

ANALÝZA CENOVÝCH INTERAKCÍ MEZI ČESKÝM A SVĚTOVÝM TRHEM S POTRAVINÁŘSKOU PŠENICÍ

P. Syrovátka

Došlo: 31.srpna 2010

Abstract

SYROVÁTKA, P: *Analysis of price interactions between Czech and world wheat markets*. Acta univ. agric. et silvic. Mendel. Brun., 2010, LVIII, No. 6, pp. 533–542

The paper is focused on the analysis of the price interactions between the Czech and world markets for the wheat. The long-term interactions of the wheat market prices were tested by means of the co-integration analysis (Engle-Granger test). The dynamic autoregressive model developed by the author was used for evaluation of the short-term price interactions. Monthly time series of the market prices from January 1995 till April 2010 were obtained from the Czech Statistical Office and the International Monetary Fund. The results of the co-integration analysis showed, that the price dynamics in the world wheat market does not have a long-term impact on the level of prices in the Czech market for the given commodity. According to the constructed and statistically verified model, the short-term price interactions between the studied markets are not strong too. The value of the determination index (0.5063) implies other factors forming the price dynamics of the Czech wheat market.

Czech wheat price, world wheat price, price interactions, short-term interactions, long-term interactions, co-integration analysis, dynamic autoregressive model

Pšenice spolu s kukuřicí a rýží patří celosvětově mezi nejvýznamnější zemědělské komodity s potravinářským využitím. Největší producenti pšenice jsou pak Čína, Indie, USA, Rusko, Francie, Kanada, Německo, Pákistán, Turecko, UK, Ukrajina, Irán, Argentina a Kazachstán, viz Adams, F. G., Behrman, J. R. (1976). V České republice zaujímá pšenice rovněž velmi významné postavení mezi pěstovanými obilovinami. Své využití stejně jako v ostatních zemích nalézá tato komodita především při výrobě mouky na pečení chleba a dalších druhů pečiva. V rámci potravinářského zpracování je pšeničné zrno dále využíváno k výrobě těstovin, krup či cukrářských výrobků. Vzhledem k širokému zastoupení pšenice, jakožto výchozí suroviny v celé řadě výrobních vertikál pečiva a těstovin, a současně také vzhledem k dominantnímu podílu pšeničného zrna v rámci výrobních receptur, je nasnadě věnovat odpovídající pozornost cenovému vývoji na trhu s touto zemědělskou komoditou.

Vývoj cen na českém trhu s potravinářskou pšenicí je primárně determinován stavem její domácí nabídky a poptávky. Cenový vývoj na českém trhu s potravinářskou pšenicí je ovšem také ovlivňován zahraničním obchodem s touto zemědělskou komoditou; Bečvářová, V. (2004). Jelikož Česká republika patří mezi členské země EU, je v tomto směru povinna dodržovat principy a pravidla Společné zemědělské politiky a Společné obchodní politiky. Dodržování těchto pravidel se v podstatě projevuje jako regulační zásahy do zemědělských trhů jednotlivých členských zemí. Při regulačních opatřeních na českém trhu s potravinářskou pšenicí se hraje jedinečnou roli Statní zemědělský a intervenční fond. Prostřednictvím tohoto nástroje jsou především prováděny intervenční nákupy obilovin, případně jsou vytvořené zásoby uvolňovány. Pravidla režimu intervenčních nákupů stanoví Evropská komise a jsou platné pro všechny členské země. Cenový vývoj na českém trhu s potravinářskou pšenicí

je ovšem užitečné sledovat také v návaznosti na vývoj cen na celosvětovém trhu s potravinářskou pšenicí, v němž tvoří EU trh pouze jednu z jeho částí.

S ohledem na výše uvedenou skutečnost si článek vzal za cíl prověřit, zda se mezi vývojem cen na českém trhu s potravinářskou pšenicí a vývojem cen potravinářské pšenice na světovém trhu projevuje statisticky průkazná dlouhodobá případně krátkodobá závislost. Tyto vztahy byly zkoumány prostřednictvím údajů o průměrné měsíční ceně potravinářské pšenice na českém a světovém trhu, a to v období od ledna 1995 do dubna 2010. Časové řady tržních cen byly získány z databáze Českého statistického úřadu (ČSÚ) a Mezinárodního měnového fondu (MMF). Ke zkoumání dlouhodobých cenových vztahů byla uplatněna kointegrační analýza. Při hodnocení krátkodobých vztahů bylo využito dynamické modelování postavené na měsíčních diferencích sledovaných tržních cen.

MATERIÁL A METODIKA

Pro zkoumání vztahu mezi vývojem ceny na českém a světovém trhu s potravinářskou pšenicí byly využity údaje ČSÚ a MMF. Časová řada průměrných měsíčních cen na českém trhu s potravinářskou pšenicí za období leden 1995 až duben 2010 (czp_t) byla převzata z databáze ČSÚ: 7–Ceny (w-7006), část Průměrné ceny zemědělských výrobců. V rámci této datové základny jsou průměrné úrovně měsíčních tržních cen potravinářské pšenice evidovány v Kč za 1 tunu bez DPH. Časová řada průměrných měsíčních cen na světovém trhu (wp_t) za stejné časové období byla převzata z datové základny MMF: Ceny

základních komodit – Obiloviny. Jako průměrná měsíční cena na světovém trhu je v databázi MMF vedena exportní cena: FOB – Mexický záliv¹, a to v US dolarech za 1 tunu pšenice HRW No 1. Z databáze ČSÚ a MMF bylo tedy pro vytyčený výzkum cenových interakcí celkem k dispozici 184 měsíčních údajů. Časové řady obou tržních cen jsou zobrazeny v Grafu 1.

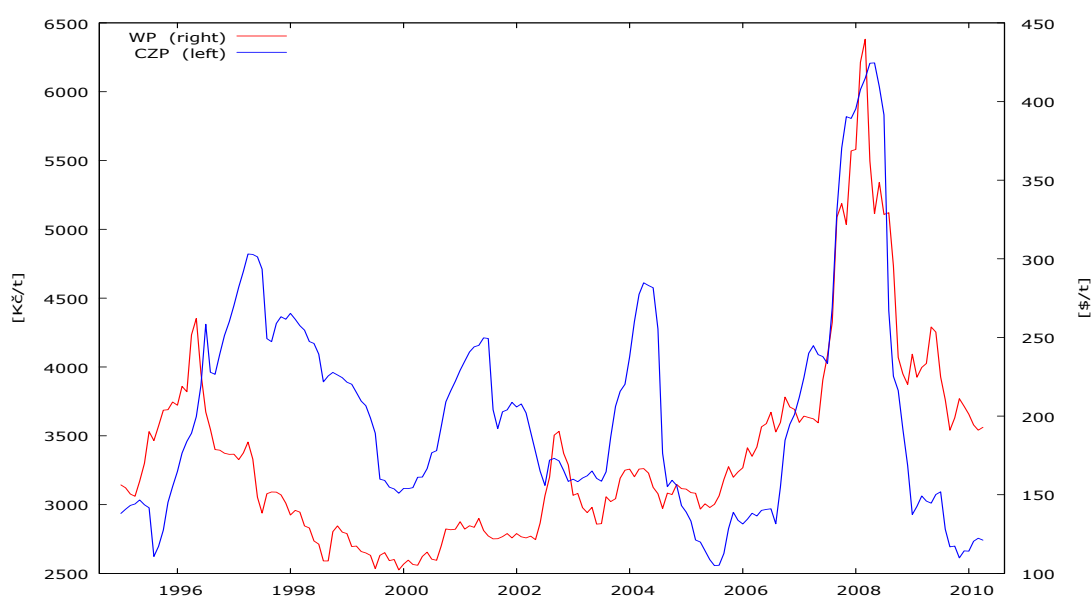
K rozboru dlouhodobé závislosti mezi vývojem ceny potravinářské pšenice na českém a na světovém trhu byla použita metodika kointegrační analýzy; Engle R. F., Granger, C. W. J. (1987) a (1991). V její první fázi byla pozornost soustředěna na posouzení stacionarity obou časových řad zkoumaných tržních cen tak, aby byl zjištěn řád jejich integrovanosti. K analýze stacionarity časových řad cen czp_t a wp_t byly použity ADF testy τ významnosti jednotkového kořene ($a = 1$); Dickey, D. A., Fuller, W. A. (1981). Protože úroveň tržních cen nemůže dosahovat zápornou hodnotu, tedy nelze u czp_t a wp_t připustit stacionaritu okolo nuly, bylo ADF testování τ_c , τ_{ct} , jednotkového kořene zúženo na autoregresní modely s konstantou (1.1), (2.1) a s konstantou a trendem (1.2), (2.2):

$$\Delta czp_t = c + (a - 1) \times czp_{t-1} + \sum_{\lambda=1}^L a_{\lambda} \times \Delta czp_{t-\lambda} + u_t, \quad (1.1)$$

$$\Delta czp_t = c + b \times t + (a - 1) \times czp_{t-1} + \sum_{\lambda=1}^L a_{\lambda} \times \Delta czp_{t-\lambda} + u_t, \quad (1.2)$$

$$\Delta wp_t = c + (a - 1) \times wp_{t-1} + \sum_{\lambda=1}^L a_{\lambda} \times \Delta wp_{t-\lambda} + u_t, \quad (2.1)$$

$$\Delta wp_t = c + b \times t + (a - 1) \times wp_{t-1} + \sum_{\lambda=1}^L a_{\lambda} \times \Delta wp_{t-\lambda} + u_t. \quad (2.2)$$



1: Ceny potravinářské pšenice na českém a světovém trhu
1: Czech and world price of food wheat

1 Cena na lodi v přístavu.

Zavedení dvojic modelů (1.1), (1.2), respektive (2.1), (2.2) dává možnost u obou časových řad tržních cen nejen určit, zda jsou či nejsou stacionární, ale také rozlišit charakter jejich stacionarity, tedy stanovit zda jsou časové řady czp_t a wp_t stacionární okolo nulové konstanty nebo okolo trendu. Při specifikaci autoregresních modelů (1.1), (1.2), (2.1) a (2.2) bylo s ohledem na používání měsíčních údajů uvažováno maximálně roční zpoždění: $\max\{\lambda\} = L$; $L = 12$, viz Hušek, R. (1999). V této literatuře je také uceleně popsána metodika ADF testů jednotkových kořenů časových řad. V souvislosti s další fází kointegrační analýzy, kterou tvoří Engle-Grangerův test kointegrace, je užitečné připomenout, že obě časové řady cen musí nutně vykazovat integrovanost stejného řádu; Engle R. F., Granger, C. W. J. (1987). Stejněž se u ekonomických časových řad, tedy včetně časových řad tržních cen, setkáváme s integrovaností řádu jedna, viz Arlt, J. (1999):

$$czp_t \sim I(1) \wedge wp_t \sim I(1). \quad (3)$$

Pokud zkoumané časové řady tržních cen splní podmínku (3), pokračuje kointegrační analýza OLS odhadem statické regrese:

$$czp_t = c + \beta^* \times wp_t + e_t. \quad (4)$$

Na základě regrese (4) se pak odvodí časová řada reziduí e_t tak, že $e_t = czp_t - (c + \beta^* \times wp_t)$. Na takto získané časové řadě reziduí se prostřednictvím autoregresních modelů:

$$\Delta e_t = (a - 1) \times e_{t-1} + \sum_{\lambda=1}^L a_{\lambda} \times \Delta e_{t-\lambda} + u_t, \quad (5.1)$$

$$\Delta e_t = c + (a - 1) \times e_{t-1} + \sum_{\lambda=1}^L a_{\lambda} \times \Delta e_{t-\lambda} + u_t, \quad (5.2)$$

$$\Delta e_t = c + b \times t + (a - 1) \times e_{t-1} + \sum_{\lambda=1}^L a_{\lambda} \times \Delta e_{t-\lambda} + u_t. \quad (5.3)$$

opět provedou ADF testy τ_{nc} , τ_c , τ_a na statistickou významnost jejího jednotkového kořene ($a = 1$). Tato procedura je známá jako EG test kointegrace, viz Engle R. F., Granger, C. W. J. (1987). V případě, že nulovou hypotézu: $H_0: a - 1 = 0$ lze s pravděpodobností $100\% - \alpha$; $\alpha = 10\% \vee \alpha = 5\% \vee \alpha = 1\%$ nebo ještě méně vyvrátit, neobsahuje časová řada e_t minimálně s 90% pravděpodobností statisticky signifikantní jednotkový kořen $a = 1$. Časová řada reziduí e_t je stacionární, neboli má charakter bílého šumu: $e_t \sim I(0)$. Časové řady cen czp_t a wp_t pak můžeme považovat za kointegrované a tvrdit, že jejich vývoj je provázán určitým dlouhodobým vztahem, který je možné vyjádřit kointegračním vektorem $(1; -\beta^*)$; Arlt, J. (1999). Výše uvedené závěry o kointegraci zkoumaných časových řad cen ovšem budou platit jen tehdy, pokud je zároveň splněna podmínka (3), jinak nelze tyto časové řady považovat za kointegrované. Časové řady cen czp_t a wp_t budeme považovat za nekointegrované rovněž v případě, když nulovou hypotézu: $H_0: a - 1 = 0$ nelze ani při maximální přijatelné hladině testu ($\alpha = 10\%$) zamítnout. Časová řada e_t potom s 90% pravděpodobností obsahuje jed-

notkový kořen: $a = 1$. Rezidua e_t jsou tudíž nestacionární a časové řady cen czp_t a wp_t pravděpodobně nespojují žádný statisticky významný dlouhodobý vztah. Jestliže časové řady tržních cen czp_t a wp_t nelze prohlásit z některého z výše uvedených důvodů za kointegrované, můžeme při dalším výzkumu pokračovat analýzou krátkodobých cenových interakcí. K tomuto účelu je možné použít dynamické regresní, případně autoregresní modely postavené na měsíčních diferencích sledovaných cen. Diferencováním výchozích časových řad většinou zajistíme jejich stacionarity; Dickey, D. A., Fuller, W. A. (1981) na druhou stranu tímto zároveň potlačíme dlouhodobé interakce; Arlt, J. (1999). Po kvantitativní stránce byla analýza kompletně zpracována v ekonometrickém programu GRET 1.9.0.

VÝSLEDKY

V souladu s vymezenými fázemi kointegrační analýzy bylo zkoumání dlouhodobých interakcí mezi vývojem ceny potravinářské pšenice na českém a na světovém trhu zahájeno rozбором stacionarity časových řad czp_t a wp_t . Výsledky ADF testů u časové řady cen potravinářské pšenice na českém trhu, které byly vykonány prostřednictvím autoregresních modelů (1.1) a (1.2) s maximální délkou zpoždění jeden rok ($L = 12$), jsou obsaženy v Tab. I a Tab. II.

Tab. I a Tab. II ukazují, že časová řada měsíčních cen potravinářské pšenice zjištěných na českém komoditním trhu vykazuje stacionární charakter. Časová řada czp_t je stacionární vzhledem k nulové úrovně konstantě c , viz Tab. I: $\tau_c = -3,86779 \wedge \alpha^*(\tau_c) = 0,002297$. Přestože některé výsledky uvedené v Tab. II indikují stacionaritu czp_t kolem lineární trendové funkce: $\tau_a = -3,85624 \wedge \alpha^*(\tau_a) = 0,01383$, můžeme tento případ s ohledem na výsledky T -testu parametru u časové proměnné zamítnout, viz $T(b) = -0,4559 \wedge \alpha(T_b) = 0,6491$. V souladu s výše uvedenými závěry lze tedy konstatovat, že časová řada měsíčních cen potravinářské pšenice na českém trhu je generována procesem, který je integrovaný řádu nula: $\{czp_t\} \sim I(0)$. Z tohoto pohledu je možné czp_t považovat za časovou řadu s krátkou pamětí; Arlt, J. (1997).

Stacionarita časové řady cen HRV pšenice No. 1 na světovém trhu byla zkoumána za pomoci ADF testů na autoregresních modelech (2.1) a (2.2). V rámci využívaných autoregresních modelů bylo stejně jako u časové řady czp_t zavedeno maximální zpoždění jeden rok, tj. 12 měsíců ($L = 12$). Dosažené výsledky jsou shrnuty v Tab. III a Tab. IV.

Výsledky ADF testů, viz Tab. III a Tab. IV, ukázaly, že časová řada měsíčních cen HRV pšenice No. 1 na světovém trhu není stacionární kolem žádné úrovně konstanty (Tab. III: $\tau_c = -1,64411 \wedge \alpha^*(\tau_c) = 0,4599$). Časová řada wp_t není stacionární ani kolem lineárního trendu (Tab. IV: $\tau_a = -2,27238 \wedge \alpha^*(\tau_a) = 0,4486$). Z důvodu určení řádu integrovanosti časové řady wp_t , respektive procesu, který ji generuje,

I: ADF test – model s konstantou, časová řada cen potravinářské pšenice na českém trhu

I: ADF test – model with constant, time series of Czech wheat prices

Model (1.1): $\Delta czp_t = c + (a - 1) \times czp_{t-1} + \sum_{\lambda=1}^{12} a_{\lambda} \times \Delta czp_{t-\lambda} + u_t$				
Koeficient autokorelace reziduí 1. řádu		$R_u(1) = + 0,011$		
OLS odhad hodnoty $(a - 1)$		$a - 1 = - 0,0912669$		
Testová statistika τ		$\tau_c = - 3,86779$		
Hladina významnosti testu		$\alpha^*(\tau_c) = 0,002297$		
OLS odhad modelu (1.1) – přehled výsledků regrese				
parametr	hodnota parametru	standardní chyba	T resp. τ statistika	α hladina
c	338,355	88,8848	3,807	0,0002
$a - 1$	-0,0912669	0,0235966	-3,868	0,0023
a_1	0,528336	0,0752525	7,021	$6,27 \times 10^{-11}$
a_2	-0,0387270	0,0851166	-0,4550	0,6497
a_3	0,160549	0,0843605	1,903	0,0589
a_4	0,00569069	0,0848276	0,06709	0,9466
a_5	0,138036	0,0845000	1,634	0,1044
a_6	-0,0456511	0,0839329	-0,5439	0,5873
a_7	0,0947156	0,083143	1,139	0,2564
a_8	0,0955402	0,0833981	1,146	0,2537
a_9	-0,0171561	0,0836953	-0,2050	0,8379
a_{10}	-0,0353882	0,0837837	-0,4224	0,6733
a_{11}	-0,0774450	0,0833657	-0,9290	0,3543
a_{12}	0,240593	0,0766588	3,138	0,0020

II: ADF test – model s konstantou a trendem, časová řada cen potravinářské pšenice na českém trhu

II: ADF test – model with constant and trend, time series of Czech wheat prices

Model (1.2): $\Delta czp_t = c + b \times t + (a - 1) \times czp_{t-1} + \sum_{\lambda=1}^{12} a_{\lambda} \times \Delta czp_{t-\lambda} + u_t$				
Koeficient autokorelace reziduí 1. řádu		$R_u(1) = + 0,012$		
OLS odhad hodnoty $(a - 1)$		$a - 1 = - 0,0912255$		
Testová statistika τ		$\tau_{ct} = - 3,85624$		
Hladina významnosti testu		$\alpha^*(\tau_{ct}) = 0,01383$		
OLS odhad modelu (1.2) – přehled výsledků regrese				
parametr	hodnota parametru	standardní chyba	T resp. τ statistika	α hladina
c	350,169	92,8013	3,773	0,0002
b	-0,120982	0,265354	-0,4559	0,6491
$a - 1$	-0,0912255	0,0236566	-3,856	0,0138
a_1	0,526548	0,0755448	6,970	$8,41 \times 10^{-11}$
a_2	-0,0395507	0,0853512	-0,4634	0,6437
a_3	0,159232	0,0846234	1,882	0,0617
a_4	0,00489676	0,0850603	0,05757	0,9542
a_5	0,136357	0,0847940	1,608	0,1098
a_6	-0,0460461	0,0841499	-0,5472	0,5850
a_7	0,0937554	0,0833805	1,124	0,2626
a_8	0,0948494	0,0836230	1,134	0,2584
a_9	-0,0174730	0,0839101	-0,2082	0,8353
a_{10}	-0,0360744	0,0840093	-0,4294	0,6682
a_{11}	-0,0784067	0,0836034	-0,9378	0,3498
a_{12}	0,238725	0,0769620	3,102	0,0023

III: ADF test – model s konstantou, časová řada cen potravinářské pšenice na světovém trhu

III: ADF test – model with constant, time series of world wheat prices

$$\text{Model (2.1): } \Delta wp_t = c + (a - 1) \times wp_{t-1} + \sum_{\lambda=1}^{12} a_{\lambda} \times \Delta wp_{t-\lambda} + u_t$$

Koeficient autokorelace reziduí 1. řádu	$R_u(1) = -0,005$
OLS odhad hodnoty $(a - 1)$	$a - 1 = -0,0304804$
Testová statistika τ	$\tau_{\epsilon} = -1,64411$
Hladina významnosti testu	$\alpha^*(\tau_{\epsilon}) = 0,4599$
OLS odhad modelu (2.1) – přehled výsledků regrese	

parametr	hodnota parametru	standardní chyba	T resp. τ statistika	α hladina
b_0	5,29872	3,38381	1,566	0,1194
$a - 1$	-0,0304804	0,0185392	-1,644	0,4599
a_1	0,288437	0,0791809	3,643	0,0004
a_2	-0,0718383	0,0823721	-0,8721	0,3845
a_3	0,159518	0,0824180	1,935	0,0547
a_4	-0,158247	0,0833872	-1,898	0,0596
a_5	0,247385	0,0831733	2,974	0,0034
a_6	0,0893477	0,0839919	1,064	0,2891
a_7	-0,147743	0,0837528	-1,764	0,0797
a_8	-0,122997	0,0833718	-1,475	0,1421
a_9	0,0435847	0,0827281	0,5268	0,5990
a_{10}	-0,0405295	0,0827951	-0,4895	0,6252
a_{11}	0,0818724	0,0825809	0,9914	0,3230
a_{12}	-0,0785983	0,0808660	-0,9720	0,3326

IV: ADF test – model s konstantou a trendem, časová řada cen potravinářské pšenice na světovém trhu

IV: ADF test – model with constant and, time series of world wheat prices

$$\text{Model (2.2): } \Delta wp_t = c + b \times t + (a - 1) \times wp_{t-1} + \sum_{\lambda=1}^{12} a_{\lambda} \times \Delta wp_{t-\lambda} + u_t$$

Koeficient autokorelace reziduí 1. řádu	$R_u(1) = -0,007$
OLS odhad hodnoty $(a - 1)$	$a - 1 = -0,0514749$
Testová statistika τ	$\tau_{\epsilon} = -2,27238$
Hladina významnosti testu	$\alpha^*(\tau_{\epsilon}) = 0,4486$
OLS odhad modelu (2.2) – přehled výsledků regrese	

parametr	hodnota parametru	standardní chyba	T resp. τ statistika	α hladina
c	4,87049	3,37787	1,442	0,1513
b	0,0412504	0,0258275	1,597	0,1123
$a - 1$	-0,0514749	0,0226524	-2,272	0,4486
a_1	0,292153	0,0788271	3,706	0,0003
a_2	-0,0636367	0,0821290	-0,7748	0,4396
a_3	0,165127	0,0820891	2,012	0,0460
a_4	-0,149458	0,0831607	-1,797	0,0742
a_5	0,254134	0,0828734	3,067	0,0026
a_6	0,0973728	0,0837310	1,163	0,2466
a_7	-0,134694	0,0837417	-1,608	0,1098
a_8	-0,112251	0,0832354	-1,349	0,1794
a_9	0,0517755	0,0824821	0,6277	0,5311
a_{10}	-0,0343930	0,0824787	-0,4170	0,6773
a_{11}	0,0865347	0,0822278	1,052	0,2943
a_{12}	-0,0695844	0,0806672	-0,8626	0,3897

byly její původní hodnoty nahrazeny 1. diferenciacemi:

$$\Delta wp_t = wp_t - wp_{t-1}. \quad (6)$$

Na takto transformované časové řadě světových cen pšenice byly znovu provedeny ADF testy jejího jednotkového kořene. Jelikož časová řada cenových změn Δwp_t (6) může obsahovat také záporné hodnoty, byl při ADF testování jejího jednotkového kořene uplatněn také autoregresní model bez konstanty. Konkrétně byly ADF testy jednotkového kořene v časové řadě cenových změn Δwp_t provedeny na základě následující trojice autoregresních modelů:

$$\Delta^2 wp_t = (a - 1) \times \Delta wp_{t-1} + \sum_{\lambda=1}^{12} a_{\lambda} \times \Delta^2 wp_{t-\lambda} + u_t \quad (7.1)$$

$$\Delta^2 wp_t = b_0 + (a - 1) \times \Delta wp_{t-1} + \sum_{\lambda=1}^{12} a_{\lambda} \times \Delta^2 wp_{t-\lambda} + u_t \quad (7.2)$$

$$\Delta^2 wp_t = b_0 + b_1 \times t + (a - 1) \times \Delta wp_{t-1} + \sum_{\lambda=1}^{12} a_{\lambda} \times \Delta^2 wp_{t-\lambda} + u_t \quad (7.3)$$

Výsledky ADF testů jednotkového kořene u časové řady Δwp_t při maximálním zpoždění $L = 12$ jsou zaznamenány v Tab. V.

Z provedených ADF testů (Tab. V) jasně vyplývá, že po diferencování způsobem (6) se časová řada wp_t stala stacionární. Vzhledem k výsledkům T -testu konstanty v modelu (7.2), respektive T -testů konstanty a dynamického parametru v modelu (7.3) lze časovou řadu cenových změn (Δwp_t) prohlásit za stacionární okolo nuly. Časová řada Δwp_t je tudíž proces integrovaný řádu nula: $\Delta wp_t \sim I(0)$. V návaznosti na tyto závěry můžeme na časovou řadu měsíčních cen pšenice na světovém trhu (wp_t) nahlížet jako na proces, který je integrován řádu jedna: $wp_t \sim I(1)$, tedy proces s dlouhou pamětí; Arlt, J. (1997).

Rozbory stacionarity czp_t a wp_t ukázaly, že není splněn výchozí předpoklad z Grangerovy věty o kointegraci dvou procesů, neboť zkoumané časové řady tržních cen vykazují různý stupeň integrovanosti: $czp_t \sim I(0) \wedge wp_t \sim I(1)$, viz Arlt, J. (1997). Časové řady czp_t a wp_t tudíž nemohou být kointegrované, takže jejich vývoj velmi pravděpodobně nespojuje žádný dlouhodobý vztah.

Nad tímto výsledkem se přirozeně nabízí diskuse ohledně použité databáze, kdy jako časová řada světové ceny pšenice byly uplatněny měsíční údaje z MMF o exportní ceně pšenice HRW No 1: FOB – Mexický záliv. Jinou možností, jak vymezit měsíční časovou řadu světové ceny potravinářské pšenice, je zjistit ceny, za nichž byla tato komodita obchodována na Chicago Board of Trade (CBOT). CBOT je největší celosvětovou burzou se zemědělskými komoditami. V souvislosti s členstvím České republiky v EU je ovšem dále zajímavé zkoumat kointegraci mezi vývojem ceny potravinářské pšenice na českém trhu a cenovým vývojem na evropském zemědělském trhu. V tomto směru jsou pak využitelné údaje z německé komoditní burzy Warenterminbörse Hannover AG, případě z francouzské komo-

ditní burzy Marche a Terme International de France (MATIF). Uvedené možnosti vlastně vymezují další možné směry výzkumu horizontálních cenových interakcí českého trhu s potravinářskou pšenicí. Jinou zajímavou možností je také rozdělit časové řady zkoumaných czp_t a wp_t na kratší a zkoumat cenové interakce před vstupem České republiky do EU, případně zkoumat cenové interakce českého a světového trhu v souvislosti s globální ekonomickou krizí.

DISKUSE A ZÁVĚRY

Z výsledků kointegrační analýzy vyplynulo, že zkoumané časové řady tržních cen czp_t a wp_t pravděpodobně nespojuje žádný dlouhodobý vztah. Ve vymezeném období (leden 1995 až duben 2010) je však možné pokračovat v analýze závislosti mezi vývojem cen na českém a světovém trhu s potravinářskou pšenicí na úrovni jejich krátkodobých projevů, tedy zkoumat krátkodobé interakce mezi danými tržními cenami. Těmto účelům vyhovují regresní modely odhadnuté na základě diferencovaných časových řad; Hušek, R. (1999). S ohledem na dosažení stacionarity czp_t a wp_t a současně s ohledem na potlačení jednotkové nesourodosti těchto cenových časových řad byla provedena jejich diferenčně-logaritmická transformace:

$$\Delta \ln czp_t = \ln czp_t - \ln czp_{t-1}, \quad (8.1)$$

$$\Delta \ln wp_t = \ln wp_t - \ln wp_{t-1}. \quad (8.2)$$

Transformací (8.1) a (8.2) vlastně přecházíme od časových řad absolutních úrovní tržních cen potravinářské pšenice k časovým řadám jejich relativních přírůstků, viz literatura Pindyck, R. S., Rubinfeld, D. L. (1998):

$$\Delta \ln czp_t \equiv \frac{(czp_t - czp_{t-1})}{czp_t}, \quad (9.1)$$

$$\Delta \ln wp_t \equiv \frac{(wp_t - wp_{t-1})}{wp_t}. \quad (9.2)$$

Vývoj časových řad relativních přírůstků u obou tržních ($\Delta \ln czp_t$) a ($\Delta \ln wp_t$) zachycuje Graf 2.

Na základě transformovaných časových řad cen (8.1) a (8.2) byl OLS krokovou technikou definován dynamický autoregresní model bez úrovně konstanty:

$$\Delta \ln czp_t = B_1 \times \Delta \ln wp_{t-1} + B_2 \times \Delta \ln wp_{t-2} + A_1 \times \Delta \ln czp_{t-1} + A_2 \times \Delta \ln czp_{t-2} + D_8 \times m_8 + D_9 \times m_9 + v_t. \quad (10)$$

Při testování nejvhodnější dynamické specifikace modelu (10) se ukázalo, že u zkoumaných cenových závislostí se významně projevuje měsíční, respektive dvouměsíční zpoždění. Do dynamického modelu (10) byly také zahrnuty umělé sezonní proměnné pro srpen: $m_8 = 8$ a září: $m_9 = 9$. V těchto měsících v souladu s produkčním cyklem pěstování obilí pravidelně dochází nejprve k výraznému poklesu tržní ceny (srpen):

V: ADF testy – časová řada Δwp_t V: ADF tests – time series Δwp_t Model bez konstanty (7.1): $\Delta^2 wp_t = (a - 1) \times \Delta wp_{t-1} + \sum_{\lambda=1}^{12} a_{\lambda} \times \Delta^2 wp_{t-\lambda} + u_t$

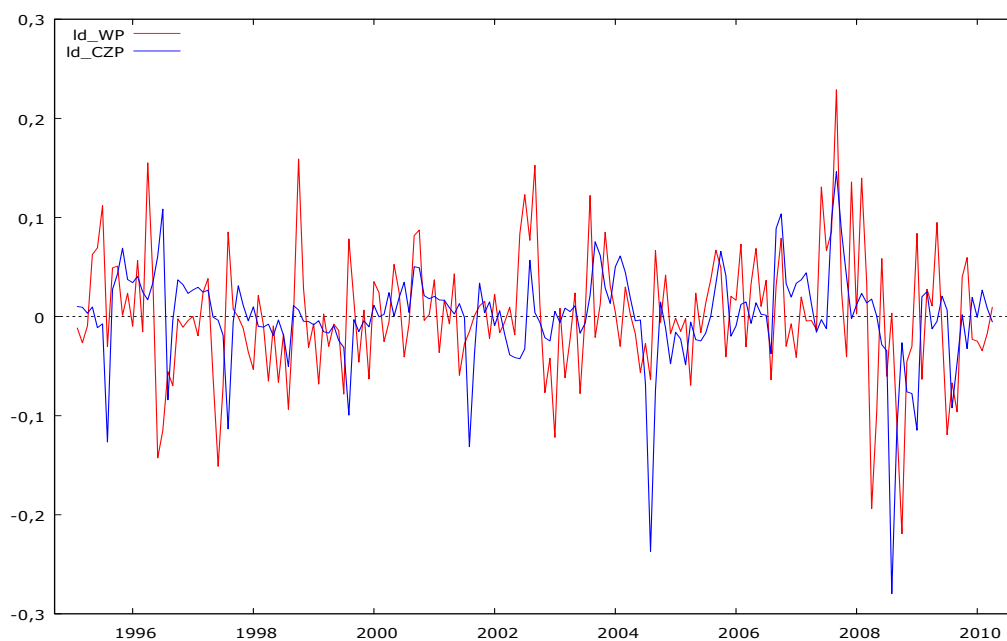
Koeficient autokorelace reziduí 1. řádu	$R_u(1) = +0,005$
OLS odhad hodnoty $(a - 1)$	$a - 1 = -0,986238$
Testová statistika τ	$\tau_{nc} = -4,47427$
Hladina významnosti testu	$\alpha^*(\tau_{nc}) = 8,504 \times 10^{-6}$

Model s konstantou (7.2): $\Delta^2 wp_t = c + (a - 1) \times \Delta wp_{t-1} + \sum_{\lambda=1}^{12} a_{\lambda} \times \Delta^2 wp_{t-\lambda} + u_t$

Koeficient autokorelace reziduí 1. řádu	$R_u(1) = +0,005$
OLS odhad hodnoty $(a - 1)$	$a - 1 = -0,985473$
Testová statistika τ	$\tau_c = -4,45139$
Hladina významnosti ADF testu	$\alpha^*(\tau_{nc}) = 0,0001$
OLS odhad konstanty	$c = -0,0747798$
T-test konstanty	$T(c) = -0,07144$
Hladina významnosti T-testu konstanty	$\alpha(T_c) = 0,9431$

Model s konstantou a trendem (7.3): $\Delta^2 wp_t = c + b \times t + (a - 1) \times \Delta wp_{t-1} + \sum_{\lambda=1}^{12} a_{\lambda} \times \Delta^2 wp_{t-\lambda} + u_t$

Koeficient autokorelace reziduí 1. řádu	$R_u(1) = +0,004$
OLS odhad hodnoty $(a - 1)$	$a - 1 = -0,998262$
Testová statistika τ	$\tau_{ct} = -4,47475$
Hladina významnosti ADF testu	$\alpha^*(\tau_{ct}) = 0,001606$
OLS odhad konstanty	$c = -1,24946$
T-test konstanty	$T(b_0) = -0,5264$
Hladina významnosti T-testu konstanty	$\alpha(T_c) = 0,5993$
OLS odhad dynamického parametru	$b = +0,0118362$
T-test dynamického parametru	$T(b) = +0,05518$
Hladina významnosti T-testu dynamického parametru	$\alpha(T_b) = 0,5819$



2: Relativní přírůstky cen potravinářské pšenice na českém a světovém trhu

2: Growth rate of Czech and world wheat prices

$$\frac{(czp_t - czp_{t-1})}{czp_t} < 0 \wedge \frac{(wp_t - wp_{t-1})}{wp_t} < 0 \quad (11)$$

a následně k jejímu navýšení (září):

$$\frac{(czp_t - czp_{t-1})}{czp_t} > 0 \wedge \frac{(wp_t - wp_{t-1})}{wp_t} > 0. \quad (12)$$

Odhady jednotlivých parametrů autoregresního modelu (10) a výsledky jeho statistické verifikace jsou obsaženy v Tab. VI.

Sestavený dynamický model (10), jež zachycuje krátkodobé vztahy mezi relativními změnami cen

ladu se zavedenou dynamickou konstrukcí modelu (10) tudíž můžeme konstatovat, že na relativní změně ceny potravinářské pšenice na českém trhu v čase t se přibližně 51 % současně podílí relativní změna tržní ceny této komodity na světovém a domácím trhu v čase $t-1$ a $t-2$. Jelikož byly při analýze zkoušeny také jiné formy dynamické konstrukce modelu krátkodobých vztahů mezi sledovanými tržními cenami a u žádné z nich nepřekročil korigovaný index determinace hodnotu 0,50, je možné vyslovit závěr, že na vývoj cen na českém trhu s potravinářskou pšenicí mají mimo zkoumané faktory z 50 % vliv ještě další. Tyto závěry určitým způsobem podporují výsledky kointegrační analýzy.

VI: Parametry regresního modelu a jeho statistická verifikace

VI: Parameters and statistical verification of regression model

Model (10): $\Delta \ln czp_t = B_1 \times \Delta \ln wp_{t-1} + B_2 \times \Delta \ln wp_{t-2} + A_1 \times \Delta \ln czp_{t-1} + A_2 \times \Delta \ln czp_{t-2} + D_8 \times m_8 + D_9 \times m_9 + v_t$				
proměnná	hodnota parametru	standardní chyba	T-statistika	α hladina T-testu:
$\Delta \ln wp_{t-1}$	$B_1 = 0,123556$	0,0430810	$ T_{B1} = 2,868$	$\alpha T_{B1} = 0,0046$
$\Delta \ln wp_{t-2}$	$B_2 = 0,0958845$	0,0442019	$ T_{B2} = 2,169$	$\alpha T_{B2} = 0,0314$
$\Delta \ln czp_{t-1}$	$A_1 = 0,572707$	0,0698481	$ T_{A1} = 8,199$	$\alpha T_{A1} = 4,99 \times 10^{-14}$
$\Delta \ln czp_{t-2}$	$A_2 = -0,137817$	0,0612143	$ T_{A2} = 2,251$	$\alpha T_{A2} = 0,0256$
m_8	$D_8 = -0,0650788$	0,00904836	$ T_{D8} = 7,192$	$\alpha T_{D8} = 1,78 \times 10^{-11}$
m_9	$D_9 = 0,0505625$	0,0101948	$ T_{D9} = 4,960$	$\alpha T_{D9} = 1,66 \times 10^{-6}$
vícenásobný index determinace: $\bar{R}^2 = 0,506285$		korigovaný vícenásobný index determinace: $\bar{R}^2 = 0,492179$		
F-test indexu determinace: $F(6,175) = 29,90925 \wedge \alpha(F) = 1,57 \times 10^{-24}$				
Durbinova h -statistika: $h = -1,404182$				
I. ADF test bez konstanty: $\Delta v_t = (a-1) \times \Delta v_{t-1} + \sum_{\lambda=1}^{12} a_{\lambda} \times \Delta v_{t-\lambda} + u_t$				
odhad jednotkového kořene: $(a-1)_{nc} = -0,95632$	τ -statistika: $\tau_{nc} = -3,98545$		asymptotická α hladina τ -testu: $\alpha(\tau_{nc}) = 6,873 \times 10^{-5}$	
II. ADF test s konstantou: $\Delta v_t = c + (a-1) \times \Delta v_{t-1} + \sum_{\lambda=1}^{12} a_{\lambda} \times \Delta v_{t-\lambda} + u_t$				
odhad jednotkového kořene: $(a-1)_c = -0,958532$	τ -statistika: $\tau_c = -3,97441$		asymptotická α hladina τ -testu: $\alpha(\tau_c) = 0,001556$	
III. ADF test s konstantou a trendem: $\Delta v_t = c + b \times t + (a-1) \times \Delta v_{t-1} + \sum_{\lambda=1}^{12} a_{\lambda} \times \Delta v_{t-\lambda} + u_t$				
odhad jednotkového kořene: $(a-1)_{ct} = -1,03291$	τ -statistika: $\tau_{ct} = -4,07371$		asymptotická α hladina τ -testu: $\alpha(\tau_{ct}) = 0,006813$	

potravinářské pšenice na českém a světovém trhu, se jeví statisticky přijatelný. Z pozice kompletních ADF-testů jsou získaná rezidua v čase stacionární: $v_t \sim I(0)$. Alfa hladina τ -statistiky jednotkového kořene byla ve všech třech případech menší než 0,01. Velmi uspokojivé výsledky dosáhly rovněž T-testy jednotlivých parametrů. Zde alfa hladiny nepřesáhly úroveň 0,05. F-test indexu determinace vykazoval dokonce alfa hladinu výrazně nižší než 0,001. Index vícenásobné determinace měl hodnotu 0,5063. V sou-

V souladu s dosaženými hodnotami parametrů² B_1 , B_2 , A_1 a A_2 v sestaveném autoregresním modelu (10) lze formulovat následující závěry:

- 1% zvýšení průměrné exportní ceny pšenice HRW, No. 1, FOB – Mexický záliv v čase t by ve stejném časovém období na českém trhu s potravinářskou pšenicí způsobilo nárůst ceny o 0,1236 %,
- 1% zvýšení průměrné exportní ceny pšenice HRW, No. 1, FOB – Mexický záliv v čase t by v těsně nava-

2 Vzhledem k logaritmicko-lineární konstrukci modelu (10) mají parametry A_1 , A_2 , B_1 a B_2 charakter koeficientů pružnosti, takže lze velmi snadno provést jejich procentickou interpretaci, Tvrdoň, J. (1999).

zujícím obdobím ($t + 1$) vyvolalo na českém trhu s potravinářskou pšenicí nárůst ceny o 0,0959 %,

- 1% zvýšení ceny na českém trhu s potravinářskou pšenicí v čase t by se na tomto trhu projevilo v těsně následujícím období ($t + 1$) cenovým nárůstem o 0,5727 %,
- 1% zvýšení ceny na českém trhu s potravinářskou pšenicí v čase t by naopak na daném komoditním

trhu přineslo v čase $t + 2$ pokles ceny potravinářské pšenice o 0,1378 %.

Z pozice absolutní velikosti zjištěných koeficientů pružnosti lze konstatovat, že nejcitlivěji reaguje cena na českém trhu s potravinářskou pšenicí na svoji úroveň v předchozím období – autoregresní reakce 1. řádu. Koeficient pružnosti v tomto případě překračuje 0,5% hranici (0,5727).

SOUHRN

Článek se věnuje analýze cenových interakcí mezi českým a světovým trhem s potravinářskou pšenicí. V rámci tohoto výzkumu byla v první řadě za pomoci kointegrační analýzy testována dlouhodobá závislost cenového vývoje na českém trhu s potravinářskou pšenicí a cenového vývoje na světovém trhu s touto komoditou. V druhé fázi se pak článek zabýval krátkodobými cenovými interakcemi mezi danými komoditními trhy. K hodnocení krátkodobých vztahů bylo využito dynamické modelování postavené na diferencích sledovaných tržních cen. Dlouhodobé a krátkodobé cenové interakce byly zkoumány prostřednictvím údajů o průměrné měsíční ceně potravinářské pšenice na českém a světovém trhu, a to v období od ledna 1995 do dubna 2010. Časové řady tržních cen byly získány z databáze Českého statistického úřadu a Mezinárodního měnového fondu.

Z výsledků provedené kointegrační analýzy vyplynulo, že zkoumané časové řady nejsou kointegrované, tudíž vývoj cen na českém trhu s potravinářskou pšenicí není v dlouhodobém vztahu s cenovým vývojem na světovém trhu s danou komoditou. Tento závěr je ovšem nutné vnímat v kontextu použité databáze MMF, viz exportní cena pšenice HRW, No 1, FOB – Mexický záliv. Krátkodobé cenové interakce mezi českým a světovým trhem s potravinářskou pšenicí byly zkoumány na základě autoregresního dynamického modelu doplněného umělými sezónními proměnnými:

$$\Delta \ln czp_t = 0,123556 \times \Delta \ln wp_{t-1} + 0,0958845 \times \Delta \ln wp_{t-2} + 0,572707 \times \Delta \ln czp_{t-1} - 0,137817 \times \Delta \ln czp_{t-2} - 0,0650788 \times m_8 + 0,0505625 \times m_9 + v_t$$

Vytvořený autoregresní model vykazoval hodnotu indexu vícenásobné determinace 0,506285, z čehož vyplývá, že na cenový vývoj na českém trhu s potravinářskou pšenicí mají téměř z 50 % vliv ještě další faktory. Tento závěr určitým způsobem podporuje negativní výsledky kointegrační analýzy. V souvislosti s aplikací sestaveného modelu lze konstatovat, že 1% zvýšení průměrné exportní ceny HRW pšenice No. 1 FOB – Mexický záliv v čase t by ve stejném časovém období vyvolalo na českém trhu s potravinářskou pšenicí 0,1236% nárůst ceny a v navazujícím období ($t + 1$) by pak na témže komoditním trhu zvýšilo ještě cenu potravinářské pšenice o 0,0959 %. Vzhledem k autoregresní konstrukci modelu můžeme dále říci, že 1% zvýšení ceny na českém trhu s potravinářskou pšenicí v čase t by na tomto komoditním trhu v čase $t + 1$ přineslo zvýšení ceny o 0,5727 % a v čase $t + 2$ pokles ceny na tomto komoditním trhu o 0,1378 %.

světová cena pšenice, cena pšenice na českém trhu, cenové interakce, krátkodobé interakce, dlouhodobé interakce, kointegrační analýza, dynamický autoregresní model

SUMMARY

The article is focused on the analysis of the interactions between the Czech and world prices of the wheat. The long-term price interactions were examined by means of the co-integration analysis (Engle-Granger test). The dynamic autoregressive model developed by the author was used for evaluation of the short-term price interactions. Monthly time series of the market prices from January 1995 till April 2010 were obtained from the Czech Statistical Office and the International Monetary Fund. The results of the co-integration analysis showed, that the price dynamics in the world wheat market does not have a long-term impact on the prices in the Czech market for the given commodity. According to the constructed and statistically verified model:

$$\Delta \ln czp_t = 0,123556 \times \Delta \ln wp_{t-1} + 0,0958845 \times \Delta \ln wp_{t-2} + 0,572707 \times \Delta \ln czp_{t-1} - 0,137817 \times \Delta \ln czp_{t-2} - 0,0650788 \times m_8 + 0,0505625 \times m_9 + v_t$$

the short-term price interactions between the studied markets are not strong too. The value of the determination index (0.5063) implies the incidence of other factors. On the basis of the parameters of developed econometric model, we can say:

- A) 1% rise of the average export price of HRW wheat, No. 1, FOB – Gulf of Mexico in the time causes in the same time t the 0.1236% increase of the price level in the Czech wheat market. In the next time period $(t + 1)$, the 1% increase of the export wheat price arises the price level in the Czech commodity market for the food wheat about 0.0959 %.
- B) 1% increase of the price level in the Czech market for the food wheat in time t induces in the time $t + 1$ the price increase in the Czech commodity market for the food wheat about 0.5727 %. On the contrary, supposed 1% increase of the Czech wheat price diminishes in the time $t + 2$ the price level in this commodity market about 0.1378 %.

From the examined factors, the price level in the Czech commodity market for the food wheat in the time the most flexibly reacts on the level of Czech wheat price in the time $t + 1$.

Příspěvek byl zpracován v rámci Výzkumného záměru PEF MZLU MSM 6215648904 Česká ekonomika v procesech integrace a globalizace a vývoj agrárního sektoru a sektoru služeb v nových podmínkách integrovaného agrárního trhu jako součást řešení tématického směru 4 „Vývojové tendence agrobusinessu, formování segmentovaných trhů v rámci komoditních řetězců a potravinových sítí v procesech integrace a globalizace a změny agrární politiky“.

LITERATURA

- ADAMS, F. G., BEHRMAN, J. R., 1976: Econometric models of world agricultural commodity markets. Cocoa, coffee, tea, wool, cotton, sugar, wheat, rice. Ballinger. Cambridge, MA, USA: 160 p. ISBN 0-88410-290-4.
- ARLT, J., 1999: Moderní metody modelování ekonomických časových řad. 1. vyd. Praha: Grada Publishing, 312 s. ISBN 80-7169-539-4.
- BEČVÁŘOVÁ, V., 2004: Zemědělství jako součást světového potravinového hospodářství. Sborník příspěvků z mezinárodní vědecké konference „Proces Evropské integrace v zemědělství – příležitost nebo hrozba?“. Buchlov: PEF-MZLU v Brně, s. 5–11. ISBN 80-7157-774-X.
- DICKEY, D. A., FULLER, W. A., 1981: Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica* 49, No. 4, p. 1057–1072, ISSN 00129682.
- ENGLE, R. F., GRANGER, C. W. J., 1987: Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica* 55, No. 2, p. 251–276, ISSN 00129682.
- ENGLE, R. F., GRANGER, C. W. J., 1991: Long Run Economic Relationships: Readings in Cointegration. 1st edition. Oxford University Press, 312 p. ISBN 0-19-828339-3.
- HUŠEK, R., 1999: Ekonometrická analýza. 1. vyd. Praha: Ekopress, 303 s. ISBN 80-86119-19-X.
- PINDYCK, R. S., RUBINFELD, D. L., 1998: Econometric Models and Economic Forecasting. 4th edition. Irwin/McGraw-Hill International Edition, 634 p. ISBN 0-07-115836-7.
- TVRDOŇ, J., 1999: Ekonometrie. Praha: PEF ČZU, 222 s. ISBN 80-213-04282-0.

Adresa

doc. Ing. Pavel Syrovátka, Ph.D., Ústav regionální a podnikové ekonomiky, Mendelova univerzita v Brně, Zemědělská 1, 613 00 Brno, Česká republika, e-mail: pavel.s@mendelu.cz