

ANALÝZA ROSTOUCÍHO VÝVOJE OBJEMU POSKYTNUTÝCH HYPOTEČNÍCH ÚVĚŘŮ V ČESKÉ REPUBLICE

P. Střelcová, L. Střelec

Došlo: 20. února 2009

Abstract

STŘELCOVÁ, P., STŘELEC, L.: *Analysis of increasing trend of mortgage volume in the Czech Republic*. Acta univ. agric. et silvic. Mendel. Brun., 2009, LVII, No. 3, pp. 153–164

The aim of this paper is an empirical analysis of mortgage volume in the Czech Republic and factors identification of the increasing trend of the mortgage volume in the period from 2001 to 2007. Firstly, analysis of quarterly time series of mortgage volume and average mortgage rate are performed. Consequently, causality between mortgage volume and average mortgage rate is analysed. The mortgage rate is the most important factor for economic subjects decision of residential investment. Afterwards, it is analysed causality between mortgage volume and selected factors via multiple regression analysis. Based on this analysis, influencing factors for multiple regression analysis describing mortgage volume are selected. Our empirical analysis validate the causality between mortgage volume and mortgage rate, unemployment rate and price level of real estates. Part of this paper is also economic education of causality and estimation of expect progress of mortgage volume especially in connection with present economic and business recession.

mortgage, interest rate, average wage, unemployment, inflation, multiple regression analysis

Náklady na zajištění vlastního bydlení zpravidla znamenají velkou finanční zátěž domácností jako ekonomických subjektů, neboť obvykle představují několikanásobek průměrného ročního příjmu domácnosti a jsou jedním z významných faktorů ovlivňujících rozhodování ekonomických subjektů při volbě formy bydlení. Domácnosti, které se rozhodují zajistit si vlastní bydlení koupí či stavbou domu či bytu, zpravidla nedisponují úsporami ve výši pořizovací ceny jejich nového domu či bytu. Obvykle je tak jejich jedinou možností získat chybějící finanční prostředky na finančních trzích, přičemž jedním z nejfrekventovanějších nástrojů financování bydlení je hypoteční úvěr, který mimo jiné patří k nejstarším typům úvěrů a je dnes prakticky všude na světě nejvýznamnější formou financování investic do bydlení.

Hypoteční úvěr je podle obecně platné definice půjčka zajištěná zástavním právem k nemovitosti. Od klasických úvěrů se liší především svým zajištěním zástavním právem, nižším úročením (po sledované dobu se průměrné úrokové sazby pohybovaly v rozmezí 5,45 % a 8,23 %) a dlouhodobostí

(doba splatnosti se obvykle pohybuje mezi pěti a třiceti roky).

Cílem této práce je empirická analýza objemu hypotečních úvěrů poskytnutých v České republice fyzickým osobám v letech 2001 až 2007. K vlastní analýze je využito klasického regresního modelu. Dálším cílem práce je identifikovat faktory, které vývoj objemu poskytnutých hypotečních úvěrů ovlivňují a na základě nich se pokusit o předpověď.

Práce je rozdělena do čtyř hlavních částí. V první je vymezen regresní model popisující vztah objemu hypotečních úvěrů fyzickým osobám v České republice a vybraných faktorů. Ve druhé části jsou prezentovány výsledky odhadnutých regresních modelů včetně ověření jejich kvality. Ve třetí části jsou diskutovány dosažené výsledky a očekávaný vývoj v kontextu současné finanční krize. Čtvrtá část obsahuje souhrn nejdůležitějších výsledků.

MATERIÁL A METODY

Analyzovaným materiálem je objem hypotečních úvěrů poskytnutých fyzickým osobám v České republice za jednotlivá čtvrtletí roků 2001 až 2007.

Zdrojem analyzovaného materiálu je Ministerstvo pro místní rozvoj ČR (www.mmr.cz), Český statistický úřad (www.czso.cz) a Ministerstvo práce a sociálních věcí ČR (www.mpsv.cz).

Analýza objemu hypotečních úvěrů České republiky je v práci rozdělena do tří základních celků. V první fázi je sledován vývoj objemu hypotečních úvěrů a průměrná úroková sazba z hypotečních úvěrů v závislosti na čase. Ve druhé fázi je využito jednorozměrného regresního modelu, přičemž je zkoumán vliv průměrných úrokových sazeb (IR) na objem hypotečních úvěrů (OHÚ). V rámci této analýzy předpokládáme, že průměrná úroková sazba je rozhodujícím faktorem pro objem hypotečních úvěrů. V souvislosti s ekonomickou teorií tak budeme analyzovat funkční vztah:

$$OHÚ = f(IR),$$

přičemž předpokládáme negativní vliv úrokové sazby na objem hypotečních úvěrů, neboť očekáváme, že s rostoucí úrokovou sazbou z hypotečních úvěrů klesá poptávka po nich a následně klesá i objem poskytnutých hypotečních úvěrů a opačně, tj. očekáváme

$$OHÚ = f(\bar{IR}).$$

Konečně ve třetí fázi je využito vícerozměrného regresního modelu, přičemž je zkoumán vliv vybraných proměnných na objem poskytnutých hypotečních úvěrů. Jako vysvětlující proměnné jsou uvažovány následující proměnné:

- průměrná úroková sazba z hypotečních úvěrů v daném čtvrtletí vyjádřená v procentních bodech (IR_t),
- průměrná měsíční nominální mzda daného čtvrtletí vyjádřená v Kč (NM_t),
- míra nezaměstnanosti v daném čtvrtletí vyjádřená v procentních bodech (N_t),
- průměrná cena nemovitostí vyjádřená v daném čtvrtletí jako tempo přírůstku vůči prvnímu sledovanému čtvrtletí, tj. vůči referenčnímu čtvrtletí I/2001 (PN_t),
- míra inflace vyjádřená jako tempo přírůstku indexu spotřebitelských cen vůči prvnímu sledovanému čtvrtletí, tj. vůči referenčnímu čtvrtletí I/2001 (I_t).

V rámci vícerozměrného regresního modelu tak budeme analyzovat funkční vztah:

$$OHÚ = f(IR, NM, N, PN, I),$$

přičemž předpokládáme pozitivní vliv nominální mzdy, negativní vliv úrokové sazby a míry nezaměstnanosti a u míry inflace a cenové hladiny nemovitostí lze očekávat jak pozitivní, tak i negativní vliv, tj. očekáváme

$$OHÚ = f(\bar{IR}, \bar{NM}, \bar{N}, \bar{PN}, \bar{I}).$$

Pozitivní vliv nominální mzdy vychází z ekonomické logiky, kdy zvýšení příjmů domácností vede za jinak stejných podmínek ke zvýšené poptávce

po vlastním bydlení a tedy i po zvýšené poptávce po hypotečních úvěrech.

Negativní vliv úrokové sazby z hypotečních úvěrů vychází z teorie peněz a je dán tím, že v případě jejího zvýšení klesá poptávka po hypotečních úvěrech a klesá tak i jejich poskytnutý objem a opačně. V případě negativního vlivu míry nezaměstnanosti pak předpokládáme, že s rostoucí mírou nezaměstnanosti dochází k poklesu zájmu o hypoteční úvěry především díky finanční náročnosti, kterou si nezaměstnaný nemůže díky poklesu příjmu dovolit. Rovněž podmínky hypotečních bank obvykle zahrnují požadavek na minimální příjem domácnosti, který v případě, že nějaký její člen je nezaměstnaný, obvykle poklesne.

V případě zvýšení průměrné ceny nemovitostí lze identifikovat protichůdné síly, kdy na jedné straně zvýšení průměrných cen nemovitostí vede k poklesu poptávky po nich, avšak na druhé straně lze očekávat i pozitivní vliv, kdy růst průměrné ceny nemovitostí je ovlivněn inflací a růst cenové hladiny způsobí za jinak stejných podmínek i nárůst objemu poskytnutých hypotečních úvěrů. Dalším důvodem k předpokladu pozitivního vlivu této proměnné lze najít v domněnce, že nemovitost lze považovat za jednu z forem investic, která vykazuje relativně stabilní růstový trend, a tudíž lze předpokládat, že s růstem cen nemovitostí lze očekávat i růst objemu hypotečních úvěrů, neboť potenciální investoři nemusejí disponovat dostatečnými vlastními prostředky či dokonce, i když jimi disponují, je pro ně výhodnější využít hypotečních úvěrů a výhod z nich plynoucích (např. daňové výhody, státní podpora apod.), což sníží celkové náklady na tuto investici a udrží likvidní prostředky pro jiné investice. V rámci této práce tak budeme očekávat, že pozitivní dopad této proměnné převládne, tj. že s rostoucí průměrnou cenou nemovitostí bude docházet k nárůstu objemu poskytnutých hypotečních úvěrů.

Konečně v případě vlivu míry změny cenové hladiny (inlace) lze očekávat jak pozitivní, tak i negativní vliv, neboť na jedné straně lze předpokládat, že s růstem cenové hladiny jsou znehodnocovány fixní splátky hypotečních úvěrů po dobu fixace úrokové sazby a také, že růst inflace bude zahrnut do rozhodování spotřebitelů, kteří budou očekávat do budoucna díky růstu inflace růst nájemného i stavebních prací, což způsobí aktuální růst poptávky po vlastním bydlení a tedy i po hypotečních úvěrech. Na druhou stranu lze však očekávat, že podobně jako spotřebitelé budou reagovat na očekávaný růst inflace i poskytovatelé hypotečních úvěrů, kteří tento růst promítnou do úrokových sazeb, což bude mít za následek klesající poptávku po hypotečních úvěrech. Otázkou pak je, který vliv převládne. Obvykle lze za „lépe“ informované subjekty považovat poskytovatele hypotečních úvěrů, kteří zahrnou svá očekávání do úrokových sazeb, tj. lze očekávat spíše negativní vliv růstu cenové hladiny.

Pro vlastní analýzu objemu hypotečních úvěrů je využito klasické regresní analýzy. Klasický regresní model využitelný jak pro popis vývoje průřezových

dat, tak i pro popis časových řad lze pak zapsat jako (viz Hušek, 1999)

$$Y = X\beta + \varepsilon,$$

kde

Y ... náhodný vektor pozorování vysvětlované (závisle) proměnné

X ... matice pozorování vysvětlujících (nezávisle) proměnných

β ... vektor neznámých parametrů

ε ... vektor náhodných veličin (chyb).

Odhad vhodné regresní funkce $\hat{Y}$ lze pak zapsat jako

$$\hat{Y} = X\hat{\beta},$$

kde

$\hat{\beta}$... vektor odhadovaných parametrů regresní funkce.

Odhady parametrů metodou nejmenších čtverců (OLS) jsou pak dány vztahem

$$\hat{\beta} = (X^T X)^{-1} X^T Y.$$

Mimo odhad parametru regresního modelu je v této práci rovněž testována významnost jednotlivých parametrů modelu a celková vhodnost modelu. Pro testování statistické významnosti jednotlivých parametrů regresní funkce je využito t -testů. Pro každý regresní parametr β_j , kde $j = 1, \dots, k$, pak formulujeme následující hypotézy

$$H_0: b_j = 0 \mid t_j < \tau \quad H_0: \text{nezamítáme}$$

$$H_1: b_j = 0 \mid t_j \geq \tau \quad H_1: \text{nezamítáme},$$

příčemž testová statistika t má tvar

$$t_j = \frac{\hat{\beta}_j}{SE(\hat{\beta}_j)} = \frac{\hat{\beta}_j}{\sqrt{\frac{RSS}{n-p} \cdot h_{j+1,j+1}}},$$

kde

$SE(\hat{\beta}_j)$standardní chyba odhadu

RSSreziduální součet čtverců

$p = k + 1$...počet parametrů regresní funkce včetně konstantního členu

$h_{j+1,j+1}$je $j + 1$ -vý diagonální prvek matice $H = (X^T X)^{-1}$

a kde kritická hodnota je $\tau = t_{1-\alpha/2}(n-p)$.

Pro posouzení celkové vhodnosti, resp. průkaznosti regresního modelu je využito tzv. F -testu. Pro regresní funkci formulujeme následující hypotézy

$$H_0: \beta_0 = \dots = \beta_k = 0 \quad F < F_c \quad H_0: \text{nezamítáme}$$

$$H_1: H_0 \text{ neplatí} \quad F \geq F_c \quad H_1: \text{nezamítáme},$$

příčemž testová statistika F má tvar

$$F = \frac{ESS/(p-1)}{RSS/(n-p)},$$

kde

ESSvysvětlený součet čtverců

RSSreziduální součet čtverců

$p = k + 1$...počet parametrů regresní funkce včetně konstantního členu

a kde kritická hodnota je $F_c = F_{1-\alpha}(p-1, n-p)$.

Pro posouzení celkové vhodnosti modelu je ve vlastní práci využito rovněž tzv. indexu, resp. v případě lineární regresní funkce koeficientu, determinace, jež vychází z rozkladu čtverců, kdy pro metodu nejmenších čtverců má celková suma čtverců (TSS) dvě komponenty, a to sumu čtverců vysvětlenou regresí (ESS) a reziduální sumu čtverců (RSS). Koeficient determinace má pak tvar

$$R^2 = \frac{ESS}{TSS} = 1 - \frac{RSS}{TSS}.$$

Nezkreslený koeficient determinace korigující koeficient determinace o rozsah výběru a počet parametrů regresní funkce má pak tvar

$$\bar{R}^2 = 1 - (1 - R^2) \frac{n-1}{n-p}.$$

K ověření vhodnosti modelu je mimo F -testu a koeficientu determinace využito rovněž Ramseyho RESET testu specifikace modelu (blíže viz Ramsey, 1969) a testů homoskedasticity, sériové korelace a normality chybového členu. Zvolenými testy ověřujícími homoskedasticitu chybového členu jsou Whiteův test (viz blíže např. Studenmund, 2005) a Breusch-Paganův test (viz blíže např. Greene, 1993), v jejichž případě je nulovou hypotézou H_0 : homoskedasticita a alternativní hypotézou H_1 : heteroskedasticita chybového členu.

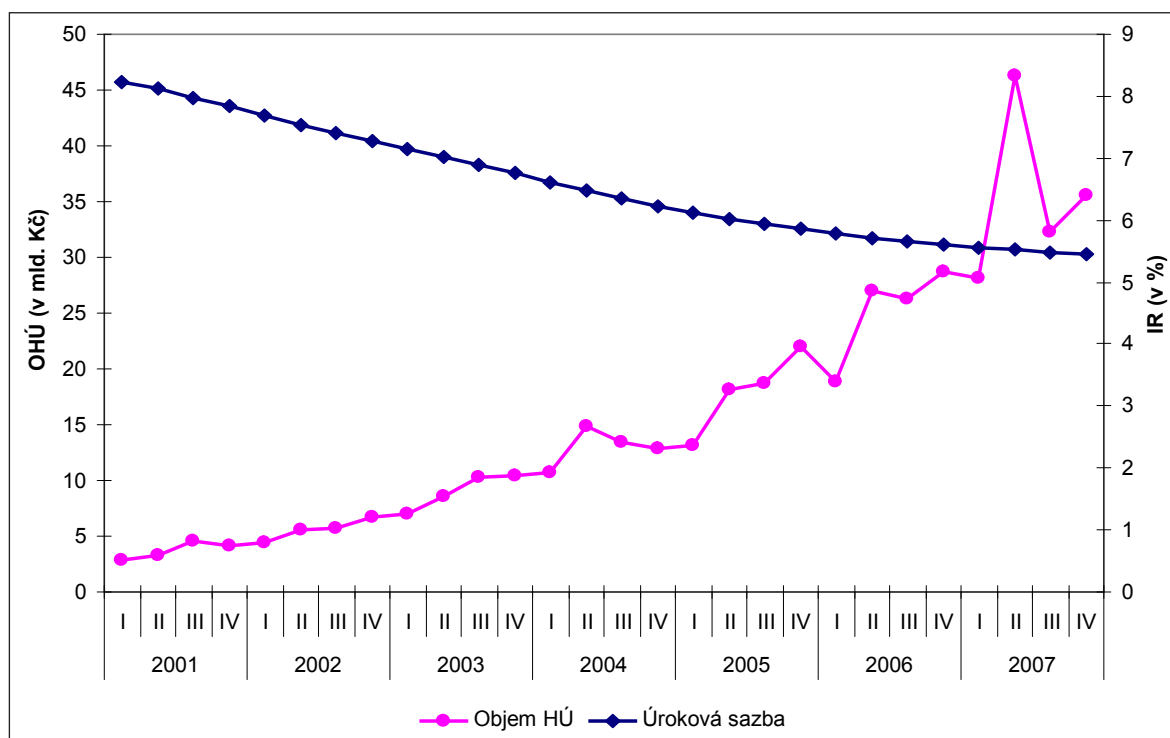
Problematika sériové korelace chybového členu je v práci ověřována pomocí Durbin-Watsonova testu, Breusch-Godfreyova testu, Box-Pierce testu a Ljung-Box test (vše viz blíže např. Greene, 1993), v jejichž případě je nulovou hypotézou H_0 : sériová korelace není přítomna a alternativní hypotézou H_1 : sériová korelace chybového členu.

K ověření normality chybového členu je pak využito chí-kvadrát testu normality, Shapiro-Wilkova testu a Jarque-Bera testu normality (vše viz blíže např. Thode, 2002), v jejichž případě je nulovou hypotézou H_0 : normalita a alternativní hypotézou H_1 : nenormalita chybového členu.

VÝSLEDKY

Obr. 1 zobrazuje vývoj objemu hypotečních úvěrů a průměrných úrokových sazeb z hypotečních úvěrů v ČR v jednotlivých čtvrtletích let 2001 až 2007. Z vývoje je patrný lineární pokles průměrných úrokových sazeb, kdy úroková sazba během sledovaných let poklesla z přibližně 8 % na aktuálních cca 5,5 %, a přibližně exponenciální růst objemu hypotečních úvěrů, kdy za první čtvrtletí 2001 byl objem hypotečních úvěrů cca 3 mld. Kč a za čtvrté čtvrtletí 2007 dokonce již cca 36 mld. Kč.

Z výše uvedeného důvodu exponenciálního vývoje objemu poskytnutých hypotečních úvěrů je v následující části analyzován vývoj objemu poskytnutých hypotečních úvěrů vyjádřených jako přirozený logaritmus původních hodnot, tj. při popisu časové řady a rovněž i v regresní analýze je využito semilogaritmické (logaritmicko-lineární) funkční formy.



1: Vývoj objemu poskytnutých hypotečních úvěrů a průměrné úrokové sazby z hypotečních úvěrů v ČR v letech 2001 až 2007

Nejprve tak byla ověřena závislost sledovaných veličin (přirozeného logaritmu objemu poskytnutých hypotečních úvěrů a průměrné úrokové sazby z hypotečních úvěrů) na čase, tj. byly vypočteny OLS odhady parametrů, standardních chyb odhadů parametrů a nekreslené (korigované) odhady indexu determinace, dále byly provedeny *t*-testy významnosti jednotlivých odhadů parametrů a celkový *F*-test vhodnosti modelu. Získané výsledky pro model závislosti přirozeného logaritmu hypotečních úvěrů na čase (období) jsou následující:

$$\ln(OHÚ_t) = 1,1222 + 0,0940t \quad (0,0031) \quad t = 30,63$$

$$n = 28 \quad \bar{R}^2 = 0,9720 \quad F = 938,337 \quad DW = 1,96.$$

Získané výsledky pro model závislosti průměrné úrokové sazby z hypotečních úvěrů na čase (období) jsou pak následující:

$$IR_t = 8,1528 - 0,1084t \quad (0,0035) \quad t = -30,57$$

$$n = 28 \quad \bar{R}^2 = 0,9719 \quad F = 934,809 \quad DW = 0,07.$$

Ze statistického hlediska jsou oba modely statisticky průkazné, pouze v případě modelu závislosti průměrné úrokové sazby je patrná sériová korelace v reziduiích vyjádřena velmi nízkou hodnotou Durbin-Watson statistiky. Uvedené modely však nelze považovat za vhodné, neboť nejsou podloženy ekonomickou interpretací a jsou dány pouze aktuálním vývojem sledovaných proměnných. Proto v následující části práce přistoupíme k identifikaci faktorů ovlivňujících objem poskytnutých hypotečních úvěrů.

Jak již bylo uvedeno výše, jedním z nejdůležitějších faktorů při rozhodování ekonomických subjektů o financování vlastního bydlení je úroková sazba. Následující část proto obsahuje analýzu vztahu objemu poskytnutých hypotečních úvěrů (v logaritmickém vyjádření) a průměrné úrokové sazby z hypotečních úvěrů. Obr. 2 zobrazuje bodový diagram vztahu přirozeného logaritmu objemu poskytnutých hypotečních úvěrů a průměrné úrokové sazby z hypotečních úvěrů. Vývoj empirických hodnot pak potvrzuje volbu semilogaritmického (logaritmicko-lineárního) regresního modelu, neboť po zlogaritmování hodnot objemu poskytnutých hypotečních úvěrů lze vztah mezi přirozeným logaritmem objemu poskytnutých hypotečních úvěrů a průměrných úrokových sazeb popsat lineárním modelem.

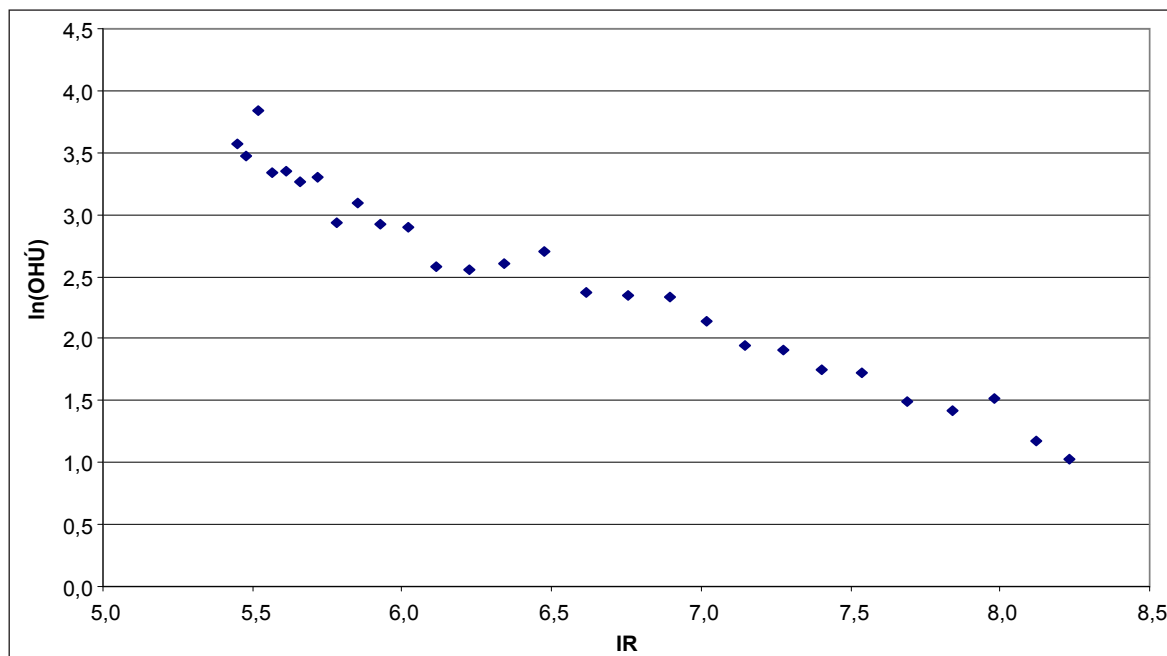
Pro zvolený semilogaritmický model byly následně vypočteny OLS odhady parametrů, standardních chyb odhadů parametrů a nekreslené (korigované) odhady indexu determinace, dále byly provedeny *t*-testy významnosti jednotlivých odhadů parametrů a celkový *F*-test vhodnosti modelu. Získané výsledky pro semilogaritmický model jsou následující:

$$\ln(OHÚ_t) = 8,0926 - 0,8522 IR_t \quad (0,031) \quad t = -27,538$$

$$n = 28 \quad \bar{R}^2 = 0,9656 \quad F = 758,317 \quad DW = 1,60.$$

Ze statistického hlediska je proměnná IR u analyzovaného modelu na 1% hladině významnosti statisticky významná, F -test také signalizuje statistickou průkaznost regresního modelu. Sledovaný model

byl podroben rovněž i RESET testu specifikace modelu (viz Tab. I). Pro srovnání jsou uvedeny rovněž i výsledky RESET testu pro lineární, kvadratickou a inverzní funkční formu.



2: Bodový diagram přirozeného logaritmu objemu poskytnutých hypotečních úvěrů a průměrné úrokové sazby z hypotečních úvěrů v ČR v letech 2001 až 2007

I: Výsledky RESET testu

Model	Testová statistika F	p -value
Lineární	22,295	0,0000
Kvadratický	6,938	0,0044
Inverzní	15,936	0,0000
Semilogaritmický	5,071	0,0146

Z tabulky I je patrné, že pouze v případě semilogaritmické funkční formy nebyla hypotéza o správné specifikaci modelu na 1% hladině významnosti zamítnuta, tj. semilogaritmický (logaritmicko-lineární) model lze považovat za vhodný.

V následující části jsou rezidua uvedeného semilogaritmického modelu podrobena další analýze,

konkrétně je ověřena hypotéza o homoskedasticitě chybového členu, neautokorelovanosti chybového členu a normalitě chybového členu. V Tab. II jsou uvedeny výsledky dvou testů heteroskedasticity, a to konkrétně Whiteova testu a Breusch-Paganova testu.

II: Testy heteroskedasticity chybového členu

Model	Testová statistika	p -value
Whiteův test	LM = 2,3748	0,3050
Breusch-Paganův test	LM = 4,1332	0,0421

Z výsledků testů heteroskedasticity je patrné, že výsledky a závěry obou testů jsou rozdílné. Zatímco Whiteův test hypotézu o homoskedasticitě

chybového členu na 5% hladině významnosti nezamítá (tuto hypotézu nezamítá dokonce ani na 30% hladině významnosti), tak Breusch-Paganův test hy-

potézu o homoskedasticitě chybového členu na 5% hladině významnosti zamítá. Uvedený rozpor mezi výsledky tak naznačuje, že heteroskedasticita chybového členu by mohla způsobovat problémy při odhadu parametrů regresního modelu, především díky zvýšení rozptylu odhadovaných parametrů.

V Tab. III jsou uvedeny výsledky čtyř testů autokorelace, a to Durbin-Watsonova testu testujícím auto-

korelaci prvního řádu a Breusch-Godfrey testu, Box-Pierce testu a Ljung-Box testu testující autokorelaci vyššího řádu. V případě Breusch-Godfrey testu, Box-Pierce testu a Ljung-Box testu testující autokorelaci vyššího řádu je testována autokorelace šestého řádu, neboť $\sqrt{T} = \sqrt{28} \div 6$ (zaokrouhleno na celý řád nahoru).

III: Testy autokorelace chybového členu

Model	Testová statistika	p-value
Durbin-Watsonův test	DW = 1,5981	0,0966
Breusch-Godfrey test	F = 1,5837	0,203
Box-Pierce test	Chí-kvadrát = 9,0184	0,173
Ljung-Box test	Chí-kvadrát = 6,6207	0,357

Z výsledků testů autokorelace chybového členu je patrné, že není přítomna ani autokorelace prvního řádu, ani autokorelace vyššího řádu.

V Tab. IV je uveden výsledek tří testů normality chybového členu a to chí-kvadrát testu, Shapiro-Wilkova testu a Jarque-Bera testu normality.

IV: Testy normality chybového členu

Model	Testová statistika	p-value
Chí-kvadrát test	Chí-kvadrát = 11,2318	0,0036
Shapiro-Wilkův test	SW = 0,9223	0,0394
Jarque-Bera test	Chí-kvadrát = 8,7554	0,0126

Z výsledků testů normality chybového členu je patrné, že ve všech případech byla hypotéza o normalitě chybového členu na 5% hladině významnosti zamítnuta.

Z uvedených testů reziduální složky (chybového členu) je patrné, že rezidua pravděpodobně vykazují heteroskedasticitu. K nápravě heteroskedasticity je využito techniky heteroskedasticky korigovaných standardních chyb. Výsledkem techniky heteroskedasticky korigovaných standardních chyb je semilogaritmický (logaritmicko-lineární) model ve tvaru:

$$\ln(OH\dot{U}_t) = 8,1194 - 0,8540 IR_t \quad (0,024) \\ t = -35,14 \\ n = 28 \quad \bar{R}^2 = 0,979 \quad F = 1235,11 \quad DW = 1,58.$$

Z výsledků je patrné, že došlo ke snížení standardní chyby regresního parametru a k mírnému zvýšení korigovaného indexu determinace. Parametry regresního modelu i model jako celek je statisticky významný na 1% hladině významnosti.

Analýzovaný semilogaritmický model lze na základě výsledků regresní analýzy považovat za statisticky průkazný. Z ekonomického hlediska tento regresní model vypovídá o negativním vlivu průměrné úrokové sazby z hypotečních úvěrů na ob-

jem poskytnutých hypotečních úvěrů a došlo tak k potvrzení očekávaného negativního vlivu průměrné úrokové sazby z hypotečních úvěrů na objem hypotečních úvěrů – konkrétně výsledkem regresní analýzy je, že zvýšení průměrné úrokové sazby z hypotečních úvěrů o jeden procentní bod způsobí pokles přirozeného logaritmu objemu hypotečních úvěrů o 0,8540, což znamená, že zvýšení průměrné úrokové sazby z hypotečních úvěrů o jeden procentní bod způsobí pokles objemu hypotečních úvěrů o cca 85,4%, neboť změna přirozeného logaritmu lze na základě Taylorova rozvoje charakterizovat přibližně jako relativní změna v čase t vůči času $t - 1$ (viz Arlt, 2007).

Uvedený jednorozměrný model však není z ekonomického hlediska úplný, neboť nelze uvažovat o tom, že by objem hypotečních úvěrů byl ovlivňován pouze vývojem průměrné úrokové sazby z hypotečních úvěrů (byť lze tuto proměnnou považovat za nejdůležitější z pohledu žadatelů o úvěr). Naopak lze identifikovat další proměnné, které podstatným způsobem ovlivňují objem hypotečních úvěrů v daném období. Za takové proměnné lze na základě ekonomické teorie považovat rovněž růst cen nemovitostí, míru nezaměstnanosti, míru inflace, příjmy obyvatel, úrokové sazby konkurenčních produktů

(např. úvěrů ze stavebního spoření) apod. V následující analýze tak je sledován vztah vybraných proměnných a objemu hypotečních úvěrů a to v rámci vícenásobného regresního modelu.

Objem poskytnutých hypotečních úvěrů v daném období je opět analyzován jako přirozený logaritmus původních hodnot objemu poskytnutých hypotečních úvěrů. Jako vysvětlující proměnné jsou uvažovány následující proměnné: průměrná úroková sazba z hypotečních úvěrů v daném čtvrtletí vyjádřená v procentních bodech, průměrná mě-

síční nominální mzda daného čtvrtletí vyjádřená v Kč, míra nezaměstnanosti v daném čtvrtletí vyjádřená v procentních bodech, průměrná cena nemovitostí vyjádřená v daném čtvrtletí jako tempo přírůstku vůči prvnímu sledovanému čtvrtletí, tj. vůči referenčnímu čtvrtletí I/2001, a míra inflace vyjádřená jako tempo přírůstku indexu spotřebitelských cen vůči prvnímu sledovanému čtvrtletí, tj. vůči referenčnímu čtvrtletí I/2001. Získané odhady parametrů včetně odhadů standardních chyb a *t*-statistik pro vícerozměrný regresní model jsou:

$$\ln \hat{Y}_t = 9,8284 - 0,8839 IR_t - 0,1403 N_t - 0,00001 NM_t + 0,0080 PN_t - 0,0529 I_t$$

$$t = \begin{matrix} (0,1688) & (0,0692) & (0,00003) & (0,0033) & (0,0369) \\ -5,2357 & -2,0272 & -0,4119 & 2,3963 & -1,4347 \end{matrix}$$

$$n = 28 \quad \bar{R}^2 = 0,980 \quad F = 251,6249 \quad DW = 2,23.$$

Uvedený model je statisticky průkazný. Z hlediska ekonomické teorie však je nutné tento model odmítnout, neboť model předpokládá, že k růstu objemu hypotečních úvěrů dojde při současném snížení průměrné nominální měsíční mzdy (i když je daný

parametr velmi blízký nule a navíc je tento parametr na 5% hladině významnosti statisticky nevýznamný). Sledovaný model byl rovněž podroben RESET testu specifikace modelu (viz Tab. V).

V: RESET test

Model	Testová statistika <i>F</i>	<i>p</i> -value
Semilogaritmický	0,552	0,5843

Z tabulky V je patrné, že hypotéza o správné specifikaci na 5% hladině významnosti zamítnuta nebyla. Problémem však může být multikolinearita vysvětlujících proměnných. Tab. VI tak obsahuje matici

párových korelačních koeficientů mezi vysvětlujícími proměnnými a v závorkách hodnoty *p*-hodnoty hypotézy o nezávislosti.

VI: Matice párových korelačních koeficientů

	IR	N	NM	PN	I
IR	1	0,5056 (0,0061)	-0,9179 (0,0000)	-0,9053 (0,0000)	-0,9285 (0,0000)
N	0,5056 (0,0061)	1	-0,6652 (0,0001)	0,6458 (0,0002)	-0,7567 (0,0000)
NM	-0,9179 (0,0000)	-0,6652 (0,0001)	1	0,8917 (0,0000)	0,9045 (0,0000)
PN	-0,9053 (0,0000)	-0,6458 (0,0002)	0,8917 (0,0000)	1	0,9299 (0,0000)
I	-0,9285 (0,0000)	-0,7567 (0,0000)	0,9045 (0,0000)	0,9299 (0,0000)	1

Pozn.: V závorkách jsou uvedeny *p*-hodnoty hypotézy o nezávislosti.

Všechny párové korelační koeficienty jsou statisticky významné na 1% hladině významnosti. Nejvyšší párový korelační koeficient v absolutní hodnotě je mezi proměnnými PN a I, IR a I, IR a NM, IR a PN a NM a I. Tyto hodnoty naznačují problém s multikolinearovanými proměnnými. Pro další analýzu byly ještě vypočteny VIF faktory (viz Tab. VII).

VII: VIF vysvětlujících proměnných

Proměnná	VIF
IR	48,6
N	12,2
NM	13,5
PN	8,8
I	55,1

Z Tab. VII je patrné, že hodnoty větší než 10 vykazují všechny proměnné mimo proměnné PN a lze tyto proměnné považovat za multikolinearované, což s sebou přináší problémy s kvalitou odhadů parametrů pomocí OLS metody.

V další analýze je tudíž přistoupeno k úpravě modelu a k selekci proměnných za účelem vynechání multikolinearovaných proměnných. Z tohoto důvodu byla vynechána proměnná inflace (I), která je mimo problému s multikolinearitou navíc na 5% hla-

dině významnosti statisticky nevýznamná. Rovněž z ekonomického hlediska lze o vynechání této proměnné uvažovat spíše než o vynechání proměnné průměrné úrokové sazby IR, kterou lze považovat za nejdůležitější faktor při rozhodování ekonomických subjektů o hypotečních úvěrech.

Získané odhady parametrů včetně odhadů standardních chyb a t -statistik pro modifikovaný více-rozměrný regresní model jsou

$$\ln \hat{Y}_t = 6,9275 - 0,6709 IR_t - 0,0515 N_t + 0,00001 NM_t + 0,0062 PN_t$$

$$t = \begin{matrix} (0,0822) & (0,0317) & (0,00003) & (0,0032) \\ -8,1640 & -1,6260 & 0,3950 & 1,9660 \end{matrix}$$

$$n = 28 \quad \bar{R}^2 = 0,980 \quad F = 300,2057 \quad DW = 2,24.$$

Při testování významnosti regresních parametrů vícenásobného regresního modelu byla na 5% hladině významnosti prokázána statistická významnost pouze pro parametr u proměnné IR. Ostatní proměnné jsou na 5% hladině významnosti statisticky neprůkazné. Celkový F -test přesto naznačuje, že model je statisticky průkazný. Korigovaný index determinace má hodnotu 0,980. Rovněž z pohledu očekávaných znamének je model v souladu s ekonomickou teorií.

Pro následující model lze uvažovat o vynechání proměnné průměrné nominální měsíční mzdy, poněvadž tato proměnná je statisticky nevýznamná a její hodnota je prakticky nulová, tudíž její vliv na hodnoty závisle proměnné není rozhodující.

Získané odhady parametrů včetně odhadů standardních chyb a t -statistik pro modifikovaný více-rozměrný regresní model jsou

$$\ln \hat{Y}_t = 7,3187 - 0,6930 IR_t - 0,0578 N_t + 0,0064 PN_t$$

$$t = \begin{matrix} (0,0591) & (0,0269) & (0,0031) \\ -11,73 & -2,149 & 2,043 \end{matrix}$$

$$n = 28 \quad \bar{R}^2 = 0,979 \quad F = 414,8048 \quad DW = 2,28.$$

Při testování významnosti regresních parametrů vícenásobného regresního modelu byla na 5% hladině významnosti prokázána statistická významnost pouze pro parametry u proměnných IR a N.

Proměnná PN sice není na 5% hladině významnosti statisticky průkazná, avšak p -value je 0,0522, tj. tato proměnná je průkazná na cca 5,2% hladině významnosti. Celkový F -test naznačuje, že model je statisticky průkazný. Korigovaný index determinace má hodnotu 0,979.

Z hlediska ekonomické teorie i statistické významnosti modelu lze tento model považovat za vhodný, a proto je níže podroben bližší analýze a to především z hlediska multikolinearity nezávisle proměnných a testů reziduí na přítomnost heteroskedasticity, sériové korelace a nenormality rozdělení.

V Tab. VIII jsou uvedeny hodnoty VIF vysvětlujících proměnných, které však nesignalizují problém s multikolinearitou vysvětlujících proměnných.

VIII: VIF vysvětlujících proměnných

Proměnná	VIF
IR	5,89
N	1,82
PN	7,52

V Tab. IX jsou uvedeny výsledky dvou testů heteroskedasticity, a to Whiteova testu a Breusch-Paganova testu.

IX: Testy heteroskedasticity chybového členu

Model	Testová statistika	p -value
Whiteův test	LM = 11,7395	0,2284
Breusch-Paganův test	LM = 4,5049	0,2119

Z výsledků testů heteroskedasticity je patrné, že heteroskedasticita chybového členu nebyla na 5% hladině významnosti identifikována.

V Tab. X jsou pak uvedeny výsledky čtyř testů autokorelace, a to Durbin-Watsonova testu testujícím autokorelaci prvního řádu a Breusch-Godfrey testu, Box-Pierce testu a Ljung-Box testu testující autokorelaci vyššího řádu. V případě Breusch-Godfrey testu, Box-Pierce testu a Ljung-Box testu testu-

jící autokorelaci vyššího řádu je testována autokorelace šestého řádu, neboť $\sqrt{T} = \sqrt{28} \approx 6$ (zaokrouhleno na celý řád nahoru).

Z výsledků testů autokorelace chybového členu je patrné, že není přítomna autokorelace prvního řádu ani autokorelace vyššího řádu. V Tab. XI je uveden výsledek tří testů normality chybového členu, a to chí-kvadrát testu, Shapiro-Wilkova testu a Jarque-Bera testu normality.

X: Testy autokorelace chybového členu

Model	Testová statistika	p-value
Durbin-Watsonův test	DW = 2,2787	0,5624
Breusch-Godfrey test	F = 1,0731	0,414
Box-Pierce test	Chí-kvadrát = 7,3767	0,287
Ljung-Box test	Chí-kvadrát = 6,0952	0,413

XI: Testy normality chybového členu

Model	Testová statistika	p-value
Chí-kvadrát test	Chí-kvadrát = 1,1825	0,5536
Shapiro-Wilkův test	SW = 0,9753	0,7275
Jarque-Bera test	Chí-kvadrát = 1,0146	0,6021

Z výsledků testů normality chybového členu je patrné, že ve všech případech zůstává hypotéza o normalitě chybového členu na 5% hladině významnosti nezamítnuta, tj. chybový člen má normální rozdělení.

Z uvedených testů reziduální složky (chybového členu) je patrné, že rezidua nevykazují ani heteroskedasticitu, ani sériovou korelaci, přičemž nebyla zamítnuta ani hypotéza o normalitě rozdělení. Chybový člen tak lze považovat za klasický normální chybový člen splňující Gauss-Markov teorém a odhadované parametry metodou OLS tak lze považovat za nejlepší nevychýlené odhady.

Analýzovaný semilogaritmický model tak lze na základě výsledků regresní analýzy považovat za statisticky průkazný. Z ekonomického hlediska tento regresní model vypovídá o negativním vlivu průměrné úrokové sazby z hypotečních úvěrů a míry nezaměstnanosti na objem poskytnutých hypotečních úvěrů a o pozitivním vlivu ceny nemovitostí na objem hypotečních úvěrů. Došlo tak k potvrzení očekávaných vlivů sledovaných proměnných na objem poskytnutých hypotečních úvěrů, přičemž v případě cen nemovitostí převážil námi předpokládaný pozitivní vliv, kdy s rostoucími cenami nemovitostí roste poptávka po nich a to z důvodu předpokladu růstu nájemného a následně tedy díky rostoucí poptávce po vlastním bydlení, která převáží negativní dopad růstu ceny.

Konkrétně výsledkem regresní analýzy je, že zvýšení průměrné úrokové sazby z hypotečních úvěrů o jeden procentní bod způsobí pokles přirozeného logaritmu objemu hypotečních úvěrů o 0,6930, tj. způsobí pokles objemu poskytnutých hypotečních úvěrů o 69,3%, dále pak zvýšení míry nezaměstnanosti o jeden procentní bod způsobí pokles přirozeného logaritmu objemu hypotečních úvěrů o 0,0578, tj. způsobí pokles objemu poskytnutých hypotečních úvěrů o 5,8% a konečně nárůst průměrné ceny nemovitostí o jeden procentní bod oproti referenčnímu období prvního čtvrtletí roku 2001 způsobí

nárůst přirozeného logaritmu objemu hypotečních úvěrů o 0,0064, tj. způsobí zvýšení objemu poskytnutých hypotečních úvěrů o 0,6% a naopak.

DISKUSE

Vývoj objemu poskytnutých hypotečních úvěrů prodléval za sledované období bouřlivý vývoj. Počátky hypotečního bankovníctví v České republice byly spojeny s nedůvěrou v bankovní systém a obavami o jeho další vývoj. Postupem času se však hypoteční úvěry staly jedním z nejoblíbenějších a nejpožívanějších nástrojů financování vlastního bydlení. To dokresluje i vývoj objemu poskytnutých hypotečních úvěrů za sledované období, kdy v prvním čtvrtletí roku 2001 bylo poskytnuto hypotečních úvěrů za cca 2,79 mld. Kč, přičemž v posledním sledovaném období, tj. v posledním čtvrtletí roku 2007, bylo poskytnuto hypotečních úvěrů za cca 35,54 mld. Kč, tj. jedná se o celkový nárůst cca 1275%. Tento bouřlivý vývoj během sledovaného období lze mimo růstu oblíbenosti hypotečních úvěrů rovněž charakterizovat rostoucí úrovní české ekonomiky, poklesu průměrných úrokových sazeb a poklesu míry nezaměstnanosti. Všechny tyto faktory měly pozitivní vliv na rostoucí trend poskytnutých hypotečních úvěrů.

Tento rostoucí trend však v polovině roku 2007 ustal a došlo ke stagnaci, resp. k mírnému poklesu objemu poskytnutých úvěrů. Tento vývoj pokračoval i během roku 2008. Hlavním důvodem stagnace, resp. mírného poklesu nebyla rostoucí úroveň průměrných úrokových sazeb z hypotečních úvěrů, neboť průměrné úrokové sazby v roce 2008 v jednotlivých čtvrtletích dále klesaly (až na 5,37 % v posledním čtvrtletí roku 2008¹), avšak byl způsoben rostoucí obavou obyvatel z dalšího ekonomického vývoje a rostoucí mírou nezaměstnanosti. Rovněž lze u nově poskytnutých hypotečních úvěrů identi-

1 viz úrokové sazby hypotečních úvěrů se státní finanční podporou pro fyzické osoby – www.mmr.cz

fikovat v posledních měsících roku 2008 nárůst úrokových sazeb a to především u hypoték s jednoletou dobou fixace, které dokonce atakovaly šestiprocentní hranici. Průměrná úroková sazba všech typů fixací měřená ukazatelem FINCENTRUM HYPO-INDEX² pak v prosinci 2008 meziměsíčně vzrostla o šest setin procentního bodu na úroveň 5,69 %.

Podobný vývoj lze očekávat i v roce 2009, který lze charakterizovat nepříznivým vývojem české ekonomiky, rostoucí nezaměstnaností, rostoucí úrokovou sazbou z nově poskytnutých hypotečních úvěrů a stagnací či mírným poklesem cen nemovitostí. Dle některých odhadů lze očekávat až 20% pokles cen nemovitostí na úroveň jejich reálné hodnoty. Pozi-

tivní vliv poklesu cen nemovitostí však pravděpodobně nedokáže vyvážit rostoucí nezaměstnanost a růst úrokových sazeb z hypotečních úvěrů spojených s obavou o další ekonomický vývoj země, což se pravděpodobně projeví v poklesu objemu poskytnutých hypotečních úvěrů. Autoři tak očekávají, že objem poskytnutých hypotečních úvěrů bude mírně klesat a ustálit by se měl na úrovni cca 20 až 25 mld. Kč v jednotlivých čtvrtletích roku 2009, tj. za rok 2009 v celkové hodnotě 80 až 100 mld. Kč, čímž by se celoroční objem poskytnutých hypotečních úvěrů dostal na úroveň roku 2006 z rekordních hodnot za roky 2007 (cca 142 mld. Kč) a 2008 (cca 114 mld. Kč).

SOUHRN

Cílem této práce je empirická analýza objemu hypotečních úvěrů poskytnutých fyzickým osobám v České republice v letech 2001 až 2007 a identifikace faktorů, které ovlivňují rostoucí trend vývoje objemu hypotečních úvěrů. Dílčím cílem práce je rovněž vyvození ekonomických souvislostí mezi analyzovanými proměnnými a odhad jejich budoucího vývoje v kontextu současné ekonomické a hospodářské krize.

Vývoj objemu poskytnutých hypotečních úvěrů prodělal za sledované období bouřlivý expanzivní vývoj. To dokresluje i vývoj objemu poskytnutých hypotečních úvěrů za sledované období, kdy v prvním čtvrtletí roku 2001 bylo poskytnuto hypotečních úvěrů za cca 2,79 mld. Kč, přičemž v posledním sledovaném období, tj. v posledním čtvrtletí roku 2007 bylo poskytnuto hypotečních úvěrů za cca 35,54 mld. Kč, tj. jedná se o celkový nárůst cca 1275 %.

Na základě ekonomických předpokladů byly pro vlastní analýzu vybrány hlavní ekonomické ukazatele, konkrétně průměrná úroková sazba z hypotečních úvěrů, míra nezaměstnanosti, inflace, průměrná cenová úroveň nemovitostí a průměrné nominální mzdy. Z výsledků provedené regresní analýzy vyplývá, že rostoucí trend objemu poskytnutých hypotečních úvěrů ve sledovaném období byl ovlivněn klesající průměrnou úrokovou sazbou z hypotečních úvěrů, klesající nezaměstnaností a rostoucí průměrnou cenou nemovitostí. Výsledkem regresní analýzy tak je následující model:

$$\ln \hat{Y}_t = 7,3187 - 0,6930 IR_t - 0,0578 N_t + 0,0064 PN_t$$

$$t = \begin{matrix} (0,0591) & (0,0269) & (0,0031) \\ -11,73 & -2,149 & 2,043 \end{matrix}$$

$$n = 28 \quad \bar{R}^2 = 0,979 \quad F = 414,8048 \quad DW = 2,28.$$

kde $\hat{Y}_t$ je objem poskytnutých hypotečních úvěrů v čase t , IR_t je průměrná úroková sazba z hypotečních úvěrů v čase t , N_t je míra nezaměstnanosti v čase t a PN_t je změna průměrných cen nemovitostí v čase t oproti prvnímu čtvrtletí roku 2001.

Analýzovaný semilogaritmický (logaritmicko-lineární) model je statisticky průkazný s hodnotou korigovaného indexu determinace 0,979. Uvedený model umožňuje popsat vývoj poskytnutých hypotečních úvěrů v čase t jako funkci úrokové sazby z hypotečních úvěrů v čase t , míry nezaměstnanosti v čase t a průměrné cenové úrovně nemovitostí v čase t oproti referenčnímu období. Na základě ekonomické teorie jsme očekávali negativní dopad úrokové sazby a míry nezaměstnanosti a pozitivní dopad změny cenové hladiny nemovitostí. Tyto předpoklady pak byly na základě regresní analýzy potvrzeny.

Pro rok 2009 však lze očekávat mírný pokles objemu poskytnutých hypotečních úvěrů, který lze charakterizovat nepříznivým vývojem české ekonomiky, rostoucí nezaměstnaností, rostoucí úrokovou sazbou z hypotečních úvěrů a stagnací či mírným poklesem cen nemovitostí. Pozitivní vliv poklesu cen nemovitostí však pravděpodobně nedokáže vyvážit rostoucí obavu obyvatel z rostoucí nezaměstnanosti a rostoucích úrokových sazeb z hypotečních úvěrů, což se pravděpodobně projeví v poklesu objemu poskytnutých hypotečních úvěrů. Autoři tak očekávají, že objem poskytnutých hypotečních úvěrů bude mírně klesat a ustálit by se měl na úrovni cca 20 až 25 mld. Kč v jednotlivých čtvrtletích roku 2009, tj. za rok 2009 v celkové hodnotě 80 až 100 mld. Kč, čímž by se celoroční objem poskytnutých hypotečních úvěrů dostal na úroveň roku 2006.

hypoteční úvěr, úroková sazba, průměrná nominální mzda, nezaměstnanost, inflace, vícenásobná regresní analýza

SUMMARY

The aim of this paper is an empirical analysis of mortgage volume in the Czech Republic and factors identification of the increasing trend of the mortgage volume in the period from 2001 to 2007. Part of this paper is also economic education of causality and estimation of expect progress of mortgage volume especially in connection with present economic and business recession.

Mortgage volume passed through an expansive progress. For example, in I/2001 the mortgage volume was only about 3 mld. CZK and in IV/2007 the mortgage volume was just 36 mld. CZK. Therefore, there is a total growth rate about 1275 %. On the basis of economic assumptions the main economic variables was chosen, namely average mortgage rate, unemployment rate, inflation, average price level of real estates and average wages. Using multiple regression analysis, increasing trend of mortgage volume was affected by decreasing average mortgage rate, decreasing unemployment rate and increasing average price level of real estates. As a result of regression analysis is a following model

$$\ln \hat{Y}_t = 7,3187 - 0,6930 IR_t - 0,0578 N_t + 0,0064 PN_t$$

$$t = \begin{matrix} (0,0591) & (0,0269) & (0,0031) \\ -11,73 & -2,149 & 2,043 \end{matrix}$$

$$n = 28 \quad \bar{R}^2 = 0,979 \quad F = 414,8048 \quad DW = 2,28$$

where $\hat{Y}_t$ is mortgage volume in time t , IR_t is average mortgage rate in time t , N_t is unemployment rate in time t and PN_t is percent change of average price level of real estates in time t in comparison with the basic period (I/2001).

This semilog model is statistical significant with $\bar{R}^2 = 0,979$. Consequently, this model allow to describe the mortgage volume in time t as a function of mortgage rate in time t , unemployment rate in time t and percent change of average price level of real estates in time t in comparison with the basic period (I/2001). We assumed a negative impact of mortgage rate and unemployment rate and positive impact of average price level of real estates. These assumptions was verified through regression analysis.

As a prediction we expect slight loss in mortgage volume. Our reasons for this assumption are following: we expect increase in unemployment rate and average mortgage rate as results of business and economic recession. Consequently, increases of interest and unemployment rates causes decrease of mortgage demand and it causes decrease of mortgage volume. We expect the mortgage volume of every quarters of 2009 will be about 20–25 mld. CZK. Therefore, in 2009 we expect total mortgage volume about 80–100 mld. CZK.

LITERATURA

- ARLT, J., ARLTOVÁ, M., 2007: *Ekonomické časové řady*. Praha: Grada Publishing, 285 s. ISBN 978-80-247-1319.
- GREENE, W. H., 1993: *Econometrics analysis*. New Jersey, 1026 s. ISBN 0-13-066189-9.
- HUŠEK, R., 1999: *Ekonometrická analýza*. Praha: Ekopress. 300 s. ISBN 80-86119-19-X.
- RAMSEY, J. B., 1969: Test for Specification Errors in Classical Linear Squares Regression Analysis. *Journal of the Royal Statistical Society*. s. 350–371.
- STUDENMUND, A. H., 2005: *Using econometrics*. Addison Wesley, 5 edition. 656 s. ISBN 978-0321316493.
- THODE, H. C., 2002: *Testing for normality*. New York: Marcel Dekker, 368 s. ISBN 978-0824796136.

Adresa

Ing. Petra Střelcová, Ústav ekonomie, Ing. Luboš Střelec, Ústav statistiky a operačního výzkumu, Mendelova zemědělská a lesnická univerzita v Brně, Zemědělská 1, 613 00 Brno, Česká republika, e-mail: xprocha9@node.mendelu.cz, xstrelec@node.mendelu.cz

