ACTA UNIVERSITATIS AGRICULTURAE ET SILVICULTURAE MENDELIANAE BRUNENSIS
SBORNÍK MENDELOVY ZEMĚDĚLSKÉ A LESNICKÉ UNIVERZITY V BRNĚ

Ročník LIII 17 Číslo 6, 2005

LINEÁRNÍ MODELY PŘÍJMOVÝCH VZTAHŮ VE SPOTŘEBITELSKÉ POPTÁVCE PO POTRAVINÁCH A ANALÝZA PRUŽNOSTI TĚCHTO VZTAHŮ

P. Syrovátka, M. Navrátil

Došlo: 4. července 2005

Abstract

SYROVÁTKA, P., NAVRÁTIL, M.: *Linear models of income patterns in consumer demand for foods and evaluation of its elasticity*. Acta univ. agric. et silvic. Mendel. Brun., 2005, LIII, No. 6, pp. 173–188

The paper is focused on the use of the linear constructions for developing of Engel's demand models in the field of the food-consumer demand. In the theoretical part of the paper, the linear approximations of this demand models are analysed on the bases of the linear interpolation. In the same part of this text, the hyperbolic elasticity function was defined for the linear Engel model. The behaviour of the hyperbolic elasticity function and its properties were consequently investigated too. The behaviour of the determined elasticity function was investigated according to the values of the intercept point and the direction parameter in the original linear Engel model. The obtained theoretical findings were tested using the real data of Czech Statistical Office. The developed linear Engel model was explicitly dynamised, because the achieved database was formed into the time series. With respect to the two variables definitions of the hyperbolic function in the theoretical part of the text, the determined dynamic model of the Engel demand for food was transformed into the form with parametric intercept point:

$re_t^* = A_t + 0.0946 \cdot rm_t^*$,

where the values of absolute member are defined as:

$A_t = 1773.0973 + 9.3064 \cdot t - 0.3023 \cdot t^2$; ($t = 1, 2, \ldots 32$).

The value of At in the parametric linear model of Engel consumer demand for food was during the observed period (1995–2002) always positive. Thus, the hyperbolic elasticity function achieved the elasticity coefficients from the interval:

$\eta_t \in \langle +0; +1)$.

Within quantitative analysis of Engel demand for food in the Czech Republic during the given time period, it was founded, that income elasticity of food expenditures of the average Czech household was moved between +0.4080 and +0.4511. The Czech-household demand for food is thus income inelastic with the normal income reactions.

total real expenditures for food, real incomes, linear-dynamic Engel model, parametric linear Engel model, elasticity function

K analýze elasticity příjmových závislostí ve spotřebitelské poptávce po potravinách[1] lze poměrně s velmi přesnými výsledky využít lineární modely. Přesnost vypočtených koeficientů příjmové pružnosti je pak závislá na šíři příjmového pásma, pro který je lineární příjmově-poptávkový model sestaven a aplikován, což jasně vyplývá ze základních principů lineární interpolace daných poptávkových vztahů (Tiffin, A., Tiffin, R.; 1999).

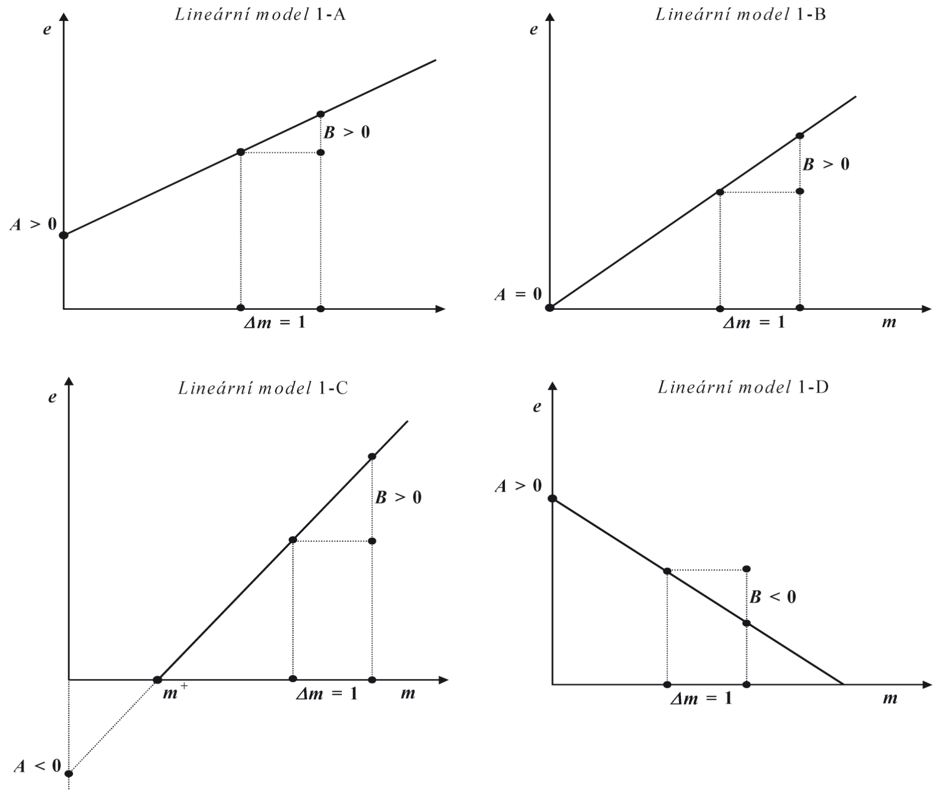
Cílem tohoto příspěvku je v ucelené podobě představit možnosti, případně naznačit omezení související s využíváním lineárních konstrukcí u Engelových modelů při analýze příjmové pružnosti poptávky po potravinách. První část v tomto příspěvku je věnována teoretickému rozboru aplikace lineárních funkcí při modelování Engelových výdajových křivek v oblasti spotřebitelských nákupů potravin včetně interpretace parametrů těchto lineárních aproximací. V druhé části se pak příspěvek zaměřuje na analýzu vývoje příjmové elasticity výdajů za potraviny v souvislosti s velikostí příjmů spotřebitelského subjektu. Tedy na základě průběhu odvozené funkce pružnosti je hodnocena velikost a vlastnosti koeficientu příjmové elasticity výdajů. Nedílnou součástí předloženého příspěvku je rovněž sestavení a aplikace příslušného lineárního modelu příjmově-poptávkových vztahů v oblasti nákupů potravin českými domácnostmi.

Lineární aproximace Engelových výdajových křivek

Zaměříme-li pozornost na výdajové sledování spotřebitelské poptávky (e) a příjmové (m) závislosti ve spotřebitelských výdajích, budeme definovat pomocí lineární funkce:

$$e = A + B \cdot m, \tag{1}$$

můžeme v podstatě vymezit podle velikosti parametrů A a B čtyři[2] ekonomicky přijatelné případy daných modelů. Tyto situace lineárních modelů jsou zachyceny prostřednictvím souboru grafů (1-A) až (1-D) v navazujícím obrázku (Obr. 1).

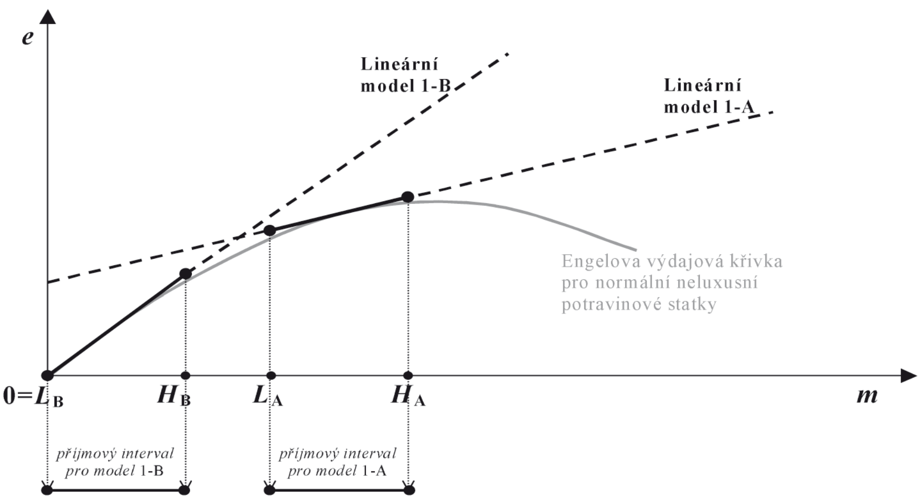


1: *Lineární modely spotřebitelských výdajů*

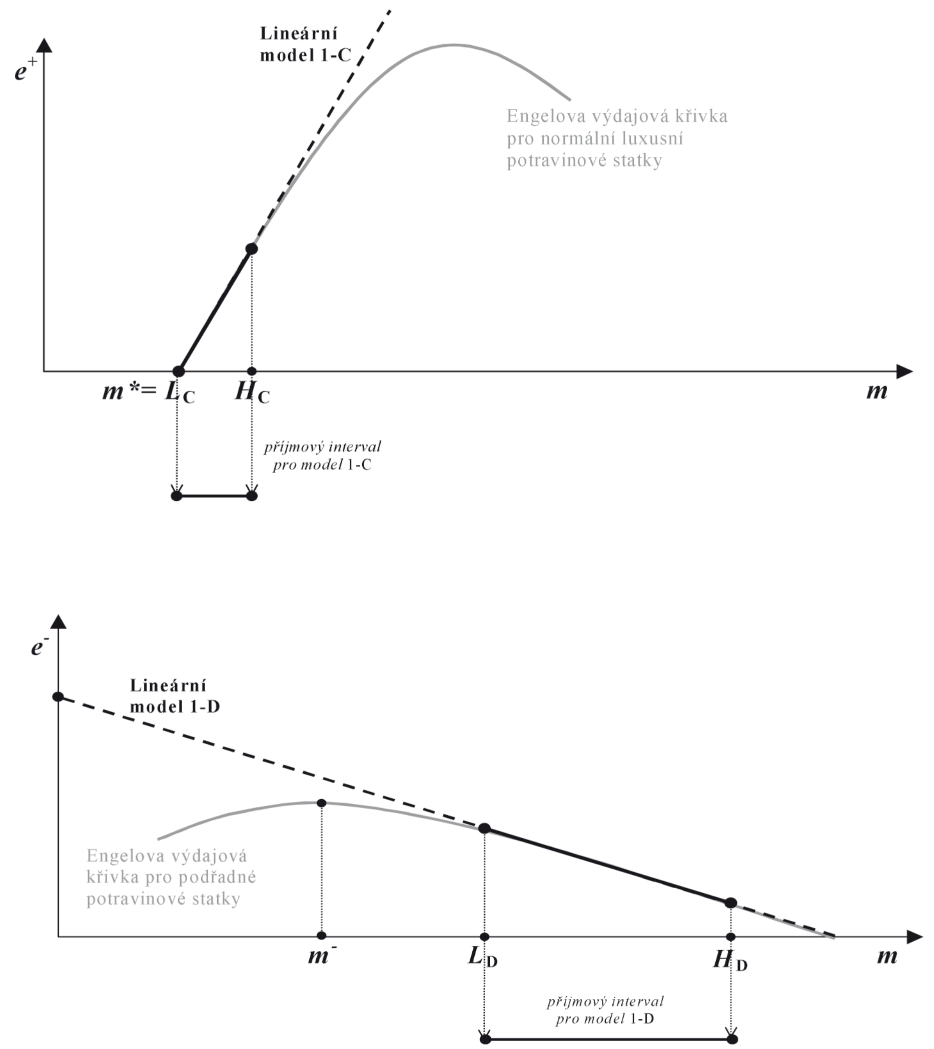
[1] Lineární aproximace příjmových vztahů lze přirozeně aplikovat i v jiných než potravinových oblastech spotřebitelské poptávky.

[2] V zásadě lze ovšem teoreticky vymezit ještě jeden případ, kdy se zkoumaný spotřebitel nachází na úrovni úplného nasycení jeho poptávky po dané potravině či skupině potravin. Lineární příjmově-výdajový model pak má podobu konstantní funkce: e = A.

Podle hodnoty parametru B lze mezi vyobrazenými jednoproměnnými lineárními modely na Obr. 1 rozlišit modely simulující příjmově-výdajové vztahy u normálních potravinových statků, viz části (1-A), (1-B) a (1-C) a modely simulující příjmové závislosti v poptávce u podřadných potravinových statků, část (1-D). Při určitém stupni zjednodušení (Loeb, B. S., 1955) je dále ještě možné v rámci lineárních modelů (1-B), (1-C) na Obr. 1 odlišit podle velikosti jejich absolutního parametru A příjmově-výdajové modely pro luxusní a neluxusní statky[3]. V tomto zjednodušeném ohledu je pak možné považovat lineární model uvedený v části (1-B) za případ příjmově-výdajových závislostí u neluxusních potravinových statků, kdy výdajová funkce vychází z nulové úrovně. Naopak případ (1-C) lze považovat za průběh příjmově-výdajové funkce u luxusních statků, u kterých se s velkou pravděpodobností může objevit určitá počáteční úroveň příjmu (m^+), od níž až začne spotřebitel nakupovat daný potravinový statek. V duchu takto zjednodušených interpretací lineárních modelů příjmově-výdajových vztahů na Obr. 1 ovšem nelze provést ekonomicky uspokojivé vysvětlení pozitivní hodnoty absolutního členu u modelu (1-D), popřípadě u modelu (1-A). Zmíněné nedostatky lze ovšem odstranit, jestliže na situace (1-A) až (1-D) z Obr. 1 nebudeme nahlížet jako na úplné a v tomto smyslu tedy i oddělené Engleovy výdajové funkce, ale naopak jako na dílčí fáze určité výdajové křivky v rámci vymezených příjmových intervalů. Jinak řečeno, analýzu příjmově-výdajových závislostí budeme řešit na principech lineární interpolace, Syrovátka, P. (2003). Názorně je tento postup demonstrován na trojici grafů sdružených v následujícím obrázku (Obr. 2.), kde průběh Engelovy výdajové křivky pro podřadné potravinové statky (e^-), pro normální potravinové statky neluxusní povahy (e) a luxusní povahy (e^+) byl simulován pomocí parabolické funkce s hodnotou svého maxima nacházející se v I. kvadrantu (Dong., D., Shonkwiler, J. S., Capps, O.; 1998).



[3] Neluxusní potravinové statky přestavují v intencích této analýzy potraviny s normálními příjmově-poptávkovými reakcemi, přičemž mezi neluxusní statky jsou v tomto případě řazeny potraviny nezbytné a relativně nezbytné povahy.



2: *Lineární interpolace Engelových výdajových křivek*

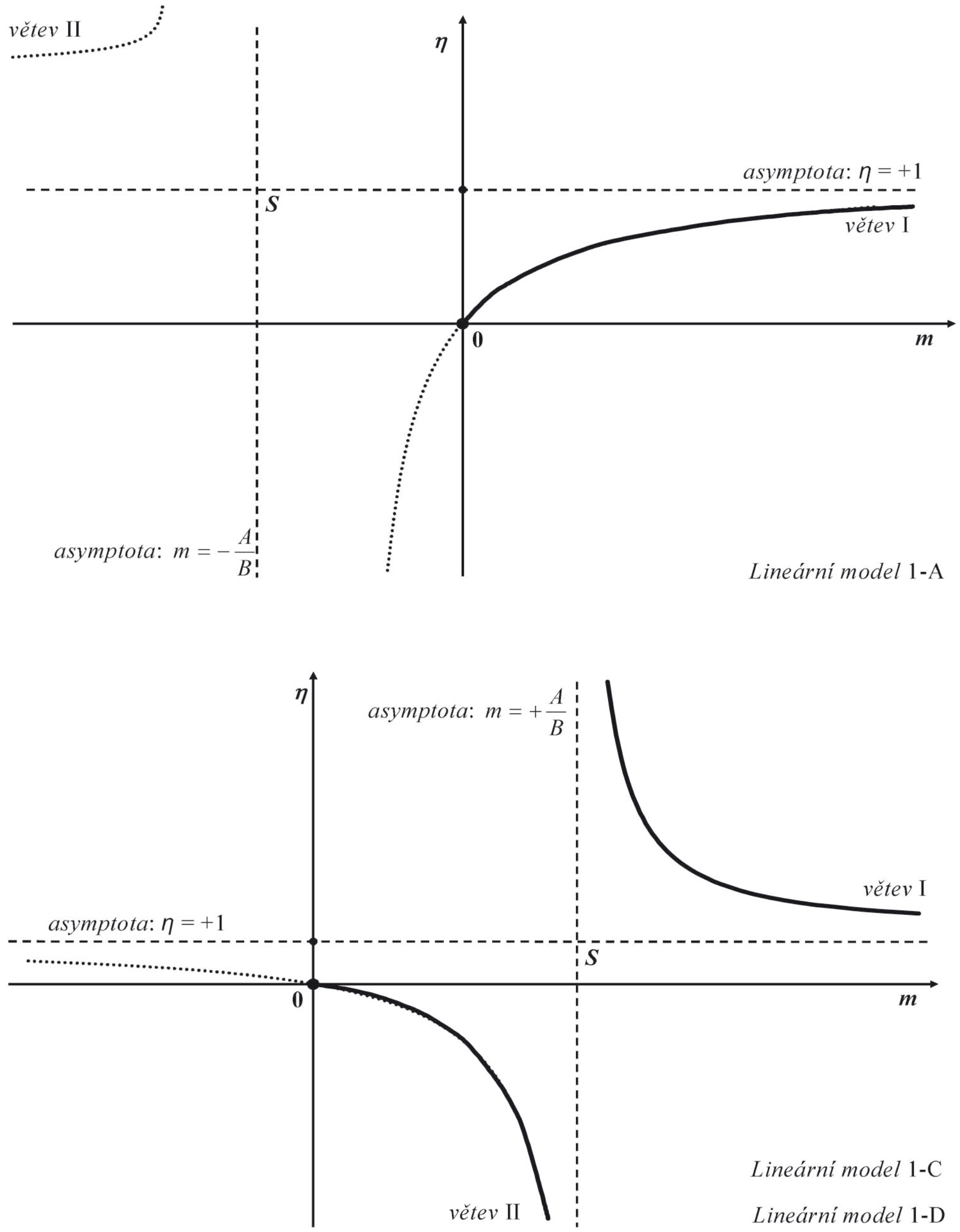
Z grafů nakreslených na Obr. 2 jasně vyplývá, kdy jsou jednotlivé lineární příjmově-výdajové modely (1-A), (1-B), (1-C), případně (1-D) pro dané poptávkové rozbory přijatelné a v jakých souvislostech, respektive v jakých příjmových intervalech je možné interpretovat jejich parametry, zvláště pak absolutní člen.

Příjmová elasticita výdajů při lineární definici Engelova poptávkového modelu

Vyjdeme-li z lineární definice Engelovy výdajové funkce ve tvaru (1), můžeme intenzitu příjmové elasticity výdajů hodnotit podle následujícího koeficientu:

$$\eta = \frac{\partial e}{\partial m} \cdot \frac{m}{e} = \frac{B \cdot m}{A + B \cdot m}. \tag{2}$$

Na tento koeficient příjmové pružnosti (2) lze přirozeně nahlížet jako na funkci. V tomto případě se jedná o lomenou funkci s nezávislou proměnnou *m* v čitateli i ve jmenovateli. Pro tuto hyperbolickou funkci jsou pak typické dvě středově souměrné větve s tím, že její průběh a tedy i vlastnosti nejlépe představíme pomocí grafu. Na navazujícím obrázku (Obr. 3) jsou tedy zakresleny obě možnosti průběhu hyperbolické funkce příjmové elasticity výdajů (2) tak, jak odpovídají nenulovým hodnotám parametrů *A* a *B*.



3: *Průběh funkce příjmové elasticity výdajů při lineární definici Engelova modelu poptávky*

V grafu na Obr. 3., který odpovídá 1. variantě lineárního modelu (1-A), je vidět, že odvozená hyperbolická funkce příjmové elasticity výdajů má v nezáporném příjmovém intervalu pouze část větve I. Tato větev I asymptoticky konverguje při rostoucí úrovni příjmů k hodnotě +1. Z pohledu ekonomické aplikace lineárního modelu s hodnotami parametrů (1-A), tj. v zásadě u Engelova poptávkového modelu pro normální potravinové statky neluxusní povahy, lze tedy konstatovat, že pro nezáporné hodnoty příjmů:

$$m \in \langle 0; +\infty) \tag{3}$$

obdržíme příjmovou elasticitu výdajů v intervalu:

$$\eta \in \langle 0; +1). \tag{4}$$

Vzhledem k předchozímu výkladu je ovšem nutné připomenout, že tvar (1-A) lineárního Engelova modelu nevystihuje počáteční fáze u sledované Engelovy výdajové křivky, tudíž logicky nemůžeme model (1-A) aplikovat v celém rozsahu příjmů, zvláště pak v oblasti velmi nízkých příjmů. Pro simulace počátečních fází Engelovy výdajové křivky u normálních potravinových statků neluxusní povahy je v souladu s předchozím výkladem vhodný lineární model s nulovým absolutním parametrem (1-B). V tomto případě se ovšem funkce příjmové pružnosti rovná konstantně jedné, neboť vztah (2) se při $A = 0$ zjednodušuje do podoby (5):

$$\eta = \frac{\partial e}{\partial m} \cdot \frac{m}{e} = \frac{B \cdot m}{B \cdot m} = +1. \tag{5}$$

Na základě druhého grafu zachyceném na Obr. 3 je zřejmé, že v nezáporném příjmovém intervalu (3) se nachází celá větev I a část větve II získané hyperbolické funkce pro hodnocení příjmové elasticity výdajů. Tento průběh příjmové elasticity výdajů byl odvozen pro lineární Engelův model s hodnotami parametrů (1-C) a (1-D). Z pohledu mikroekonomické teorie ovšem lze učinit důkladnější rozbor dané situace a příjmový interval a spolu s ním i větve u odvozené hyperbolické funkce rozlišit. Větev I, která se nachází v příjmovém intervalu:

$$m \in \langle +A/B; +\infty \rangle. \tag{6}$$

je využitelná například[4] při odhadech příjmové pružnosti výdajů u normálních potravinových statků s luxusní povahou. V tomto případě získáváme s rostoucím příjmem klesající úroveň příjmové pružnosti u příslušných výdajů tak, že koeficient příjmové pružnosti se blíží k hodnotě +1. Tedy hodnoty příjmové pružnosti výdajů se pohybují v rámci následujícího intervalu:

$$\eta \in (+\infty; +1). \tag{7}$$

Větev II hyperbolické příjmové elasticity, respektive její ekonomicky přípustné části, jež odpovídá příjmovému intervalu (8):

$$m \in (0; +A/B), \tag{8}$$

je možné aplikovat při odhadech příjmové pružnosti výdajů za podřadné statky. V souladu s průběhem této části větve II u dané funkce je možné simulovat úroveň pružnosti příjmově-výdajových vztahů ve spotřebitelské poptávce v intervalu (9):

$$\eta \in (0; -\infty). \tag{9}$$

MATERIÁL A METODY

V rámci kvantitativního výzkumu aplikace lineárních Engelových modelů v oblasti příjmové pružnosti výdajů českých domácností za potraviny byla použita databáze ČSÚ – Statistika rodinných účtů, Práce, sociální statistiky: publikační řada 30 – Životní úroveň. Z této datové základny byly převzaty čtvrtletní údaje o výši celkových výdajů za potraviny[5] u průměrné české domácnosti (e) a velikost čtvrtletních příjmů u této průměrné domácnosti (m), vše za osmileté období (1995–2002). Souhrn těchto čtvrtletních údajů za sledované roky je zobrazen v následující tabulce (Tab. I).

I: *Nominální čtvrtletní výdaje za potraviny celkem a nominální příjmy průměrné české domácnosti v Kč*

Rok	**I. čtvrtletí**		**II. čtvrtletí**		**III. čtvrtletí**		**IV. čtvrtletí**	
	e	*m*	*e*	*m*	*e*	*m*	*e*	*m*
1995	2 813	3 481	3 075	13 422	3 152	14 129	3 481	15 408
1996	3 201	3 923	3 484	16 196	3 614	15 798	3 923	17 502
1997	3 544	4 150	3 686	17 732	3 801	17 573	4 150	18 949
1998	3 694	4 305	3 980	19 200	3 987	19 397	4 305	20 809
1999	3 522	4 005	3 642	20 322	3 711	20 229	4 005	21 204
2000	3 552	4 053	3 762	20 817	3 771	20 346	4 053	22 122
2001	3 672	4 341	4 002	22 650	3 984	22 203	4 341	24 219
2002	3 900	4 176	3 957	23 418	3 906	23 130	4 176	24 555

Zdroj: ČSÚ-SRÚ, Práce, sociální statistiky: publikační řada 30 – Životní úroveň

[4] Tyto hyperbolické odhady jsou vhodné při všech lineárních aproximacích Engelových výdajových funkcí, u nichž je záporný absolutní parametr.

[5] ČSÚ eviduje výdaje za potraviny v následujícím složení: maso a masné výrobky + ryby a výrobky z ryb + tuky a oleje, vejce, mléko a sýry + chléb, pečivo, výrobky z obilovin a rýže + brambory, zelenina a výrobky z nich + ovoce a ovocné výrobky + cukr, cukrovinky a cukrářské výrobky + kakao, káva, čaj a ostatní potraviny.

Vzhledem k jednofaktorovému zjednodušení zkoumaných výdajových vztahů, viz formulace lineárního poptávkového modelu ve tvaru (1), byla v původních datech provedena cenová stacionarizace. K tomuto účelu byly použity bazické cenové indexy odvozené na základě jejich řetězových forem evidovaných[6] v Cenové statistice ČSÚ, publikační řada 71 – Spotřebitelské ceny. Jako báze k těmto přepočtům byla zvolena cenová hladina v období leden 1995, tedy leden 1995 = 100 %. V plném rozsahu je postup použitý při transformaci nominálních čtvrtletních celkových výdajů za potraviny a nominálních čtvrtletních příjmů u průměrné české domácnosti na jejich reálnou úroveň (*re*), (*rm*) popsán v článku Syrovátka, P., Agricultural Economics, (2003). Hodnoty sledovaných reálných výdajů (*re*) a příjmů (*rm*) u průměrné české domácnosti v letech 1995 až 2002 jsou zobrazeny v Tab. II.

II: *Reálné čtvrtletní výdaje za potraviny celkem a reálné příjmy průměrné české domácnosti v Kč*

Rok	I. čtvrtletí		II. čtvrtletí		III. čtvrtletí		IV. čtvrtletí	
	re	*rm*	*re*	*rm*	*re*	*rm*	*re*	*rm*
1995	2 795	12 482	2 992	13 153	3 032	14 088	3 288	14 977
1996	2 965	13 392	3 141	14 522	3 257	13 877	3 493	15 181
1997	3 093	13 926	3 193	14 903	3 260	14 058	3 492	14 939
1998	2 992	13 873	3 195	14 319	3 256	14 177	3 582	15 271
1999	2 949	13 871	3 075	14 810	3 162	14 605	3 399	15 269
2000	2 970	13 206	3 163	14 617	3 144	14 117	3 348	15 273
2001	2 985	14 278	3 176	15 133	3 170	14 615	3 481	16 033
2002	3 050	14 348	3 155	15 294	3 287	15 111	3 536	16 166

Zdroj: Syrovátka, P., Agricultural Economics (2003)

Z obou představených tabulek (Tab. I) a (Tab. II) je na první pohled zřejmé, že získaná databáze má charakter časových řad. V rámci zamýšlené analýzy příjmově-poptávkových vztahů bylo tudíž nutné prošetřit i jejich případnou systematickou časovou složku tak, aby byla potlačena možnost vzniku zdánlivých regresí, viz př. Hušek, R. (1999). Z tohoto důvodu byla zvolena explicitně dynamická konstrukce lineárních reálných Engelových modelů:

$$re_t = A + B \cdot rm_t + \tau(t). \qquad (10)$$

Jako časové funkce τ (*t*) byly v modelech postupně vyzkoušeny tři základní druhy polynomických funkcí – přímka (11.1), parabola (11.2) a kubická parabola (11.3):

$$\tau(t) = c_0 + c_1 \cdot t, \qquad (11.1)$$
$$\tau(t) = c_0 + c_1 \cdot t + c_2 \cdot t^2, \qquad (11.2)$$
$$\tau(t) = c_0 + c_1 \cdot t + c_2 \cdot t^2 + c_3 \cdot t^3. \qquad (11.3)$$

Časové proměnná t byla ve funkcích (11.1), (11.2) a (11.3) zavedena následujícím způsobem:

$t = 1$ I. čtvrtletí 1995
$t = 2$ II. čtvrtletí 1995
……………………………………
$t = 32$ IV. čtvrtletí 2002. (12)

S ohledem na zaměření příspěvku je na tomto místě užitečné uvést, že navržené dynamické konstrukce modelů (10) již nezůstávají právě díky zavedené časové funkci τ (*t*) v celém rozsahu lineární, viz časové funkce ve tvaru (11.2) a (11.3), což ovšem není nikterak v rozporu se zkoumáním lineárních aproximací Engelovy výdajové křivky v oblasti potravin. Dynamické modely (10) s aditivním zařazením časové funkce τ (*t*) lze totiž velmi snadno přepsat do tvaru s parametrickým vyjádřením absolutního členu[7]:

$$re_t = A_t + B \cdot rm_t;\ \text{kde}\ A_t = A + \tau(t). \qquad (13)$$

[6] V rámci Cenové statistiky ČSÚ je ale prováděno sledovaní měsíčně, což neodpovídá časovému měřítku u SRÚ. Z tohoto důvodu byly příslušné trojice měsíčních indexů nahrazeny průměrnou čtvrtletní úrovní, která byla stanovena za pomoci prostého geometrického průměru.

[7] Na parametrické vyjádření (13) lze nahlížet jako na posun daného lineárního příjmově-výdajového modelu poptávky (10) prostřednictvím změny hodnoty jeho absolutního členu.

Bohužel dynamická konstrukce modelu ve tvaru (10), respektive ve tvaru (13) dokáže číselně podchytit pouze trendový vývoj v daných příjmově-poptávkových vztazích (Gurajati, D. N; 1988), periodické výkyvy však mohou dál deformovat tuto úroveň analýzy spotřebitelských chování, (Syrovátka, P., 2003). Proto byla před kvantifikací dynamického modelu ve tvaru (10) nejprve prověřována přítomnost periodické složky ve vývoji reálných výdajů za potraviny, respektive ve vývoji reálných příjmů u průměrné české domácnosti. V tomto směru byla uplatněna Fourierova harmonická analýza, model skrytých period. V sestavených periodogramech byly prověřeny na základě G-testu významnější vrcholy, které mohou dodpovídat určitým periodickým cyklům v dané časové řadě. U obou zkoumaných časových řad (re_t), (rm_t) byla shledána jako statisticky průkazná roční perioda, tedy v obou časových řadách se vyskytovala sezonnost. Vzhledem k výše zmíněným omezením dynamické konstrukce Engelova poptávkového modelu ve tvaru (10) bylo nutné z výchozích reálných údajů (Tab. II) odstranit zjištěnou sezonní složku. K odfiltrování periodické složky bylo využito sezonních indexů, jejichž hodnoty jsou zobrazeny v následující tabulce (Tab. III).

III: *Sezonní indexy*

Čtvrtletí roku	Hodnota sezonního indexu – reálné výdaje za potraviny celkem u průměrné české domácnosti	Hodnota sezonního indexu – reálné příjmy u průměrné české domácnost
I.	0,9350	0,9483
II.	0,9839	1,0085
III.	1,0001	0,9868
IV.	1,0810	1,0564

Zdroj: Syrovátka, P., Acta Mendelovy zemědělské a lesnické univerzity v Brně (2004)

Bezperiodické časové řady reálných výdajů za potraviny celkem (re^*_t), respektive časové řady reálných příjmů (rm^*_t) u průměrné české domácnosti byly určeny vydělením reálných výdajů a příjmů (Tab. II) hodnotou příslušného sezonního indexu (Tab. III). Takto očištěné hodnoty z obou časových řad jsou zachyceny v Tab. IV s tím, že veškeré detaily k těmto výpočtům jsou řádně uvedeny v článku Syrovátka, P.: Vývoj podílu výdajů českých domácností za maso a masné výrobky a Engelovy závislosti ve spotřebě, Acta Mendelovy zemědělské a lesnické univerzity v Brně (2004).

IV: *Reálné čtvrtletní výdaje za potraviny celkem a reálné příjmy průměrné české domácnosti zbavené sezonnosti v Kč*

Rok	**I. čtvrtletí**		**II. čtvrtletí**		**III. čtvrtletí**		**IV. čtvrtletí**	
	re^*_t	rm^*_t	re^*_t	rm^*_t	re^*_t	rm^*_t	re^*_t	rm^*_t
1995	2 990	13 163	3 041	13 042	3 032	14 277	3 041	14 177
1996	3 171	14 122	3 192	14 400	3 257	14 062	3 231	14 370
1997	3 308	14 686	3 245	14 777	3 260	14 246	3 230	14 141
1998	3 200	14 629	3 247	14 198	3 256	14 367	3 314	14 455
1999	3 154	14 627	3 125	14 685	3 162	14 801	3 145	14 454
2000	3 177	13 925	3 215	14 494	3 144	14 306	3 097	14 457
2001	3 193	15 057	3 228	15 005	3 170	14 810	3 220	15 177
2002	3 262	15 130	3 207	15 165	3 287	15 313	3 271	15 303

Zdroj: Syrovátka, P., Acta Mendelovy zemědělské a lesnické univerzity v Brně (2004)

Na základě získaných bezsezonních údajů (viz Tab. IV) byly uskutečněny s využitím běžné metody nejmenších čtverců odhady jednotlivých regresních parametrů pro zkoumané dynamické konstrukce poptávkového model Engelova typu:

$$re_t^* = a_0 + B \cdot rm_t^* + \tau(t), \tag{14}$$

nebo vyjádřeno podle (13), tj. lineární modely s parametrickým vyjádřením absolutního členu:

$$re_t^* = A_t + B \cdot rm_t^*;\ \text{kde } A_t = a_0 + \tau(t). \tag{15}$$

Statistická verifikace příjmově-poptávkových modelů (14), respektive (15) byla v prvé řadě zaměřena na výpočet velikosti vícenásobného indexu determinace (I^2). Jelikož při výzkumu byly používány regresní funkce s různým počtem parametrů, byla tato část statistické verifikace doplněna o hodnocení korigované formy vícenásobného indexu determinace (I^2). V rámci statistické verifikace sestavených dynamických Engelových modelů poptávky byly rovněž dále provedeny F-testy vícenásobných indexů determinace: $F(I^2)$, čímž byla nepřímo vyhodnocena celková statistická přijatelnost jednotlivých zkoumaných poptávkových modelů. Vedle uvedeného způsobu ověřování statistické průkaznosti dynamických regresních modelů s lineární definicí příjmově-výdajových vztahů byly rovněž uskutečněny T-testy u jejich jednotlivých parametrů (Dufek, J., 2003). T-testů bylo rovněž využito při hodnocení možnosti lineární aproximace Engelových výdajových křivek v oblasti nákupů potravin v daném časovém období (1995–2002). V této souvislosti byly vyhodnoceny pomocí T-testů regresní parametry u kvadratického[8] příjmově-výdajového modelu s analogickou formou dynamizace, tedy s časovými funkcemi τ (t) ve tvaru (11.1), (11.2) a (11.3):

$$re_t^* = A + B_1 \cdot rm_t^* + B_2 \cdot (rm_t^*)^2 + \tau(t). \tag{16}$$

Zvláštní důraz byl v případě modelu (16) samozřejmě kladem na výsledek T-testu u parametru s kvadratickým reálným příjmem (B_2). Statistická vhodnost lineárního modelu příjmově-výdajových vztahů byla rovněž posuzována na základě výpočtu Akaikova informačního kritéria[9] (Meloun, M., Militký, J.; 1998):

$$AIC = n \cdot \ln \left[\frac{RSC}{n} \right] + 2 \cdot k, \tag{17}$$

kde n představuje rozsah souboru, k je počet regresních parametrů v prověřovaném modelu vyjma absolutního členu a RSC je hodnota reziduálního součtu čtverců. Za nejlepší je pak ve smyslu kritéria (17) považován ten model, který dosáhne nejnižší hodnotu AIC.

Veškeré prováděné úrovně statistické verifikace u vytvořených modelů je ovšem nutné držet v souladu s jejich ekonomickou přiměřeností (Tvrdoň, J., 1999). Ekonomickou přijatelnost lineárních aproximací jednotlivých úseků Engelovy výdajové křivky v oblasti nákupů potravin průměrnou českou domácnosti je možné vyjádřit pomocí nezáporné hodnoty regresního parametru B (viz např. Maurice, S. Ch. A., Phillips, O. R.; 1992):

$$B > 0. \tag{18}$$

Při kvadratické definici Engelovy výdajové křivky, která je v této práci zavedena především z důvodu srovnání kvality lineární a nelineární formulace daného poptávkového modelu, lze ekonomickou přiměřenost posuzovat podle hodnoty regresního parametru B_1 a B_2. Jestliže budeme uvažovat kvadratickou Engelovu výdajovou křivku s maximem v I. kvadrantu, pak pro parametry B_1 a B_2 v modelu (16) musí platit:

$$B_1 > 0 \wedge B_2 < 0. \tag{19}$$

Cílem takto koncipované statistické a ekonomické verifikace u sestavených dynamických modelů Engelovy poptávky bylo určit v tomto směru přijatelný model s lineární definicí zkoumaných příjmově-výdajových vztahů v oblasti nákupů potravin. Prostřednictvím takto určeného modelu byla následně vyhodnocována příjmová elasticita výdajů průměrné české domácnosti za potraviny. Pro kvantifikaci této úrovně poptávkové elasticity bylo ovšem nutné dynamizovat původní odvozenou funkci pružnosti ve tvaru (2). Zahrnutím časové funkce τ (t) získal vzorec pro hodnocení příjmové elasticity zkoumaných výdajů průměrné české domácnosti následující podobu:

$$\eta_t = \frac{\partial e_t}{\partial m_t} \cdot \frac{m_t}{e_t} = \frac{B \cdot m_t}{A + B \cdot m_t + \tau(\mathrm{t})}. \tag{20}$$

Což ovšem vzhledem k alternativnímu zápisu dynamického modelu (13) lze na druhou stranu přepsat do tvaru (21):

---

8 Kvadratické specifikace patří podle řady autorů, např. (Dong., D., Shonkwiler, J., S., Capps, O.; 1998) mezi základní a naprosto dostatečné způsoby vyjádření průběhu Engelových výdajových křivek.

9 Akaikovo informační kritérium má původ v teorii informace a entropie.

$$\eta_t = \frac{\partial e_t}{\partial m_t} \cdot \frac{m_t}{e_t} = \frac{B \cdot m_t}{A_t + B \cdot m_t}, \qquad (21)$$

a tudíž veškeré rozbory příjmové elasticity v dané oblasti výdajů průměrné české domácnosti lze vést dle výše popsané struktury v teoretické části příspěvku.

VÝSLEDKY A DISKUSE

V souladu s popsanou metodikou byl zamýšlený výzkum v oblasti lineárních simulací příjmově-výdajových vztahů při nákupu potravin průměrnou českou domácností zahájen tvorbou vhodného dynamického Engelova modelu poptávky po potravinách. K explicitní dynamizaci Engelova poptávkového modelu ve tvaru (14) byly postupně použity následující polynomické funkce: lineární (11.1), kvadratická (11.2) a kubická (11.3). Těmito třemi časovými funkcemi $\tau(t)$ byl simulován trendový vývoj ve sledovaných příjmově-výdajových vztazích. Z důvodu jistého zjednodušení a zpřehlednění celkového zápisu byl v sestavovaných dynamických modelech sloučen dílčí absolutní člen a_0 a c_0 do jediného absolutního parametru A. Rovněž ostatní zavedené parametry v daných modelech byly označeny velkými písmeny, tedy:

$$re_t^* = A + B \cdot rm_t^* + C_1 \cdot t, \qquad (22.1)$$

$$re_t^* = A + B \cdot rm_t^* + C_1 \cdot t + C_2 \cdot t^2, \qquad (22.2)$$

$$re_t^* = A + B \cdot rm_t^* + C_1 \cdot t + C_2 \cdot t^2 + C_3 \cdot t^3. \qquad (22.3)$$

Vypočtené hodnoty jednotlivých parametrů dynamických Engelových modelů poptávky po potravinách (22.1), (22.2) a (22.3) jsou včetně základních statistických charakteristik uvedeny v níže zařazené tabulce (viz Tab. V).

V: *Dynamické modely s lineární definicí příjmově-výdajových vztahů*

Hodnoty regresních parametrů, vícenásobný index determinace, korigovaný vícenásobný index determinace	Hodnoty T-testů regresních parametrů, hodnota F-testu indexu determinace	Hladina významnosti T-testů, hladina významnosti F-testů
Model (22.1) $re_t^* = A + B \cdot rm_t^* + C_1 \cdot t$		
$A = +1788{,}3637$ $B = +9{,}7595 \cdot 10^{-2}$ $C_1 = -0{,}7985$	$\lvert T_A \rvert = 3{,}4794$ $\lvert T_B \rvert = 2{,}6195$ $\lvert T_{C_1} \rvert = 0{,}3809$	$\alpha \lvert T_A \rvert = 1{,}6091 \cdot 10^{-3}$ $\alpha \lvert T_B \rvert = 1{,}3863 \cdot 10^{-2}$ $\alpha \lvert T_{C_1} \rvert = 0{,}7060$*
$I^2 = 0{,}3172$ $\bar{I}^2 = 0{,}2701$	$F(2,29) = 6{,}7356$	$\alpha(F) = 3{,}9573 \cdot 10^{-3}$
Model (22.2) $re_t^* = A + B \cdot rm_t^* + C_1 \cdot t + C_2 \cdot t^2$		
$A = +1773{,}0973$ $B = +9{,}4600 \cdot 10^{-2}$ $C_1 = +9{,}3064$ $C_2 = -0{,}3023$	$\lvert T_A \rvert = 3{,}6128$ $\lvert T_B \rvert = 2{,}6570$ $\lvert T_{C_1} \rvert = 1{,}6775$ $\lvert T_{C_2} \rvert = 1{,}9529$	$\alpha \lvert T_A \rvert = 1{,}1743 \cdot 10^{-3}$ $\alpha \lvert T_B \rvert = 1{,}2874 \cdot 10^{-2}$ $\alpha \lvert T_{C_1} \rvert = 0{,}1046$ $\alpha \lvert T_{C_2} \rvert = 6{,}0887 \cdot 10^{-2}$
$I^2 = 0{,}3990$ $\bar{I}^2 = 0{,}3347$	$F(3,28) = 6{,}1975$	$\alpha(F) = 2{,}2993 \cdot 10^{-3}$
Model (22.3) $re_t^* = A + B \cdot rm_t^* + C_1 \cdot t + C_2 \cdot t^2 + C_3 \cdot t^3$		
$A = +3025{,}3602$ $B = -9{,}8467 \cdot 10^{-3}$ $C_1 = +76{,}4031$ $C_2 = -4{,}9415$ $C_2 = +9{,}3326 \cdot 10^{-2}$	$\lvert T_A \rvert = 7{,}4768$ $\lvert T_B \rvert = 0{,}3203$ $\lvert T_{C_1} \rvert = 6{,}1202$ $\lvert T_{C_2} \rvert = 5{,}9642$ $\lvert T_{C_2} \rvert = 5{,}6464$	$\alpha \lvert T_A \rvert = 4{,}8257 \cdot 10^{-8}$ $\alpha \lvert T_B \rvert = 0{,}7512$* $\alpha \lvert T_{C_1} \rvert = 1{,}5420 \cdot 10^{-6}$ $\alpha \lvert T_{C_2} \rvert = 2{,}3249 \cdot 10^{-6}$ $\alpha \lvert T_{C_2} \rvert = 5{,}3971 \cdot 10^{-6}$
$I^2 = 0{,}7244$ $\bar{I}^2 = 0{,}6836$	$F(4,27) = 17{,}7452$	$\alpha(F) = 2{,}9897 \cdot 10^{-7}$

Na základě hodnot uvedených v Tab. V je zřejmé, že z pohledu statistické verifikace je ve všech směrech, tj. výsledky F-testu a všechny T-testy regresních parametrů, přijatelný pouze lineární příjmově-výdajový model s kvadratickou trendovou dynamizací, tedy model (22.2). U zbývajících dvou zkoumaných Engelových modelů (22.1) a (22.3) se vyskytovaly problémy v oblasti některých T-testů, což je vidět z jejich velmi vysoké hladiny α. Hladiny významnosti T-testů u problematických odhadů regresních parametrů jsou v Tab. V označeny hvězdičkou (*). Lineární Engelův model s kvadratickou dynamizací (22.2) rovněž splnil podmínku ekonomické verifikace (18), protože jeho parametr u příjmové proměnné (B) byl kladný:

$$B = +9{,}4600 \cdot 10^{-2} > 0. \tag{23}$$

Vzhledem k těmto výsledkům v oblasti provedené statistické diagnostiky je tedy možné při analýze příjmové pružnosti výdajů průměrné české domácnosti za potraviny uvažovat o využití Engelova dynamického modelu ve tvaru (22.2). Na druhou stranu ovšem z Tab. V rovněž vyplývá, že vícenásobný index determinace (I^2) u modelu (22.2) nedosahuje příliš vysoké úrovně (0,3990), což může mimo jiné signalizovat určité problémy právě v lineární konstrukci u tohoto poptávkového modelu. Z tohoto důvodu bylo přistoupeno k otestování linearity sledovaných poptávkových závislostí v daném časopříjmovém intervalu. Za tímto účelem bylo provedeno srovnání lineárního příjmově-výdajového modelu ve tvaru (22.2) s kvadratickým příjmově-výdajovým modelem (16), u něhož byly opět vyzkoušeny stejné úrovně explicitní dynamizace (11.1), (11.2), (11.3). Pro zjednodušení zápisu výsledného tvaru této skupiny nelineárních modelů byla použita stejná pravidla jako v případě modelů s lineární definicí příjmově-výdajových vztahů, tedy:

$$re_t^* = A + B_1 \cdot rm_t^* + B_2 \cdot (rm_t^*)^2 + C_1 \cdot t, \tag{24.1}$$
$$re_t^* = A + B_1 \cdot rm_t^* + B_2 \cdot (rm_t^*)^2 + C_1 \cdot t + C_2 \cdot t^2, \tag{24.2}$$
$$re_t^* = A + B_1 \cdot rm_t^* + B_2 \cdot (rm_t^*)^2 + C_1 \cdot t + C_2 \cdot t^2 + C_3 \cdot t^3. \tag{24.3}$$

Zjištěné hodnoty jednotlivých parametrů u kvadratických Engelových modelů poptávky s explicitní dynamizací ve tvaru (24.1), (24.2) a (24.3) jsou spolu se základními statistickými charakteristikami uvedeny v následující tabulce (Tab. VI).

VI: *Dynamické modely s kvadratickou definicí příjmově-výdajových vztahů*

Hodnoty regresních parametrů, vícenásobný index determinace, korigovaný vícenásobný index determinace	Hodnoty T-testů regresních parametrů, hodnota F-testu indexu determinace	Hladina významnosti T-testů, hladina významnosti F-testů
Model (24.1) $re_t^* = A + B_1 \cdot rm_t^* + B_2 \cdot (rm_t^*)^2 + C_1 \cdot t$		
$A = -4638{,}4386$ $B_1 = +1{,}0077$ $B_2 = -3{,}2221 \cdot 10^{-5}$ $C_1 = -9{,}5058 \cdot 10^{-3}$	$\lvert T_A \rvert = 0{,}7454$ $\lvert T_{B_1} \rvert = 1{,}1464$ $\lvert T_{B_2} \rvert = 1{,}0363$ $\lvert T_{C_1} \rvert = 4{,}2671 \cdot 10^{-3}$	$\alpha \lvert T_A \rvert = 0{,}4622$* $\alpha \lvert T_{B_1} \rvert = 0{,}2613$* $\alpha \lvert T_{B_2} \rvert = 0{,}3089$* $\alpha \lvert T_{C_1} \rvert = 0{,}9966$*
$I^2 = 0{,}3424$ $\bar{I}^2 = 0{,}2719$	$F(3,28) = 4{,}8598$	$\alpha(F) = 7{,}6059 \cdot 10^{-3}$
Model (24.2) $re_t^* = A + B_1 \cdot rm_t^* + B_2 \cdot (rm_t^*)^2 + C_1 \cdot t + C_2 \cdot t^2$		
$A = +8317{,}0605$ $B_1 = -0{,}8344$ $B_2 = +9{,}4600 \cdot 10^{-2}$ $C_1 = +12{,}9514$ $C_2 = -0{,}4354$	$\lvert T_A \rvert = 0{,}8724$ $\lvert T_{B_1} \rvert = 0{,}6171$ $\lvert T_{B_2} \rvert = 0{,}6873$ $\lvert T_{C_1} \rvert = 1{,}6791$ $\lvert T_{C_2} \rvert = 1{,}7497$	$\alpha \lvert T_A \rvert = 0{,}3907$* $\alpha \lvert T_{B_1} \rvert = 0{,}5423$* $\alpha \lvert T_{B_2} \rvert = 0{,}4977$* $\alpha \lvert T_{C_1} \rvert = 0{,}1047$ $\alpha \lvert T_{C_2} \rvert = 9{,}1525 \cdot 10^{-2}$
$I^2 = 0{,}4094$ $\bar{I}^2 = 0{,}3219$	$F(4,27) = 4{,}6786$	$\alpha(F) = 5{,}3379 \cdot 10^{-3}$

<table>
<tr><td colspan="3">Model (24.3)
$re_t^* = A + B_1 \cdot rm_t^* + B_2 \cdot (rm_t^*)^2 + C_1 \cdot t + C_2 \cdot t^2 + C_3 \cdot t^3$</td></tr>
<tr><td>$A = +11209{,}6314$
$B_1 = -1{,}1710$
$B_2 = +4{,}1012 \cdot 10^{-5}$
$C_1 = +81{,}6106$
$C_2 = -5{,}1530$
$C_2 = +9{,}4238 \cdot 10^{-2}$</td><td>$\lvert T_A \rvert = 1{,}7355$
$\lvert T_{B_1} \rvert = 1{,}2796$
$\lvert T_{B_2} \rvert = 1{,}2695$
$\lvert T_{C_1} \rvert = 6{,}2738$
$\lvert T_{C_2} \rvert = 6{,}1634$
$\lvert T_{C_2} \rvert = 5{,}7603$</td><td>$\alpha \lvert T_A \rvert = 9{,}4494 \cdot 10^{-2}$
$\alpha \lvert T_{B_1} \rvert = 0{,}2120$*
$\alpha \lvert T_{B_2} \rvert = 0{,}2155$*
$\alpha \lvert T_{C_1} \rvert = 1{,}2197 \cdot 10^{-6}$
$\alpha \lvert T_{C_2} \rvert = 1{,}6174 \cdot 10^{-6}$
$\alpha \lvert T_{C_2} \rvert = 4{,}5791 \cdot 10^{-6}$</td></tr>
<tr><td>$I^2 = 0{,}7405$
$\bar{I}^2 = 0{,}6906$</td><td>$F(5,26) = 14{,}8401$</td><td>$\alpha(F) = 6{,}4677 \cdot 10^{-7}$</td></tr>
</table>

Začneme-li v tomto případě testování sestavených dynamických modelů s kvadratickou definicí příjmově-výdajových vztahů z pozice jejich ekonomické přiměřenosti, zjistíme, že poslední dva modely (24.2) a (24.3) nevyhovují podmínce (19). Tyto nelineární Engelovy modely s kvadratickou, případně s kubickou trendovou dynamizací nemají maximum, a tudíž je nelze využít při analýze příjmové pružnosti výdajů průměrné české domácnosti za potraviny jako celek. Navíc tyto modely (24.2) a (24.3) nedosahují ani uspokojivé výsledky v oblasti statistické verifikace, což je vidět z vypočtených hladin průkaznosti T-testů u většiny jejich parametrů, viz hodnoty označené (*). Ekonomicky přijatelný se ve smyslu ekonomické verifikační podmínky (19) jevil pouze kvadratický Engelův model využívající lineární dynamizaci (24.1). Tento dynamický Engelův model stejně jako předchozí modely (24.2) a (24.3) ovšem rovněž nedosáhl statistické průkaznosti v oblasti T-testů, viz (*). V tomto směru jsou pak zvlášť podstatné výsledky T-testů u parametru B_2, podle nichž lze jistým způsobem posoudit přínos nelineární specifikace Engelova dynamického modelu. Na základě porovnání T-testů u dynamického modelu s lineární specifikací příjmově-výdajových vztahů (22.2) a u dynamického modelu s kvadratickým vyjádřením daných poptávkových vztahů (24.1) lze konstatovat, že lineární aproximace je v daném časovém a příjmovém intervalu dostatečná. Toto tvrzení lze rovněž podložit výpočtem Akaikova informačního kritéria (*AIC*).

Dynamický model s lineární definicí příjmově-výdajových vztahů (22.2) vykazoval podle výpočtového vztahu (17) hodnotu *AIC* rovnu 270,4461. Naopak dynamický model s kvadratickou specifikací Engelových poptávkových vztahů (24.1) získal větší, a tedy horší úroveň *AIC* (271,8911).

Po dokončení nezbytných kroků v oblasti prověřování ekonomicko-statistické přijatelnosti vytvořených explicitně dynamických modelů s lineární specifikací příjmově-výdajových vztahů, respektive provedení výběru jejich nejvhodnějšího zástupce – model (22.2), bylo přistoupeno k analýze příjmové pružnosti výdajů průměrné české domácnosti za potraviny celkem. Z důvodů zachování stejné úrovně rozborů jako v teoretické části příspěvku byl sestrojený dynamický Engelův model (22.2) převeden podle principu (13), přesněji řečeno (15) na jednofaktorový model s parametrickým vyjádřením absolutního členu:

$$re_t^* = A_t + 0{,}0646 \cdot rm_t^*, \tag{25}$$

přičemž pro hodnotu absolutního členu (A_t) v modelu (25) platí v případě celkových výdajů za potraviny u průměrné české domácnosti následující kvadratický vztah (26):

$$A_t = 1773{,}0973 + 9{,}3064 \cdot t - 0{,}3023 \cdot t^2. \tag{26}$$

Jestliže nyní do vztahu (26) dosadíme za parametr t postupně hodnoty 1 až 32, zjistíme, že absolutní člen je ve všech čtvrtletích sledovaný roků 1995 až 2002 vždy kladný (27):

$$A_t(t) > 0 \;\forall\; t = 1, 2, ..., 32. \tag{27}$$

Kvadratická funkce (26) dosahuje maxima přibližně v polovině časového intervalu, tj. mezi III. a IV. čtvrtletím roku 1998. Vypočtené úrovně A_t ve sledovaném časovém údobí (1995–2002) jsou podle příslušných čtvrtletí seřazeny v Tab. VII.

VII: *Hodnoty absolutního parametru v jednotlivých obdobích*

Rok	I. čtvrtletí	II. čtvrtletí	III. čtvrtletí	IV. čtvrtletí
1995	1 782,1015	1 790,5011	1 798,2961	1 805,4866
1996	1 812,0726	1 818,0540	1 823,4308	1 828,2031
1997	1 832,3708	1 835,9340	1 838,8926	1 841,2467
1998	1 842,9962	1 844,1412	1 844,6816	1 844,6174
1999	1 843,9487	1 842,6755	1 840,7977	1 838,3153
2000	1 835,2284	1 831,5369	1 827,2409	1 822,3404
2001	1 816,8352	1 810,7255	1 804,0113	1 796,6925
2002	1 788,7692	1 780,2413	1 771,1088	1 761,3718

Parametrizací absolutního členu (26) v podstatě rozbijeme původní model (22.2) na 32 relativně samostatných Engelových poptávkových modelů v klasickém jednofaktorovém tvaru (25). Kvadratickou parametrizaci absolutního členu (26) lze pak interpretovat jako posunutí tohoto jednoduchého lineárního modelu příjmově-výdajových vztahů ve spotřebitelské poptávce po potravinách (25) v čase. U takto vymezeného souboru Engelových modelů lze pak provést poměrně jednoduchou analýzu příjmové elasticity celkových výdajů průměrné české domácnosti za potraviny dle vztahu (21) a plně při tom opřít o výše zmíněná teoretická východiska a závěry, především o průběh dané funkce pružnosti (Obr. 3) a z toho vyplývající intervaly hodnot (3), (4).

Ze zjištěné kladné hodnoty u směrnice (B) a kladných hodnot absolutního členu (A_t) ve vyvozeném souboru Engelových modelů plyne, že ve všech sledovaných čtvrtletích mezi roky 1995 a 2002 se úroveň příjmové elasticity celkových výdajů průměrné české domácnosti za potraviny bude pohybovat při lineární konstrukci příslušného modelu ve zprava otevřeném intervalu 0 až +1. Tento závěr je velmi dobře patrný z prvního grafu na Obr. 3, kde v nezáporném rozsahu příjmů (3) se nachází pouze část větve I odvozené hyperbolické funkce pružnosti, která má právě obor hodnot (4). Rovněž vypočtené úrovně příjmové elasticity výdajů za potraviny u průměrné české domácnosti v jednotlivých čtvrtletích roků 1995–2002 (η_t) podle vzorce (21) zobrazené v Tab. VIII tento předpoklad plně potvrzují.

VIII: *Úroveň příjmové elasticity celkových výdajů za potraviny v jednotlivých obdobích*

Rok	I. čtvrtletí	II. čtvrtletí	III. čtvrtletí	IV. čtvrtletí
1995	0,4113	0,4080	0,4289	0,4262
1996	0,4244	0,4283	0,4218	0,4265
1997	0,4312	0,4323	0,4229	0,4208
1998	0,4289	0,4214	0,4242	0,4257
1999	0,4287	0,4298	0,4320	0,4265
2000	0,4179	0,4281	0,4255	0,4287
2001	0,4395	0,4394	0,4371	0,4442
2002	0,4445	0,4462	0,4499	0,4511

Z předvedené tabulky (Tab. VIII) je vidět, že velikost příjmové elasticity celkových výdajů za potraviny u průměrné české domácnosti nepřesáhla hodnotu 0,4600. Přesněji řečeno se její čtvrtletní úroveň pohybovala mezi zkoumanými roky 1995 až 2002 v rozmezí od 0,4080 do 0,4511. Tomuto osmiletému období potom odpovídá průměrná čtvrtletní hodnota příjmové elasticity sledovaných výdajů ve výši 0,4298. Průměrná česká domácnost tedy reagovala ve sledovaném období (1995 až 2002) na zvýšení svého příjmu o 1 % nárůstem celkového čtvrtletního nákupu potravin v průměru o 0,43 %. V tomto ohledu lze zkoumané příjmově-výdajové reakce považovat v daném období za normální a neelastické. Tyto závěry zcela odpovídají nepodřadnému a neluxusnímu charakteru potravin jakožto předmětu spotřebitelské poptávky, a to zvláště při jejich agregátním sledování. Vlastně ještě také zpětně vypovídají o přiměřenosti sestaveného lineárního Engelova modelu.

SOUHRN

Předložený příspěvek je věnován využití lineárních konstrukcí při tvorbě Engelových modelů spotřebitelské poptávky po potravinách. V teoretické části jsou v první řadě rozebrány možnosti lineárních aproximací Engelových výdajových křivek ve smyslu principů lineární interpolace. Pro lineární model je odvozena hyperbolická funkce pružnosti, u které je analyzován její průběh a vlastnosti v návaznosti na velikost absolutního členu a směrnice v lineárním Engelově modelu, ovšem s důrazem na zachování ekonomické interpretace takto získaných koeficientů příjmové elasticity. Teoretické závěry z oblasti aplikace lineárních Engelových modelů jsou rovněž vyzkoušeny na skutečných datech, které byly převzaty z databází ČSÚ. Konkrétně bylo pracováno s celkovými výdaji průměrné české domácnosti za potraviny a příjmy této domácnosti. Tyto nominální údaje byly nejprve převedeny na reálné. Vzhledem k charakteru získané databáze (časové řady) byla při tvorbě lineárního modelu dále zohledněna přítomnost systematického časového vývoje. Při vývoji dynamických lineárních Engelových modelů byla použita explicitní konstrukce. Protože časová složka byla do těchto lineárních modelů začleněna aditivní formou, bylo možné tyto dvoufaktorové poptávkové modely přepsat do tvaru s časově parametrickým vyjádřením absolutního členu. Na základě výsledků statistické i ekonomické verifikace byl pro kvantitativní analýzu v oblasti příjmové pružnosti výdajů průměrné české domácnosti za potraviny nakonec vybrán následující parametricky vyjádřený lineární Engelův model:

$$re_t^* = A_t + 0.0946 \cdot rm_t^*,$$

kde pro absolutní člen platí:

$$A_t = 1773.0973 + 9.3064 \cdot t - 0.3023 \cdot t^2; \; (t = 1, 2, \dots 32).$$

Tento lineární model dosahuje mezi sledovanými roky 1995 až 2002 vždy kladnou úroveň absolutního členu a rovněž jeho směrnice je kladná, což přináší při nezáporné úrovni příjmů hodnoty ve všech obdobích úroveň příjmové elasticity z intervalu 0 až +1. Přičemž k hodnotě +1 koeficient příjmové elasticity výdajů za potraviny pouze konverguje. V rámci kvantitativní analýzy sledované poptávkové elasticity bylo zjištěno, že ve sledovaném období (1995–2002) se pohybovala příjmová elasticita celkových výdajů za potraviny u průměrné české domácnosti v rozmezí od 0,4080 do 0,4511. Průměrná čtvrtletní hodnota příjmové elasticity sledovaných výdajů byla v tomto osmiletém údobí rovna 0,4298. Průměrná česká domácnost tedy reagovala ve sledovaných letech (1995–2002) na zvýšení svého příjmu o 1 % zvýšením celkového čtvrtletního nákupu potravin v průměru o 0,43 %. Z tohoto pohledu lze analyzované příjmově-výdajové reakce průměrné české domácnosti považovat v daném období za normální a neelastické.

celkové reálné výdaje za potraviny, reálné příjmy, lineární dynamický Engelův model, parametrický lineární Engelův model, funkce příjmové pružnosti

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

DONG, D., SHONKWILER, J., S., CAPPS, O.: Estimation of demand Functions Ussing Cross-Sectional Household Data: The problem Revisited. Amrican Journal of Agricultural Economics, 1998, 80: p. 466–473. ISSN 00029092.

GUJARATI, D. N.: Basic Econometrics, 2nd edition. USA: McGraw-Hill, 1988. 705 p. ISBN 0-07-0255188-6.

DUFEK, J.: Ekonometrie. Brno, PEF, MZLU, 2003, 136 s. ISBN 80-7157-654-9.

HUŠEK, R.: Ekonometrická analýza. 1. vyd. Praha: Ekopress, 1999. 303 s. ISBN 80-86119-19-X.

LOEB, B. S.: The Use of Engel's Law as a Basis for Predicting Consumer Expenditures. Journal of Marketing. 1955, Vol. 20 Issue 1: p 20–27, 8 p. ISSN 00222429.

MAURICE, S. CH. A PHILLIPS, O. R.: Economic Analysis, Theory and Application. 6th edition. Boston: Irwin, 1992. 738 p. ISBN 0-256-08209-X.

MELOUN, M., MILITKÝ, J.: Statistické zpracování experimentálních dat. 1. vyd. Praha: East Publishing, 1998. 839 s. ISBN 80-7219-003-2.

SYROVÁTKA, P.: Food Expenditures of Czech Househols and Engel's Law. Agricultural Economics. 2003: Vol 49, Issue 10: p. 487–495.

SYROVÁTKA, P.: Lineární aproximace Engelových vztahů ve spotřebitelské poptávce po potravinách: teorie a aplikace. Sborník vědecké konference „Perspektivy agrárního sektoru po jeho začlenění do evropských struktur“, Kostelec nad Černými Lesy: CZU-PEF, 2003. s. 255–265. ISBN 80-213-1085-5.

SYROVÁTKA, P.: Vývoj podílu výdajů českých domácností za maso a masné výrobky a Engelovy závislosti ve spotřebě. Acta Mendelovy zemědělské a lesnické univerzity v Brně, 2004, 52, 6: 27–43. ISSN 1211-8516

TIFFIN, A., TIFFIN, R.: Estimates of food demand elasticities for Great Britain, 1972–1994, Journal of Agricultural Economics, 1999, 50, p. 140–147.

TVRDOŇ, J.: Ekonometrie. Praha: PEF ČZU, 1999. 222 s. ISBN 80-213-04282-0

Adresa

Ing. Pavel Syrovátka, Ph.D., Ústav podnikové ekonomiky, RNDr. Miroslav Navrátil, Ph.D., Ústav matematiky, Mendelova zemědělská a lesnická univerzita v Brně, Zemědělská 1, 61300 Brno, Česká republika