

APLIKACE NEROVNOVÁŽNÉHO MODELU NA TRH ÚVĚŘŮ V ČESKÉ REPUBLICE

Daniel Stavárek, Pavla Vodová

Úvod

Cílem příspěvku je pomocí aplikace nerovnovážného modelu zkoumat vývoj poptávky po úvěrech a nabídky úvěrů v České republice v období 1994 – 2007. Následně stanovujeme míru rovnováhy na českém úvěrovém trhu. Příspěvek dochází k závěru, že poptávka po úvěrech je v České republice funkcí HDP, zpožděného o jedno čtvrtletí, investic, indexu PX50 a úrokové sazby z úvěrů. Nabídka úvěrů v České republice je funkcí depozit, průmyslové výroby, úrokových sazeb z úvěrů a klasifikovaných úvěrů. Po většímu sledovaného období byl objem poskytnutých úvěrů determinován poptávkou po úvěrech, počínaje druhým čtvrtletím roku 2006 je ale skutečný objem poskytnutých úvěrů determinován nabídkou úvěrů. Výsledky analýzy naznačují, že v posledních deseti letech je pro český trh úvěrů typická poměrně značná nerovnováha a že v první polovině roku 2001 došlo v České republice k zadření úvěrů.

Počátek transformace ekonomiky byl v České republice spojen s rapidním nárůstem úvěrové aktivity. Enormní poptávka po úvěrech, kterou banky uspokojovaly, byla způsobena zejména potřebou financovat privatizační projekty. Efektivnost alokace úvěrů však byla negativně ovlivněna řadou faktorů, jako nedostatek znalostí a zkušeností s ohodnocováním úvěrového rizika a bonity dlužníků, krátká úvěrová historie dlužníků, velká nejistota ohledně výsledků podnikatelských projektů a nedostatečná legislativa, zejména co se týče ochrany práv věřitelů, vymahatelnosti zástav apod. (bližze např. viz [10] či [18]). Následně tak došlo k výraznému nárůstu klasifikovaných úvěrů (více se problematice klasifikovaných úvěrů věnuje např. [21] či [22]). V důsledku nutnosti vytvářet rezervy a opravné položky ke klasifikovaným úvěrům a také v důsledku větší obezřetnosti bank při poskytování nových úvěrů tempo růstu úvěrů došlo v druhé

polovině 90. let nejprve k poklesu tempa růstu a posléze i objemu poskytovaných úvěrů.

Jak uvádí [21], pokles úvěrové aktivity české banky zdůvodňovaly nedostatkem úvěrovatelných projektů a zhoršenou finanční situací dlužníků v důsledku ekonomické recese, zároveň však musely čelit kritice za neochotu poskytovat úvěry a preferování investic do bezpečných státních cenných papírů. V posledních letech dochází opět k nárůstu významu úvěrů. Celé období je proto velice zajímavé pro výzkum poptávky po úvěrech, nabídky úvěrů a případné nerovnováhy na trhu úvěrů.

Cílem tohoto příspěvku je pomocí aplikace nerovnovážného modelu zkoumat vývoj poptávky po úvěrech, nabídky úvěrů a odhadnout, do jaké míry panuje na českém úvěrovém trhu rovnováha. Analýza je provedena pro období 1994 – 2007. Budou přitom hledány odpovědi na otázky, které faktory nejvíce determinují poptávku po úvěrech a nabídku úvěrů, jak se ve sledovaném období vyvíjela poptávka a nabídka na českém úvěrovém trhu a zda byl pokles tempa růstu bankovních úvěrů v České republice způsoben nabídkovými či poptávkovými faktory (a zda tedy český bankovní sektor čelil problému zadření úvěrů či nikoliv).

Za účelem splnění tohoto cíle je příspěvek rozčleněn do několika částí. Po úvodu, jakožto první kapitole, následuje kapitola druhá, která obsahuje podstatu nerovnovážného modelu. Třetí kapitola je věnována použitým datům a testování jejich stacionarity. Čtvrtá a pátá kapitola obsahuje výsledky odhadu poptávky po úvěrech, resp. nabídky úvěrů. Šestá kapitola zhodnocuje vývoj na českém trhu úvěrů. V závěru příspěvku jsou následně sumarizovány všechny klíčové poznatky.

1. Teoretický rámec

Nerovnovážné modely jsou používány při analýze jak trhu úvěrů, tak i ostatních trhů (trhu práce, trhu komodit, peněžního trhu aj.). Lze je však vy-

užit i pro analýzu finančního sektoru dané země, analýzu celkové makroekonomické rovnováhy státu či fungování centrálně plánovaných ekonomik.

Podstatu nerovnovážných modelů popsali Fair a Jaffee [7]. Bližší charakterizují také čtyři metody, které je možné využít při odhadu poptávky a nabídky v podmínkách nerovnovážného modelu. Požadavky většiny metod na členění dat do souborů však zmenšují rozsah použitelných dat a mají tak za následek omezenou vypovídací schopnost regresní analýzy. Z tohoto důvodu se naprostá většina autorů při vlastní aplikaci nerovnovážného modelu omezuje pouze na upravenou a zjednodušenou verzi metody maximální věrohodnosti. Nerovnovážný model tak bývá používán v následující podobě:

Nabídka úvěrů a poptávka po úvěrech jsou odhadovány za podmínky, že skutečný objem poskytovaných úvěrů je determinován menší ze dvou hodnot – poptávkou po úvěrech či nabídkou úvěrů (1).

$$LO_t = \min \{Dt, St\} \quad (1)$$

kde Lo_t ... skutečný objem úvěrů poskytnutých v období t .

Pro odhad poptávky po úvěrech a nabídky úvěrů pak jsou používány rovnice 2, respektive 3.

$$D_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i X_i^D + \mu_t^D \quad (2)$$

$$S_t = \beta_0 + \sum_{j=1}^m \beta_j X_j^S + \mu_t^S \quad (3)$$

kde D_t ... poptávka po úvěrech v období t ,

S_t ... nabídka úvěrů v období t ,

$\alpha_0, \alpha_i, \beta_0, \beta_j$... regresní koeficienty pro poptávku a nabídku,

X_i^D ... vektor vysvětlujících proměnných pro poptávku,

X_j^S ... vektor vysvětlujících proměnných pro nabídku,

μ_t^D, μ_t^S ... chybové složky.

Při aplikaci nerovnovážného modelu je klíčové zvolit vhodné vysvětlující proměnné. Empirické práce, zabývající se analýzou trhů úvěrů prostřednictvím nerovnovážných modelů a používající

celou řadu různých vysvětlujících proměnných, lze rozdělit do dvou skupin: na studie analyzující trh úvěrů jako celek (např. [1], [2], [3], [5], [8], [14], [17] apod.) a na studie analyzující vybrané segmenty trhu úvěrů (trh komerčních, spotřebitelských či hypotečních úvěrů – např. [11], [12], [16], [19] apod.).

2. Použitá data a testování jejich stacionarity

Základem pro analýzu českého trhu úvěrů budou časové řady čtvrtletních dat za období let 1994 – 2007. Volba časového období a frekvence pozorování byla podřízena zejména dostupností požadovaných dat. Nemalá část použitých proměnných je k dispozici pouze na čtvrtletní bázi (např. hrubý domácí produkt (dále HDP), ukazatele rentability a kapitálové přiměřenosti bank či klasifikované úvěry do prosince 2001). Dostupnost dat byla limitujícím faktorem rovněž při výběru proměnných, které budou využity pro odhad poptávky a nabídky. Ze souboru možných proměnných lze v podmínkách České republiky použít pouze některé. Přesnou definici proměnných, spolu s uvedením zdroje dat, použitím proměnné (zda bude sloužit pouze pro odhad poptávky po úvěrech, nabídky úvěrů nebo pro odhad poptávky i nabídky současně) a očekávaným vlivem, přináší Tabulka 1.

Před více než třiceti lety Granger a Newbold ve své práci [9] poprvé poukázali na skutečnost, že použití nestacionárních časových řad makroekonomických proměnných způsobuje závažné problémy v regresní analýze a ztrátu důležitých informací o dlouhodobé vazbě analyzovaných řad. Otázku jednotkového kořene těchto proměnných empiricky zkoumali Nelson a Plosser v [15] a od té doby je stacionarita dat obecně považována za nezbytný rys časových řad. Mnoho studií, například [6], později prokázalo, že většina časových řad z oblasti makroekonomie a financí je nestacionární nebo integrována o řádu jedna $I(1)$. Jako integrovanou o řádu jedna označujeme časovou řadu, jejíž změny (první diference) jsou stacionární. Z tohoto důvodu musí každé empirické analýze pracující s makroekonomickými daty předcházet testování stacionarity dat neboli testy jednotkového kořene. Ačkoliv byla ekonometrie v minulosti obohacena o mnoho různých tech-

Tab. 1: Popis použitých proměnných (Část 1)

Zkratka	Popis proměnné	Zdroj	Oč. vliv u poptávky	Oč. vliv u nabídky
LO	závislá proměnná pro odhad nabídky úvěrů i poptávky po úvěrech: celkový objem úvěrů poskytnutých rezidentům a nerezidentům v mil. CZK (hodnoty v log)	ARAD		
DEP	celkový objem depozit klientů (rezidentů a nerezidentů) v mil. CZK (hodnoty v log.)	ARAD		+
DUM 0103	dumy proměnná - převod úvěrů bývalé IPB z portfolia ČSOB do ČKA (3.Q 2001 hodnota 1, jinak 0)	vlastní		?
DUM 9904	dumy proměnná - převod úvěrů ČS a KB do KoB (4.Q 1999 hodnota 1, jinak 0)	vlastní		?
HDP	hrubý domácí produkt v běžných cenách v mil. CZK (v log.)	ARAD	?	+
INFL	inflace: 935 64..X CPI	MMF	?	-
INV	investice: 935 93E.. Gross Fixed Capital Formation (v log.)	MMF	+	
KAP	kapitál obchodních bank v mil. CZK (zákl. kapitál, nerozdělený zisk/ztráta, zisk/ztráta běž. období) (v log.)	ARAD		+
KLUV	podíl klasifikovaných úvěrů (sledovaných, nestandardních, pochybných a ztrátových) na celkových úvěrech klientům	ČNB, ARAD		-
KPRI	kapitálová přiměřenost; do března 2000 podíl kapitál/rizikově vážená aktiva, od dubna 2000 kapitál/kapitál.požadavek A+B	ČNB		+
PPI	index cen výrobců: 935 63... PPI (v log.)	MMF	+	
PRV	tržby z průmyslové činnosti: 935 66... Industrial Production (hodnoty v log.)	MMF		+
PX	index PX50, průměr denních hodnot za dané čtvrtletí (v log.)	BCPP	+	
ROAA	rentabilita průměrných aktiv: podíl čistý zisk/ průměrná aktiva, průměrná hodnota za český bankovní sektor	ČNB		+
ROAE	rentabilita průměrného kapitálu: podíl čistý zisk/ průměrný kapitál, průměrná hodnota za český bankovní sektor	ČNB		+

Tab. 1: Popis použitých proměnných (Část 2)

Zkratka	Popis proměnné	Zdroj	Oč. vliv u poptávky	Oč. vliv u nabídky
URMA	úroková marže: rozdíl mezi úrokovou sazbou úvěrů (935 60P..) a úrokovou sazbou na depozita (935 60L..)	MMF		?
USUV	úroková sazba úvěrů: 935 60P.. Lending Rate	MMF	-	+
UVKA	úvěrová kapacita v mil. CZK: celk. bank. pasiva - zůstatky bank na účtech povinných minimálních rezerv – hotovost - kapitál (hodnoty v log.)	ARAD		+

Zdroj: Zpracování autorů

nik a postupů testování stacionarity, v literatuře se nejčastěji používá rozšířený Dickey-Fuller test (*Augmented Dickey-Fuller test*, ADF), pojmenovaný podle svých autorů. ADF test lze provést podle následující rovnice (4):

$$\Delta y_t = \alpha + \beta_t + (\rho - 1)y_{t-1} + \sum \theta_i \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

kde y_t ... makroekonomická proměnná,
 t ... trendová proměnná,
 ε_t ... aproximace procesu bílého šumu,
 k ... počet zpoždění (posunutí) proměnné y_t , která jsou zakomponována pro možnost autokorelace reziduí.

Podle nulové hypotézy ($H_0: \rho = 1$) časová řada obsahuje jednotkový kořen (není stacionární). Jestliže jsme tedy schopni nulovou hypotézu zamítnout, časová řada je stacionární.

V souladu s přístupem studie [13] jsme stacionaritu časových řad testovali pomocí ADF testu

s trendem i bez trendu (Tabulka 2). Při testech jednotkového kořene bylo zjištěno, že žádná z časových řad není stacionární na svých hodnotách. Ani jedna časová řada tedy není integrována o řádu 0. Všechny časové řady se ukázaly být stacionární na prvních diferencích a považujeme je tedy za $I(1)$.

Převedením časových řad na první diference bylo možné velice jednoduše získat takové časové řady, které lze bez problémů použít jako vstup pro regresní analýzu. Charakter nerovnovážného modelu a účel dalšího použití regresních koeficientů však vyžaduje, abychom regresní analýzu provedli s použitím časových řad na hodnotách, nikoliv jejich prvních diferencí. Stejný postup je obvykle volen i v ostatních studiích, analyzujících úvěrový trh pomocí nerovnovážného modelu – např. [14], [8] či [17]. Použití časových řad na hodnotách nám tak umožní popsat důležité vazby v poptávce po úvěrech a nabídce úvěrů, nikoliv však predikovat další vývoj na trhu úvěrů, což ale ani není cílem tohoto článku.

Tab. 2: Testy stacionarity časových řad

Proměnná	Hodnoty	1. diference	Typ
LO	0,524756	-3,152489 **	I(1)
HDP	0,710373	-4,059490 *	I(1)
ROAA	-1,067598	-2,840014 ***	I(1)
URMA	-1,961841	-9,647802 *	I(1)
USUV	-1,006475	-8,432076 *	I(1)
UVKA	-1,391414	-3,005693 **	I(1)

Pozn.: *, **, *** označuje stacionaritu na hladině významnosti 1 %, 5 %, resp. 10 %

Zdroj: Výpočty autorů

3. Odhad poptávky po úvěrech

Odhad nabídky i poptávky je proveden pomocí čtyř variantních modelů obsahujících různé proměnné. Záměrem takového postupu je co nejlépe identifikovat významné determinanty nabídky a poptávky a otestovat různé kombinace, jež nacházejí oporu v ekonomické teorii.

Odhad poptávky po úvěrech byl proveden pomocí rovnice (2). Výsledné hodnoty koeficientů společně s dalšími významnými charakteristikami

jednotlivých modelů poptávky po úvěrech jsou uvedeny v Tabulce 3.

Nezbytnou součástí regresní analýzy je provedení diagnostických testů reziduálních složek a testování jejich klíčových charakteristik: normality, homoskedasticity a absence sériové korelace. Normalita byla testována pomocí Jarque-Berova testu, pro ověření sériové korelace jsme využili Breusch-Godfreyův test (LM test). Homoskedasticitu jsme prověřovali Whiteovým testem.

Tab. 3: Výsledky odhadu regresní funkce – poptávka po úvěrech

Proměnná	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
α_0 (t-Statistic)	10,0529 * (4,0079)	3,1860 ** (2,0347)	4,9360 * (5,5833)	5,3406 * (5,6650)
HDP (t-Statistic)	-0,2480 (-0,8199)	1,0543 * (4,3133)	0,3786 * (3,1706)	
HDPt-1 (t-Statistic)				0,3321 * (2,7106)
INFL (t-Statistic)	-0,4008 (-0,4475)	1,3689 (1,4534)		
INV (t-Statistic)	0,3164 * (2,6837)	-0,3190 *** (1,8947)	0,1741 (1,5313)	0,1850 *** (2,0108)
PPI (t-Statistic)	0,0145 *** (2,0012)			
PX (t-Statistic)	0,2015 * (7,6437)		0,2038 * (7,1092)	0,2185 * (8,0116)
USUV (t-Statistic)	4,8530 * (3,7923)	3,4743 * (2,6689)	4,0040 * (7,1872)	3,9509 * (7,3982)
R-squared	0,8234	0,6410	0,8067	0,8049
Jarque-Bera (probability)	0,3574 (0,8363)	1,1273 (0,5691)	1,7126 (0,4247)	1,6739 (0,4330)
LM test (probability)	0,5828 (0,6294)	3,3063 (0,0751)	0,3041 (0,8222)	0,2695 (0,8470)
White (probability)	3,7891 (0,0035)	6,3376 (0,0003)	4,3218 (0,0044)	4,6894 (0,0027)

Pozn.: *, **, *** označuje signifikantní koeficient na hladině významnosti 1 %, 5 %, resp. 10 %.

Zdroj: Výpočty autorů

Výsledky testů prokázaly normalitu i absenci sériové korelace reziduálních složek. Při odhadu modelů, které indikovaly přítomnost heteroskedasticity chybových složek, jsme použili Whiteovu korekci směrodatných odchylek odhadnutých koeficientů.

V rámci prvního modelu byly testovány všechny proměnné použitelné pro odhad poptávky po úvěrech. Celková vypovídací schopnost modelu je velmi dobrá, znaménka koeficientů převážně korespondují s očekáváním. U investic, indexu cen výrobců a indexu PX50 se hodnotou koeficientů potvrdil předpoklad, že s pozitivními očekáváním ohledně budoucího ekonomického vývoje roste poptávka po úvěrech. V případě inflace jsou ekonomové v otázce očekávaného znaménka regresního koeficientu nejednotní. Náš odhad prokazuje negativní vliv inflace na poptávku po úvěrech, což je v souladu s pojetím inflace jakožto indikátoru celkové ekonomické situace. Toto pojetí používají např. [3] a [8]. Naproti tomu k pozitivnímu vlivu inflace na poptávku po úvěrech v důsledku toho, že inflace způsobuje erozi nominálního dluhu, se přiklání [17]. Další možností výzkumu by byl dopad volatility inflace, protože vysoká volatilita inflace ztěžuje finanční plánování a investiční rozhodování.

Většina studií (např. [1], [3], [5], [8] či [14]) předpokládá pozitivní vliv HDP na poptávku po úvěrech. Negativní vliv, potvrzený hodnotou regresního koeficientu, zmiňuje pouze [4]. V České republice by se tedy dlužníci v období rostoucí ekonomické aktivity, rostoucích zisků a příjmů měli spoléhat spíše na vnitřní zdroje financování a své úvěrové zatížení by se naopak měli snažit snížit.

Zcela v rozporu s očekáváním je pak znaménko koeficientu u úrokové sazby. Mezi cenou a poptávaným množstvím by měl být negativní vztah, výsledky odhadu však naznačují vztah pozitivní. Úroková sazba přitom, spolu s indexem PX50, PPI a investicemi patří mezi statisticky významné proměnné.

Při konstrukci variantního modelu 2 jsme přikročili k vyloučení dvou vysvětlujících proměnných. Jelikož investice a hodnota indexu cen výrobců vykazovaly stejný vývojový trend a při odhadu poptávky po úvěrech obě proměnné zohledňují shodně očekávání ekonomických subjektů ohledně budoucího vývoje ekonomiky, z další analýzy bude vyřazen index cen výrobců. Vzhledem k cha-

rakteru finančního systému v České republice, kde rozhodující roli při financování mají banky a možnost získat finanční zdroje na kapitálovém trhu má pouze omezený počet potenciálních dlužníků, z odhadu poptávky po úvěrech jsme vyloučili rovněž index PX50. Vypovídací schopnost druhého modelu se zhoršila, z uvažovaných čtyř proměnných jsou však tři statisticky významné: úroková sazba a HDP na hladině významnosti 1 %, investice na hladině významnosti 10 %. Znaménko regresního koeficientu zůstalo shodné u úrokové sazby a investic. V případě inflace a HDP však druhý model ukazuje na zcela opačný vztah. S rostoucí inflací tedy ekonomické subjekty zvyšují poptávku po úvěrech, neboť očekávají erozi nominální hodnoty dluhu. Očekávaný růst cen je navíc motivuje pořídit si investiční i jiné statky dříve. Pozitivní vliv HDP na poptávku po úvěrech je pak plně v souladu se závěry většiny studií a znamená, že ekonomický růst má pozitivní vliv na očekávané příjmy domácností a zisky podniků a tím na celkové zlepšení finanční situace dlužníků. Subjekty si proto mohou dovolit zvýšit své úvěrové zatížení. V období ekonomického růstu se navíc více projektů jeví jako rentabilní.

Při konstrukci variantního modelu 3 jsme přikročili k vyloučení inflace. Naopak index PX50, který byl v modelu 1 statisticky signifikantní na hladině významnosti 1 %, byl do regresní rovnice opět vrácen. Ačkoliv kapitálový trh v České republice není plnohodnotnou alternativou pro financování podniků, ukazatel PX50 přesto může sloužit jako indikátor celkového ekonomického vývoje, když obsahuje významné české společnosti. Jeho hodnota tak v předstihu může velmi dobře odhadovat vývoj poptávky podniků po úvěrech. Vypovídací schopnost třetího modelu se vrátila na původní úroveň, ze čtyř proměnných jsou statisticky významné index PX50, úroková sazba a HDP, a to na hladině významnosti 1 %. Znaménka koeficientů a tím i vliv proměnných na poptávku po úvěrech zůstávají stejné.

Čtvrtý, poslední model byl konstruován se zámyslem, aby neobsahoval žádné redundantní vysvětlující proměnné. V souladu s filozofií, že firmy musí nejdříve dosáhnout zisku, aby byly dostatečně bonitní a schopné získat úvěr (totéž platí i pro úvěry poskytované občanům), byl HDP zpožděn o jedno čtvrtletí. V modelu byly ponechány investice, index PX50 a úroková sazba. Vypovídací schopnost finální podoby modelu je velmi

dobrá. Všechny proměnné jsou statisticky signifikantní: HDP zpožděné o jedno čtvrtletí, úroková sazba a index PX50 na hladině významnosti 1 %, investice na hladině významnosti 10 %.

Poptávka po úvěrech je tak v České republice funkční:

- HDP, zpožděného o jedno čtvrtletí, kdy s rostoucím HDP roste poptávka po úvěrech;
- investic, kdy s objemem investic poptávka po úvěrech roste;
- indexu PX50, kdy s růstem indexu mají ekonomické subjekty optimistická očekávání ohledně budoucího vývoje ekonomiky a zvyšují tak poptávku po úvěrech;
- a úrokové sazby, kdy s růstem ceny úvěrů poptávka po úvěrech roste.

Prokázaný vztah mezi úrokovou sazbou úvěrů a poptávkou po úvěrech je v rozporu s očekáváním. Zdůvodnění můžeme nalézt v tom, že obě veličiny se vyvíjejí v souladu s ekonomickou teorií pouze v průběhu méně než poloviny sledovaného období (1994 – 1997 (s výjimkou náhlého růstu úrokových sazeb po měnové krizi v květnu 1997) a v období od 4. čtvrtletí 2002 do roku 2006). V té době objem poskytnutých úvěrů rostl při klesajících úrokových sazbách. Ve zbytku sledovaného období docházelo k jiným situacím. V letech 1998 – 2002 objem poskytnutých úvěrů klesal navzdory klesajícím úrokovým sazbám a v roce 2007 při růstu úrokových sazeb rostl i objem poskytnutých úvěrů. Změny úrokových sazeb v letech 1998 – 2002 a v roce 2007 však byly zcela minimální a dopady na rozhodování subjektů o úvěrovém financování proto byly zanedbatelné. V posledních letech navíc mají na celkových úvěrech značný podíl úvěry poskytnuté obyvatelstvu, u nichž je poptávka ovlivněna spíše jinými faktory než výší úrokové sazby (demografické faktory, masivní reklamní kampaně, růst disponibilního důchodu apod.).

4. Odhad nabídky úvěrů

Odhad funkce nabídky úvěrů byl proveden rovněž pro čtyři variantní modely, vycházející z rovnice (3). Výsledné hodnoty koeficientů společně s dalšími významnými charakteristikami jednotlivých modelů nabídky úvěrů jsou uvedeny v Tabulce 4.

Stejně jako u modelů poptávky, při odhadu modelů nabídky úvěrů byly nejprve provedeny diagnostické testy reziduálních složek a jejich

normality, homoskedasticity a sériové korelace. Jarque-Berův test potvrdil normalitu, Breusch-Godfreyův test (LM test) absenci sériové korelace reziduí. Při odhadu modelů, které indikovaly přítomnost heteroskedasticity chybových složek, jsme rovněž použili Whiteovu korekci směrodatných odchylek odhadnutých koeficientů.

V rámci prvního modelu byly, stejně jako v případě poptávky po úvěrech, do odhadu zahrnuty všechny proměnné, pro které bylo možné získat konzistentní časovou řadu dat. Vypovídací schopnost prvního modelu je velmi vysoká, znamená koeficientů převážně korespondují s očekáváním. U depozit, kapitálu a úvěrové kapacity byl potvrzen předpoklad, že s růstem dostupných zdrojů pro poskytování úvěrů nabídka úvěrů roste. Rovněž u indikátorů celkového ekonomického prostředí byla odhadnutá znaménka v souladu s očekáváním: u HDP a průmyslové výroby pozitivní, u inflace negativní. Na hladině významnosti 5 % je statisticky signifikantní proměnnou úroková sazba z úvěrů, kdy s růstem výnosnosti úvěrování roste nabídka úvěrů. Nabídku úvěrů naopak snižuje vysoký podíl klasifikovaných úvěrů. V případě úrokové marže jsou ekonomové v otázce očekávaného znaménka regresního koeficientu nejednotní. Náš odhad prokazuje negativní vliv výše úrokové marže na nabídku úvěrů, což je v souladu s pojetím úrokové marže jakožto měřítka rizika dlužníků. Toto pojetí používá např. [12]. Naproti tomu k pozitivnímu vlivu úrokové marže na nabídku úvěrů, kdy úroková marže je chápána jako měřítko ziskovosti úvěrové aktivity, se přiklání [8] či [17].

Ukazatele rentability bank ROAA a ROAE jsou shodně statisticky významné na hladině významnosti 1 %, vykazují však naprosto rozdílné působení na nabídku úvěrů: znaménko koeficientu u ROAA je záporné, u ROAE v souladu s očekáváním kladné. Obě proměnné však vykazují naprosto shodný vývoj, což dokumentuje i hodnota korelačního koeficientu 0,9532, která naznačuje téměř dokonale pozitivní korelaci mezi vývojem hodnot obou ukazatelů. Rozpor ROAA a ROAE nelze vysvětlit žádnou relevantní teorií. Z další analýzy proto vypustíme tu proměnnou, která nemá žádnou fundamentální oporu, tedy ROAA. Alternativnímu měření úspěšnosti bankovního podnikání se věnuje např. [20].

Při konstrukci variantního modelu 2 jsme přikročili k redukci proměnných. Z proměnných, charak-

Tab. 4: Výsledky odhadu regresní funkce – nabídka úvěrů

Proměnná	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
α_0 (t-Statistic)	2,4781 (0,7636)	-2,9193 (-0,7805)	-7,5759 ** (-2,5288)	-7,5720 ** (-2,5646)
DEP (t-Statistic)	0,1379 (0,3307)	0,8092 * (2,4727)	1,2258 * (4,7266)	1,2233 * (4,8129)
DUM0103 (t-Statistic)			-0,1905 * (-7,4447)	-0,1821 * (-7,6863)
DUM9904 (t-Statistic)			0,0405 (1,5919)	
HDP (t-Statistic)	0,1256 (0,4835)			
INFL (t-Statistic)	-0,6089 (-0,6172)			
KAP (t-Statistic)	0,1342 (1,3727)			
KLUV (t-Statistic)	-0,3773 (-0,6960)	-1,4168 * (-4,5878)	-1,8958 * (-6,9852)	-1,9331 * (-7,4735)
KPRI (t-Statistic)	-2,5298 (-1,5420)			
PRV (t-Statistic)	0,8721 * (3,5337)	0,9684 * (3,9225)	0,6436* (3,3089)	0,6500 * (3,4515)
ROAA (t-Statistic)	-43,298 ** (-2,1241)			
ROAE (t-Statistic)	1,8290 ** (1,9779)	-0,0505 (-0,4373)		
URMA (t-Statistic)	-8,3047 ** (-2,2291)			
USUV (t-Statistic)	4,2540 (1,5428)	4,4657 ** (2,6187)	6,2650 * (4,0919)	6,1797 * (4,2012)
UVKA (t-Statistic)	0,3966 (1,4646)			
R-squared	0,9505	0,9077	0,9192	0,9182
Jarque-Bera (probability)	0,0650 (0,9680)	1,4064 (0,4949)	1,1993 (0,5489)	1,2706 (0,5297)
LM test (probability)	0,7978 (0,5072)	1,1837 (0,3319)	0,8896 (0,4578)	2,0553 (0,1265)
White (probability)	2,4303 (0,0260)	7,2388 (0,0001)	7,1321 (0,0001)	8,3643 (0,0000)

Pozn.: *, **, *** označuje signifikantní koeficient na hladině významnosti 1 %, 5 %, resp. 10 %.

Zdroj: Výpočty autorů

terizujících celkové ekonomické prostředí, jsme ponechali pouze průmyslovou výrobu. Inflaci a HDP nadále používat nebudeme. Vypustili jsme rovněž kapitál (regulaci kapitálové přiměřenosti se zabývá např. [13]), neboť dostupnost zdrojů pro poskytování úvěrů je v modelu zohledněna depozity a úvěrovou kapacitou. Z ukazatelů rentability bank byl ponechán pouze jeden, a to ROAE – hodnota jeho regresního koeficientu v prvním modelu dávala ekonomický smysl. Posledními vyloučenými proměnnými potom jsou úroková marže (ziskovost úvěrování v modelu podchycuje hodnota úrokové sazby z úvěrů) a kapitálová přiměřenost. Také druhý model má velmi vysokou vypovídací schopnost. Znaménka koeficientů s očekáváním korespondují pouze částečně. V souladu s očekáváním mají na nabídku úvěrů pozitivní vliv depozita (ta jsou statisticky významná na hladině významnosti 1 %), klasifikované úvěry (na hladině významnosti 1 %), průmyslová výroba (rovněž na hladině významnosti 1 %) a úroková sazba (na hladině významnosti 5 %). Rentabilita kapitálu je statisticky nevýznamnou proměnnou, navíc s negativním vlivem na nabídku úvěrů.

Při konstrukci variantního modelu 3 jsme přikročili k vyloučení rentability kapitálu. Protože lze předpokládat, že na nabídku úvěrů by také mohlo mít vliv vyvážení špatných úvěrů z bilancí bank, do třetího modelu jsme doplnili dvě dummy proměnné. Proměnná DUM 9904 podchycuje převod úvěrů České spořitelny a Komerční banky do Konsolidační banky, proměnná DUM 0103 pak zohledňuje převod úvěrů bývalé Investiční a poštovní banky z portfolia Československé obchodní banky do České konsolidační agentury. Vypovídací schopnost modelu zůstala velmi vysoká. Vý-

sledky odpovídají očekáváním, když bylo prokázáno, že s růstem depozit, úrokové sazby a průmyslové výroby (vše na hladině významnosti 1 %) roste nabídka úvěrů. S růstem podílu klasifikovaných úvěrů nabídka úvěrů naopak klesá (rovněž na hladině významnosti 1 %). Z dummy proměnných je statisticky významná pouze DUM0103, kdy jedním z důsledků převodu úvěrů bývalé IPB do ČKA byl pokles nabídky úvěrů.

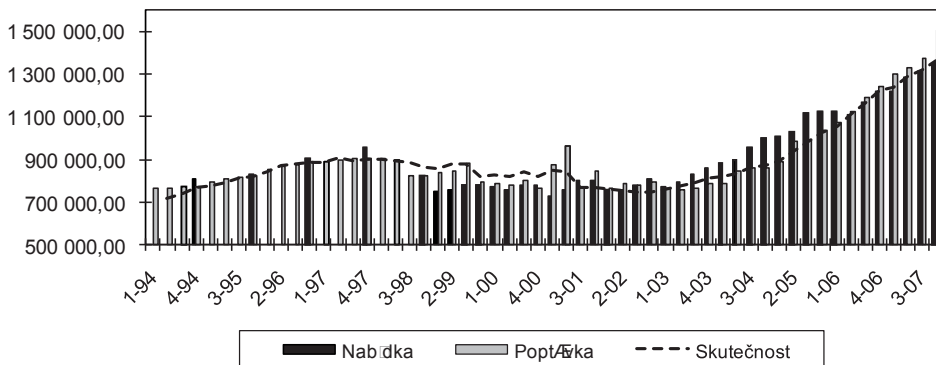
Čtvrtý, poslední model byl stejně jako v případě poptávky po úvěrech konstruován se záměrem, aby neobsahoval žádné redundantní vysvětlující proměnné. Byla proto vypuštěna proměnná DUM9904. Finální podoba modelu má velmi vysokou vypovídací schopnost a všechny proměnné jsou statisticky signifikantní na hladině významnosti 1 %. Nabídka úvěrů je tedy v České republice funkcí:

- depozit, kdy s růstem dostupných zdrojů pro úvěrovou aktivitu nabídka úvěrů roste;
- klasifikovaných úvěrů, kdy s poklesem míry minulého úvěrového rizika roste nabídka úvěrů;
- průmyslové výroby, kdy s rostoucím objemem produkce (výstupů ekonomické aktivity) nabídka úvěrů roste;
- úrokové sazby z úvěrů, kdy s růstem ceny úvěrů a tím výnosnosti úvěrové aktivity banky zvyšují nabídku úvěrů;
- a při zohlednění mimořádné události – vyvedení špatných úvěrů bývalé IPB do ČKA, v důsledku čehož došlo k mimořádnému poklesu nabídky úvěrů.

5. Zhodnocení vývoje na trhu úvěrů

Odhadnuté regresní parametry z finálních podob modelů, tj. pro poptávku z rovnice (4) a pro

Obr. 1: Poptávka po úvěrech, nabídka úvěrů a skutečně poskytnuté úvěry (mil. Kč)



Zdroj: výpočty autorů

nabídku z rovnice (5), umožnily výpočet objemu nabídky úvěrů a poptávky po úvěrech (Obrázek 1).

$$D_t = \alpha_0 + \alpha_1 HDP_{t-1} + \alpha_2 INV + \alpha_3 PX + \alpha_4 USUV + \mu_t^D \quad (4)$$

$$S_t = \beta_0 + \beta_1 DEP + \beta_2 DUM0103 + \beta_3 KLUV + \beta_4 PRV + \beta_5 USUV + \mu_t^S \quad (5)$$

Časová řada nabídky úvěrů je souvislá až od roku 1999, neboť pro počátek analyzovaného období jsou k dispozici pouze roční data podílu klasifikovaných úvěrů na celkových úvěrech (totéž platí i pro Obrázek 2 a 3). Kromě vypočítaného objemu poptávky a nabídky je v grafu dále zachycen skutečný objem poskytnutých úvěrů.

Z grafu je velice dobře patrná platnost předpokladu nerovnovážného modelu, že skutečný objem poskytnutých úvěrů je vždy determinován menší ze dvou hodnot poptávkou po úvěrech či nabídkou úvěrů. Tento předpoklad neplatil pouze v období let 1998 – 2001, kdy skutečný objem poskytnutých úvěrů převyšoval jak vypočtený objem poptávky, tak i nabídky. Právě v tomto časovém období však probíhala restrukturalizace bankovního sektoru. Data za toto období tedy byla silně ovlivněna vyváděním nekvalitních úvěrů z bilancí bank a dalšími nestandardními operacemi (kapitálové injekce apod.).

Ve zbývajícím období byl skutečný objem poskytnutých úvěrů determinován zejména poptávkou po úvěrech. Porovnání objemu poptávky, nabídky a skutečnosti tak naznačuje, že banky poskytovaly úvěry prakticky všem, kdo o ně projevila zájem. Výjimkou je již zmiňované období probíhající restrukturalizace bankovního sektoru a také konec analyzovaného období, kdy počínaje druhým čtvrtletím roku 2006 je skutečný ob-

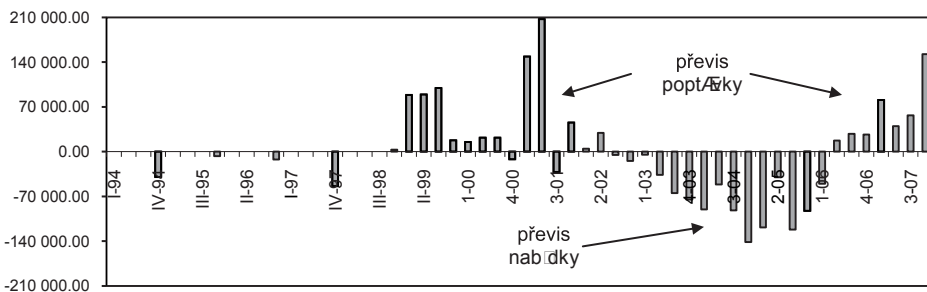
jem poskytnutých úvěrů determinován nabídkou úvěrů.

Vypočítané objemy poptávaného a nabízeného množství jsme dále porovnali tak, aby bylo možno posoudit, zda pokles tempa růstu poskytovaných úvěrů byl způsoben nedostatečnou nabídkou úvěrů a šlo tedy o přidělování úvěrů, nebo nedostatečnou poptávkou po úvěrech (Obrázek 2).

V posledních deseti letech je pro český trh úvěrů typická poměrně značná nerovnováha. Najdeme zde období charakteristická převísem poptávky (1999 – 2002 a také 2006 – 2007) i období, kdy na trhu existovala přebytečná nabídka úvěrů (2003 – 2006).

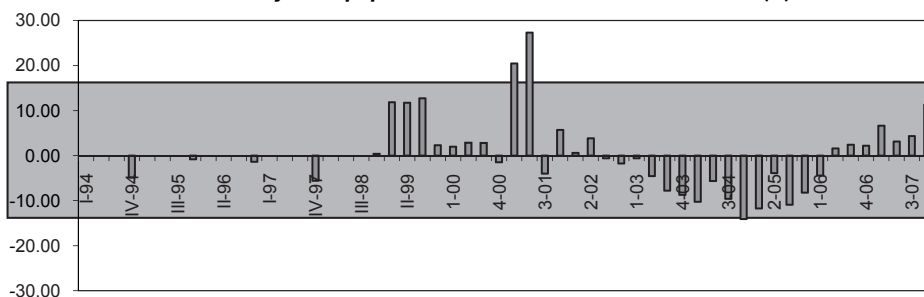
Jedním z cílů tohoto článku bylo zodpovědět otázku, zda byl pokles tempa růstu bankovních úvěrů v České republice způsoben nabídkovými či poptávkovými faktory a zda tedy český bankovní sektor čelil problému zadření úvěrů či nikoliv. Vnější projevem zadření úvěrů je výrazný pokles tempa růstu bankovních úvěrů, případně i pokles objemu úvěrů. V centru naší pozornosti proto stojí zejména období od počátku roku 1998 až do poloviny roku 2002, kdy tempo růstu poskytovaných úvěrů bylo záporné a klesal i objem poskytnutých úvěrů. Jak je patrné z Obrázku 2, v tomto období na trhu poptávka po úvěrech vysoce převyšovala nabídku úvěrů. Příčinou je skutečnost, že nabídka úvěrů byla v roce 1999 ve srovnání s rokem 1998 nižší o více než 70 mld. a v průběhu roku ještě dále klesala (Obrázek 1). Příčiny poklesu nabídky úvěrů je možno spatřovat jednak v klesajících úrokových sazbách a tím i v klesajících výnosech z úvěrové aktivity, jednak v rostoucím podílu klasifikovaných úvěrů a s tím související nutností vytvářet rezervy a opravné položky k těmto úvěrům. Nelze opomenout ani skutečnost, že v tomto období docházelo k restrukturalizaci ban-

Obr. 2: Přebytečná poptávka a nabídka na českém trhu úvěrů (mil. Kč)



Zdroj: Výpočty autorů

Obr. 3: Přebytečná poptávka a nabídka na českém trhu úvěrů (%)



Zdroj: Výpočty autorů

kovního sektoru vyváděním nekvalitních úvěrů z bilancí bank, což mělo také nezanedbatelný vliv na nabídku úvěrů. Stížnosti bank na nedostatek úvěrovatelných projektů se tak zdají být neopodstatněné. Příčiny poklesu tempa růstu i objemu poskytnutých úvěrů je totiž možné jednoznačně spatřovat na straně nabídky úvěrů.

Jelikož credit crunch bývá definován jako významný posun nabídky úvěrů či přímo jako nabídkový šok, pro posouzení toho, zda šlo či nešlo o credit crunch, by měl být relevantní pouze „velký“ převis poptávky. Nehls a Schmidt [14] za „velký“ převis označují převis poptávky či nabídky, přesahující pásmo ± 2 směrodatné odchylky od průměrné hodnoty převisu, což v našem případě znamená pásmo $\pm 16,84$ %.

Z Obrázku 3 je patrné, že k „velkému“ převisu poptávky došlo v první polovině roku 2001, kdy přebytečná poptávka dosahovala téměř třiceti procent nabídky. Hned v následujícím čtvrtletí potom došlo k výraznému propadu jak v tempu růstu poskytovaných úvěrů, tak i v objemu poskytovaných úvěrů. Je tedy evidentní, že v první polovině roku 2001 k zadření úvěrů (a následně k přidělování úvěrů) v České republice došlo.

V letech 2003 – 2006 tempo růstu i objem poskytovaných úvěrů roste, na trhu úvěrů existuje přebytečná nabídka, a to proto, že nabídka úvěrů rostla rychleji než poptávka po úvěrech. Příčiny růstu nabídky úvěrů je možno spatřovat v rychle rostoucím objemu depozit a klesajícím podílu klasifikovaných úvěrů. Poptávka po úvěrech potom rostla nejen v důsledku zvyšujícího se HDP a investic, ale i díky masivnímu zhodnocování indexu PX50.

Od druhé poloviny roku 2006 se vývoj na českém trhu úvěrů výrazně mění: na trhu začíná poptávka převyšovat nabídku. Poptávka po úvěrech

totiž roste rychlejším tempem než nabídka úvěrů, a to opět díky růstu hlavních vysvětlujících proměnných (HDP, investice, index PX50). Protože však tempo růstu poskytovaných úvěrů zůstává kladné a roste i objem poskytovaných úvěrů, o zadření úvěrů se nejedná.

Závěr

Cílem tohoto článku bylo pomocí aplikace nerovnovážného modelu zkoumat vývoj poptávky po úvěrech, nabídky úvěrů a odhadnout, do jaké míry panuje na českém úvěrovém trhu rovnováha.

Aplikaci nerovnovážného modelu jsme zjistili, že poptávka po úvěrech je v České republice funkcí HDP, zpožděného o jedno čtvrtletí, investic, indexu PX50 a úrokové sazby z úvěrů. Pro všechny determinanty platí, že s jejich růstem roste i poptávka po úvěrech. S výjimkou úrokové sazby je vliv všech faktorů v souladu s očekáváním. Prokázány pozitivní vliv úrokové sazby z úvěrů na poptávku po úvěrech je přirozeným důsledkem rostoucího podílu úvěrů obyvatelstvu, u nichž je poptávka ovlivněna spíše jinými faktory, a také toho, že po větší část analyzovaného období se obě veličiny vyvíjejí v rozporu se standardní finanční teorií.

Nerovnovážný model ukázal, že nabídka úvěrů v České republice roste při růstu depozit, průmyslové výroby a úrokových sazeb z úvěrů a při poklesu klasifikovaných úvěrů. Nabídka úvěrů klesla po vyvedení špatných úvěrů IPB do ČKA. Vliv všech determinantů je v souladu s očekáváním.

S výjimkou let 1998 – 2001 platil předpoklad nerovnovážného modelu, že skutečný objem poskytovaných úvěrů je vždy determinován menší hodnotou (poptávkou či nabídkou). Porovnáním

objemu poptávky, nabídky a skutečnosti jsme dospěli k závěru, že po většinu sledovaného období byl objem úvěrů determinován poptávkou po úvěrech, což znamená, že banky poskytovaly úvěry prakticky všem, kdo o ně projevil zájem. Výjimkou je již zmiňované období probíhající restrukturalizace bankovního sektoru a také konec analyzovaného období, kdy počínaje druhým čtvrtletím roku 2006 je skutečný objem poskytnutých úvěrů determinován nabídkou úvěrů.

Zjistili jsme, že v posledních deseti letech je pro český trh úvěrů typická poměrně značná nerovnováha – některá období jsou charakteristická převísem poptávky (1999 – 2002, 2006 – 2007), jiná převísem nabídky (2003 – 2006).

Pro odpověď na otázku, zda český bankovní sektor čelil problému zadření úvěrů, bylo nutné se zaměřit se především na období od počátku roku 1998 do poloviny roku 2002. V tomto období panoval na trhu úvěrů vysoký převis poptávky po úvěrech. Příčinou byla klesající nabídka úvěrů, zejména v důsledku poklesu úrokových sazeb, růstu podílu klasifikovaných úvěrů a vyvádění nekvalitních úvěrů z bilancí bank. Jelikož příčiny poklesu tempa růstu i objemu poskytnutých úvěrů leží jednoznačně na straně nabídky úvěrů, stížnosti bank na nedostatek úvěrovatelných projektů považujeme za neopodstatněné. Výsledky analýzy naznačují, že k zadření úvěrů (a následně k přidělování úvěrů) v České republice došlo v první polovině roku 2001, kdy převis poptávky výrazně přesáhl hraniční hodnotu dvojnásobku směrodatné odchylky.

Příspěvek byl zpracován s podporou projektu GAČR 402/08/0067 „Finanční integrace nových členských zemí EU s eurozónou“.

Literatura

- [1] AGÉNOR, P., AIZEMAN, J., HOFFMAISTER, A. The Credit Crunch in East Asia: What Can Bank Excess Liquid Assets Tell Us? *Working Paper NBER* č. 7951, 2000.
- [2] BAEK, E.G. A Disequilibrium Model of the Korean Credit Crunch. *The Journal of the Korean Economy*, 2005, č. 2, s. 313 – 336.
- [3] BAJARAS, A., STEINER, R. Why Don't They Lend? Credit Stagnation in Latin America. *IMF Staff Papers* č. 49, 2002.
- [4] CALZA, A., GARTNER, C., SOUSA, J. Modelling the Demand for Loans to the Private Sector in the Euro Area. *Working Paper ECB* č. 55, 2001. ISSN 1561-0810.
- [5] CATÃO, L. Bank Credit in Argentina in the Aftermath of the Mexican Crisis: Supply or Demand Constrained? *IMF Working Paper* č. 97/32.
- [6] ENGLE, R.F., GRANGER, C.W.J. Co-integration and error-correction: Representation, estimation and testing. *Econometrica*, 1987, roč. 55, č. 2, s. 251 – 276. ISSN 1468-0262.
- [7] FAIR, R.C., JAFFEE, D.M. Methods of Estimation for Markets in Disequilibrium. *Econometrica*, 1972, roč. 40, č. 3, s. 497 – 514. ISSN 1468-0262.
- [8] GHOSH, S.R., GHOSH, A.R. East Asia in the Aftermath: Was There a Crunch? *IMF Working Paper* č. 99/38.
- [9] GRANGER, C.W.J., NEWBOLD, P. Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics*, 1974, roč. 2, č. 1, s. 111 – 120. ISSN 0304-4076.
- [10] JONÁŠ, J. Problémy bankovního sektoru v ČR. *Finance a úvěr*, 1997, roč. 47, č. 9, s. 513 – 527. ISSN 0015-1920.
- [11] LAFFONT, J.J., GARCIA, R. Disequilibrium Econometrics for Business Loans. *Econometrica*, 1977, roč. 45, č. 5, s. 1187 – 1204. ISSN 1468-0262.
- [12] MARTIN, C.H. Corporate Borrowing and Credit Constraints: Structural Disequilibrium Estimates for the U.K. *The Review of Economics and Statistics*, 1990, roč. 72, č. 1, s. 78 – 86. ISSN 1530-9142.
- [13] MATEJÁŠÁK, M., TEPLÝ, P., ČERNOHORSKÝ, J. The Impact of Regulation of Banks in the US and the EU-15 Countries. *E+M Ekonomie a Management*, 2009, roč. 12, č. 3, s. 58–68. ISSN 1212-3609.
- [14] NEHLS, H., SCHMIDT, T. Credit Crunch in Germany? *Kredit und Kapital*, 2004, roč. 37, č. 4, s. 479 – 499. ISSN 1865-5734.
- [15] NELSON, C.R., PLOSSER, C.I. Trends and random walks in macroeconomic time series. *Journal of Monetary Economics*, 1982, roč. 10, č. 2, s. 139 – 162. ISSN 0304-3932.
- [16] NENOVSKY, N., PEEV, E., YALAMOV, T. *Banks-Enterprises Nexus under a Currency Board: Empirical Evidence from Bulgaria* [online]. [cit. 2009-03-15]. Dostupné z: <http://www.cerge-ei.cz/pdf/gdn/RRCII_08_paper_01.pdf>.
- [17] PAZARBASIOGLU, C. A Credit Crunch? Finland in the Aftermath of the Banking Crisis. *IMF Staff Papers* č. 44/1997.

- [18] REVENDA, Z. Bankovní krize v České republice. *Acta Oeconomica Pragensia*, 2003, roč. 11, č. 1, s. 87–100. ISSN 0572-3043.
- [19] SEALEY, C.W. Credit Rationing in the Commercial Loan Market: Estimates of a Structural Model Under Conditions of Disequilibrium. *The Journal of Finance*, 1979, roč. 34, č. 3, s. 689–702. ISSN 0022-1082.
- [20] STAVÁREK, D. Banking Efficiency in the Context of European Integration. *Eastern European Economics*. 2006, roč. 44, č. 4, s. 5-31. ISSN 0012-8775.
- [21] VODOVÁ, P. Analýza úvěrové aktivity v českém bankovním sektoru. In *Recenzovaný sborník z Mezinárodní Baťovy konference pro doktorandy a mladé vědecké pracovníky 2008*. Zlín: UTB, 2008. 12 s. ISBN 978-80-7318-663-0.
- [22] VODOVÁ, P. Analýza vlivu zajištění na výši klasifikovaných úvěrů v České republice. *E+M Ekonomie a Management*, 2005, roč. 8, č. 1, s. 54–59. ISSN 1212-3609.
- [23] WWW Česká národní banka [online]. [cit. 2009-06-30]. Dostupný z: <<http://www.cnb.cz>>
- [24] WWW International Monetary Fund [online]. [cit. 2009-03-15]. Dostupný z: <<http://www.imf.org>>
- [25] WWW Burza cenných papírů Praha [online]. [cit. 2009-03-10]. Dostupný z: <<http://www.pse.cz>>

doc. Ing. Daniel Stavárek, Ph.D.

Slezská univerzita v Opavě
Obchodně podnikatelská fakulta v Karviné
Katedra financí
stavarek@opf.slu.cz

Ing. Pavla Vodová, Ph.D.

Slezská univerzita v Opavě
Obchodně podnikatelská fakulta v Karviné
Katedra financí
vodova@opf.slu.cz

Doručeno redakci: 25. 11. 2009
Recenzováno: 8. 1. 2010, 18. 3. 2010
Schváleno k publikování: 14. 10. 2010

ABSTRACT**DISEQUILIBRIUM MODEL APPLIED ON THE CREDIT MARKET IN THE CZECH REPUBLIC****Daniel Stavárek, Pavla Vodová**

The aim of the paper is to apply a disequilibrium model on credit market in The Czech Republic and to analyze credit demand and credit supply in period 1994 – 2007. We aim to answer the following questions: What are the main determinants that drive the demand and supply in the Czech Republic's credit market? What was the development of credit demand and credit supply? Whether the slowdown in the growth of the volume of credits disbursed was caused by demand or supply factors. The degree of equilibrium in the Czech credit market is assessed subsequently. We came to conclusion that the credit demand in the Czech Republic is a function of one-quarter-lagged gross domestic product, investments, capital market index PX50 and interest rate on loans. The effects of all variables except for interest rate are in line with expectations. Credit supply in the Czech Republic is a function of deposits, industrial production, interest rate on loans and classified loans. The results suggest that a considerable disequilibrium was typical for Czech credit market over the last ten years. During most of the period, the level of provided loans was determined by credit demand. From the second quarter of 2006, the volume of loans provided has been determined by credit supply. The decline in the volume of credits disbursed during 1998 – 2002 was caused by supply factors. Furthermore, we found that the Czech credit market suffered from a credit crunch in the first half of 2001 when the credit demand overhang substantially exceeded the limit of double standard deviation.

Key Words: *disequilibrium model, credit demand, credit supply, credit market.*

JEL Classification: C 22, G 21.