

KONKURENCE A EFEKTIVNOST V ČESKÉM BANKOVNÍM SEKTORU

Anca Podpiera, ČNB *

Tento článek poskytuje empirickou evidenci o vývoji konkurence v bankovním a jeho vztahu k nákladové efektivnosti bank v České republice v letech 1994 až 2005. Nejprve byla měřena hladina a vývoj konkurence a nákladové efektivnosti. Konkurence byla měřena Lernerovým indexem pro úvěrový trh za použití čtvrtletních dat o cenách úvěrů. Poté byl zkoumán vztah a kauzalita mezi konkurencí a nákladovou efektivností za pomoci testu Grangerovy kauzality. Ten vyzněl ve prospěch negativního kauzálního vztahu od konkurence k nákladové efektivnosti (hypotéza „bankovních specifíků“). Naše výsledky naopak zamítají hypotézu „klidného života“ v českém bankovním sektoru, dle které by měla vyšší konkurence pozitivně ovlivňovat efektivitu.

1. ÚVOD

Od konkurence v bankovním sektoru se očekává růst blahobytu vlivem omezení tržní síly a nákladové neefektivity. Nárůst konkurence v bankovním sektoru a související pokles tržní síly bank by měl vést také k poklesu cen bankovních služeb. Protože investice jsou zvláště citlivé na pokles komerčních úrokových sazeb, pokles tržní síly bank by tak měl mít pozitivní vliv na růst investic a ekonomický růst. Očekávaný přínos je důležitý zvláště v zemích, ve kterých bankovní úvěry reprezentují největší zdroj externího financování podniků, což je také případ České republiky (Reininger et al., 2002). Růst konkurence by také měl podnítit zájem bank o snížení jejich provozních nákladů, tedy snížení nákladové neefektivity. Tento druhý kanál je zvláště slibným zdrojem růstu blahobytu, protože velikost nákladové neefektivity v bankovních sektorech evropských tranzitivních ekonomik byla v minulosti odhadována v průměru mezi 30 a 50 % (např. Hasan and Marton, 2001; Fries and Taci, 2005), v České republice 40 % (Podpiera and Podpiera, 2005).¹³⁶ Některé studie oproti tomu upozorňují na potenciální negativní efekty rostoucí bankovní konkurence plynoucích z vstupování bank do nadměrného rizika, což by mohlo ohrožovat finanční stabilitu (Allen a Gale, 2004; Carletti a Hartmann, 2002).

Cíl našeho výzkumu je dvojitý. Jednak poskytnout empirickou evidenci o velikosti konkurence v českém bankovním sektoru a jejím vývoji mezi roky 1994 a 2005. V dosavadních studiích pro český bankovní sektor byla konkurence měřena prostřednictvím indexů koncentrace, například Herfindahlova indexu, ve kterých vyšší koncentrace vypovídá o nižším stupni konkurence a naopak. Tento přístup vychází z tradiční literatury průmyslové organizace, která používá strukturální testy pro ohodnocení konkurence v bankovním – tzv. SCP model odvozený v Bain (1951). Hypotéza modelu SCP říká, že vyšší koncentrace způsobuje méně konkurenční chování bank a vede k větší ziskovosti bank (tj. nižší výkonnost s ohledem na národní blahobyt). Na základě této teorie lze konkurenci měřit indexy koncentrace, např. tržním podílem pěti největších bank nebo pomocí Herfindahlova indexu. Tyto metody byly používány do 90. let. Mají však značnou nevýhodu v tom, že odvozují stupeň konkurence od nepřímých zástupných proměnných jako je tržní struktura nebo tržní podíly.

Přístup nové empirické literatury průmyslové organizace je založen na nestructurálních testech, což umožňuje vyhnout se problémům měření konkurence přístupem tradiční literatury. Nová empirická teorie průmyslové organizace zjišťuje chování bank přímou cestou. Navíc umožňuje také posuzovat chování bank ve vazbě k jejich konkurenčním schopnostem. Jak bylo vysledováno v práci Claessens a Laeven (2004), chování bank je spojeno nejenom s tržní strukturou, ale také s bariérami vstupu do odvětví, které ovlivňují pravděpodobnost vstupu nových konkurentů a proto také chování již operujících bank.

V této studii měříme konkurenci pomocí tzv. Lernerova indexu s použitím dat o cenách výstupu.¹³⁷ Lernerův index byl počítán v několika empirických studiích pojednávajících o konkurenci v bankovním (např. Angelini a Cetorelli,

* Tento článek je založen na práci autorů Anca Podpiera, Laurenta Weilla a Francizsky Schobert „Market Power and Cost Efficiency in the Czech Banking Sector“, Working Paper CNB, 5/2007.

¹³⁶ Číselné údaje popisují excesivní náklady průměrné banky vůči neefektivnější bance při produkci stejného výstupu.

¹³⁷ Nejpoužívanější nástroj pro posuzování konkurence, který má základ v nové empirické literatuře průmyslové organizace, je Rosse-Panzarův model. Tento nestructurální test je založen na ohodnocení tzv. H-statistiky, která agreguje elasticity celkových výnosů na ceny vstupů. Tato metoda byla aplikována v západní Evropě několika autory (Bikker a Haaf, 2002; Gelos a Roldos, 2004) ji používají pro osm rozvíjejících zemí, včetně tří zemí střední Evropy (Česká republika, Maďarsko a Polsko). Poslední uvedená studie zjišťuje, že bankovní trhy v těchto třech tranzitivních zemích odpovídají tržní struktuře monopolistické konkurence, studie nezaznamenává významnou změnu v konkurenci v bankovním sektoru mezi roky 1994 a 1999.

2003; Fernandez de Guevara *et al.*, 2005). V této studii se zaměřujeme pouze na trh s úvěry, který reprezentuje jednoznačně dominantní podíl aktiv českého bankovního sektoru. Jsme tedy schopni měřit stupeň tržní síly na trhu s úvěry pro každou banku zvlášť a vývoj konkurence mezi roky 1994–2005.

Náš druhý záměr je prozkoumání vztahu a kauzality mezi konkurencí a efektivitou. I když je obecně uznáván a podporován pozitivní vztah, existuje empirická literatura nacházející negativní vazbu (Berger, 1995; Goldberg a Rai, 1996; Weill, 2004). Teoretická literatura poskytuje podporu oběma směrům kauzality. Intuitivní koncept „klidného života“ (Hicks, 1935) tvrdí, že konkurence pozitivně ovlivňuje efektivitu. Jinými slovy: tento koncept tvrdí, že vysoká tržní síla umožňuje snižovat snahu o efektivitu.¹³⁸ Naopak hypotéza „efektivnost-struktura“, popsaná v Demsetz (1973), očekává negativní dopad efektivity na konkurenci, protože nejvíce efektivní banky realizují výhodu z nižších nákladů, a proto také získávají tržní podíl.

Na druhou stranu mohou specifika bankovní konkurence způsobit negativní dopad rostoucí konkurence do efektivity. Teoretická literatura bankovníctví uvádí, že nedokonalá konkurence na bankovních trzích může být výsledkem informační asymetrie v úvěrovém vztahu mezi bankou a klientem. Výsledkem je pak to, že jsou banky nuceny zavádět mechanismy, které řeší problémy nepříznivého výběru („adverse selection“) a morálního hazardu. Jedním způsobem řešení je rozvoj vztahů mezi bankou a klientem, kdy dlouhodobý a opakovaný vztah umožňuje získání lepších informací od klienta a omezení informační asymetrie. Podle Diamonda (1984) mají banky v porovnání s investory komparativní výhodu v možnosti ex post monitorování klientů. Tato výhoda vyplývá z existence výnosů z rozsahu vznikajících při delegování monitoringu od investorů k bankám. Vysoká konkurence zde může vést ke znemožnění realizace těchto výnosů z rozsahu. Nárůst konkurence tak může zvyšovat náklady na monitorování a potenciálně omezit délku klientského vztahu, která dále snižuje nákladovou efektivitu bank. Jinými slovy, specifika bankovního průmyslu poskytují dodatečné důvody pro negativní vztah mezi konkurencí a nákladovou efektivitou. V následujícím textu toto nazýváme hypotézou „bankovních specifíků“. Tato hypotéza může být v podmínkách transitivity ekonomik relevantnější než v rozvinutých tržních ekonomikách. Banky v transitivity ekonomik jsou více vystaveny informační asymetrii vlivem nejistot plynoucích z nedostatečných finančních informací a relativního nedostatku zkušeností zaměstnanců s analýzami úvěrového rizika. To je dáno krátkou historií tržní ekonomiky.

Abychom získali informaci o vazbě a kauzalitě mezi konkurencí a efektivitou v bankovním sektoru, provádíme odhad tzv. Grangerovy kauzality. Analýza tohoto druhu může obohatit diskuzi výše uvedených protikladných hypotéz. Takováto analýza je také důležitá pro formulování normativních implikací politik konkurence v bankovním sektoru. Zvláště pak negativní vztah mezi konkurencí a efektivitou by znamenal trade-off mezi těmito dvěma cíli.

2. METODOLOGIE

Měření konkurence

Lernerův index je definován jako podíl mezi rozdílem ceny výstupu (úvěrů) a mezních nákladů a cenou výstupu. Cena úvěrů je spočítána jako „celkové úrokové příjmy“ dělené „celkovými čistými úvěry“. „Celkové čisté úvěry“ jsou dány rozdílem celkových úvěrů a ztrátových úvěrů.¹³⁹ Mezní náklad je odvozen z odhadu nákladové funkce. Odhadujeme nákladovou funkci s jedním výstupem a cenami tří vstupů. Nákladová funkce je odhadována pro každý rok s použitím fixních efektů pro jednotlivé banky. Pomocí normalizace celkových nákladů a cen výstupu cenou jednoho zvoleného vstupu je zavedena restrikce lineární homogenosti v cenách vstupů. Nákladová funkce je specifikovaná následovně:

¹³⁸ Tento argument je popsán známou Hicksovou větou: „Nejlepší ze všech monopolních zisků je klidný život.“

¹³⁹ Ztrátové úvěry pravděpodobně nevytvářejí žádné výnosy, jejich zahrnutí do výpočtu Lernerova indexu by podhodnotovalo cenu pro banky, které mají významný podíl ztrátových úvěrů.

$$\ln\left(\frac{TC}{w_3}\right) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln y + \frac{1}{2} \alpha_2 (\ln y)^2 + \alpha_3 \ln\left(\frac{w_1}{w_3}\right) + \alpha_4 \ln\left(\frac{w_2}{w_3}\right) + \alpha_5 \ln\left(\frac{w_1}{w_3}\right) \ln\left(\frac{w_2}{w_3}\right) + \frac{1}{2} \alpha_6 \left(\ln\left(\frac{w_1}{w_3}\right)\right)^2 + \frac{1}{2} \alpha_7 \left(\ln\left(\frac{w_2}{w_3}\right)\right)^2 + \alpha_8 \ln y \ln\left(\frac{w_1}{w_3}\right) + \alpha_9 \ln y \ln\left(\frac{w_2}{w_3}\right) + \varepsilon \quad (1)$$

Kde TC označuje celkové náklady, y úvěry, w_1 cenu práce, w_2 cenu fyzického kapitálu a w_3 cenu zapůjčeného kapitálu. Indexy označující banky byly vynechány pro přehlednější zápis.

Odhadované koeficienty nákladové funkce jsou použity pro výpočet mezních nákladů.

Mezní náklad lze vyjádřit následovně:

$$MC = \frac{TC}{y} \cdot \frac{d \ln TC}{d \ln y} \quad (2)$$

Dále je na základě nákladové funkce specifikované v rovnici (1) spočítána derivace logaritmu celkových nákladů vzhledem k logaritmu výstupu:

$$\frac{d \ln TC}{d \ln y} = \alpha_1 + \alpha_2 \cdot \ln y + \alpha_8 \cdot \ln\left(\frac{w_1}{w_3}\right) + \alpha_9 \cdot \ln\left(\frac{w_2}{w_3}\right) \quad (3)$$

Měření efektivity

Efektivitu měříme pomocí nákladové efektivity, což znamená, že měříme, jak blízko jsou náklady individuální banky vůči nejvíce nákladově efektivní bance se stejnou velikostí výstupu. To pak poskytuje informaci o ztrátách v produkčním procesu a o optimalitě zvoleného mixu vstupů. V literatuře bylo použito několik technik měření efektivity při použití hraničních („frontier“) přístupů. V této studii používáme tzv. „Distribution-Free Approach“ (DFA), čímž se vyhýbáme hlavní kritice tzv. „Stochastic Frontier Approach“, který spoléhá na předpoklad určité distribuční funkce. DFA předpokládá nákladovou funkci $TC = f(Y, P) + \varepsilon$ kde TC značí celkové náklady, Y označuje výstup, P je vektor cen vstupů a ε je šum. Dle této nákladové funkce je efektivita každé banky konstantní v čase, vývoj šumu je pro každou banku v průměru nulový. Bauer *et al.* (1998) rozlišuje tři různé techniky implementace DFA v praxi. V této studii se zaměřujeme na DFA-P WITHIN, což je odhad modelu s fixními efekty, ve kterém je odhad neefektivity odvozen z hodnoty dummy proměnné specifické pro každou banku. Efektivita každé banky je spočítána jako odchylka od konstanty pro nejvíce efektivní banku. Odhadujeme translog nákladovou funkci popsanou v rovnici (1) pro každý rok (čtyři čtvrtletí) a předpokládáme, že se náhodný šum eliminuje v období čtyř čtvrtletí.

Analýza kauzality mezi konkurencí a efektivitou

Vazbu mezi konkurencí a efektivitou v českém bankovním sektoru analyzujeme pomocí konceptu Grangerovy kauzality, která je formálně specifikována v následujících rovnicích (4) a (5):

$$y_{it} = \alpha_0 + \sum_{l=1}^m \alpha_l^y y_{it-l} + \sum_{l=1}^m \delta_l^y x_{it-l} + f_i^y + u_{it}^y \quad (4)$$

$$x_{it} = \beta_0 + \sum_{l=1}^m \alpha_l^x y_{it-l} + \sum_{l=1}^m \delta_l^x x_{it-l} + f_i^x + u_{it}^x \quad (5)$$

kde y reprezentuje 'Efektivitu' a x 'Lernerův index'. f_i značí individuální efekt banky.

Efektivita a Lernerův index jsou roční průměry nákladové efektivity, resp. Lernerova indexu. i a t značí indexaci bank, resp. času (roku). Pro každou závislou proměnnou byla provedena regrese na její zpožděné hodnotě a na zpožděných hodnotách druhé proměnné. Používáme roční průměry, abychom byli schopni zachytit existenci zkoumaného efektu konkurence na efektivitu a opačně. Jinými slovy věříme, že nějakou dobu trvá než se efekty konkurence na efektivitu a opačně mohou dostatečně projevit. Proto je vhodnější používat roční frekvenci dat namísto čtvrtletní, která jsou samozřejmě více volatilní. Stejně jako Berger a De Young (1997) uvažujeme maximální zpoždění čtyř let.

Vzhledem k možnosti využití panelové struktury dat nepoužíváme standardní model Grangerovy kauzality v časových řadách po jednotlivých bankách, ale využíváme pro odhady dynamických rovnic (4) a (5) „panel-specific“ metodologii. Pro odhady dynamických rovnic uvedených v (4) a (5) aplikujeme Zobecněnou metodu momentů (GMM) tak jak bylo popsáno v Arellano and Bond (1991).¹⁴⁰

3. DATA A PROMĚNNÉ

V analýze byla použita měsíční data reportovaná České národní bance (ČNB) za všechny komerční banky v českém bankovním sektoru¹⁴¹ v období 1994–2005, která jsme převedli do čtvrtletních dat.¹⁴² V literatuře byly pro definici vstupů a výstupů navrženy dva přístupy. Tzv. „*intermediation approach*“ předpokládá, že banky sbírají depozita a transformují je pomocí práce a kapitálu na úvěry. „*Production approach*“ si představuje banku jako výrobní jednotku využívající práci a kapitál k produkci depozit a úvěrů. Protože se zaměřujeme na úvěrovou aktivitu, zvolili jsme *intermediation approach*.

Tab. 1 – Deskriptivní údaje

	Medián	Střední hodnota	Směrodatná odchylka
Výstup			
Úvěry (CZK mld.)	14,4	53,9	92,8
Ceny vstupů			
Cena práce (tisíce CZK)	85,9	116,3	93,7
Cena fyzického kapitálu	0,09	0,137	0,122
Cena zapůjčeného kapitálu	0,012	0,015	0,011
Jiné charakteristiky			
Aktiva (CZK mld.)	20,12	81,09	146,3
Celkové náklady (CZK mld.)	305,4	981,8	1 727,8
Cena úvěrů	0,021	0,023	0,0122

N=1110 pozorování.

Výstup – úvěry – je používán v odhadu nákladové funkce a nákladové efektivity. Vstupy zahrnují práci, fyzický kapitál a zapůjčený kapitál. Cena práce je měřena podílem osobních výdajů na zaměstnance. Cena fyzického kapitálu je definována jako podíl výdajů na fyzický kapitál na celkových fixních aktivech. Cena zapůjčeného kapitálu je měřena podílem výdajů na zapůjčený kapitál ku hodnotě tohoto kapitálu. Celkové náklady jsou sumou výdajů na práci, fyzický a zapůjčený kapitál. Cena úvěrů je počítána podílem úrokových výnosů na objemu čistých úvěrů. Sumarizující statistika pro období 1994–2005 je uvedena v tabulce 1.

¹⁴⁰ Attanasio *et al.* (2000) zmiňuje, že většina studií ohodnocujících Grangerovu kauzalitu s fixními efekty používá buď odhady navržené v Holtz-Eakin, Newey a Rosen (1988) nebo v Arellano a Bond (1991) (dále jen „AB“).

¹⁴¹ Nezahrnujeme hypoteční banky, protože tyto banky mají velmi pravděpodobně jinou produkční funkci než komerční banky.

¹⁴² Provedli jsme podrobnou analýzu dat, která vedla k identifikaci a odstranění odlehlých pozorování. Pro zkrachovalé banky byla vynechána pozorování pro rok, ve kterém došlo k zániku, protože data za čtvrtletí předcházející krachu byla většinou chaotická. Navíc jsme se snažili mít pro každou banku a rok kompletní data pro všechna čtvrtletí. Výsledkem je „unbalanced panel“.

4. VÝSLEDKY

Vývoj konkurence v bankovním sektoru

Výsledky výpočtu Lernerova indexu pro každý rok jsou uvedeny v tabulce 2. Lernerův index je inverzním měřítkem konkurence, tj. vyšší Lernerův index značí menší konkurenci. V tabulce č. 2 jsou také uvedeny hodnoty Herfindahlova indexu¹⁴³ pro porovnání našeho měřítka konkurence s měřítkem, které se běžně používá v praxi.

Tab. 2 – Lernerovy indexy a Herfindahlův index

	Lernerův Index				Herfindahlův index
	Počet pozorování	Medián	Střední hodnota	Směrodatná odchylka	
1994	87	60,13	59,01	30,97	1381,78
1995	110	16,94	13,6	49,48	1233,47
1996	99	14,73	2,46	71,12	1204,91
1997	106	-14,38	-26,88	83,67	1150,33
1998	86	8,77	10,94	24,26	1045,26
1999	99	32,16	30,76	31,73	1002,98
2000	100	30,37	31,11	23,96	951,89
2001	92	24,4	29,12	24,79	1071,03
2002	92	17,1	17,03	27,7	1321,18
2003	88	50,95	43,44	30,93	1285,35
2004	75	55,11	45,74	27,66	1250,70
2005	76	44,8	42,09	26,67	1232,43

Všechny indexy jsou v procentech.

Poznámka: Negativní číslo pro rok 1997 je zřejmě dáno tím, že v tomto roce byly v průměru mezní náklady vyšší než cena úvěrů. To bylo dáno tím, že na mezibankovním trhu byly vysoké úroky z důvodu finanční turbulence v roce 2007.

Fakt, že Lernerův index pro rok 1997 vychází jako negativní, způsobuje problémy při interpretaci trendu v období 1995–1998. Výrazný nárůst Lernerova indexu mezi roky 1998 a 1999 byl z části způsoben poklesem mezních nákladů bank spojeným s poklesem úrokové sazby na mezibankovním trhu po roce 1998. Zřejmý nárůst konkurence v období 1999–2002 může být spojen se vstupem zahraničních bank do českého bankovního průmyslu, které se koncentrovaly do období po roce 1999 v návaznosti na privatizaci klíčových bank. Následující (2003–2005) pokles našeho měřítka konkurence jde proti obecnému názoru o nárůstu konkurence v bankovníctví. Toto může být zřejmě dáno dočasnou absencí akutního nebezpečí vstupu nového subjektu na český bankovní trh. Protože v tomto období již byly všechny velké banky privatizovány a na trhu byl aktivní relativně vysoký počet poboček zahraničních bank, hrozba vstupu dalšího subjektu se nezdála být velmi pravděpodobná. Důsledkem byl omezený tlak konkurenčního prostředí na banky. Zároveň je ale nutné dodat, že naše měřítko konkurence nezahrnuje vliv velikosti rizika bankovních produktů. Cena výstupu je průměrem za všechny typy úvěrů bez rozlišování jejich rizikovosti. Nárůst Lernerova indexu v období 2002 až 2005 mohl být z části způsoben faktem, že po roce 2002 banky nabízely širší spektrum produktů, z nichž některé jsou relativně rizikovější a dražší.

Podle Herfindahlova indexu koncentrace průběžně klesala mezi roky 1994 a 2000 a následně výrazně vzrostla od roku 2000 do roku 2002. Mezi roky 2003 a 2005 však opět mírně poklesla. Naše měřítko konkurence a Herfindahlův index ukazují společné body obratu ve vývoji konkurence: nejnižší konkurenci v roce 2000 a nejvyšší v roce 2002. Také období 2003–2005 je charakterizováno poklesem konkurence u obou měřítek, ačkoliv pokles u Herfindahlova indexu je poněkud menší.

¹⁴³ Herfindahlův index je součtem druhých mocnin tržních podílů jednotlivých účastníků na trhu, nabývá hodnot 0 až 10 000, vyšší hodnota znamená vyšší koncentraci na trhu.

Výsledky odhadů GMM dynamických rovnic popsaných v (4) a (5) (Grangerova kauzalita) jsou uvedeny v tabulce 3. Sarganův test a výsledky autokorelace prvního a druhého řádu pro diference residuí (AR1 a AR2) splňují nutné podmínky stanovené v Arellano and Bond (1991). V tabulce jsou uvedeny koeficienty zpožděné závislé i nezávislé proměnné. Pro naše hypotézy jsou důležité koeficienty zpožděné nezávislé proměnné. Pro každou z rovnic (4) a (5), testujeme hypotézu, že $\delta_1 = \delta_2 = \dots = \delta_m$ jsou rovny nule, což signalizuje to, zda nezávislá proměnná Granger-kauzálně ovlivňuje závislou proměnnou. Suma koeficientů, která udává celkový rozsah vlivu na závislou proměnnou, je také uvedena pro ohodnocení znaménka vztahu.

Tab. 3 – Test Grangerovy kauzality

	Závislá proměnná: Efektivita _t		Závislá proměnná: Lerner _t	
	Koeficient	Sm. odch.	Koeficient	Sm. odch.
Konstanta	-0,06***	0,011	0,06***	0,02
Efektivita _{t-1}	-0,6***	0,12	0,11	0,15
Efektivita _{t-2}	0,05	0,12	0,28*	0,17
Efektivita _{t-3}	-0,18**	0,09	-0,11	0,14
Efektivita _{t-4}	0,05	0,09	-0,05	0,14
Efektivita _{t-1} = Efektivita _{t-2} = = Efektivita _{t-3} = Efektivita _{t-4} =0	chi2(4) = 32,94 Prob > chi2 = 0,0000		chi2(4) = 4,33 Prob > chi2 = 0,3629	
Σ AR koeficientů Efektivity	-0,69***	0,24	0,24	0,32
Lerner _{t-1}	0,2***	0,07	-0,33***	0,11
Lerner _{t-2}	0,29***	0,08	-0,17	0,12
Lerner _{t-3}	0,29***	0,08	-0,15	0,11
Lerner _{t-4}	0,12**	0,06	-0,12	0,10
Lerner _{t-1} = Lerner _{t-2} = Lerner _{t-3} = = Lerner _{t-4} =0	chi2(4) = 32,69 Prob > chi2 = 0,0000		chi2(4) = 11,99 Prob > chi2 = 0,0175	
Σ AR koeficientů Lerner	0,898***	0,16	-0,77***	0,24
p-hodnota AR1/AR2	0,05 / 0,13		0,000 / 0,24	
p-hodnota Sargan	0,003		0,04	
Počet pozorování	1085		1085	

*, **, *** označuje odhady významně odlišné od nuly na 10%, 5%, a 1% hladině.
AR značí autoregresní zpoždění.

Výsledky ukazují, že Lernerův index pozitivně Granger-kauzálně ovlivňuje efektivitu, tedy že konkurence negativně Granger-kauzálně ovlivňuje efektivitu. Na druhou stranu ale efektivita neovlivňuje Granger-kauzálně konkurenci.¹⁴⁴ Tento výsledek je konzistentní s konceptem „bankovních specifík“, podle něhož může větší konkurence prostřednictvím nákladů na monitoring omezovat nákladovou efektivnost bank.

Naše práce se tak řadí mezi výsledky podporující existenci trade-off mezi konkurencí a finanční stabilitou (Allen a Gale, 2004). Naše analýza přináší další kanál transmise negativního efektu konkurence na finanční stabilitu, a to díky negativnímu vlivu konkurence na nákladovou efektivitu bank.

5. ZÁVĚR

Tato práce se zaměřuje na vztah mezi konkurencí a efektivitou v českém bankovním sektoru v období ekonomické transformace. Naše měřítko konkurence ukazuje absenci rostoucího trendu konkurence na českém bankovním

¹⁴⁴ V rovnici vysvětlující *Efektivitu* jsou koeficienty zpožděné proměnné Lernerova indexu společně statisticky významně různé od nuly (Prob > chi2 = 0,0000). V rovnici vysvětlující *Lernerův index* nejsou koeficienty a zpožděné proměnné Efektivity společně různé od nuly (Prob > chi2 = 0,3629).

trhu v celém období 1994 až 2005. Při použití Lernerova indexu nacházíme růst konkurence v období privatizace (1999–2002). Toto období bylo následováno poklesem našeho měřítka konkurence v období 2003–2004. V roce 2005 zaznamenáváme mírný nárůst konkurence. Vývoj konkurence se může zdát překvapivý, protože je možné se domnívat, že výrazný nárůst zahraničních investorů na českém bankovním trhu by měl přispívat k posílení konkurence v bankovníctví. Na druhou stranu však může být pokles konkurence (resp. nárůst Lernerova indexu) v období 2002 až 2005 způsoben tím, že po roce 2002 banky nabízely i relativně rizikovější, a tedy i dražší produkty.

Z provedené analýzy vztahu a kauzality mezi naším měřítkem konkurence a odhadem nákladové efektivity plyne závěr, že v českém bankovním sektoru konkurence ovlivňovala negativně nákladovou efektivitu. Tento závěr, i když možná na první pohled neintuitivní, je v souladu s částí odborné literatury, která popisuje existenci negativní vazby mezi konkurencí a efektivitou. Toto lze vysvětlit tím, že nárůst konkurence vede k větším nákladům na monitoring (z důvodu existence výnosů z rozsahu vede vyšší počet subjektů k vyšším nákladům) a snížení délky klientského vztahu mezi bankou a klienty, což snižuje nákladovou efektivitu.

Naše výsledky mají potenciálně významné implikace, protože ukazují, že snahy o zvýšení konkurence mohou být vyváženy poklesem nákladové efektivity bank, což by v důsledku mohlo vést k nárůstu cen úvěrů.

LITERATURA

ALLEN, F., A GALE, D. (2004). 'Competition and Financial Stability.' *Journal of Money, Credit and Banking* 36, 3, 453–480

ANGELINI, P., A CETORELLI, N. (2003). 'Bank Competition and Regulatory Reform: The Case of the Italian Banking Industry.' *Journal of Money, Credit and Banking* 35, 663–684

ARRELANO, M., A BOND, S. (1991). 'Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations.' *Review of Economic Studies* 58, 277–297

BAIN, J. (1951). 'Relation of Profit Rate to Industry Concentration.' *Quarterly Journal of Economics* 65, 293–324

BERGER, A. (1995). 'The Profit-Structure Relationship in Banking – Tests of Market-Power and Efficient-Structure Hypotheses.' *Journal of Money, Credit, and Banking* 27, 404–431

BERGER, A., A DEYOUNG, R. (1997). 'Problem Loans and Cost Efficiency in Commercial Banks.' *Journal of Banking and Finance* 21, 849–870

BIKKER, J., A HAAF, K. (2002). 'Competition, Concentration and their Relationship: An Empirical Analysis of the Banking Industry.' *Journal of Banking and Finance* 26, 2191–2214

CLAESSENS, S., A LAEVEN, L. (2004). 'What Drives Bank Competition? Some International Evidence.' *Journal of Money, Credit and Banking* 36, 3, 563–583

DEMSETZ, H. (1973). 'Industry Structure, Market Rivalry and Public Policy.' *Journal of Law and Economics* 16, 1–9

DIAMOND, D. (1984). 'Financial Intermediation and Delegated Monitoring.' *Review of Economic Studies* 51, 393–414

FERNANDEZ DE GUEVARA, J., MAUDOS, J., A PEREZ, F. (2005). 'Market Power in European Banking Sectors.' *Journal of Financial Services Research* 27, 2, 109–137

FRIES, S., A TACI, A. (2005). 'Cost Efficiency of Banks in Transition: Evidence from 289 Banks in 15 Post-Communist Countries.' *Journal of Banking and Finance* 29, 55–81

GOLDBERG, L., A RAI, A. (1996). 'The Structure-Performance Relationship in European Banking.' *Journal of Banking and Finance* 20, 745–771

HASAN, I., A MARTON, K. (2003). 'Development and Efficiency of the Banking Sector in a Transitional Economy.' *Journal of Banking and Finance* 27, 12, 2249–2271

HICKS, J. (1935). 'The Theory of Monopoly.' *Econometrica* 3, 1–20

PODPIERA, A., A PODPIERA, J. (2005). 'Deteriorating Cost Efficiency in Commercial Banks Signals an Increasing Risk of Failure.' Working Paper No. 6, Czech National Bank

REININGER, T., SCHARDAX, F., A SUMMER, M. (2002). 'Financial System Transition in Central Europe: The First Decade.' SUERF Studies No. 16

WEILL, L. (2004). 'On the Relationship between Competition and Efficiency in the EU Banking Sectors.' *Kredit und Kapital* 37, 3, 329–352