

CENOVÁ FLEXIBILITA SVĚTOVÉHO TRHU S KAKAOVÝMI BOBY

P. Syrovátka

Došlo: 30. června 2009

Abstract

SYROVÁTKA, P.: *Price flexibility of world market for cocoa beans*. Acta univ. agric. et silvic. Mendel. Brun., 2009, LVII, No. 6, pp. 267–274

The article is focused on the quantitative analysis of the price flexibility of the world market for the cocoa beans. The ICCO databases from 1960/1961 to 2005/2006 crop years were used for this analysis. In the investigated time period, the analysis of the price flexibility was based on the autoregressive form of the price model with the log-linear construction: $\ln p_t = 2.6824 - 0.4041 \times \ln stg_t + 0.8301 \times \ln p_{t-1} + u_t$. The values of the parameters of the autoregressive price model were estimated using OLS. The developed model was statistically significant in all evaluated respects (*F*-test, *T*-tests and Durbin's *h*-test). Within the analysis of the world market for the cocoa beans, the current, dynamic, long-term and long-equilibrium coefficients of price flexibility were evaluated. According to applied log-linear construction of the autoregressive price model, the level of the current price flexibility of the world market for the cocoa beans was -0.4041 , the dynamic price flexibility of the first order achieved the value of -0.3354 and the long-equilibrium price flexibility of the world market for the cocoa beans takes the value of -2.3784 .

world market for cocoa beans, autoregressive price model, price flexibility of cocoa market, current price flexibility, dynamic price flexibility, long-term price flexibility

Změna ceny, respektive dlouhodobější vývoj cenové úrovně na světovém trhu s kakaovými boby má často velmi silný odraz v národní ekonomice řady rozvojových zemí, neboť nezřídka právě vývoz kakaových bobů představuje pro tyto země zásadní příjmovou položku v jejich národních rozpočtech, viz Darkwah, S. A. (2007) nebo Darkwah, S. A., Syrovátka, P. (2008). K největším světovým producentům kakaových bobů řadíme především země západní Afriky, jmenovitě Côte d'Ivoire, Ghana, Nigerie a Kamerun. Zmíněné země produkují v současnosti více jak 70 % ročního objemu celkové světové produkce kakaových bobů. Zbývajících necelých 30 % celkové roční produkce pochází ze zemí malé Asie a Oceánie a dále ze zemí střední a jižní Ameriky. Asijské země, tj. především Indonésie, Malajsie a Papua-Nová Guinea, se podílejí na současné roční světové produkci kakaových bobů přibližně 20 %. Střední a jižní Amerika pak na světový trh dodává 10 % z celkové současné produkce kakaových bobů. Mezi nejvýznamnější americké producenty kakaových bobů patří již tradičně Brazílie a Ekvádor. Podrobněji o produkci kakaových bobů v jednotlivých

zemích vypovídá Tab. I, v níž jsou zachyceny dosažené produkční úrovně ve sklizňových letech 2001/2002 až 2005/2006.

Cílem příspěvku je provést analýzu cenové flexibility světového trhu s kakaovými boby. Pro účely dané analýzy je v rámci příspěvku sestaven a statisticky ověřen dynamický regresní cenový model, který kvantifikuje závislost mezi úrovní světové ceny kakaových bobů a poměrem zásoby kakaových bobů ku jejich zpracování v určitém sklizňovém období. Vzhledem k údajům získaných z databáze ICCO byla cenová flexibilita světového trhu s kakaovými boby zkoumána v období mezi sklizňovými roky 1960/1961 až 2005/2006. Za pomoci vytvořeného autoregresního modelu se předložený příspěvek pokusil ve vymezeném časovém období číselně vyjádřit úroveň běžné a dynamické cenové flexibility světového trhu s kakaovými boby.

MATERIÁL A METODIKA

Při analýze cenové flexibility světového trhu s kakaovými boby byly využity volně dostupné údaje

I: Světová produkce kakaových bobů

	2001/2002		2002/2003		2003/2004		2004/2005		2005/2006	
	tis. tun	%	tis. tun	%	tis. tun	%	tis. tun	%	tis. tun	%
Afrika	1953	68,10	2232	70,41	2550	72,09	2379	70,34	2577	71,74
Kamerun	131	4,57	160	5,05	162	4,58	184	5,44	168	4,68
Côte d'Ivoire	1265	44,11	1352	42,65	1407	39,78	1286	38,02	1387	38,61
Ghana	341	11,89	497	15,68	737	20,84	599	17,71	741	20,63
Nigérie	185	6,45	173	5,46	180	5,09	200	5,91	170	4,73
Ostatní africké země	31	1,08	50	1,58	64	1,81	110	3,25	111	3,09
Amerika	378	13,18	428	13,50	462	13,06	443	13,10	447	12,44
Brazílie	124	4,32	163	5,14	163	4,61	171	5,06	162	4,51
Ecuador	81	2,82	86	2,71	117	3,31	116	3,43	115	3,20
Ostatní americké země	173	6,03	179	5,65	182	5,15	156	4,61	170	4,73
Asie a Oceánie	537	18,72	510	16,09	525	14,84	560	16,56	568	15,81
Indonésie	455	15,86	410	12,93	430	12,16	460	13,60	470	13,08
Malajsie	25	0,87	36	1,14	34	0,96	29	0,86	30	0,84
Popua Nová Guinea	38	1,32	43	1,36	39	1,10	48	1,42	48	1,34
Ostatní	19	0,66	21	0,66	22	0,62	23	0,68	20	0,56
Světová produkce celkem	2868	100,00	3170	100,00	3537	100,00	3382	100,00	3592	100,00

Zdroj: ICCO – Quarterly Bulletin Cocoa Statistics a propočty autora

II: Průměrná roční cena na světovém trhu s kakaovými boby a roční poměr jejich zásoby vzhledem ke zpracování

sklizňový rok	p_t (SDR·t ⁻¹)	stg _t (%)	sklizňový rok	p_t (SDR·t ⁻¹)	stg _t (%)	sklizňový rok	p_t (SDR·t ⁻¹)	stg _t (%)	sklizňový rok	p_t (SDR·t ⁻¹)	stg _t (%)
1960/1961	493	46,0	1972/1973	865	24,9	1984/1985	2234	28,9	1996/1997	1117	50,3
1961/1962	477	46,0	1973/1974	1209	21,7	1985/1986	1890	34,9	1997/1998	1269	46,3
1962/1963	522	46,0	1974/1975	1091	25,1	1986/1987	1607	38,0	1998/1999	944	47,7
1963/1964	522	45,2	1975/1976	1429	24,1	1987/1988	1269	46,1	1999/2000	685	47,3
1964/1965	389	54,9	1976/1977	3130	18,2	1988/1989	1035	57,2	2000/2001	775	38,1
1965/1966	491	39,8	1977/1978	2683	26,8	1989/1990	902	63,6	2001/2002	1231	39,0
1966/1967	569	37,4	1978/1979	2714	26,1	1990/1991	863	66,5	2002/2003	1369	38,7
1967/1968	644	33,1	1979/1980	2166	37,4	1991/1992	831	63,7	2003/2004	1047	44,8
1968/1969	913	24,3	1980/1981	1735	43,4	1992/1993	751	63,2	2004/2005	1049	50,5
1969/1970	730	28,0	1981/1982	1656	49,5	1993/1994	968	56,8	2005/2006	1068	50,8
1970/1971	586	35,5	1982/1983	1815	41,4	1994/1995	954	48,2			
1971/1972	545	35,6	1983/1984	2320	27,4	1995/1996	983	51,1			

Zdroj: ICCO

ICCO za sklizňové roky 1960/1961 až 2005/2006. S ohledem na předpokládanou specifikaci cenového modelu byly z databáze ICCO převzaty průměrné roční úrovně cen na LIFFE¹ a CSCE² (p_t) a roční podíly zásoby kakaových bobů vzhledem k objemu jejich zpracování (stg_t). Získané časové řady p_t a stg_t jsou zaneseny v Tab. II.

K analýze cenové flexibility světového trhu s kakaovými boby byl jako nástroj zvolen regresní model, který simuloval závislost světové ceny kakao-

vých bobů v určitém sklizňovém roce (p_t) na poměru jejich aktuální zásoby a úrovně zpracování v daném období (stg_t). Vzhledem k hypotéze, že úroveň světové ceny kakaových bobů je výrazně ovlivňována předchozími velikostmi poměru světové zásoby kakaových bobů a jejich zpracování, viz práce Behrman, J. R. (1968), Weymar, F. H. (1969), Adams, F. G., Behrman, J. R. (1976), či Wilson, P. R. D. (1984), byla do konstrukce cenového modelu zařazena autoregresní složka (p_{t-1}). Tímto způsobem byl vyvíjený

1 Komoditní burzy v Londýně.

2 Komoditní burza v New Yorku.

cenový model současně dynamizován (implicitní forma dynamizace), což při kvantifikaci závislosti za použití časových řad může být přímo nezbytné, viz Pindyck, R. S., Rubinfeld, D. L. (1998), případně Hušek, R. (1999). Se zřetelem na zamýšlenou formu aplikace byl autoregresní model definován logaritmicko-lineárním způsobem. V rámci hodnocení cenové flexibility světového trhu s kakaovými boby byl tedy využíván autoregresní model ve tvaru:

$$\ln p_t = \ln A + B \times \ln stg_t + C \times \ln p_{t-1} + u_t. \quad (1)$$

Pro analýzu cenové flexibility na daném trhu je dále užitečné připomenout, že autoregresní model (1) lze považovat za alternativní vyjádření cenového modelu s nekonečně rozděleným zpožděním (2):

$$\ln p_t = \ln A + B \times \ln stg_t + \sum_{\lambda=1}^{\infty} B\lambda \times \ln stg_{t-\lambda} + v_t. \quad (2)$$

Při transformaci modelu (2) do podoby (1) se předpokládá, že parametry B a $B_1, B_2, \dots, B_{\infty}$ v modelu (2) tvoří nekonečnou geometrickou řadu s kvocientem o velikosti autoregresního parametru C modelu (1): $B = B \times C^0, B_1 = B \times C^1, B_2 = B \times C^2, \dots, B_{\infty} = B \times C^{\infty}$. Z logického hlediska se pak dále předpokládá, že nekonečná geometrická řada parametrů má konvergentní charakter, tedy: $|C| < 1$. Uceleněji je tato část rozvedena např. v literatuře Hušek, R. (1999) – viz Koyckova transformace.

V souvislosti se statistickou verifikací regresního cenového modelu (1) byla v první řadě stanovena hodnota dvojnásobného indexu determinace: P^2 . Statická průkaznost cenového modelu (1) jako celku byla prověřena F -testem hodnoty dvojnásobné determinace $P^2: F \wedge \alpha(F)$. V rámci statistické verifikace byla rovněž věnována pozornost významnosti zjištěných hodnot jednotlivých regresních parametrů, k čemuž byly použity T -statistiky: $T_{\ln A} \wedge \alpha|T_{\ln A}|, T_B \wedge \alpha|T_B|, T_C \wedge \alpha|T_C|$. Vzhledem k autoregresní konstrukci cenového modelu (1) byla rovněž posouzena hodnota Durbinova h -testu, viz Pindyck, R. S., Rubinfeld, D. L. (1998).

Na základě kvantifikovaného autoregresního cenového modelu (1), jakožto alternativního vyjádření zkoumané cenové závislosti (2), je pak možné v rámci sledovaného časového období vyhodnotit úroveň běžné cenové flexibility:

$$\varphi = \frac{\partial \ln p_t}{\partial \ln stg_t} \times \frac{stg_t}{p_t} = B, \quad (3)$$

ale také úroveň dynamické cenové flexibility řádu λ :

$$\varphi(\lambda) = \frac{\partial \ln p_t}{\partial \ln stg_{t-\lambda}} \times \frac{stg_{t-\lambda}}{p_t} = B \times C^{\lambda}; \lambda = 1, 2, \dots, \infty. \quad (4)$$

Ze vztahů (3) a (4) je ovšem patrné, že na úroveň běžné cenové flexibility můžeme nahlížet jako na dynamickou cenovou flexibilitu nultého řádu, tj. $\lambda = 0: \varphi = \varphi(0)$. V návaznosti na určení koeficientu běžné cenové flexibility (3) a koeficientů dynamické cenové flexibility jednotlivých řádů (4) lze pak dále studovat dlouhodobější úroveň cenové flexibility daného trhu, případně stanovit její rovnovážnou úroveň. K odhadu koeficientu dlouhodobé cenové flexibility agregačního stupně L , tj. úhrnné cenové flexibility za L po sobě jdoucích obdobích je možné použít následující vztah:

$$\Phi(L) = \sum_{\lambda=0}^L B \times C^{\lambda} = B \times \frac{C^L - 1}{C - 1}. \quad (5)$$

V případě $|C| < 1$, kdy získaná geometrická řada $\Phi(1), \Phi(2), \dots, \Phi(\infty)$ má konvergentní vývoj, můžeme ještě vyhodnotit rovnovážnou (nejdelší teoreticky možnou) úroveň cenové flexibility:

$$\Phi^* = \sum_{\lambda=0}^{\infty} B \times C^{\lambda} = \frac{B}{1 - C}. \quad (6)$$

Pro úplnost ke vztahu (5) můžeme doplnit, že hodnota dlouhodobé cenové flexibility nultého agregačního stupně je rovna dynamické cenové flexibilitě nultého řádu a zároveň rovna hodnotě běžné cenové flexibility: $\varphi = \varphi(0) = \Phi(0)$.

VÝSLEDKY A DISKUSE

S využitím časových řad o vývoji cen na trhu s kakaovými boby a poměru zásob kakaových bobů k úrovni jejich zpracování, viz Tab. II, byl pomocí metody nejmenších čtverců vypočten logaritmicko-lineární autoregresní cenový model (1): $\ln p_t = \ln A + B \times \ln stg_t + C \ln p_{t-1} + u_t$. Zjištěné hodnoty parametrů cenového modelu (1) jsou zobrazeny v Tab. III. V této tabulce jsou dále zaznamenány výsledky z provedené statistické verifikace cenového modelu (1), tedy hodnota indexu determinace: P^2 , výsledek F -testu a jeho hladina spolehlivosti: $F \wedge \alpha(F)$ a výsledky T -testů jednotlivých regresních parametrů, opět včetně zjištěných hladin jejich významnosti: $T_{\ln A} \wedge \alpha|T_{\ln A}|, T_B \wedge \alpha|T_B|, T_C \wedge \alpha|T_C|$. V neposlední řadě je v rámci Tab. III prezentována hodnota Durbin h -statistiky.

Z Tab. III je zřejmé, že autoregresní logaritmicko-lineární specifikace cenového modelu (1) je při-

III: Hodnoty parametrů a statistické verifikace cenového modelu

$\ln p_t = \ln A + B \times \ln stg_t + C \times \ln p_{t-1} + u_t$			
$\ln A = 2,6824$	$ T_{\ln A} = 4,7900$	$\alpha T_{\ln A} = 2,0991 \times 10^{-5}$	
$B = -0,4041$	$ T_B = 4,4148$	$\alpha T_B = 6,9379 \times 10^{-5}$	
$C = 0,8301$	$ T_C = 14,9071$	$\alpha T_C = 2,2407 \times 10^{-18}$	
$P^2 = 0,8685$	$F(2;42) = 138,6708$	$\alpha F = 3,1540 \times 10^{-19}$	$h = 1,4915$

Zdroj: výpočty autora

jatelná ve všech sledovaných oblastech statistické verifikace. Vytvořený cenový model je z pohledu F -testu i T -testů jednotlivých jeho parametrů velmi vysoce statisticky průkazný (více než 99,99 %). Výsledek provedeného h -testu: $h = 1,7915$; $\Pr[-1,96 \leq h \leq +1,96] = 0,95$ říká, že mezi rezidui získaných po vyrovnání logaritmicko-lineárním cenovým modelem (1) s 95 % pravděpodobností neexistuje statisticky průkazná pozitivní ani negativní autokorelace prvního řádu, což je velmi důležité právě z pozice autoregresní formulace modelu. Z pohledu ekonomické verifikace můžeme sestavený autoregresní model (1) rovněž považovat za přijatelný, neboť hodnotami svých parametrů naplňuje teoretické předpoklady o běžném fungování cenově-tržního mechanismu: $B = -0,4041 < 0$ a zároveň $|C = 0,8301| < 1$.

Pro uvažovanou ekonomickou aplikaci sestaveného modelu (1), tj. pro hodnocení dynamické, respektive dlouhodobé cenové flexibility světového trhu s kakaovými boby, je vedle dosažené hodnoty parametru $B = -0,4041$ také velmi důležitá velikost autoregresního parametru C , viz (4), (5) a (6). Jelikož pro hodnotu autoregresního parametru C platí: $0 < C = 0,8301 < 1$, bude úroveň dynamické cenové flexibility (4) postupně se vzrůstajícím řádem λ (zpožděním) neoscilačně klesat k nule:

$$\lim_{\lambda \rightarrow \infty} \varphi(\lambda) = -0,4041 \times 0,8301^\lambda = 0. \quad (7)$$

Zjištěná konvergence se pak přirozeně promítá i do vývoje hodnot koeficientů dlouhodobé cenové flexibility světového trhu s kakaovými boby (5). V souladu s konvergenčním vývojem (7) lze stanovit rovnovážnou úroveň cenové flexibility:

$$\lim_{L \rightarrow \infty} \Phi(L) = \sum_{\lambda=0}^L B \times C^\lambda = \sum_{\lambda=0}^L -0,4041 \times 0,8301^\lambda = \Phi^*. \quad (8)$$

Na základě vztahu (6) je hodnota koeficientu rovnovážné cenové flexibility světového trhu s kakaovými boby rovna $-2,3784$:

$$\Phi^* = -0,4041 \times (1 - 0,8301)^{-1} = -2,3784. \quad (9)$$

Další zařazená tabulka (Tab. IV) poskytuje přehled koeficientů dynamické cenové flexibility světového trhu s kakaovými boby řádu nula až deset (4). Zároveň jsou v této tabulce obsaženy hodnoty dlouhodobé cenové flexibility světového trhu s kakaovými boby nultého až desátého agregačního stupně (5).

Přestože jsou v Tab. IV představeny koeficienty dynamické cenové flexibility světového trhu s kakaovými boby pouze do 10. řádu: $\varphi(0), \varphi(1), \dots, \varphi(10)$, respektive koeficienty dlouhodobé cenové flexibility daného trhu maximálně 10. stupně agregace: $\Phi(0), \Phi(1), \dots, \Phi(10)$, je v obou případech jasně rozeznatelný jejich monotónně klesající vývoj.

S ohledem na zaměření tohoto článku je v první řadě třeba v rámci Tab. IV interpretovat hodnotu dynamické cenové flexibility nultého řádu neboli běžnou cenovou flexibilitu trhu s kakaovými boby: $\varphi = \varphi(0) = -0,4041$. Získaná hodnota koeficientu běžné cenové flexibility naznačuje, že v případě 1% nárůstu podílu zásoby kakaových bobů vzhledem

k objemu jejich zpracování v rámci sklizňového období by ve stejném sklizňovém období přineslo snížení světové ceny kakaových bobů o 0,4041 %. Vzhledem k výsledkům – Weymar, F. H. (1969), Adams, F. G., Behrman, J. R. (1976), respektive Wilson, P. R. D. (1984), podle nichž je úroveň světové ceny kakaových bobů velmi výrazně ovlivňována předchozími velikostmi poměru světové zásoby kakaových bobů a jejich zpracování, je ovšem také důležité věnovat pozornost zpožděné cenové flexibilitě. Na základě koeficientu dynamické cenové flexibility prvního řádu vidíme, že 1% zvýšení podílu zásoby kakaových bobů vzhledem k objemu jejich zpracování v těsně předcházejícím sklizňovém období ($t - 1$) by v navazujícím sklizňovém období přineslo pokles světové ceny kakaových bobů o 0,3354 %. Hodnota koeficientu dynamické cenové flexibility druhého řádu nám naznačuje, že 1% navýšení poměru zásoby kakaových bobů vzhledem k objemu jejich zpracování ve sklizňovém období $t - 2$ by ve sklizňovém období znamenalo snížení světové ceny kakaových bobů o 0,2784 %. Analogickým způsobem je možné pokračovat s interpretací koeficientů dynamické cenové flexibility 3. až 10. řádu s tím, že s prodlužujícím se časovým odstupem mezi prověřovanými obdobími bude cenová flexibilita trhu s kakaovými boby slábnout, viz limita (8).

Vedle předvedené tradiční interpretace získaných koeficientů dynamické cenové flexibility je dále rovněž možné využít jejich hodnoty pro predikci změn v cenovém vývoji na světovém trhu s kakaovými boby. Ze zjištěné hodnoty koeficientu dynamické cenové flexibility prvního řádu můžeme předpovědět, že při 1% navýšení poměru zásoby kakaových bobů vzhledem k objemu jejich zpracování ve sklizňovém období t se v bezprostředně následujícím sklizňovém období $t + 1$ projeví snížením světové ceny kakaových bobů o 0,3354 %. Podle velikosti koeficientu dynamické cenové flexibility druhého řádu pak lze očekávat, že 1% nárůst podílu zásoby kakaových bobů vzhledem k objemu jejich zpracování ve sklizňovém období t vyvolá ve sklizňo-

IV: Dynamická a dlouhodobá cenová flexibilita trhu s kakaovými boby

λ	$\varphi(\lambda)$	L	$\Phi(L)$
0	-0,4041	0	-0,4041
1	-0,3354	1	-0,7395
2	-0,2784	2	-1,0180
3	-0,2311	3	-1,2491
4	-0,1919	4	-1,4410
5	-0,1593	5	-1,6002
6	-0,1322	6	-1,7325
7	-0,1097	7	-1,8422
8	-0,0911	8	-1,9333
9	-0,0756	9	-2,0089
10	-0,0628	10	-2,0717

Zdroj: výpočty autora

vém roce $t + 2$ snížení světové ceny kakaových bobů o 0,2784%. Při používání dynamických koeficientů cenové flexibility pro předpovědi cenových změn na světovém trhu s kakaovými boby v následujících sklizňových obdobích: $t + 1, t + 2, \dots, t - L$ si ovšem musíme uvědomit, že v odhadované cenové změně bude takto zahrnut pouze a výlučně vliv 1% změny stg_t a nikoliv již vlivy 1% změny $stg_{t-1}, stg_{t-2}, \dots, stg_{t-L}$. Z tohoto titulu jsou k predikčním účelům vhodnější dlouhodobé koeficienty cenové flexibility s odpovídajícím agregačním stupněm L , viz (5), které vyjadřují procentickou změnu světové ceny kakaových bobů v čase t související 1% změnami v poměru zásob kakaových bobů vzhledem k objemu jejich zpracování $L + 1$ v po sobě jdoucích sklizňových obdobích: $stg_{t-1}, stg_{t-2}, \dots, stg_{t-L}$. V případě predikce cenové změny na zkoumaném trhu prostřednictvím dlouhodobého koeficientu cenové flexibility agregačního stupně jedna lze konstatovat, že 1% zvýšení podílu zásoby kakaových bobů vzhledem k objemu jejich zpracování ve sklizňových letech $t, t + 1$ a $t + 2$ se ve sklizňovém období projeví 1,0180 % snížení ceny na světovém trhu s kakaovými boby. Stejným způsobem by bylo možné pokračovat s predikčním využitím koeficientů dlouhodobé cenové flexibility vyšších agregačních stupňů (Tab. IV), případně analogicky provést jejich retrospektivní interpretace.

Na závěr hodnocení cenové flexibility světového trhu s kakaovými boby je dobré upozornit na další možnosti specifikace modelu, jakožto výchozího nástroje k této analýze. Zajímavé se v daném případě jeví především rozšíření původní autoregresivní

formy cenového modelu (1): $\ln p_t = \ln A + B \times \ln stg_t + C \times \ln p_{t-1} + u_t$ do podoby (10):

$$\ln p_t = \ln A + B_0 \times \ln stg_t + B_1 \times \ln stg_{t-1} + C \times \ln p_{t-1} + u_t. \quad (10)$$

Výše představené doplnění souboru vysvětlujících proměnných o proměnnou stg_{t-1} nám přináší možnost uvažovat výchozí cenový model jako:

$$\Delta \ln p_t = \ln \alpha + \beta \times \Delta \ln stg_t + \gamma (\ln p_{t-1} - \beta^* \times \ln stg_{t-1}) + v_t, \quad (11)$$

tedy model s korekčním členem. V modelu s korekcí chyby (11) je pak současně zastoupen krátkodobý (β) a dlouhodobý multiplikátor β^* zkoumaného cenového vztahu $p = f(stg)$. S ohledem na výchozí předpoklady odvození modelu (11) z konstrukce (10) platí mezi jejich parametry následující vztahy: $\ln \alpha = \ln A / (1 - C)$; $\beta = B_0$; $\beta^* = (B_0 + B_1) / (1 - C)$. Využívání modelů s korekčním členem k analýze závislosti, respektive k posouzení jejich intenzity, mezi časovými řadami je v poslední době velmi často prosazováno, neboť tyto modely dokážou na jedné straně eliminovat problém zdánlivé regrese a na druhé straně nepotlačí dlouhodobé vztahy projevující se mezi zkoumanými časovými řadami, více např. Arlt, J. (1999). Je ovšem také nutné připomenout některé nevýhody plynoucí ze zavedení modelu v korekčním tvaru. První nevýhodou korekční specifikace je její nelinearita v regresorech, což zásadně ovlivňuje způsoby odhadů jednotlivých parametrů. Druhá nevýhoda se pak projevuje při posuzování statistické významnosti modelu s korekcí chyby, neboť ta se stává mnohem obsáhlejší. V rámci statistické verifikace modelů s korekčním členem je třeba v první řadě zjistit a otestovat délku a rozdělení fungujícího zpoždění mezi zkoumanými časovými řadami. Pro sestavení modelu korekce chyby je potom v další fázi nezbytné vyčíslit a statisticky ověřit jednotkové kořeny výchozích časových řad, což představuje základ kointegrační analýzy, viz Pindyck, R. S., Rubinfeld, D. L. (1998), případně Hušek, R. (1999).

SOUHRN

Příspěvek se zabývá analýzou cenové flexibility světového trhu s kakaovými boby. Analýza byla provedena na základě údajů získaných z databáze ICCO za sklizňové roky 1960/1961 až 2005/2006. Z databáze ICCO byly pro analýzu cenové flexibility světového trhu s kakaovými boby převzaty průměrné roční úrovně cen (p_t) na Komoditní burze v Londýně – LIFFE a na Komoditní burze v New Yorku – CSCE a dále roční podíly zásoby kakaových bobů vzhledem k objemu jejich zpracování (stg_t). K analýze cenové flexibility světového trhu s kakaovými boby byl jako nástroj zvolen autoregresivní model s logaritmicko-lineární specifikací. Hodnoty jeho parametrů byly odhadnuty běžnou metodou nejmenších čtverců. Aplikací sestaveného a statisticky ověřeného cenového modelu: $\ln p_t = 2,6824 - 0,4041 \times \ln stg_t + 0,8301 \times \ln p_{t-1} + u_t$ byla v první řadě stanovena úroveň běžné cenové flexibility světového trhu s kakaovými boby, respektive hodnota dynamické cenové flexibility nultého řádu: $\phi = \phi(0) = -0,4041$. Zjištěné koeficienty cenové flexibility ϕ , respektive $\phi(0)$ naznačují, že při 1% nárůstu podílu zásoby kakaových bobů vzhledem k objemu jejich zpracování v rámci sklizňového období t by ve stejném sklizňovém období přineslo snížení světové ceny kakaových bobů o 0,4041 %. Vzhledem k závěrům Weymar, F. H. (1969) nebo Adams, F. G., Behrman, J. R. (1976) či Wilson, P. R. D. (1984) je třeba vedle běžné cenové flexibility vyhodnotit spíše cenovou flexibilitu posunutou o jedno časové období, tj. posoudit úroveň dynamické cenové flexibility prvního řádu: $\phi(1) = -0,3354$. Koeficient dynamické cenové flexibility $\phi(1)$ ukazuje, že 1% zvýšení podílu zásoby kakaových bobů vzhle-

dem k objemu jejich zpracování v těsně předcházejícím sklizňovém období ($t - 1$) by v navazujícím sklizňovém období t mohlo přinést pokles světové ceny kakaových bobů o 0,3354 %. Na úrovni časově posunuté cenové flexibility světového trhu s kakaovými boby byly dále vyhodnoceny koeficienty dynamické cenové flexibility druhého až desátého řádu: $\varphi(1)$, $\varphi(2)$, ..., $\varphi(10)$. Zjištěné hodnoty jsou obsaženy v Tab. IV. Uspořádanými součty po sobě jdoucích koeficientů dynamické cenové flexibility $\sum_{\lambda=0}^L \varphi(\lambda)$ byly určeny dlouhodobější úrovně cenové flexibility světového trhu s kakaovými boby $\Phi(L)$. Vypočtené hodnoty dlouhodobé cenové flexibility agregačního stupně jedna až deset: $\Phi(1)$, $\Phi(2)$, ..., $\Phi(10)$ jsou opět zaneseny v Tab. IV. S ohledem na konvergentní vývoj hodnot dynamické cenové flexibility: $\lim_{\lambda \rightarrow \infty} \varphi(\lambda) = -0,4041 \times 0,8301^\lambda = 0$, byla stanovena teoretická rovnovážná cenová flexibilita světového trhu s kakaovými boby Φ^* . Rovnovážný koeficient Φ^* vykazoval na základě simulace světového trhu s kakaovými boby prostřednictvím autoregresivního logaritmicko-lineárního modelu hodnotu -2,3784.

světový trh s kakaovými boby, autoregresivní cenový model, cenová flexibilita trhu s kakaovými boby, běžná cenová flexibilita, dynamická cenová flexibilita, rovnovážná cenová flexibilita

SUMMARY

The paper is focused on the quantitative analysis of the price flexibility of the world market for the cocoa beans. The ICCO databases from 1960/1961 to 2005/2006 crop years were used for this analysis. In the investigated time period, the analysis of the price flexibility was based on the autoregressive form of the price model with the logarithmic-linear construction: $\ln p_t = 2.6824 - 0.4041 \times \ln stg_t + 0.8301 \times \ln p_{t-1} + u_t$. The parameters of the autoregressive price model were estimated using OLS. The developed model was statistically significant in all evaluated respects (F -test, T -tests and Durbin's h -test). Within the analysis of the world market for the cocoa beans, the current, dynamic, long-term and long-equilibrium coefficients of the price flexibility were evaluated. According to the applied log-linear construction of the autoregressive price model, the level of the current price flexibility of the world market for the cocoa beans was -0.4041. The dynamic price flexibility of the first order achieved the value of -0.3354. With reference to findings of Weymar, F. H. (1969), Adams, F. G., Behrman, J. R. (1976) or Wilson, P. R. D. (1984), just evaluation of the first-order dynamic price flexibility is very important within the simulations of the world cocoa market. For the given market, the dynamic price flexibilities of the second up to tenth order were analysed in the paper too. The achieved values of dynamic price flexibility of the first order up to the tenth order are depicted in Tab. IV. In this table, the values of the long-term price flexibility at the first aggregate level up to the tenth aggregate level are also showed. The coefficients of the long-term price flexibility of the world cocoa market were determined summing of the relevant sequence of the dynamic flexibility coefficients: $\Phi(L) = \sum_{\lambda=0}^L \varphi(\lambda)$. The simulated sequence of the coefficients of the dynamic price flexibilities tends to zero: $\lim_{\lambda \rightarrow \infty} \varphi(\lambda) = -0,4041 \times 0,8301^\lambda = 0$, therefore it is possible to define the theoretical level of the long-equilibrium price flexibility for the given market. According to applied model, the long-equilibrium price flexibility of the world market for the cocoa beans takes the value of -2,3784.

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 tematického směru 4 *Vývojové tendence agrobiznisu, 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.
- BEHRMAN, J. R., 1968: Monopolistic Cocoa Pricing. American Journal of Agricultural Economics, Vol. 50, No. 3: p. 702-719. ISSN: 00029092.
- DARKWAH, S. A., 2007: The Impact of Cocoa Industry Development on the Economy of Ghana. Brno: PEF-MZLU v Brně, 2007, 174 p.
- DARKWAH, S. A., SYROVÁTKA, P., 2008: World Prices of Cocoa Beans and its Impact on the GDP of Ghana. In ICABR 2008. p. 162-166 [CD-ROM] ISBN 978-80-7375-155-5.
- 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 edi-

- tion. Irwin/McGraw-Hill International Edition, 634 p. ISBN 0-07-115836-7.
- WEYMAR, F. H., 1969: The Dynamics of the World Cocoa Market. *Journal of Economic Literature*, Vol. 7, No. 2: p. 468–469. ISSN: 00220515.
- WILSON, P. R. D., 1984: Ghana and the International Cocoa Market, 1956–1969: a simulation model. North-Holland, Vol. 1, Issue 3: p. 327–344. ISSN: 0264-9993.

Adresa

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

