Stati

VLIV ROZDĚLENÍ ČESKÝCH PODNIKŮ NA ZISKOVOST A PRODUKTIVITU

Evžen Kočenda, Jan Hanousek*

1. Úvod

Začátek mikroekonomické transformace v České republice byl poznamenán logickým rozpadem řady podniků, o jejichž efektivnosti bylo možné pochybovat (Kočenda a Lízal, 2002). Na evropských rozvíjejících se trzích obecně začalo k rozdělování firem docházet ve větším množství na počátku 90. let. Toto rozdělování se stalo počáteční, vládami iniciovanou, restrukturalizací velkých státních konglomerátů, jak popisuje Roland (1994), který diskutuje restrukturalizační a privatizační opatření spolu s jejich rychlostí a pořadím.[1] Po privatizaci byla další restrukturalizace ponechána na nových soukromých majitelích a odrazila se na výkonnosti podniků (Estrin et al., 2009). Většina výzkumných prací na téma vlivů rozdělení firem na jejich výkonnost se zabývá podniky ve vyspělých ekonomikách (Moschieri a Mair, 2008), zatímco efektům rozdělení na rozvíjejících se trzích není dosud věnována dostatečná pozornost. Navíc, výsledky mnoha prací jsou založeny na analýzách, které často nezohledňují následné změny vlastnické struktury a možnou endogenitu rozdělení podniků a vlastnické struktury vzhledem k jejich výkonnosti v období po rozdělení (Bartel a Harrison, 2005). Cílem našeho článku je proto analyzovat efekt rozdělení českých podniků na počátku 90. let na jejich výkonnost s tím, že metodologicky rigorózně ošetříme možnou endogenitu jejich rozdělení a následné privatizace.

* Část tohoto článku byla napsána během působení Evžena Kočendy jako Visiting Fellow v Osteuropa Institut (OEI) v Regensburgu. Rádi bychom poděkovali za podnětné připomínky Štěpánu Jurajdovi, Petru Markovi, Davidu Prchalovi a účastníkům konferencí a seminářů. Článek vznikl v rámci grantu GAČR č. 402/09/1595. Veškeré chyby jsou naše vlastní.

1 Roland (1994) vyjádřil své argumenty týkající se restrukturalizace a privatizace v ranné fázi ekonomické transformace v Evropě, ale až nyní jsme schopni zhodnotit jejich implikace.

Moschieri a Mair (2008) tvrdí, že naše porozumění různým formám rozdělení podniků je stále ještě omezené: není jasné, zda se firmy k rozdělení uchylují proto, aby reagovaly na předchozí vývoj, aby ovlivnily vývoj budoucí, nebo aby reagovaly na hospodářský cyklus. I přesto nedávná historie ukazuje, že na rozvíjejících se trzích dochází k rozdělení firem pro zlepšení jejich finanční pozice (Shin, 2008), nebo proto, aby eliminovaly nízkou výkonnost firem z období plánovaného hospodářství (Makhija, 2004; Omran, 2004; Hanousek, Kočenda a Svejnar, 2006). Rozdělení firem je obvykle spojeno s následnou privatizací, restrukturalizací a změnami ve vlastnické struktuře. D'Souza, Megginson a Nash (2007) ukazují, že restrukturalizace a změna v řízení firmy jsou důležitými determinanty výkonnosti firmy v období po privatizaci. V tomto kontextu můžeme vyslovit hypotézu, že rozdělení firem zlepšuje jejich výkonnost, protože nové firmy se snaží etablovat na trhu a zlepšit firemní řízení. Dále, s tím, jak se zlepšuje původně nedostatečný právní a institucionální rámec v rozvíjejících se tržních ekonomikách, rozdělení firmy a určité druhy firemního vlastnictví mohou zlepšit výkonnost tím, že odstraní záporné výkony z rozsahu a poslouží jako prostředek ke zlepšení disciplíny managementu. V opačném případě může mít rozdělení firmy negativní dopad na výkonnost rozdělených jednotek z důvodu nekvalitního řízení firmy, slabé vládní koordinace a regulace, nejasným vlastnickým právům a nedostatečně rozvinutému právnímu a institucionálnímu prostředí, které existovalo na trzích rozvíjejících se ekonomik zvláště v počátcích jejich transformace.

V tomto článku používáme rozsáhlý soubor dat o firmách v České republice kde došlo k vlně rozdělování firem následované privatizací. Ve stejnou dobu existovaly i firmy, u kterých k rozdělení nedošlo a které představují kontrolní skupinu. V naší analýze odhadujeme efekt rozdělení firmy na firemní výkonnost a porovnáváme výsledky s kontrolní skupinou. Při analýze efektu rozdělení firmy zohledňujeme následnou změnu ve vlastnické struktuře (vyvolanou privatizací), což bývá v odborné literatuře často opomíjeno. Cusatis, Miles a Woolridge (1993) a Bartel a Harrison (2005) ovšem dokázali, že změny ve vlastnické struktuře jsou důležité. Dále také porovnáváme krátkodobé efekty rozdělení firem s efekty střednědobými, které, jak ukazují (Cho a Cohen, 1997), jsou významné, ale zatím nebyly důkladně prozkoumány (Moschieri a Mair, 2008). Naše studie se odlišuje od dřívější analýzy firemní výkonnosti po rozdělení, kterou provedli Hanousek, Kočenda a Švejnar (2006). Důležité kvalitativní rozdíly jsou v tom, že nemáme k dispozici pouze 2 roky dat, ale celou dekádu po roce 1996 a používáme pro toto období vhodnější metodologii.

Konkrétní přínos tohoto článku pro odbornou literaturu je tedy dvojí. Zaprvé odpovídáme na otázku, jak rozdělení firem ovlivňují středně- a dlouhodobou ekonomickou výkonnost firem na rozvíjejícím se trhu. Zadruhé při řešení tohoto problému využíváme metody párování na základě pravděpodobnostního skóre (*p*-skóre),[2] která zároveň bere v potaz možný endogenní charakter rozdělení firmy, tedy možnou závis-

2 Náš přístup spočívá v tom, že definujeme rozdělení firmy jako proměnnou znamenající „zásah". Odhadem střednědobých efektů rozdělení firem studujeme průměrný efekt zásahu pro „zasažené" firmy (average treatment effect on the treated, ATT). Podrobnosti uvádíme v části 4.

lost mezi rozdělením a firemními charakteristikami ovlivňující výkonnost podniků. Párování na základě pravděpodobnostního skóre a odhady rozdílů v rozdílech (difference-in-differences; DID) doplňují klasický přístup používající instrumentální proměnné (IV), který nemůže být aplikován na studium středně- a dlouhodobých efektů z důvodu nedostatku vhodných instrumentálních proměnných validních po celé období. Identifikační strategie používající *p*-skóre párování v období před privatizací a před rozdělením je vhodnější k ošetření problémů daných endogenitou i problému snižujícího se počtu pozorování.

Zásadním přínosem našeho článku je skutečnost, že analyzujeme celé desetiletí (1996–2005), což je dosti dlouhá doba pro odhalení střednědobých dopadů rozdělení firem. V článku ukazujeme, že i více než pět let po rozdělení firmy jsou jeho efekty stále pozitivní. Na druhou stranu, v následujících letech se tyto efekty stávají negativními a později statisticky nevýznamnými s tím, jak se počet našich pozorování významně snižuje na konci našeho výběru v roce 2005.

Článek má následující strukturu. V Sekci 2 popisujeme institucionální rámec ovlivňující námi analyzované firmy. V Sekci 3 prezentujeme data, použité proměnné a metodu, pomocí které identifikujeme rozdělení firem. Sekce 4 popisuje naši metodu odhadu. Empirické výsledky prezentujeme v Sekci 5 a závěry jsou shrnuty v Sekci 6.

2. Institucionální rámec

V této části popisujeme hlavní rysy institucionálního prostředí, ve kterém došlo k významnému nárůstu rozdělování firem v našem datovém souboru. K rozdělování firem docházelo v letech 1991–1992, tj. před zahájením kupónové privatizace.[3] Na počátku 90. let tak vláda nejprve provedla vlnu rychlého rozdělování firem a následně také privatizace rozdělených jednotek a přesun vlastnických práv do rukou nových soukromých vlastníků. Proces rozdělování firem a následné privatizace byl neočekávaný, rychlý a exogenní, protože rozhodnutí o privatizaci i zvolené programy byly vybrány politicky a nikoli na základě výkonnostních kritérií (Boycko, Shleifer a Vishny, 1994).

O rozdělování firem rozhodovala příslušná ministerstva ve spolupráci s Ministerstvem pro privatizaci.[4] Rozhodnutí o každé firmě bylo založeno na vítěz-

3 Náš článek se primárně věnuje rozdělování firem, zatímco samotný privatizační proces představuje pouhé pozadí a má druhotnou důležitost. Proto se nezabýváme mechanismem privatizace, který byl již dostatečně popsán v literatuře.

4 O privatizaci každé státem vlastněné firmy bylo rozhodnuto na základě oficiálně přijatého privatizačního projektu. Podle zákona byly všechny státní firmy zařazeny buď do první, nebo do druhé privatizační vlny, anebo byly z privatizace dočasně vyjmuty. Každá vybraná firma byla povinna podat oficiální návrh privatizace, který byl většinou vypracován vedením firmy pod dohledem (a za zodpovědnosti) ministerstva příslušejícího danému sektoru. Jakákoli domácí či zahraniční právnická i fyzická osoba mohla podat konkurenční projekt, který musel být posouzen podle stejných měřítek jako projekt oficiální. Proces směřoval k tomu, aby bylo zajištěno, že konečné podané návrhy odrážely alespoň částečně záměry vlády týkající se vlastnické struktury a dalších charakteristik podniků.

ném privatizačním projektu, který popisoval navrhovaný systém rozdělení. Průměrně bylo pro každou firmu podáno 9 projektů (medián byl 5); schváleny byly v průměru téměř 3 projekty pro každou firmu (medián byl 2). Jelikož tehdejší vedení každé firmy muselo povinně podávat návrh privatizace, přibližně 25 % všech projektů pocházelo z tohoto zdroje. Nezávislí investoři, kteří chtěli privatizovat nákupem (části) firmy, podali zhruba dvě pětiny (39 %) všech projektů.[5] Po rozdělení byly firmy (tou dobou již přeměněné na akciové společnosti) zprivatizovány v rámci první vlny kupónové privatizace probíhající v letech 1992–1993. Vlastnická struktura po privatizaci se ustálila, když byly rozděleny akcie z první a druhé vlny v roce 1993, resp. 1995. V letech 1995–1996 docházelo také mezi velkými akcionáři k významnému poprivatizačnímu obchodu s akciemi, často mimo oficiální akciový trh, (Hanousek a Němeček, 2001). V dalším období docházelo k postupnému prodeji státních podílů ve zprivatizovaných podnicích, jež nabylo výraznějšího rozsahu zejména od konce devadesátých let (Kočenda, 2000; Hanousek a Kočenda, 2011).

3. Data, identifikace rozdělení firem a definice proměnných

Záměrně se odchylujeme od tradičního řazení a popisujeme naše data dříve než model, neboť takové uspořádání lépe přispívá k plynulosti výkladu. Použitá data pocházejí z období rozdělování českých firem na počátku 90. let. Data byla zkompilována na základě komerční databáze Aspekt, archivů Ministerstva pro privatizaci a Fondu národního majetku České republiky. Deskriptivní statistiky z období před rozdělováním firem jsou uvedeny v tabulce 1 v této kapitole. Data umožňují jednoznačně identifikovat mateřské podniky a všechny nové jednotky spojené s vlnou rozdělování firem z let 1991–1992. Po četném rozdělování vzniklo ze 44 velkých podniků celkem 130 nových firem.[6] Spolu s těmito 130 novými firmami máme i údaje o 780 firmách, které rozděleny nebyly a které tvoří naši kontrolní skupinu. Firmy v obou skupinách byly následně privatizovány v první vlně kuponové privatizace.[7]

5 Další podrobnosti, které jsou však nad rámec tohoto článku, podávají Hanousek, Kočenda a Švejnar (2006).

6 Tyto nové firmy obdržely nová daňová identifikační čísla a měly stejná práva používat značku a obchodní jméno jako mateřský podnik. Původně bylo nových firem 131, ale my používáme pouze 130 z nich, protože pro jednu rozdělenou firmu nejsou ve zkoumaném období k dispozici relevantní údaje.

7 Tímto způsobem bylo privatizováno celkem 988 firem. To znamená, že pouze 77 firem (8 % z celkového počtu) nezahrnume do našeho výběru neboť jejich data jsou pochybná kvůli právním problémům spojeným s privatizací. Vzhledem k vysokému procentu firem, které nebyly rozděleny, a úplnému souboru firem, které rozděleny byly, není náš výběr prakticky vůbec krácen.

Tabulka 1
Deskriptivní statistiky vybraných firemních ukazatelů před rozdělením a privatizací

Proměnná	Část vzorku	Počet pozorování	průměr	Standardní odchylka	Minimum	Maximum
Kapitál v mil. CZK	Rozdělené	130	640	4330	15.8	49,200
	Nerozdělené	780	301	748	2.2	9,390
	Všechny firmy	910	350	1770	2.2	49,200
Počet zaměstnanců	Rozdělené	130	822	1907	23	17880
	Nerozdělené	780	1156	3049	3	49701
	Všechny firmy	910	1108	2915	3	49701
Zisk na akcii	Rozdělené	129	0.89	4.28	-16.94	30.95
	Nerozdělené	778	1.05	6.29	-15.59	90.38
	Všechny firmy	907	1.02	6.04	-16.94	90.38
Tržby na akcii	Rozdělené	130	11.73	32.97	0.01	266.17
	Nerozdělené	779	12.10	41.52	0.00	461.36
	Všechny firmy	909	12.05	40.39	0.00	461.36
Celkový počet projektů	Rozdělené	130	13.48	18.68	1.00	77.00
	Nerozdělené	780	2.96	4.38	1.00	41.00
	Všechny firmy	910	4.46	8.92	1.00	77.00

Zdroj: Privatizační databáze, výpočty autorů.

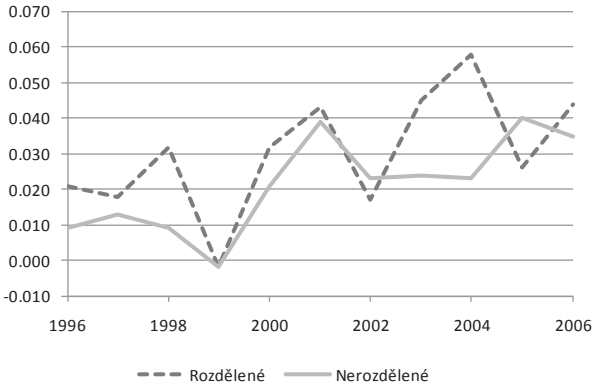
Pro každou firmu v našem datovém souboru máme detailní informace získané ze všech navržených privatizačních projektů, které byly vládě před privatizací předloženy. Ty zahrnují relevantní informace o rozdělení firmy, vztahy mezi mateřskou společností a oddělenými jednotkami, privatizační schéma a informace o aktivech, zisku, tržbách a počtu zaměstnanců v roce 1990. V tabulce 1 jsou uvedeny ekonomické indikátory z období před rozdělením v roce 1990 pro nové jednotky, mateřské firmy a firmy v kontrolní skupině. Klíčovým pozorováním je fakt, že rozdělené firmy využívají intenzivněji kapitál a méně intenzivně práci než nerozdělené firmy. Zásadní rozdíl můžeme pozorovat i u počtu privatizačních projektů podaných pro rozdělené firmy, který výrazně převyšuje počet u nerozdělených firem. Tento rozdíl ukazuje na větší zájem o rozdělené firmy a větší očekávání ohledně jejich výkonnosti ze strany potenciálních investorů. Pro mnoho podniků bylo podáno více privatizačních projektů a jejich počet byl přímo spojený s počtem divizí v rámci každé firmy nebo s počtem jednotek, do kterých mohla být firma přirozeně rozdělena. Každý privatizační projekt odrážel strukturu firmy, záměry managementu, stupeň investorova zájmu a očekávanou budoucí výkonnost firmy. Před rozdělením a privatizací firem nicméně nerozdělené firmy vykazují lepší výkonnost měřenou normovaným ziskem a tržbami než firmy rozdělené.[8]

8 Poznámka: domácí účetní standardy v raných letech transformace odrážely spíše výrobní stránku obchodních aktivit než ziskovost. Nicméně jelikož porovnáváme firmy v rámci stejných průmyslových sektorů, jsou tak možné nesrovnalosti minimalizovány.

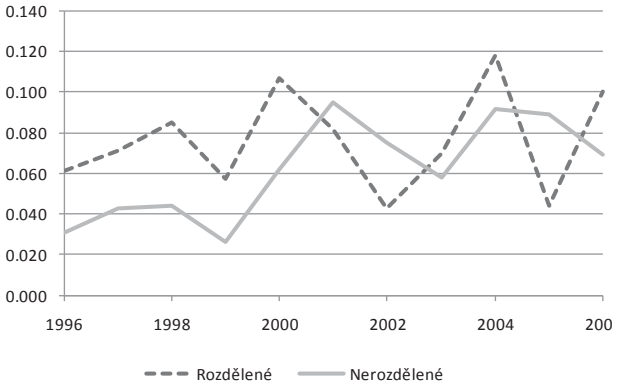
Na obrázku 1 ukazujeme vývoj výkonnosti rozdělených i nerozdělených firem poté, co došlo k rozdělení a privatizaci. Představujeme čtyři indikátory výkonnosti firem: a) provozní zisk vůči celkovým aktivům ukazující jednotkovou výkonnost firmy bez ohledu na její velikost, b) provozní zisk vztažený k vlastnímu jmění, odrážející změny v kapitálové struktuře, c) zisk dělený náklady na zaměstnance, umožňující porovnat nákladovou efektivitu mezi firmami, a nakonec d) přidanou hodnotu jako doplňkový standardní ukazatel produktivity. Všechny indikátory výkonnosti jsou měřeny s roční frekvencí. Na obrázku 1 graficky znázorňujeme vývoj těchto čtyř indikátorů během období po rozdělení a po privatizaci (1996–2005) pro všechny firmy, pro které máme v našem výběru k dispozici údaje za daný rok. Na tomto obrázku také srovnáváme průměrný vývoj čtyř indikátorů pro rozdělené a nerozdělené firmy. V případě indikátorů založených na zisku pozorujeme stabilně rostoucí trend, který je nejvýraznější pro zisk vůči celkovým aktivům a zisk dělený náklady na zaměstnance a méně výrazný v případě zisku vztaženého k vlastnímu jmění. V obou rostoucích trendech rozdělené firmy zaznamenávají vyšší výkonnost než firmy nerozdělené, zejména co se týče míry produktivity práce. Všechny míry založené na zisku vykazují jistý stupeň sezónní závislosti s prudkým poklesem v roce 1999 odrážejícím nízkou výkonnost a celkový pokles ekonomiky v roce 1998. Ostatní pozorované extrémy jsou dané spíše nekompletním vykazováním firemních výsledků než ekonomickými důvody. V pozdějších letech pozorujeme primárně významný pokles počtu pozorování jak pro rozdělené, tak pro nerozdělené firmy. Důvody, proč některé firmy chybí v našem panelovém souboru dat, jsou tyto: a) firmy byly odkoupeny, b) firmy procházely bankrotem, nebo c) firmy již dále nebyly ze zákona povinné publikovat své roční výkazy zisků a ztrát, a proto tak prostě nečinily. Bohužel jsme nebyli plně schopni rozlišit tyto tři důvody. Poslední ukazatel, indikátor přidané hodnoty, konzistentně ukazuje lepší výkonnost pro rozdělené firmy než pro firmy nerozdělené, i když v letech 2001–2005 dochází k jeho výraznému poklesu.

Obrázek 1
Trendy výkonnosti po rozdělení a privatizaci

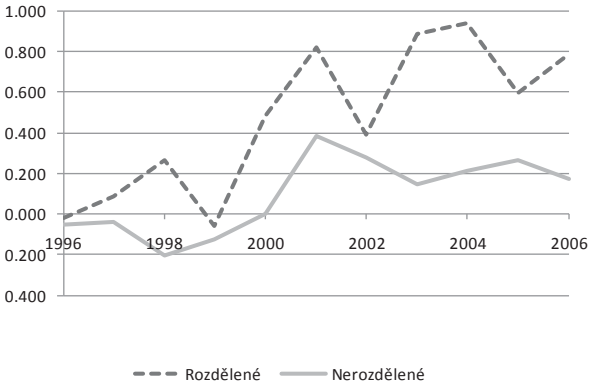
a) Zisk vůči celkovým aktivům



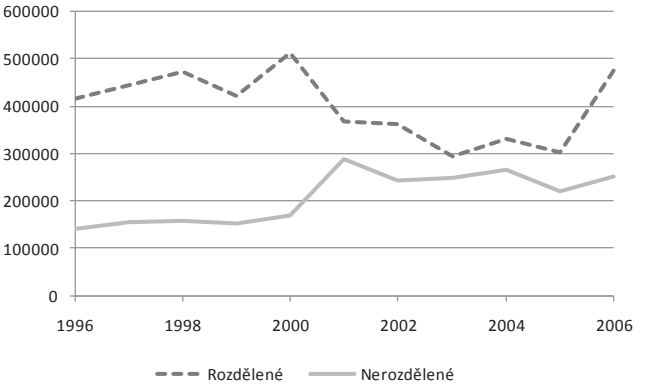
b) Zisk vůči vlastnímu jmění



c) Zisk vůči nákladům na zaměstnance



d) Přidaná hodnota



Na závěr můžeme říct, že série pozitivních zjištění o výkonnosti (obrázek 1) ukazuje na první pohled lepší pozici rozdělených firem během celého zkoumaného období. Tento výsledek bychom však měli posuzovat velmi opatrně. Vývoj výkonnostních indikátorů je uveden pro všechny firmy, pro které byly za daný rok k dispozici údaje. Jedná se tedy o hrubá data, která nemohou v žádném případě ukazovat pravdivý stav zohledňující endogenitu rozdělení firmy a změny vlastnické struktury ve vztahu k výkonnosti. Tímto problémem se zabýváme v následujících kapitolách. Nejprve vysvětlíme naši metodologii (kapitola 4) a poté prezentujeme naše empirické výsledky (kapitola 5).

4. Metoda odhadu

4.1 Obecný přehled

Z metodologického hlediska se můžeme na rozdělení firmy dívat jako na určitý zásah nebo způsob nakládání, kterému je podrobena určitá část subjektů (v angličtině treatment jako reference na léčbu nebo medicínský zákrok). V našem případě jsou to firmy, které byly rozděleny.[9] Naším cílem je získat nevychýlený odhad efektu zásahu ve formě rozdělení (tzv. treatment effect).

V náhodných experimentech, kdy způsob nakládání se subjekty je skutečně ryze náhodný, můžeme tento efekt spočítat velmi jednoduše. V našem případě by to byl rozdíl průměrné efektivity rozdělených a nerozdělených firem. Díky zákonu velkých čísel bychom takto získali nevychýlený odhad efektu rozdělení firmy na její výkonnost. Bohužel v reálném světě způsob nakládání se subjekty není náhodný a jednoduché porovnání průměrných hodnot by vedlo k velkým odchylkám. Takový odhad by byl nekonzistentní a vychýlený. Charakteristiky subjektů mohou totiž souviset se způsobem, jak je s nimi nakládáno. Tím pádem je obtížné přiřadit rozdílné hodnoty, například efektivitu firem, pouze faktu, že tyto firmy byly rozděleny. Je to proto, že rozdělení firmy a následné změny ve vlastnické struktuře mohou být korelovány s jinými nepozorovanými charakteristikami firem, které výkonnost mohou významně ovlivňovat.

Z výše uvedených důvodů v naší analýze používáme párování na základě pravděpodobnostního skóre (*p*-score matching), kdy se snažíme s využitím celé řady firemních charakteristik spolu spárovat velmi podobné rozdělené a nerozdělené firmy. Cílem tohoto párování je přesné ohodnocení dopadu rozdělení na výkonnost firmy. Jinak řečeno, cílem je získat odhad, jak by si firma vedla, kdyby nebyla rozdělena (viz Roy, 1951 a Rubin, 1974 pro dřívější reference). Páry rozdělených a nerozdělených firem s podobnými charakteristikami jsou pak využity k interpretování rozdílu v jejich výkonnosti po zásahu jako efekt rozdělení (a následné změny vlastnictví).

9 Podobným způsobem Jurajda a Stančík (2009) považují za zásah převzetí české firmy zahraniční firmou a analyzují jeho dopad na firemní výkonnost.

V souladu s existujícími výzkumy se dá tento postup formalizovat následovně: pro definování způsobu nakládání použijeme binární (0-1) indikátor zásahu DIV_i, který se v našem případě rovná jedné, pokud byla firma *i* rozdělena, a nule jinak. Potenciální výkonnost firmy je pak definována jako $Y_i(DIV_i)$ pro každou firmu *i* ve výběru, kde $i = 1, \ldots N$ a *N* označuje celkový počet pozorování.

Parametr použitý pro hodnocení vlivu zásahu (rozdělení) je v odborné literatuře široce rozšířený a je to takzvaný *průměrný efekt zásahu pro zasažené* (*average treatment effect on the treated*, ATT); tento parametr je definován jako:

$$ATT = E[treatment \mid DIV = 1] = E[Y_1 \mid DIV = 1] - E[Y_1 \mid DIV = 0]. \quad (1)$$

ATT tak měří rozdíl mezi potenciálním výkonem rozdělené firmy ve dvou možných stavech: kdyby firma byla rozdělena a kdyby firma nebyla rozdělena. Protože druhý stav pro rozdělené firmy nepozorujeme, musíme pro hypotetický stav $E[Y_1 \mid DIV = 0]$ definovat vhodnou alternativu, abychom mohli *ATT* odhadnout. Rozšířenou strategií je předpokládat, že pro danou podmnožinu proměnných *X*, které nejsou rozdělením ovlivněny, je potenciální výsledek firmy nezávislý na indikátoru zásahu DIV_i. Ve své zásadní práci Rosenbaum a Rubin (1985) navrhují použití takzvaných balančních skóre pro překonání problému dimenzionality podmnožiny proměnných *X*. Nezávislost potenciálního výsledku pro podmnožinu proměnných *X* je pak přenesena do podmíněné nezávislosti pro balanční skóre *b(X)*. Pravděpodobnostní skóre $P(DIV = 1|X) = P(X)$, tj. pravděpodobnost, že firma bude rozdělena, daná pozorovanými proměnnými *X*, je tak vhodným balančním skóre. S využitím pravděpodobnostního skóre můžeme ATT počítat jako:

$$ATT^{PSM} = E_{P(X)|DIV=1}\left\{E\left[Y_1 \middle| DIV = 1, P(X)\right] - E\left[Y_0 DIV = 0, P(X)\right]\right\}. \quad (2)$$

Časový index *t* určuje časovou souslednost použitých proměnných tak, že k rozdělení dochází v čase *t*, podmínění párování na základě p-skóre je dané charakteristikami firmy v období před rozdělením (X_{t-1}) a *ATT* je vyhodnoceno několik period po rozdělení. V zásadě není ATT^{PSM} odhad ničím jiným než průměrným rozdílem ve výkonnosti firem, jejichž charakteristiky spadají do stejného definičního oboru, převážený příslušným pravděpodobnostním skóre spárovaných firem. Za těchto předpokladů dávají metody používající párování nevychýlené odhady efektu zásahu, jakým je rozdělení firmy; pro podrobnější diskusi viz např. Dehejia a Wahba (2002) nebo Smith a Todd (2005).

4.2 Naše metoda odhadu

Jak již bylo zmíněno v předchozí sekci, odhadujeme průměrný kauzální efekt zásahu na zasažené, tj. dopad rozdělení na rozdělené firmy. V předchozím obecném přehledu Y_j představuje ukazatel výkonnosti firem, které buď byly rozděleny v období 1991–1992 (j=1, DIV_t = 1), nebo firem, které rozděleny nebyly (j=0, DIV_t = 0). Období, ve kterém porovnáváme výkonnost firem, pokrývá roky 1996–2006. Počáteční období t_0 odpovídá

roku 1996, kdy se již stabilizovaly poprivatizační změny ve vlastnické struktuře firem. Náš odhad *ATT* daný rovnicí (2) proto odráží rozdíl ve výkonnosti mezi současným obdobím (t_0+k) a počátečním obdobím (t_0). Podobně jako v jiných studiích využívajících metodu párování provádíme toto párování firem v rámci stejného průmyslového sektoru.

K modelování pravděpodobnostního skóre $P(DIV = 1|X) = P(X)$, tj. pravděpodobnosti, že firma bude rozdělena, předpokládáme, že tato pravděpodobnost závisí na množině pozorovaných charakteristik před rozdělením (i před privatizací). Pro párování můžeme využít firemní charakteristiky, které odpovídají období před rozdělením firmy a jsou specifické pro každou firmu a jejichž hodnoty byly stanoveny centrálními plánovači nezávisle na tom, co tyto firmy budou dělat následně v tržním prostředí. Díky tomu tak máme k dispozici kvalitní kontrolní proměnné. Proměnné využité při odhadu p-skóre představují ukazatele velikosti, průmyslového sektoru a normované výkonnosti firem. Konkrétně specifikujeme pravděpodobnost rozdělení firmy jako funkci:

$$P(\textit{rozdělení firmy}) = f(\textit{velikost, průmyslový sektor, výkonnost, vlastnictví, zaměstnanost}). \quad (3)$$

Zde využíváme různé funkční formy velikosti (logaritmus kapitálu, kapitál a kapitál na druhou), indikátory průmyslových sektorů a výkonnostních indikátorů z období před rozdělením (tržby na akcii, *s_tns* a zisk na akcii, *p_tns*).[10] Abychom zachytili budoucí vlastnickou strukturu, používáme jako pomocné proměnné údaje z privatizačních projektů a následné privatizace. Konkrétně to jsou podíly aktiv držené investičními privatizačními fondy (*ipf*) a samosprávnými celky (*munic*). Díky těmto dvěma proměnným jsme schopni zachytit určitou část vlastnické strukturu, která byla zamýšlena pro privatizované firmy. Mimoto také využíváme proměnnou relativního přebytku zaměstnanosti (DE_i), abychom zachytili rozdíly ve velikostech firem. V naší logitové specifikaci také používáme druhé mocniny některých z výše uvedených proměnných, abychom zohlednili možný nelineární charakter závislosti.

Tabulka 2 obsahuje seznam všech výše popsaných proměnných. Význam finančních a ekonomických charakteristik je zřejmý, a tak intuitivně popíšeme zbývající použité proměnné. Relativní přebytek zaměstnanosti (DE_i) a jeho konstrukce odpovídají skutečnosti, že centrální plánovači vytvářeli převážně velké podniky jednak proto, že kontrola několika velkých jednotek byla snazší než mnoha malých, a také kvůli dominantní politické filozofii budovat v plánované ekonomice velké firmy. Z těchto důvodů je relativní přebytek zaměstnanosti (DE_i) kritériem párování, který měří počet zaměstnanců firmy v roce 1990 mínus počet zaměstnanců ve (váženě) průměrné firmě

10 Díky tomu, že jmenovitá hodnota akcií (book value) byla stanovena pro všechny firmy stejně, tedy na 1.000 Kč, poměrové ukazatele zisku na akcii, případně prodejů na akcii, odpovídají zároveň poměrovým ukazatelům zisku vůči kapitálu, respektive prodejům vůči kapitálu.

patřící do stejného průmyslového sektoru zemí OECD ve stejném období (viz Kumar, Rajan a Zingales, 1999).[11]

Tabulka 2
Odhad p-skóre

proměnná	dy/dx	z	P>z	dy/dx	z	P>z	dy/dx	z	P>z	průměr (X)
lnc	-5.26E-02	-2.50[b]	0.01				-5.45E-02	-2.79[a]	0.01	11.75
tns	4.59E-08	1.03	0.30	4.32E-08	0.93	0.35				3.47E+05
tns2	-2.72E-15	-0.69	0.49	-5.80E-15	-1.43	0.15				4.10E+12
s_tns	5.51E-04	0.99	0.32	9.08E-04	1.64	0.10[c]	5.62E-04	1.10	0.31	11.37
p_tns	-3.08E-03	-0.73	0.47	-3.45E-03	-0.79	0.43	-3.11E-03	-0.73	0.47	1.10
ipf	-3.38E-08	-0.16	0.88	-3.05E-07	-1.58	0.11	1.19E-07	1.14	0.26	1.37E+05
excess_e	-2.20E-05	-1.25	0.21	-2.80E-05	-1.55	0.12	-2.23E-05	-1.27	0.21	388.15
municip	-1.54E-03	-0.13	0.90	-2.50E-03	-0.21	0.83	-2.32E-03	-0.20	0.84	1.00
(ipf)^2	4.13E-14	0.59	0.56	1.18E-13	1.65	0.10[c]	5.61E-16	0.03	0.98	2.80E+11
(municip)^2	9.98E-04	1.30	0.19	1.04E-03	1.28	0.20	1.02E-03	1.35	0.18	11.51
(excess_e)^2	4.11E-10	0.67	0.51	5.66E-10	0.91	0.36	4.22E-10	0.69	0.49	1.20E+07
	R2=0.127			R2=0.117			R2=0.126			
Počet pozorování:	670			670			670			

Poznámka: Tabulka obsahuje marginální efekty každé proměnné (tj. derivace *dy/dx*). Proměnná *_pscore* označuje p-skóre párování, *lnc* je ln(kapitál), *tns* a (*tns)^2* označují celkový počet akcií a tuto proměnnou na druhou, *s_tns* a *p_tns* označují tržby a zisk na akcii. Proměnná *ipf* označuje počet akcií držených investičními privatizačními fondy, proměnná *excess_e* označuje průměr přebytku počtu zaměstnanců s ohledem na podobné firmy v zemích OECD. Procento akcií původně přenesených na samosprávné celky označuje proměnná *municip*. Proměnné (*ipf)^2* a (*municip)^2* jsou kvadráty proměnných *ipf* a *municip.*

Poslední dvě proměnné, podíly aktiv držených investičními privatizačními fondy a samosprávnými celky, slouží jako náhradní proměnné pro firemní řízení. Investiční privatizační fondy držely výrazné podíly v privatizovaných firmách, snažily se zvýšit profitabilitu a také prováděly defenzivní restrukturalizaci snižováním zaměstnanosti (Hanousek, Kočenda a Švejnar, 2007). Z tohoto důvodu slouží tyto proměnné jako náhradní ukazatele pro rozsah firemního řízení. Samosprávné celky získaly různé vlastnické podíly jakožto bezplatné převody vlastnictví a staly se podílníky v celé řadě společností, především ve veřejných službách a dopravě, ale vzhledem k tomu, že jsou součástí státní vlastnické struktury, nehrály v těchto podnicích příliš aktivní roli (Hanousek a Kočenda, 2011). Proto tyto údaje využíváme jako náhradní proměnnou pro slabé firemní řízení.

11 Průměrnou velikost firmy v určitém odvětví v zemích OECD bereme jako referenční základ, protože tranzitivní ekonomiky prohlašovaly svůj záměr přejít na model standardní tržní ekonomiky a mnohé z nich, včetně České republiky, se staly členy OECD v roce 1995, tedy nedlouho po začátku transformačního procesu. Jedním ze zásadních faktorů rozdělení firmy tedy pravděpodobně bude velikost firem determinovaná systémem centrálního plánování vůči velikosti firem ve stabilních tržních ekonomikách zemí OECD. Vzhledem k tomu, že centrální plánovači preferovali velké firmy, relativní přebytek zaměstnanosti (DEi) tak vlastně zachycuje nadměrnou velikost podniků v systému centrálního plánování relativně vůči velikosti firmy v tržních ekonomikách a slouží tak jako párovací proměnná. *DE*i lze také chápat jako instrument pro rozdělení.

Pro všechny proměnné uvedené v tabulce 2 uvádíme marginální efekty spolu s *p*-hodnotami těchto marginálních efektů jednotlivých proměnných. Abychom zachytili potenciálně silnější konce rozdělení, využíváme primárně logitový model. Mimoto jsme také použili model probitový, který ovšem dával velmi podobné výsledky. Vzhledem k tomu, že účelem odhadu rovnice (4) je klasifikace spíše než odhad strukturálních parametrů, optimální volba použité funkční formy nehraje podstatnou roli (Smith, 1997).

Odhadnutá *p*-skóre jsou následně použita pro zohlednění důležitých faktorů při metodě párování na základě pravděpodobnostního skóre. Z tabulky můžeme vyvodit několik zásadních zjištění. Velikost firmy měřená jakožto logaritmus kapitálu je klíčovým faktorem v procesu rozdělování firem. Marginální efekt ukazuje, že čím větší firma, tím větší je pravděpodobnost jejího rozdělení; je tedy důležité a správné, že jsme zohlednili velikost firem způsobem popsaným dříve. K podobnému zjištění jsme došli také v případě marginálních efektů ostatních proměnných. Na druhou stranu, ve většině případů je efekt ekonomicky zanedbatelný. Na základě relativně vysokých hodnot R^2 a stabilních výsledků při různých specifikacích lze říci, že použité proměnné tak skutečně adekvátně identifikují firmy pro metodu párování na základě pravděpodobnostního skóre.

5. Empirické výsledky

Naše výsledky jsou shrnuty v tabulkách 3 a 4. Odhad jsme provedli za pomoci softwaru STATA 10, konkrétně využitím standardní procedury *psmatch2,* implementované Leuvenem a Sianesim (2003) s přihlédnutím k párování pomocí nejbližšího okolí a pomocí jádra hustoty. Standardní odchylky byly získány pomocí bootstrapové metody. Další procedura *pstest* byla použita pro testování balančních podmínek.

Nejprve prezentujeme výsledky výkonnosti měřené pomocí provozního zisku normovaného celkovými aktivy a provozního zisku normovaného vlastním jměním firmy (tabulka 3). Normování pomocí celkových aktiv poskytuje indikátor výkonnosti beroucí v úvahu velikost firmy. Druhé měřítko doplňuje informaci o výkonnosti zahrnutím změn ve vlastním jmění, které se může často měnit v průběhu času. Mimoto používáme také podíl zisku vůči nákladům na zaměstnance, jakožto ukazatel produktivity práce, a přidanou hodnotu jako doplňující standardní měřítko produktivity (tabulka 4).

Tabulka 3

Výsledky ATT pro podíl provozního zisku a celkových aktiv; provozního zisku a vlastního jmění

Podíl provozního zisku a celkových aktiv						
Rok	**ATT**	**t-stat.**	**průměr proměnné (celý soubor)**	**N**	**N zasažených spárovaných**	**N kontrolních spárovaných**
1996	0.039[b]	1.80	0.010	694	87	607
1997	0.074[c]	2.09	0.014	671	79	592
1998	-0.038[c]	-3.40	0.012	636	78	558
1999	-0.021[b]	-1.65	-0.001	579	71	508
2000	-0.021	-0.15	0.022	197	9	188
2001	-0.013	-0.07	0.039	188	9	179
2002	-0.027	-0.22	0.023	187	9	178
2003	0.003	0.29	0.026	179	9	170
2004	-0.021	-0.06	0.025	167	8	159
2005	-0.033	-0.63	0.039	146	6	140
Podíl provozního zisku a vlastního jmění						
Rok	**ATT**	**t-stat.**	**průměr proměnné (celý soubor)**	**N**	**N zasažených spárovaných**	**N kontrolních spárovaných**
1996	0.628[b]	1.72	0.034	693	87	606
1997	0.699[c]	2.91	0.047	670	79	591
1998	0.066	0.47	0.048	634	78	556
1999	-0.060[c]	-2.16	0.030	579	71	508
2000	-0.122[b]	-1.81	0.068	197	9	188
2001	-0.202	-1.50	0.094	188	9	179
2002	0.018	0.21	0.073	187	9	178
2003	0.016	0.21	0.058	179	9	170
2004	-0.022	-0.21	0.094	167	8	159
2005	-0.072	-0.67	0.087	146	6	140

Poznámka: Jako obvykle ATT označuje průměrný efekt zásahu na zasažení, tj. efekt konkrétní proměnné na rozdělené firmy. t-stat. je odpovídající t-statistika, N označuje celkový počet pozorování, N zasažených spárovaných počet spárovaných rozdělených firem a N kontrolních spárovaných zase počet spárovaných nerozdělených firem. Statistická významnost koeficientů je označena následovně: a (1%), b (5%), c (10%).

Tabulka 4

Výsledky ATT pro podíl provozního zisku a nákladů na zaměstnance a přidanou hodnotu

Podíl provozního zisku a nákladů na zaměstnance						
Rok	**ATT**	**t-stat.**	**průměr proměnné (celý soubor)**	**N**	**N zasažených spárovaných**	**N kontrolních spárovaných**
1996	1.587[c]	2.07	-0.710	496	81	415
1997	1.378	1.54	-0.561	474	76	398
1998	-0.550	-0.45	-0.374	442	72	370
1999	-0.717[c]	-1.98	-2.669	383	68	315
2000	-9.705[c]	-8.41	-0.144	84	7	77
2001	-0.266	-1.15	-3.396	68	2	66
2002	-2.952	-0.05	-3.380	77	4	73
2003	0.016	0.09	-7.614	72	7	65
2004	-5.760	0.70	-10.078	62	5	57
2005	-5.240	-0.76	5.220	46	2	44
Přidaná hodnota						
Rok	**ATT**	**t-stat.**	**průměr proměnné (celý soubor)**	**N**	**N zasažených spárovaných**	**N kontrolních spárovaných**
1996	6,035	0.42	187,568	501	81	420
1997	3,210	0.20	194,437	482	79	403
1998	-2,584	-0.12	199,383	448	73	375
1999	-2,452	-0.09	187,913	384	68	316
2000	-82,848	-0.56	214,588	84	7	77
2001	-67,574	-0.74	294,043	82	4	78
2002	-45,740	-0.36	249,505	80	5	75
2003	-4,693	-0.04	250,807	76	7	69
2004	-10,936	-0.07	268,982	71	8	63
2005	-15,874	-0.11	261,461	48	2	46

Poznámka: Jako obvykle ATT označuje průměrný efekt zásahu na zasažení, tj. efekt konkrétní proměnné na rozdělené firmy. t-stat. je odpovídající t-statistika, N označuje celkový počet pozorování, N zasažených spárovaných počet spárovaných rozdělených firem a N kontrolních spárovaných zase počet spárovaných nerozdělených firem.
Statistická významnost koeficientů je označena následovně: a (1%), b (5%), c (10%).

V tabulkách 3 a 4 po sloupci obsahujícím informaci o časovém období prezentujeme v prvních dvou sloupcích průměrný efekt zásahu na zasažené firmy (ATT) spolu se statistickou významností tohoto efektu. V dalším sloupci pak prezentujeme průměrnou hodnotu specifického ukazatele výkonnosti počítanou pro všechny firmy v daném roce. Hodnoty uvedené v tabulkách interpretujeme následujícím způsobem. Jak již bylo uvedeno, zasažené firmy jsou ty, u nichž došlo k rozdělení. Průměrný efekt zásahu na zasažené (rozdělené) firmy ukazuje v závislosti na čase pozitivní nebo negativní rozdíly ve výkonnosti nových jednotek vzniklých z rozdělení firem v porovnání s výkonností nezasažených (nerozdělených) firem. Například v roce 1996 rozdělené firmy zaznamenaly vyšší podíl zisku vůči celkovým aktivům než zisky nerozdělených firem, jak ukazuje kladná a statisticky významná (5 %) hodnota ATT efektu o velikosti 0.039. Jelikož je průměrná hodnota zisku vůči celkovým aktivům pro všechny firmy v daném roce rovna 0.010, je ATT efekt také ekonomicky velmi významný. Ve stejném roce byl statisticky významný (5 %) ATT efekt pro podíl zisku vůči vlastnímu jmění rozdělených firem roven 0,628 a byl tak větší v porovnání s nerozdělenými firmami (tabulka 3). Průměrná hodnota zisku vůči vlastnímu jmění pro všechny firmy v daném roce je rovna 0,034 a ATT efekt je tedy také ekonomicky velmi významný. Konečně, ATT efekt odpovídající ukazateli podílu zisku vůči nákladům na zaměstnance byl v roce 1996 roven 1,587 (statisticky významný na 10 %) a ukazateli přidané hodnoty roven 6,035 (avšak statisticky nevýznamný). Oba ATT efekty jsou vyšší v porovnání s nerozdělenými firmami (tabulka 4). Ostatní statisticky významné ATT efekty v tabulkách 3 a 4 interpretujeme stejným způsobem a vidíme, že v roce 1997 jsou ATT efekty týkající se zisku vůči celkovým aktivům a zisku vůči vlastnímu jmění dokonce větší než v roce 1996, zatímco ATT efekty odpovídající podílu zisku vůči nákladům na zaměstnance a přidané hodnotě jsou menší, ale stále kladné a statisticky významné. Poté se situace mění.

Z pozorovaných efektů prezentovaných v tabulkách 3 a 4 vidíme, že na počátku zkoumaného období rozdělené a privatizované firmy vykazují vyšší výkonnost než firmy nerozdělené. Tento pozitivní rozdíl se postupně po jistou dobu zvyšuje a dosáhne svého vrcholu přibližně v letech 1997–1998. Během následujícího období se v případech statistické významnosti tento pozitivní rozdíl stává negativním. Po zbytek sledovaného období jsou hodnoty těchto efektů převážně negativní, avšak statisticky nevýznamné. Z tohoto důvodu je třeba závěry formulovat opatrně, protože počet pozorování jak pro rozdělené, tak pro nerozdělené firmy v našem vzorku s přibývajícími roky významně klesal. V každém případě lze říci, že počáteční pozitivní dopad rozdělení z dlouhodobého hlediska vymizel.

Jak bychom mohli tyto výsledky intuitivně chápat a vysvětlovat? Můžeme se domnívat, že pozitivní efekt rozdělení firem na jejich výkonnost souvisel s dřívější restrukturalizací rozdělených podniků. Tím, že došlo k oddělení původně provázaných jednotek a vznikla řada menších firem, mohlo dojít k odstranění záporných výkonů z rozsahu, lepší a efektivnější práci a kontrole managementu, případně dalším kladným efektům. Jinak řečeno, můžeme se dívat na rozdělení firmy jako na první krok k její

restrukturalizaci. Proto není zase tolik překvapující, že počáteční pozitivní efekt rozdělení firmy se v pozdějších letech vytratil. Ostatní firmy také prošly restrukturalizací a v následném období se objevuje silný vliv nově konsolidovaných vlastnických struktur (Estrin et al., 2009).

Z hlediska použité metodologie jsou hodnoty naměřených efektů v tabulkách 3 a 4 založeny na velkém celkovém počtu spárovaných pozorování zasažených a nezasažených firem, tj. celkovém počtu firem, které byly spárovány (v tabulce uvedeném ve sloupci s označením N). Vedle toho také uvádíme počet rozdělených firem, které byly použity pro párování a které byly úspěšně spárovány s nerozdělenými firmami na základě několika párovacích indikátorů (sloupec N zasažených spárovaných). Dále uvádíme také počet nerozdělených (kontrolních) firem, které využíváme pro párování (sloupec N kontrolní spárované). Podíly mezi celkovým počtem firem použitých pro párování (N) a počtem rozdělených spárovaných firem (N zasažených spárovaných) se během času mění. Po většinu sledovaného období překračují tyto podíly 10 %. V mnoha letech byly ovšem pod 50 %. Rozsah těchto podílů tak naznačuje, že problém společného definičního oboru by mohl být problémem v případě našich dat. Z tohoto důvodu jsme provedli důkladnou kontrolu výsledků prezentovaných v tabulkách 3 a 4, abychom zjistili, jak dobře pravděpodobnostní skóre vyvážilo počet pozorování ve skupině spárovaných rozdělených (zasažených) a nerozdělených (kontrolních) firem. Konkrétně jsme provedli sérii balančních testů navržených v Rosenbaum a Rubin (1985); v našem případě se jednalo o t-testy porovnávající charakteristiky spárovaných rozdělených a nerozdělených firem.

Výsledky těchto balančních testů jsou obsaženy v tabulce 5. Výsledky našich balančních testů jsou shrnuty v posledním sloupci, který zaznamenává *p*-hodnoty (hladiny významnosti) příslušných párových t- testů pro rozdělené firmy a kontrolní skupinu. Tučně označené vysoké *p*-hodnoty pro spárované proměnné jasně ukazují, že nemůžeme zamítnout nulovou hypotézu o rovnosti mezi zasaženými firmami a kontrolními skupinami pro všechny porovnávané proměnné. Proto lze říci, že mezi statistickým rozdělením vysvětlující proměnné po spárování není žádný systematický rozdíl. Mimoto, naše výsledky odhadu popsané výše jsou založeny na proměnných, které byly testovány jako exogenní.[12] Naše výsledky v tabulkách 3 a 4 jsou tedy založeny na správně specifikované proceduře a vhodně zvolených proměnných.

12 Konkrétní výsledky těchto testů zde neuvádíme, ale jsou k dispozici na požádání.

Tabulka 5
Výsledky balančních testů

Proměnná	Část vzorku	Průměr zasažených	Průměr kontrolních	Vychýlení (%)	Odstraněné vychýlení (%)	t-test	p-hodnota P>t
_pscore	nespárované	0.20	0.12	51.1		35.36	0.000
	spárované	0.14	0.13	3.9	92.4	0.35	**0.730**
lnc	nespárované	11.59	11.71	-9.3		-4.16	0.000
	spárované	11.54	11.65	-8.9	4.2	-0.58	**0.562**
tns	nespárované	6.40E+05	3.00E+05	11		8.34	0.000
	spárované	2.80E+05	2.80E+05	0	99.9	0.00	**0.997**
(tns)^2	nespárované	1.90E+13	6.50E+11	12.3		9.98	0.000
	spárované	5.00E+11	5.90E+11	-0.1	99.5	-0.14	**0.890**
s_tns	nespárované	11.73	12.11	-1		-0.40	0.689
	spárované	11.48	10.15	3.6	-258.9	0.23	**0.819**
p_tns	nespárované	0.89	1.05	-2.9		-1.10	0.269
	spárované	0.87	0.75	2.2	22.6	0.20	**0.843**
ipf	nespárované	2.10E+05	1.30E+05	11.3		8.08	0.000
	spárované	1.30E+05	1.30E+05	0.6	94.4	0.09	**0.926**
excess_e	nespárované	-302.94	630.86	-25.6		-11.70	0.000
	spárované	285.00	31.50	6.9	72.9	0.54	**0.592**
municip	nespárované	2.40	0.59	42		28.07	0.000
	spárované	1.00	0.81	4.5	89.3	0.41	**0.680**
(ipf)^2	nespárované	1.20E+12	8.80E+10	12.8		10.33	0.000
	spárované	1.50E+11	1.00E+11	0.5	96	0.37	**0.711**
(excess_e)^2	nespárované	1.50E+07	1.20E+07	3.40		1.37	0.170
	spárované	5.50E+07	1.60E+06	3.60	-14.6	0.88	**0.382**
(municip)^2	nespárované	39.45	3.95	37.1		28.35	0.000
	spárované	9.95	8.16	1.9	95	0.24	**0.807**

Poznámka: Proměnná *_pscore* označuje p-skóre párování, *lnc* je ln(kapitál), *tns* a (*tns)^2* označují celkový počet akcií a tuto proměnnou na druhou, *s_tns* a *p_tns* označují tržby a zisk na akcii. Proměnná *ipf* označuje počet akcií držených investičními privatizačními fondy, proměnná *excess_e* označuje průměr přebytku počtu zaměstnanců s ohledem na podobné firmy v zemích OECD. Procento akcií původně přenesených na samosprávné celky označuje proměnná *municip*. Proměnné (*ipf)^2* a (*municip)^2* jsou kvadráty proměnných *ipf* a *municip.*

Poslední sloupec obsahuje porovnání zasažených a kontrolních skupin, tučně psané p-hodnoty jasně ukazují, že nemůžeme zamítnout nulovou hypotézu o rovnosti zasažených a kontrolních skupin pro všechny proměnné.

6. Závěr

Analyzovali jsme efekty rozdělení firem a jejich privatizace na výkonnost českých firem. Využili jsme ojedinělý velký soubor dat za období 1996–2006. V naší analýze jsme zohlednili privatizací vyvolané změny ve vlastnické struktuře a také endogenitu výkonnosti s ohledem na rozdělení a privatizaci. Odhadové techniky založené na regresi často trpí nedostatkem tzv. „společného definičního oboru“, kdy se charak-

teristiky rozdělených firem liší od těch, které rozděleny nebyly. Z tohoto důvodu jsme použili metodu párování na základě pravděpodobnostního skóre, která zohledňuje endogenitu a byla také vhodná vzhledem k panelovému typu našeho datového souboru.

Naše výsledky ukazují, že pět let po vlně rozdělování firem byly dopady tohoto rozdělování pozitivní. Ovšem jakmile byly vlny rozdělování a privatizace u konce, primární pozitivní efekty z rozdělení se rychle vytrácely a v horizontu zhruba dvou až tří let (od začátku našeho výběru) se staly tyto efekty negativními nebo statisticky nerozlišitelnými (tabulky 3 a 4). Tyto výsledky kontrastují se zdánlivě trvalým pozitivním vývojem výkonnosti v důsledku rozdělení (a privatizace) zachyceným v obrázku 1. Důvodem tohoto rozporu je použití vhodné procedury, která zohledňuje endogenitu rozdělení a změny vlastnické struktury vzhledem k výkonnosti. Abychom ověřili naše výsledky, provedli jsme odpovídající balanční testy, které prokázaly, že naše výsledky jsou založené na správné metodě využívající vhodně zvolené proměnné.

Obecně lze říci, že naše výsledky jsou v souladu s pozitivními efekty rozdělení, které byly identifikovány v literatuře zabývající se rozvinutými trhy. V čem se naše výsledky oproti výsledkům z rozvinutých trhů liší, je skutečnost, že jsme ukázali, že během pěti až sedmi let po rozdělení a ještě dříve po následné privatizaci se tyto pozitivní efekty vytratí. Rozdělení příliš velkých a neefektivních podniků tedy přináší po určitou dobu kladný efekt na firemní výkonnost. Vliv tohoto druhu restrukturalizace však není trvalý a následný vývoj podnikové výkonnosti je ovlivněn vlastnickou strukturou, řízením podniku a dalšími faktory na mikroúrovni.

Literatura

BARTEL, A. P.; HARRISON, A. E. 2005. Ownership versus environment: Disentangling the sources of public-sector inefficiency. *Review of Economics and Statistics*. 2005, Vol. 87, No. 1, pp. 135-147.

BOYCKO, M.; SHLEIFER, A.; VISHNY, R. W. 1994. Voucher privatization. *Journal of Financial Economics*. 1994, Vol. 35, No. 2, pp. 249-266.

CHO, M. H.; COHEN, M. A. 1997. The economic causes and consequences of corporate divestiture. *Managerial and decision economics*. 1997, Vol. 18, 5, pp. 367-374.

CUSATIS, P. J.; MILES, J. A.; WOOLRIDGE, R. J. 1993. Restructuring through spin-offs. *Journal of Financial Economics*. 1993, Vol. 33, pp.293-311.

DEHEJIA, R. H.; WAHBA, S. 2002. Propensity score-matching methods for nonexperimental causal studies. *Review of Economics and Statistics*. 2002, Vol. 84, No. 1, pp. 151-161.

D'SOUZA, J.; MEGGINSON, W.; NASH, R. 2007. The effects of changes in corporate governance and restructurings on operating performance: Evidence from privatizations. *Global Finance Journal*. 2007, Vol. 18, No. 2, pp. 157-184.

ESTRIN, S.; HANOUSEK, J.; KOČENDA, E.; SVEJNAR, J. 2009. Effects of privatization and ownership in transition economies. *Journal of Economic Literature*. 2009, Vol. 47, No. 3, pp. 699-728.

HANOUSEK, J.; KOČENDA, E. 2008. Kontrolní potenciál státu nad zprivatizovanými podniky. *Politická ekonomie*. 2008, Vol. 56, No. 4, pp. 467-483.

HANOUSEK, J.; KOČENDA, E. 2011. Rozsah integrovaného státního vlastnictví a vliv firemní kontroly na výkonnost českých podniků. *Politická ekonomie*. 2011, Vol. 59, No. 1, pp. 82-104.

HANOUSEK, J.; KOČENDA, E.; ŠVEJNAR, J. 2007. Origin and concentration: corporate ownership, control and performance in firms after privatization. *Economics of Transition*. 2007, Vol. 15, No. 1, pp. 1-31.

HANOUSEK, J.; KOČENDA, E.; ŠVEJNAR, J. 2006. Rozdělení, privatizace podniků a jejich výkonnost. *Politická ekonomie*. 2006, Vol. 54, No. 4, pp. 467-490.

HANOUSEK, J.; NEMECEK, L. 2001. Czech parallel capital markets. Discrepancies and inefficiencies. *Applied Financial Economics*. 2001, Vol. 11, pp. 45-55.

JURAJDA, Š.; STANČÍK, J. 2009. Foreign ownership and corporate performance: The Czech Republic at EU entry. CERGE-EI Working Paper No. 389.

KOČENDA, E. 2000. Zbytkový státní majetek a vlastnická práva. *Politická ekonomie*. 2000, Vol. 48, No. 3, pp. 393-400.

KOČENDA, E.; LÍZAL, L. 2002. Vývoj českých podniků v období transformace: Stručný přehled. *Politická ekonomie*. 2002, Vol. 50, No. 4, pp. 473-475.

KUMAR, K. B.; RAJAN, R. G.; ZINGALES, L. 1999. What Determines Firm Size? NBER Working Paper No. 7208, CEPR Discussion Paper No. 2211.

LEUVEN, E.; SIANESI, B. 2003. PSMATCH2: Stata module to perform full Mahalanobis and propensity score matching, common support graphing, and covariate imbalance testing. http://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s432001.html. This version 3.1.4 (STATA 10).

MAKHIJA, M. V. 2004. The value of restructuring in emerging economies: the case of the Czech Republic. *Strategic Management Journal*. 2004, Vol. 25, No. 3, pp. 243-267.

MOSCHIERI, C.; MAIR, J. 2008. Research on corporate divestitures: A synthesis. *Journal of Management and Organization*. 2008, Vol. 14, No. 4, pp. 399-422.

OMRAN, M. 2004. The performance of state-owned enterprises and newly privatized firms: does privatization really matter? *World Development*. 2004, Vol. 32, No. 6, pp. 1019-1041.

ROLAND, G. 1994. On the speed and sequencing of privatization and restructuring. *Economic Journal*. 1994, Vol. 104, No. 426, pp. 1158-68.

ROSENBAUM, P.; RUBIN, D. 1985. Constructing a control group using multivariate matched sampling methods that incorporate the propensity score. *The American Statistician*. 1985, Vol. 39, No. 1, pp. 33-38.

ROY, A. 1951. Some thoughts on the distribution of earnings. *Oxford Economic Papers*. 1951, Vol. 3, pp. 135-145.

RUBIN, D. 1974. Estimating causal effects to treatments in randomized and nonrandomized studies. *Journal of Educational Psychology*. 1974, Vol. 66, pp. 688-701.

SHIN, G. H. 2008. The profitability of asset sales as an explanation of asset divestitures. *Pacific-Basin Finance Journal*. 2008, Vol. 16, No. 5, pp. 555-571.

SMITH, H. 1997. Matching with multiple controls to estimate treatment effects in observational studies. *Sociological Methodology*. 1997, Vol. 27, pp. 325-353.

SMITH, J. A.; TODD, P. E. 2005. Does matching overcome LaLonde's critique of non-experimental estimators? *Journal of Econometrics*. 2005, Vol. 125, pp. 305-353.

EFFECT OF THE CZECH FIRMS BREAK-UP ON THEIR PROFITABILITY AND PRODUCTIVITY

Evžen Kočenda, CERGE-EI, Karlova univerzita a Akademie věd, Praha, Česká republika; Anglo-American University, Praha; The William Davidson Institute, Michigan; CEPR, Londýn; CESifo, Mnichov a OEI, Regensburg; CERGE-EI, Politických vězňů 7, P.O. Box 882, 111 21 Praha, ČR (evzen.kocenda@cerge-ei.cz); **Jan Hanousek**, CERGE-EI, Karlova univerzita a Akademie věd, Praha, Česká republika; Anglo-American University, Praha; The William Davidson Institute, Michigan a CEPR, Londýn; CERGE-EI, Politických vězňů 7, P.O. Box 882, 111 21 Praha, ČR (jan.hanousek@cerge-ei.cz)

Abstract

In this article we analyze medium- and long-term effects of firm break-up (and subsequent change in ownership) on its profitability and productivity. We use an extensive data-set of the Czech firms for the period 1996-2005. We employ the propensity score based matching methodology to account for potential endogeneity. Our results show that initial effects of the firm break-up are positive but they vanish in five to seven years after the break-up. Hence, the break-up of large and less efficient companies delivers a positive effect on corporate performance for a period of time. The effect is not permanent, though. Subsequent development in profitability and productivity is likely affected by ownership structure, corporate governance and other micro-level factors.

Keywords

break-up of firms, corporate performance, ownership changes, privatization, emerging markets, endogeneity, propensity score matching procedure

JEL Classification

D23, G32, G34, L20, M21, P47