

## DOPADY VLASTNICKÉ STRUKTURY, FIREMNÍCH CHARAKTERISTIK A KRIZE NA EFEKTIVITU ČESKÝCH PODNIKŮ

Jan Hanousek, Evžen Kočenda\*

### Abstract

#### Impact of Ownership Type, Firm Characteristics and Crisis on Efficiency of the Czech Firms

We analyze how efficiency of firms in the Czech Republic is affected by their size, age, competition, capital structure, ownership types, and global financial crisis. We employ the stochastic frontier approach, use a large and detailed dataset, and cover time span 2001–2012. While effects of firm characteristics are small, the effects of ownership are economically substantial. We show that majority owners are most contributive with respect to firm's efficiency when compared to other categories we analyze. Minority owners with legally grounded power are able to impose significant efficiency improvement. The effect of the foreign ownership is strongest when foreign owners control firms with less than majority of voting power. Minority owners sharing the control do not seem to contribute to efficiency. The impact of crisis is not balanced but can be regarded as marginally positive in general. The firms' characteristics change only a little. In contrast, worsening impact of the crisis is evidenced for controlling ownership categories. Minority owners exhibit a limited disciplining effect to improve efficiency after the crisis, though.

**Keywords:** global financial crisis, efficiency, ownership structure, firms, panel data, stochastic frontier, Czech Republic

**JEL Classification:** C33, D24, G32, L60, L80, M21

### Úvod, motivace a relevantní odborná literatura

Společenské, institucionální a hospodářské reformy devadesátých let 20. století pomohly vytvořit v zemích střední a východní Evropy (SVE) konkurenční tržní ekonomiky s efektivnějšími podniky, které byly restrukturalizovány a privatizovány (Aussenegg a Jelic, 2007). Poté země SVE čelily v posledních dvou dekáдах četným výzvám. Nejprve to byla hospodářská transformace ze systému centrálně plánovaného hospodářství v tržní ekonomiku. A nedlouho po úspěšné integraci do Evropské unie (EU) následoval další exogenní šok – globální finanční krize (krize, GFK). Firmy ze zemí SVE – ať už privatizované, restrukturalizované, nebo nově založené – se musely bez výjimky vyrovnat s dramatickou proměnou

\* **Jan Hanousek** (jan.hanousek@cerge-ei.cz), CERGE-EI, Univerzita Karlova a ČAV, Praha; CEPR, Londýn; **Evžen Kočenda** (evzen.kocenda@fsv.cuni.cz), Institut ekonomických studií, Fakulta sociálních věd, Univerzita Karlova; Ústav teorie informace a automatizace, ČAV, Praha; CESifo, Mnichov; IOS, Řezno; Euro Area Business Cycle Network.

Děkujeme za cenné připomínky třem anonymním oponentům a účastníkům několika prezentací. Tento výzkum byl podpořen grantem GAČR č. 15-15927S. Veškeré chyby jsou naše vlastní.

prostředí. Jak si vedly v období končící transformace, probíhající evropské integrace a následné globální finanční krize?

Cílem tohoto článku je kvantifikovat efekt přímých zahraničních investic (PZI) na efektivitu prostřednictvím zahraničního vlastnictví včetně vlivu různých stupňů koncentrace vlastnictví. V rámci použité metodologie se také zabýváme možným problémem nepozorované (konstantní) firemní heterogenity a endogenity vlastnických struktur. Konkrétně se zaměřujeme se na jednu ze zemí SVE – Českou republiku – a analyzujeme faktory ovlivňující firemní výkonnost (efektivitu) českých podniků. Mezi hlavní sledované faktory jsme zařadili různé firemní (finanční) charakteristiky, vlastnickou strukturu či přítomnost přímého zahraničního vlastníka. V neposlední řadě také zjišťujeme, jaký vliv na firemní efektivitu měla samotná krize.

Určení faktorů ovlivňujících firemní efektivitu je jednou z centrálních otázek v ekonomii a financích. Relevantní literatura k tomuto tématu říká, že prvořadými determinanty firemní efektivit jsou kapitálová struktura a vlastnictví (Jensen a Meckling, 1976; Jensen, 1986). I další firemní, ale i tržní a kulturní charakteristiky hrají rovněž jistou roli (Leibenstein, 1966; Diaz a Sanchez, 2008). Soudobá empirická literatura, zabývající se souvislostí mezi kapitálovou strukturou a vlastnictvím firem na straně jedné a jejich výkonností či efektivitou na straně druhé, je nicméně fragmentovaná (Shyu, 2013; Arocena a Oliveros, 2012; Cabeza-García a Gómez-Ansón, 2011; Margaritis a Psillaki, 2010; Weill, 2008; Barth *et al.*, 2005; Dilling-Hansen *et al.*, 2003; Palia a Lichtenberg, 1999). Teprve v poslední době došlo ke zveřejnění ucelenějších závěrů (Hanousek *et al.*, 2015). Související literatura dále téměř jednotně tvrdí, že zahraniční vlastnictví prospívá firemní výkonnosti více než vlastnictví domácí. Tento argument je v mnoha případech v zemích SVE podložen empirickými analýzami. Kladné efekty přelévání zahraničního vlastnictví (ve formě PZI) na firemní výkonnost ve státech SVE jsou ukázány například v Hanousek *et al.* (2011). Na mikroekonomické úrovni je pak podobný jev zkoumán a doložen Djankovem a Hoekmanem (2000) a Javorcikem (2004).

Soudobá literatura se ale jen okrajově věnuje zkoumání efektů konkrétní vlastnické struktury na firemní efektivitu – a to jak v České republice, tak v dalších zemích SVE. Navíc mnohé z prací se zaměřují na rané stadium transformace a využívají malé a často nereprezentativní vzorky firem. Dalším problémem může být pouze omezený přístup k datům o vlastnické struktuře firem nebo případná kombinace údajů z různých účetních systémů při tvorbě souboru dat. Proto některé studie při studiu vlastnických struktur rozlišují pouze základní kategorie vlastnictví – soukromé a státní, státní a zahraniční, domácí soukromé vlastnictví s vnitřními informacemi a bez nich. V jednoduché kategoriální struktuře vlastnictví nelze pochopitelně sledovat vliv koncentrace jednotlivých typů vlastníků na chování firem,<sup>1</sup> a proto také existuje velmi malé množství studií zabývajících se vlivem různých vlastnických kategorií na technickou efektivitu a na firemní výkonnost.

Vědecký přínos článku vidíme v několika rovinách. Používáme značně rozsáhlý soubor dat českých firem napříč všemi průmyslovými sektory. Data pocházejí z období mezi lety 2001–2012. Náš přístup je založen na modelu stochastické hranice produkčních

1 Více k tomuto tématu lze nalézt například u Brady a Kinga (1994), Brady *et al.* (1994) a u Koningsa a Repkina (1998). Zcela jinou linii sleduje výzkum modelující efektivitu manažerských procesů (Cokins, 2009) či vliv na redukci nákladů Wagner, 2006).

možností, použité na flexibilní produkční funkci.<sup>2</sup> V první fázi odhadujeme pro každou firmu její vzdálenost od hranice produkčních možností (neefektivitu). V druhém kroku analyzujeme, jaký vliv mají klíčové firemní charakteristiky spolu s konkrétní vlastnickou strukturou na firemní (ne)efektivitu. Dále také analyzujeme vývoj firemní efektivity před nedávnou globální finanční krizí (2001–2008) a v jejím průběhu (2009–2012).

V naší analýze se pomocí teorie zprostředkování (agency theory) zaměřujeme na souvislosti mezi vlastnickou strukturou, firemními charakteristikami a firemní výkonností. Tato teorie například předpovídá v jistém případě konflikt mezi zájmy vlastníků a manažerů. Vlastníci se starají především o firemní výkonnost a snaží se maximalizovat zisk. Avšak i manažeri jsou podněcováni v případě sledování vlastních sobeckých strategií – jako je například nízká úroveň snahy, vysoké odměny, „budování vlastního impéria“ – s cílem dosáhnout nejvyššího možného vlastního užitku. Takové chování ale vede k nižší tržní hodnotě firmy (Jensen a Meckling, 1976). Konflikty související se zprostředkováním mohou být zmírněny kontrolou, a tak přítomnost velkých akcionářů je kladně korelovaná s firemní výkonností. Důvodem pro tento jev může být fakt, že velcí vlastníci mají větší motivaci kontrolovat a ovlivňovat manažery tak, aby chránili svoji investici (Shleifer a Vishny, 1986). Velcí vlastníci mohou ale zároveň použít svá kontrolní práva k maximalizaci svého vlastního užitku spíše než hodnoty firmy na úrok malých akcionářů. V případě méně koncentrovaného vlastnictví pak může konflikt mezi akcionáři a manažery přerůst v konflikt mezi samotnými akcionáři.

Rozsáhlá firemní data zahrnují období od roku 2001 do roku 2012, proto jsme schopni detekovat a analyzovat dopad hospodářské krize po roce 2008. Navíc nám náš soubor dat umožňuje sledovat faktický vývoj vlastnické struktury v průběhu času v detailním pohledu. Pro každou firmu v našem datovém souboru můžeme určit koncentraci vlastnictví, jeho domácí či zahraniční původ a stupeň kontroly, kterou nad firmou vlastníci mají. Na základě právních standardů rozlišujeme několik vlastnických kategorií, znamenajících různé stupně kontroly pro vlastníky, které zahrnují i možnosti vytváření koalic.

Soubor zkoumaných firem reprezentuje podstatnou část hospodářské činnosti v České republice. Tato skutečnost činí naše závěry věrohodnější a robustnější, neboť potenciální vychýlení výsledků kvůli upřednostňování konkrétních sektorů je zanedbatelné. Díky detailní informaci o firmách jsme schopni rozlišit až do druhé úrovně průmyslové sektory, v nichž firmy podnikají.<sup>3</sup> Můžeme proto agregovat naše výsledky napříč dvěma klíčovými sektory: výrobou a službami. Dále do naší analýzy zahrnujeme další firemní a tržní charakteristiky (velikost firmy, její zadlužení, tržní koncentrace atd.). Jsme tak schopni poskytnout mnohem bohatší závěry potenciálního vlivu těchto charakteristik na firemní efektivitu.

2 Používáme model stochastické hranice produkčních možností, který byl zaveden Aignerem *et al.* (1977) a Meusenem a van der Broeckem (1977), a analyzujeme efekt vlastnictví na panelových datech s technickou efektivitou proměnlivou v čase. Tato metoda již byla použita Khumbhakarem (1990) a Batteseem a Coellim (1995) a je dobře známá a využívaná v současné empirické literatuře. Navíc ji přizpůsobujeme tak, aby všechny parametry produkční funkce odpovídaly konkrétním průmyslovým odvětvím (druhé úrovně), v nichž příslušná firma působí.

3 Při analýze využíváme v Evropě zavedenou standardní průmyslovou klasifikaci NACE odvětví druhé úrovně (two-digit NACE). Zkratka NACE vychází z francouzského termínu „Nomenclature statistique des activités économiques dans la Communauté européenne“.

Článek je strukturován následujícím způsobem. Použitá metodologie je popsána v kapitole 1. V kapitole 2 představujeme použitý soubor dat a popisujeme konkrétní vývoj českých firem, jakož i firemní a tržní charakteristiky a typy vlastnických kategorií a také formulujeme základní hypotézy. V kapitole 3 provádíme rozbor empirických výsledků. Poté shrneme nejdůležitější závěry.

## 1. Model

Determinanty firemní efektivity analyzujeme ve dvou krocích za použití analýzy stochastické hranice (ASH). Jako první odvozujeme firemní efektivitu ze stochastické hranice produkčních možností. Zadruhé pak propojujeme technickou efektivitu firmy – definovanou jako vzdálenost od hranice efektivity – s celou řadou faktorů, které ji podle odborné literatury mohou ovlivňovat: specifické firemní charakteristiky (velikost, kapitálová struktura a stupeň konkurence) a vlastnická struktura. Náš model tak sestává ze dvou specifikací: (i) identifikace hranice efektivity pomocí produkční funkce a (ii) z modelování determinantů efektivity.

Provádíme odhad na řadě krátkých panelů s fixními efekty, které umožňují snadnou identifikaci a zároveň pracují s nejméně omezujícími předpoklady. Dále takový přístup zmírňuje potenciální problém nepozorované (konstantní) firemní heterogenity, jakož i potenciální vychýlení odhadu. Navíc bere v potaz i možnou endogenitu vlastnické struktury firmy vůči své efektivitě.<sup>4</sup> Samotný odhad je proveden prostřednictvím jednostupňového maximálního věrohodnostního odhadu původně vytvořeného Battese a Coellim (1995). Podobně jako Weill (2008) dostáváme ve výsledku efektivní odhady, které nejsou zatíženy potenciální korelací mezi proměnnými.

### 1.1 Firemní efektivita

Pro použití ASH je nutné nejprve zformulovat produkční funkci firmy.<sup>5</sup> Ta obecně definuje vztah mezi vstupy ( $x$ ) a výsledným výstupem ( $y$ ) jako  $y_i = f(x_i; \beta)$ , a to za předpokladu, že k výrobě dochází efektivním způsobem. Vzhledem k přirozenému stupni neefektivnosti firma vyrábí méně, než by mohla, a její produkční funkce se změní v  $y_i = f(x_i; \beta) \cdot TE_i$ . Technická efektivita firmy představuje poměr výstupu k maximálnímu možnému výstupu a její hodnota leží v intervalu (0,1]. Hodnotu  $TE_i$  považujeme za nezápornou, protože uvažujeme předpoklad kladného výstupu firmy. Využívá-li firma

---

4 Používáme metodu odhadu fixních efektů, jelikož alternativní přístup, který se nabízí, metoda instrumentálních proměnných (IV), závisí zásadní měrou na nalezení odpovídajících instrumentálních proměnných, které splňují podmínku exogenity. V praxi se vhodné instrumentální proměnné obtížně hledají, zejména jedná-li se o empirické studie s velmi velkým souborem dat, což je náš případ. Odhad fixních efektů a metoda instrumentálních proměnných byly identifikovány jako vhodné přístupy k ošetření endogenity vlastnických struktur Hanouskem *et al.* (2015).

5 Metoda ASH vychází z modelů stochastické hranice produkčních možností, které souběžně uvedli Aigner *et al.* (1977) a Meeusen a van den Broeck (1977), a dále upraveny pro potřebu panelových dat v Schmidt a Sickles (1984), Khumbhakar (1990), Battese a Coelli (1995) a v Grenne (2005). Výhodou ASH oproti neparametrické metodě analýzy datových obalů (data envelopment analysis) je, že umožňuje testování hypotéz (více ve Friedovi *et al.*, 1993). V kontextu dat z české ekonomiky byla ASH vhodně použita v analýzách Geršla a Hlaváčka (2007), Geršla (2008) či Podpiera a Weilla (2010).

všechny vstupy efektivně ( $TE_i = 1$ ), dosahuje optimálního výstupu. Pokud je hodnota  $TE_i$  menší než 1, firma vyrábí do jisté míry neefektivně. Také jsou uvažovány dva další předpoklady. Zaprvé, efektivita je stochastická proměnná, jejíž rozdělení je pro všechny firmy totožné. Lze ji zapsat pomocí vztahu  $TE_i = \exp(-u_{it})$ , přičemž platí, že pokud  $0 < TE_i \leq 1$ , pak  $u_{it} \geq 0$ . Zadruhé, výstup firmy je ovlivněn různými náhodnými jevy (zahrnujícími cokoli od neočekávaného výpadku ve výrobě po špatné počasí), které jsou označeny jako  $\exp(v_{it})$ . Finální podoba produkční funkce je tak  $y_t = f(x_t; \beta) \cdot \exp(-u_{it}) \cdot \exp(v_{it})$ .

Po zlogaritmování obou stran dostáváme  $\ln y_{it} = \beta_0 + \sum_{j=1}^k \beta_{jt} \ln x_{it} + v_{it} - u_{it}$ . V této obecné specifikaci je  $v_{it}$  čistý šum, oboustranně normálně rozdělená proměnná. Člen  $u_{it}$  je pak nezáporná složka technické efektivity zachycující vzdálenost od hranice efektivity. Obě veličiny tvoří složenou náhodnou chybu s a priori neznámým rozdělením. Pro zachycení časového vývoje technické efektivity odhadujeme v čase neměnný model technické (ne)efektivity na řadě krátkých panelů. Sloučením dílčích výsledků z každého z nich je následně dosaženo časového rozměru. Odhad za použití tohoto přístupu je technicky snadnější a potenciální vychýlení je poměrně malé; více o metodě pojednává Green (2005) a Hanousek *et al.* (2015). Provádíme proto odhad modelu na řadě třech panelů z let 2001–2004, 2005–2008 a konečně 2009–2012. Tento způsob nám navíc také umožňuje zachytit vliv globální krize na rozdíl od předkrizového období.

Pro produkční funkci firmy používáme typickou specifikaci Cobb-Douglasovy produkční funkce se sektorálním rozdělením NACE klasifikace druhé úrovně (two-digit). Tato forma produkční funkce je méně omezující než jiné alternativy a je robustní (Chirinko *et al.*, 2010). Navíc bylo prokázáno, že její odhad lze aplikovat nejen na česká data (Hájková a Hurník, 2007), ale i na jiné země SVE či bývalého Sovětského svazu (například Brown *et al.*, 2006 a Brada *et al.*, 1994). Formálně lze zapsat náš model hranice efektivity  $i$ -té firmy ( $i = 1, \dots, I$ ) v  $j$ -tém NACE sektoru ( $j = 1, \dots, J$ ) v čase  $t$  ( $t = 1, \dots, T$ ) následovně:

$$ny_{it} = \sum_{j=1, \dots, J} [\beta_{0j} + \beta_{1j} \ln c_{it} + \beta_{2j} \ln l_{it}] \cdot ID_{ij} + \phi_t + v_{it} - u_{it}. \quad (1)$$

Ve specifikaci (1) představuje  $\ln y_{it}$  přirozený logaritmus výstupu firmy  $i$ -té firmy v čase  $t$ , měřené jako firemní tržby. Dále  $\ln c_{it}$  je přirozený logaritmus kapitálu firmy, měřené jako provozní kapitál, a  $\ln l_{it}$  je přirozený logaritmus pracovní síly, měřené počtem zaměstnanců.<sup>6</sup> Konstanta společná pro všechny firmy je označena jako  $\beta_0$ . Firemní efektivita je

6 Provozní kapitál (working capital) je v databázi AMADEUS definován jako rozdíl mezi krátkodobými hmotnými aktivy a krátkodobými pasivy a z tohoto důvodu je často doporučován jako vhodná proxy pro kapitál používaný v produkční funkci. Abychom předešli nedorozuměním s českými ekvivalenty použitých proměnných, přesné definice a vztahy mezi použitými finančními proměnnými jsou dostupné na <http://amadeus.bvdep.com/amadeus/help/HelpAmadeus/AFAccRat.htm> Pro naši analýzu efektivity je takto definovaná proměnná vhodným měřítkem kapitálu, přestože je pravdou, že prostředky do něj vložené jsou nákladné, neboť vykazují nulovou návratnost (Kim *et al.*, 1998). Na druhou stranu lze tvrdit, že efektivní správa provozního kapitálu stimuluje růstový potenciál firmy a umožňuje předcházet nákladným přerušením každodenního provozu firmy (Ross *et al.*, 2005). Proto je provozní kapitál neustále investován, s cílem zajistit plynulý chod firmy, což je přímo spojeno s její efektivitou. Kapitál firmy tak může být chápán jako nepřímé měřítko produkčních vstupů, zatímco počet zaměstnanců přímo odpovídá vstupu pracovní síly.

definována v souladu s metodou ASH jako nezáporná složka technické (ne)efektivity ( $u_{it} \geq 0$ ), která zachycuje vzdálenost od hranice plně efektivní firmy.<sup>7</sup>

Bylo rovněž prokázáno, že vlastnické struktury se pro různé průmyslové sektory liší (Thomsen a Pedersen, 1998). Proto používáme v první fázi indikátorové proměnné pro jednotlivé sektory, abychom zachytili jejich specifické efekty. Cílem je zároveň zabránit jejich smísení s efekty danými vlastnickou strukturou. Člen  $ID_{ijt}$  tedy představuje vektor indikátorových proměnných, který umožňuje přiřadit ke každé firmě příslušný sektor  $j$ , v němž působí. Z konstrukce modelu je umožněna interakce indikátorových proměnných pro každý ze 45 NACE sektorů druhé úrovně s oběma vstupy (pracovní silou a kapitálem). Tato úprava umožňuje zachytit konkrétní efekty daného sektoru. Do specifikace (1) jsou také zahrnuty časové indikátorové proměnné ( $\Phi_t$ ) pro jednotlivé roky, které zachycují sezonní efekty (dané celkovým ekonomickým rozvojem země a hospodářskými cykly). Hodnoty těchto proměnných se rovnají pro všechny firmy, ale jsou zároveň proměnlivé v čase. Náhodná chyba v modelu je označena jako  $v_{it}$ .

Specifikace (1), podobně jako většina ostatních studií, implicitně předpokládá homogenitu pracovní síly tím, že v produkční funkci vystupuje počet zaměstnanců. Jedná se o přepočtený počet zaměstnanců, korigující částečné úvazky. Souvisejícím problémem je implicitní předpoklad, že každý zaměstnanec bez ohledu na vzdělání a pracovní pozici vytváří stejnou přidanou hodnotu. Uvažovaná specifikace bohužel také nepokrývá všechny výrobní faktory/vstupy. Především neobsahuje meziprodukci, což může vést k vychýlení skutečné efektivity firem. Jednou z možností by bylo definovat závisle proměnnou jako účetní přidanou hodnotu a na pravou stranu rovnice vložit odpovídající vysvětlující proměnné *výkonová spotřeba a náklady vynaložené na prodej (výrobu) zboží*. Tento postup ale ve většině zemí včetně České republiky nelze použít v delším časovém horizontu, protože účetní přidaná hodnota a odpovídající náklady jsou definované jen pro malý vzorek firem. Tyto slabiny modelu jsou částečně kompenzovány tím, že flexibilní produkční funkce je odhadována na celkem homogenních průmyslových sektorech druhé úrovně, kde se dá očekávat podobná struktura výroby (produkce – meziprodukce) i zaměstnanců v jednotlivých firmách.<sup>8</sup>

## 1.2 Determinanty firemní efektivity

Ve druhé fázi modelujeme, na základě přístupu uvedeného v Hanouskovi *et al.* (2015), firemní efektivity ( $u_i$ ) jako funkci souboru klíčových tržních a firemních charakteristik, obvykle používaných v odborné literatuře a detailně popsané vlastnické struktury firmy. Formálně lze zapsat náš model pro obě období (před krizí a po krizi) pro každé  $i = 1, \dots, N$  (*index označující firmu*);  $t = 1, \dots, T$  (*časový index*);  $c = 1, \dots, C$  (*kategorie tržní konkurence*);  $j = 1, \dots, J$  (*vlastnická kategorie*);  $k = 1, \dots, K$  (*kategorie průmyslových odvětví druhé úrovně*) následujícím způsobem:

$$u_{it} = \alpha_i + \beta_1 \text{Velikost}_i + \beta_2 \text{Věk}_i + \beta_3 \text{Dluh}_i + \beta_4 \text{DluhInfo}_i + \sum_{(c=1)}^C \delta_c \text{HHI}_c + \sum_{(j=1)}^J \gamma_j \text{VS}^j_{it} + \sum_{(k=1)}^K \zeta_k I(\text{odvětví} = k) + v_{it} \quad (2)$$

<sup>7</sup> Technické detaily lze nalézt v Hanouskovi *et al.* (2015).

<sup>8</sup> Během odhadování jsme použili různé způsoby měření kapitálu i výdajů na zaměstnance, výsledky se ale nijak zásadně neliší. Při použití výdajů na zaměstnance ovšem dochází k významné redukci počtu pozorování. Všechny alternativní výsledky jsou k dispozici na požádání.

Model daný specifikací (2) je odhadován odděleně pro období let (2001–2008) a (2009–2012), aby byl zachycen potenciální efekt globální finanční krize.

Ve výše uvedené specifikaci (2) také zahrnujeme množství faktorů, které mohou mít vliv na firemní výkonnost. *Velikost* firmy, měřená jako přirozený logaritmus celkových aktiv firmy, zachycuje vliv velikosti firmy na její (ne)efektivitu. Tato proměnná je spojena s hypotézou, že větší firmy ztrácejí schopnost zvýšit svoji efektivitu (například Diaz a Sanchez, 2008). *Věk* je definován jako počet let od založení firmy. Koeficient u této proměnné měří vliv stáří firmy na její efektivitu, přičemž očekávání o jeho znaménku jsou nejasná: mladší firmy mohou používat větší efektivitu jako prostředek konkurenčního boje, ale také mohou vykazovat efektivitu nižší, neboť nejsou na trhu zavedené.<sup>9</sup> *Dluh* je definován jako procentní poměr současných pasiv a současných aktiv. Tato proměnná tak zachycuje vliv kapitálové struktury firmy na její efektivitu.<sup>10</sup> Je známo, že firmy mohou své projekty financovat jednak svými vlastními prostředky, jednak půjčkami, což vede k jejich většímu zadlužení. Teorie volného hotovostního toku (free-cash-flow) tvrdí, že projekty financované půjčkami musí být schopné generovat návratnost alespoň rovnou tržním úrokovým mírám. Proto budou také takové projekty zpravidla ziskovější než ty financované z interních fondů firmy (Jensen, 1986). Na druhou stranu podle tzv. modelu hierarchie zdrojů financování (pecking order model) jsou projekty financovány podle předem připraveného plánu (Meyers, 1977). V našem souboru dat se vyskytují rovněž firmy, u nichž máme pouze nejasný přehled o stavu jejich dluhu. Tuto skutečnost řešíme zahrnutím zvláštní indikátorové proměnné *DluhInfo*, abychom měli přehled o těchto především menších firmách.

Zahrnujeme rovněž proměnnou udávající stupeň konkurence v jednotlivých odvětvích, definovaný příslušnou tržní koncentrací. Podle teorie *x*-neefektivnosti (Leibenstein, 1966) vytváří nízký stupeň konkurence ochranné prostředí, které stimuluje neefektivitu firem. Proto by mělo být dosaženo větší efektivity v méně koncentrovaném průmyslovém odvětví, kde dochází k většímu konkurenčnímu boji (Nickell, 1997; Dilling-Hansen *et al.*, 2003). Abychom s výše zmíněným konceptem mohli pracovat analyticky, zahrnujeme do našeho modelu Herfindahl-Hirschmannův index (HHI) průmyslové koncentrace.<sup>11</sup> V různých zemích se hodnocení stupně koncentrace liší. Pro účely analýzy ale třídíme

9 Koeficient u proměnné *Věk* může také zachycovat efekt tzv. survival bias, zejména v případě, pokud se používají kompletní (balancovaná) panelová data. V takovém případě dochází k vychýlení odhadů tím, že je analýza provedena na vzorku firem, které existovaly po celou dobu studie. Takový vzorek dat nezohledňuje firmy, které nemají definované proměnné pro celého sledované období, například pro nedostatky dat či z důvodu svého vzniku/zániku. Tuto možnost ale považujeme za zanedbatelnou, neboť pohyb firem z databáze a do ní je založen na faktorech kontrolovaných společností provádějící sběr dat (Amadeus) a naše metoda umožňuje práci s nebalancovanými panelovými daty.

10 Geršl a Hlaváček (2007) upozorňují, že u této proměnné existuje možná endogenita – vliv PZI na finanční cyklus investic. V našem případě se domníváme, že potenciální fixní – časově neměnná endogenita je potlačena použitím pevných firemních efektů. Efekt časové složky působící na všechny firmy stejně je pak odfiltrován použitím časových indikátorových proměnných ve specifikaci druhého kroku.

11 Formálně lze definovat HHI pro sektor *j* jako součet čtvrců tržního podílu firmy v *j*-tém sektoru, tj. 
$$HHI_j = \sum_{i=1}^{N_j} \left( S_i / \sum_{k=1}^{N_j} S_k \cdot I[Firma k \in Sektor j] \right)^2 \cdot I[Firma i \in Sektor j]$$
, kde  $S_i$  značí obrat (tržby) firmy *i* v *j*-tém sektoru a  $N_j$  reprezentuje počet firem v *j*-tém sektoru.

jednotlivá odvětví do skupiny málo, středně a vysoce koncentrovaných podle stupnice U. S. Department of Justice a Federal Trade Commission (2010).<sup>12</sup> Pokud firma operuje ve vysoce konkurenčním odvětví (s nízkou koncentrací), nebo naopak v odvětví s malou konkurencí (s vysokou koncentrací), ve specifikaci (2) nabývá proměnná HHI hodnoty 1, v ostatních případech pak hodnoty 0. Efekt středně konkurenčního odvětví (středně koncentrovaného) je zachycen konstantou modelu. Podíl firmy v rámci odvětví na sektorovou koncentraci měřenou pomocí HHI je zachycen specifickou proměnnou. Větší podíl přitom znamená, že firma čelí menší konkurenci.

Do specifikace modelu (2) rovněž zahrnujeme možnost změny střední hodnoty technické efektivity (parametr  $\mu$ ). Tento jev může být důsledkem specifických podmínek panujících v ekonomice po krizi v letech 2009 a dále. Naše data skutečně vykazují známku strukturálního zlomu – a jelikož jedním ze zásadních témat tohoto článku je dopad krize, umožňujeme ve specifikaci modelu změnu střední hodnoty pro roky po krizi. Z tohoto důvodu také nereportujeme celkový efekt odhadnutý na celém datovém souboru; takové odhady koeficientů jsou nerelevantní právě z důvodu strukturálního zlomu.

V neposlední řadě dokáže náš model také zachytit efekty různých vlastnických struktur v čase. Proměnná ( $OWN_{it}$ ) reprezentuje konkrétní vlastnickou strukturu  $j$  (domácí vlastník, zahraniční vlastník, vlastník s neznámým domicilem) v čase  $t$  pro každou firmu  $i$ . Důležité je zachytit nepozorovanou heterogenitu mezi firmami; náš model je proto odhadován metodou fixních efektů, které jsou vyjádřeny koeficientem  $\alpha_i$ .

Ve výsledku jsou tak koeficienty  $\gamma_j$  spojené s efektem vlastnictví odhadovaným podle specifikace (2) pomocí fixních efektů na panelových datech a reprezentují efekty vlastnictví (či změny v nich). Použité proměnné týkající se vlastnické struktury rozlišují kromě stupně koncentrace vlastnictví také stupeň kontroly nad firmou. Avšak problematika vlastnických kategorií vyžaduje detailnější vysvětlení, které předkládáme v sekci 3.1. Výsledky regrese podle specifikace (2), které odhadují stupeň (ne)efektivity, mají být interpretovány na základě hodnot koeficientů: větší koeficient spojený s konkrétní vlastnickou kategorií znamená, že se firma s daným typem vlastnické struktury vzdaluje od hranice efektivity. Detailní informace poskytuje kapitola 3, v níž představujeme výsledky.

## 2. Data, proměnné a hypotézy

Soubor dat sestává z nesympetrických panelových dat na firemní úrovni za období let 2001–2012, a to z několika edic databáze Amadeus. Pracujeme s unikátními panelovými daty pro firmu/rok, celkový počet pozorování pro součin firmy a roku (firma\*rok) je 1 021 607. V období od roku 2001 do roku 2008 máme 466 041 pozorování proměnné firma\*rok, zatímco mezi lety 2009–2012 disponujeme 555 566 pozorováními stejného typu.

### 2.1 Data a vlastnické kategorie

V tabulce 1 jsou ukázány a shrnuty základní popisné statistiky pro data z firemních rozvah, která jsou používána pro odhad výše uvedených specifikací (1) a (2). Je zajímavé, že

<sup>12</sup> Na této stupnici se průmyslové odvětví považuje za nekoncentrované, je-li hodnota HHI nižší než 1 500, středně koncentrované pro hodnoty HHI mezi 1 500 a 2 500 a vysoce koncentrované, přesahuje-li index hodnotu 2 500, používáme nejaktuálnější dostupnou stupnici.



obrat (tržby) firem vykazuje podobnou směrodatnou odchylku jako vstupy. To znamená, že výroba českých firem nejspíše splňuje podmínku konstantních výnosů z rozsahu. U téměř všech parametrů došlo ke zvýšení jejich hodnot v období po krizi. Výjimku tvoří zadlužení, které vykazuje malý pokles. Ten je ale pochopitelný, uvažujeme-li nepříznivé tržní podmínky provázející období krize. Znatelné zvýšení pracovní síly po krizi by mělo být spojeno s pomalu se zlepšujícími podmínkami pro velké firmy. Na druhou stranu malé firmy zřejmě vykázaly jistý úbytek pracovní síly.

**Tabulka 1 | Popisné statistiky: data na úrovni firem**

Skupina	Proměnná	Střední hodnota	Směrodatná odchylka	Min.	Max.
<b>Období 2001–2008</b>	In (Celková aktiva)	12,27	2,22	3,66	23,92
	In (Dlouhodobá aktiva)	11,39	2,52	3,66	23,60
	In (Provozní kapitál)	10,85	2,50	3,64	20,79
	In(Obrat)	12,53	2,56	3,59	23,25
	Zadlužení	0,13	0,25	−0,05	1,10
	Počet zaměstnanců	39,74	241	1	38 923
<b>Období 2009–2012</b>	In (Celková aktiva)	12,14	2,23	3,89	24,09
	In (Dlouhodobá aktiva)	11,50	2,42	3,92	23,90
	In (Provozní kapitál)	10,76	2,47	3,88	20,73
	In(Obrat)	12,21	2,49	3,87	23,38
	Zadlužení	0,14	0,25	−0,05	1,10
	Počet zaměstnanců	30,39	173,47	3	10 000

Poznámka: Popisné statistiky se vztahují k souboru dat užitým v regresní analýze. To znamená, že období let 2001–2008 pokrývá 466 041 pozorování, zatímco období let 2009–2012 zahrnuje 555 566 pozorování. Celkový počet pozorování pro součin firmy a roku (firma\*rok) je 1 021 607 pozorování.

Zdroj: vlastní zpracování

Proměnné týkající se vlastnictví firem jsou definované s ohledem na právní normy platné v konkrétní zemi, jak doporučuje Gugler (2003). Podle českého práva mají vlastníci firem s různou koncentrací vlastnictví různé možnosti, jak ovlivnit správu a řízení společnosti. Většinové vlastnictví je příkladem vysoce koncentrovaného vlastnictví. Menšinové vlastnictví naopak může být považováno za formu středně rozptýleného vlastnictví.<sup>13</sup> Podle výše zmíněného rozlišení koncentrace vlastnictví definujeme několik

13 K vysoce rozptýlenému vlastnictví firmy dochází v případě, nedosahuje-li podíl největšího akcionáře 10%, které tvoří podle práva menšinový podíl.

určitých kategorií. Nepoužíváme ale přesné procentuální vyjádření podílu jednotlivých vlastníků. Místo toho definujeme indikátorové proměnné, které rozlišují mezi různými vlastnickými kategoriemi. Navíc nám tato úprava dovoluje získat komplexnější výsledky než při pouhém použití procentuálních podílů. Každá vlastnická kategorie je definována výlučně; navíc je rozlišeno, zda je vlastník domácího či zahraničního původu, nebo je-li jeho domicil neznámý. Kategorie zahraničního vlastnictví definované níže se zakládají na podílu přesahujícím 10 %, a jsou tedy považovány za PZI.

Většinové vlastnictví (více než 50 % aktiv) zaručuje podle českých norem majiteli právo dosazovat manažery a dozorčí radu, měnit a přesouvat aktiva firmy a činit klíčová rozhodnutí na valné hromadě akcionářů firmy. Prostřednictvím manažerů a dozorčí rady také většinové vlastnictví zaručuje přímější výkonnou moc nad společností. Indikátorová proměnná *Většinové vlastnictví* nabývá hodnoty 1, drží-li jeden vlastník více než 50% podíl ve firmě a zbývající vlastnické podíly jsou rozptýlené, hodnoty 0 pak v ostatních případech. Často ale může dojít také k tomu, že společnost kontroluje vlastník s nižším procentuálním podílem akcií. Například La Porta *et al.* (1999) považují hodnotu 20 % za hranici nutnou pro kontrolu společnosti. Abychom zachytili tuto kategorii, zahrnujeme do našeho souboru dat indikátorovou proměnnou *Monitorované nevětšinové vlastnictví*. Ta nabývá hodnoty 1, má-li vlastník faktickou kontrolu nad společností, a hodnoty 0 v ostatních případech. V praxi takový případ nastává, drží-li jeden vlastník nižší než 50% podíl, který je ale zároveň větší než součet všech dalších podílů, které lze dohledat.

O něco menší kontrolu společnosti umožňuje pak další z vlastnických kategorií – *Kombinované kontrolní menšinové vlastnictví*. Tuto menšinovou kategorii opět zastupuje indikátorová proměnná, nabývající hodnoty 1, existují-li dva vlastníci, jejichž společný podíl přesahuje 50%, a hodnoty 0 v ostatních případech. Tito dva vlastníci nemohou individuálně kontrolovat firmu nebo jednat proti sobě, protože nemají každý sám dostatek hlasovacích práv. Mohou ale také samozřejmě (nicméně nutně nemusí) koordinovat svoje kroky a fakticky kontrolovat společnost prostřednictvím kombinované většiny hlasovacích práv.

Dále také zavádíme dvě důležité kategorie vycházející z platných právních předpisů. Zaprvé, blokační menšinové vlastnictví umožňuje silnému menšinovému vlastníkovi sledovat vlastní cíle i případně napadat rozhodnutí většinového vlastníka. Indikátorová proměnná *Blokační menšina* tak nabývá hodnoty 1, drží-li podle českého práva menšinový vlastník podíl přesahující hranici 33 %, a hodnoty 0 v ostatních případech. Zadruhé, na opačné stupnici kontroly se nacházejí menšinoví vlastníci s alespoň 10% blokačním podílem. Ti mohou hrát klíčovou roli při fungování společnosti, neboť mají právo svolávat valnou hromadu akcionářů. Případně také mají tito menšinoví vlastníci možnost protahovat rozhodování ohledně řízení společnosti skrze oddalování implementace pomocí zdlouhavých soudních pří. Na základě tohoto právního předpisu označujeme tuto kategorii jako *Právní menšina* a k ní příslušející indikátorová proměnná nabývá hodnoty 1, vyskytuje-li se ve společnosti menšinový vlastník s podílem přesahujícím 10% hranici, v ostatních případech pak má tato proměnná hodnotu 0. Tato vlastnická kategorie odpovídá situaci ve firmách, ve kterých musí vlastníci počítat s nejméně jedním dalším nezanedbatelným vlastníkem sledujícím své vlastní cíle.

U všech vlastnických kategorií jsou rozlišeni domácí a zahraniční vlastníci, což je podstatné z hlediska problematiky PZI. Podle oficiální definice: „... přísluší-li přímému investoru alespoň 10 % hlasovacích práv“ (OECD 2008, str. 17) je pak daná firma

považována za přímou investici. Zahraniční domicil přímého investora pak představuje PZI. V našem souboru dat jsme schopni rozlišit konkrétní vlastnické podíly přesahující 10%; většinové a menšinové monitorované kategorie pak mohou být rozlišeny podle domicilu a poskytují tak informaci o původu PZI.

V neposlední řadě je třeba zmínit, že konstanta v modelu zachycuje rozptýlené či neznámé vlastnictví. V takovém případě buď firma vykazuje vysoce rozptýlené vlastnictví, nebo neposkytuje informace o svých vlastnících.<sup>14</sup>

## 2.2 Testové hypotézy

Na základě dat, která máme k dispozici, jakož i jistých apriorních očekávání formulujeme čtyři nulové hypotézy určené k testování; jako alternativní hypotézy je uvažována negace nulové hypotézy. Formulace vycházejí z relevantní odborné literatury, klíčové argumenty jsou rozvedeny níže.

*Hypotéza 1.  $H_0$ : Firemní charakteristiky neovlivňují efektivitu firmy.*

Hypotéza 1 v sobě zahrnuje následující úvahy. Zaprvé, větší firmy mohou být méně efektivní než menší firmy (Diaz a Sanchez, 2008). Zadruhé, zadluženější firmy mohou být efektivnější než ty používající interní zdroje financování (Jensen, 1986), zatřetí, firmy operující ve vysoce koncentrovaném prostředí s nízkou mírou konkurence mohou trpět nízkou efektivitou.

*Hypotéza 2.  $H_0$ : Koncentrace vlastnictví ani míra kontroly nad společností nemají vliv na firemní efektivitu.*

Hypotéza 2 vlastně nepřímě zkoumá problém zprostředkování, který vzniká oddělením vlastnictví a řízení. S ohledem na tuto skutečnost tak může vést koncentrovaná vlastnická struktura k větší firemní efektivitě, protože může znamenat lepší kontrolu nad manažery (Shleifer a Vishny, 1997; Hill a Snell, 1989). Na druhou stranu mohou velcí vlastníci provozovat samoobchodování (self-dealing), které může efektivitu snižovat. Dále by mělo platit, že menšinové vlastnictví nezlepšuje efektivitu firmy. U takové vlastnické struktury totiž kontrola velmi pravděpodobně chybí. Na druhou stranu ale menšinový vlastník (či jejich malé množství), má-li dostatečně velký podíl, může být schopen firmu kontrolovat. Dále lze poznamenat, že právně menšinová vlastníci nemusejí představovat přílišnou hrozbu většinovému majiteli, co se týče řízení společnosti. Naopak mohou vykonávat důležitou kontrolní funkci nad společností. Blokačně menšinová vlastníci mají také vliv na firemní efektivitu: mohou důležitá rozhodnutí většinového vlastníka podpořit, nebo se s ním naopak dohadovat, místo aby ho kontrolovali – což vede k nižší efektivitě firmy. Konečně mohou také vlastníci vytvořit tzv. koalici blokačních vlastníků. Ta jednak může mít znatelný dopad, z hlediska disciplíny ve firmě, ale také mohou vlastníci stejně dobře odmítnout spolupracovat (Dilling-Hansen *et al.*, 2003).

14 V naší analýze nebereme v potaz kategorii vysoce rozptýleného vlastnictví. To je případ, kdy mají vlastníci ve firmě podíly nižší než 10%. Zaprvé, vlastnictví nedosahující 10% nemusí být ze zákona oznamováno. Proto nejsme schopni všechny takové podíly identifikovat. Zadruhé, proporce podílů nižších než 10%, které jsme schopni identifikovat, tvoří pouze zanedbatelnou část našeho souboru dat (okolo 3%).

Nulová hypotéza je formulována obecně – díky tomu lze testovat vliv různých stupňů koncentrace vlastnictví. Například lze zachytit efekt snižující se míry kontroly nad společností.

*Hypotéza 3.  $H_0$ : Zahraniční vlastnictví (formou PZI) nezlepšuje efektivitu firmy.*

Hypotéza 3 pochází z literatury k problematice mezinárodního obchodu. Převažující argument zní, že zahraniční vlastníci mají lepší přístup k technologiím. Díky tomu by nadnárodní korporace, založené prostřednictvím PZI a vlastněné zahraničními akcionáři, měly být efektivnější (Temouri *et al.*, 2008; Blomström *et al.* 2001).

*Hypotéza 4.  $H_0$ : Globální finanční krize efektivitu firem neovlivnila.*

Hypotéza 4 zkoumá efekt globální finanční krize (GFK); jakákoli krize může obecně představovat problém pro činnost firmy. Náš apriorní předpoklad zní, že se během GFK mohla efektivita firem zhoršit kvůli nepříznivým podmínkám na trhu.

### 3. Empirické výsledky

V tabulce 2 ukazujeme obecné výsledky pro české firmy týkající se vztahu firemní efektivity na straně jedné a firemních charakteristik, míry konkurence, typů vlastnictví a vlivu finanční krize na straně druhé. Dále v tabulce 3 představujeme výsledky pro podmnožinu velkých firem (podle pravidel EU jde o firmy s 50 a více zaměstnanci). Výsledky uvádíme odděleně pro období před krizí (2001–2008) a po ní (2009–2012).

Koeficienty spojené se vzdáleností od hranice efektivity pro danou proměnnou a daný rok by měly být interpretovány následujícím způsobem. Pro zcela efektivní firmy se vzdálenost od hranice efektivity rovná nule. Pak tedy kladná hodnota statisticky významného koeficientu příslušné proměnné značí, že právě tato proměnná posouvá firmu dále od hranice efektivity. Například kladná hodnota koeficientu spojeného s určitým typem vlastnictví značí, že se tento typ vyznačuje nižším příspěvkem k firemní efektivitě. Jinými slovy, čím větší koeficient, tím větší neefektivita. Dále jsme schopni zachytit zlepšení efektivity. To nastává, dosahuje-li v řadě dvou po sobě jedoucích kladných koeficientů ten druhý nižší hodnoty než koeficient první. Na druhou stranu záporný a statisticky významný koeficient spojený s určitou kategorií ukazuje, že tato kategorie pomáhá firmě přiblížit se k hranici efektivity. Firma se tedy stává efektivnější, pokud se hodnota koeficientu snižuje. Malý příklad: máme dva koeficienty, pro jejichž hodnoty platí  $\gamma_1 > \gamma_2$ . Pak typ vlastnictví spojený s koeficientem  $\gamma_2$  vykazuje nižší vzdálenost od hranice efektivity, a tudíž přispívá k firemní efektivitě vyšší měrou než typ vlastnictví pojící se s koeficientem  $\gamma_1$ . Pro shrnutí lze uvést, že pro porovnání efektů dvou různých vlastnických kategorií nám stačí odečíst hodnotu příslušného koeficientu. Čím je koeficient nižší, tím je větší příspěvek dané kategorie k efektivitě firmy a naopak. Podobnou interpretaci lze použít také v případě firemních charakteristik.

#### 3.1 Vliv firemních charakteristik a tržní konkurence

Naše výsledky vztahující se k hypotéze 1 ukazují, že celkový efekt velikosti firmy je statisticky významný, ale co do velikosti malý. Tento efekt je konzistentně spojen s takřka

neutrálním vlivem na efektivitu, jak ukazují malé, kladné a statisticky významné koeficienty v tabulce 2 a 3. U všech firem je pozorován nezměněný efekt velikosti před krizí a po ní (tabulka 2). U velkých firem je ale efekt poněkud lepší v období po krizi (tabulka 3). Celkově však musíme vliv velikosti firmy považovat z hlediska ekonomické interpretace za málo významný, neboť příslušné koeficienty jsou poměrně malé. Na základě našich výsledků každopádně vyvozujeme, že velikost českých firem nemůže být obecně spojena s lepší efektivitou.

Koeficient zachycující vliv stáří firmy je rovněž konzistentně statisticky významný, ale zároveň malý, takže efektivitu nijak zvláště nevylepší. Tento jev je pozorován pro celý soubor dat, tedy jak pro období před krizí, tak i po ní. Dále lze poznamenat, že hodnoty koeficientů se příliš neliší, hodnotíme-li firmy všechny či pouze velké z nich (tabulka 2–3). Stáří firmy tedy nepřináší velké rozdíly co do velikosti vlivu na efektivitu; význam této proměnné by tedy neměl být přeceňován, její efekt je ekonomicky nevýznamný.

Zato efekt kapitálové struktury na firemní efektivitu shledáváme jako poměrně silný. Příslušné koeficienty dosahují velkých záporných hodnot a jsou celkově statisticky významné. Z pohledu globální perspektivy to znamená, že zadluženější firmy se dostávají blíže k hranici efektivitu. Další zajímavé pozorování lze odvodit z rozdílů mezi firmami a jednotlivými obdobími, které zkoumáme. Kladný vliv zadlužení je patrný ze záporných a statisticky významných koeficientů, které se rovněž liší před a po krizi (tabulka 2). Na základě hodnot koeficientů vyvozujeme, že pro výsledek jsou zásadní velké firmy (tabulka 3). Toto zjištění je poměrně zajímavé; ukazuje, že dluh pomáhá velkým firmám ve větší míře zlepšit efektivitu. Na druhou stranu je ale i tak trochu v rozporu s převládajícím konsenzem o neblahém vlivu globální finanční krize. Tento problém dále řešíme prostřednictvím analýzy firem, u kterých nemáme v souboru dat dostatečnou informaci o jejich zadlužení. Abychom neztratili přehled o těchto především malých firmách, vytváříme zvláštní indikátorovou proměnnou (chybějící informace o zadlužení). Z hodnot příslušných koeficientů vidíme, že firmy s omezenými údaji o kapitálové struktuře nevykazují zlepšení efektivitu. Toto pozorování navíc platí v obou zkoumaných obdobích (tabulka 2). Podobný výsledek je zjištěn taktéž u velkých firem; u nich je ale efekt nižší a navíc klesá v období po krizi (tabulka 3). Oba efekty jsou nicméně ekonomicky významné. Naše zjištění jsou v souladu s hypotézou Jensena (1986) o obecně kladném vlivu kapitálové struktury. Na druhou stranu u firem s chybějícími údaji o kapitálové struktuře nacházíme naprosto opačný efekt. Otázkou zůstává, zdali nedokonalé podávání zpráv o stavu zadlužení již samo o sobě neznačí nízkou efektivitu firmy.

Konečně se také zabýváme vlivem prostředí s nízkou a vysokou mírou konkurence. Celkový efekt není jednoznačný.<sup>15</sup> Naše výsledky jsou interpretovány vzhledem ke kategorii středně velké konkurence, neboť primárně rozlišujeme mezi nízkou a vysokou mírou konkurence. Máme tak dva obecnější závěry. Prostředí nízké konkurence vykazuje ekonomicky mírně významný kladný vliv na firemní efektivitu, na rozdíl od prostředí vysoké konkurence (tabulka 2). Toto zjištění je v rozporu s hypotézou *x*-neefektivnosti.

15 Měření konkurence pomocí HHI je sice tradiční, ale je třeba zmínit, že například nebere v úvahu míru zahraniční obchodovatelnosti výstupu daného odvětví: v případě (i) odvětví, kde je domácí výroba koncentrována, ale kde je velký podíl dovozu, či (ii) u odvětví, kde domácí vývozce čelí světové konkurenci. V našem případě je toto úskalí do určité míry ošetřeno interakcí s indikátorovými proměnnými jednotlivých sektorů.

Separátní závěr jen pro velké firmy nelze vyvozovat. Jednak je tato dílčí analýza výrazně poznamenána nedostatkem statistické významnosti, navíc samotné koeficienty jsou malé (tabulka 3). Dále lze poznamenat, že kladný efekt nízké konkurence se zvýšil v období po krizi, zatímco efekt vysoké konkurence, který firemní efektivitu kladně neovlivňuje, se snížil. Další odhady mohou být získány za použití speciální indikátorové proměnné. Ta zachycuje efekt podílu jednotlivé firmy na celkové koncentraci odvětví měřené pomocí HHI. Pro obě skupiny firem zjišťujeme, že vyšší podíl na koncentraci odvětví znamená pro firmu menší podnět ke zlepšení efektivity (tabulka 2 a 3). To lze interpretovat tak, že firmy potýkající se s nižší mírou konkurence na individuální úrovni nevyužívají tuto výhodu ke zlepšení svojí efektivity. Tyto výsledky by měly být interpretovány opatrně, protože mají velmi malý ekonomický dopad. Celkově tedy neshledáváme, že by platily závěry hypotézy *x*-neefektivnosti, a to ani na individuální ani na agregátní úrovni.

### 3.2 Vlivy vlastnictví

V následující části hodnotíme tvrzení hypotézy 2 o vlivu různých vlastnických kategorií definovaných v kapitole 2. Celkově lze uvést, že každá vlastnická kategorie je spojena s ekonomicky významnými efekty. Nicméně jejich statistická významnost se liší a její nedostatek v některých případech zabraňuje komplexnějšímu hodnocení.

Klíčová kategorie *Většinové vlastnictví* jasně poukazuje na svou schopnost zlepšit efektivitu. Domácí většínoví vlastníci obecně zvyšují efektivitu firem v předkrizovém období více než vlastníci zahraniční (tabulka 2). Naproti tomu zahraniční většínoví vlastníci vykazují prospěšný vliv v tomtéž období u velkých firem (tabulka 3). Dále je zřejmé, že se všechny firmy, ať už kontrolované domácími či zahraničními vlastníky, v období po krizi nacházejí dále od hranice produktivity. Domácí vlastníci nicméně vykazují lepší výkon (tabulka 2 a 3).

Hodnocení vlivu vlastnické kategorie umožňující kontrolu nad firmou bez většiny (*Kontrolní nevětšinové vlastnictví*) není možné provést v období před krizí, jelikož jsou příslušné koeficienty statisticky nevýznamné (tabulka 2 a 3). V období po krizi se firmy spadající do této kategorie nenacházejí blízko od hranice efektivty, a vykazují tudíž podobný trend jako většinové vlastnictví. Přesto lze spatřit jeden důležitý rozdíl: firmy domácích vlastníků jsou podstatně dále od hranice efektivty než vlastníků ze zahraničí.

Kategorie *Kombinované kontrolní menšinové vlastnictví* konzistentně vykazuje v porovnání s předchozími dvěma kategoriemi nejméně prospěšný vliv na efektivitu. Koeficienty této kategorie jsou kladné a větší než v případě obou předchozích kategorií umožňujících kontrolu nad společností. To znamená, že firmy spadající do této kategorie operují ještě dále od hranice efektivty (tabulka 2 a 3). Firmy zahraničních vlastníků si vedou relativně lépe, a to jak uvažujeme-li všechny (tabulka 2), tak i pouze velké z nich (tabulka 3). Toto srovnání lze nicméně provést pouze pro období po krizi. Zdá se, že zahraniční menšinoví vlastníci vytvářejí v českých firmách o něco „prospěšnější“ koalici ovlivňující zlepšování efektivty než vlastníci domácí. Konečně lze poznamenat, že rozdíl ve vzdálenosti od hranice efektivty pro firmy domácích a zahraničních vlastníků není příliš velký. Naše výsledky tak nepotvrzují existenci nějakých zásadních odlišností mezi těmito dvěma kategoriemi.

Obě kategorie kontroly (*Většinové vlastnictví* a *Kontrolní nevětšinové vlastnictví*) mohou být poněkud omezeny přítomností menšinových vlastníků s nezanedbatelným podílem. Jak jsme uvedli dříve, držitelé vlastnických práv spadající do kategorií *Blokační* nebo *Legální menšina* mohou využít své moci například prostřednictvím obstrukcí vůči rozhodnutím vlastníků, kteří mají firmu jinak zdánlivě pod kontrolou. Ve firmách, kde mají domácí vlastníci blokační či legální menšinová práva, je skutečně dosaženo ekonomicky významného zlepšení efektivity v období po krizi (tabulka 2). Naproti tomu zahraniční vlastníci s blokačními menšinovými právy nevykazují nijak zvláště prospěšný vliv, ačkoli lze pozorovat jisté zlepšení po krizi. Hodnocení pouze pro velké firmy je omezeno povětšinou statisticky nevýznamnými koeficienty. Přesto lze z analýzy vyčíst, že vliv obou kategorií na efektivitu je jen málo neprospěšný (tabulka 3). Zjistili jsme, že efektivita firmy je významně kladně ovlivněna přítomností domácích menšinových vlastníků, kterým se většinový majitel musí zodpovídat. Toto zjištění je v souladu s relevantními empirickými pracemi, které ukazují, že většinoví vlastníci přizpůsobují svoje chování přítomnosti silného menšinového vlastníka, například v případě vyplácení dividend (Gugler, 2003).

Zajímavou otázkou související s výše uvedenými výsledky je, zda výsledek týkající se lepší efektivity firem pod většinovým vlastnictvím nemůže být pouze projevem toho, že kontrolní vlastník, který čelí nutnosti rozdělovat zisk mezi sebe a minoritní akcionáře, bude mít tendenci hospodaření firmy zhoršovat vyváděním zisku jinam. Později, po získání kontroly nad podnikem tento motiv přestane být relevantní (vyvádění zisku bude mít pouze „tradiční“ daňový důvod). Právě z tohoto důvodu nepoužíváme při studiu efektivity zisk, ale obrat firmy, který není znečištěn vyváděním zisku, vnitropodnikovými cenami apod. Rovněž je třeba brát v úvahu aktivní přístup nemarginálních minoritních vlastníků a jejich monitorování chodu firmy, které by mělo zamezit nebo minimálně ztížit tendenci hospodaření firmy zhoršovat prostřednictvím vyvádění zisku. Tomu ostatně nasvědčuje i identifikovaný disciplinární vliv, kdy menšinoví vlastníci ukáží-li ty silnější prostřednictvím svých pravomocí.

Lze shrnout, že většinové vlastníky lze považovat za nejprospěšnější vlastnickou kategorii vzhledem k efektivitě firmy, porovnávané-li ji s ostatními kategoriemi umožňujícími kontrolu firmy. V tomto ohledu hovoří naše výsledky ve prospěch teorie zprostředkování. Ukazují totiž, že koncentrovaná vlastnická struktura vede k vyšší firemní efektivitě prostřednictvím lepšího dozoru nad manažery (Shleifer a Vishny, 1997; Hill a Snell, 1989). Dále lze uvést, že menšinové vlastnictví samo o sobě nevede ke zlepšení efektivity firmy rozhodujícím způsobem. Důvodem je skutečnost, že při takové vlastnické struktuře zřejmě schází skutečně silná kontrola nad firmou. Taktéž zjišťujeme ekonomicky významný vliv na efektivitu firmy v případě, ukáží-li menšinoví vlastníci ty silnější prostřednictvím svých pravomocí. Na druhou stranu vlastníci sdružení v koalici si nedokážou vytvořit znatelný disciplinární vliv.

**Tabulka 2 | Efektivita českých firem**

Proměnné	Období (2001–2008)	Období (2009–2012)
Velikost (ln Celkových aktiv)	0,001 ***	0,001 ***
	(0,000)	(0,000)
Stáří firmy (v letech)	0,002 ***	0,002 ***
	(0,000)	(0,000)
Zadlužení (Dluh/Celková aktiva)	-0,007 ***	-0,010 ***
	(0,000)	(0,000)
Chybějící informace o zadlužení (0/1)	0,032 ***	0,032 ***
	(0,009)	(0,009)
Nízká míra konkurence	-0,005 ***	-0,013 ***
	(0,002)	(0,003)
Vysoká míra konkurence	0,031 ***	0,010 ***
	(0,002)	(0,002)
Tržní podíl firmy (procenta)	0,001 ***	0,002 ***
	(0,000)	(0,000)
Většinové domácí	-0,011 ***	0,007 ***
	(0,003)	(0,000)
Většinové zahraniční	0,013 ***	0,024 ***
	(0,001)	(0,000)
Kontrolní (nevětšinové) domácí	0,001	0,039 ***
	(0,008)	(0,002)
Kontrolní (nevětšinové) zahraniční	-0,001	0,019 ***
	(0,002)	(0,001)
Kombinované kontrolní domácí	0,018 ***	0,032 ***
	(0,006)	(0,006)
Kombinované kontrolní zahraniční	0,010	0,029 ***
	(0,008)	(0,001)
Blokační menšinové domácí	-0,008	-0,015 ***
	(0,006)	(0,001)
Blokační menšinové zahraniční	0,019 ***	0,005 ***
	(0,001)	(0,001)
Legální menšinové domácí	0,002	-0,003 ***
	(0,007)	(0,001)
Legální menšinové zahraniční	0,015 ***	0,005 ***
	(0,002)	(0,001)
Konstanta	0,768 ***	0,777 ***
	(0,003)	(0,004)
Fixní efekty průmyslových odvětví	ANO	ANO
Koeficient determinace (R2)	0,076	0,243
Počet pozorování	466 041	555 566

Poznámka: Závisle proměnnou je vzdálenost od hranice efektivity získaná z první fáze modelu, v němž je firemní výkonnost (měřená jako přidaná hodnota) vztažena k zásadním vstupům: kapitálu (zastupovaném součtem celkových dlouhodobých aktiv a provozního kapitálu) a pracovní síle (měřená počtem zaměstnanců). Koeficienty ukazují vlivy každé vlastnické kategorie či firemních charakteristik na polohu firmy vzhledem k hranici efektivity: čím menší koeficient, tím více daný sektor přispívá k firemní efektivitě. Symboly \*\*\* \*\* a \* označují hladinu významnosti na úrovni 1 %, 5 % a 10 %. Směrodatné odchylky jsou uvedeny v závorkách. Základní kategorie: středně velká míra konkurence, rozptýlené/neznamé vlastnictví.

Zdroj: vlastní zpracování



**Tabulka 3 | Efektivita velkých českých firem (počet zaměstnanců ≥ 50)**

Proměnné	Období (2001–2008)	Období (2009–2012)
Velikost (ln Celkových aktiv)	0,010 ***	0,005 ***
	(0,000)	(0,000)
Stáří firmy (v letech)	0,001 ***	0,001 ***
	(0,000)	(0,000)
Zadlužení (Dluh/Celková aktiva)	-0,052 ***	-0,057 ***
	(0,003)	(0,003)
Chybějící informace o zadlužení (0/1)	0,025 ***	0,021 **
	(0,009)	(0,010)
Nízká míra konkurence	0,010 **	-0,001
	(0,004)	(0,005)
Vysoká míra konkurence	-0,001	0,005
	(0,003)	(0,004)
Tržní podíl firmy (procenta)	0,001 ***	0,001 ***
	(0,000)	(0,000)
Většinové domácí	-0,005	0,018 ***
	(0,007)	(0,002)
Většinové zahraniční	-0,018 ***	0,015 ***
	(0,003)	(0,001)
Kontrolní (nevětšinové) domácí	-0,013	0,021 ***
	(0,016)	(0,007)
Kontrolní (nevětšinové) zahraniční	0,019	0,008 ***
	(0,013)	(0,002)
Kombinované kontrolní domácí	0,000	0,026 *
	(0,000)	(0,014)
Kombinované kontrolní zahraniční	0,000	0,019 ***
	(0,000)	(0,005)
Blokační menšinové domácí	0,008	0,010 **
	(0,012)	(0,004)
Blokační menšinové zahraniční	0,001	0,003
	(0,010)	(0,002)
Legální menšinové domácí	0,015	0,005
	(0,014)	(0,005)
Legální menšinové zahraniční	-0,011	0,009 ***
	(0,011)	(0,002)
Konstanta	0,652 ***	0,759 ***
	(0,008)	(0,008)
Fixní efekty průmyslových odvětví	ANO	ANO
Koeficient determinace (R2)	0,138	0,232
Počet pozorování	39 823	33 046

Poznámka: viz tabulka 2.

Zdroj: vlastní zpracování

### 3.3 Vliv zahraničního vlastnictví

Vliv zahraničního vlastnictví (hypotéza 3) se liší co do typu a možnosti kontrolovat firmu. V případě *Většinového vlastnictví* se zdají být domácí vlastníci obecně prospěšnější pro efektivitu než vlastníci zahraniční (tabulka 2). Na druhou stranu ale zahraniční vlastníci znatelněji vylepšují efektivitu u skutečně velkých firem (tabulka 3). Nicméně mohou-li zahraniční vlastníci kontrolovat firmu bez čistě většinového podílu (*Kontrolní nevětšinové vlastnictví*), pak je jejich příspěvek ke snížení neefektivity větší než u vlastníků domácích. Tento efekt je obzvláště patrný ve velkých firmách (tabulka 3). V případě, že jsou dva vlastníci schopni společně utvořit většinu (*Kombinované kontrolní menšinové vlastnictví*), potom vykazuje tato kategorie horší vliv než předchozí dvě kategorie. Zahraniční vlastníci si nicméně vedou o něco lépe než vlastníci domácí. Disponují-li zahraniční vlastníci právy blokační či legální menšiny, nezdá se, že by vykazovali jakkoli znatelný disciplinární efekt na kontrolující vlastníky.

Ve zkratce lze uvést, že vliv zahraničního vlastnictví je nejsilnější v případě, kdy zahraniční vlastník firmu kontroluje, aniž by nutně musel mít většinu hlasovacích práv. A to i v případě, že se zahraničním vlastníkům obecně daří hůře než vlastníkům domácím. Tento výsledek se podobá dřívějším zjištěním, že v Evropě operují mezinárodně působící firmy se zahraničními vlastníky, které si po finanční stránce vedou lépe než firmy vlastněné čistě tuzemskými vlastníky (Mathur *et al.*, 2004). Výsledky také poukazují na skutečnost, že koalice zahraničních menšinových vlastníků nutně nemusí zlepšovat efektivitu českých firem. Doplněním k našemu zjištění je doložený vztah mezi technologickým pokrokem v nových zemích EU a PZI (Uzagalieva *et al.*, 2012), intenzivní propojení obchodu mezi těmito zeměmi (Hanousek a Kočenda, 2015) a také prostor pro prohlubování obchodu a mezinárodních produkčních sítí (Frensh *et al.*, 2016). Všechny tyto prvky jsou relevantní pro zkoumání vlivu zahraničního vlastnictví ve firmách nových členských států EU i v České republice, a to zejména z důvodu vysoké míry propojenosti výrobních a obchodních struktur v rámci EU.

### 3.4 Vliv krize

Naše výsledky ukazují, že vliv firemních charakteristik a vlastnických kategorií se v čase mění, je rozdílný před krizí a po ní. Abychom ale mohli hodnotit hypotézu 4, je třeba ji podmínit statistickou významností příslušných párů koeficientů v obou obdobích. Ze svých zjištění vyvozujeme, že vliv globální finanční krize lze považovat obecně za pozitivní. Zároveň je ale tento efekt svým způsobem nevyvážený. Zatímco se vliv firemních charakteristik mění jen velmi málo, pokud vůbec, vliv vlastnictví je výraznější. V období po krizi je vlastnictví jakožto kontrolní mechanismus spojeno se zhoršující se efektivitou, a to napříč všemi klíčovými kategoriemi. Na druhou stranu nahlížíme-li na vlastnictví jako na mechanismus schopný vynutit si disciplínu, vykazuje tento typ jisté zlepšení efektivity po krizi. Tento jev jde na vrub především domácích vlastníků disponujících blokačními a legálními vlastnickými právy.

Bohužel v databázi Amadeus nejsme schopni bezpochybně rozlišit, zdali firmy, které chybí v panelu po krizovém období, tam nejsou uvedeny z důvodu likvidace. Může se stát, že firma sama přestala poskytovat data, případně poskytovatel dat sám vyřadil firmu z databáze.

Nicméně jednoduché statistické indikátory a testy naznačují, že krizové období zmenšilo průměrnou míru neefektivity mezi firmami. Například průměrná míra neefektivity (vzdálenost od nejlepší firmy) byla v roce 2001 rovna 0,842 (medián 0,871), po roce 2009 byla průměrná neefektivita rovna 0,814 (medián 0,813). Při počtu pozorování téměř půl milionu v každém období se jedná o velmi signifikantní rozdíl.

Pokud spočítáme rozdíl neefektivity pro každou firmu, která existovala v období let 2001–2008 a 2009–2013, získáme obdobu párového *t*-testu na neefektivitu, který zohledňuje všechny časově neměnné firemní charakteristiky. Odpovídající test rozdílů průměrné firemní neefektivity v letech 2001–2008 minus období let 2009–2013 není sice příliš velký, ale je významně statisticky kladný (0,003, *t*-stat. 51,6). Tento výsledek podporuje hypotézu, že i na úrovni jednotlivých firem došlo k jistému zlepšení efektivity v pokrizovém období.

Celkově výsledky ukazují, že období finanční nouze donutilo některé méně efektivní firmy zlepšit svoji výkonnost za účelem přežití. Existují firmy, které ale obecně spíše ztrácely efektivitu, neboť jejich vlastníci nevyvíjeli dostatečný tlak na zlepšení. Určitý rozdíl lze přičíst vlastníkům se spíše druhořadými možnostmi kontroly, protože jejich vliv na efektivitu lze označit jako prospěšný. Možné vysvětlení zhoršující se efektivity u některých firem je také ve spojení na obchodní toky. České firmy se výraznou měrou podílejí na mezinárodním obchodu, zejména v rámci EU (Hanousek a Kočenda, 2015; Frensch *et al.*, 2016). Tím pádem mohlo negativně ovlivnit firemní efektivitu také zhoršení podmínek v mezinárodním obchodě během GFK (Chor a Manova, 2012). Stejně tak se zhoršily kapitálové toky směřující do nových států EU (Globan, 2015). Před rokem 2008 dosahovala česká ekonomika rovněž slušného hospodářského růstu, taženého rostoucím exportem českých firem do zemí EU. Krize ale tento trend přerušila. Do České republiky se krize přelila z podniků klíčových partnerů eurozóny, jejichž ekonomiky na počátku hospodářských turbulencí pocitily značný propad poptávky (Fidrmuc a Martin, 2011).

## Závěr

Cílem naší analýzy bylo zjistit, jak je efektivita českých firem ovlivněna jejich velikostí, stářím, mírou konkurence v odvětví, kapitálovou strukturou, typem vlastnictví a také podmínkami panujícími v důsledku globální finanční krize. Pro zodpovězení těchto otázek pracujeme s metodou stochastické hranice a používáme rozsáhlý a detailní soubor dat zachycující období mezi lety 2001–2012.

Ukazujeme, že větší české firmy nejsou obecně efektivnější a že jejich stáří má pouze zanedbatelný dopad. Vliv kapitálové struktury na firemní efektivitu je naproti tomu silný. Obzvláště patrný je u velkých a zadluženějších firem, které vykazují zlepšenou efektivitu po krizi. Dále také shledáváme, že vyšší míra konkurence není pro efektivitu přínosná ani na individuální ani na agregátní úrovni.

Naše analýza rovněž odhaluje, že většinoví vlastníci v porovnání s dalšími kategoriemi prospívají firemní efektivitě nejvíce. Je pozoruhodné, že menšinoví vlastníci se zakotvenými pravomocemi si dokážou vynutit znatelná zlepšení efektivity. Jako další zajímavé zjištění lze uvést, že vliv zahraničního vlastnictví je nejsilnější, kontrolují-li zahraniční vlastníci firmu s méně než většinou hlasovacích práv. Kladný vliv ale mizí v případě, že menšinoví vlastníci sdílejí kontrolu nad firmou.

Konečně také ukazujeme, že vliv krizi sice není rovnoměrný, ale zato ho lze považovat obecně za mírně pozitivní z hlediska efektivity. Firemní charakteristiky doznávají pouze malých změn, porovnáme-li období před krizí a po ní. Výjimku tvoří kapitálová struktura firmy: velké a zadluženější firmy zlepšují svoji efektivitu po krizi. Efekt vlastnictví je znatelnější. Nepříznivý vliv krize je zjištěn u vlastnických kategorií, které umožňují firmu kontrolovat. Menšinoví vlastníci naopak vykazují jistý disciplinární efekt vedoucí ke zlepšení efektivity v období po globální finanční krizi.

## Literatura

- Aigner, D., Lovell, C., Schmidt, P. (1977). Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Functions. *Journal of Econometrics*, 6(1), 21–37, [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(77\)90052-5](https://doi.org/10.1016/0304-4076(77)90052-5)
- Arocena, P., Oliveros, D. (2012). The Efficiency of State-Owned and Privatized Firms: Does Ownership Make a Difference? *International Journal of Production Economics*, 140(1), 457–465, <https://doi.org/10.1016/j.ijpe.2012.06.029>
- Aussenegg, W., Jelic, R. (2007). The Operating Performance of Newly Privatised Firms in Central European Transition Economies. *European Financial Management*, 13(5), 853–879, <https://doi.org/10.1111/j.1468-036x.2007.00400.x>
- Barth, E., Gulbrandsen, T., Schønea, P. (2005). Family Ownership and Productivity: The Role of Owner-Management. *Journal of Corporate Finance*, 11(1-2), 107–127, <https://doi.org/10.1016/j.jcorpfin.2004.02.001>
- Battese, G. E., Coelli, T. J. (1992). Frontier Production Functions, Technical Efficiency and Panel Data: With Application to Paddy Farmers in India. *Journal of Productivity analysis*, 3(1/2), 153–169, <https://doi.org/10.1007/bf00158774>
- Battese, G. E., Coelli, T. J. (1995). A Model for Technical Inefficiency Effect in a Stochastic Frontier Production Function. *Empirical Economics*, 20(2), 325–332, <https://doi.org/10.1007/bf01205442>
- Blomström, M., Globerman, S., Kokko, A. (2001). The Determinants of Host Country Spillovers from Foreign Direct Investment, in Pain, N., ed., *Inward Investment, Technological Change and Growth*. Basingstoke: Palgrave Press.
- Brada, J., King, A. (1994). Differences in the Technical and Allocative Efficiency of Private and Socialized Agricultural Units in Pre-Transformation Poland. *Economic Systems*, 18(4), 363–376.
- Brada, J., King, A., Ma, C. (1994). Industrial Economics of the Transition: Determinants of Enterprise Efficiency in Czechoslovakia and Hungary. *Oxford Economic Papers*, 49(1), 104–127, <https://doi.org/10.1093/oxfordjournals.oep.a028593>
- Brown, J. D., Earle, J. S., Telegdy, Á. (2006). The Productivity Effects of Privatization: Longitudinal Estimates from Hungary, Romania, Russia, and Ukraine. *Journal of Political Economy*, 114(1), 61–99, <https://doi.org/10.1086/499547>
- Cabeza-García, L., Gómez-Ansón, S. (2011). Post-Privatisation Ownership Concentration: Determinants and Influence on Firm Efficiency. *Journal of Comparative Economics*, 39(3), 412–430, <https://doi.org/10.1016/j.jce.2011.02.002>
- Chirinko, R. S., Fazzari, S. M., Meyer, A. P. (2010). A New Approach to Estimating Production Function Parameters: The Elusive Capital–Labor Substitution Elasticity. *Journal of Business & Economic Statistics*, 29(4), 587–594, <https://doi.org/10.1198/jbes.2011.08119>

- Chor, D., Manova, K. (2012). Off the Cliff and Back? Credit Conditions and International Trade During the Global Financial Crisis. *Journal of International Economics*, 87(1), 117–133, <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2011.04.001>
- Cokins, G. (2009). *Performance management: Integrating strategy execution, methodologies, risk, and analytics*. John Wiley & Sons. ISBN: 978-0-470-44998-1.
- Diaz, A., Sanchez, R. (2008). Firm Size and Productivity in Spain: A Stochastic Frontier Analysis. *Small Business Economics*, 30(3), 315–323, <https://doi.org/10.1007/s11187-007-9058-x>
- Dilling-Hansen, M., Madsen, E., Smith, V. (2003). Efficiency, R&D and Ownership – Some Empirical Evidence. *International Journal of Production Economics*, 83(1), 85–94, [https://doi.org/10.1016/s0925-5273\(02\)00302-x](https://doi.org/10.1016/s0925-5273(02)00302-x)
- Djankov, S.; Hoekman, B. M. (2000). Foreign Investment and Productivity Growth in Czech Enterprises. *World Bank Economic Review*, 14(1), 49–64, <https://doi.org/10.1093/wber/14.1.49>
- Fidrmuc, J., Martin, R., (2011). FDI, Trade and Growth in CESEE Countries. *Focus on European Economic Integration*, 1, 70–89.
- Frensch, R., Hanousek, J., Kočenda, E. (2016). Trade in Parts and Components across Europe. *Czech Journal of Economics and Finance*, 66(3), 236–262.
- Fried, H. O., Lovell, C. A. K., Schmidt, S. S. (eds.). (1993). *The Measurement of Productive Efficiency: Techniques and Applications*. New York: Oxford University Press.
- Geršl, A. (2008). Productivity, Export Performance, and Financing of the Czech Corporate Sector: The Effects of Foreign Direct Investment. *Czech Journal of Economics and Finance*, 58(5-6), 231–247.
- Geršl, A., Hlaváček, M. (2007). Foreign Direct Investment, Corporate Finance, and the Life Cycle of Investment. *Czech Journal of Economics and Finance*, 57(9-10), 448–464.
- Globan, T. (2015). From Financial Integration to Sudden Stops? New Evidence from EU Transition Countries. *Czech Journal of Economics and Finance*, 65(4), 336–359.
- Greene, W. (2005). Fixed and Random Effects in Stochastic Frontier Models. *Journal of Productivity Analysis*, 23(1), 7–32, <https://doi.org/10.1007/s11123-004-8545-1>
- Gugler, K. (2003). Corporate Governance, Dividend Payout Policy, and the Interrelation between Dividends, R&D, and Capital Investment. *Journal of Banking and Finance*, 27(7), 1297–1321, [https://doi.org/10.1016/s0378-4266\(02\)00258-3](https://doi.org/10.1016/s0378-4266(02)00258-3)
- Hájková, D., Hurník, J. (2007). Cobb-Douglas Production Function: The Case of a Converging Economy. *Czech Journal of Economics and Finance*, 57(9-10), 465–476.
- Hanousek, J., Kočenda, E., Maurel, M. (2011). Direct and Indirect Effects of FDI in Emerging European Markets: Survey and Meta-Analysis. *Economic Systems*, 35(3), 301–322, <https://doi.org/10.1016/j.ecosys.2010.11.006>
- Hanousek, J., Kočenda, E. (2015). Determinanty evropského zahraničního obchodu: instituce, kultura, infrastruktura a geografie. *Politická ekonomie*, 63(5), 624–640, <https://doi.org/10.18267/j.polek.1016>
- Hanousek, J., Kočenda, E., Shamshur, A. (2015). Corporate Efficiency in Europe. *Journal of Corporate Finance*, 32, 24–40, <https://doi.org/10.1016/j.jcorpfin.2015.03.003>
- Hill, W. L., Snell, S. A. (1989). Effects of Ownership Structure and Control on Corporate Productivity. *The Academy of Management Journal*, 32(1), 25–46, <https://doi.org/10.2307/256418>

- Horizontal Merger Guidelines (2010). *The Federal Trade Commission and the Department of Justice*. In: Federal Trade Commission: Protecting America's Consumers. Dostupné z: <https://www.ftc.gov/sites/default/files/attachments/merger-review/100819hmg.pdf>
- Javorcik, B. S. (2004). Does Foreign Direct Investment Increase the Productivity of Domestic Firms? In Search of Spillovers through Backward Linkages. *American Economic Review*, 94(3), 605–627, <https://doi.org/10.1257/0002828041464605>
- Jensen, M. (1986). Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeovers. *American Economic Review*, 76(2), 323–329.
- Jensen, M., Meckling, W. (1976). Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Capital Structure. *Journal of Financial Economics*, 3(4), 305–360, [https://doi.org/10.1016/0304-405x\(76\)90026-x](https://doi.org/10.1016/0304-405x(76)90026-x)
- Khumbhakar, S. C. (1990). Production Frontiers, Panel Data, and Time-Varying Technical Inefficiency. *Journal of Econometrics*, 46(1-2), 201–211, [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(90\)90055-x](https://doi.org/10.1016/0304-4076(90)90055-x)
- Kim, C., Mauer, D. C., Sherman, A. E. (1998). The Determinants of Corporate Liquidity: Theory and Evidence. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 33(3), 335–359, <https://doi.org/10.2307/2331099>
- Konings, J., Repkin, A. (1998). How Efficient are Firms in Transition Countries? Firm-Level Evidence from Bulgaria and Romania. *Transition Economics*, 1839, 1–26.
- Podpiera, J., Weill, L. (2010). Measuring Excessive Risk-Taking in Banking. *Czech Journal of Economics and Finance*, 60(4), 294–306.
- Porta, L., Florencio, R., Silanes, D. L., Shleifer, A. (1999). Corporate Ownership Around the World. *Journal of Finance*, 54(2), 471–517, <https://doi.org/10.1111/0022-1082.00115>
- Leibenstein, H. (1966). Allocative Efficiency vs. 'X-Efficiency'. *American Economic Review*, 56(3), 392–415.
- Margaritis, D., Psillaki, M. (2010). Capital Structure, Equity Ownership and Firm Performance. *Journal of Banking and Finance*, 34(3), 621–632, <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2009.08.023>
- Mathur, I., Singh, M., Gleason, K. C. (2004). Multinational Diversification and Corporate Performance: Evidence from European Firms. *European Financial Management*, 10(3), 439–464, <https://doi.org/10.1111/j.1354-7798.2004.00258.x>
- Meeusen, W., Van Den Broeck, J. (1977). Efficiency Estimation from Cobb–Douglas Production Functions with Composed Error. *International Economic Review*, 18(2), 435–444, <https://doi.org/10.2307/2525757>
- Myers, S. (1977). Determinants of Corporate Borrowing. *Journal of Financial Economics*, 5(2), 147–175, [https://doi.org/10.1016/0304-405x\(77\)90015-0](https://doi.org/10.1016/0304-405x(77)90015-0)
- Nickell, S. J. (1997). Unemployment and Labour Market Rigidities: Europe versus North America. *Journal of Economic Perspectives*, 11(3), 55–74, <https://doi.org/10.1257/jep.11.3.55>
- OECD (2008). *OECD Benchmark definition of foreign direct investment: fourth edition*. Paris: Organisation for Economic Co-operation and Development. ISBN 978-92-64-04573-6.
- Palia, D., Lichtenberg, F. (1999). Managerial Ownership and Firm Performance: A Re-Examination Using Productivity Measurement. *Journal of Corporate Finance*, 5(4), 323–339, [https://doi.org/10.1016/s0929-1199\(99\)00009-7](https://doi.org/10.1016/s0929-1199(99)00009-7)
- Ross, S. A., Westerfield, R. W., Jeffrey, J. (2005). *Corporate Finance*. 7<sup>th</sup> International edition; McGraw Hill. ISBN: 10-0072829206.

- Schmidt, P., Sickles, R. C. (1984). Production Frontiers and Panel Data. *Journal of Business & Economic Statistics*, 2(4), 367–374, <https://doi.org/10.2307/1391278>
- Shleifer, A., Vishny, R. W. (1997). A Survey of Corporate Governance. *Journal of Finance*, 52(2), 737–783, <https://doi.org/10.2307/2329497>
- Shyu, J. (2013). Ownership Structure, Capital Structure, and Performance of Group Affiliation: Evidence from Taiwanese Group-Affiliated Firms. *Managerial Finance*, 39(4), 404–420, <https://doi.org/10.1108/03074351311306210>
- Temouri, Y., Driffield, N. L., Higón, D. A. (2008). Analysis of Productivity Differences among Foreign and Domestic Firms: Evidence from Germany. *The Review of World Economics*, 144(1), 32–54, <https://doi.org/10.1007/s10290-008-0136-1>
- Thomsen, S., Pedersen, T. (1998). Industry and Ownership Structure. *International Review of Law and Economics*, 18(4), 386–404, [https://doi.org/10.1016/s0144-8188\(98\)00022-2](https://doi.org/10.1016/s0144-8188(98)00022-2)
- Uzagalieva, A., Kočenda, E., Menezes, A. (2012). Technological Innovation in New European Union Markets. *Emerging Markets Finance and Trade*, 48(5), 51–69, <https://doi.org/10.2753/ree1540-496x480503>
- Wagner, J. (2012). International Trade and Firm Performance: A Survey of Empirical Studies since 2006. *Review of World Economics*, 148(2), 235–267, <https://doi.org/10.1007/s10290-011-0116-8>
- Weill, L. (2008). Leverage and Corporate Performance: Does Institutional Environment Matter? *Small Business Economics*, 30(3), 251–265, <https://doi.org/10.1007/s11187-006-9045-7>