

# ANALÝZA DLOUHODOBÝCH VAZEB NA ČESKÉM TRHU ÚVĚŘŮ

Daniel Stavárek, Pavla Vodová

*Cílem tohoto příspěvku je analyzovat, které determinanty z dlouhodobého hlediska ovlivňují objem poskytnutých úvěrů v České republice. Pomocí kointegrační analýzy je odhadnut dlouhodobý poptávkový i nabídkový rovnovážný vztah. Základem pro analýzu českého trhu úvěrů jsou časové řady čtvrtletních dat za období let 1994 – 2007. Krátkodobá dynamika modelu je zkoumána pomocí vektorového modelu korekce chyby. Pro poptávku po úvěrech naznačily výsledky kointegrační analýzy pozitivní vliv HDP a úrokové sazby na objem poskytnutých úvěrů, kointegrační vazba však nebyla prokázána. V případě nabídky úvěrů analýza kointegrace prokázala, že čím více zdrojů mají banky k dispozici a čím výnosnější je jejich úvěrová aktivita, tím více poskytují úvěrů. Nabídka úvěrů se přitom od své rovnovážné úrovně velice často vzdaluje.*

## Úvod

Od konce 80. let 20. století prošly nové členské země Evropské unie pozoruhodným procesem transformace z centrálně plánované ekonomiky na ekonomiku tržní. Naprosto zásadní podmínkou aktuálního i potenciálního ekonomického růstu je mimo jiné modernizace finančního sektoru země. Analogicky jako v ostatních tranzitivních ekonomikách, také v České republice byl počátek transformace bankovního sektoru spojen s vytvořením dvouúrovňového bankovního systému.

Počátek transformace byl spojen s rapidním nárůstem úvěrové aktivity. Ten však byl v květnu 1997 vystřídán stagnací. V druhé polovině 90. let došlo nejprve k poklesu tempa růstu a posléze i objemu poskytovaných úvěrů. 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 ve-

lice zajímavé pro výzkum poptávky po úvěrech, nabídky úvěrů a případné nerovnováhy na trhu úvěrů.

Cílem tohoto článku je analyzovat, které determinanty z dlouhodobého hlediska ovlivňují objem poskytnutých úvěrů v České republice. Pomocí kointegrační analýzy bude proveden odhad dlouhodobého poptávkového i nabídkového rovnovážného vztahu, a to pro období 1994 – 2007.

Po úvodu, jakožto první kapitole, následuje druhá kapitola věnovaná charakteristice trhu úvěrů v České republice. Třetí kapitola popisuje použitou metodologii a data, ve čtvrté a páté kapitole jsou hledány dlouhodobé vazby v poptávce po úvěrech, resp. v nabídce úvěrů.

## 1. Trh úvěrů v České republice

Ekonomická transformace zásadním způsobem změnila úlohu a postavení bankovního sektoru. Komerční banky hrály klíčovou roli při zajišťování finančních zdrojů potřebných pro privatizaci, avšak ve velmi rizikových podmínkách, vyplývajících z rychlého průběhu transformace a celkové nepřipravenosti bank i legislativního rámce. Výrazným problémem byl zejména nedostatek kvalifikovaných pracovníků; většina nových bank se navíc v počátcích své činnosti soustředila zejména na rychlý rozvoj bankovních služeb pro klienty, proto odpovídajícímu systému řízení a kontroly v bance i dlouhodobé koncepci rozvoje banky nebyla věnována patřičná pozornost.

Protože velké banky se soustředily především na svůj okruh klientů a zahraniční banky především na podniky se zahraniční účastí ze země svého původu, nově vzniklé subjekty se staly klienty nových bank s převážně českým kapitálem. Tyto banky tak sice výrazně přispěly k rychlému průběhu transformace, zároveň však na sebe převzaly značná rizika.

Období počátku transformace bylo spojeno s rapidním nárůstem úvěrové aktivity. Ten byl umožněn zejména masivním přílivem krátkodobého zahraničního kapitálu. České banky zvyšovaly

valy své zdroje půjčkami ze zahraničí a profitovaly z nižších zahraničních úrokových sazeb ve srovnání s domácími. Jak uvádí Tůma [11], na konci roku 1995 tak zahraniční půjčky českých bank dosahovaly 6 % HDP. Rápidní růst úvěrové aktivity byl způsoben zejména kupónovou privatizací, kdy banky uspokojovaly enormní poptávku po úvěrech, potřebných k financování privatizačních projektů. Hampl a Matoušek [4] uvádí, že ačkoliv samotný objem úvěrů na privatizaci činil jen 20 mld. Kč, díky nedostatečné kapitálové vybavenosti nových vlastníků docházelo k postupnému nabalování dalších úvěrů nutných k rozběhu výrobní činnosti. Poskytnuté úvěry nebyly v mnoha případech použity primárně na restrukturalizaci výroby, ale často na další expanzi firem formou fúzí a akvizic. Pouhými akvizicemi však nedocházelo k zefektivnění výroby a firmy se dostávaly do problémů se splácením úvěrů.

Rychlý nárůst peněžní zásoby v důsledku přílivu zahraničního kapitálu, spolu s rychlým růstem mezd a spotřeby, vyvolal obrovský nárůst agregátní poptávky. Přehřátí ekonomiky se v roce 1996 projevilo deficitem běžného účtu. V květnu 1997 následovala měnová krize, během níž došlo k vý-

raznému zvýšení úrokových sazeb. Měnová krize a následující recese měly negativní dopad na finanční situaci bank, avšak spíše nepřímo: recese negativně ovlivnila výkonnost českých firem a banky byly vystaveny vyššímu úvěrovému riziku.

Nárůst úvěrové aktivity v podmínkách nedostatečné právní ochrany věřitele, nedostatečných znalostí a zkušeností, krátké úvěrové historie dlužníků, problémů v segmentu malých a středních bank a recese následující po měnové krizi se projevil výrazným nárůstem klasifikovaných úvěrů (Tabulka 1).

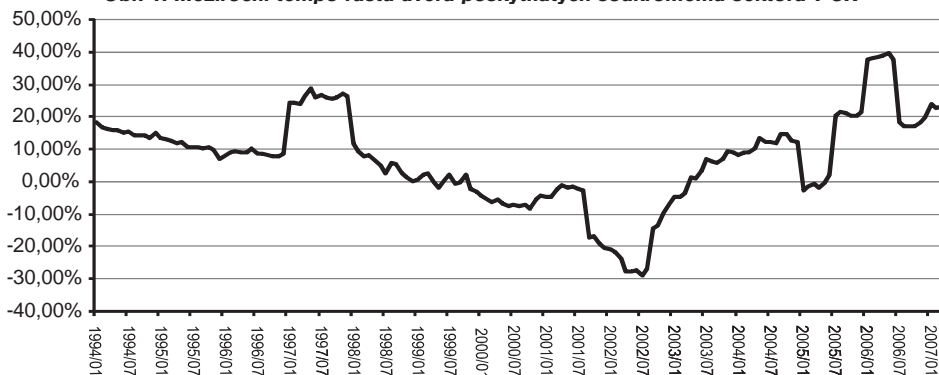
Ačkoliv díky předprivatizační pomoci státu velkým bankám se podíl klasifikovaných úvěrů na celkových úvěrech postupně snižoval a zlepšovala se i jejich struktura (bližší viz např. Vodová [12]; ČNB strukturu klasifikovaných úvěrů poprvé zveřejnila až ve zprávě o výkonu bankovního dohledu za rok 1998), v důsledku vysokého podílu klasifikovaných úvěrů, nutnosti vytvářet rezervy a opravné položky a také v důsledku větší obezřetnosti bank při poskytování nových úvěrů tempo růstu úvěrů začalo od počátku roku 1998 klesat a v období od roku 1999 až do poloviny roku 2003 bylo tempo růstu úvěrů v ČR dokonce záporné (Obrázek 1).

**Tab. 1: Vývoj klasifikovaných úvěrů v ČR (v %, k 31. 12.)**

	Klasifikované úvěry	Sledované úvěry	Nestandardní úvěry	Pochybné úvěry	Ztrátové úvěry
1994	36,5	n/a	n/a	n/a	n/a
1995	33,1	n/a	n/a	n/a	n/a
1996	29,3	n/a	n/a	n/a	n/a
1997	26,9	22,8	10,0	11,0	56,2
1998	27,1	22,8	12,9	13,8	50,5
1999	32,2	31,7	13,5	13,2	41,6
2000	28,9	33,3	21,3	10,6	34,8
2001	20,3	36,1	15,5	14,2	34,2
2002	17,3	47,5	18,4	7,7	26,4
2003	12,8	56,5	16,9	6,1	20,5
2004	11,7	62,5	16,3	4,5	16,7
2005	10,3	63,1	13,1	6,0	17,8
2006	10,0	64,5	12,8	5,9	16,8
2007	6,1	56,1	14,4	7,7	21,8

Zdroj: ČNB

Pozn.: klasifikované úvěry v % z celkových úvěrů, jednotlivé kategorie klasifikovaných úvěrů v % z klasifikovaných úvěrů

**Obr. 1: Meziroční tempo růstu úvěrů poskytnutých soukromému sektoru v ČR**

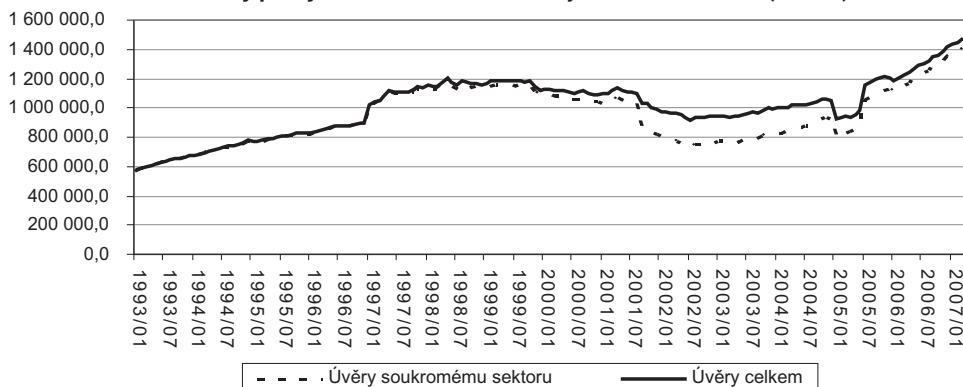
Zdroj: ČNB, výpočty autorů

Údaje v Obrázku 2 dokládají, že růst objemu úvěrů byl plynulý až do května 1997. (Pozn.: skok v úvěrech od začátku roku 1997 je způsoben zavedením evidence úvěrů v cizích měnách, které do té doby nebyly sledovány na měsíční bázi; totéž platí i pro Obrázek 1.) Od května 1997 dochází ke stagnaci, ke konci roku 1999 dokonce objem poskytovaných úvěrů začíná klesat. Příčiny tohoto vývoje byly popsány výše (měnová krize, recese, nárůst klasifikovaných úvěrů). K ještě hlubšímu poklesu dochází v průběhu roku 2003. Teprve na počátku roku 2004 se situace obrací a celkový objem poskytnutých úvěrů začíná mírně narůstat, a to především proto, že se banky začaly intenzivně zaměřovat zejména na sektor obyvatelstva.

Pokles tempa růstu či dokonce objemu bankovních úvěrů je vždy spojen se závažnými dopady na celou ekonomiku. Nepříznivé důsledky jsou přitom

tím horší, čím více je daná ekonomika závislá na bankovním sektoru. V České republice, obdobně jako v naprosté většině nových členských zemí EU, mají dominantní roli při zprostředkování právě banky. Efektivnosti zprostředkovatelské činnosti bank se věnuje např. Stavárek [9; 10]. Zatímco ve standardních tržních ekonomikách nabízí kapitálový trh alternativní zdroje financování, pro kapitálový trh v České republice toto platí pouze částečně.

Banky zdůvodňovaly pokles úvěrové aktivity tím, že recese s sebou přinesla nedostatek úvěrovatelných projektů a výrazné zhoršení finanční situace dlužníků. Bankám však byla často vytýkána neochota poskytovat úvěry; byly obviňovány z toho, že namísto rizikových úvěrů upřednostňují investování do bezpečných státních cenných papírů. Je proto žádoucí věnovat pozornost vývoji struktury aktiv bank (Tabulka 2).

**Obr. 2: Úvěry poskytnuté soukromému a veřejnému sektoru v ČR (mil. Kč)**

Zdroj: ČNB

Tab. 2: Vývoj struktury aktiv českých bank (v %, k 31. 2.)

	Vklady u ČNB	Vklady u bank	Úvěry	Cenné papíry	Fixní aktiva	Ostatní aktiva
1993	6,9	20,5	55,2	6,5	2,7	8,2
1994	7,6	22,1	50,3	10,2	2,9	7,0
1995	8,9	17,1	45,9	17,7	3,1	7,3
1996	7,0	19,2	46,2	15,3	3,2	9,1
1997	8,5	21,7	44,5	14,4	2,9	8,0
1998	11,1	20,4	41,7	16,7	3,3	6,8
1999	10,9	22,8	37,6	19,1	2,5	7,1
2000	10,6	21,7	35,0	22,9	2,2	7,6
2001	12,8	22,4	36,9	19,1	2,3	6,5
2002	19,9	15,9	36,1	18,4	2,3	7,4
2003	19,2	11,8	39,4	21,2	2,2	6,2
2004	17,1	15,2	40,7	20,1	2,0	4,9
2005	17,5	14,0	39,8	22,3	1,7	4,7
2006	12,9	31,5	40,8	9,1	1,9	3,8
2007	9,2	11,2	56,1	18,4	1,2	3,9

Zdroj: ČNB

Z údajů v tabulce je patrné, že pokles tempa růstu poskytovaných úvěrů se odrazil i v nižším podílu úvěrů na aktivech banky: zatímco na počátku transformačního období úvěry představovaly téměř polovinu aktiv, ke konci 90. let jejich podíl klesá až na pouhých 35 %.

V roce 2001 potom dochází ke zvratu: ačkoliv je tempo růstu poskytovaných úvěrů stále ještě záporné, zároveň se opět začíná zvyšovat význam úvěrových obchodů. Příčinu je možno spatřovat v již zmíněné rostoucí orientaci bank na sektor obyvatelstva. Mírný pokles v roce 2002 je možno připsat na vrub mimořádným operacím, souvisejícím s převodem vybraných ohrožených úvěrů mimo bankovní sektor.

Volně zdroje banky skutečně umísťovaly do cenných papírů (především do státních dluhopisů, poukázek ČNB a ostatních dluhopisů), rostl však i význam vkladů u ČNB. Důvodem mohla být hodnota rizikových vah, používaných při výpočtu kapitálového požadavku na pokrytí úvěrového rizika bankovního portfolia. Zatímco úvěry byly násobeny jednotnou rizikovou vahou 1,0 (s výjimkou úvěrů zajištěných zástavním právem k nemovitosti, u nichž se používala riziková váha 0,5), vklady

u ČNB a státní cenné papíry měly rizikovou váhu 0 a jejich držbu nebylo třeba krýt kapitálem. Tento trend se však v posledních letech obrací a úvěry opět představují největší část aktiv bank.

## 2. Metodologie a data

Klíčovým krokem pro testování dlouhodobých vazeb na trhu úvěrů je stanovení determinantů poptávky a nabídky. Při jejich stanovení vycházíme primárně ze studie Calza et al. [1], která zkoumá dlouhodobé vazby v poptávce po úvěrech v jedenácti zemích eurozóny v období od 1. čtvrtletí 1980 do 2. čtvrtletí 1999. Jako dlouhodobé determinanty poptávky po úvěrech autoři použili, v souladu s přístupem většiny studií, úroveň ekonomické aktivity a náklady úvěrů. Pro zohlednění ekonomické aktivity se nejčastěji využívá hrubý domácí produkt (dále HDP), případně průmyslová produkce, náklady úvěrů pak odráží úroveň úrokové sazby. U úrokové sazby všechny studie, v souladu se standardní ekonomickou teorií, očekávají negativní vliv. Calza et al. [1] diskutuje problematiku nejednotnosti ekonomů v otázce očekávaného znaménka regresního koeficientu u HDP. Studie

očekávající pozitivní vztah vycházejí z předpokladu, že silný 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. Existují ale i studie, které naznačují negativní vztah mezi výší HDP a poptávkou po úvěrech. Jejich hlavním argumentem je, že v období rostoucí ekonomické aktivity, rostoucích zisků a příjmů se subjekty spoléhají spíše na vnitřní zdroje financování a své úvěrové zatížení se naopak snaží spíše snížit.

Empirický model pro zkoumání dlouhodobých vazeb v poptávce po úvěrech je tedy specifikován následujícím způsobem:

$$LO = \alpha + \beta_1 HDP + \beta_2 USUV + \mu \quad (1)$$

kde  $LO$  ... celkový objem poskytnutých úvěrů,  
 $HDP$  ... hrubý domácí produkt,  
 $USUV$  ... úroková sazba úvěrů,  
 $\mu$  ... chybová složka.

Vymezení faktorů, které v dlouhodobém časovém horizontu ovlivňují nabídku úvěrů, bylo komplikováno skutečností, že autorům není známa žádná studie, která by se touto problematikou zabývala. Existují pouze doporučení, které determinanty by mohly být použity. Calza et al. [1] pro zkoumání dlouhodobých vazeb v nabídce úvěrů doporučují použít úrokovou marži, ukazatele rentability či indikátory konkurence na bankovním trhu. Jedním z přínosů tohoto příspěvku je tedy i prvotní identifikace dlouhodobých determinantů nabídky úvěrů.

Český bankovní sektor je charakteristický relativně vysokým objemem vkladů v bankách, proto se domníváme, že určitý ukazatel popisující disponibilní zdroje bank je nezbytný pro odhad dlouhodobého rovnovážného vztahu na straně nabídky. České banky velice intenzivně využívají mezibankovní peněžní trh, proto se přikláníme spíše k úvěrové kapacitě, která zahrnuje jak depozita, tak prostředky získané z mezibankovního trhu či emisí dlužnických cenných papírů.

Dalším faktorem, u něhož se domníváme, že má z dlouhodobého hlediska vliv na nabídku úvěrů, je úroková marže. Při jejím zařazení do modelu vycházíme z předpokladu, že úvěrovou aktivitu bank ovlivňuje významněji a přímočaěji než sa-

motná úroková sazba. Z ukazatelů rentability byla zvolena rentabilita průměrných aktiv (dále ROAA), protože nejlépe vystihuje propojení úvěrové aktivity bank se ziskovostí. Koncentraci bankovního sektoru jsme byli nuceni z odhadu vyřadit. K jejímu měření se nejčastěji používá Herfindahl-Hirschman index, jehož hodnoty však pro český bankovní sektor nejsou dostupné pro celé sledované období na potřebné frekvenci.

Empirický model pro zkoumání dlouhodobých vazeb v nabídce úvěrů je tedy specifikován takto:

$$LO = \alpha + \beta_1 UVKA + \beta_2 URMA + \beta_3 ROAA + \mu \quad (2)$$

kde  $LO$  ... celkový objem poskytnutých úvěrů,  
 $UVKA$  ... úvěrová kapacita,  
 $URMA$  ... úroková marže,  
 $ROAA$  ... rentabilita průměrných aktiv,  
 $\mu$  ... chybová složka.

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 dostupnosti požadovaných dat, neboť HDP a ROAA jsou k dispozici pouze na čtvrtletní bázi. Veškerá data byla čerpána z bankovní statistiky ARAD, zpráv o bankovním dohledu či z mezinárodní finanční statistiky Mezinárodního měnového fondu. Přesnou definici jednotlivých proměnných, spolu s uvedením zdroje dat, přináší Tabulka 3.

Základní deskriptivní statistiku (průměr, medián, směrodatnou odchylku, minimum a maximum) všech použitých proměnných zobrazuje Tabulka 4.

Před třiceti lety Granger a Newbold [3] 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. Otázkou jednotkového kořene těchto proměnných empiricky zkoumali Nelson a Plosser [8] a od té doby je stacionarita dat obecně považována za nezbytný rys časových řad. Mnoho studií, například Engle a Granger [2], 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.

Tab. 3: Popis používaných proměnných

Zkratka	Popis proměnné	Zdroj
LO	závislá proměnná pro testování dlouhodobých vazeb v poptávce po úvěrech i v nabídce úvěrů: celkový objem úvěrů poskytnutých rezidentům a nerezidentům v mil. CZK (hodnoty v logaritmickém vyjádření)	ARAD
HDP	hrubý domácí produkt v běžných cenách v mil. CZK (hodnoty v logaritmickém vyjádření)	ARAD
ROAA	rentabilita průměrných aktiv: podíl čistý zisk/průměrná aktiva, průměrná hodnota za český bankovní sektor	bankovní dohled ČNB
URMA	úroková marže: rozdíl mezi úrokovou sazbou úvěrů (935 60P..) a úrokovou sazbou na depozita (935 60L..)	IFS MMF
USUV	úroková sazba úvěrů: 935 60P.. Lending Rate	IFS MMF
UVKA	úvěrová kapacita v mil. CZK: celková bankovní pasiva minus zůstatky bank na účtech povinných minimálních rezerv minus hotovost minus kapitál (hodnoty v logaritmickém vyjádření)	ARAD

Zdroj: Zpracování autorů

Tab. 4: Základní deskriptivní statistika použitých proměnných

Proměnná	Průměr	Medián	Směr. odchylka	Min	Max
LO	13,693	13,656	0,1715	13,444	14,256
HDP	13,224	13,241	0,3050	12,491	13,741
ROAA	0,0083	0,0093	0,0056	-0,0041	0,0176
URMA	0,0475	0,0461	0,0069	0,0353	0,0606
USUV	0,0900	0,0705	0,0317	0,0555	0,1456
UVKA	14,475	14,482	0,2078	13,951	14,882

Pramen: Výpočty autorů

Ačkoliv byla ekonometrie v minulosti obohacena o mnoho různých technik a postupů testování stacionarity, v literatuře se velice často používá rozšířený Dickey-Fuller test (Augmented Dickey-Fuller test, ADF), pojmenovaný podle svých autorů. ADF test lze provést podle následující rovnice:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + (\rho - 1)y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \theta_i \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

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

Nulová hypotéza je  $H_0: \rho = 1$  a časová řada obsahuje jednotkový kořen, jinými slovy je nestacionární, pokud nulovou hypotézu zamítáme.

Podle charakteru vývoje časových řad a v souladu s přístupem studie Nehls a Schmidt [7] jsme stacionaritu časových řad testovali pomocí ADF testu s trendem i bez trendu (Tabulka 5). Pro veškeré odhady a testování byl využit program Eviews 6.

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  $I(1)$ .

Pokud jsou časové řady integrovány o stejném řádu, lze přistoupit k testování kointegračního vztahu mezi integrovanými proměnnými. Pro potřeby této práce je využita metoda vyvinutá a představená ve studiích Johansen [5] a Johansen a Juselius [6]. Johansenova metoda používá

Tab. 5: Testy stacionarity časových řad

Proměnná	Hodnoty	1. diference	Typ
LO	0,5247	-3,1524**	I(1)
HDP	0,7103	-4,0594*	I(1)
ROAA	-1,0675	-2,8400***	I(1)
URMA	-1,9618	-9,6478*	I(1)
USUV	-1,0064	-8,4320*	I(1)
UVKA	-1,3914	-3,0056**	I(1)

Zdroj: Výpočty autorů

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

proceduru maximální pravděpodobnosti k ověření výskytu kointegračních vektorů v nestacionárních časových řadách na základě vektorového autoregresivního (VAR) modelu:

$$\Delta Z_t = C + \sum_{i=1}^K \Gamma_i \Delta Z_{t-i} + \Pi Z_{t-1} + \eta_t \quad (4)$$

kde  $Z_t$  ... vektor nestacionárních proměnných (v log.),

$C$  ... konstanta.

Matici koeficientů  $\Pi$  lze vyjádřit také jako  $\Pi = \alpha\beta'$ , kde relevantní součástí matice  $\alpha$  představují koeficienty přizpůsobení a matice  $\beta$  obsahuje kointegrační vektory. Johansen a Juselius [6] specifikovali dvě pravděpodobnosti testová kritéria k určení počtu kointegračních vazeb. První kritérium (eigenvalue statistics) testuje platnost nulové hypotézy o existenci přesně  $r$  kointegračních vektorů oproti alternativní hypotéze vyjadřující výskyt  $r+1$  kointegračních vektorů. Druhé testové kritérium (trace statistics) ověřuje platnost nulové hypotézy o existenci nejvýše  $r$  kointegračních vektorů oproti alternativní hypotéze, že se vyskytuje

více než  $r$  vektorů. Kritické hodnoty obou testových kritérií jsou tabelovány ve studii Johansen a Juselius [6].

Jestliže jsou časové řady nestacionární a zároveň kointegrované, jeví se jako optimální nástroj ke zkoumání vzájemného vztahu proměnných model korekce chyby (Vector Error Correction Model, VECM), což je model VAR v prvních diferencích doplněný o vektor kointegračních reziduí. To zaručuje, že takový VAR systém neztrácí informace o dlouhodobém vztahu analyzovaných proměnných.

### 3. Dlouhodobé vazby v poptávce po úvěrech

Při odhadu kointegrační vazby byl nejprve proveden odhad VAR modelu s cílem zjistit optimální zpoždění, které je nutné k eliminaci vektorové autokorelace reziduálních složek. Na základě této procedury s použitím Akaikeho informačního kritéria bylo jako optimální stanoveno zpoždění čtyř čtvrtletí. Model pro odhad kointegrační vazby obsahuje konstantu a umožňuje existenci lineárního

Tab. 6: Výsledky Johansenova testu kointegrace pro poptávku po úvěrech

	Maximum eigenvalue test-statistic	5 % kritická hodnota	Trace test-statistic	5 % kritická hodnota
$p = 0$	58,82 *	21,13	67,35 *	29,79
$p \leq 1$	8,329	14,26	8,521	15,49
$p \leq 2$	0,191	3,841	0,191	3,841

Zdroj: Výpočty autorů

Pozn.: \* označuje existenci kointegrační vazby na hladině významnosti 5 %

## FINANCE

trendu zařazených proměnných, nikoliv však trendu v kointegrační vazbě. Výsledky odhadu kointegrační vazby na straně poptávky jsou obsaženy v Tabulce 6.

Oba alternativní přístupy vedou k závěru, že existuje jedna kointegrační vazba. Odhad vedl ke kointegrační rovnici 5 (směrodatné odchylky jsou uvedeny v závorkách).

$$LO = 31,279 + 3,279 HDP + 17,478 USUV \quad (5)$$

(0,573)                      (3,610)

Z kointegrační rovnice vyplývá, že objem poskytnutých úvěrů je v dlouhodobém horizontu pozitivně ovlivňován HDP i vyšší úrokové sazby. Kladný koeficient HDP tak potvrzuje názor, že ekonomický růst má pozitivní efekt na očekávaný

**Tab. 7: Odhad VECM pro poptávku po úvěrech**

	D(LO)	D(HDP)	D(USUV)
CointEq1	-0,007 (-0,467)	0,031 (2,657)	0,014 (3,408)
D(LO(-1))	0,131 (0,829)	0,010 (0,095)	0,037 (1,001)
D(LO(-2))	0,269 (1,760)	0,162 (1,478)	0,093 (2,595)
D(LO(-3))	0,417 (2,398)	0,043 (0,347)	0,029 (0,714)
D(LO(-4))	0,157 (0,893)	0,226 (1,791)	0,034 (0,828)
D(HDP(-1))	-0,116 (-1,048)	-0,337 (-4,228)	-0,067 (-2,589)
D(HDP(-2))	-0,109 (-0,818)	-0,321 (-3,359)	-0,106 (-3,388)
D(HDP(-3))	-0,043 (-0,284)	-0,395 (-3,634)	-0,101 (-2,844)
D(HDP(-4))	0,019 (0,130)	0,521 (4,929)	-0,076 (-2,205)
D(USUV(-1))	-0,803 (-1,350)	0,721 (1,691)	-0,156 (-1,120)
D(USUV(-2))	-0,242 (-0,389)	0,235 (0,528)	0,398 (2,729)
D(USUV(-3))	0,493 (0,738)	0,602 (1,256)	0,390 (2,483)
D(USUV(-4))	0,516 (0,779)	0,693 (1,459)	0,086 (0,554)
C	0,007 (0,707)	0,028 (3,718)	0,004 (1,946)
R-squared	0,5116	0,9239	0,4732
Sum sq. resid	0,0217	0,0111	0,0011
S. E. equation	0,0242	0,0173	0,0056
F-statistic	2,9820	34,582	2,5574

Zdroj: Výpočty autorů

Pozn.: t-statistika v závorkách



**Tab. 8: Výsledky Johansenova testu kointegrace pro nabídku úvěrů**

	Maximum eigenvalue test-statistic	5 % kritická hodnota	Trace test-statistic	5 % kritická hodnota
$p = 0$	35,10 *	27,58	82,66 *	47,85
$p \leq 1$	26,94 *	21,13	47,56 *	29,79
$p \leq 2$	19,10 *	14,26	20,62 *	15,49
$p \leq 3$	1,518	3,841	1,518	3,841

Zdroj: Výpočty autorů

Pozn.: \* označuje existenci kointegrační vazby na hladině významnosti 5 %

příjem a zisky, tím pádem na celkovou finanční situaci firem a domácností a v konečném důsledku na poptávku po úvěrech. Pozitivní dopad úrokové sazby je sice v rozporu se standardní finanční teorií, nicméně lze vysvětlit divergentním vývojem úrokových sazeb a objemu poskytnutých úvěrů ve sledovaném období nebo značným podílem úvěrů poskytnutých domácnostem.

Vzhledem k vektorovému mechanismu korekce chyby, který je zakotven v Johansenově kointegrační technice, jsou odchylky od dlouhodobého rovnovážného vztahu korigovány sérií dílčích krátkodobých přizpůsobení. Tomu napomáhá i specifikace VECM, která sice omezuje v dlouhodobém horizontu chování proměnných na jejich konvergenci směrem k dlouhodobému rovnovážnému vztahu, ale umožňuje široký prostor pro krátkodobou dynamiku. VECM je tak adekvátním nástrojem ke zkoumání krátkodobých odchylek nutných k dosažení dlouhodobé rovnováhy mezi dvěma proměnnými. Odhad VECM pro zjištěnou kointegrační vazbu je obsažen v Tabulce 7.

Výsledky odhadu VECM neprokázaly statistickou významnost korekční složky modelu pro objem poskytnutých úvěrů. Model tak dostatečně nevysvětluje konvergenci ke dlouhodobému rovnovážnému stavu definovanému kointegrační rovnicí. Uspokojivější je pouze záporné znaménko koeficientu, které tak ukazuje na poptávkový charakter rovnice.

#### 4. Dlouhodobé vazby v nabídce úvěrů

Při odhadu kointegrační vazby pro nabídku úvěrů bylo postupováno stejně jako v případě poptávky po úvěrech. Jako optimální bylo opět zjištěno zpoždění čtyř čtvrtletí. Model pro odhad kointegrační vazby obsahuje konstantu a umožňu-

je lineární trend zařazených proměnných, nikoliv však trend v kointegrační vazbě. Výsledky odhadu kointegrační vazby na straně nabídky jsou obsaženy v Tabulce 8.

Provedené Johansenovy kointegrační testy potvrdily existenci kointegračních vazeb mezi zařazenými proměnnými. Normalizovaná kointegrační rovnice vzhledem k poskytnutým úvěrům (směrodatné odchylky jsou opět uvedeny v závorkách) má následující tvar:

$$LO = -5,559 + 1,284 UVKA + 15,82 URMA - 16,48 ROAA$$

(0,082)                      (1,664)                      (1,831)

(6)

Zjištěná kointegrační rovnice jasně prokázala pozitivní vliv úvěrové kapacity a úrokové marže na objem poskytnutých úvěrů v dlouhodobém horizontu. Tyto výsledky jsou naprosto v souladu s finanční teorií i tržním chováním bank. Čím více zdrojů mají banky k dispozici a čím výnosnější je jejich úvěrová aktivita, tím více poskytují úvěrů. Na druhou stranu, vliv ukazatele rentability ROAA není v souladu s obecnými očekáváními, neboť se projevil jako negativní.

Existence kointegračních vazeb nám umožňuje přistoupit k odhadu VECM. Zatímco kointegrační vektor interpretujeme jako dlouhodobý rovnovážný vztah, odhad VECM nám umožňuje detailněji popsat krátkodobou dynamiku a proces návratu k rovnováze (Tabulka 9).

Koeficient chybové korekční složky CointEq1 v rovnici pro objem poskytnutých úvěrů je statisticky významný, což potvrzuje, že proměnné zahrnuté v modelu jsou skutečně kauzálně svázány s objemem úvěrů. Významný koeficient korekční složky zároveň dokládá schopnost modelu vysvětlit krátkodobou dynamiku i konvergenci k dlouhodobé rovnováze. Znaménko adjustačního koeficientu je kladné, což dokazuje, že daná rovnice má

Tab. 9: Odhad VECM pro nabídku úvěrů

	D(LO)	D(UVKA)	D(URMA)	D(ROAA)
CointEq1	0,333 (2,081)	0,371 (2,958)	0,041 (1,703)	-0,017 (-1,067)
D(LO(-1))	-0,243 (-0,721)	-0,995 (-3,772)	-0,100 (-1,958)	0,033 (0,974)
D(LO(-2))	-0,579 (-1,576)	0,033 (0,116)	-0,011 (-0,214)	0,004 (0,129)
D(LO(-3))	0,400 (1,350)	0,191 (0,824)	-0,082 (-1,839)	0,017 (0,580)
D(LO(-4))	-0,163 (-0,578)	-0,528 (-2,391)	0,024 (0,573)	0,012 (0,445)
D(UVKA(-1))	0,025 (0,111)	0,219 (1,202)	0,048 (1,382)	-0,018 (-0,782)
D(UVKA(-2))	0,477 (2,098)	0,838 (4,703)	-0,010 (-0,307)	-0,026 (-1,173)
D(UVKA(-3))	0,074 (2,098)	0,243 (1,492)	0,034 (1,091)	0,001 (0,061)
D(UVKA(-4))	0,062 (0,355)	-0,154 (-1,116)	0,017 (0,654)	0,008 (0,493)
D(URMA(-1))	4,026 (1,776)	1,333 (0,751)	0,125 (0,365)	-0,208 (-0,913)
D(URMA(-2))	2,281 (1,220)	1,021 (0,698)	0,298 (1,055)	-0,196 (-1,044)
D(URMA(-3))	1,288 (0,823)	-0,035 (-0,029)	-0,019 (-0,080)	0,116 (0,736)
D(URMA(-4))	0,460 (0,362)	-1,037 (-1,042)	-0,202 (-1,049)	0,002 (0,022)
D(ROAA(-1))	-2,950 (-1,084)	0,360 (0,169)	-0,083 (-0,202)	-0,113 (-0,415)
D(ROAA(-2))	-0,107 (-0,055)	0,711 (0,473)	0,136 (0,469)	-0,022 (-0,114)
D(ROAA(-3))	-2,883 (-1,580)	-2,289 (-1,604)	0,313 (1,154)	0,077 (0,422)
D(ROAA(-4))	-0,474 (-0,322)	-2,825 (-2,457)	0,105 (0,475)	0,456 (3,085)
C	0,014 (2,293)	0,013 (2,702)	0,001 (0,446)	-0,001 (-0,374)
R-squared	0,6591	0,8541	0,4473	0,6357
Sum sq.resid	0,0148	0,0091	0,0003	0,0001
S.E.equation	0,0239	0,0187	0,0036	0,0024
F-statistic	2,9571	8,9584	1,2378	2,6698

Zdroj: Výpočty autorů

Pozn.: t-statistika v závorkách

nabídkový charakter. Velikost adjustačního koeficientu je velmi uspokojivá a dokazuje, že více než 33% krátkodobých odchylek od dlouhodobého rovnovážného stavu je korigováno již v následujícím čtvrtletí. Rychlost korekce a konvergence k rovnováze je tak relativně vysoká. Změny v objemu úvěrů jsou dále vysvětlovány změnami všech proměnných zahrnutých v modelu, jejich statistická významnost se ovšem s různými zpochybněními liší.

Specifikace modelu byla prověřena několika standardními testy, které prokázaly, že reziduální složky nevykazují přítomnost sériové korelace ani heteroskedasticity a jsou normálně rozděleny (sériová korelace byla testována pomocí Breusch-Godfrey LM testu s výsledkem 18,948 (0,2713); heteroskedasticita byla testována Whitovým testem s výsledkem 355,21 (0,2742); k testování normality jsme využili Urzua test s výsledkem 62,037 (0,2397)).

Obrázek 3 ilustruje vývoj kointegrační vazby odhadnuté podle rovnice 5.6 a odchylek od rovnovážného stavu. Graf je specifikován tak, že rovnovážný stav představuje horizontální osa na nulové úrovni a míra nerovnováhy je definována jako procentní odchylka od rovnovážného stavu.

Z Obrázku 3 je velice dobře patrné, že v letech 1997 – 2002 byla nabídka úvěrů pod svou dlouhodobou rovnovážnou úroveň. Pokles tempa růstu i objemu poskytnutých úvěrů v období od počátku roku 1998 až do poloviny roku 2002 (Obrázek 1,

Obrázek 2) tak byl způsoben nabídkovými faktory. Je tedy pravděpodobné, že český bankovní sektor skutečně čelil problému zadření úvěrů.

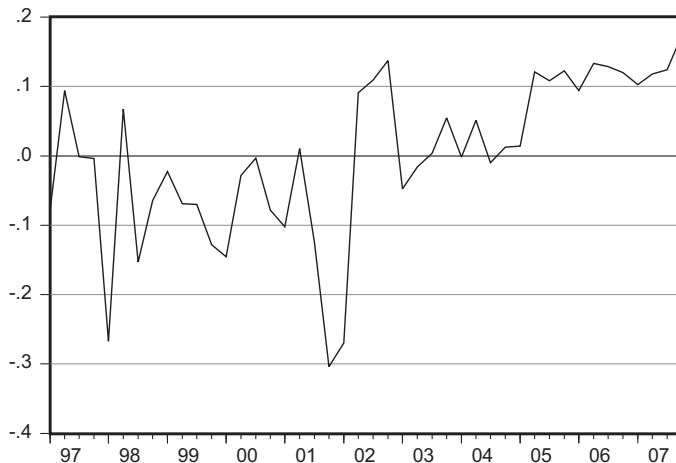
Od roku 2002 potom nabídka úvěrů převyšuje svou dlouhodobě rovnovážnou úroveň. Jelikož se jedná o období charakteristické zvýšením tempa růstu i objemu poskytnutých úvěrů, je možné usuzovat, že banky reagují na zvýšenou poptávku po úvěrech a poskytují úvěry v maximální možné míře. Takové chování by ale v budoucnu mohlo přinést vyšší podíl klasifikovaných úvěrů a potenciálně ohrožení stability bankovního sektoru. Vyplývá z toho zvýšená potřeba využití efektivních nástrojů řízení rizik v rámci bank i kvalitního bankovního dohledu.

## Závěr

Cílem tohoto článku bylo analyzovat, které determinanty z dlouhodobého hlediska ovlivňují objem poskytnutých úvěrů v České republice, a pomocí kointegrační analýzy provést odhad dlouhodobého poptávkového i nabídkového rovnovážného vztahu.

Jako dlouhodobé determinanty poptávky po úvěrech jsme použili, v souladu s přístupem většiny studií, úroveň ekonomické aktivity (vyjádřena hrubým domácím produktem) a náklady úvěrů (zohledněné výši úrokové sazby). Explicitní vymezení faktorů, které v dlouhodobém časovém horizontu ovlivňují nabídku úvěrů, bylo provedeno v odborné literatuře poprvé a lze jej proto považovat za jeden z přínosů příspěvku. Dle našeho zjištění má

**Obr. 3: Odchylky nabídky úvěrů od rovnovážného stavu**



Zdroj: Výpočty autorů

z dlouhodobého hlediska vliv na nabídku úvěrů zejména úvěrová kapacita, která zohledňuje disponibilní zdroje bank, dále pak úroková marže a rentabilita průměrných aktiv, které obě zohledňují výnosnost úvěrové aktivity bank.

Výsledky kointegrační analýzy naznačily pozitivní vliv HDP a úrokové sazby na objem poskytnutých úvěrů, odhad VECM však neprokázal existenci statisticky významné rovnovážné vazby, která by identifikovala dlouhodobé determinanty poptávky po úvěrech. Co se týče nabídky úvěrů, kointegrační analýza prokázala, že v dlouhodobém horizontu platí: čím více zdrojů mají banky k dispozici a čím výnosnější je jejich úvěrová aktivita, tím více poskytují úvěrů.

Od své dlouhodobě rovnovážné úrovně se přitom nabídka úvěrů velice často vzdaluje. Dlouhodobě rovnovážné úrovně nabídka úvěrů nedosahovala v letech 1997 – 2002, přičemž nejlouběji pod svou rovnovážnou úroveň byla v první polovině roku 2001. Vezmeme-li v úvahu souběžný pokles tempa růstu i objemu poskytovaných úvěrů, je velice pravděpodobné, že potenciální dlužníci čelili problému zadření úvěrů.

Zcela jiná je potom situace od roku 2002, kdy nabídka úvěrů svou dlouhodobě rovnovážnou úroveň naopak převyšuje. Banky tak pravděpodobně reagují na zvýšenou poptávku po úvěrech a poskytují úvěry v maximální možné míře, což by do budoucna mohlo ohrozit kvalitu jejich úvěrových portfolií.

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

## Literatura

- [1] 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.
- [2] 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 0012-9682.
- [3] GRANGER, C.W.J., NEWBOLD, P. Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics*, 1974, roč. 2, č. 1, s. 111-120. ISSN 0304-4076.
- [4] HAMPL, M., MATOUŠEK, R. Úvěrová kontrakce v ČR – její příčiny a důsledky. *Working Paper ČNB* č. 19, 2000.
- [5] JOHANSEN, S. Statistical Analysis of Cointegrating Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 1988, roč. 12, č. 3, s. 231-254. ISSN 0165-1889.
- [6] JOHANSEN, S., JUSELIOUS, K. Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration, with Applications to the Demand for Money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 1990, roč. 52, č. 2, s. 169-210. ISSN 0140-5543.
- [7] NEHLS, H., SCHMIDT, T. Credit Crunch in Germany? *Kredit und Kapital*, 2004, roč. 37, č. 4, s. 479–499. ISSN 0023-4591.
- [8] 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.
- [9] STAVÁREK, D. Zprostředkovatelská činnost bank ve střední Evropě: Část I. - Mezinárodní analýza efektivnosti. *E+M Ekonomie a Management*, 2005, roč. 8, č. 1, s. 33-53. ISSN 1212-3609.
- [10] STAVÁREK, D. Banking Efficiency in the Context of European Integration. *Eastern European Economics*. 2006, roč. 44, č. 4, s. 5-31. ISSN 0012-8775.
- [11] TŮMA, Z. *Banking Sector Development in the Czech Republic*. Paper prepared for the East-West Conference 2002. [cit. 15. 1. 2009]. Dostupné z: <[http://www.cnb.cz/en/pdf/tuma\\_vien\\_nov\\_2002.pdf](http://www.cnb.cz/en/pdf/tuma_vien_nov_2002.pdf)>.
- [12] 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.

**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: 8. 4. 2009.

Recenzováno: 14. 5. 2009, 23. 1. 2010

Shváleno k publikování: 23. 6. 2010

**ABSTRACT****ANALYSIS OF LONG-RUN RELATIONSHIPS ON THE CREDIT MARKET****Daniel Stavárek, Pavla Vodová**

Successful transformation of the financial system in any transition country is essential precondition for efficient transformation of the whole economy. The financial system in the Central European countries is traditionally based on banks and credit market. Therefore, we see the necessity for modelling of the credit market and assessment of the factors that determine development of the credit market. The aim of the paper is to analyze long-run relationships in the Czech Republic's credit market and to reveal significant determinants of the volume of credits disbursed. We apply cointegration analysis and vector error correction modelling on quarterly data to test existence of equilibrium relationships in credit supply and credit demand during the period 1994 – 2007. The results suggest positive influence of GDP and interest rate on the volume of credits provided. However, the VECM estimation does not prove the existence of a statistically significant long-run equilibrium relationship explaining the credit demand. The credit supply frequently and substantially departed from the equilibrium level. The results show that the more available sources the banks have the higher is the volume of credits provided. Likewise, more profitable the lending activity leads to higher volume of credits disbursed. The widest gap between the current credit supply and equilibrium level can be observed in the first half of 2001. At the same time, we witnessed a sharp decline in volume of the credits disbursed. All together can be interpreted as a sign of the credit crunch in the Czech banking sector. The credit supply has exceeded its long-run equilibrium since 2002. Banks probably respond to the growing credit demand and disburse credits as intensively as possible, which would result in deterioration of the credit portfolio quality.

**Key Words:** credit demand, credit supply, equilibrium, cointegration.

**JEL Classification:** G 21, C 32.