

**T A**  
**Č R**

# **Analýza přenosu cen napříč vertikálou vepřového masa – analýza elasticity cen na úrovni jednotlivých prvků vertikály**



## **Dílčí výzkumná zpráva č. 3, VÚ TL01000180**

**Kolektiv řešitelů:**

**Luboš Smutka, Jaroslav Havlíček, Ludmila Dömeová, Tomáš Šubrt, Helena Řezbová, Lucie Severová, Karel Šrédl, Roman Svoboda**

**Typ zprávy: Veřejná**

**Realizace: 2020**

**T A**

**Č R**

## **Obsah**

1. Analýza přenosu cen napříč vertikálou vepřového masa – analýza elasticity cen na úrovni jednotlivých prvků vertikály	3
1.1 Ceny chovných selat ž.hm. (Kč/kg) - predikce	17
1.2 Prasata jatečná v živém (CZV) (Kč/kg) - predikce	19
1.3 Prasata jatečná v živém (CZV) (Kč/kg) - závislost na čistém exportu	22
1.4 Aplikace a její užití	25

## 1. Analýza přenosu cen napříč vertikálou vepřového masa – analýza elasticity cen na úrovni jednotlivých prvků vertikály

Tato dílčí výzkumná zpráva popisuje softwarovou aplikaci, která umožňuje výpočet cenové elasticity vepřového masa na každém stupni cenové vertikály: ceny výrobců, ceny průmyslových výrobců (jotka), ceny spotřebitelů (ceny retailu). Výpočet elasticit je realizován pomocí tzv. log-log modelu v následující formě:

$$\ln y_i = \beta_0 + \sum_{j=1}^n \beta_j \ln x_j + \varepsilon_i \quad (1)$$

kde  $y_i$  – závislá proměnná, která zahrnuje časovou řadu cen odpovídajícího stupně cenové vertikály (ceny zemědělských výrobců, ceny průmyslových výrobců nebo ceny spotřebitelů);  $i \in (1,3)$ ;  $x_j$  – nezávislá proměnná;  $\beta_0$  – koeficient ukazující posun na ose  $y$  (tzv. absolutní člen nebo intercept);  $\beta_j$  – regresní koeficienty ukazující hodnoty elasticit;  $\varepsilon_i$  – náhodná chyba modelu.

Počet nezávislých proměnných může být libovolný. Při výpočtu elasticit aplikace provádí výběr souboru nezávislých proměnných, které nejlépe popisují chování závislé proměnné na základě uživatelem poskytnutého datového souboru. Výběr nezávislých proměnných se provádí podle nejlepšího AIC (Akaike Information Criterion) dvěma způsoby: zpět (postupné odečtení nezávislých proměnných z modelu obsahujícího vše poskytnuté uživatelem nezávislé proměnné) a dopředu (postupné přidání nezávislých proměnných do modelu). Výsledkem je cenová elasticita vepřového masa určená nezávislými proměnnými, které nejlépe popisují chování závislých proměnných.

Aplikace vypočítá cenovou elasticitu určenou nezávislými proměnnými na základě souboru ve formátu CSV. Uživatel vybere soubor obsahující data pro analýzu použitím tlačítka „Browse“.

Data jsou získávána z Českého statistického úřadu. Používají se časové řady měsíčních údajů za období let 2010–2019. Proměnné a jejich popisné statistiky jsou shrnuty v Tabulce 1.

**Tabulka 1: Proměnné a popisné statistiky.**

proměnná	popis	průměr	odchylka	min	max
$y_1$	Prasata jatečná v živém (CZV) (Kč/kg)	30.55	3.08	25.45	36.95
$y_2$	Vepřová kýta bez kosti (CZP) (Kč/kg)	77.61	5.83	69.16	100.32
$y_3$	Vepřová kýta bez kosti (SC) (Kč/kg)	116.9	9.54	100.7	150
$x_1$	Index cen zemědělských výrobců - živočišná výroba (báze 2010)	112.25	7.78	96.2	126.2
$x_2$	Index cen průmyslových výrobců (2005)	100.62	2.85	94.3	105
$x_3$	Index cen průmyslových výrobců - ceny energie (báze 2005)	101.56	4.78	94.7	110.8
$x_4$	Index stavební produkce (údaj očištěný o pracovní dny) (báze 2015)	99.81	26.66	43.13	143.79
$x_5$	Indexy spotřebitelských cen dle COICOP - měsíční (báze 2015)	100.22	4.36	92.5	109.4
$x_6$	Průměrná měsíční mzda (Kč) (čtvrtletně)	27427.5	3464.2	22738	36161
$x_7$	Směnný kurz CZK/EUR	26.05	1	24.27	27.9
$x_8$	Produkce vepřového masa v tis. tun v EU-27 (bez UK)	1842	110.02	1644.1	2343.2
$x_9$	Ceny chovných selat ž.hm. (Kč/kg)	56.37	5.39	46.15	67.77
$x_{10}$	Export vepřového masa v tunách z EU do celého světa (v tunách)	291210	61318	151820	509520
$x_{11}$	Import vepřového masa v tunách z celého světa do EU (v tunách)	3353.1	2130.1	2264.8	18049
$x_{12}$	Čistý export (export minus import, v tunách)	287860	60435	147290	494010

Specifikace modelu umožňuje odhadnout endogenní proměnnou - elasticitu, která se rovná regresnímu koeficientu  $\beta_1$ . Jinými slovy, regresní koeficient  $\beta_1$  představuje změnu endogenní proměnné  $y_i$ , pokud se exogenní proměnná změní o 1%.

Výsledky odhadu modelů lineární regrese pro první fázi analýzy (model 1) jsou uvedeny v Tabulce 2.

Tabulka 2: Výsledky odhadu OLS modelu 1 - všechny proměnné.

	$\ln y_1$	$\ln y_2$	$\ln y_3$
$\beta_0$	-2,84801	-2,70402**	-4,82657***
$\ln x_1$	0,340238**	0,418932***	0,283145***
$\ln x_2$	0,630744	-0,324661	-0,168913
$\ln x_3$	0,507426**	0,831499***	0,274834***
$\ln x_4$	-0,0268915	-0,00621102	-0,0159291
$\ln x_5$	-1,75182***	-0,817269*	0,801559***
$\ln x_6$	0,141308	0,220540	0,132051
$\ln x_7$	0,937735***	1,18619***	0,447364***
$\ln x_8$	-0,472582***	-0,325137***	-0,0433223
$\ln x_9$	0,630556***	0,240947***	0,243723***
$\ln x_{10}$	-6,82871	-8,50794	3,06536
$\ln x_{11}$	0,172102	0,249494***	-0,00738645
$\ln x_{12}$	7,05276	8,50615	-3,00943
$R^2$	0,688	0,733	0,922
$F(12, 107)$	19,64***	24,55***	104,90***
Durbin-Watson	0,671	0,568	1,194

Poznámka: \*\*\* -  $p < 0,01$ ; \*\* -  $p < 0,05$ ; \* -  $p < 0,1$ .

Některé z proměnných mají odhadované koeficienty, které nejsou statisticky významné, proto je lze z rovnice vynechat. Výsledky odhadu OLS (ordinary least squares) po vynechání statisticky nevýznamných proměnných jsou uvedeny v Tabulce 3.

**Tabulka 3: Výsledky odhadu OLS modelu 1 - statisticky nevýznamné koeficienty jsou vynechány.**

	$\ln y_1$	$\ln y_2$	$\ln y_3$
$\beta_0$	-1,82291	-3,62584***	-5,33037***
$\ln x_1$	0,473962***	0,404896***	0,243925***
$\ln x_2$	-	-	-
$\ln x_3$	0,687380***	0,686863***	0,171212***
$\ln x_4$	-	-	-
$\ln x_5$	-1,32678***	-0,841006***	1,15910***
$\ln x_6$	-	0,184625*	-
$\ln x_7$	0,803804***	1,13628***	0,386363***
$\ln x_8$	-0,367942***	-0,308431***	-
$\ln x_9$	0,621897***	0,243627***	0,223570***
$\ln x_{10}$	-	-	3,45971***
$\ln x_{11}$	-	0,144366***	-
$\ln x_{12}$	0,285509***	0,108369***	-3,41110***
$R^2$	0,675	0,728	0,918
$F(12, 107)$	33,18***	32,68***	179,45***
Durbin-Watson	0,582	0,536	1,172

Poznámka: \*\*\* -  $p < 0,01$ ; \*\* -  $p < 0,05$ ; \* -  $p < 0,1$ .

Durbin-Watson test ukazuje autokorelaci reziduí, a proto by se měla změnit specifikace modelu. Abychom vyřešili autokorelaci v reziduích, určíme nejprve modely v autoregresní formě a zahrneme pouze proměnné označené jako spolehlivé:

$$\ln y_{1t} = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_k \ln y_{2(t-i)} + \sum_{j=1}^n \alpha_k \ln y_{3(t-j)} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\ln y_{2t} = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_k \ln y_{1(t-i)} + \sum_{j=1}^n \alpha_k \ln y_{3(t-j)} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\ln y_{3t} = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_k \ln y_{1(t-i)} + \sum_{j=1}^n \alpha_k \ln y_{2(t-j)} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Výsledky odhadu modelu jsou uvedeny v Tabulkách 4, 5 a 6.

**Tabulka 4: Výsledky odhadu OLS modelu 2.**

	$\ln y_1$
$\ln y_{1(t-1)}$	1,30***
$\ln y_{1(t-2)}$	-0,409***
$\ln y_{2t}$	0,466***
$\ln y_{2(t-2)}$	-0,370***
$\ln y_{3(t-1)}$	-0,237***
$\ln y_{3(t-3)}$	0,226***
$R^2$	0,99
$F(6, 114)$	753136
Durbin-Watson	1,65

Poznámka: \*\*\* -  $p < 0,01$ ; \*\* -  $p < 0,05$ ; \* -  $p < 0,1$ .

**Tabulka 5: Výsledky odhadu OLS modelu 2.**

	$\ln y_2$
$\ln y_{2(t-1)}$	0,871***
$\ln y_{1t}$	0,515***
$\ln y_{1(t-1)}$	-0,43***
$\ln y_{3t}$	0,057**
$R^2$	0,99
$F(6, 114)$	1690137
Durbin-Watson	2,20

Poznámka: \*\*\* -  $p < 0,01$ ; \*\* -  $p < 0,05$ ; \* -  $p < 0,1$ .

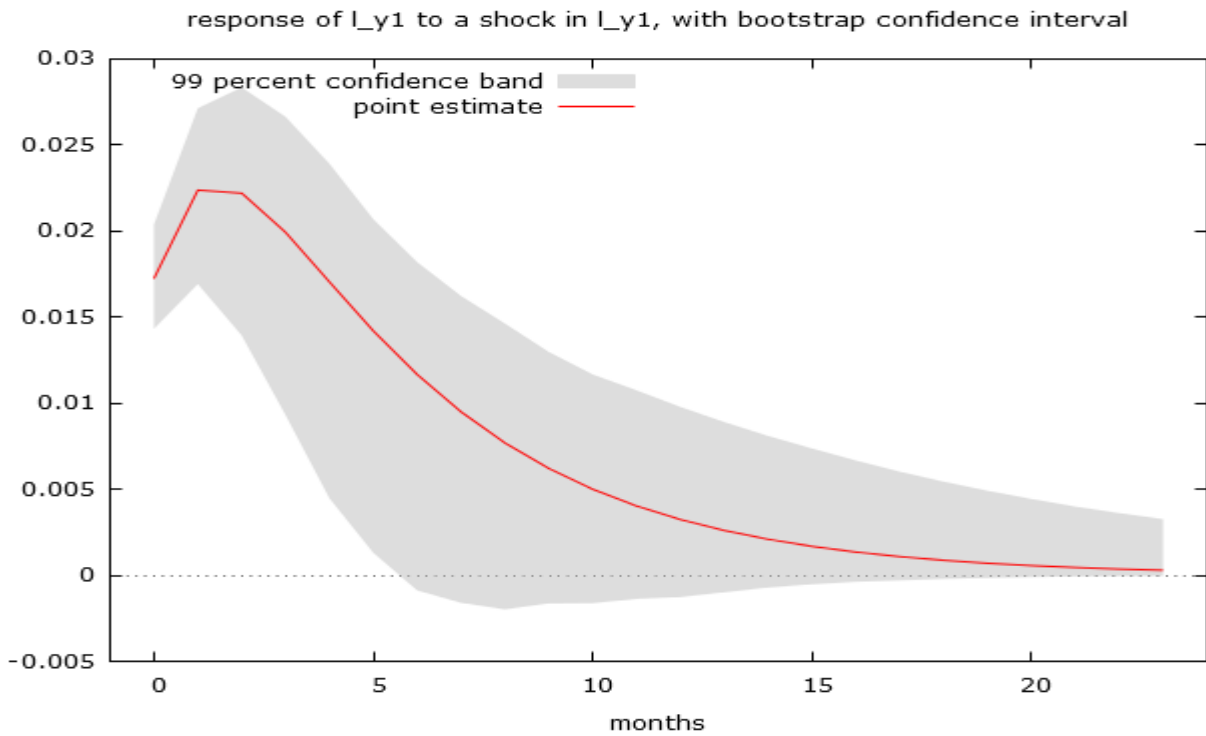
**Tabulka 6: Výsledky odhadu OLS modelu 2.**

	$\ln y_3$
$\ln y_{3(t-1)}$	0,496***
$\ln y_{3(t-3)}$	0,182**
$\ln y_{3(t-6)}$	0,346***
$\ln y_{1t}$	0,136***
$\ln y_{1(t-6)}$	0,162**
$\ln y_{1(t-7)}$	-0,153**
$\ln y_{2(t-1)}$	0,342***
$\ln y_{2(t-2)}$	-0,32***
$\ln y_{2(t-6)}$	-0,16**
$R^2$	0,99
$F(6, 114)$	777090
Durbin-Watson	2,1

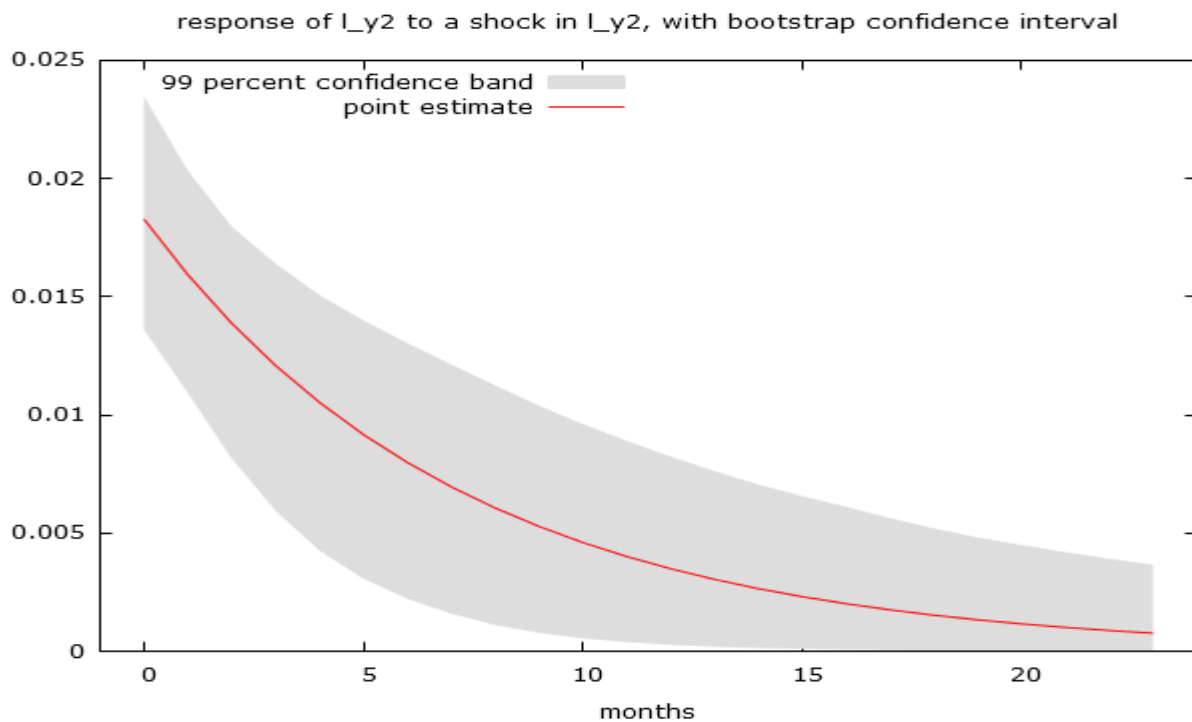
Poznámka: \*\*\* -  $p < 0,01$ ; \*\* -  $p < 0,05$ ; \* -  $p < 0,1$ .



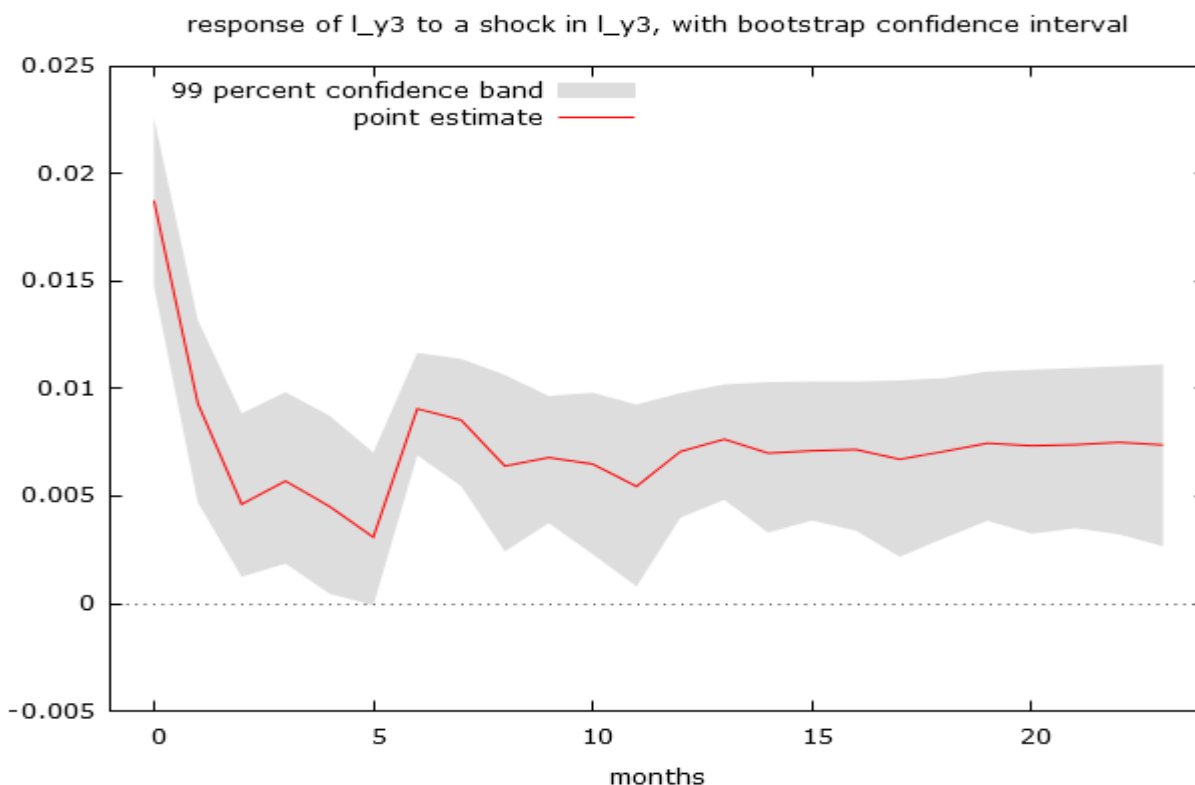
**Graf 1a: Impulzní reakce  $lny_1$  na šok  $lny_1$  s intervalem spolehlivosti 0,99. Zdroj: vlastní výpočty.**



**Graf 1b: Impulzní reakce  $lny_2$  na šok  $lny_2$  s intervalem spolehlivosti 0,99. Zdroj: vlastní výpočty.**



Graf 1c: Impulzní reakce  $\ln y_3$  na šok  $\ln y_3$  s intervalem spolehlivosti 0,99. Zdroj: vlastní výpočty.



Model zadáváme v autoregresním distribuovaném zpoždění ve formě  $ADL(m, n)$ :

$$\ln y_{ti} = \alpha_{0i} + \sum_{k=1}^m \alpha_k \ln y_{(t-k)i} + \sum_{p=0}^n \beta_p \ln x_{(t-p)j} + \varepsilon_t \quad (1)$$

kde  $y_i$  - endogenní proměnná;  $x_j$  - exogenní proměnná;  $\alpha_k$  a  $\beta_p$  - regresní koeficienty;  $\alpha_{0i}$  - konstanty;  $\varepsilon_t$  - rezidua;  $k$  a  $p$  - počet zpoždění pro endogenní a exogenní proměnné;  $m$  a  $n$  - maximální zpoždění endogenních a exogenních proměnných;  $i \in (1; 3)$  - označuje počet endogenních proměnných;  $j \in (1; 13)$  - označuje počet exogenních proměnných.

Výběr maximálního zpoždění byl proveden pro každou endogenní a exogenní proměnnou na základě informačních kritérií Akaike (AIC), Schwarz Bayesian (BIC) a Hannan-Quinn (HQC) (Tabulka 7).

**Tabulka 7: Výběr maximálního zpoždění pro endogenní a exogenní proměnné.**

$y_1$	11	5	5	<b>5</b>	-
$y_2$	2	2	2	<b>2</b>	-
$y_3$	2	1	1	<b>1</b>	-
$x_1$	12	2	12	-	<b>12</b>
$x_2$	2	2	2	-	<b>2</b>
$x_3$	1	1	1	-	<b>1</b>
$x_4$	15	15	15	-	<b>15</b>
$x_5$	1	1	1	-	<b>1</b>
$x_6$	16	16	16	-	<b>16</b>
$x_7$	4	2	4	-	<b>4</b>

Specifikace modelu byla opravena po odhadu modelu v obecné formě vyloučením proměnných s vyšší hodnotou  $p$  (za předpokladu hladiny alfa ve výši 0,99). Výsledky odhadu modelu ADL jsou uvedeny v Tabulce 8, 9 a 10.

**Tabulka 8: Odhad modelu ADL ( $m, n$ ) pro proměnnou  $y_1$ , \*\*\* - hodnota  $p < 0,01$ . Zdroj: vlastní výpočty.**

proměnná	koeficient	chyba	t-hodnota
konstanta	-2,093***	0,572	-3,657
$\ln y_{11}$	1,457***	0,073	20,08
$\ln y_{12}$	-0,642***	0,066	-9,662
$\ln x_{112}$	-0,185***	0,042	-4,417
$\ln x_{31}$	0,357***	0,067	5,331
$\ln x_{74}$	0,355***	0,087	4,057
$\ln x_{821}$	0,106***	0,038	2,819
R-kvadrát	0,963		
F(5, 90)	401,9378***		
Durbin-Watson	1,647		

Výsledky odhadu modelu pro závislou proměnnou  $y_1$  ukazují několik konkrétních rysů. Proměnná  $y_1$  představuje měsíční cenu jatečných prasat a existuje významný autokorelační vztah mezi cenami v

běžném období a cenami ve dvou předchozích obdobích. I když to není u časové řady cen překvapivé, hodnoty koeficientů naznačují zajímavé závěry. Zvýšení cen o 1 % v předchozích měsících povede k 1,46% zvýšení cen výrobců v běžném měsíci, zatímco 1% zvýšení cen před dvěma měsíci povede ke snížení o 0,64% v běžném měsíci. To lze vysvětlit změnou poptávky, protože ceny rostou déle než 1 měsíc, což nutí producenty snižovat ceny, aby byli stále schopni udržovat množství nabídky na přijatelné úrovni. Srovnání s odhady pro proměnné  $y_2$  (ceny vepřového masa průmyslových výrobců) a  $y_3$  (ceny vepřového masa pro spotřebitele) ukazuje, že tyto dvě proměnné mají statisticky významný vztah s proměnnými zpoždění 1, jinými slovy s hodnotami pouze v předchozím měsíci a pro obě časové řady je dopad pozitivní, což naznačuje zvýšení cen v běžném měsíci, pokud by došlo k nárůstu cen v předchozím měsíci. Tyto výsledky ukazují, že zemědělství výrobci mají vyšší cenovou elasticitou poptávky, tj. poptávky velkoobchodních odběratelů prasat.

Konstanta má zápornou hodnotu, ale s přihlédnutím k log-log formě odhadovaného modelu je interpretace konstantní veličiny taková, že část výrobní ceny prasat, která není ovlivněna jinými nezávislými proměnnými, je  $e^{-2,093} = 0,12$  Kč.

Statisticky významný vliv na produkční ceny prasat byl potvrzen z proměnných  $x_1$  (index cen zemědělských výrobců - živočišná výroba),  $x_3$  (ceny průmyslových výrobců - index cen energií) a  $x_7$  (směnný kurz CZK/EUR). V těchto vztazích lze najít dvě důležité informace. Za prvé, cena prasat reaguje na změny v indexu cen zemědělských výrobců se zpožděním 12 měsíců a odhady ukazují, že 1% zvýšení indexu cen výrobců vede pouze k 0,18% poklesu cen prasat.

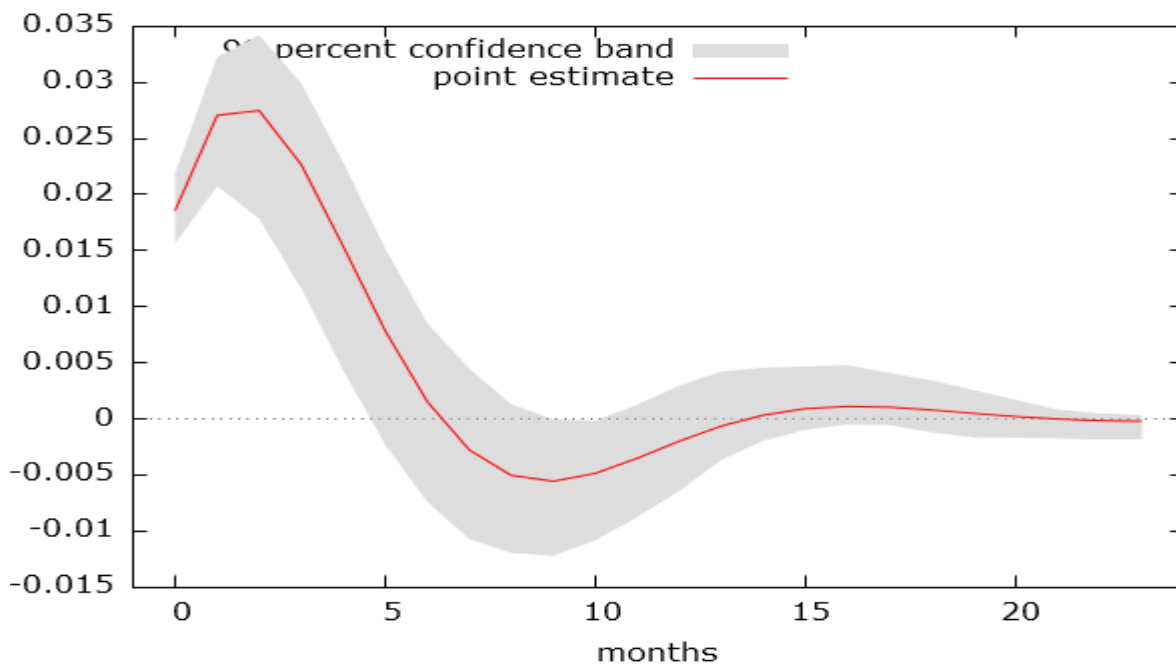
Za druhé, významný vliv má změna kurzu CZK/EUR, protože 1% zvýšení kurzu (znehodnocení domácí měny) by vedlo k 0,35% zvýšení cen prasat. Tento dopad je stejný jako dopad indexu cen energií průmyslových výrobců (0,35%). Závislost cen prasat na měnovém kurzu může být důkazem, že značná část nákladů producenta je v cizí měně, a proto by každé významné zvýšení měnového kurzu mělo být kompenzováno zvýšením prodejní ceny. Zpoždění mezi změnou měnového kurzu a změnou ceny prasat je 4 měsíce. Délka tohoto období může ukázat úroveň cenové elasticity pro producenty prasat, protože na změny měnových kurzů nelze reagovat okamžitě. Protože měnová kurzová cenová elasticita prasat je nižší než 1, část změny měnového kurzu se nepřenáší do výrobních cen prasat a je absorbována producenty jako náklady.

Vliv indexu cen energií ( $x_3$ ) je stejný jako vliv měnového kurzu. Změna indexu cen energií o 1 % vede ke změně cen chovatelů prasat o 0,35 %, zatímco zpoždění se rovná 1, což znamená, že změna indexu cen energií v předchozím období se promítne do cen výrobců v běžném období. Je zajímavé, že elasticita indexu cen hospodářských zvířat ( $x_1$ ) má zápornou hodnotu (-0,18), ale s relativně dlouhým zpožděním 12 měsíců. To naznačuje korekční vliv cen v daném měsíci v minulém roce na dané ceny stejného měsíce v aktuálním roce. Za předpokladu dokonalé konkurence na trhu, velkoobchodní odběratelé prasat (průmysloví zpracovatelé vepřového masa) očekávají průměrný pokles cen běžného roku o 0,18%, pokud ceny hospodářských zvířat (obecně u živočišných produktů, nejen vepřového) vzrostou o 1% ve stejném měsíci předchozího roku. Tento korekční vztah by mohl naznačovat, že nabídka jatečných prasat na trhu je relativně elastická - zvýšení cen v předchozím roce bude stimulovat producenty ke zvýšení nabídky v běžném roce, což negativně ovlivní ceny.

Ceny jatečných prasat a produkce vepřového masa v EU 27 (proměnná  $x_8$ ) mají poměrně zpožděný vztah, protože pouze změny produkce před 21 měsíci mají statisticky významný dopad na ceny v

současném období. Zároveň je koeficient pozitivní (1% změna produkce před 21 měsíci by vedla k 0,1% zvýšení cen jatečných prasat), což je z mikroekonomického hlediska kontraproduktivní.

**Graf 2: Impulzní reakce  $lny_1$  na šok  $lny_1$  s intervalem spolehlivosti 0,99. Zdroj: vlastní výpočty.**



Graf 2 ukazuje impulzní reakci proměnné  $y_1$  na standardní chybový šok ve stejné proměnné. Reakce výrobních cen prasat je nejvyšší v prvních 2–3 měsících po šoku, ale k návratu na předchozí úroveň je zapotřebí přibližně 12–15 měsíců.

**Tabulka 9: Odhad modelu ADL ( $m, n$ ) pro proměnnou  $y_2$ , \*\*\* - hodnota  $p < 0,01$ , \*\* - hodnota  $p < 0,05$ . Zdroj: vlastní výpočty.**

proměnná	koeficient	chyba	t-hodnota
konstanta	-2,155***	0,512	-4,208
$\ln y_{21}$	1,023***	0,041	24,74
$\ln x_1$	0,483***	0,12	4,015
$\ln x_{11}$	-0,636***	0,112	-5,638
$\ln x_2$	0,446***	0,107	4,174
$\ln x_{33}$	0,096**	0,037	2,569
R-kvadrát	0,921		
F(4, 90)	259,7045***		
Durbin-Watson	1,479		

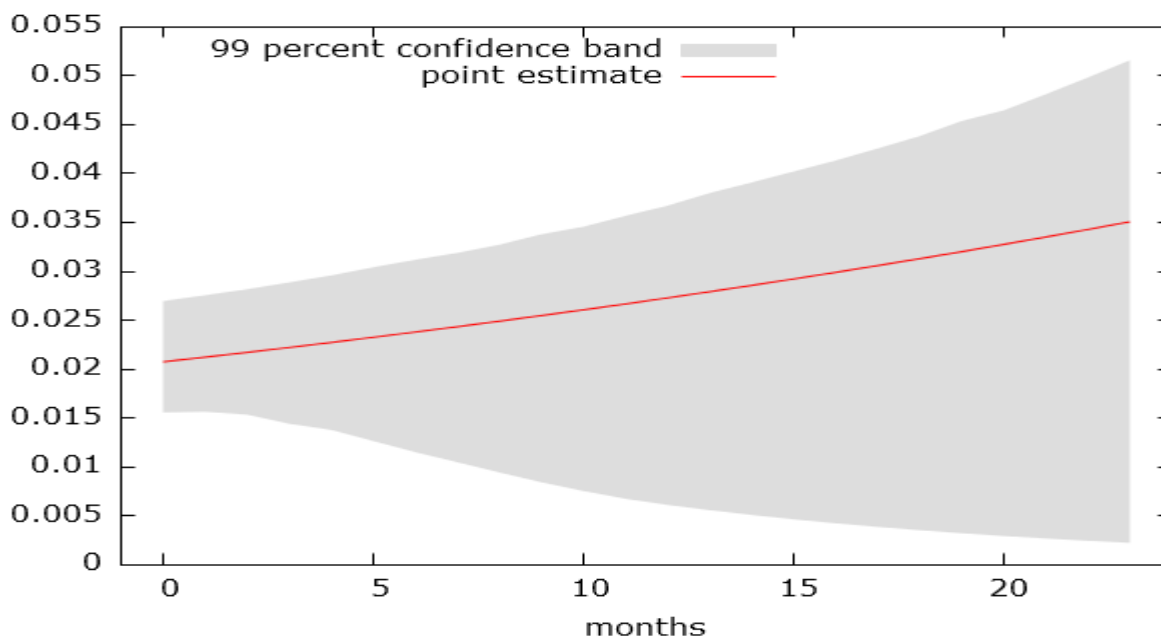
Výsledky závislé proměnné  $y_2$  (ceny zpracovatelů vepřového masa) uvedené v Tabulce 9 ukazují zápornou konstantu -2,155. Log-log specifikace modelu naznačuje, že konstantní část cen zpracovatelů vepřového masa se rovná  $e^{-2,155} = 0,12$  Kč, což se rovná cenám chovatelů prasat. Z tohoto odhadu a modelu výrobních cen prasat vyplývá, že neexistuje žádná stálá část výrobních cen vepřového masa, kterou lze přičíst nákladům průmyslových zpracovatelů vepřového masa.

Modelování ukazuje, že 1% změna cen zpracovatelů vepřového masa v předchozím období vede ke změně 1,023% ve stávajícím období. Existuje rostoucí reakce na růst cen, jak je patrné také z grafu impulzní reakce (Graf 3).

Ceny zpracovatelů vepřového masa mají pozitivní souvislost s indexem cen hospodářských zvířat ( $x_1$ ) v běžném měsíci a negativní souvislost v předchozím měsíci. Zvýšení indexu cen hospodářských zvířat 1% v předchozím měsíci povede k 0,64% poklesu zpracovatelských cen vepřového masa v běžném měsíci, zatímco 1% zvýšení indexu cen hospodářských zvířat v běžném měsíci povede k 0,48% zvýšení zpracovatelských cen vepřového masa v aktuálním měsíci. Existuje také pozitivní souvislost mezi indexem průmyslových výrobců ( $x_2$ ) a zpracovatelskými cenami vepřového masa, avšak rozsah tohoto vlivu není velký (0,44% zvýšení ceny zpracovatelů vepřového masa, pokud dojde ke zvýšení indexu průmyslových výrobců o 1% ve stejné období) a nižší než u indexu cen hospodářských zvířat.

Koeficient pro proměnnou  $x_3$  (produkce vepřového masa v EU 27) se zpožděním 3 je statisticky významný na úrovni  $\alpha = 0,95$ . Hodnota koeficientu naznačuje, že 1% nárůst produkce vepřového masa v zemích EU 27 před 3 měsíci by vedl k 0,1% zvýšení výrobních cen vepřového masa v současném období v České republice.

Graf 3: Impulzní reakce  $lny_2$  na šok  $lny_2$  s intervalem spolehlivosti 0,99. Zdroj: vlastní výpočty.



Graf 3 ukazuje impulzní reakci proměnné  $y_2$  na standardní chybový šok ve stejné proměnné. Linie odezvy velkoobchodních cen vepřového masa je konvexní a zvyšuje se. Je zajímavé, že linie odpovědi nekonverguje k počáteční hodnotě proměnné.

Tabulka 10: Odhad modelu ADL ( $m, n$ ) pro proměnnou  $y_3$ , \*\*\* - hodnota  $p < 0,01$ , \* - hodnota  $p < 0,1$ . Zdroj: vlastní výpočty.

proměnná	koeficient	chyba	t-hodnota
konstanta	-0,884**	0,361	-2,448
$lny_{31}$	0,93***	0,03	30,48
$lnx_4$	-0,021**	0,009	-2,107
$lnx_{41}$	0,048***	0,01	4,479
$lnx_{816}$	0,146***	0,046	3,194
R-kvadrát	0,90		
F(3, 119)	259,4175***		
Durbin-Watson	2,295		

Odhad modelu ADL pro závislou proměnnou  $y_3$  (spotřebitelské ceny vepřového masa) ukazuje, že konstanta je statisticky významná na intervalu spolehlivosti 0,95. Existuje statisticky významný

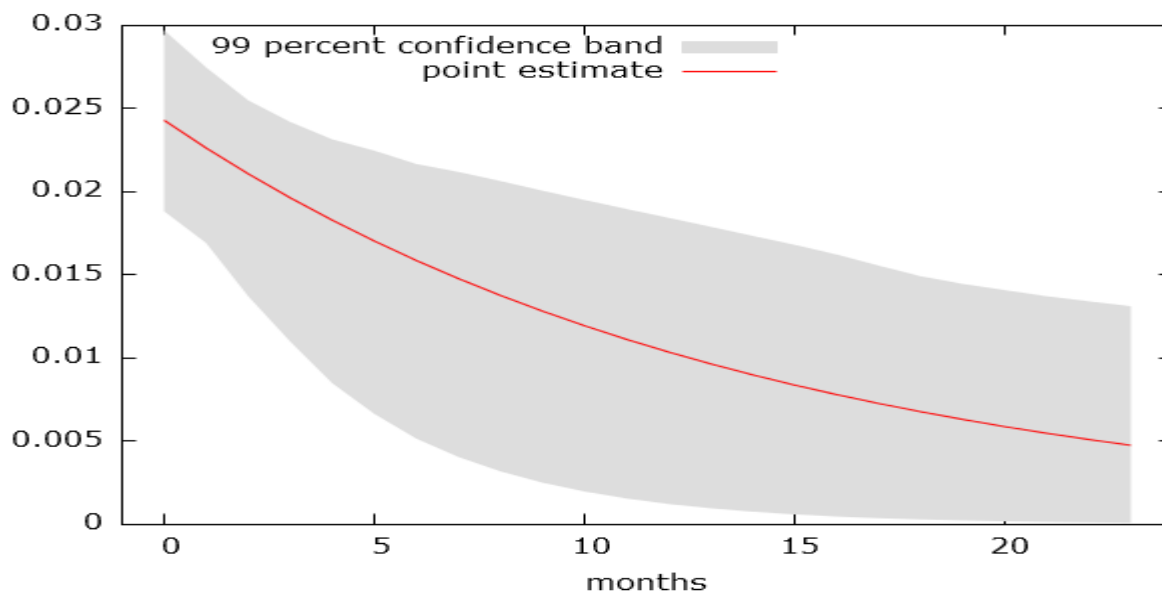
koeficient pro zpoždění 1, což ukazuje, že 1% změna spotřebitelských cen vepřového masa v předchozím měsíci povede ke změně 0,93% spotřebitelských cen vepřového masa v běžném měsíci.

Nejzajímavějším výsledkem modelu spotřebitelských cen vepřového masa je statisticky významný koeficient pro nezávislou proměnnou  $x_4$  (index stavební produkce), avšak rozsah těchto vlivů je relativně malý. Výsledky naznačují, že 1% zvýšení indexu stavební produkce v předchozím měsíci povede ke zvýšení spotřebitelských cen vepřového masa o 0,05%, stejně jako 1% zvýšení indexu stavební produkce v běžném měsíci povede ke snížení spotřebitelských cen vepřového masa o 0,02% ve stejném měsíci (současně je tento koeficient významný pouze na vyšší úrovni  $\alpha = 0,95$ ). Souvislost mezi indexem stavební produkce lze popsat s přihlédnutím k povaze obou ukazatelů. Logika naznačuje, že zvýšení stavební produkce souvisí s růstem ekonomiky, který se často kryje s růstem příjmů a spotřebitelských cen. Ekonomický růst proto zvyšuje disponibilní příjmy domácností, což vede ke zvýšení poptávky po potravinách (až do bodu nasycení) a ke zvýšení poptávky po bydlení. Dalším důležitým hlediskem je měnová politika centrální banky. Expanzivní měnová politika centrální banky, charakterizovaná nízkými úrokovými sazbami, zvyšuje současně inflační riziko i poptávku po bydlení. Je důležité zmínit, že měnovou politiku České národní banky lze v období 2010–2019 charakterizovat jako expanzivní, lze tedy očekávat statisticky významnou souvislost mezi spotřebitelskými cenami (včetně cen vepřového masa) a indexem stavební produkce.

Koeficient pro proměnnou  $x_8$  (produkce vepřového masa v EU 27) se zpožděním 16 je statisticky významný a rovná se 0,146, což znamená, že 1% nárůst produkce vepřového masa v zemích EU 27 před 16 měsíci by způsobil 0,15% nárůst spotřebitelských cen vepřového masa v České republice v aktuálním období. I když by se to z mikroekonomického hlediska mohlo zdát neintuitivní, tento vztah může naznačovat nižší úroveň integrace mezi trhy s vepřovým masem v České republice a Evropské unii. Zajímavé je, že koeficient produkce vepřového masa v EU-27 je pozitivní v modelech pro všechny tři závislé proměnné ( $y_1, y_2, y_3$ ), ale zpoždění se liší od 3 měsíců (u producentů cen vepřového masa) do 16 měsíců (u spotřebitelských cen vepřového masa) do 21 měsíců (cena jatečných prasat). Nejkratší zpoždění je u producentů cen vepřového masa, což může naznačovat, že tento krok dodavatelského řetězce je spojen především s trhem vepřového masa v EU mimo Českou republiku, což jim umožňuje dosáhnout nejvyšším tempem ke změnám v evropské produkci vepřového masa.



Graf 4: Impulzní reakce  $\ln y_3$  na šok  $\ln y_3$  s intervalem spolehlivosti 0,99. Zdroj: vlastní výpočty.



Graf 4 ukazuje impulzní reakci proměnné  $y_3$  na standardní chybový šok ve stejné proměnné. Linie odezvy velkoobchodních cen vepřového masa je konvexní a na rozdíl od proměnné  $y_2$  konverguje zpět do rovnováhy, ale návrat ceny na předchozí úroveň trvá déle než 15 měsíců.

### 1.1 Ceny chovných selat ž.hm. (Kč/kg) - predikce

Pro účely predikce používáme měsíční ceny chovných selat na období 01/2010 – 04/2020 a fit AR-model v následující klasické podobě:

$$\ln x_{9t} = \alpha_{09} + \sum_{k=1}^m \alpha_k \ln x_{9(t-k)} + \varepsilon_t \quad (2)$$

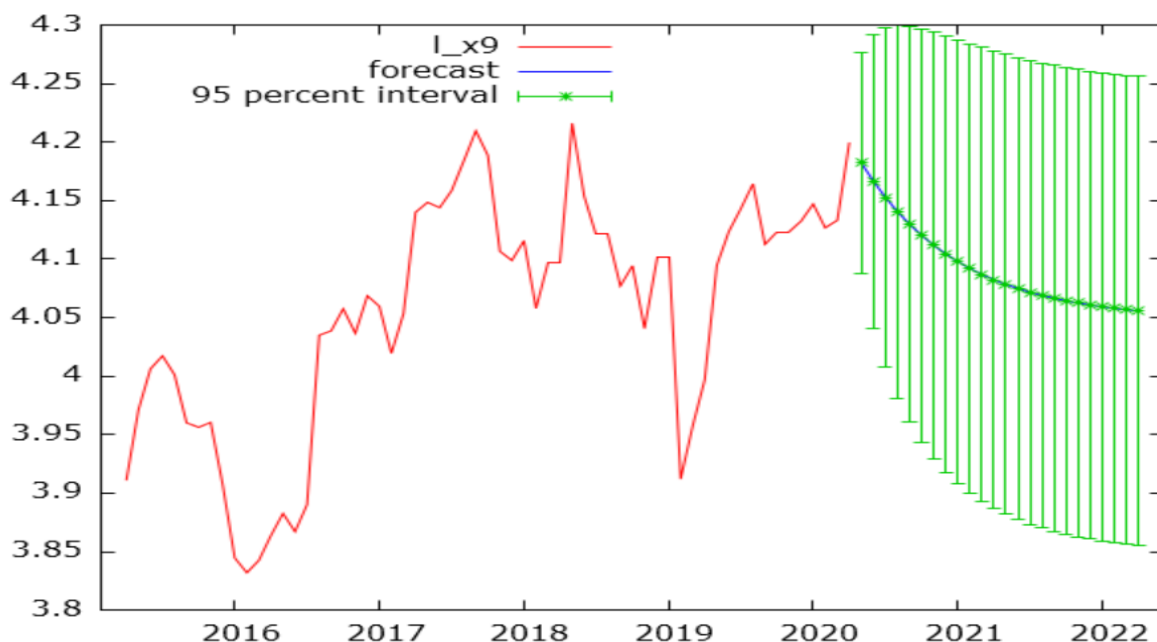
kde  $x_9$  - endogenní proměnná;  $\alpha_k$  - regresní koeficienty;  $\alpha_{0i}$  - konstanty;  $\varepsilon_t$  - rezidua;  $k$  - počet zpoždění;  $m$  - maximální zpoždění;  $i$  - označuje počet endogenních proměnných.

Tabulka 11: Odhad modelu AR pro  $x_9$ , \*\*\* - hodnota  $p < 0,01$ . Zdroj: vlastní výpočty.

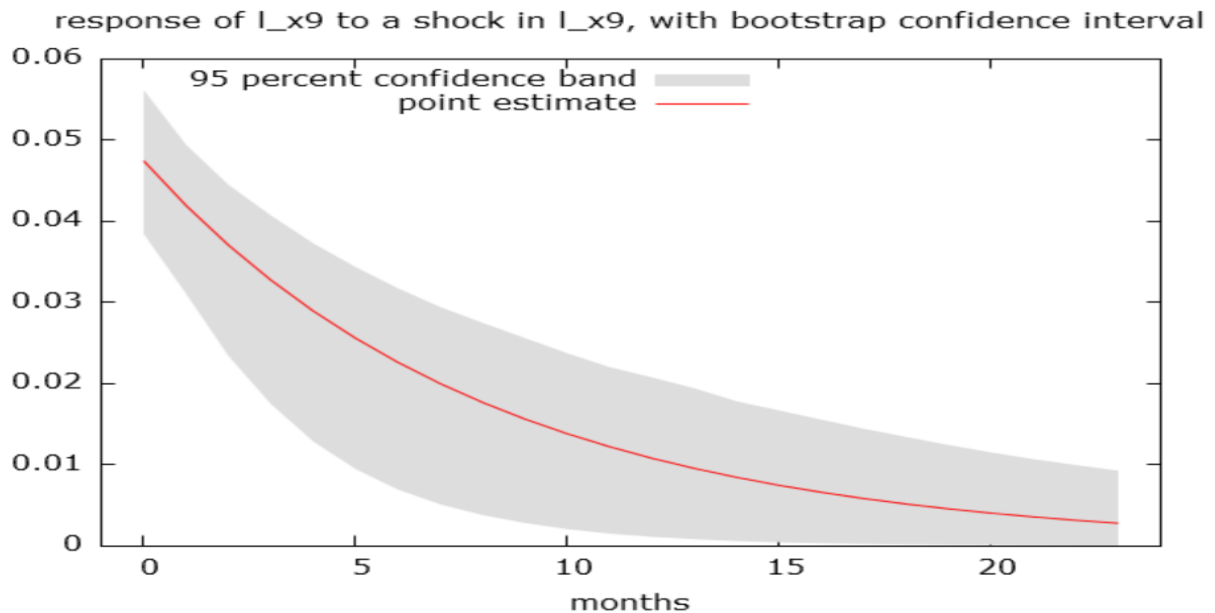
proměnná	koeficient	chyba	t-hodnota
konstanta	0,471***	0,178	2,640
$lnx_{9t}$	0,884***	0,044	19,98
R-kvadrát	0,767		
F(3, 119)	399,1452***		
Durbin-Watson	2,026		

Výsledky naznačují, že průměrný růst cen o 1% v předchozím měsíci povede k nárůstu cen o 0,88% v běžném měsíci. Výsledky predikce jsou zobrazeny na Grafu 5. Jak je patrné z Grafu 5, více než 80 % šoku je kompenzováno po 12–13 měsících a graf impulzní reakce slábne.

Graf 5: Predikce cen chovných selat na 12 měsíců s intervalem spolehlivosti 0,95 na základě údajů za období leden 2010 - duben 2020. Zdroj: vlastní výpočty.



Graf 6: Impulzní reakce  $lnx_9$  na šok  $lnx_9$  s intervalem spolehlivosti 0,99. Zdroj: vlastní výpočty.



## 1.2 Prasata jatečná v živém (CZV) (Kč/kg) - predikce

Pro účely prognózy používáme měsíční ceny jatečných prasat v období 01/2010 – 04/2020 a fit AR-model v následující klasické podobě:

$$\ln y_{1t} = \alpha_{01} + \sum_{k=1}^m \alpha_k \ln y_{1(t-k)} + \varepsilon_t \quad (3)$$

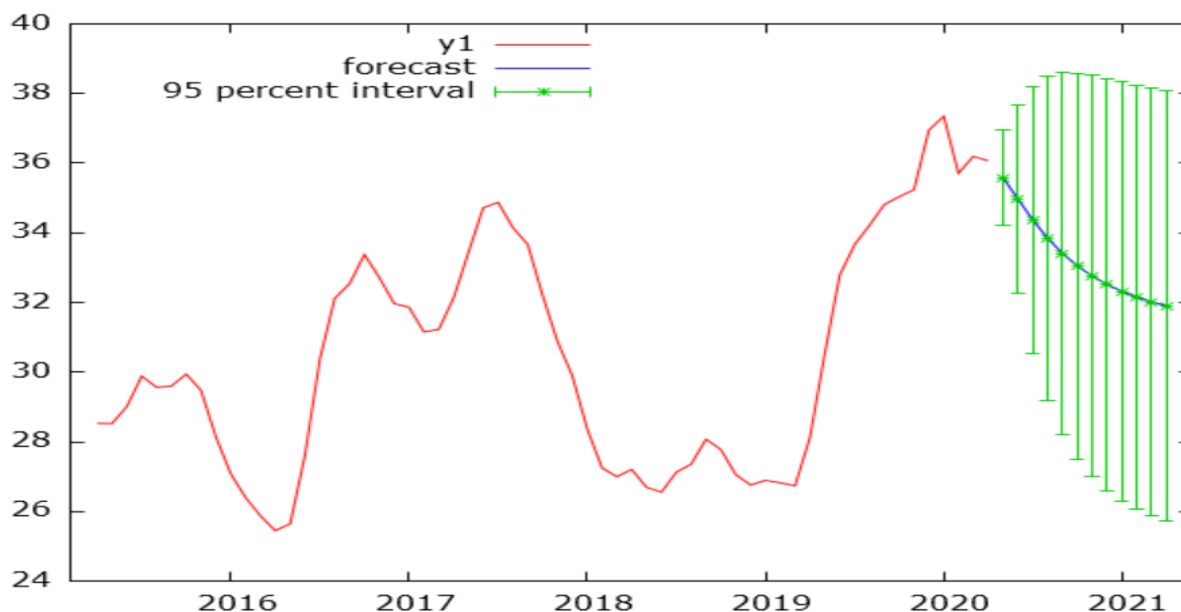
kde  $y_i$  - endogenní proměnná;  $\alpha_k$  - regresní koeficienty;  $\alpha_{0i}$  - konstanty;  $\varepsilon_t$  - rezidua;  $k$  - počet zpoždění;  $m$  - maximální zpoždění;  $i$  - označuje počet endogenních proměnných.

Tabulka 12: Odhad modelu AR pro  $y_1$ , \*\*\* - hodnota  $p < 0,01$ , \*\* - hodnota  $p < 0,05$ . Zdroj: vlastní výpočty.

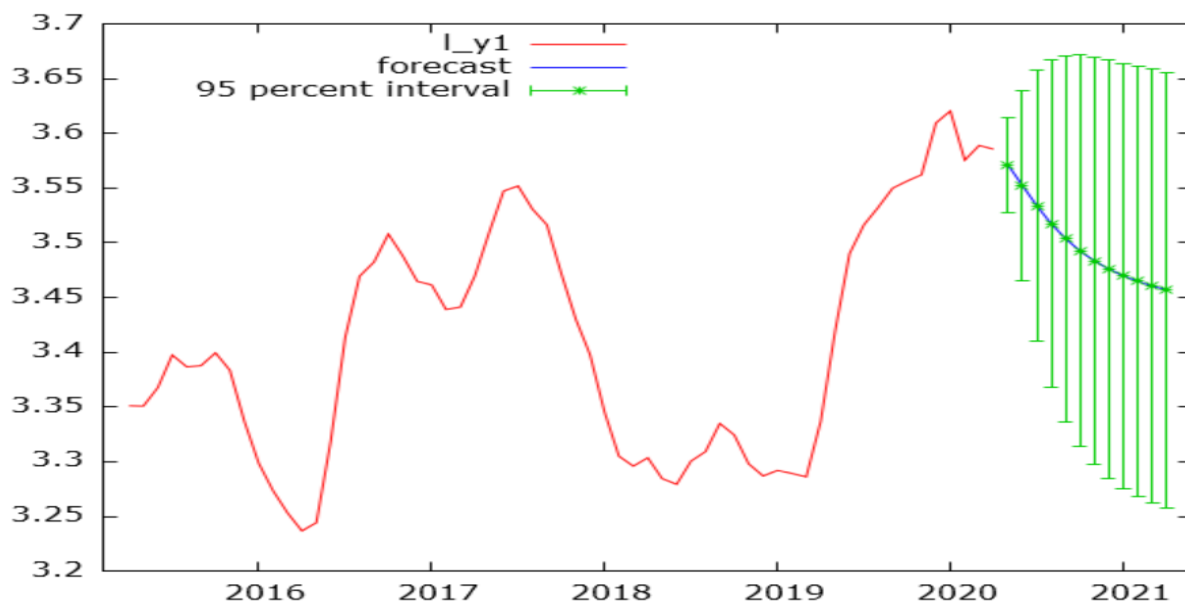
proměnná	koeficient	chyba	t-hodnota
konstanta	0,204***	0,072	2,821
$\ln y_{1_1}$	1,750***	0,09	19,43
$\ln y_{1_2}$	-1,033***	0,159	-6,517
$\ln y_{1_3}$	0,225**	0,09	2,493
R-kvadrát	0,955		
F(3, 119)	822,5341***		
Durbin-Watson	1,93		

Výsledky naznačují, že průměrný nárůst cen o 1% v předchozím měsíci povede k nárůstu cen o 1,75% v běžném měsíci. Zvýšení cen o 1% před 2 měsíci povede ke snížení o 1,03% v běžném měsíci, což naznačuje kompenzační účinek mezi cenami v předchozím měsíci a cenami před 2 měsíci. Současný růst cen o 1% před 3 měsíci povede v aktuálním měsíci ke zvýšení o 0,23%. Výsledky predikce jsou zobrazeny na Grafu 7. Graf 8 zobrazuje výsledky predikce v logaritmickém měřítku. Jak je patrné z Grafu 9, více než 80 % šoku je kompenzováno po 12–13 měsících a graf impulzní odezvy slábne. Graf 10 ukazuje funkci impulzní odezvy v úrovních proměnných (v Kč).

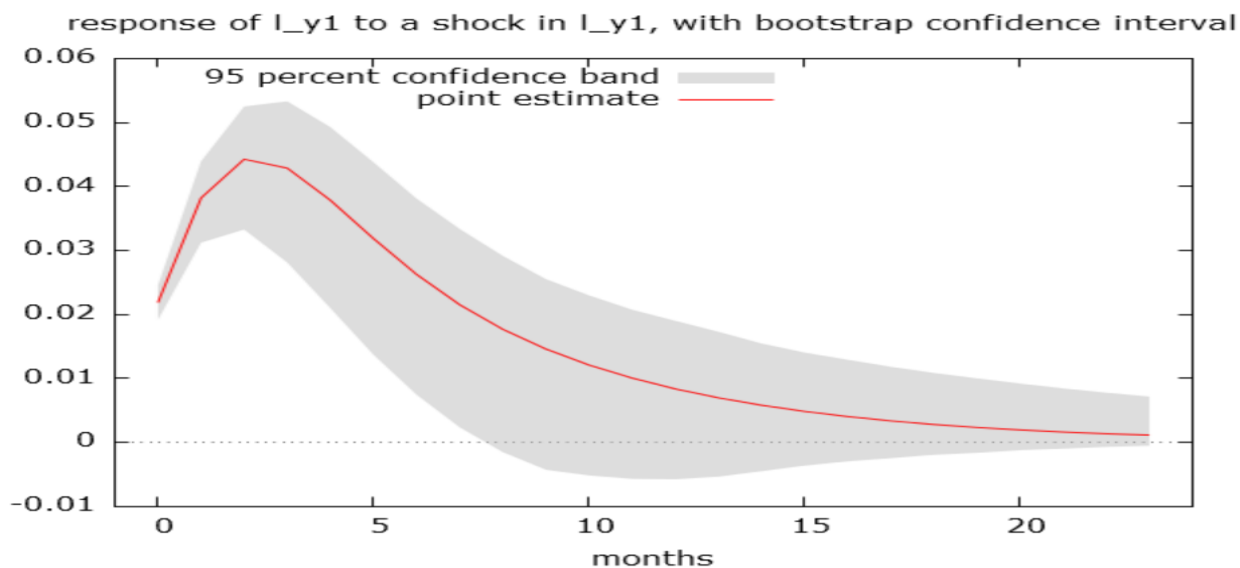
Graf 7: Predikce cen jatečných prasat na 12 měsíců s intervalem spolehlivosti 0,95 na základě údajů za období leden 2010 - duben 2020. Zdroj: vlastní výpočty.



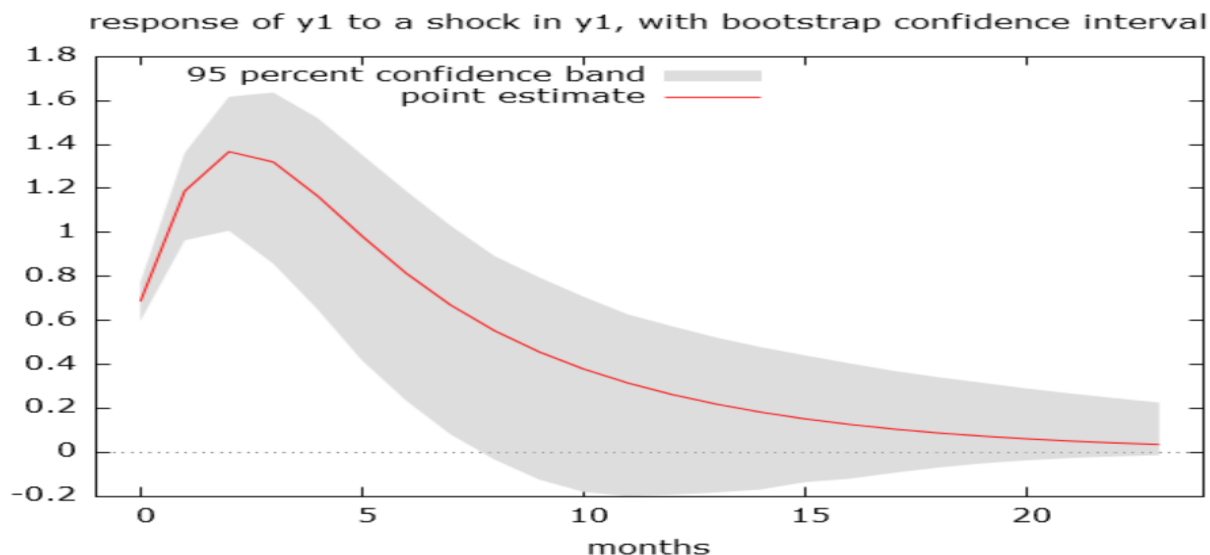
Graf 8: Predikce cen jatečných prasat na 12 měsíců (logaritmická stupnice) s intervalem spolehlivosti 0,95 na základě údajů za období leden 2010 - duben 2020. Zdroj: vlastní výpočty.



Graf 9: Impulzní reakce  $lny_1$  na šok  $lny_1$  s intervalem spolehlivosti 0,95. Zdroj: vlastní výpočty.



Graf 10: Impulzní reakce  $y_1$  na šok  $y_1$  s intervalem spolehlivosti 0,95. Zdroj: vlastní výpočty.



### 1.3 Prasata jatečná v živém (CZV) (Kč/kg) - závislost na čistém exportu

Pro účely prognóz používáme měsíční ceny jatečných prasat na období 2010.01 - 2020.04 a přizpůsobujeme model ADL v následující podobě:

$$\ln y_{ti} = \alpha_{0i} + \sum_{k=1}^m \alpha_k \ln y_{(t-k)i} + \sum_{p=0}^n \beta_p \ln x_{(t-p)j} + \varepsilon_t \quad (4)$$

kde  $y_1$  - endogenní proměnná;  $\alpha_k, \beta_p$  - regresní koeficienty;  $\alpha_{0i}$  - konstanty;  $\varepsilon_t$  - rezidua;  $k, p$  - počet zpoždění;  $m, n$  - maximální zpoždění;  $i$  - označuje počet endogenních proměnných;  $j$  - označuje počet exogenních proměnných.

Tabulka 13: Odhad modelu ADL pro  $y_1$ , \*\*\* - hodnota  $p < 0,01$ , \*\* - hodnota  $p < 0,05$ . Zdroj: vlastní výpočty.

proměnná	koeficient	chyba	t-hodnota
konstanta	-0,188	0,154	-1,224
$\ln y_{1_1}$	1,706***	0,090	19,02
$\ln y_{1_2}$	-0,96***	0,158	-6,087
$\ln y_{1_3}$	0,191**	0,089	2,139
$\ln x_{13_7}$	0,032***	0,012	2,764
R-kvadrát	0,957		
F(3, 119)	616,453***		
Durbin-Watson	1,91		

Je zajímavé, že ve srovnání s AR modelem měsíčních cen jatečných prasat (Tabulka 12) není konstanta statisticky významná.

Výsledky naznačují, že průměrný 1% nárůst čistého vývozu jatečných živých prasat ( $x_{12}$ ) by v České republice vedl k 0,03% zvýšení cen prasat pro porážku. Ve srovnání s předchozím odhadem modelu (Tabulka 12) se regresní koeficienty pro zpoždění 1,2 a 3 mírně snížily, což naznačuje, že část jejich účinku byla přenesena do koeficientu pro  $x_{12}$ . Současně je F-test nižší (616,453) než v předchozím odhadu, což naznačuje, že přidání další proměnné pro čistý export nezlepšilo statistické vlastnosti modelu. Výsledky predikce jsou zobrazeny na Grafu 11 (v Kč) a Grafu 13 (logaritmická stupnice). Impulzní reakce (Graf 13) ukazuje stejný vzor jako u předchozího modelu (Graf 10). Jak je vidět, více než 80 % šoku je kompenzováno po 12-13 měsících a graf impulzní reakce slábne.

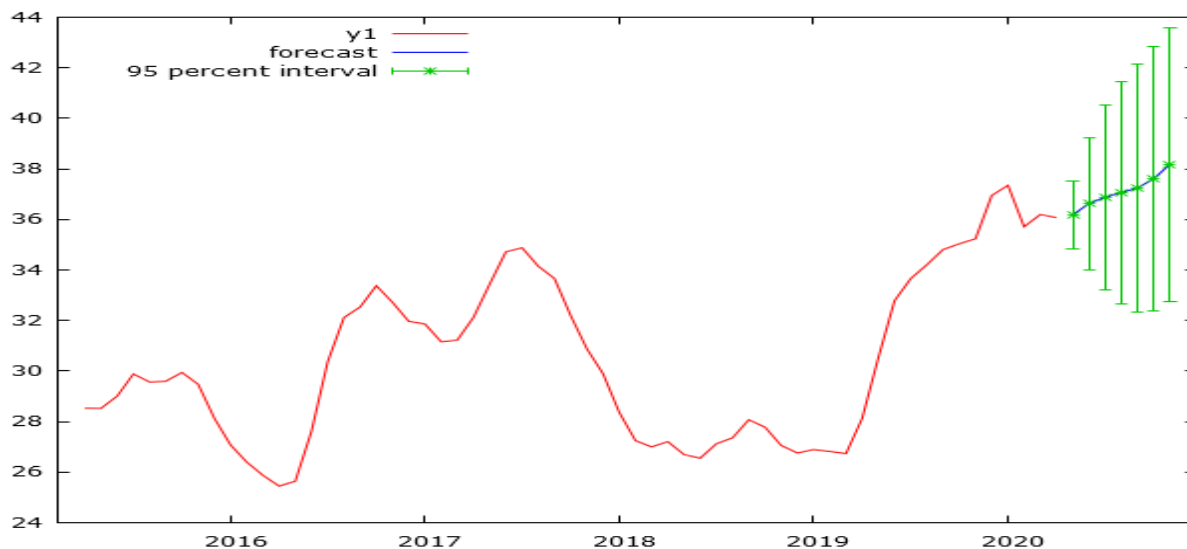
Celkově přidání čistého exportu jako vysvětlující proměnné nezlepší statistické vlastnosti modelu. Testování predikce oproti skutečným cenám vykazovaným Českým statistickým úřadem dále ukazuje následující výsledky (Tabulka 14).

**Tabulka 14: Skutečné vs. predikované hodnoty cen pro model (3), období 05/2020-11/2020.**  
Zdroj: Český statistický úřad, vlastní výpočty.

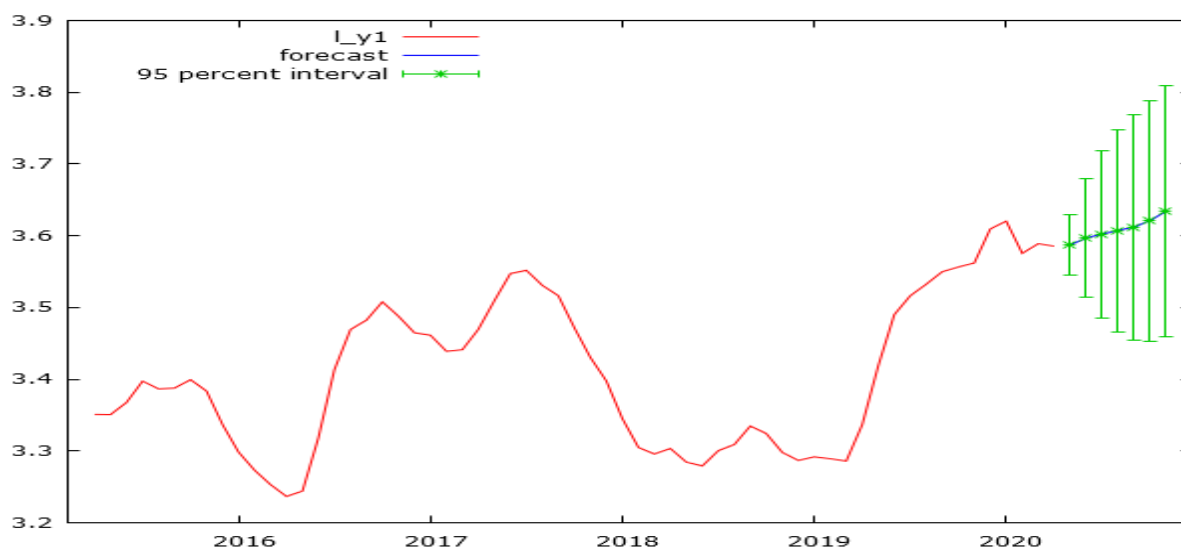
Měsíc	Model (3)			Model (4)		
	Skutečná cena (ČSÚ)	Predikovaná cena (model), Kč	Rozdíl, skutečná minus predikovaná, Kč	Skutečná cena (ČSÚ), Kč	Predikovaná cena (model), Kč	Rozdíl, skutečná minus predikovaná, Kč
05/2020	33,740	35,583	-1,843	33,740	36,182	-2,442
06/2020	31,940	34,970	-3,03	31,940	36,624	-4,684
07/2020	30,825	34,372	-3,547	30,825	36,876	-6,051
08/2020	29,175	33,847	-4,672	29,175	37,068	-7,893
09/2020	28,391	33,410	-5,019	28,391	37,240	-8,849
10/2020	27,334	33,051	-5,717	27,334	37,608	-10,274

Model (4), který zahrnuje čistý export jako nezávislou proměnnou, predikuje vzestupný trend, zatímco autoregresní Model (3) vykazuje klesající trend. Při srovnání rozdílů mezi skutečnými a predikovanými hodnotami (Tabulka 14) je zřejmé, že Model (4) je optimističtější ve vztahu k cenám, zatímco model (3) má menší rozdíly mezi skutečnými a predikovanými cenami. Na základě těchto výsledků se Model (3) jeví jako lepší při predikování cen jatečných prasat a přidání čistého exportu jako vysvětlující proměnné kvalitu predikce nezlepší.

**Graf 11: Predikce cen jatečných prasat na 6 měsíců s intervalem spolehlivosti 0,95 na základě údajů za období leden 2010 - duben 2020. Zdroj: vlastní výpočty.**

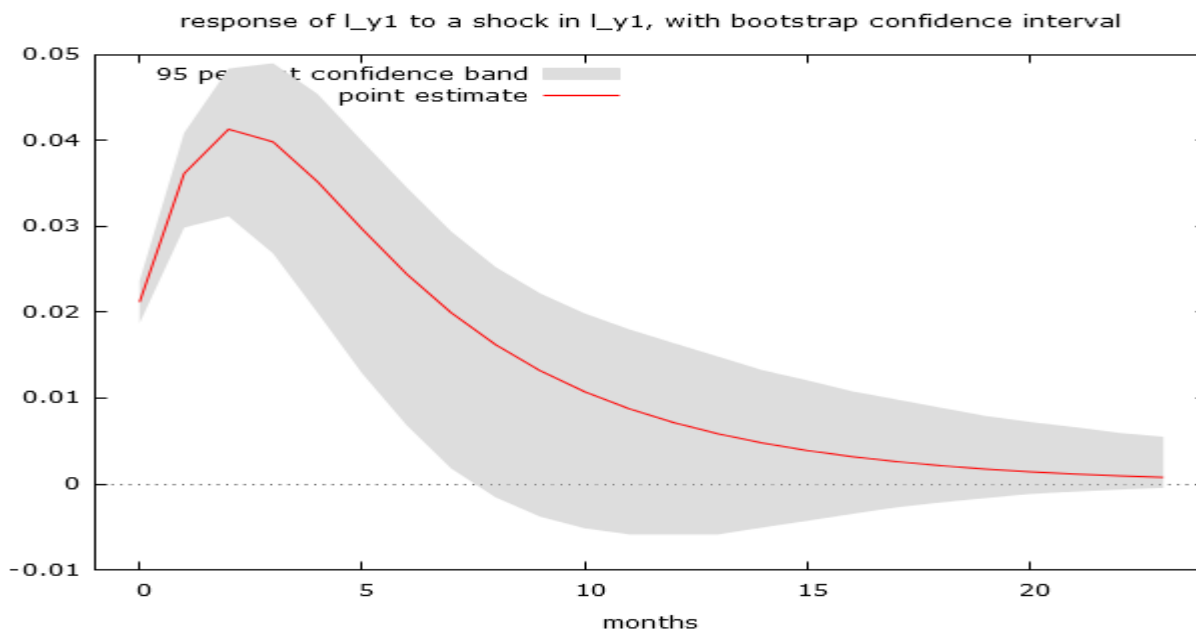


**Graf 12: Predikce cen jatečných prasat na 6 měsíců (logaritmická stupnice) s intervalem spolehlivosti 0,95 na základě údajů za období leden 2010 - duben 2020. Zdroj: vlastní výpočty.**





**Graf 13: Impulzní reakce  $lny_1$  na šok  $lny_1$  s intervalem spolehlivosti 0,95. Zdroj: vlastní výpočty.**



#### 1.4 Aplikace a její užití

Soubor musí obsahovat časové řády závislých a nezávislých proměnných ve sloupcích. Formát CSV souboru musí mít následující podobu:

1. Řádek 1 musí obsahovat popis každé závislé a nezávislé proměnné.
2. Řádek 2 musí obsahovat název každé závislé ( $y_1, y_2$  a  $y_3$ ) a nezávislé ( $x_1, x_2$  atd.) proměnné. Název nezávislé proměnné musí začínat literou „x“, jinak bude nezávislá proměnná ignorována.
3. Řádek 3 a následující obsahují hodnoty odpovídajících proměnných.

Uživatel může vybrat separátor odpovídající CSV souboru (čárka, středník, tabulátor).

Následně může uživatel vybrat buď kontrolu nahraných dat („Náhled dat“) nebo vypočítání elasticit („Výpočet elasticit“).

Pokud uživatel vybral „Výpočet elasticit“, může vybrat metodu výběru nejlepšího modelu.

Tlačítko „Run“ spustí aplikaci.

Příklad výsledku výpočtu elasticit je uveden dále.

Tabulka 15: Příklad vstupních proměnných.

	y1	Název promenné
(Intercept)	-2.392	NA
x1	0.485	Index cen zemědělských výrobců - živocísná výroba (báze 2010)
x3	0.685	Index cen průmyslových výrobců - ceny energie (báze 2005)
x5	-1.267	Indexy spotřebitelských cen podle klasifikace COICOP - měsíční (báze 2015)
x7	0.855	smennýkurzCZK/EUR
x8	-0.419	Produkce veprového masa v tis. tun v EU-27 (bez UK)
x9	0.602	Ceny chovných selat ž.hm. (Kc/kg)
x11	0.066	Import veprového masa v tunách z celého světa do EU (v tunách)
x12	0.288	Cistý export (export minus import, v tunách)

Uvedené elasticity ukazují, o kolik procent se změna závislá proměnná při změně odpovídající nezávislé proměnné o 1 %. Například, uvedený výsledek ukazuje, že zvýšení indexu cen průmyslových výrobců ( $x_3$ ) o 1 % způsobí zvýšení cen zemědělských výrobců o 0,685 %. Záporné hodnoty elasticity ukazují, že zvýšení hodnoty nezávislé proměnné způsobí snížení hodnoty závislé proměnné. Položka „(Intercept)“ ukazuje hodnotu koeficientu  $\beta_0$ .

Následně aplikace uvádí souhrn statistických parametrů vypočítaného modelu, obsahující t-statistiky, p-hodnoty a jiné statistické parametry jak celého modelu, tak i jednotlivých proměnných.

```
Call:
lm(formula = y1 ~ x1 + x3 + x5 + x7 + x8 + x9 + x11 + x12, data = dfLogY1)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-0.111251 -0.043068 -0.005543  0.038357  0.128442

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) -2.39190    1.53941  -1.554 0.123085
x1           0.48473    0.11520   4.208 5.26e-05 ***
x3           0.68491    0.15900   4.308 3.58e-05 ***
x5          -1.26746    0.25158  -5.038 1.84e-06 ***
x7           0.85461    0.17529   4.876 3.64e-06 ***
x8          -0.41935    0.11592  -3.618 0.000449 ***
x9           0.60180    0.07706   7.809 3.49e-12 ***
x11          0.06572    0.04732   1.389 0.167696
x12          0.28807    0.04911   5.865 4.70e-08 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.05916 on 111 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.6802,    Adjusted R-squared:  0.6572
F-statistic: 29.51 on 8 and 111 DF,  p-value: < 2.2e-16
```