

PŘÍJMOVÁ PRUŽNOST POPTÁVKY ČESKÝCH DOMÁCNOSTÍ PO MASE A MASNÝCH VÝROBCÍCH: AUTOREGRESNÍ MODEL

P. Syrovátka

Došlo: 9. června 2008

Abstract

SYROVÁTKA, P.: *Income elasticity of Czechs' household demand for meat and meat products: autoregressive model.* Acta univ. agric. et silvic. Mendel. Brun., 2008, LVI, No. 6, pp. 149–156

The paper is focused on the wider concept of the income-elasticity analysis within of the average Czechs' household demand for the meat and meat products including demand for fish and fish products. Within the investigated consumer demand, the levels of current income elasticity, dynamic income elasticity, long-term income elasticity, long-equilibrium income elasticity were evaluated. Realised demand analysis was based on the autoregressive log-linear model of Engel's curve: $\ln q_t = -11.9878 + 1.4733 \ln x_t + 0.1917 \ln q_{t-1} + v_t$, which was estimated by using the CZSO-HS data from 1995 to 2000. Developed Engel model of the quarterly demand was statistically significant (*F*-test, *t*-tests, *DW*-test). According to this autoregressive log-linear Engel's model, the level of the current income elasticity of the average Czechs' household demand for the meat and meat products was 1.4733. The dynamic income elasticity with quarterly lag achieved the value of 0.2825. Half-yearly dynamic income elasticity of the average Czechs' household demand for the meat and meat products obtained the value of $5.4186 \cdot 10^{-2}$. The level of year dynamic income elasticity of examined consumer demand was $1.9915 \cdot 10^{-3}$. In observed years (1995–2000), the applied Engel's model simulated the depression of the level of dynamic income elasticity of the average Czechs' household demand for the meat and meat products. By using the estimated autoregressive log-linear model of Engel's curve, the log-term income elasticity was studied too. Half-yearly income elasticity of the examined consumer demand achieved the value of 1.7558. The level of year income elasticity of the demand was 1.8204. The value of long-term income elasticity of the average Czechs' household demand for the meat and meat products tends to 1.8228. The determined value implies the long-equilibrium income elasticity of this consumer demand.

demand for meat and meat products, autoregressive Engel's model, current elasticity, dynamic elasticity, long term elasticity, long equilibrium elasticity

Při analýze citlivosti příjmově-poptávkových reakcí jsou patrně nejvíce využívány koeficienty příjmové pružnosti poptávky. Vlastnosti těchto koeficientů pružnosti jsou ovšem do značné míry podřízeny uvažované matematické formě příjmově-poptávkového modelu, Syrovátka, P. (2007). Při analýze příjmové pružnosti poptávky na základě časových řad nákupů, případně spotřeby a příjmů spotřebitelských subjektů, je pak navíc velmi podstatný způsob dynamizace navrženého Engelova modelu, Howe, H. et al (1979), nebo Wohlegent, M. K., Hann, W. F. (1982). Na rozdíl od explicitní dynamizace příjmově-poptávkového modelu je při zavedení jeho implicitně dynamické formy možné

získat ještě další kategorie koeficientů příjmové pružnosti poptávky, a to koeficienty dynamické příjmové pružnosti různého řádu (s různým zpožděním) nebo také koeficienty dlouhodobé příjmové pružnosti různého stupně. Při vhodně formulované implicitně dynamické konstrukci Engelova modelu lze za určitých předpokladů dokonce odhadnout koeficient rovnovážné příjmové pružnosti odpovídající dané poptávky.

K zachycení dynamiky v rámci příjmově-poptávkových vztahů jsou využívány různé formy matematických modelů – Wohlegent, M. K., Hann, W. F. (1982), z nichž ovšem řada má víceméně základ v Houthakkerově vyjádření poptávkové funkce,

Houthakker, H. S., Taylor, L. D. (1966). V Houthakkerově pojetí lze model Engelovy poptávky formálně zachytit jako funkci s rekurentní složkou:

$$q_t = f(x_t, q_{t-1}), \quad (1)$$

kdy velikost spotřebitelské poptávky v čase $t(q_t)$ je závislá na výši příjmů spotřebitelského subjektu v tomto časovém období (x_t) a dále na velikosti poptávky po daném spotřebním statku v předcházejícím období (q_{t-1}). Toto poměrně velmi jednoduché implicitně dynamické vymezení Engelovy poptávkové funkce (1) ovšem právě díky zařazení zpožděné dílčí autopoptávkové složky otvírá možnost rekurentním způsobem podchytit vliv příjmů z předcházejících období na úroveň sledované spotřebitelské poptávky v určitém čase: $q_t = f(x_t, q_{t-1})$; $q_{t-1} = f(x_{t-1}, q_{t-2})$; $q_{t-2} = f(x_{t-2}, q_{t-3})$ atd. V souvislosti s tímto řetězovým efektem je pak možné Engelův model (1) přepsat do podoby Engelova modelu s nekonečně rozděleným zpožděním¹:

$$q_t = f(x_t, x_{t-1}, x_{t-2}, \dots, x_{t-\infty}) \quad (2)$$

Další nezanedbatelnou výhodou dynamické konstrukce (1) je, že tuto formu Engelova modelu lze při dodržení relevantní interpretace aplikovat jak při analýze příjmové pružnosti poptávky v rámci teorie částečného přizpůsobení, tak při analýze příjmové pružnosti v rámci teorie adaptivních očekávání, viz Dornbush, R., Fischer, S. (1994), respektive Hušek, R. (1999).

Hlavním cílem tohoto příspěvku je předvést širší pojetí analýzy příjmové pružnosti poptávky českých domácností v oblasti masa a masných výrobků, k čemuž bude uplatněn autoregresní model Engelovy křivky 1. řádu. Vedle vyčíslení a rozboru běžné příjmové pružnosti bude předložený příspěvek zaměřen na analýzu dynamické příjmové pružnosti poptávky českých domácností po masu a mas-

ných výrobcích a dále na posouzení dlouhodobější úrovně příjmové pružnosti u této spotřebitelské poptávky. V rámci uvažovaného záběru analýzy příjmové pružnosti poptávky českých domácností po masu a masných výrobcích bude využita datová základna Českého statistického úřadu, Statistika rodinných účtů (ČSÚ-SRÚ) a Cenová statistika (ČSÚ-CS) za období 1995 až 2000.

MATERIÁL A METODIKA

Při analýze příjmové pružnosti poptávky českých domácností po masu a masných výrobcích byla v první řadě využita databáze ČSÚ-SRÚ. V rámci této datové základny jsou dostupné čtvrtletní údaje o nominální výši příjmů průměrné české domácnosti a dále také o naturálně vyjádřené úrovni čtvrtletních nákupů masa a masných výrobků včetně ryb průměrnou českou domácností. Z důvodu eliminace cenového efektu v rámci zkoumané citlivosti příjmově-poptávkových vztahů byl ovšem proveden přepočít nominálních příjmů na jejich reálné protějšky, Maurice, S. CH., Phillips, O. R., (1992). K této transformaci příjmů byly využity čtvrtletní geometrické průměry měsíčních bazických úhrnných² indexů spotřebitelských cen (CPI). Měsíční bazické CPI byly přepočteny z jejich řetězové formy, kterou lze přímo získat z ČSÚ-CS³. Jako bazické období byl zvolen leden 1995. S ohledem na vymezení (stálost) vah evidovaných hodnot indexů spotřebitelských cen byly k určení reálné výše čtvrtletních příjmů průměrné české domácnosti bez dalších úprav vhodné CPI za období 1995–2000. Tímto byl v podstatě také ovlivněn rozsah využívaných údajů o nákupech a příjmech průměrné české domácnosti. Sestavenou databázi v letech 1995 až 2000 ukazuje následující tabulka (Tab. I).

I: Čtvrtletní nákupy^{a)} masa a masných výrobků včetně ryb (kg/osobu) a čtvrtletní reálné^{b)} příjmy průměrné české domácnosti (Kč/osobu)

roky	I. čtvrtletí		II. čtvrtletí		III. čtvrtletí		IV. čtvrtletí	
	nákup	reálný příjem	nákup	reálný příjem	nákup	reálný příjem	nákup	reálný příjem
1995	11,31	12 503	12,40	13 062	12,21	13 591	13,77	14 553
1996	12,12	13 392	13,05	14 522	12,86	13 891	14,65	15 196
1997	12,56	13 940	13,18	14 917	12,94	14 072	15,00	14 953
1998	12,59	13 887	13,47	14 333	13,18	14 191	16,63	15 286
1999	13,74	13 885	13,47	14 824	14,07	14 620	16,08	15 284
2000	13,47	13 219	13,74	14 632	13,17	14 131	15,09	15 288

Zdroj: a) ČSÚ-SRÚ, 30 Práce, sociální statistiky – životní úroveň, b) vlastní propočty autora

1 Ve statistice, případně v ekonometrii je tato možnost náhrady modelu (2) modelem (1) užitečná z důvodu redukce odhadovaných parametrů, tzv. Koyckova transformace.

2 Úhrnným CPI se rozumí index spotřebitelských cen ze všech oblastí spotřebního koše českých domácností.

3 Publikace řada 71, Spotřebitelské ceny.

Pro kvantitativní posouzení běžné, dynamické a dlouhodobé, respektive rovnovážné příjmové pružnosti poptávky českých domácností po masě a masných výrobcích byl účelově vybrán autoregresní Engelův model (1) v lineárně-logaritmickém tvaru:

$$\ln q_t = \ln A + B \cdot \ln x_t + C \cdot \ln q_{t-1} + u_t, \quad (3)$$

neboť určením hodnoty parametru při zvolené vysvětlující proměnné přímo získáme příslušný koeficient pružnosti – vlastnost (V1), viz například Tvrdoň, J. (1999). Navíc tato implicitně dynamická forma příjmově-poptávkového modelu vyhovuje charakteru využívané databáze (úsekové časové řady), neboť dokáže eliminovat problém zdánlivé regrese, Seger, J. et al. (1998). V rámci další analýzy pak budeme předpokládat, že navržený autoregresní model 1. řádu (3) představuje alternativní vyjádření Engelova modelu s nekonečně rozděleným zpožděním (I):

$$\ln q_t = \ln A + B_0 \cdot x_t + B_1 \cdot x_{t-1} + B_2 \cdot x_{t-2} + \dots + B_\infty \cdot x_{t-\infty} + v_t = \ln A + \sum_{l=0}^{\infty} B_l \cdot \ln x_{t-l} + v_t \quad (4)$$

Současně budeme také předpokládat, že hodnoty parametrů v modelu (4) tvoří geometrickou posloupnost:

$$B_0; B_1 = k \cdot B_0; B_2 = k \cdot B_1 = k^2 \cdot B_0; B_3 = k \cdot B_2 = k^3 \cdot B_0; \dots \quad (5)$$

s kvociemem k , jehož velikost je rovna C ; $|C| < 1$, viz principy Koyckovy transformace – Hušek, R. (1998). Vzhledem k výše uvedené vlastnosti (V1) a vzhledem k předpokladům (4) a (5) lze potom poměrně snadno definovat celé spektrum koeficientů příjmové pružnosti u zkoumané poptávky, Syrovátka, P. (2008 a).

Prostřednictvím implicitně dynamického Engelova modelu (3) byla při analýze příjmové pružnosti poptávky českých domácností po masě a masných výrobcích v prvé řadě věnována pozornost její běžné úrovni, tj. $\eta_t = \partial Q_t / \partial x_t \cdot x_t / Q_t$. V souladu s (V1) je koeficient běžné příjmové pružnosti u zkoumané spotřebitelské poptávky roven:

$$\eta_t = B \quad (6)$$

Ze vztahu (6) je zřejmé, že koeficient běžné příjmové pružnosti poptávky určený na základě modelu (3) je v rámci celého analyzovaného období konstantní, což je další charakteristická vlastnost lineárně-logaritmické konstrukce modelu – vlastnost (V2).

V další fázi analýzy příjmové pružnosti poptávky českých domácností v oblasti nákupu masa a masných výrobků byla pozornost soustředěna na koeficienty dynamické pružnosti: $\eta_{t-l} = \partial Q_t / \partial x_{t-l} \cdot x_{t-l} / Q_t$ s různou délkou zpoždění l ; $l = 1, 2, 3, \dots$. V případě autoregresního Engelova modelu s lineárně-logaritmickou konstrukcí (3) je koeficient dynamické příjmové pružnosti poptávky l -tého řádu definován vztahem (7):

$$\eta_{t-l} = C^l \cdot \eta_t, \quad (7)$$

případně po dosazení (6) vztahem (8):

$$\eta_{t-l} = C^l \cdot B \quad (8)$$

Vedle posouzení krátkodobé příjmové pružnosti, viz (6) a (7), respektive (8), byla u poptávky českých domácností po masě a masných výrobcích studována také její pružnost ve vztahu ke změnám ve výši příjmů v n po sobě jdoucích obdobích:

$$\eta_t^{(n)} = \sum_{l=0}^{n-1} \eta_{t-l} \quad (9)$$

V případě konečného součtu (9), tedy $n \neq \infty$, lze koeficient dlouhodobé příjmové pružnosti poptávky českých domácností po masě a masných výrobcích stupně n stanovit s využitím vlastnosti (v_1) a předpokladům (4) a (5) z modelu (3) následujícím vztahem:

$$\eta_t^{(n)} = B \cdot \frac{1-C^n}{1-C} \quad (10)$$

Jestliže budeme uvažovat o nekonečném součtu (9) tj., že $n = \infty$, můžeme za stejných podmínek určit z modelu (3) koeficient rovnovážné příjmové pružnosti poptávky českých domácností po masě a masných výrobcích:

$$\eta_t^* = \frac{B}{1-C} \quad (11)$$

Před určením hodnot jednotlivých kategorií příjmové pružnosti poptávky českých domácností v oblasti masa a masných výrobků byla ovšem provedena statistická verifikace využívaného autoregresního Engelova modelu (3). V tomto ohledu byla u autoregresního modelu Engelova křivky (3) určena velikost jeho indexu dvojnásobné determinace (I^2). Statistická významnost získané hodnoty I^2 pak byla následně prověřena F -testem: $F(I^2) \wedge \alpha(F)$. V rámci statistické verifikace sestaveného modelu (3) byla pozornost rovněž věnována významnosti jednotlivých parametrů autoregresního Engelova modelu (3): $|t_{\ln A}| \wedge \alpha|t_{\ln A}|$; $|t_B| \wedge \alpha|t_B|$; $|t_C| \wedge \alpha|t_C|$. Autokorelace 1. řádu mezi získanými regresními rezidui byla prověřena za pomoci DW -testu.

VÝSLEDKY A DISKUSE

V souladu s výše popsanou metodikou byla analýza příjmové pružnosti poptávky českých domácností v oblasti masa a masných výrobků zahájena sestavením autoregresního Engelova modelu v lineárně-logaritmickém tvaru, model (3). Tímto modelem byly zachyceny příjmově-poptávkové reakce průměrné české domácnosti na trhu s masem a masnými výrobky včetně nákupu ryb a výrobků z nich v letech 1995 až 2000. Vypočtené hodnoty parametrů lineárně-logaritmického autoregresního modelu Engelovy křivky (3) jsou zaneseny v Tab. II. V této tabulce jsou rovněž obsaženy výsledky z provedené základní statistické verifikace daného regresního modelu.

II: Lineárně-logaritmický autoregresní model Engelovy poptávky průměrné české domácnosti po mase a masných výrobcích včetně ryb a rybích výrobků, parametry a statistická verifikace

$\ln q_t = \ln A + B \cdot \ln x_t + C \cdot \ln q_{t-1} + v_t$		DW = 1.8112
$\ln A = -11,9878$	$ t_{\ln A} = 5,2739$	$\alpha t_{\ln A} = 3,6736 \cdot 10^{-5}$
$B = 1,4733$	$ t_B = 6,4220$	$\alpha t_B = 2,9008 \cdot 10^{-6}$
$C = 0,1917$	$ t_C = 1,5680$	$\alpha t_C = 0,1326$
$I^2 = 0,6745$	$F(I^2) = 20,7184$	$\alpha(F) = 1,3366 \cdot 10^{-5}$

Zdroj: Vlastní výpočty

Z Tab. II je patrné, že sestavený lineárně-logaritmický autoregresní model Engelovy poptávky průměrné české domácnosti po mase a masných výrobcích včetně ryb je z pohledu všech testovaných statistických kritérií v podstatě přijatelný. Neuspokojivá hladina statistické spolehlivosti byla zjištěna pouze v rámci t -testu parametru C: $\alpha |t_C| = 0,1326$. Tento výsledek ovšem neznámá, že vytvořený autoregresní model (3) je jako celek nepoužitelný, což je zřejmé z velmi nízké α -hladiny t -testu dvojnásobného indexu determinace: $\alpha(F) = 1,3366 \cdot 10^{-5}$. Nižší hladinu statistické významnosti parametru C je spíše vhodné vnímat jako logický důsledek toho, že celková průměrná čtvrtletní spotřeba průměrné české domácnosti v oblasti masa a masných výrobků včetně ryb a výrobků z ryb je v určitém čtvrtletí více-méně kompletně uspokojena průměrným nákupem v daném období. Průměrná česká domácnost při své čtvrtletní optimalizaci spotřeby masa a masných výrobků významněji nevyužívá strategie tvorby zásob s možností jejich následného čerpání.

Po dokončení statistické verifikace lineárně-logaritmického autoregresního modelu Engelovy křivky (3) byla provedena analýza běžné, dynamické, dlouhodobé a rovnovážné příjmové pružnosti poptávky průměrné české domácnosti v oblasti masa a masných výrobků včetně ryb a výrobků z ryb. V souladu se sestrojeným modelem Engelovy křivky – vztah (6), dosahovala ve sledovaném období (1995–2000) běžná příjmová pružnost u zkoumané spotřebitelské poptávky hodnotu 1,4733. Získanou hodnotu koeficientu běžné příjmové pružnosti poptávky je možné interpretovat tak, že 1% zvýšení příjmů prů-

měrné české domácnosti v libovolném čtvrtletí mezi roky 1995–2000 by se projevilo ve stejném čtvrtletí téměř 1,5% nárůstem poptávky průměrné české domácnosti po mase a masných výrobcích včetně ryb a výrobků z nich. Poptávka průměrné české domácnosti po mase a masných výrobcích tedy v daném období reagovala poměrně pružně na změny příjmů, což pravděpodobně souvisí s možností nákupu i některých luxusnějších položek v rámci zkoumaného potravinového agregátu.

Prostřednictvím autoregresního Engelova modelu s lineárně-logaritmickou konstrukcí (3) byly v další fázi analýzy příjmové pružnosti poptávky českých domácností v oblasti nákupu masa a masných výrobků včetně ryb také stanoveny hodnoty koeficientů dynamické pružnosti s různou délkou zpoždění, vztah (7), resp. (8). Přestože na základě autoregresního modelu (3) by bylo možné teoreticky určit nekonečně mnoho koeficientů dynamické příjmové-poptávkové pružnosti řádu l , zůstává z logického hlediska pro zkoumanou poptávku užitečné vyhodnotit dynamickou příjmovou pružnost maximálně řádu 4, tedy maximálně s ročním zpožděním. Tento fakt potvrzuje dosažená velikost parametru C, díky níž hodnota koeficientů dynamické příjmové pružnosti s rostoucím zpožděním poměrně rychle klesá směrem k nule⁴. Vypočtené hodnoty dynamické příjmové pružnosti poptávky průměrné české domácnosti v oblasti masa a masných výrobků včetně ryb při uvažování čtvrtročního, půlročního, tříčtvrtěročního a ročního zpoždění ukazuje Tab. III.

III: Dynamická příjmová pružnost poptávky průměrné české domácnosti po mase a masných výrobcích včetně ryb a rybích výrobků

Dynamická příjmově-poptávková pružnost při zpoždění o l čtvrtletí			
$l = 1$	$l = 2$	$l = 3$	$l = 4$
$\eta_{t-1} = 0,2825$	$\eta_{t-2} = 5,4186 \cdot 10^{-2}$	$\eta_{t-3} = 1,0386 \cdot 10^{-3}$	$\eta_{t-4} = 1,9915 \cdot 10^{-3}$

Zdroj: Vlastní výpočty

4 Protože parametr C v autoregresním modelu (3) je kladný, klesá s narůstajícím zpožděním hodnota koeficientu dynamické pružnosti směrem k nule monotónicky.

Ze získaných hodnot koeficientů dynamické příjmové pružnosti (Tab. III) vyplývá⁵, že 1% zvýšení příjmů průměrné české domácnosti v daném čtvrtletí v rámci zkoumaného období (1995–2000) by přineslo v bezprostředně následujícím čtvrtletí zvýšení poptávky průměrné české domácnosti po masu a masných výrobcích včetně ryb a výrobků z ryb o 0,2825 %. S půlročním zpožděním by se uvažované 1% zvýšení příjmů průměrné české domácnosti projevilo u dané spotřebitelské poptávky pouze nárůstem o 0,0542 %. V případě tříčtvrtěročního zpoždění by 1% zvýšení příjmů průměrné české domácnosti přineslo už jen nárůst poptávky průměrné české domácnosti po masu a masných výrobcích včetně ryb o 0,0104 % a při ročním zpoždění pak jenom poptávkový nárůst o 0,002 %.

Po dokončení analýzy dynamické příjmové pružnosti poptávky průměrné české domácnosti v oblasti

masa a masných výrobků včetně ryb bylo přistoupeno k posouzení její dlouhodobé úrovně. V tomto směru byl uplatněn výpočtový vztah (10). Z analogických důvodů jako při předchozí analýze byla pozornost soustředěna pouze na hodnoty koeficientů dlouhodobé příjmové pružnosti do jednoho roku. Úroveň dlouhodobé příjmové pružnosti je sice díky kladné hodnotě parametru C simulována jako rostoucí, avšak její přírůstky v delším časovém období poměrně rychle klesají směrem k nule. Tyto závěry jsou pak zcela evidentní, když porovnáme vypočtenou hodnotu roční příjmové pružnosti: $\eta_t^{(3)} = 1,8204$ s níže určenou hodnotou rovnovážné příjmové pružnosti: $\eta_t^* = 1,8228$. Simulované hodnoty dlouhodobé příjmové pružnosti stupně 2, 3 a 4 odpovídající poptávce průměrné české domácnosti po masu a masných výrobcích včetně ryb a rybích výrobců zachycuje Tab. IV.

IV: Dlouhodobá příjmová pružnost poptávky průměrné české domácnosti po masu a masných výrobcích včetně ryb a rybích výrobků

Dlouhodobá příjmově-poptávková pružnost stupně n		
půlroční ($n = 2$)	tříčtvrtěroční ($n = 3$)	roční ($n = 4$)
$\eta_t^{(2)} = 1,7558$	$\eta_t^{(3)} = 1,8100$	$\eta_t^{(4)} = 1,8204$

Zdroj: Vlastní výpočty

Určené koeficienty dlouhodobé příjmové pružnosti (Tab. IV) je možné v návaznosti na stupeň agregace interpretovat takto:

$\eta_t^{(2)}$ dojde-li ve dvou po sobě jdoucích čtvrtletích současně ke zvýšení příjmů průměrné české domácnosti vždy právě o 1 %, vyvolají tyto změny v posledním z nich (druhém) celkový nárůst objemu poptávky této domácnosti po masu a masných výrobcích včetně ryb a rybích výrobců o 1,7558 %,

$\eta_t^{(3)}$ dojde-li ve třech po sobě jdoucích čtvrtletích současně ke zvýšení příjmů průměrné české domácnosti vždy právě o 1 %, vyvolají tyto změny v posledním z nich (třetím) celkový nárůst objemu poptávky této domácnosti po masu a masných výrobcích včetně ryb a rybích výrobců o 1,8100 %,

$\eta_t^{(4)}$ dojde-li ve čtyřech po sobě jdoucích čtvrtletích současně ke zvýšení příjmů průměrné české domácnosti vždy právě o 1 %, vyvolají tyto změny v posledním z nich (čtvrtém) celkový nárůst objemu poptávky této domácnosti po masu a masných výrobcích včetně ryb a rybích výrobců o 1,8204 %.

Posledním koeficientem příjmové pružnosti, který byl v rámci sledovaného období (1995–2000) u poptávky průměrné české domácnosti v oblasti masa a masných výrobků včetně ryb a výrobků z ryb hod-

nocen, se stal koeficient rovnovážné příjmové pružnosti, což je hodnota, k níž koeficienty dlouhodobé příjmové pružnosti se zvyšujícím stupněm jejich agregace nutně konvergují. Koeficient rovnovážné příjmové pružnosti této spotřebitelské poptávky byl pro vymezené období stanoven v součinnosti se zavedeným vztahem (11). Tímto způsobem bylo dosaženo hodnoty: $\eta_t^* = 1,8228$. Z hodnoty koeficientu rovnovážné příjmové pružnosti lze pak odhadnout, že celkový přírůstek objemu poptávky průměrné české domácnosti po masu a masných výrobcích včetně ryb a výrobků z nich, který byl vyvolán postupně 1% nárůsty příjmů dané domácnosti v jednotlivých po sobě jdoucích čtvrtletích v dostatečně dlouhém⁶ období, by se blížil k hodnotě 1,8228 %. Na základě dosažených hodnot příjmové pružnosti 2., 3., a 4. stupně, respektive hodnoty rovnovážné pružnosti, můžeme poptávku průměrné české domácnosti po masu a masných výrobcích včetně ryba rybích výrobků považovat za dlouhodobě příjmově pružnou.

Na závěr diskuse nad dosaženými hodnotami krátkodobé i dlouhodobé příjmové pružnosti poptávky českých domácností po masu a masných výrobcích včetně ryba rybích výrobků je dobré uvést analogické hodnoty na úrovni nákupu potravin jako celku. Danou oblast hodnot nám přibližuje následující tabulka (Tab. V.)

5 Provedeme perspektivní interpretaci dynamických koeficientů příjmové pružnosti.

6 U této poptávky stačí uvažovat o osmi po sobě jdoucích čtvrtletích, tj. o dvouleté časové řadě 1% příjmových změn.

V: Dlouhodobá příjmová pružnost poptávky průměrné české domácnosti po potravinách a nealkoholických nápojích

Dlouhodobá příjmově-poptávková pružnost stupně <i>n</i>			
čtvrtletní (<i>n</i> = 1)	půlroční (<i>n</i> = 2)	tříčtvrtěroční (<i>n</i> = 3)	roční (<i>n</i> = 4)
$\eta_t^{(1)} = 0,9739$	$\eta_t^{(2)} = 0,9694915916$	$\eta_t^{(3)} = 0,969515927$	$\eta_t^{(4)} = 0,969515836$

Zdroj: Syrovátka, P. (2008 b)

Porovnání koeficientů příjmové pružnosti (Tab. IV a Tab. V) naznačuje, že ve sledovaném období (1995–2000) nákup masa a masných výrobků poměrně výrazně přispíval k vyšší celkové citlivosti spotřebitelské poptávky průměrné české domácnosti po potravinách na změny příjmů. Danou sku-

tečnost také samozřejmě posiluje relativně vysoký podíl výdajů průměrné české domácnosti za maso a masné výrobky vzhledem k jejich celkovým výdajům za potraviny. Ve IV. čtvrtletí roku 1999 měl daný poměr dokonce hodnotu 34,1 %.

SOUHRN

Příspěvek se věnuje širšímu pojetí analýzy příjmové pružnosti poptávky průměrné české domácnosti po masu a masných výrobcích včetně ryb a rybích výrobků. V rámci zkoumané spotřebitelské poptávky byla v tomto příspěvku zkoumána její běžná, dynamická, dlouhodobá a rovnovážná příjmová pružnost. Pro tyto účely byl s využitím databáze ČSÚ – Statistika rodinných účtů sestaven autoregresivní logaritmicko-lineární model Engelovy poptávky: $\ln q_t = -11,9878 + 1,4733 \ln x_t + 0,1917 \ln q_{t-1} + v_t$, který simuloval v návaznosti na dosahovanou výši příjmů úroveň čtvrtletní úroveň poptávky průměrné české domácnosti na trhu s masem a masnými výrobky včetně nákupu ryb a výrobků z ryb v letech 1995 až 2000. Vytvořený autoregresivní model Engelovy křivky je možné z pohledu statistické verifikace, viz *F*-test, *t*-testy a *DW*-test považovat za přijatelný. V souladu se tímto Engelovým modelem dosáhla mezi roky 1995 až 2000 úroveň běžné příjmové pružnosti poptávky průměrné české domácnosti po masu a masných výrobcích včetně ryb a rybích výrobků hodnotu 1,4733. Poptávka průměrné české domácnosti po masu a masných výrobcích tedy v daném období reagovala pružně na změny příjmů. Čtvrtročně zpožděná dynamická příjmová pružnost byla u této spotřebitelské poptávky rovna 0,2825. V souvislosti s půlročním zpožděním dosáhla dynamická příjmová pružnost poptávky průměrné české domácnosti po masu a masných výrobcích včetně ryb a rybích výrobků velikost $5,4186 \cdot 10^{-2}$. V případě tříčtvrtěročního zpoždění vykazovala ve sledovaném období (1995–2000) poptávka průměrné české domácnosti po masu a masných výrobcích včetně ryb a rybích výrobků koeficient dynamické příjmové pružnosti $1,0386 \cdot 10^{-2}$. Při ročním zpoždění měl koeficient dynamické příjmové pružnosti u zkoumané poptávky hodnotu $1,9915 \cdot 10^{-3}$. Ve sledovaném období (1995–2000) dynamická pružnost s rostoucím délkou zpoždění klesá směrem k nule. Na základě sestaveného autoregresivního modelu Engelovy poptávky byla rovněž zkoumána dlouhodobá příjmová pružnost poptávky průměrné české domácnosti po masu a masných výrobcích včetně ryb a rybích výrobků. V tomto směru bylo zjištěno, že v rámci půlročního období dosahovala příjmová pružnost u této poptávky hodnoty 1,7558, ve tříčtvrtěročním období pak hodnotu 1,8100 a konečně v rámci ročního období hodnotu 1,8204. Úroveň dlouhodobé příjmové pružnosti poptávky průměrné české domácnosti po masu a masných výrobcích včetně ryb a rybích výrobků konverguje k hodnotě 1,8228. Tato hodnota představuje pro danou spotřebitelskou poptávku úroveň její rovnovážné příjmové pružnosti.

poptávka po masu a masných výrobcích, autoregresivní Engelův model, běžná pružnost, dynamická pružnost, dlouhodobá pružnost, rovnovážná pružnost

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 agrobiznesu, formování segmentovaných trhů v rámci komoditních řetězců a potravinových sítí v procesech integrace a globalizace a změny agrární politiky“.

SUMMARY

The paper is focused on the wider concept of the income-elasticity analysis within of the average Czechs' household demand for the meat and meat products including demand for fish and fish products. Within the investigated consumer demand, the levels of current income elasticity, dynamic income elasticity, long-term income elasticity, long-equilibrium income elasticity were evaluated.

Realised demand analysis was based on the autoregressive log-linear model of Engel's curve: $\ln q_t = -11.9878 + 1.4733 \ln x_t + 0.1917 \ln q_{t-1} + v_t$, which was estimated by using the CZSO-HS data from 1995 to 2000. Developed Engel model of the quarterly demand was statistically significant (*F*-test, *t*-tests, *DW*-test). According to this autoregressive log-linear Engel's model, the level of the current income elasticity of the average Czechs' household demand for the meat and meat products was 1.4733. The dynamic income elasticity with quarterly lag achieved the value of 0.2825. Half-yearly dynamic income elasticity of the average Czechs' household demand for the meat and meat products obtained the value of $5.4186 \cdot 10^{-2}$. The level of year dynamic income elasticity of examined consumer demand was $1.9915 \cdot 10^{-3}$. In observed years (1995–2000), the applied Engel's model simulated the depression of the level of dynamic income elasticity of the average Czechs' household demand for the meat and meat products. By using the estimated autoregressive log-linear model of Engel's curve, the log-term income elasticity was studied too. Half-yearly income elasticity of the examined consumer demand achieved the value of 1.7558. The level of year income elasticity of the demand was 1.8204. The value of long-term income elasticity of the average Czechs' household demand for the meat and meat products tends to 1.8228. The determined value implies the long-equilibrium income elasticity of this consumer demand.

LITERATURA

- BLAŽKOVÁ, I., 2007: Poptávkové vztahy ve vertikále potravinářské pšenice. In *Firma a konkurenční prostředí 2007*. Brno: MSD, s. r. o., sekce 2, s. 15–21. ISBN 978-80-86633-84-8.
- DORNBUSH, R., FISCHER, S., 1994: *Makroekonomie – 6. vydání*. 1. vyd. Praha: SPN a Nadace Economics, 602 s. ISBN 80-04-25556-6.
- HOWE, H., POLLAK, R. A., WALES, T. J., 1979: Theory and Time Series Estimation of Quadratic Expenditures system. *Econometrica*. 47, No. 5: p. 1231–1247. ISSN 00129682.
- HOUTHAKKER, H. S., TAYLOR, L. D., 1966: *Consumer demand in the United States, 1929–1970: Analyses and projections*. Cambridge: Harvard University Press, 214 p.
- HUŠEK, R., 1999: *Ekonometrická analýza*. 1. vyd. Praha: Ekopress, 303 s. ISBN 80-86119-19-X.
- MAURICE, S. CH., PHILLIPS, O. R., 1992: *Economic Analysis, Theory and Application*. 6th edition Boston: Irwin, 738 p. ISBN 0-256-08209-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.
- SEGER, J., HINDLS, R., HRONOVÁ, S., 1998: *Statistika v hospodářství*. 1. vyd. Praha: ETC Publishing, edice Manager/Podnikatel, 636 s. ISBN 80-86006-56-5.
- SYROVÁTKA, P., 2006: Teoreticko-metodologická hlediska hodnocení příjmové pružnosti spotřebitelské poptávky. 1. vyd. Brno: MSD, 164 s. ISBN 80-86633-69-1.
- SYROVÁTKA, P., 2008a: Engelův model s autopo-
ptávkovou složkou a hodnocení příjmové pružnosti poptávky: teoreticko-metodologická východiska. In *Firma a konkurenční prostředí 2008*. Brno: MSD, s. r. o., 1. část, s. 385–397. ISBN 978-80-7392-020-3.
- SYROVÁTKA, P., 2008b: Příjmová pružnost poptávky českých domácností po potravinách a nealkoholických nápojích: krátkodobá a dlouhodobá úroveň. In *MVD 2008 – CD*, Nitra: SPU v Nitre, s. 312–319. ISBN: 978-80-552-0061-3.
- TVRDOŇ, J., 1999: *Ekonometrie*. Praha: PEF ČZU, 222 s. ISBN 80-213-04282-0.
- WOHLEGENANT, M. K., HANN, W. F. 1982: Dynamic Adjustment in Monthly Consumer Demand for Meats. *American Journal of Agricultural Economics*. 64, 3, p. 553–557. ISSN 00029092.

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: pavels@mendelu.cz

