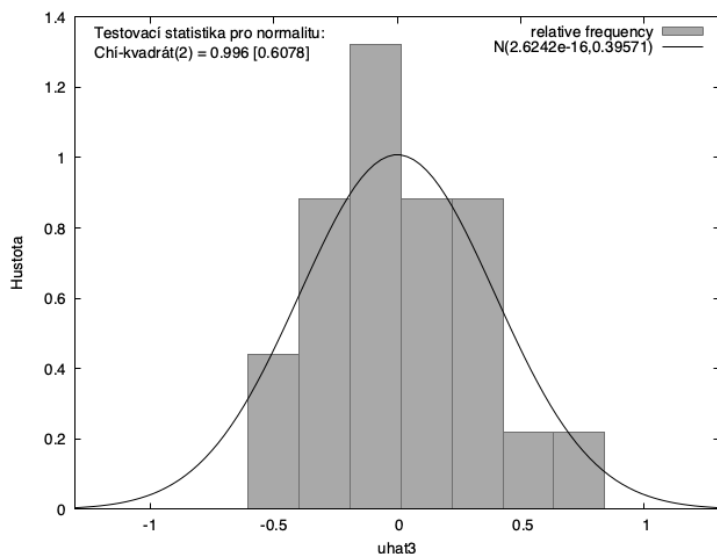
	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	0.841866	1.88036	0.4477	0.6597	
Srazky	0.00121203	0.00124507	0.9735	0.3432	
Teplota	0.225757	0.159068	1.419	0.1729	
SC_mouka	0.0315576	0.0644221	0.4899	0.6302	
Dotace	0.532521	0.262009	2.032	0.0571	*
d_Vynos	0.398607	0.148985	2.675	0.0154	**
Střední hodnota závisle proměnné			4.305833		
Sm. odchylka závisle proměnné			0.681373		
Součet čtverců reziduí			4.735670		
Sm. chyba regrese			0.512926		
Koeficient determinace			0.556510		
Ajustovaný koeficient determinace			0.433318		
F(5, 18)			4.517428		
P-hodnota(F)			0.007638		
Logaritmus věrohodnosti			-14.57936		
Akaikovo kritérium			41.15871		
Schwarzovo kritérium			48.22704		
Hannan-Quinnovo kritérium			43.03394		
rho (koeficient autokorelace)			0.383008		
Durbin-Watsonova statistika			1.224423		

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomine-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 5 (SC_mouka)

Zdroj: vlastní zpracování na základě výstupu ze softwaru Gretl

Příloha 4 – Graf normality reziduí pro model produkce



Zdroj: vlastní zpracování na základě výstupu ze softwaru Gretl

Příloha 5 – Podkladová data pro model produkce

	Produkce pšenice (mil. tun)	Osevní plocha (tis. ha)	Export pšenice (tis. tun)	Srážky (mm)	SC mouky (Kč/kg)	SC mouky (Kč/kg)	SC mouky (Kč/kg)	SC mouky (Kč/kg)
	Y_{1t}	$X_{2(t-1)}$	X_{3t}	X_{4t}	X_{5t}	$X_{5(t-1)}$	$X_{5(t-2)}$	$X_{5(t-3)}$
1995	3,82	812,23	802,8	707	8,44	9,19	9,41	9,59
1996	3,72	831,99	3,1	606	10,94	8,44	9,19	9,41
1997	3,64	801,34	82,9	560	10,33	10,94	8,44	9,19
1998	3,85	834,14	474,3	574	9,37	10,33	10,94	8,44
1999	4,03	914,01	836,4	492	7,80	9,37	10,33	10,94
2000	4,08	867,56	325,6	558	7,90	7,80	9,37	10,33
2001	4,48	972,71	75,0	735	8,67	7,90	7,80	9,37
2002	3,87	927,25	755,5	794	8,37	8,67	7,90	7,80
2003	2,64	848,83	195,8	400	9,07	8,37	8,67	7,90
2004	5,04	648,39	780,0	555	8,68	9,07	8,37	8,67
2005	4,15	863,16	1277,6	591	7,14	8,68	9,07	8,37
2006	3,51	820,44	767,0	589	7,25	7,14	8,68	9,07
2007	3,94	781,52	899,6	599	11,21	7,25	7,14	8,68
2008	4,63	810,99	1595,3	531	12,03	11,21	7,25	7,14
2009	4,36	802,32	1338,3	596	9,09	12,03	11,21	7,25
2010	4,16	831,30	1180,3	752	10,38	9,09	12,03	11,21
2011	4,91	833,58	1784,2	585	11,44	10,38	9,09	12,03
2012	3,52	863,13	1107,6	615	13,23	11,44	10,38	9,09
2013	4,70	815,38	2083,6	712	13,18	13,23	11,44	10,38
2014	5,44	829,39	2564,0	587	13,20	13,18	13,23	11,44
2015	5,27	835,94	2496,7	459	11,43	13,20	13,18	13,23
2016	5,45	829,82	3037,7	535	10,58	11,43	13,20	13,18
2017	4,72	839,71	1889,7	615	12,08	10,58	11,43	13,20
2018	4,42	832,06	1782,6	423	11,41	12,08	10,58	11,43
2019	4,81	819,69	2450,0	519	11,66	11,41	12,08	10,58
Průměr	4,286	834,675	1223,42	587,6	10,195	10,096	10,016	9,917

Zdroj: vlastní zpracování na základě dat z ČSÚ, eAgri, AKČR a Celní statistiky

Příloha 6 – Nepoužitý model spotřeby 1

Model 23: OLS, za použití pozorování 1999–2019 (T = 21)
Závisle proměnná: Spotr_psenice

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	5903.74	1867.24	3.162	0.0064	***
d_Spotr_zita_1	2.81197	2.91158	0.9658	0.3495	
Vykrm_kurata	0.0310190	0.0387772	0.7999	0.4362	
SC_chleba	-28.9943	21.3084	-1.361	0.1937	
Prod_psenice_1	-81.7611	83.9979	-0.9734	0.3458	
Spotr_mouky_2	-25.4027	18.8064	-1.351	0.1968	
Střední hodnota závisle proměnné		3018.348			
Sm. odchylka závisle proměnné		351.3798			
Součet čtverců reziduí		851988.0			
Sm. chyba regrese		238.3258			
Koeficient determinace		0.654976			
Adjustovaný koeficient determinace		0.539967			
F(5, 15)		5.695036			
P-hodnota(F)		0.003861			
Logaritmus věrohodnosti		-141.2112			
Akaikovo kritérium		294.4223			
Schwarzovo kritérium		300.6895			
Hannan-Quinnovo kritérium		295.7825			
rho (koeficient autokorelace)		0.328893			
Durbin-Watsonova statistika		1.339735			

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomine-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 6 (Vykrm_kurata)

Zdroj: vlastní zpracování na základě výstupu ze softwaru Gretl

Příloha 7 – Nepoužitý model spotřeby 2

Model 1: OLS, za použití pozorování 1997–2019 (T = 23)
Závisle proměnná: Spotr_psenice

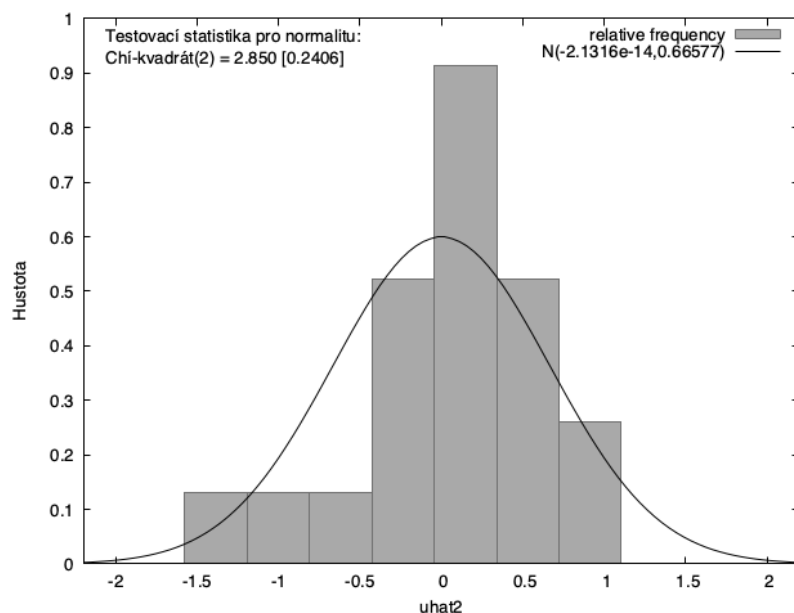
	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	1386.86	2343.57	0.5918	0.5618	
Spotr_mouky	4.05374	20.3399	0.1993	0.8444	
Spotr_zita	5.31534	2.74539	1.936	0.0697	*
Prod_psenice	51.4428	80.7564	0.6370	0.5326	
SC_chleba	-12.5804	29.1813	-0.4311	0.6718	
Vykrm_kurata	0.0333114	0.0317342	1.050	0.3086	
Střední hodnota závisle proměnné		3056.761			
Sm. odchylka závisle proměnné		358.4347			
Součet čtverců reziduí		865804.7			
Sm. chyba regrese		225.6761			
Koeficient determinace		0.693679			
Adjustovaný koeficient determinace		0.603584			
F(5, 17)		7.699461			
P-hodnota(F)		0.000608			
Logaritmus věrohodnosti		-153.7987			
Akaikovo kritérium		319.5973			
Schwarzovo kritérium		326.4103			
Hannan-Quinnovo kritérium		321.3108			
rho (koeficient autokorelace)		0.371577			
Durbin-Watsonova statistika		1.254317			

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomine-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 2 (Spotr_mouky)

Zdroj: vlastní zpracování na základě výstupu ze softwaru Gretl

Příloha 8 – Graf normality reziduí pro model spotřeby



Zdroj: vlastní zpracování na základě výstupu ze softwaru Gretl

Příloha 9 – Podkladová data pro model spotřeby

	Spotřeba mouky (kg/obyv.)	Průměrná mzda (tis. Kč)	Spotřeba obilovin (kg/obyv.)	SC mouky (Kč/kg)	Spotřeba pšenice (tis. tun)	Koupěschopnost
	Y_{1t}	X_{2t}	X_{3t}	$X_{4(t-2)}$	$X_{5(t-3)}$	X_{6t}
2000	86,6	13,219	136,3	10,94	3440,7	1,208
2001	87,7	14,378	137,4	10,33	3479,5	1,392
2002	93,7	15,524	145,8	9,37	3369,9	1,657
2003	91,0	16,430	142,3	7,80	3661,0	2,106
2004	91,2	17,466	142,4	7,90	3811,0	2,211
2005	87,9	18,344	136,7	8,67	3598,0	2,116
2006	91,8	19,546	136,5	8,37	2792,5	2,335
2007	98,3	20,957	147,6	9,07	3245,0	2,311
2008	90,2	22,592	133,7	8,68	3104,4	2,603
2009	96,7	23,344	144,7	7,14	2967,5	3,269
2010	93,6	23,864	138,6	7,25	2918,0	3,292
2011	101,7	24,455	151,7	11,21	2967,0	2,182
2012	97,5	25,067	145,1	12,03	2850,0	2,084
2013	95,6	25,035	143,4	9,09	3005,0	2,754
2014	93,2	25,768	140,8	10,38	3035,0	2,482
2015	95,2	26,591	143,5	11,44	3040,0	2,324
2016	96,8	27,764	145,6	13,23	2868,0	2,099
2017	95,7	29,638	143,5	13,18	2930,0	2,249
2018	96,9	32,051	145,8	13,20	2840,0	2,428
2019	97,0	34,125	146,2	11,43	2520,0	2,109
Průměr	93,9	22,808	142,4	10,04	3122,1	2,261

Zdroj: vlastní zpracování na základě dat z ČSÚ, eAgri, AKČR a Celní statistiky

Příloha 10 – Nepoužitý model CZV 1

Model 19: OLS, za použití pozorování 2015:06–2020:10 (T = 65)
 Závisle proměnná: CZV_psenice

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	596.484	228.170	2.614	0.0114	**
CenaKrmnePsenice	0.624891	0.0804345	7.769	1.50e-10	***
SC_mouky_5	18.8492	10.7269	1.757	0.0842	*
SC_chleb_2	-6.12703	4.45802	-1.374	0.1746	
CPV_mouka_1	20.7565	41.8523	0.4959	0.6218	
Podíl_cen	-6.59691	2.02126	-3.264	0.0018	***
CZV_psenice_1	0.385064	0.0702485	5.481	9.58e-07	***
Střední hodnota závisle proměnné		4044.292			
Sm. odchylka závisle proměnné		310.7087			
Součet čtverců reziduí		128616.9			
Sm. chyba regrese		47.09069			
Koeficient determinace		0.979183			
Adjustovaný koeficient determinace		0.977030			
F(6, 58)		454.7046			
P-hodnota(F)		7.65e-47			
Logaritmus věrohodnosti		-338.9127			
Akaikovo kritérium		691.8254			
Schwarzovo kritérium		707.0461			
Hannan-Quinnovo kritérium		697.8310			
rho (koeficient autokorelace)		0.416210			
Durbinovo h		4.071546			

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomine-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 17 (CPV_mouka_1)

Zdroj: vlastní zpracování na základě výstupu ze softwaru Gretl

Příloha 11 – Nepoužitý model CZV 2

Model 2: OLS, za použití pozorování 2015:03–2020:10 (T = 68)
 Závisle proměnná: CZV_psenice
 HAC standardní chyby, šířka okénka 3 (Bartlettovo jádro)

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	-268.173	240.550	-1.115	0.2692	
CPV_mouka_1	-17.6536	47.0599	-0.3751	0.7088	
SC_mouky_2	29.9546	20.7641	1.443	0.1541	
CenaKrmnePsenice	0.560364	0.118840	4.715	1.38e-05	***
CZV_psenice_1	0.481762	0.112697	4.275	6.60e-05	***
Střední hodnota závisle proměnné		4061.779			
Sm. odchylka závisle proměnné		314.5621			
Součet čtverců reziduí		231770.8			
Sm. chyba regrese		60.65395			
Koeficient determinace		0.965040			
Adjustovaný koeficient determinace		0.962820			
F(4, 63)		384.2949			
P-hodnota(F)		1.75e-43			
Logaritmus věrohodnosti		-373.0437			
Akaikovo kritérium		756.0874			
Schwarzovo kritérium		767.1850			
Hannan-Quinnovo kritérium		760.4846			
rho (koeficient autokorelace)		0.557584			
Durbinovo h		12.45164			

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomine-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 8 (CPV_mouka_1)

Zdroj: vlastní zpracování na základě výstupu ze softwaru Gretl

Příloha 12 – Podkladová data pro model CZV

	CZV pšenice (Kč/t)	Podíl zahraničních cen (%)	SC mouky (Kč/kg)	Cena krmné pšenice (Kč)	CPV mouky (Kč/kg)	CZV pšenice (Kč/t)
	Y_{1t}	X_{2t}	X_{3(t-1)}	X_{4t}	X_{5(t-2)}	Y_(t-1)
2015:M1	4240	111,31	12,47	3749	7,93	4163
2015:M2	4412	108,91	12,75	3916	8,18	4240
2015:M3	4445	107,69	13,25	3948	8,35	4412
2015:M4	4454	108,23	13,33	3966	8,02	4445
2015:M5	4423	108,53	13,27	3958	8,28	4454
2015:M6	4382	109,26	12,88	3926	8,00	4423
2015:M7	4330	108,39	13,47	3847	7,99	4382
2015:M8	4286	109,93	12,89	3878	7,84	4330
2015:M9	4258	110,71	12,62	3872	7,92	4286
2015:M10	4213	111,73	12,13	3908	7,76	4258
2015:M11	4208	111,93	12,36	3912	7,97	4213
2015:M12	4205	111,90	11,41	3945	7,76	4208
2016:M1	4131	109,55	11,30	3961	7,45	4205
2016:M2	4061	109,01	11,36	3864	7,30	4131
2016:M3	3912	108,71	10,91	3697	7,53	4061
2016:M4	3711	112,55	11,19	3507	7,41	3912
2016:M5	3614	113,95	11,48	3456	7,54	3711
2016:M6	3631	112,48	11,22	3492	7,35	3614
2016:M7	3589	113,61	11,48	3416	7,44	3631
2016:M8	3539	114,74	11,40	3340	7,35	3589
2016:M9	3548	113,53	10,73	3351	7,24	3539
2016:M10	3563	112,92	11,39	3337	7,25	3548
2016:M11	3550	113,32	11,02	3387	7,13	3563
2016:M12	3590	112,13	10,74	3414	7,14	3550
2017:M1	3594	113,45	10,22	3445	7,19	3590
2017:M2	3673	112,61	11,43	3493	7,04	3594
2017:M3	3774	110,72	11,71	3551	7,04	3673
2017:M4	3814	109,98	11,16	3611	7,14	3774
2017:M5	3853	109,41	10,99	3687	6,91	3814
2017:M6	3881	108,83	11,39	3706	7,02	3853
2017:M7	3884	108,72	11,07	3695	7,03	3881
2017:M8	3847	109,66	11,30	3654	6,99	3884
2017:M9	3829	110,32	11,31	3631	7,05	3847
2017:M10	3918	107,90	11,68	3627	6,99	3829
2017:M11	3899	108,46	12,04	3645	7,05	3918

2017:M12	3877	109,05	11,77	3680	6,97	3899
2018:M1	3858	108,59	11,69	3709	7,04	3877
2018:M2	3860	108,59	11,88	3688	7,12	3858
2018:M3	3874	108,01	12,00	3717	7,09	3860
2018:M4	3903	107,67	11,87	3679	7,12	3874
2018:M5	3912	107,53	12,04	3654	7,05	3903
2018:M6	3922	107,67	11,31	3668	7,02	3912
2018:M7	3917	108,15	10,89	3736	7,07	3922
2018:M8	4050	105,64	11,59	3813	6,97	3917
2018:M9	4347	99,65	11,25	4038	6,98	4050
2018:M10	4474	97,75	11,47	4210	7,00	4347
2018:M11	4479	98,62	11,22	4187	6,99	4474
2018:M12	4559	97,81	10,85	4304	7,22	4479
2019:M1	4600	109,96	11,07	4283	7,28	4559
2019:M2	4661	108,93	11,41	4477	7,45	4600
2019:M3	4707	108,16	12,23	4466	7,54	4661
2019:M4	4614	109,28	12,37	4414	7,66	4707
2019:M5	4588	109,58	11,19	4372	7,69	4614
2019:M6	4525	110,73	11,39	4328	7,62	4588
2019:M7	4363	113,44	11,62	4138	7,60	4525
2019:M8	4087	119,54	11,44	3845	7,67	4363
2019:M9	4089	119,70	11,97	3833	7,49	4087
2019:M10	3982	121,75	12,11	3840	7,48	4089
2019:M11	3978	120,59	11,66	3826	7,52	3982
2019:M12	3949	120,55	12,25	3810	7,40	3978
2020:M1	3969	110,45	11,77	3861	7,46	3949
2020:M2	4004	110,30	11,86	3902	7,45	3969
2020:M3	4066	110,11	11,94	3926	7,50	4004
2020:M4	4123	110,62	12,35	3986	7,47	4066
2020:M5	4252	108,71	12,97	4040	7,41	4123
2020:M6	4334	107,25	12,82	4150	7,46	4252
2020:M7	4221	110,27	12,72	4095	7,47	4334
2020:M8	4129	112,53	12,21	3963	7,42	4221
2020:M9	4119	112,89	12,61	3914	7,43	4129
2020:M10	4200	110,94	12,38	4003	7,37	4119

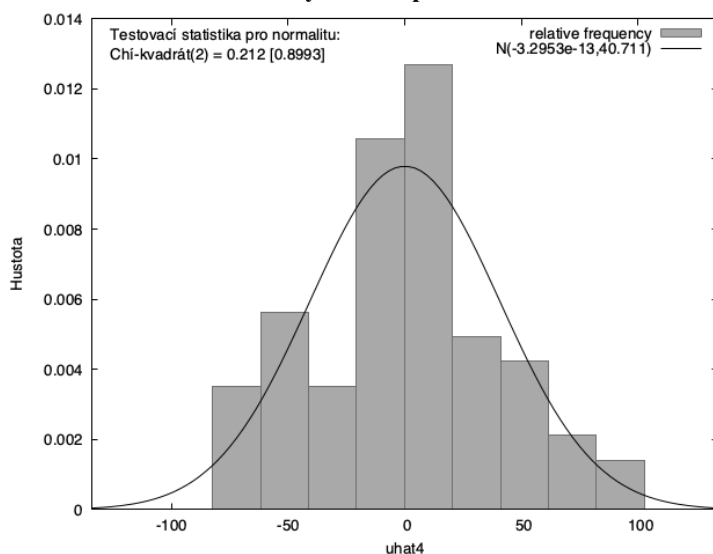
Zdroj: vlastní zpracování na základě dat z ČSÚ, eAgri, AKČR a Celní statistiky

Příloha 13 – Podkladová data pro model CZV po první diferenci

	CZV pšenice (Kč/t)	Podíl zahraničních cen (%)	SC mouky (Kč/kg)	d_Cena krmné pšenice	CPV mouky (Kč/kg)	CZV pšenice (Kč/t)
	Y_{1t}	X_{2t}	X_{3(t-1)}	X_{4t}	X_{5(t-2)}	Y_(t-1)
2015:M2	4412	108,91	12,75	167	8,18	4240
2015:M3	4445	107,69	13,25	32	8,35	4412
2015:M4	4454	108,23	13,33	18	8,02	4445
2015:M5	4423	108,53	13,27	-8	8,28	4454
2015:M6	4382	109,26	12,88	-32	8,00	4423
2015:M7	4330	108,39	13,47	-79	7,99	4382
2015:M8	4286	109,93	12,89	31	7,84	4330
2015:M9	4258	110,71	12,62	-6	7,92	4286
2015:M10	4213	111,73	12,13	36	7,76	4258
2015:M11	4208	111,93	12,36	4	7,97	4213
2015:M12	4205	111,90	11,41	33	7,76	4208
2016:M1	4131	109,55	11,30	16	7,45	4205
2016:M2	4061	109,01	11,36	-97	7,30	4131
2016:M3	3912	108,71	10,91	-167	7,53	4061
2016:M4	3711	112,55	11,19	-190	7,41	3912
2016:M5	3614	113,95	11,48	-51	7,54	3711
2016:M6	3631	112,48	11,22	36	7,35	3614
2016:M7	3589	113,61	11,48	-76	7,44	3631
2016:M8	3539	114,74	11,40	-76	7,35	3589
2016:M9	3548	113,53	10,73	11	7,24	3539
2016:M10	3563	112,92	11,39	-14	7,25	3548
2016:M11	3550	113,32	11,02	50	7,13	3563
2016:M12	3590	112,13	10,74	27	7,14	3550
2017:M1	3594	113,45	10,22	31	7,19	3590
2017:M2	3673	112,61	11,43	48	7,04	3594
2017:M3	3774	110,72	11,71	58	7,04	3673
2017:M4	3814	109,98	11,16	60	7,14	3774
2017:M5	3853	109,41	10,99	76	6,91	3814
2017:M6	3881	108,83	11,39	19	7,02	3853
2017:M7	3884	108,72	11,07	-11	7,03	3881
2017:M8	3847	109,66	11,30	-41	6,99	3884
2017:M9	3829	110,32	11,31	-23	7,05	3847
2017:M10	3918	107,90	11,68	-4	6,99	3829
2017:M11	3899	108,46	12,04	18	7,05	3918
2017:M12	3877	109,05	11,77	35	6,97	3899

2018:M1	3858	108,59	11,69	29	7,04	3877
2018:M2	3860	108,59	11,88	-21	7,12	3858
2018:M3	3874	108,01	12,00	29	7,09	3860
2018:M4	3903	107,67	11,87	-38	7,12	3874
2018:M5	3912	107,53	12,04	-25	7,05	3903
2018:M6	3922	107,67	11,31	14	7,02	3912
2018:M7	3917	108,15	10,89	68	7,07	3922
2018:M8	4050	105,64	11,59	77	6,97	3917
2018:M9	4347	99,65	11,25	225	6,98	4050
2018:M10	4474	97,75	11,47	172	7,00	4347
2018:M11	4479	98,62	11,22	-23	6,99	4474
2018:M12	4559	97,81	10,85	117	7,22	4479
2019:M1	4600	109,96	11,07	-21	7,28	4559
2019:M2	4661	108,93	11,41	194	7,45	4600
2019:M3	4707	108,16	12,23	-11	7,54	4661
2019:M4	4614	109,28	12,37	-52	7,66	4707
2019:M5	4588	109,58	11,19	-42	7,69	4614
2019:M6	4525	110,73	11,39	-44	7,62	4588
2019:M7	4363	113,44	11,62	-190	7,60	4525
2019:M8	4087	119,54	11,44	-293	7,67	4363
2019:M9	4089	119,70	11,97	-12	7,49	4087
2019:M10	3982	121,75	12,11	7	7,48	4089
2019:M11	3978	120,59	11,66	-14	7,52	3982
2019:M12	3949	120,55	12,25	-16	7,40	3978
2020:M1	3969	110,45	11,77	51	7,46	3949
2020:M2	4004	110,30	11,86	41	7,45	3969
2020:M3	4066	110,11	11,94	24	7,50	4004
2020:M4	4123	110,62	12,35	60	7,47	4066
2020:M5	4252	108,71	12,97	54	7,41	4123
2020:M6	4334	107,25	12,82	110	7,46	4252
2020:M7	4221	110,27	12,72	-55	7,47	4334
2020:M8	4129	112,53	12,21	-132	7,42	4221
2020:M9	4119	112,89	12,61	-49	7,43	4129
2020:M10	4200	110,94	12,38	89	7,37	4119
Průměr	4069,3	110,230	11,769	3,7	7,401	4068,8

Příloha 14 – Graf normality reziduí pro model CZV



Zdroj: vlastní zpracování na základě výstupu ze softwaru Gretl

Příloha 15 – Nepoužitý model CPV 1

Model 5: OLS, za použití pozorování 2015:03–2020:10 (T = 68)
 Závisle proměnná: CPV_mouka

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	1.05161	0.353428	2.975	0.0042	***
CZV_psenice_1	0.000182351	5.65628e-05	3.224	0.0020	***
SC_chleb_2	-0.00729850	0.00846547	-0.8621	0.3919	
Dovoz_psenice_t	5.84654e-06	5.68072e-06	1.029	0.3074	
SC_mouky_2	0.00579470	0.0232981	0.2487	0.8044	
CPV_mouka_1	0.766817	0.0600783	12.76	5.29e-19	***
Střední hodnota závisle proměnné		7.366758			
Sm. odchylka závisle proměnné		0.314995			
Součet čtverců reziduí		0.732900			
Sm. chyba regrese		0.108724			
Koeficient determinace		0.889754			
Adjustovaný koeficient determinace		0.880863			
F(5, 62)		100.0760			
P-hodnota(F)		2.39e-28			
Logaritmus věrohodnosti		57.54081			
Akaikovo kritérium		-103.0816			
Schwarzovo kritérium		-89.76458			
Hannan-Quinnovo kritérium		-97.80501			
rho (koeficient autokorelace)		-0.362116			
Durbinovo h		-3.437601			

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomíne-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 9 (SC_mouky_2)

Zdroj: vlastní zpracování na základě výstupu ze softwaru Gretl

Příloha 16 – Nepoužitý model CPV 2

Model 3: OLS, za použití pozorování 2015:03–2020:10 (T = 68)
 Závisle proměnná: CPV_mouka
 HAC standardní chyby, šířka okénka 3 (Bartlettovo jádro)

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	5.38764	0.506667	10.63	8.87e-16	***
CZV_psenice_1	0.000719368	0.000182718	3.937	0.0002	***
SC_chleb_2	-0.0399512	0.0262423	-1.522	0.1328	
Dovoz_psenice_t	4.30597e-06	1.56234e-05	0.2756	0.7837	

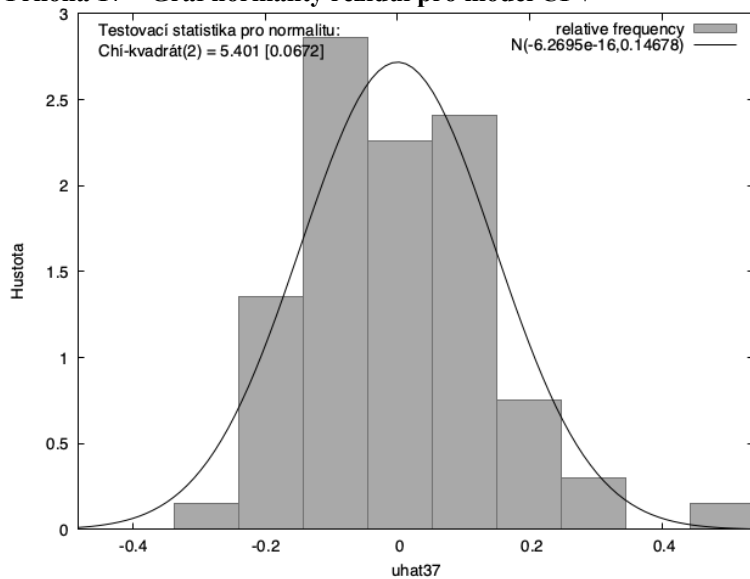
Střední hodnota závisle proměnné	7.366758
Sm. odchylka závisle proměnné	0.314995
Součet čtverců reziduí	3.586932
Sm. chyba regrese	0.236740
Koeficient determinace	0.460439
Adjustovaný koeficient determinace	0.435147
F(3, 64)	6.716136
P-hodnota(F)	0.000519
Logaritmus věrohodnosti	3.547340
Akaikevo kritérium	0.905320
Schwarzovo kritérium	9.783350
Hannan-Quinnovo kritérium	4.423067
rho (koeficient autokorelace)	0.838138
Durbin-Watsonova statistika	0.287248

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomine-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 7 (Dovoz_psenice_t)

Zdroj: vlastní zpracování na základě výstupu ze softwaru Gretl

Příloha 17 – Graf normality reziduí pro model CPV



Zdroj: vlastní zpracování na základě výstupu ze softwaru Gretl

Příloha 18 – Podkladová data pro model CPV

	CPV mouky (Kč/kg)	CZV pšenice (Kč/t)	SC mouky (Kč/kg)	SC chleba (Kč/kg)	Podíl zahraničních cen (%)	Dovoz pšenice (tis. Kč/t)
	Y1t	X2(t-2)	X3(t-1)	X4(t-1)	X5t	X6t
2015:M1	8,35	4240	12,75	22,98	111,31	9,44
2015:M2	8,02	4412	13,25	22,92	108,91	6,74
2015:M3	8,28	4445	13,33	23,02	107,69	7,92
2015:M4	8,00	4454	13,27	22,53	108,23	4,74
2015:M5	7,99	4423	12,88	22,71	108,53	5,91
2015:M6	7,84	4382	13,47	22,44	109,26	4,23
2015:M7	7,92	4330	12,89	22,78	108,39	37,21
2015:M8	7,76	4286	12,62	22,06	109,93	63,52
2015:M9	7,97	4258	12,13	22,07	110,71	14,15
2015:M10	7,76	4213	12,36	22,05	111,73	15,20
2015:M11	7,45	4208	11,41	22,06	111,93	7,51
2015:M12	7,30	4205	11,30	21,86	111,90	5,98
2016:M1	7,53	4131	11,36	21,79	109,55	0,76
2016:M2	7,41	4061	10,91	21,73	109,01	12,26
2016:M3	7,54	3912	11,19	21,48	108,71	9,19
2016:M4	7,35	3711	11,48	21,73	112,55	3,88
2016:M5	7,44	3614	11,22	21,75	113,95	1,80
2016:M6	7,35	3631	11,48	21,37	112,48	2,16
2016:M7	7,24	3589	11,4	21,79	113,61	20,16
2016:M8	7,25	3539	10,73	21,79	114,74	23,88
2016:M9	7,13	3548	11,39	21,77	113,53	33,94
2016:M10	7,14	3563	11,02	21,82	112,92	30,88
2016:M11	7,19	3550	10,74	21,67	113,32	24,25
2016:M12	7,04	3590	10,22	21,79	112,13	11,68
2017:M1	7,04	3594	11,43	22,87	113,45	4,40
2017:M2	7,14	3673	11,71	22,56	112,61	10,12
2017:M3	6,91	3774	11,16	24,11	110,72	16,04
2017:M4	7,02	3814	10,99	24,68	109,98	3,52
2017:M5	7,03	3853	11,39	24,62	109,41	5,87
2017:M6	6,99	3881	11,07	24,65	108,83	3,57
2017:M7	7,05	3884	11,30	24,52	108,72	6,38
2017:M8	6,99	3847	11,31	24,56	109,66	31,69
2017:M9	7,05	3829	11,68	24,49	110,32	20,44
2017:M10	6,97	3918	12,04	23,42	107,90	17,84
2017:M11	7,04	3899	11,77	24,64	108,46	22,05

2017:M12	7,12	3877	11,69	24,72	109,05	6,85
2018:M1	7,09	3858	11,88	24,71	108,59	8,71
2018:M2	7,12	3860	12,00	24,79	108,59	7,12
2018:M3	7,05	3874	11,87	24,82	108,01	4,46
2018:M4	7,02	3903	12,04	24,25	107,67	6,59
2018:M5	7,07	3912	11,31	24,08	107,53	8,02
2018:M6	6,97	3922	10,89	24,13	107,67	8,79
2018:M7	6,98	3917	11,59	24,30	108,15	27,13
2018:M8	7,00	4050	11,25	24,01	105,64	32,67
2018:M9	6,99	4347	11,47	23,77	99,65	28,46
2018:M10	7,22	4474	11,22	23,65	97,75	36,33
2018:M11	7,28	4479	10,85	23,38	98,62	36,08
2018:M12	7,45	4559	11,07	24,65	97,81	20,48
2019:M1	7,54	4600	11,41	25,59	109,96	23,55
2019:M2	7,66	4661	12,23	25,70	108,93	12,31
2019:M3	7,69	4707	12,37	26,56	108,16	10,57
2019:M4	7,62	4614	11,19	26,51	109,28	12,81
2019:M5	7,60	4588	11,39	26,34	109,58	10,20
2019:M6	7,67	4525	11,62	26,22	110,73	10,97
2019:M7	7,49	4363	11,44	26,20	113,44	14,23
2019:M8	7,48	4087	11,97	26,12	119,54	21,27
2019:M9	7,52	4089	12,11	26,25	119,70	24,11
2019:M10	7,40	3982	11,66	26,43	121,75	31,47
2019:M11	7,46	3978	12,25	26,41	120,59	24,20
2019:M12	7,45	3949	11,77	26,41	120,55	19,52
2020:M1	7,50	3969	11,86	26,43	110,45	20,89
2020:M2	7,47	4004	11,94	26,81	110,30	19,26
2020:M3	7,41	4066	12,35	26,90	110,11	10,91
2020:M4	7,46	4123	12,97	27,79	110,62	39,97
2020:M5	7,47	4252	12,82	27,64	108,71	46,79
2020:M6	7,42	4334	12,72	27,93	107,25	21,74
2020:M7	7,43	4221	12,21	27,97	110,27	44,70
2020:M8	7,37	4129	12,61	27,56	112,53	29,04
2020:M9	7,36	4119	12,38	28,07	112,89	23,52
2020:M10	7,29	4200	11,99	25,58	110,94	29,99
Průměr	7,380	4069,3	11,762	24,254	110,230	17,615

Zdroj: vlastní zpracování na základě dat z ČSÚ, eAgri, AKČR a Celní statistiky

Příloha 19 – Nepoužitý model SC 1

Model 24: OLS, za použití pozorování 2015:07–2020:10 (T = 64)
 Závisle proměnná: SC_mouky

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	0.571320	1.56258	0.3656	0.7160	
CPV_mouka_2	0.652885	0.327827	1.992	0.0511	*
SC_chleb_1	0.100659	0.0293737	3.427	0.0011	***
CZV_psenice_6	-0.000365203	0.000257837	-1.416	0.1619	
SC_mouky_1	0.457025	0.103203	4.428	4.17e-05	***
Střední hodnota závisle proměnné		11.65766			
Sm. odchylka závisle proměnné		0.582416			
Součet čtverců reziduí		8.171502			
Sm. chyba regrese		0.372156			
Koeficient determinace		0.617621			
Adjustovaný koeficient determinace		0.591697			
F(4, 59)		23.82427			
P-hodnota(F)		9.28e-12			
Logaritmus věrohodnosti		-24.94869			
Akaikovo kritérium		59.89739			
Schwarzovo kritérium		70.69180			
Hannan-Quinnovo kritérium		64.14985			
rho (koeficient autokorelace)		-0.030482			
Durbinovo h		-0.432202			

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomine-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 19 (CZV_psenice_6)

Zdroj: vlastní zpracování na základě výstupu ze softwaru Gretl

Příloha 20 – Nepoužitý model SC 2

Model 10: OLS, za použití pozorování 2015:03–2020:10 (T = 68)
 Závisle proměnná: SC_mouky

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
CPV_mouka	0.657342	0.382664	1.718	0.0909	*
CPV_mouka_2	-0.0191047	0.403737	-0.04732	0.9624	
SC_chleb_1	0.159280	0.109291	1.457	0.1501	
SC_chleb_2	-0.103397	0.113371	-0.9120	0.3653	
CZV_psenice_t3_1	-0.000278013	0.000229112	-1.213	0.2296	
SC_mouky_1	0.508736	0.125891	4.041	0.0002	***
SC_mouky_2	0.0715806	0.125059	0.5724	0.5692	
Střední hodnota závisle proměnné		11.75059			
Sm. odchylka závisle proměnné		0.679749			
Součet čtverců reziduí		9.255516			
Sm. chyba regrese		0.389525			
Necentrováný koeficient determinace		0.999017			
Centrováný koeficient determinace		0.701030			
F(7, 61)		8860.576			
P-hodnota(F)		3.27e-89			
Logaritmus věrohodnosti		-28.68203			
Akaikovo kritérium		71.36406			
Schwarzovo kritérium		86.90061			
Hannan-Quinnovo kritérium		77.52012			
rho (koeficient autokorelace)		-0.008395			
Durbinovo h		NA			

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

P-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 12 (CPV_mouka_2)

Zdroj: vlastní zpracování na základě výstupu ze softwaru Gretl

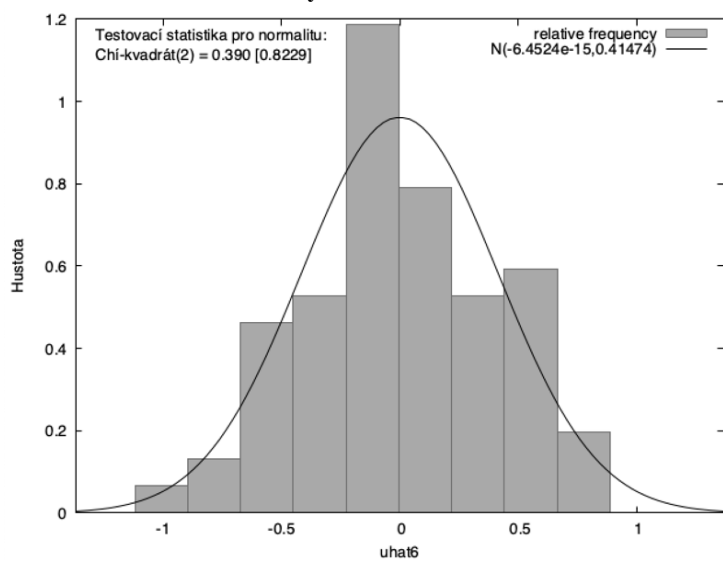
Příloha 21 – Podkladová data pro model SC

	SC mouky (Kč/kg)	CPV mouky (Kč/kg)	SC chleba (Kč/kg)	CZV pšenice (Kč/t)	Cena krmné pšenice (Kč/t)	Podíl zahraničních cen (%)
	y_{1t}	$X_{2(t-1)}$	$X_{3(t-1)}$	$X_{4(t-2)}$	X_{5t}	X_{6t}
2015:M1	12,75	8,18	23,04	4159	3606	111,31
2015:M2	13,25	8,35	22,98	4163	3749	108,91
2015:M3	13,33	8,02	22,92	4240	3916	107,69
2015:M4	13,27	8,28	23,02	4412	3948	108,23
2015:M5	12,88	8,00	22,53	4445	3966	108,53
2015:M6	13,47	7,99	22,71	4454	3958	109,26
2015:M7	12,89	7,84	22,44	4423	3926	108,39
2015:M8	12,62	7,92	22,78	4382	3847	109,93
2015:M9	12,13	7,76	22,06	4330	3878	110,71
2015:M10	12,36	7,97	22,07	4286	3872	111,73
2015:M11	11,41	7,76	22,05	4258	3908	111,93
2015:M12	11,3	7,45	22,06	4213	3912	111,90
2016:M1	11,36	7,30	21,86	4208	3945	109,55
2016:M2	10,91	7,53	21,79	4205	3961	109,01
2016:M3	11,19	7,41	21,73	4131	3864	108,71
2016:M4	11,48	7,54	21,48	4061	3697	112,55
2016:M5	11,22	7,35	21,73	3912	3507	113,95
2016:M6	11,48	7,44	21,75	3711	3456	112,48
2016:M7	11,4	7,35	21,37	3614	3492	113,61
2016:M8	10,73	7,24	21,79	3631	3416	114,74
2016:M9	11,39	7,25	21,79	3589	3340	113,53
2016:M10	11,02	7,13	21,77	3539	3351	112,92
2016:M11	10,74	7,14	21,82	3548	3337	113,32
2016:M12	10,22	7,19	21,67	3563	3387	112,13
2017:M1	11,43	7,04	21,79	3550	3414	113,45
2017:M2	11,71	7,04	22,87	3590	3445	112,61
2017:M3	11,16	7,14	22,56	3594	3493	110,72
2017:M4	10,99	6,91	24,11	3673	3551	109,98
2017:M5	11,39	7,02	24,68	3774	3611	109,41
2017:M6	11,07	7,03	24,62	3814	3687	108,83
2017:M7	11,3	6,99	24,65	3853	3706	108,72
2017:M8	11,31	7,05	24,52	3881	3695	109,66
2017:M9	11,68	6,99	24,56	3884	3654	110,32
2017:M10	12,04	7,05	24,49	3847	3631	107,90
2017:M11	11,77	6,97	23,42	3829	3627	108,46

2017:M12	11,69	7,04	24,64	3918	3645	109,05
2018:M1	11,88	7,12	24,72	3899	3680	108,59
2018:M2	12,00	7,09	24,71	3877	3709	108,59
2018:M3	11,87	7,12	24,79	3858	3688	108,01
2018:M4	12,04	7,05	24,82	3860	3717	107,67
2018:M5	11,31	7,02	24,25	3874	3679	107,53
2018:M6	10,89	7,07	24,08	3903	3654	107,67
2018:M7	11,59	6,97	24,13	3912	3668	108,15
2018:M8	11,25	6,98	24,30	3922	3736	105,64
2018:M9	11,47	7,00	24,01	3917	3813	99,65
2018:M10	11,22	6,99	23,77	4050	4038	97,75
2018:M11	10,85	7,22	23,65	4347	4210	98,62
2018:M12	11,07	7,28	23,38	4474	4187	97,81
2019:M1	11,41	7,45	24,65	4479	4304	109,96
2019:M2	12,23	7,54	25,59	4559	4283	108,93
2019:M3	12,37	7,66	25,70	4600	4477	108,16
2019:M4	11,19	7,69	26,56	4661	4466	109,28
2019:M5	11,39	7,62	26,51	4707	4414	109,58
2019:M6	11,62	7,60	26,34	4614	4372	110,73
2019:M7	11,44	7,67	26,22	4588	4328	113,44
2019:M8	11,97	7,49	26,20	4525	4138	119,54
2019:M9	12,11	7,48	26,12	4363	3845	119,70
2019:M10	11,66	7,52	26,25	4087	3833	121,75
2019:M11	12,25	7,40	26,43	4089	3840	120,59
2019:M12	11,77	7,46	26,41	3982	3826	120,55
2020:M1	11,86	7,45	26,41	3978	3810	110,45
2020:M2	11,94	7,50	26,43	3949	3861	110,30
2020:M3	12,35	7,47	26,81	3969	3902	110,11
2020:M4	12,97	7,41	26,90	4004	3926	110,62
2020:M5	12,82	7,46	27,79	4066	3986	108,71
2020:M6	12,72	7,47	27,64	4123	4040	107,25
2020:M7	12,21	7,42	27,93	4252	4150	110,27
2020:M8	12,61	7,43	27,97	4334	4095	112,53
2020:M9	12,38	7,37	27,56	4221	3963	112,89
2020:M10	11,99	7,36	28,07	4129	3914	110,94
Průměr	11,786	7,392	24,217	4069,4	3827,9	110,230

Zdroj: vlastní zpracování na základě dat z ČSÚ, eAgri, AKČR a Celní statistiky

Příloha 22 – Graf normality reziduí



Zdroj: vlastní zpracování na základě výstupu ze softwaru Gretl