

Vyšetření závislosti tvorby cen výrobců vepřového masa na spotřebitelských cenách masných výrobků v ČR



Dílčí výzkumná zpráva č. 3, VÚ TL01000180

Kolektiv řešitelů:

**Luboš Smutka, Jaroslav Havlíček, Ludmila Dömeová, Helena Řezbová, Lucie Severová,
Karel Šrédl**

**Typ zprávy: Veřejná
Realizace: Listopad 2018**

Obsah

1.	ÚVOD	3
2.	POZNÁMKY K LITERÁRNÍM ZDROJŮM	4
3.	DATOVÉ SOUBORY	6
4.	METODICKÝ POSTUP	7
5.	VZOROVÝ POSTUP PŘI ANALÝZE PRASATA JATEČNÁ SEU (Z) A VEPŘOVÁ KÝTA BEZ KOSTÍ (S).....	7
5.1.	OVĚŘENÍ TYPU TRENDOVÝCH FUNKCÍ.....	7
5.2.	KORELAČNÍ VZTAHY	9
5.3.	REGRESNÍ ANALÝZA PRO KOMODITY PRASATA JATEČNÁ SEU (Z) A VEPŘOVÁ KÝTA BEZ KOSTÍ (S).....	11
6.	ANALÝZA VLIVU SPOTŘEBITELSKÝCH CEN NA DALŠÍ KOMODITY VERTIKÁLY VEPŘOVÉ MASO	13
6.1.	KOMODITY VEPŘOVÁ PEČENĚ S KOSTÍ (P) A PRASATA JATEČNÁ V ŽIVÉM, (Z)	13
7.	VERIFIKACE MODELU	14
7.1.	ANALÝZA ODLEHLÝCH DAT.....	14
7.2.	ANALÝZA REZIDUÁLNÍ SLOŽKY	15
8.	REGRESNÍ MODEL PO VYROVNÁNÍ ČASOVÝCH ŘAD KLOUZAVÝMI PRŮMĚRY	17
9.	VYŠETŘENÍ VZTAHU CEN MEZI RŮZNÝMI KOMODITAMI	18
9.1.	PRASATA JATEČNÁ A KUŘATA	18
9.2.	MLADÝ BÝK SEU (Z) A HOVĚZÍ MASO ZADNÍ BEZ KOSTI (S)	18
10.	ZÁVĚR	19
11.	DOPORUČENÍ PRO DALŠÍ VÝZKUM	19
12.	LITERATURA	20
13.	PŘÍLOHY	21
13.1.	ZÁKLADNÍ DATOVÝ SOUBOR.....	21
13.2.	UKÁZKA VYHLAZENÝCH ŘAD - TŘÍČLENNÉ KLOUZAVÉ PRŮMĚRY.....	21

Abstrakt: Studie sleduje, jak se vzájemně ovlivňují ceny komodit ve výrobní vertikále vepřového masa: a) Výrobce – produkce prasat (zemědělská výroba, živá váha), b) Zpracovatel – jatky (mrtvá váha S EU, carcass), c) Spotřebitel – finální výrobek (prodejny, masné výrobky). Cílem studie je potvrzení, že taková závislost existuje, ověření vlastností a síly závislosti a návrh metodického postupu pro další, podrobnější analýzu procesu. Pro analýzu byly vybrány komodity v živé a mrtvé váze a vybrané finální masné výrobky na českém trhu. Na lineárních regresních modelech se prokázalo: 1) Slabá závislost mezi cenou živé váhy a cenou finálního výrobku v obchodě. Např. jestliže se cena produktu vepřová kýta bez kosti zvýší o 1 Kč/kg, realizační cena za kg živé váhy u prasat vzroste o 0,26 Kč. 2) Silná závislost mezi cenou zpracované komodity na jatkách (carcassu) a cenou finálního výrobku v obchodě. Např. při nárůstu ceny produktu vepřová kýta bez kosti o 1 Kč/kg, realizační cena za kg carcassu vzroste o 0,69 Kč. Odhadnuté parametry regresních modelů jsou statisticky významné, rezidua mají normální rozdělení. Analýza reziduálních složek prokázala, že závěry o vlivu cen v potravinovém řetězci jsou z hlediska statistické významnosti použitých dat správné a mohou být využity při modelování výrobní vertikály vepřového masa. Na významnost nemá vliv vyhlazení časových řad dat. Na příkladu se prokázalo, že ceny vzdálenějších komodit (jatečný býk, kuřata) nemají na ceny výrobní vertikály vepřového masa vliv. Postup ověřený ve studii lze aplikovat pro analýzu dalších komodit ve výrobní vertikále vepřového masa.

Annotation: The study examines how commodity prices interact with each other in the pork product vertical: a) Producers - production of pigs (pig farmers, live weight), b) Processors - slaughterhouses (deadweight carcass SEU), c) Consumers - final product (shops, meat products). The aim of the study is to confirm that such dependence exists, to verify the properties and strength of dependency and to propose a methodical approach for further, more detailed analysis of the process. Commodities in live and dead weight and selected final meat products on the Czech market were selected for the analysis. Linear regression models have shown: 1) Weak dependence between the price of the live weight and the price of the final products in the shop. E.g. if the price of the pork leg without bone will increase by CZK 1/kg, the realization price of pig's live weight will increase by CZK 0.26. 2) Strong dependence between the price of the carcass and the price of the final product in the shop. E.g. if the price of the pork leg without bone will increase by CZK 1/kg, the price of carcass per kg will increase by CZK 0.69. The examples showed that the prices of more distant commodities (beef, chicken) do not affect the prices on the top of the pork product vertical. All regression parameters are statistically significant. Residuals are normally distributed. The smoothing of time series data does not affect the results. The study validated the procedure, which can be applied for the analysis of other commodities within the pork product vertical.

Klíčová slova:

Výroba vepřového masa, Evropský trh s vepřovým masem, výrobní vertikála, časová řada, trendová funkce, korelační závislost, regresní analýza, spotřebitelské ceny, ceny zpracovatelů, ceny výrobců

JEL klasifikace: Q13, C22

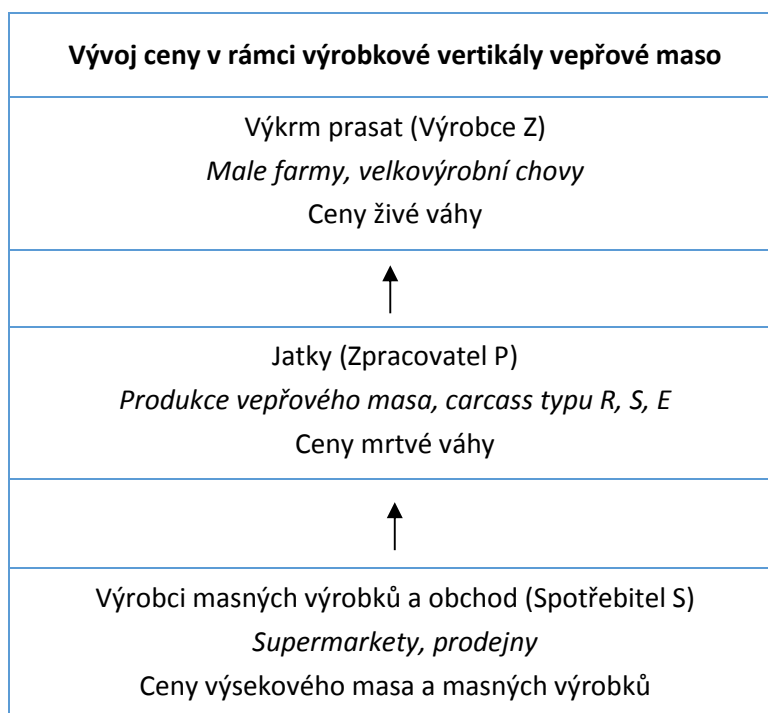
1. Úvod

Zpráva navazuje na dílčí závěrečnou zprávu č. 1 „Komparace časových řad výrobní vertikály vepřového masa v prostředí vybraných zemí EU“ (červen 2018). Zde se provedla analýza časových řad výrobní vertikály vepřového masa v evropském prostoru v období leden 2010 – červen 2018 a odhad vývoje cen u vybraných produktů v České republice pro období roku 2018. Do studie byly zařazeny časové řady, které reprezentují výrobce ze starých zemí EU28 a výrobce ze středoevropského prostoru, u kterých v devadesátých letech minulého století proběhla transformace ekonomiky, [Smutka, J., Havlicek, J., Dömeova, L. \(2018\)](#).

Analýza časových řad pro kategorie Živá váha, Maso a Selata prokázala, že v dlouhodobém období 2010 – 2018 řady s daty živé váhy vykazují lineární trend s mírně kolísajícími absolutními přírůstky kolem průměrných cen. Pro modelování časových řad se uplatnil modifikovaný exponenciální trend: projekce časových řad na období následujících 6 měsíců potom poskytla data s přesností 96 %.

Cílem dílčí zprávy č. 3 je vyšetření funkční závislosti realizační ceny zemědělského výrobce vepřového masa na realizačních cenách zpracované komodity u následujících výrobců a cenách finálního produktu na trhu spotřebitelů. Jedná se o první fázi šetření, ve kterém se má prokázat, zda taková závislost existuje, či nikoliv.

V rámci výrobní vertikály vepřového masa se jedná o postup od spotřebitelů směrem k výrobcům:



V případě, že se závislost potvrdí, ověří se vlastnosti a síla závislosti a navrhne se postup dalšího, podrobnějšího řešení pro další analýzu procesu. Cílem je vypracovat a ilustrovat postupy, které jsou jednoduché a srozumitelné.

V odborné literatuře, české i zahraniční, nacházíme mnoho studií, zabývajících se problémy vzájemného vztahu cen na stupních výrokové vertikály. Většinou se jedná o odborná nebo vědecká díla, která přinášejí nové poznatky, ale většinou nesrozumitelná běžným pracovníkům v reálném provozu farem, jatek a výroben potravin.

Dalším cílem závěrečné zprávy je proto i snaha o maximální jednoduchost a srozumitelnost při prezentaci metodických kroků vedoucích k řešení stanoveného úkolu. Jen tak je možné zajistit, že při konzultacích s manažery a vedoucími pracovníky z praxe bude vzájemná komunikace srozumitelná a oběma stranám prospěšná.

Pro analýzu byly zvoleny reprezentativní datové soubory z databází EUROSTAT a ČSÚ, které jsou k dispozici za období 2013 – 2018. Příloha č. 1.

Dostupná data dovolují provést analýzu závislosti cen zemědělských výrobců vepřového masa na spotřebitelských cenách zpracovaných produktů na výrokové vertikále, která má tři úrovně:

$$\text{Výrobce (Z)} \leftrightarrow \text{Zpracovatel (P)} \leftrightarrow \text{Spotřebitel (S)}$$

Ty v praxi odpovídají úrovním:

$$\text{Produkce živých zvířat} \leftrightarrow \text{Zpracování na jatkách} \leftrightarrow \text{Prodej finálního produktu}$$

Na vrcholu vertikály chápeme ceny zemědělských výrobců (Z) jako *závisle proměnné* (tj. odezvy), ceny zpracovaných produktů na trhu (S, resp. P) jako *nezávislé proměnné* (regresory).

V rámci výrokové vertikály budeme modelovat vztah:

$$\begin{array}{c} \text{Cena produkce živých zvířat} \\ \uparrow \\ \text{Cena produktu zpracovaného na jatkách} \\ \uparrow \\ \text{Prodej finálního produktu v obchodech} \end{array}$$

V dalším textu budeme označovat výrobce symbolem „Z“, zpracovatele symbolem „P“, konečného spotřebitele symbolem „S“.

2. Poznámky k literárním zdrojům

[Šobrová, L. \(2009\)](#) ve své disertační práci používá makroekonomický model VECM a provádí detailní zhodnocení cenových přenosů na vertikále vepřového masa mezi regiony v České republice za období 2004 – 2007 na časových řadách cen JUT a cen vepřové kýty bez kosti. Prokazuje dlouhodobý vztah mezi cenou zemědělských výrobců a cenou průmyslových výrobců v jednotlivých regionech, který je v některých regionech simultánní, v jiných pouze jednostranný. V regionech ČR sice neplatí zákon jedné ceny, ale po malých výkyvech se nastoluje tržní rovnováha, regiony si navzájem v podstatě nekonkurují, začne působit tlak na spotřebitelskou cenu ze zahraničí. Podobně i [Rumánková \(2012\)](#) zkoumá vztah cen vepřového a hovězího masa v České republice za období 2004 – 2011. Ceny analyzuje na časových řadách

(model VECM). Zjišťuje, že v některých obdobích se zvětšují rozdíly v cenových hladinách mezi cenami vepřového a hovězího masa mezi regiony. Podobnou metodiku používá [Rumánková \(2016\)](#) pro sledování vývoje cen pšenice a zjišťuje výraznější rozdíly mezi vývojem cen pšenice a cen masa.

[Čechura & Šobrová \(2008\)](#) vyšetřují vliv inovací na pohyb cen z hlediska dlouhodobé predikce cen a vliv oligopolních skupin na utváření cenové rovnováhy na trhu vepřového masa. Asymetrie cen ve vertikále se objevuje i u jiných komodit, např. [Lajdová & Bielik \(2015\)](#) zkoumají vývoj cen mléka a konstatují asymetrii v cenách za období 2004–2012.

Makroekonomickými vztahy mezi cenami na výrobové vertikále vepřového masa se rovněž zabývá práce [Lechanová, \(2005\)](#).

Podobné práce zabývající se vývojem cen na vertikále vepřového masa můžeme sledovat v zahraničí. [Hamann, Griffith, & Mounter, \(2005\)](#) zkoumají vliv importu vepřového masa z Dánska na australský trh, který zde výrazně deformuje rovnovážnou tvorbu cen na domácím trhu. Regulace WTO podle autorů prospívají spíše dánským výrobcům. Rozdíly v preferencích výrobků mezi oběma zeměmi (Australané preferují šunku a slaninu) dávají možnost dánským importérům zvyšovat ceny. Práce je zajímavá především z hlediska praktických návrhů, které autoři nabízejí pro řešení problémů.

[Zhou \(2016\)](#) provádí standardní ekonometrické šetření změn cen na vertikále vepřového masa v období 2004–2013 a dopady cenových výkyvů na domácí poptávku a příjmy zemědělců. Na základě analýzy předkládá odpovídající opatření: aktivně podporovat rozsáhlé chovy prostřednictvím velkých společností, zavedení integrace dodavatelského řetězce do výroby, dodávek a prodeje a plně využít internet pro dosažení integrace.

[Gornowicz, Starosta-Grala, Ankudo-Jankowska, & Adamowicz \(2016\)](#) zkoumají, jak se v letech 2005–2016 měnily ceny masa mrtvé váhy ulovených divokých prasat na cenách vepřového a hovězího masa na běžném trhu. Autoři vycházejí z dat, která signalizují vyšší zájem spotřebitelů o tyto alternativní zdroje potravin. Korelace mezi daty je slabší ($r = 0,54$).

Podobně se zkoumají vztahy mezi cenami vepřového masa (finálního produktu) na jiných komoditách. Závislost cen masa na cenách olejnin zkoumají [Chen, Kuo, & Chen \(2010\)](#) a [Kapusuzoglu & Ulusoy, 2015](#).

Zajímavé téma objevili [Aysoy, Kirli, & Tumen \(2015\)](#), kteří zkoumali, jak ovlivňují ceny na trhu zprostředkovatelé, kteří dodávají výrobek od zemědělce k maloobchodníkovi. Zejména „neformální“ zprostředkovatelé tvrdí, že se podílejí na formování tržního prostředí. Reforma obchodní politiky v Turecku v roce 2012 tento trend omezila odstraněním neformálních zprostředkovatelů. Autoři zajímavým způsobem (kvazi-experimentální model) ukazují na výhody i nevýhody reformních opatření na trhu s ovocem a zeleninou.

Mnoho prací se zabývá zkoumáním asymetrie cen, závislostí na nabídce a poptávce a makroekonomickými modely vývoje cen. Podrobný přehled literárních zdrojů s komentáři z období 2000–2014 (119 komentovaných zdrojů) uvádějí [Gelsomino, Mangiaracina, Perego, & Tumino \(2016\)](#).

3. Datové soubory

Do analýzy bylo zařazeno 11 časových řad, které reprezentují prvovýrobce Z, následující zpracovatele P a konečné spotřebitele S v obchodním řetězci (Tabulka č. 1).

Pro analýzu vztahu ceny zemědělského výrobce vepřového masa a ceny konečného produktu u spotřebitelů v obchodech jsou nejdůležitější řady č. 1, 2, 8 a 9, vyznačené v Tabulce č. 1. Ostatní řady slouží pro ověření a kontrolu: pokud se projeví nějaký vztah mezi kategoriemi výrobců Z a S u komodity vepřové maso, lze očekávat, že podobný vztah by se měl projevit i u komodity hovězí maso, atp. Zde ovšem mohou působit i další faktory, např. výrazné rozdíly mezi technologiemi: výroba vepřového masa je výrazně automatizovaná a konečný produkt se realizuje v kratším období; výroba hovězího masa má jiný charakter.

Očekáváme, že silnější vztah se projeví mezi řadami, reprezentujícími vztah mezi kategoriemi výrobců Z a P, kde technologické postupy bezprostředně na sebe navazují. V některých případech dochází k jatečnému zpracování produktu přímo u zemědělského výrobce, který disponuje příslušným technologickým vybavením. U spotřebitelských cen S zahrnuje ČSÚ tuzemské i dovozové ceny včetně DPH, což může zkreslit odhad vzájemné závislosti s cenami výrobců P a výrobců Z. ČSÚ ale jiné ceny neuvádí a je třeba vzít tuto skutečnost v úvahu při interpretaci konečných výsledků.

Data z EUROSTATU jsou zprůměrována a vykazují se v Eurech, kde dochází k určitému zkreslení hodnot. Viz Přílohy č. 1 a č. 2.

	Komodita	Jednotka	Kategorie výrobce Z = ceny zemědělských výrobců P = ceny průmyslových výrobců S = spotřebitelské ceny včetně DPH
1	Prasata jatečná v živém	kg	Z
2	Prasata jatečná SEU	kg	Z
3	Býci jateční v živém	kg	Z
4	Mladý býk SEU	kg	Z
5	Vepřová pečeně s kostí	kg	P
6	Hovězí maso zadní bez kosti	kg	P
7	Vepřová kýta bez kosti	kg	P
8	Vepřová kýta bez kosti	kg	S
9	Vepřová pečeně s kostí	kg	S
10	Hovězí maso zadní bez kosti	kg	S
11	Kuřata celá	kg	S

Tabulka č. 1: Datové soubory použité pro analýzu závislosti cen zemědělských výrobců na spotřebitelských cenách v kategorii vepřové maso (ČSÚ, EUROSTAT, 2018)

4. Metodický postup

Analýzu vlivu maloobchodních cen masných výrobků v obchodech na ceny, za které zemědělští výrobci prodávají jatečná prasata, provedeme postupně v následujících krocích:

1) Provedeme podrobnou analýzu vztahu mezi dvěma vybranými reprezentativními komoditami: *Prasata jatečná SEU (Z)* a *Vepřová kýta bez kosti (S)*. Na těchto dvou komoditách ověříme základní vlastnosti procesu a vysvětlíme postupy řešení.

Formálně se jedná o aplikaci *regresní analýzy ve statistickém souboru se dvěma, nebo více proměnnými*.

2) Ověříme předpoklady regresní analýzy pro navržený postup: *statistickou významnost parametrů u nezávislé proměnné, analýzu reziduální složky modelu a její normalitu*.

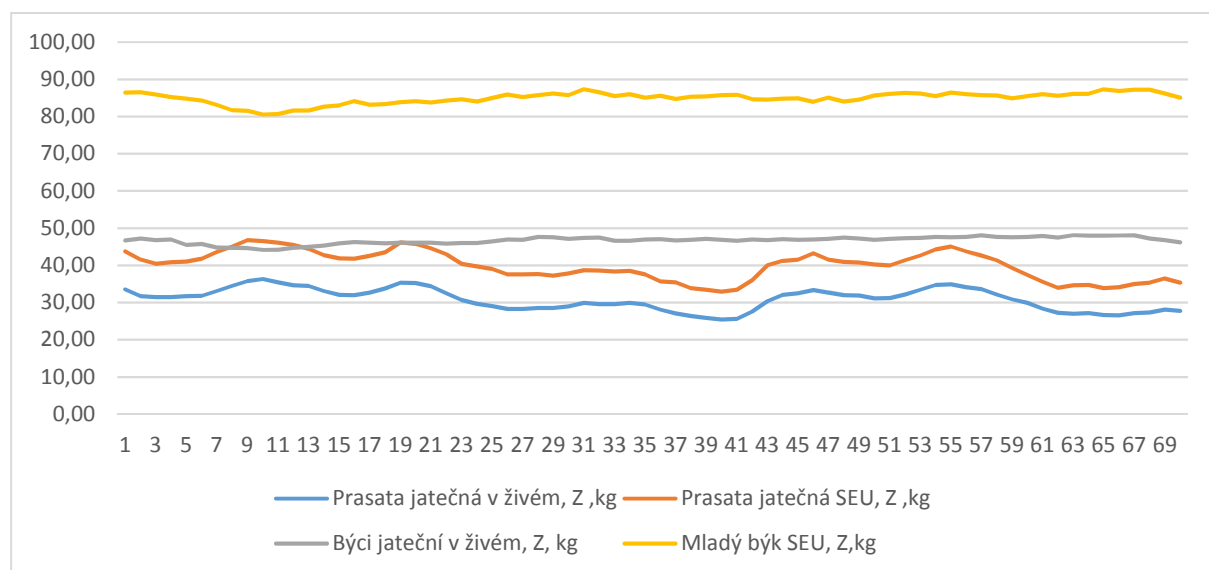
3) Podobný postup (už bez podrobného vysvětlení) provedeme pro další vybrané komodity, uvedené v Tabulce č. 1. Zde u některých řad využijeme vícenásobnou regresi.

3) Provedeme analogické analýzy pro časové řady vyhlazené klouzavými průměry: zjistíme, zda vyrovnání dat, které odstraní výraznější odchylky v cenách a přiblíží data ČSÚ datům z EUROSTATU, změní trendové vlastnosti dat.

5. Vzorový postup při analýze *Prasata jatečná SEU (Z)* a *Vepřová kýta bez kosti (S)*

5.1. Ověření typu trendových funkcí

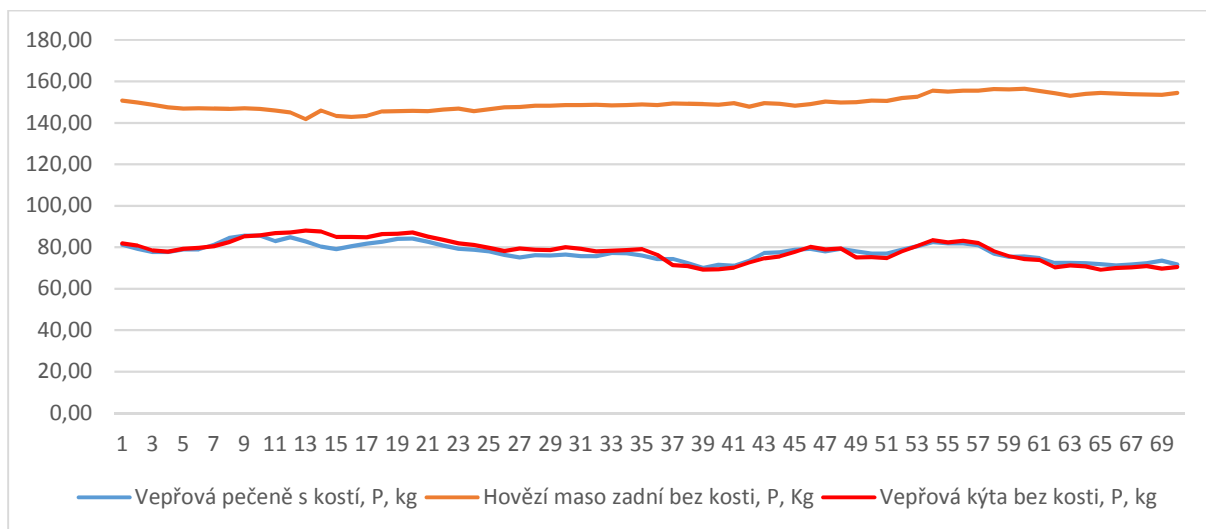
První ověření vlastností zkoumaných dat provedeme na jejich grafickém znázornění (Obrázky č. 1, 2 a 3).



Obrázek č. 1: Vývoj cen u výrobců v kategorii Z. Grafické znázornění za období 2013 – 2018 (ČSÚ, EUROSTAT, 2018)

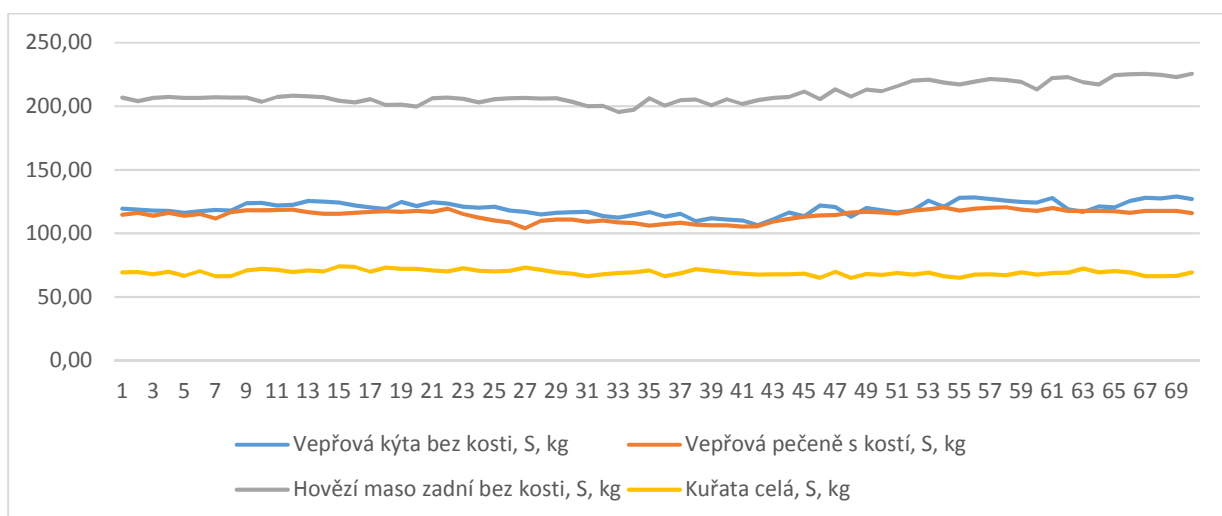
Z průběhu grafů je zřejmé, že trendové funkce u všech komodit mají lineární charakter. Pro regresní analýzu časových řad budeme používat *lineární trendové funkce*.

Abychom určili, zda mezi sledovanými veličinami existuje korelační závislost, musíme provést analýzu reziduí. Dále je třeba rozhodnout, zda jsou rezidua nezávislá (tj. zda neobsahují nějaké zbytky trendu) a zda mají normální rozdělení.



Obrázek č. 2: Vývoj cen u výrobců v kategorii P. Grafické znázornění za období 2013 – 2018 (ČSÚ, EUROSTAT, 2018)

Z grafického znázornění cen ve vybraných časových řadách komodit vepřové maso i hovězí maso se dají očekávat vysoké hodnoty korelačních koeficientů. V této fázi však nelze usoudit, zda se jedná o korelaci skutečnou či jen zdánlivou, vyvolanou *stejným průběhem trendů* či *třetí veličinou*.



Obrázek č. 3: Vývoj cen u výrobců v kategorii S. Grafické znázornění za období 2013 – 2018 (ČSÚ, EUROSTAT, 2018)

5.2. Korelační vztahy

V Tabulkách č. 2 a č. 3 jsou hodnoty Pearsonova koeficientu korelace pro časové řady vybraných výrobců, zpracovatelů a spotřebitelů:

Data v Tabulce č. 2 podle očekávání ukazují, že se projevuje vyšší korelační vztah mezi kategoriemi Z a P, nižší korelační koeficienty vykazují kategorie Z a S. Směrodatné odchylky u komodity vepřové maso jsou vzhledem k hodnotám průměrů malé: velikost cen se málo vychyluje od průměrných hodnot.

Proměnná	Korelace Označené korelace jsou významné na hladině $p < 0,05$ N = 70					
	Prasata jatečná v živém, Z, kg	Prasata jatečná SEU, Z, kg	Vepřová pečeně s kostí, P, kg	Vepřová kýta bez kosti, P, kg	Vepřová kýta bez kosti, S, kg	Vepřová pečeně s kostí, S, kg
Prasata jatečná v živém, Z, kg	1	0,989	0,956	0,862	0,388	0,541
Prasata jatečná SEU, Z, kg	0,989	1	0,973	0,893	0,355	0,482
Vepřová pečeně s kostí, P, kg	0,956	0,973	1	0,924	0,308	0,439
Vepřová kýta bez kosti, P, kg	0,862	0,893	0,924	1	0,287	0,307
Vepřová kýta bez kosti, S, kg	0,388	0,355	0,308	0,287	1	0,772
Vepřová pečeně s kostí, S, kg	0,541	0,482	0,439	0,307	0,772	1

Tabulka č. 2: Korelace mezi datovými soubory pro komoditu vepřové maso mezi úrovněmi Z, P a S (ČSÚ, EUROSTAT, 2018)

Korelační koeficienty u komodity hovězí maso vykazují nižší hodnoty korelačních koeficientů.

Významné korelační koeficienty ale neznamenají, že mezi řadami je příčinná souvislost. Vyjadřují pouze, že datové hodnoty mají podobný průběh, tendenci, ale nic nevypovídají o tom, zda jsou hodnoty ze stejného statistického souboru dat.

	Průměry	Směrodatné odchytky
Prasata jatečná v živém, Z, kg	30,86	2,90
Prasata jatečná SEU, Z, kg	39,93	3,83
Vepřová pečeně s kostí, P, kg	77,74	3,99
Vepřová kýta bez kosti, P, kg	78,44	5,46
Vepřová kýta bez kosti, S, kg	119,6	5,21
Vepřová pečeně s kostí, S, kg	114,352	4,44

Tabulka č. 3: Korelace mezi datovými soubory pro komoditu vepřové maso mezi úrovněmi Z, P a S (ČSÚ, EUROSTAT, 2018)

Proměnná	Korelace			
	Označené korelace jsou významné na hladině $p < 0,05$ N = 70			
	Býci jateční v živém, Z, kg	Mladý býk SEU, Z, kg	Hovězí maso zadní bez kosti, P, kg	Hovězí maso zadní bez kosti, S, kg
Býci jateční v živém, Z, kg	1	0,869	0,723	0,472
Mladý býk SEU, Z, kg	0,869	1	0,640	0,378
Hovězí maso zadní bez kosti, S, kg	0,472	0,378	1	1,000
Hovězí maso zadní bez kosti, P, Kg	0,723	0,640	1,000	1

Tabulka č. 4: Korelace mezi datovými soubory pro komoditu hovězí maso mezi úrovněmi Z, P a S (ČSÚ, EUROSTAT, 2018)

V následující fázi analýzy budeme u řad s vysokou korelací sledovat vlastnosti reziduí. Z nich odvodíme, zda vztahy mezi procesy Z – P – S jsou skutečně korelované, nebo jen zdánlivé, vyvolané jinými příčinami.

5.3. Regresní analýza pro komodity prasata jatečná SEU (Z) a vepřová kýta bez kosti (S)

Budeme vyšetřovat vliv konečné spotřebitelské ceny na cenu primárního výrobce komodity.

Spotřebitel S



Výrobce Z

V uvedeném schématu se jedná o vzdálenější vztah v řetězci Z – P – S. Očekáváme, že závislost nebude výrazná.

Z bodového grafu na Obrázku č. 4 lze zhruba odhadnout závislost ceny jatečných prasat SEU na ceně výrobku vepřová kýta bez kosti.

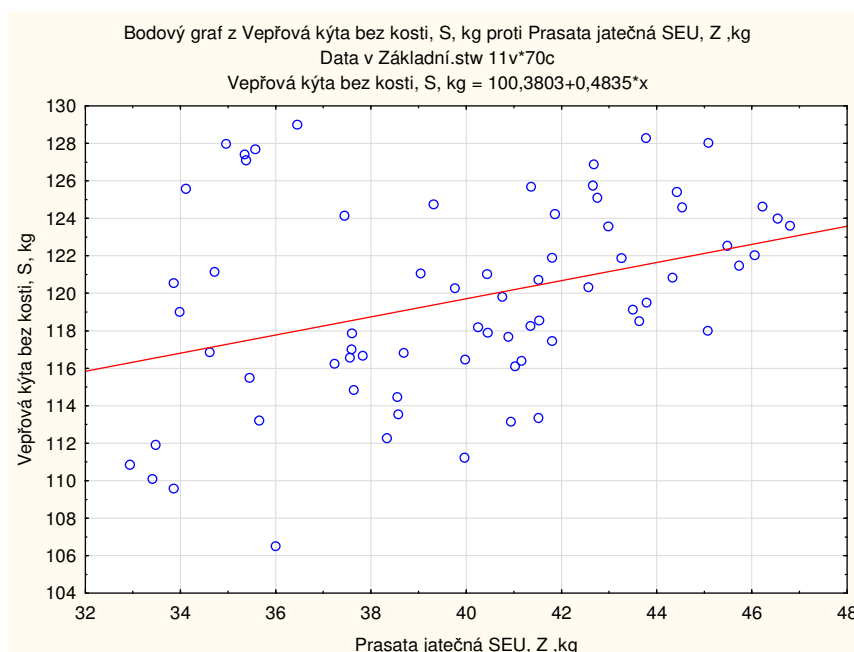
Vzájemná závislost vysvětlované a nezávislé veličiny se jeví jako lineární.

Zvolíme tedy lineární trendovou funkci, tj. regresní model bude mít tvar

$$y = b_0 + b_1 \cdot x + \varepsilon$$

kde y bude závislá proměnná, x regresor, b_1 směrnice regresní přímky, b_0 parametr polohy regresní přímky. Veličina ε zde reprezentuje náhodnou chybu modelu. Výběrové hodnoty b_0 a b_1 představují odhady charakteristik β_0 a β_1 základního souboru.

Výsledky regresní analýzy, spočtené programem STATISTICA, jsou uvedeny v Tabulce č. 5:



Obrázek č. 4: Grafické vyjádření vztahu dvou proměnných prasata SEU výrobců Z a vepřová kýta bez kostí spotřebitelů S

Odhad koeficientu závislosti ceny zemědělského výrobce Z na spotřebitelských cenách S je nenulový, tedy statisticky významný, sledování vzájemného vztahu má smysl.

N = 70	Výsledky regrese se závislou proměnnou: Prasata jatečná SEU, Z R = 0,356 R ² = 0,126, upravené R ² = 0,113 F(1, 68) = 9,81 p < 0,003 Směrodatná chyba odhadu: 3,6				
	b*	Směrodatná chyba z b*	b	Směrodatná chyba z b	t(68)
Absolutní člen			8,73	9,97	0,88
Vepřová kýta bez kosti, S	0,355	0,113	0,260	0,083	3,131

Tabulka č. 5: Výsledky regresní analýzy pro závisle proměnnou prasata jatečná SEU, Z a nezávisle proměnnou vepřová kýta bez kosti, S

Odhadnutý lineární model má tvar:

$$y = 8,73 + 0,26 \cdot x + \varepsilon$$

Index korelace je R = 0,36. Ovšem dalším důležitým ukazatelem závislosti je koeficient determinace R², jehož hodnota udává shodu modelu s daty. Jeho hodnota je nízká: R² = 0,126 a to znamená, že variabilita závislé proměnné (cena jatečných prasat SEU) je pouze z 12 % závislá na regresoru, tj. spotřebitelské ceně zpracovaného výrobku.

Z lineárního modelu regresního vztahu můžeme odvodit, že pouze v 12 % případů může nastat situace, že cena zemědělského výrobce bude ovlivněna spotřebitelskou cenou takto:

„Při nárůstu ceny produktu vepřová kýta bez kosti spotřebitele „S“ o 1 Kč/kg, prodejní cena jatečného prasete od výrobce Z vzroste o 0,26 Kč“.

Ověření významnosti vztahu mezi závisle proměnnou y a nezávisle proměnnou x provedeme testováním nulové hypotézy:

$$H_0: \beta_1 = 0,$$

která vyjadřuje, že se střední hodnota veličiny y nezmění při zvýšení hodnoty x, proti alternativní hypotéze:

$$H_1: \beta_1 \neq 0,$$

která vyjadřuje, že při změně hodnoty x dochází ke změně (zvýšení, nebo snížení) hodnoty y.

V Tabulce č. 4 je významná hodnota testovacího kritéria $t = 3,131 > t_{0,25}(68) = 1,99$ a proto hypotézu H₀ zamítáme ve prospěch alternativní hypotézy H₁.

Poznámka: Analogicky je vysoce významná i hodnota F-testu, pro který platí $F(1, 68) = 9,81 > F_{0,05} = 5,29$ na hladině významnosti $p < 0,0025$. Úroveň $p < 0,0025$ představuje nejmenší hladinu významnosti, pro kterou lze zamítnout hypotézu o nulových hodnotách regresních koeficientů.

Hodnota testovacího kritéria $t(68) = 3,131$ pro β_1 ukazuje, že hypotézu o nulové hodnotě β_1 zamítnout lze.

Hodnota testovacího kritéria $t(68) = 0,88$ pro β_0 ukazuje, že hypotézu o nulové hodnotě b_0 zamítnout nelze. Absolutní člen β_0 nemusíme testovat, protože test je nevýznamný. Není vhodné vypustit z řešení absolutní člen.

6. Analýza vlivu spotřebitelských cen na další komodity vertikály vepřového masa

6.1. Komodity vepřová pečeně s kostí (P) a prasata jatečná v živém (Z)

Budeme vyšetřovat vliv ceny zpracovatele P na cenu primárního výrobce komodity Z:

Zpracovatel P → Výrobce Z

V uvedeném schématu se jedná o bližší vztah v řetězci Z – P – S. Očekáváme, že závislost bude výraznější.

Při řešení budeme postupovat analogicky jako v kapitole č. 5 v případě analýzy Prasata jatečná SEU (Z) a Vepřová kýta bez kosti (S). Z Obrázků č. 1 a č. 2 odhadujeme, že trendová funkce bude lineární.

V Tabulce č. 6 jsou uvedeny výsledky regresní analýzy.

Odhadnutý lineární model má tvar

$$y = -23,17 + 0,69 \cdot x + \varepsilon$$

Index korelace je zde vysoký: $R = 0,95$. Koeficient determinace $R^2 = 0,91$ udává vysokou shodu modelu s daty. Jeho hodnota $R^2 = 0,91$ ukazuje vysokou závislost cen obou komodit a to, že cena komodity prasata v živém závisí z 91 % na regresoru, tj. spotřebitelské ceně vepřové pečeně s kostí.

N=70	Výsledky regrese se závislou proměnnou: Prasata jatečná v živém, Z, kg R = 0,95 R ² = 0,91 upravené R ² = 0,91 F(1,68) = 721,85 p < 0,0000 Směrodatná chyba odhadu: 0,86					
	b*	Směrodatná chyba z b*	b	Směrodatná chyba z b	t(68)	p-hodnota
Absolutní člen			-23,176	2,014	-11,508	0,000
Vepřová pečeně s kostí, P, kg	0,956	0,036	0,695	0,026	26,867	0,000

Tabulka č. 6: Výsledky regresní analýzy pro závisle proměnnou Prasata jatečná v živém (Z) a nezávisle proměnnou Vepřová pečeně s kostí (P)

Z modelu vyplývá, že v 91 % je cena zemědělského výrobce ovlivněna cenou zpracovatele takto:

„Při nárůstu ceny vepřová pečeně s kostí od zpracovatele P o 1 Kč/kg, prodejní cena jatečného praseta od výrobce Z vzroste o 0,69 Kč“.

Ověření významnosti vztahu mezi závisle proměnnou y a nezávisle proměnnou x bylo provedeno testováním hypotéz, analogicky jako v kapitole č. 5 jako v kapitole č. 5 v případě analýzy Prasata jatečná SEU (Z) a Vepřová kýta bez kosti (S).

7. Verifikace modelu

V této části ověříme předpoklady regresní analýzy pro navržený postup: statistickou významnost parametrů u nezávislé proměnné, analýzu reziduální složky modelu a její normalitu.

Postup budeme ilustrovat na vzorovém příkladu prezentovaném v kapitole 5 („Vzorový postup při analýze Prasata jatečná SEU a Vepřová kýta bez kostí“).

Prokázali jsme, že odhadnuté parametry regresního modelu jsou statisticky významné. Je ale třeba provést verifikaci modelu. Pro tento účel provedeme analýzu odlehlých dat a ověření normality reziduí (chyby v měření by měly mít normální rozdělení).

7.1. Analýza odlehlých dat

Rezidua Případ -5. -4. -3. ±2. 3. 4. 5.	Prasata jatečná SEU, Z Odehlé hodnoty	
	Pozorovaná hodnota	Předpovězená hodnota
66 . . . * . . .	34,118	41,473
Minimum . . . * . . .	34,118	41,473
Maximum . . . * . . .	34,118	41,473
Průměr . . . * . . .	34,118	41,47
Medián . . . * . . .	34,118	41,4737

Tabulka č. 7: Analýza odlehlých hodnot, prasata jatečná SEU, Z (STATISTICA)

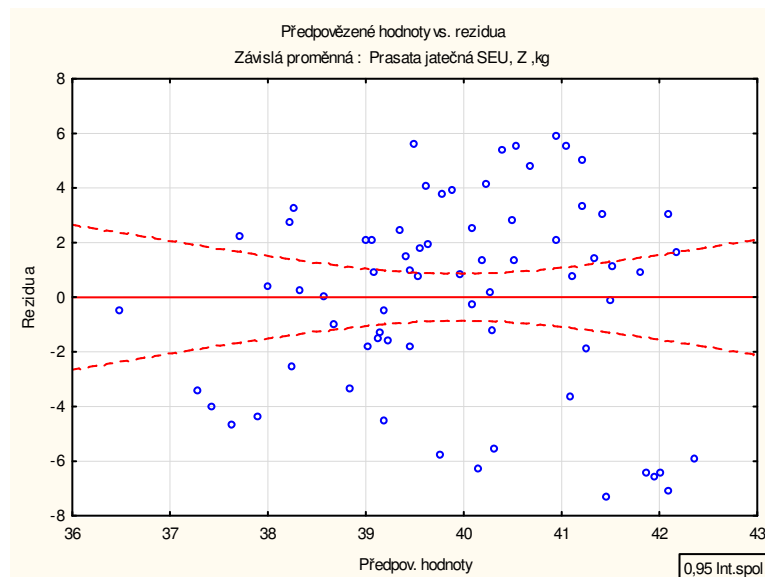
V modelu se nevyskytují výrazně velké odlehlé hodnoty; jedná se o datový soubor zpracovaný ze zdrojů ČSÚ a EUROSTAT; zde pravděpodobně byly odlehlé hodnoty v datech již odstraněny.

7.2. Analýza reziduální složky

V Příloze č. 4 jsou uvedena rezidua k řadě prasata jatečná SEU; rezidua byla spočtena z dat uvedených v Příloze č. 2.

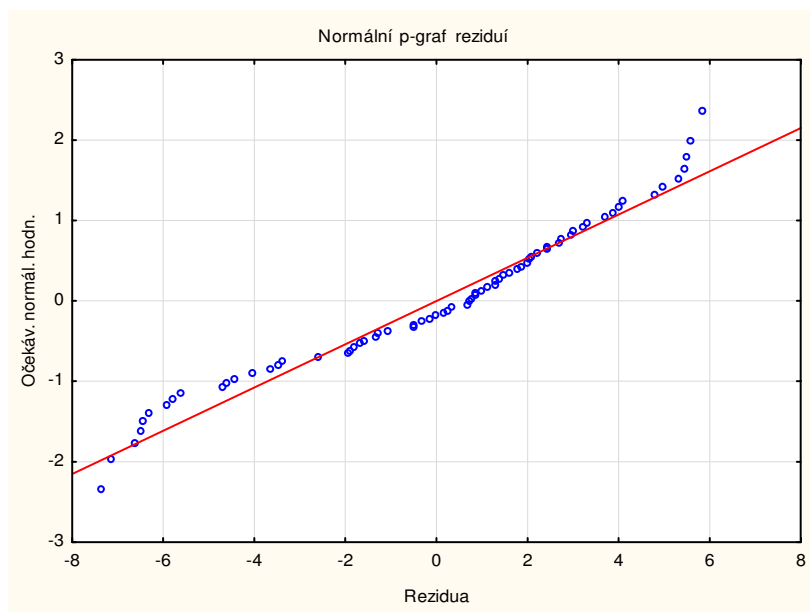
Analýzou reziduí prověříme, zda jsou chybové složky nekorelované a zda má reziduální složka normální rozdělení.

Z grafu na Obrázku č. 5 je zřejmé, že rezidua jsou přibližně konstantně rozptýlena kolem nulové střední hodnoty s výjimkou několika odlehlých pozorování. Z grafu ale nelze jednoznačně usuzovat na normální rozdělení.



Obrázek č. 5: Grafické vyjádření hodnot reziduí na předpovězených hodnotách pro komoditu prasata jatečná SEU (Z)

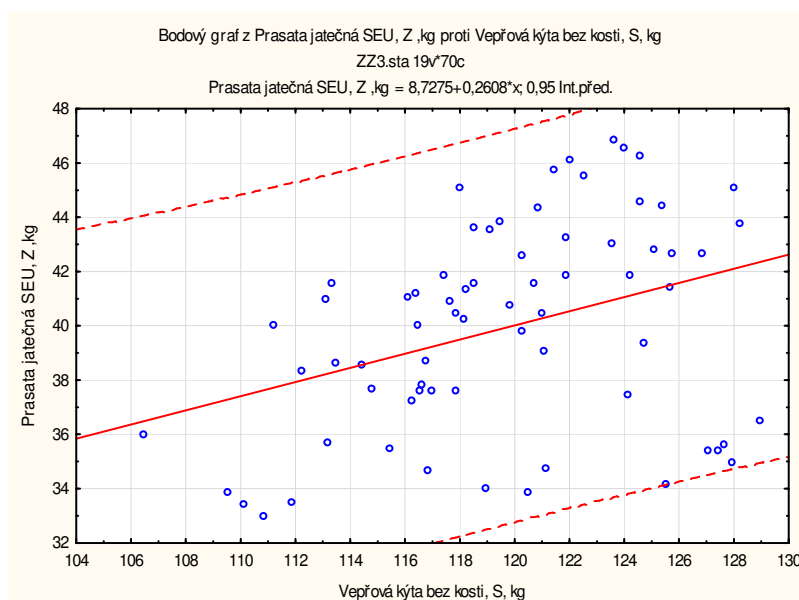
Lepší představu poskytne kvantilový p-normální graf reziduí (Obrázek č. 6).



Obrázek č 6: P-graf komodity prasata jatečná SEU (Z)

Na normálním p-grafu reziduí sledujeme rezidua na kvantilovém grafu. Zde by se měly hodnoty pohybovat v těsném okolí přímky. Průběh reziduí je, s výjimkou několika krajních bodů, vyhovující. Rezidua se celkem dobře přichylují k trendové přímce.

V predikčním pásu (Obrázek č. 7) leží téměř 100 % hodnot, a to potvrzuje, že předpoklady o normalitě reziduální složky můžeme považovat za dostatečné.



Obrázek č 7: Rozložení hodnot v predikčním pásu

Analýza reziduální složky prokázala, že závěry o vlivu spotřebitelských cen komodity vepřová kýta bez kosti (S) na tvorbu ceny komodity prasata jatečná SEU (Z) prezentované v kapitole

č. 5 jsou (z hlediska statistické významnosti) dat správné a mohou být využity při modelování výrobní vertikály vepřového masa.

8. Regresní model po vyrovnání časových řad klouzavými průměry

Pro všechny předchozí analýzy byla použita data z databází bez dalších úprav. Pro zjištění vzájemných závislostí v rámci regresní analýzy je užitečné posoudit, zda a jak se změní trend řad, když data v časové řadě vyhladíme. Vyrovnání časových řad by mohlo změnit průběh trendové funkce pozitivně, nebo negativně.

Posouzení provedeme na dvou časových řadách, které byly analyzovány v kapitole č. 5: prasata SEU, Z a vepřová kýta bez kostí, S.

Pro následující analýzu byly obě časové řady zařazené do zkoumání vyrovnány 3člennými klouzavými průměry (Příloha č. 2).

N = 70	Výsledky regrese se závislou proměnnou: Prasata SEU, Z, vyrovnaná řada, 3členné vyrovnání				
	R = 0,353 R ² = 0,125, upravené R ² = 0,1124 F(1,68) = 9,739 p < 0,00265 Směrodatná chyba odhadu: 3,4828				
	b*	Směrodatná chyba z b*	b	Směrodatná chyba z b	t(68)
Absolutní člen			7,34	10,44	0,70
Vepřová kýta bez kostí, S, vyrovnaná, 3členné vyrovnání	0,353	0,113	0,272	0,087	3,120

Tabulka č. 8: Výsledky regresní analýzy pro závisle proměnnou prasata jatečná SEU (Z), datová řada vyrovnána 3člennými klouzavými průměry

V tomto případě lineární model má tvar:

$$y = 7,34 + 0,27 \cdot x + \varepsilon$$

tj. vztah mezi daty se v podstatě nezměnil. I hodnota koeficientu determinace je nízká: R² = 0,125. Znamená to, že i v tomto případě je variabilita závislé proměnné (cena jatečných prasat SEU) pouze z 12,5 % závislá na regresoru, tj. spotřebitelské ceně zpracovaného výrobku.

Ostatní údaje v Tabulce č. 8 mají obdobnou interpretaci jako údaje v Tabulce č. 5.

9. Vyšetření vztahu cen mezi různými komoditami

9.1. Prasata jatečná a kuřata

Jedná se o vzdálené procesy, u kterých očekáváme, že vliv cen kuřat na prodejních (S) nebude mít vliv na tvorbu ceny jatečných prasat (Z).

Výsledky regresního vztahu v Tabulce č. 9 ukazují, že závislost mezi procesy není významná.

N = 70	Výsledky regrese se závislou proměnnou: Prasata jatečná SEU, Z, kg R = 0,079 R ² = 0,006 upravené R ² = 0 F(1,68) = 0,427 p < 0,51 Směrodatná chyba odhadu: 3,84					
	b*	Směrodatná chyba z b*	b	Směrodatná chyb z b	t(68)	p-hodnota
Absolutní člen			30,154	14,974	2,014	0,048
Kuřata celá, S, kg	0,079	0,121	0,142	0,217	0,654	0,516

Tabulka č. 9: Výsledky analýzy pro závisle proměnnou prasata jatečná SEU (Z) a proměnnou kuřata celá (S)

9.2. Mladý býk SEU (Z) a hovězí maso zadní bez kosti (S)

N = 70	Výsledky regrese se závislou proměnnou: Mladý býk SEU, Z, kg R = 0,379 R ² = 0,14 upravené R ² = 0,13 F(1,68) = 11,34 p < 0,00125 Směrodatná chyba odhadu: 1,442					
	b*	Směrodatná chyba z b*	b	Směrodatná chyb z b	t(68)	p-hodnota
Absolutní člen			69,40	4,62	15,01	0,000
Hovězí maso zadní bez kosti, S, kg	0,378	0,112	0,07	0,02	3,37	0,001

Tabulka č. 10: Výsledky analýzy pro závisle proměnnou mladý býk SEU (Z) a hovězí maso zadní bez kosti (S)

I u vertikály hovězí maso, kde zkoumáme vztah mezi cenami komodity mladý býk v kategorii Z a cenami konečného produktu hovězí maso zadní bez kosti v kategorii S, není prokázána závislost.

Vliv cen hovězího masa na prodejně nebude mít vliv na tvorbu ceny jatečných býků v kategorii Z.

10. Závěr

1) Data

Data z ČSÚ i EUROSTATU již nepotřebují další úpravu. Na příkladu dat, vyrovnaných klouzavými průměry v kapitole č. 7, se prokázalo, že jejich úprava nemá výraznější vliv na výsledky získané z dat neupravených.

Data neobsahují výrazné odlehle hodnoty.

Problém je v interpretaci výsledků získaných z datových souborů typu „S“ (spotřebitelské ceny). Zde jsou zahrnuty tuzemské i dovozové ceny a DPH. To může zkreslit odhad vzájemné závislosti mezi kategoriemi „P“ (průmysloví výrobci) a „Z“ (zemědělníci výrobci).

2) Závislost cen

Závislost mezi kategoriemi „Z“ a kategoriemi „P“ a „S“ je prokázána.

V případě analýzy reprezentativních časových řad na úrovně vertikály $S \rightarrow Z$ se jedná o vzdálené procesy, u kterých je vliv cen nízký.

V případě analýzy reprezentativních časových řad na úrovně vertikály $P \rightarrow Z$ je vliv významný.

U vybraných řad z vertikály hovězí maso se vliv nepotvrdil.

3) Verifikace modelu

Analýza byla provedena na všech provedených modelech regresní analýzy. Po odstranění několika odlehle hodnot se hodnoty reziduí dobře přibližují normálnímu rozdělení. I když normalita rozložení reziduí není 100 % a normální rozdělení vykazuje mírné vychýlení, lze konstatovat, že regresní modely dobře popisují vzájemný vztah mezi cenami kategorií komodit „Z“, „P“ a „S“.

4) Doporučuje se pro analýzu užívat kratší řady nezatížené intervencemi ČNB.

Na tvorbu cen může mít vliv mnoho faktorů. Provedená analýza naznačuje směr, kterým se může další výzkum ubírat. Z výsledků Dílčích závěrečných zpráv č. 1 a č. 2 vyplývá, že pro analýzu dlouhodobých procesů je třeba časové řady očistit od vlivu intervencí ČNB, nebo využívat časové řady od data, kdy intervence skončily.

5) Problematická je kategorie výrobců P

Dále je třeba lépe vymezit vztah mezi kategoriemi „Z“ a „P“. Kategorie P nezahrnuje pouze zpracování komodity na jatkách, částečně komoditu zpracovávají i někteří producenti jatečných zvířat. Z dat ČSÚ a EUROSTATU to nelze odvodit.

11. Doporučení pro další výzkum

- 1) Provést analýzu vlivu cen u dalších komodit v řetězci $Z - P - S$ a vyjádřit vzájemné funkční závislosti analyticky.
- 2) V návaznosti na výsledky DZZ1 a DZZ2: provést prognózy vývoje cen produktů kategorie Z v závislosti na cenách produktů kategorií P a S na období 3 a 6 měsíců. Realizovat na procesech typu „ex ante“ a „ex post“ a ověřit jejich spolehlivost.
- 3) Z datových řad derivovat údaje pro navazující modely lineárního programování.

12. Literatura

- Aysoy, C., Kirli, D. H., & Tumen, S. (2015). How does a shorter supply chain affect pricing of fresh food? Evidence from a natural experiment. *Food Policy*, 57, 104–113. <http://doi.org/10.1016/j.foodpol.2015.10.003>.
- Čechura, L., & Šobrová, L. (2008). Cenová transmise v zemědělsko-potravinářské vertikále vepřového masa. *Agric. Econ. – Czech*, 2, 77–84. Retrieved from <https://www.agriculturejournals.cz/00834.pdf>.
- Chen, S.-T., Kuo, H.-I., & Chen, C.-C. (2010). Modeling the relationship between the oil price and global food prices. *Applied Energy*, 87(8), 2517–2525. <http://doi.org/10.1016/J.APENERGY.2010.02.020>.
- Gelsomino, L. M., Mangiaracina, R., Perego, A., & Tumino, A. (2016). Supply chain finance: a literature review. *International Journal of Physical Distribution & Logistics Management*, 46(4), 348–366. <http://doi.org/10.1108/IJPDLM-08-2014-0173>.
- Gornowicz, A., Starosta-Grala, M., Ankudo-Jankowska, A., & Adamowicz, K. (2016). Impact of pork and beef price changes on wild game carcass prices in years 2005-2016. *INTERNATIONAL JOURNAL OF PHYSICAL DISTRIBUTION & LOGISTICS MANAGEMENT*, 46(4), 348–366. <http://doi.org/DOI:10.1108/IJPDLM-08-2014-0173>.
- Hamann, K., Griffith, G., & Mounter, S. (2005). Evaluating the consequences of imports on a local value chain: the case of Danish pig meat exports to the Australian market. Retrieved from http://apps.webofknowledge.com.infozdroje.czu.cz/full_record.do?product.do?WOSGeneralSearch&qid=26&SID=C2Zpms6qcZGkVgVU911&page=1&doc=1.
- Kapusuzoglu, A., & Ulusoy, M. K. (2015). The interactions between agricultural commodity and oil prices: an empirical analysis. *Agric. Econ.*, 61(4), 410–421. <http://doi.org/https://doi.org/10.17221/231/2014-AGRICECON>.
- Lajdová, Z., & Bielik, P. (2015). The evidence of asymmetric price adjustments. *Agric. Econ.*, 61(3), 105–115. <http://doi.org/https://doi.org/10.17221/220/2014-AGRICECON>.
- Lechanová, I. (2005). The analysis of price changes transmission along the cereals commodity chain. *Acta Universitatis Agriculturae et Silviculturae Mendelianae Brunensis*, 53(3), 77–86. <http://doi.org/10.11118/actaun200553030077>.
- Rumánková, L. (2012). *Agris on-line Papers in Economics and Informatics Examination of existence of the law of one price at Czech meat markets* (Vol. IV). Retrieved from https://ageconsearch.umn.edu/bitstream/131356/2/agris_on-line_2012_1_rumankova.pdf.
- Rumánková, L. (2016). Evaluation of Market Relations in Soft Milling Wheat Agri-food Chain. *Agris On-Line Papers in Economics and Informatics*, 8(4), 133–141. <http://doi.org/10.7160/aol.2016.080412>.
- Smutka, J., Havlicek, J., Dömeova, L., et al. (2018). *Komparace časových řad výrokové vertikály vepřové maso v prostředí vybraných zemí EU. TAČR, projekt ÉTA: Model transparence cen v potravinové vertikále - vepřové maso*. Retrieved from <https://cevema.pef.czu.cz/>.
- Šobrová, L. (2009). *Ekonomická analýza cenových přenosů na zemědělsko-potravinářském trhu ve vertikále vepřového masa v České republice*. Disertační práce, ČZU v Praze.
- Zhou, C. (2016). An Improved Quantitative Model for Evaluating Pork Price Fluctuation Trend and the Impaction in China: an Empirical Analysis between 2004-2014. *International journal of future generation communication and networking*, 9, 199–210. https://www.czso.cz/csu/czso/zem_cr
<https://vdb.czso.cz/vdbvo2/faces/index.jsf?page=statistiky#katalog=30840>
<https://ec.europa.eu/eurostat/data/database>
<http://eagri.cz/public/web/mze/zemedelstvi/zivocisna-vyroba/zivocisne-komodity/prasata/>

13. Přílohy

13.1. Základní datový soubor

13.2. Ukázka vyhlazených řad - tříčlenné klouzavé průměry

Příloha č. 1: Základní data

Datum	Prasata jatečná v živém, Z ,kg	Prasata jatečná SEU, Z ,kg	Býci jateční v živém, Z, kg	Mladý býk SEU, Z,kg	Vepřová pečeně s kostí, P, kg	Hovězí maso zadní bez kosti, P, Kg	Vepřová kýta bez kosti, P, kg	Vepřová kýta bez kosti, S, kg	Vepřová pečeně s kostí, S, kg	Hovězí maso zadní bez kosti, S, kg	Kuřata celá, S, kg
2013-1	33,50	43,79	46,73	86,49	81,19	150,79	81,93	119,50	114,72	206,80	69,280
2013-2	31,69	41,53	47,19	86,59	79,19	149,84	80,82	118,55	116,22	204,13	69,650
2013-3	31,45	40,45	46,81	85,90	77,75	148,76	78,52	117,89	113,76	206,65	67,850
2013-4	31,51	40,88	47,00	85,30	77,67	147,44	77,83	117,67	116,27	207,32	69,870
2013-5	31,71	41,03	45,48	84,83	78,89	146,95	79,22	116,09	113,97	206,52	66,620
2013-6	31,78	41,81	45,72	84,32	79,00	146,98	79,75	117,44	115,26	206,72	70,200
2013-7	33,10	43,64	44,81	83,13	81,31	146,92	80,41	118,50	111,62	207,02	66,130
2013-8	34,48	45,07	44,74	81,70	84,43	146,80	82,41	118,00	116,56	206,83	66,220
2013-9	35,77	46,81	44,67	81,58	85,65	146,98	85,27	123,61	118,12	206,78	70,880
2013-10	36,33	46,54	44,16	80,57	85,63	146,80	85,74	123,98	118,29	203,52	72,010
2013-11	35,46	46,06	44,21	80,69	82,87	145,98	86,86	122,03	118,47	207,31	71,280
2013-12	34,63	45,49	44,68	81,67	84,74	145,07	87,17	122,53	118,59	208,48	69,630
2014-1	34,45	44,43	45,00	81,63	82,78	141,79	88,06	125,41	116,69	207,92	70,790
2014-2	33,13	42,76	45,35	82,65	80,27	145,90	87,51	125,09	115,35	207,18	70,120
2014-3	32,06	41,87	45,95	83,00	79,08	143,35	85,00	124,22	115,48	204,44	74,070
2014-4	31,98	41,81	46,27	84,14	80,41	142,89	84,99	121,90	116,08	203,14	73,490
2014-5	32,68	42,57	46,09	83,22	81,77	143,25	84,86	120,32	116,87	205,50	69,750
2014-6	33,77	43,50	45,93	83,33	82,59	145,43	86,32	119,12	117,52	201,00	72,950
2014-7	35,36	46,22	46,10	83,84	84,08	145,59	86,47	124,63	116,84	201,31	71,930
2014-8	35,28	45,73	46,10	84,17	84,15	145,79	87,17	121,47	117,62	199,85	72,150
2014-9	34,37	44,53	46,09	83,82	82,67	145,59	85,16	124,58	116,89	206,37	70,880
2014-10	32,53	42,99	45,87	84,32	80,81	146,43	83,57	123,57	119,32	206,80	69,960
2014-11	30,72	40,44	46,02	84,64	79,30	146,92	81,80	121,02	115,08	205,89	72,660
2014-12	29,66	39,77	45,97	84,02	78,79	145,67	81,08	120,28	112,48	203,07	70,550
2015-1	29,06	39,05	46,45	85,03	78,06	146,60	79,67	121,06	110,18	205,66	70,080
2015-2	28,25	37,60	46,94	85,90	76,31	147,51	78,16	117,86	108,49	206,43	70,530
2015-3	28,30	37,60	46,88	85,26	75,04	147,72	79,34	117,00	104,00	206,62	72,940
2015-4	28,53	37,64	47,68	85,75	76,20	148,32	78,79	114,84	109,76	206,09	71,420
2015-5	28,52	37,24	47,54	86,17	75,95	148,33	78,58	116,24	110,82	206,34	69,300
2015-6	29,01	37,83	47,13	85,74	76,41	148,51	79,97	116,66	110,79	203,71	68,250
2015-7	29,89	38,69	47,36	87,36	75,62	148,56	79,20	116,81	109,02	199,95	66,380
2015-8	29,57	38,58	47,45	86,57	75,62	148,73	78,04	113,53	110,01	200,44	67,840
2015-9	29,60	38,34	46,66	85,48	77,31	148,38	78,24	112,27	108,67	195,48	68,900
2015-10	29,95	38,56	46,62	86,06	77,10	148,50	78,60	114,46	107,99	197,27	69,330
2015-11	29,47	37,56	46,97	85,12	76,06	148,89	79,12	116,56	106,10	206,40	70,840
2015-12	28,14	35,66	47,08	85,60	74,27	148,54	76,32	113,20	107,41	200,64	66,300
2016-1	27,08	35,46	46,70	84,76	74,25	149,39	71,29	115,48	108,40	204,97	68,510
2016-2	26,40	33,86	46,88	85,35	72,28	149,21	70,84	109,57	106,94	205,25	71,770
2016-3	25,87	33,48	47,16	85,45	69,99	149,01	69,20	111,90	106,34	200,70	70,610

2016-4	25,45	32,94	46,84	85,74	71,46	148,68	69,40	110,84	106,23	205,54	69,160
2016-5	25,64	33,42	46,59	85,81	71,12	149,55	70,15	110,10	105,31	201,87	68,290
2016-6	27,63	36,00	46,94	84,66	73,59	147,83	72,65	106,50	105,44	204,93	67,460
2016-7	30,37	39,97	46,81	84,54	77,30	149,44	74,68	111,22	109,21	206,71	67,800
2016-8	32,12	41,16	47,03	84,83	77,55	149,19	75,56	116,38	111,40	207,26	67,800
2016-9	32,54	41,52	46,89	84,87	78,84	148,28	77,72	113,34	113,09	211,71	68,190
2016-10	33,38	43,27	46,93	83,99	79,27	149,05	80,16	121,87	114,22	205,68	65,030
2016-11	32,72	41,52	47,12	85,08	78,05	150,26	78,88	120,71	114,49	213,50	69,840
2016-12	31,97	40,94	47,49	84,08	79,21	149,79	79,34	113,14	116,48	207,71	64,870
2017-1	31,86	40,76	47,25	84,55	77,94	149,89	75,10	119,82	116,85	213,17	68,010
2017-2	31,16	40,26	46,91	85,72	76,91	150,79	75,29	118,18	116,33	211,96	67,290
2017-3	31,23	39,98	47,10	86,10	76,90	150,61	74,77	116,46	115,53	215,86	68,750
2017-4	32,13	41,36	47,29	86,38	78,77	152,04	77,98	118,25	117,81	220,13	67,550
2017-5	33,44	42,66	47,36	86,18	80,44	152,55	80,70	125,75	118,83	221,00	69,060
2017-6	34,72	44,33	47,67	85,53	82,49	155,52	83,34	120,84	120,49	218,72	66,290
2017-7	34,88	45,09	47,57	86,46	81,92	154,99	82,27	128,02	117,96	217,13	65,030
2017-8	34,15	43,78	47,69	86,05	81,79	155,57	83,16	128,28	119,38	219,35	67,490
2017-9	33,66	42,68	48,04	85,80	80,98	155,50	81,99	126,87	120,18	221,39	67,790
2017-10	32,20	41,36	47,64	85,66	76,90	156,29	78,10	125,68	120,55	220,64	67,020
2017-11	30,89	39,32	47,59	84,92	75,40	156,19	75,69	124,74	118,57	219,25	69,210
2017-12	29,89	37,45	47,61	85,53	75,49	156,46	74,33	124,13	117,67	213,06	67,640
2018-1	28,37	35,57	47,94	86,03	74,79	155,37	73,86	127,67	120,05	222,34	68,660
2018-2	27,25	33,99	47,51	85,61	72,51	154,30	70,26	119,00	117,76	223,10	69,100
2018-3	27,00	34,62	48,12	86,14	72,51	153,06	71,19	116,85	117,63	219,05	72,200
2018-4	27,21	34,72	48,01	86,12	72,32	154,03	70,69	121,15	117,76	217,13	69,380
2018-5	26,70	33,86	47,98	87,29	71,89	154,42	69,16	120,54	117,33	224,42	70,180
2018-6	26,56	34,12	48,03	86,90	71,23	154,14	69,92	125,58	116,23	225,16	69,190
2018-7	27,13	34,96	48,10	87,20	71,60	153,86	70,25	127,96	117,78	225,51	66,260
2018-8	27,36	35,35	47,20	87,22	72,36	153,65	70,96	127,41	117,65	224,79	66,200
2018-9	28,08	36,45	46,83	86,23	73,55	153,50	69,64	128,99	117,55	222,95	66,480
2018-10	27,78	35,38	46,21	85,09	71,75	154,39	70,40	127,09	115,92	225,67	69,310

Příloha č. 2: Vyhlazené časové řady "Prasata SEU" a "Vepřová kýta bez kosti"

Tříčlenné klouzavé průměry

	Prasata SEU, Z, vyrovnaná	Vepřová kýta bez kosti, S, vyrovnaná	Rezidua SEU, vyrovnaná
1	41,927	118,647	3,92082
2	41,927	118,647	1,90955
3	40,957	118,037	1,01018
4	40,787	117,217	1,51035
5	41,238	117,067	2,06669
6	42,156	117,343	2,49135
7	43,505	117,980	4,03500
8	45,171	120,037	5,56926
9	46,139	121,863	5,81188
10	46,469	123,207	5,42643
11	46,029	122,847	5,46453
12	45,326	123,323	4,75171
13	44,225	124,343	2,92680
14	43,019	124,907	1,33244
15	42,145	123,737	0,68457
16	42,081	122,147	1,25536
17	42,625	120,447	2,45290
18	44,097	121,357	3,68561
19	45,152	121,740	4,96483
20	45,496	123,560	5,26842
21	44,418	123,207	3,26497
22	42,655	123,057	1,98768
23	41,065	121,623	0,12600
24	39,751	120,787	-0,34398
25	38,805	119,733	-1,24792
26	38,082	118,640	-1,84142
27	37,614	116,567	-1,59179
28	37,493	116,027	-0,97312
29	37,572	115,913	-1,74042
30	37,920	116,570	-1,26619
31	38,367	115,667	-0,43520
32	38,535	114,203	0,33194
33	38,491	113,420	0,43373
34	38,151	114,430	0,06290
35	37,257	114,740	-1,48454

	Prasata SEU, Z, vyrovnaná	Vepřová kýta bez kosti, S, vyrovnaná	Rezidua SEU, vyrovnaná
36	36,224	115,080	-2,51770
37	34,991	112,750	-3,27585
38	34,267	112,317	-3,32199
39	33,428	110,770	-4,28441
40	33,280	110,947	-4,55476
41	34,119	109,147	-3,85570
42	36,462	109,273	-0,33594
43	39,044	111,367	2,36959
44	40,885	113,647	2,18247
45	41,983	117,197	3,27875
46	42,103	118,640	2,77493
47	41,909	118,573	1,33646
48	41,073	117,890	2,73807
49	40,651	117,047	0,82637
50	40,330	118,153	0,73474
51	40,529	117,630	0,91441
52	41,331	120,153	1,78525
53	42,783	121,613	1,11276
54	44,028	124,870	4,01425
55	44,400	125,713	2,88582
56	43,850	127,723	1,47464
57	42,608	126,943	0,75849
58	41,121	125,763	-0,23178
59	39,377	124,850	-2,01641
60	37,447	125,513	-3,73870
61	35,670	123,600	-6,50692
62	34,725	121,173	-5,79324
63	34,441	119,000	-4,57167
64	34,399	119,513	-5,59596
65	34,233	122,423	-6,34133
66	34,312	124,693	-7,43400
67	34,809	126,983	-7,25137
68	35,588	128,120	-6,72969
69	35,729	127,830	-6,03617
70	35,729	127,830	-6,61472