DOPAD INVESTIČNÍCH POBÍDEK NA OBJEM INVESTIC V ČESKÉ REPUBLICE

Peter Bolcha a Alena Zemplerová, VŠE v Praze*

1. Úvod

Ve většině transformujících se zemí od 90. let minulého století se objevují snahy podpořit investiční aktivitu formou nejrůznějších pobídek – daňových prázdin, dotací investic do strojního zařízení, školení pracovníků apod. Vlády méně vyspělých států se takto snaží přilákat především zahraniční investory, od nichž očekávají chybějící investiční kapitál, transfer nových technologií a tvorbu pracovních míst. U nás, s výjimkou počátečního transformačního období 1990–1992, konzervativní vlády odolaly poskytování investičních pobídek a dotací investorům, přesto podíl zahraničních investorů v ekonomice neustále rostl (Zemplerová, 1998). Až v roce 1998 nově zvolená sociálně-demokratická strana schválila návrh investičních pobídek pro investory v České republice.¹ Investiční pobídky byly uzákoněny v roce 2000.² Zákon byl pak šestkrát měněn a doplňován.³

V období 2000–2009 byly v rámci zákona o investičních pobídkách podpořeny 592 firmy, které se smluvně zavázaly investovat celkem 454,5 miliard Kč, z toho bylo poskytnuto 169,5 miliard korun na pobídkách z veřejných prostředků.⁴ Objem příslibených pobídek odpovídá 15 % vládních výdajů v roce 2010. Přes značný objem alokovaných veřejných zdrojů mají existující analýzy dopadů těchto investičních pobídek charakter zjednodušených kvantifikací.⁵ Efekty státních intervencí do ekonomiky jsou pak veřejnosti prezentovány jednostranně, je přehlížen částečný kauzální dopad, vytěšňovací efekt a další nepřímé ekonomické důsledky státních dotací pro fungování trhů.

* Autoři s díky připomínají, že tento článek vznikl s podporou IGA, NF VŠE, projekt č. 22/2010, MŠMT, projekt OC 10062 a GAČR, projekt P402/11/2362. Poděkování dále patří Evě Hromádkové (CERGE-EI) a anonymním recenzentům PE za jejich cenné připomínky.

1 Usnesení vlády z 29. dubna 1998 č. 298.

2 Zákon č. 72/2000 Sb. Zákon stanoví pro získání podpory následující podmínky: firma musí podnikat ve zpracovatelském průmyslu, musí se jednat o pořízení dlouhodobého hmotného a nehmotného majetku minimálně v částce 200 milionů Kč, přičemž nejméně částka 100 milionů Kč musí být kryta vlastním kapitálem dotované firmy. Investice musí být provedena nejdéle do tří let od poskytnutí podpory.

3 453/2001 Sb., 320/2002 Sb., 19/2004 Sb., 436/2004 Sb., 62/2005 Sb., 443/2005 Sb.

4 <http://www.czechinvest.org/investicni-pobidky-zpracovatelsky-prumysl>, (přístup 15. 12. 2010).

5 Deloitte (2006), MPO (2007), Patria (2007); Deloitte (2010).

Jak uvádí Bolcha (2008), dosavadní studie hodnotící efektivnost investičních pobídek v České republice trpí řadou metodologických problémů. Kromě nedostatku ekonomické a ekonometrické erudice studií vypracovaných pro Czechinvest (viz pozn. 5) byl překážkou důkladné analýzy nedostatek dat. Dostupnost mikroekonomických dat pro akademickou sféru se však v posledních letech zlepšuje, transparentnější jsou i údaje o poskytnutých podporách z veřejných prostředků. Domníváme se proto, že je nejen žádoucí, ale i možné provádět sofistikované vyhodnocení efektů podpůrných opatření ex-post.

V tomto článku je prezentována analýza kauzálního dopadu politiky investičních pobídek na růst investic firem podpořených v období 2005–2006.⁶ Hledáme odpověď na následující otázku: jaký je celkový přírůstek investic vyvolaný vládou poskytnutými investičními pobídkami, respektive jaká by byla výše investic, pokud by neexistovala vládní politika investičních pobídek? Domníváme se, že odpověď na tuto otázku je základní podmínkou pro další diskusi o existenci a formě investičních pobídek. Pokud je nám známo, výpočty provedené v rámci následující analýzy jsou v českém kontextu inovativní jak co do propojení dvou datových souborů na mikroúrovni, tak co do použití moderní ekonometrické metody.⁷ Motivace k našemu článku spočívá v tom, že většina dosavadních českých studií⁸ automaticky předpokládá 100% kauzální dopad investičních pobídek (tedy, že 1 Kč podpořené investice skutečně zvyšuje objem investic firmy o 1 Kč), což vede k mylným závěrům o efektech státní dotace. Předpoklad 100% kauzálního dopadu není v souladu s ekonomickou intuicí a není ani v souladu s obdobnými empirickými studiemi provedenými v ostatních zemích.⁹ Jak ukázaly výpočty a odhady prezentované v tomto článku, je krátkodobý kauzální dopad u měřených firem v rozmezí 12–26 %, což i za námi popisovaných omezení značně relativizuje význam existence investičních pobídek v ČR.

Článek je organizován takto: v následujícím textu nejprve uvedeme přehled relevantních studií u nás a ve světové literatuře. Dále popíšeme datové soubory a jejich úpravy, poté vysvětlíme naši výzkumnou strategii a model a nakonec prezentujeme výsledky a jejich interpretace.

2. Přehled literatury

Odhad kauzálního dopadu investičních pobídek je často spojován s literaturou věnovanou přímým zahraničním investicím (PZI). Globerman a Shapiro (1998) zkoumají

6 Pojem investice je v článku používán v souladu s účetním významem – tak jej používají i pravidla udělování podpory a výkazy dat ČSÚ, s nimiž v práci pracujeme. V souladu s vyhláškou č. 505/2002 Sb. budeme investicí chápat „Pořízení dlouhodobého (ne)hmotného majetku (vč. dotací)“ v daném období účtované podle skupiny 04, uvedené v příloze vyhlášky.

7 V článku provedená analýza byla umožněna díky poskytnutí podnikových dat Českým statistickým úřadem, za což bychom mu chtěli vyjádřit poděkování.

8 Viz studie uvedené v pozn. 5.

9 Viz např. Wells a Allen (2001), Bronzini a Blasio (2006)

závislost vývoje PZI na institucionálních změnách a dochází k závěru, že významný vliv na celkové toky PZI mají plošná opatření, která vedou k odstraňování omezení obchodu a pohybu kapitálu. Naopak, selektivní politiky pro jednotlivé podniky a sektory mají tendenci přetahovat investice z jednoho sektoru do druhého, ale celkový tok investic významně neovlivňují. Podobně Billington (1999) či Banga (2003) dokládají nejistý či nulový dopad pobídkových politik na tok PZI v různých zemích světa.

Cannari et al. (2006) na základě průzkumu mezi italskou vládou podpořenými investory dochází k závěru, že dotace mají omezenou efektivnost s tím, že tři čtvrtiny firem by investovaly stejný objem investic i bez pobídek a 17 % by investici odložilo na pozdější období. Wells a Allen (2001) analyzují vývoj investic poté, kdy Indonésie zrušila systém investičních pobídek v roce 1984. Proti zrušení pobídek se zvedla vlna protestů a ti, kdo prosazovali zavedení investičních pobídek, předpovídali významné snížení přílivu PZI. Po zrušení daňových pobídek ale nedošlo ke snížení PZI, a to přesto, že okolní země v regionu pokračovaly v poskytování pobídek.

Podobně Lim (2001), který podává přehled současné literatury věnované determinantům PZI a jejich vztahu k růstu, konstatuje, že většina studií dokládá nevýznamné efekty investiční podpory. Uvádí, že to může být způsobené jednak nedůvěrou investorů k závazkům vlády, protože vláda může podporu zrušit nebo změnit fiskální parametry, a jednak interakcí daňových režimů v hostující zemi a v ostatních zemích. Nakonec konstatuje, že investoři se rozhodují hlavně na základě stavu infrastruktury, makroekonomické stability, liberalizace obchodu a transparentnosti daňových zákonů.

Demekas et al. (2005) analyzuje panelová data 15 zemí Střední a Východní Evropy a snaží se vysvětlit příliv PZI na řadě faktorů. Dochází k závěru, že daňové prázdny nejsou mezi statisticky významnými vysvětlujícími proměnnými. Bronzini a Blasio (2006) studovali italský pobídkový systém a brali přitom v úvahu kauzální efekt změn zákona o pobídkách od roku 1992. Díky unikátnímu systému aukcí byli schopni konstruovat kontrolní skupinu z firem, které požádaly o pobídky, ale byly neúspěšné. Jejich výsledky byly překvapivé: přes pozitivní efekt na podpořené firmy během studovaného období, autoři konstatují významný pokles v míře investic těchto firem po uplynutí daného období. Celkový (kumulativní) kauzální efekt ve sledovaném období byl nulový, tedy pobídky nevyvolaly žádné dodatečné investice.

V České republice jedno z prvních hodnocení investičních pobídek prezentovali Srholec a Plojhar (2004). Vysvětlují motivaci vlád při poskytování pobídek na základě věžňova dilematu. Srholec (2004, s. 138–40) poukazuje na nejistotu návratnosti investičních pobídek ve formě příjmů státního rozpočtu a upozorňuje na možnost transferových cen. Vzhledem k nedostatku dat a krátkému časovému období však neprovádí hlubší empirickou analýzu. Král (2004) odhaduje determinanty přímých zahraničních investic v České republice na základě makroekonomického modelu v období 1993–2002. Jako jednu vysvětlující proměnnou pro příliv přímých zahraničních investic používá počet firem, které získaly podporu prostřednictvím Czechinvestu. Jeho model však nezohledňuje velikost kauzálního efektu, který vyžaduje práci na úrovni podnikových dat. Dinga (2010) sice přináší nové poznatky o kauzálních dopadech

investičních pobídek, studuje však pouze vliv malé části investičních pobídek (podpory na tvorbu pracovních míst na lokalizaci *mezi* regiony České republiky). Vidíme zde tedy prostor pro první odhad celkového kauzálního efektu podpory na investice podpořených firem.

3. Data a popisné charakteristiky

Pro naše měření jsme měli k dispozici dva soubory podnikových dat. První datový soubor je z Ministerstva průmyslu a obchodu.¹⁰ Je tvořen všemi firmami, které dostaly pobídky na základě zákona č. 72/2000 sb., tedy přímou dotaci a daňové prázdny v období 1998–2009. Celkový počet projektů v této skupině je 592. Počet podpořených projektů začal růst zejména od roku 2005. Během let 2006 a 2007 bylo podpořeno cca 30 % všech projektů. Všechny firmy mají jako hlavní obor činnosti zpracovatelský průmysl. Informace o podpořených firmách obsahují následující ukazatele: název firmy, celkovou hodnotu investice (která má být financována jak z vlastních prostředků, tak z očekávaných dotací) a maximální výše státní podpory, která může být udělena v období deset let. Ze souboru jsme vyřadili firmy, které ukončily projekt (obvykle v období přípravy). To se týkalo 29 projektů. Zůstalo tedy 563 projektů/firem.¹¹

Druhý datový soubor jsou roční podniková data shromažďovaná ČSÚ v období 1998–2008. Podniková data jsme obdrželi v anonymizované podobě. Jejich anonymní identifikátor umožňuje tvorbu delších časových řad a tvorbu panelových dat na úrovni podniku. U každého podniku je identifikováno vlastnictví (zahraniční a domácí) a hlavní činnost podle OKEČ. Soubor obsahuje všechny firmy s 20 a více zaměstnanci, v případě menších firem je proveden náhodný výběr za účelem monitorování rozdělení pozorovaných charakteristik celé populace firem v ekonomice. Soubor obsahuje kolem 50 pozorovatelných charakteristik firem, z nichž jsme použili aktiva, počet zaměstnanců, mzdy, tržby za prodané výrobky a služby, investice (objem hmotných a nehmotných investic), počet zaměstnanců ve výzkumu a vývoji a dotace z veřejných prostředků.

Jelikož byla podpora v období měření zákonem omezena na zpracovatelský průmysl, z původního datového souboru jsme vybrali pouze zpracovatelské firmy (OKEČ 15-37). Dále jsme odstranili ze souboru firmy, které vykázaly nulové nebo záporné tržby s tím, že se musí jednat o chybu ve vykazování, nebo že firma není na trhu v daném roce. Nakonec jsme odstranili firmy s méně než 10 zaměstnanci.¹² Takto jsme získali v průměru přibližně 7 000 firem ročně pro období 2004–2008.

Propojením obou datových souborů jsme identifikovali podpořené firmy v datech ČSÚ a přiřadili jim období, výši podpořené investice a výši investiční pobídky. Tento

10 <http://www.czechinvest.org/investicni-pobidky-zpracovatelsky-prumysl> (přístup 1. 1. 2011).

11 Jelikož jedna firma získala více projektů jen výjimečně (cca 4 % všech případů) a z měřených firem to nebyla žádná, používáme slova projekt a firma jako synonyma.

12 V souboru podpořených firem se sice nevyskytují menší firmy než s 20 zaměstnanci, v souboru dat z ČSÚ jsme ponechali rezervu (podniky s 10-19 zaměstnanci pro případ, že by jako kontrolní firma byla vhodná firma s např. 17 zaměstnanci.

krok byl nezbytný pro porovnání investiční aktivity podpořených firem (*treated*) a nepodpořených firem, vybraných jako kontrolní firmy (*control*) na základě párové odhadové funkce (*matching estimator*), (podrobnosti v dalším textu). Z 563 podpořených firem se podařilo propojit se statistickými daty 489 firem.¹³

Pro naši analýzu jsme potřebovali vyvážený panel pro pětileté období 2004–2008 (vysvětlení viz níže), který by obsahoval jak podpořené tak nepodpořené firmy. Po úpravě dat o chybějící pozorování (ne všechny firmy vykazovaly v celém období) jsme získali přibližně 3 000 pozorování ročně. Podpořené firmy měly vyšší vykazovací disciplínu.¹⁴ Nabízí se zde tedy otázka vychýleného odhadu, a to z důvodu možné pozitivní korelace vykazovací disciplíny s výkonností firmy. Ze zákona nemají být poskytnuty pobídky firmě, která má blízko k bankrotu.¹⁵ Lze tedy předpokládat, že pobídky získaly firmy s nadprůměrnou výkonností. Nelze tedy očekávat, že pobídky umožnily firmám přežít, a přeživší (nebo spíše pravidelně vykazující firmy) jsou tak přibližně adekvátní protějšky k srovnání.

Tabulka 1 ukazuje kolik procent podpořených firem z projektů v letech 2003 až 2008 (sloupce) jsme schopni identifikovat v datech ČSÚ v konkrétních letech 2003–2008 (řádky).

Tabulka dokládá, že velká část firem byla a fungovala na trhu nejméně jeden rok před tím, než obdržela pobídku. Např. z projektů roku 2006 jsme v datech roku 2006 identifikovali 74 % firem (tučně zvýrazněné) a 64 % ze všech firem dle dostupných dat existovalo již v roce 2005 i 2004 (opět tučně zvýrazněné). Dále, tento podíl významně roste s postupem let: z projektů udělených v roce 2008 až 61 % firem existovalo a fungovalo v ČR již v roce 2003 (tučně zvýrazněné).

Tabulka 1

Podíly identifikovaných firem s investiční podporou (P) v datech ČSÚ dle jednotlivých let (Data)

	P2003	P2004	P2005	P2006	P2007	P2008
Data 2003	54%	50%	48%	53%	55%	61%
Data 2004	86%	73%	67%	59%	64%	64%
Data 2005	93%	90%	85%	66%	64%	69%
Data 2006	96%	90%	91%	80%	74%	76%
Data 2007	93%	90%	89%	90%	91%	91%
Data 2008	96%	100%	96%	94%	93%	90%

Zdroj: data ČSÚ a Czechinvest.

13 Zbývající firmy se nepodařilo identifikovat zejména kvůli chybě v názvu firmy.

14 Přibližně 70 % podpořených firem ve vyváženém panelu, zatímco v případě nepodpořených firem pouze to bylo pouze 40 %.

15 Vyhláška č. 250/2004 Sb., kterou se stanoví sektory, v nichž nemohou být uděleny investiční pobídky.

Z tabulky 1 dále plyne naše volba období pro měření. Šedě zvýrazněná pole ukazují potenciální roky pro výpočet. Rok 2004 měl celkově malý počet projektů (absolutně celkem pouze 15 projektů v identifikovaných v datech ČSÚ) a pro průběh projektů z let 2007 a 2008 ještě nemáme k dispozici data (byla by potřeba data do roku 2011). Kompromisním řešením byl výběr roků 2005 a 2006. V těchto letech jsme dosáhli balancovaný panel 2004–2008 s 39 a 55 projekty.¹⁶

Dalším problémem bylo stanovení období měření. Projektům jsou přidělovány pobídky měsíčně a od měsíce přidělení běží tříletá lhůta pro splnění projektu. My ale máme k dispozici pouze roční data o investicích firem. Z tohoto důvodu jsme v případě roku 2005 (Verze A) model počítali pro období 2005–2008. Toto období zahrnuje v průměru jeden rok investic mimo období přidělených pobídek u každé firmy. V případě, že firmy, které požádaly o pobídky, investují v průměru více (i bez pobídek), náš odhad bude vychýlen směrem nahoru.

Pro rok 2006 (Verze B) jsme model počítali pro období 2006–2008 a tak v tomto případě, firmy měly na konci měření 1–12 měsíců k tomu, aby zakončily projekt. Pokud předpokládáme rovnoměrné rozložení investic v čase, můžeme očekávat, že 5–33 % celkového objemu investic bude dodatečně investováno v roce 2009. Oba odhady budou z tohoto důvodu naopak podhodnoceny (viz i pozn. 16).

Tabulka 2 podává popis vybraných ukazatelů firem zahrnutých do analýzy použitých níže v našem modelu. Z tabulky 2 vidíme, že o podporu si žádaly firmy s určitými specifickými charakteristikami. Údaje v tabulce 2 podávají informaci o charakteristikách firem rok před udělením pobídek, tudíž nemohou být interpretovány jako *příčina* udělení pobídek.

Tabulka 2

Srovnání podpořených a nepodpořených firem

Ukazatel rok před získáním pobídky	PROJEKTY 2005		PROJEKTY 2006	
	podpořené	nepodpořené	podpořené	nepodpořené
Počet zaměstnanců	551,4 (771,9)	204,8 (409,1)	560,8 (541,7)	203,3 (386,8)
Tržby	1 965 537 (3 800 031)	493 681 (1 969 450)	1 892 583 (2 374 173)	480 189 (1 915 872)
Aktiva	1 907 787 (3 419 930)	570 292 (2 162 104)	2 498 491 (4 395 979)	541 560 (2 181 037)
Průměrná mzda	242,3 (61,5)	201,3 (78,0)	249,1 (61,3)	204,7842 (75,52)
Zahraniční firma¹⁷	0,81 (0,40)	0,31 (0,46)	0,55 (0,49)	0,21 (0,39)
Počet firem	52	3 278	55	2 973

Zdroj: data ČSÚ, peněžní ukazatele v tis. Kč; jedná se o průměry a v závorkách je uvedena směrodatná odchylka.

16 V případě roku 2005 jsme použili i 15 projektů ze začátku roku 2006 (první čtvrtletí). Důvodem je zvýšení robustnosti měření. Je nutno si uvědomit, že některé z firem ještě mohou investovat 1–3 měsíce na začátku roku 2009, a s tím interpretovat i výsledky.

17 Umělá (dummy) proměnná.

Po odstranění dvou odlehlých pozorování – firmy, která má 21 000 (podpořená) a téměř 11 000 zaměstnanců (nepodpořená), je stále ještě patrné, že podpořené firmy jsou významně větší co do počtu zaměstnanců, co do tržeb i co do průměrných aktiv na firmu. Také je pravděpodobné, že podpořené firmy budou v zahraničním vlastnictví. Navíc (a to tabulka 2 nezachycuje), podpořené firmy mají v průměru častěji zaměstnance ve výzkumu a vývoji (a také více) a vyšší kapitálovou intenzitu. Podpořené firmy též platí v průměru vyšší roční mzdy o 40 000 Kč, což je v souladu se zjevnou vyšší průměrnou produktivitou práce. Jelikož se jedná o různé rozdíly mezi různými charakteristikami (a jak ukazují směrodatné odchylky i podporu dostaly různorodé firmy), je nutno kontrolní firmy pro srovnání investiční aktivity získat na základě jednotné škály. Jejím získání věnujeme následující kapitulu.

Kauzální efekt investičních pobídek jsme odhadovali pro všechny investice a ne pouze pro zahraniční firmy. Skutečnost, že u každé firmy jsme schopni rozlišit zahraniční a domácí vlastnictví budeme uvažovat v prvním kroku analýzy, jelikož je to (jak vyplývá již z popisných charakteristik) pravděpodobně významný faktor ovlivňující skutečnost, že firma zažádá o pobídky.

Dále, naše odhady se omezují na firmy, které jsou již na trhu etablované (mají alespoň rok před získáním pobídek nenulové tržby). Zohlednění vstupu nových firem na trh je obecně možné modelovat jak na mikroúrovni (Bresnahan a Reiss, 1991) tak na makro úrovni (Olley a Pakes, 1996), ale explicitní model by vyžadoval data i modelování přesahující záměr této práce. Naše výsledky musí být i vzhledem k této okolnosti interpretovány opatrně.

4. Model

Náš model byl inspirován metodou párové odhadové funkce (*matching estimator*),¹⁸ což je neexperimentální identifikační strategie hojně užívaná v empirickém výzkumu (Angrist, 1998; Heckman et al., 1997).¹⁹ Metoda párové odhadové funkce srovnává výsledky firem/lidí, které se účastní nějakého programu (pobídkového, dotačního atd.) s firmami/lidmi, které/ří se programu neúčastní.

Základním principem párování (*matching*) v našem kontextu je vyhledání firem které mají podobnou pravděpodobnost obdržení pobídek jako jednotlivé podpořené firmy (na základě podobnosti pozorovatelných charakteristik firem obou skupin rok před udělením pobídek).²⁰ Po spárování na základě odhadnuté pravděpodobnosti získání pobídek srovnáváme výkon (konkrétně investice) podpořených firem a firem nepodpořených (ale s adekvátní pravděpodobností). Výše investic je srovnávána přibližně v období tří let po obdržení podpory, což je lhůta stanovena zákonem pro plnění projektů ze strany firem.

18 Není k dispozici vhodný český překlad, proto používáme anglický výraz.

19 Přehled lze najít v Caliendo a Kopeinig, 2008.

20 Tato metoda, pokud je nám známo, nebyla dosud použita pro vyhodnocení kauzálních dopadů programů investičních pobídek.

Měření kauzálního dopadu investičních pobídek je typická „kontrafaktuální analýza“ (*counterfactual analysis*) tom smyslu, že hledáme odpověď na otázku „Kolik by bylo investic, kdyby neexistovaly investiční pobídky?“. Jinak řečeno, snažíme se zjistit, zda jsou investice vyvolané pobídkami, nebo zda by firmy investovaly tyto prostředky i bez existence vládního programu investičních pobídek. Cílem měření průměrného efektu podpory na investice podpořených firem je střední hodnota efektu (E) dána výrazem (analogicky dle zápisu v Angrist, 1998, s. 252, nebo v Lechner, 2000, s. 356):

$$E(Y_1 - Y_0 | G = 1) = E(Y_1 | G = 1) - E(Y_0 | G = 1) \quad (1)$$

Y označuje veličinu značící dva možné výsledné objemy investic u konkrétní firmy v námi měřeném období, kde Y_1 jsou investice v případě, že firma pobídku má a Y_0 jsou investice (té samé!) firmy, v případě, že by pobídku neměla. G je dummy proměnná, která označuje skupinu, do které firma patří ($G = 1$ znamená, že firma je v skupině firem s pobídkou: v rovnici /1/ tedy pojednáváme pouze o firmách, které pobídku dostaly).

Je zřejmé, že tento průměrný efekt není možné nikdy pozorovat přímo, protože firma nemůže pobídku v jednom období zároveň dostat i nedostat. Efekt tedy musí být odhadnut.

Srovnáme-li firmy, které pobídku dostaly ($G = 1$), a firmy, které pobídku nedostaly ($G = 0$), získáme následující výstup (opět analogicky dle zápisu v Angrist, 1998, s. 253):

$$E(Y_1 | G = 1) - E(Y_0 | G = 0) = \underbrace{E(Y_1 - Y_0 | G = 1)}_{ATET} + \underbrace{\{E(Y_0 | G = 1) - E(Y_0 | G = 0)\}}_{\text{selection bias}} \quad (2)$$

Rovnice značí, že prostý rozdíl průměrné investiční aktivity podpořených a nepodpořených firem (levá strana) je složen z dvou složek (pravá strana). První složka je *ATET* (*average treatment effect on treated*): je to odhadovaný kauzální efekt politiky, tj. kauzální zvýšení investic u podpořených firem z důvodu investičních pobídek. Tato složka se shoduje s rovnicí (1). Druhou složkou je chyba odhadu způsobená selekcí firem, která nemá povahu náhodného výběru (*selection bias*): podpořené firmy se od ostatních firem systematicky liší pozorovatelnými i nepozorovatelnými charakteristikami.

Naši ambicí je co nejvíc snížit tuto chybu odhadu tím, že vybereme v prvním stupni modelu nejvhodnější dostupné nepodpořené firmy, a podpořené firmy (*treated*) budeme v druhém stupni modelu srovnávat pouze s těmito nepodpořenými firmami (*control*).

Stupeň 1: Odhad pravděpodobnosti získání pobídky

Pro odhad pravděpodobnosti, že firma dostane pobídku v dalším roce, jsme použili binární probitový model (*Probit model*). Tento přístup je aplikován ve většině studií, které pracují s empirickou strategií *matching estimator*.²¹ Jelikož odhadujeme pravděpodobnosti participace na investičních pobídkách (dále *propensity scores*) na základě pozorovatelných charakteristik v roce před poskytnutím pobídek, není třeba mít obavy o možnou endogenitu proměnných vzhledem k pobídkám. Skupina firem, na které byly odhadovány parametry na základě binárního probitového modelu, se skládá z firem, které vykázaly činnost ve všech letech v období 2004–2008.

Odhadovaný model prvního stupně může být zapsán rovnicí:

$$P(G = 1 | X = X_i) = \varphi(X\beta) \quad (3)$$

G je závislá 0-1 umělá proměnná (*dummy*): $G_i = 1$ v případě, že firma i byla příjemce vládní dotace v roce 2005 (Verze A), resp. 2006 (Verze B). Odhadovanou veličinou je tedy pravděpodobnost získání pobídky v následujícím roce pro firmu i s konkrétními charakteristikami X_i v roce 2004 (Verze A), resp. 2005 (Verze B). $\Phi(X\beta)$ je standardní normální kumulativní distribuční funkce.

X_i označuje vysvětlující proměnné, u kterých očekáváme, že determinují pravděpodobnost obdržení pobídky. Výběr vysvětlujících proměnných vychází z předešlých studií a z omezení daných disponibilními daty.

Ideálně by měly být zahrnuty všechny proměnné, které mohou teoreticky ovlivnit rozhodnutí požádat o pobídky. Předpokládáme, že pravděpodobnost žádosti o pobídky je rostoucí funkcí objemu zamýšlených investic v budoucích letech. Tento objem by bylo vhodné aproximovat na základě investiční funkce. Jelikož používáme pro odhad stupně 1 pouze průřezová data, není tato aproximace proveditelná, protože vyžaduje delší časovou řadu (Jorgenson et al., 1970, nebo Faini a Schiantarelli, 1987). Použili jsme následující vysvětlující proměnné:

$\log_employ_i$ značí přirozený logaritmus průměrného počtu zaměstnanců uvedeného firmou. Tato proměnná by měla zohlednit vliv velikosti firmy. Očekávané znaménko je pozitivní – čím větší je firma, tím více firma investuje. Proto je větší pravděpodobnost, že firma podá žádost o pobídky. Navíc lze předpokládat, že se u podávání projektu uplatňují úspory z rozsahu a větší firmy mají vyšší lobbistickou kapacitu. Rozhodovali jsme se mezi počtem zaměstnanců a aktivy firmy. Počet zaměstnanců je obecně považován za méně volatelní proměnnou (Jorgenson et al., 1970), a tak vzhledem k průřezovému charakteru našich dat jsme zvolili počet zaměstnanců.

$\log_sales_i$ – značí přirozený logaritmus tržeb z prodeje vlastních výrobků a služeb firmy i za rok. Je to proměnná, která slouží jako *proxy* proměnná pro aktivitu firmy. Vzhledem k tomu, že tržby jsou alternativním ukazatelem velikosti firmy, a že se předpokládá růst produktivity s růstem objemu tržeb, lze očekávat i v tomto případě pozitivní znaménko (Bronzini a Blasio; 2006, p. 9–12).

21 Např. Heckman et al. (1997), Angrist (1998), Lechner (2000).

$\log_avg_wage_i$ – značí přirozený logaritmus průměrné mzdy. Firmy, které expandují a investují, budou pravděpodobně nabízet vyšší průměrnou mzdu. Proto i zde je očekáván pozitivní vztah vzhledem k poskytnutím pobídek.

own_rate_i – značí poměr vlastního kapitálu a pasiv firmy i . (Jorgenson et al., 1970, p. 192; Bronzini a Blasio; 2006, p. 9–12)

$dynamic_i$ – značí umělou proměnnou, která je rovna jedné v případě firem, u nichž je v roce před získáním pobídky podíl investic na celkových aktivech firmy vyšší než 10 %. Jelikož nemáme informaci o stáří firmy, zastoupili jsme jej investiční aktivitou. I zde očekáváme pozitivní vztah k pobídkám, protože očekáváme vyšší míru investic.

rad_i – značí umělou proměnnou, která je rovna 1, pokud je počet zaměstnanců ve výzkumu a vývoji vyšší než 0. Očekáváme pozitivní znaménko, protože program pro investiční pobídky je orientován na technologicky náročná odvětví – vyžaduje významný podíl investic do moderní technologie a poskytuje bonusy pro aktivity ve výzkumu a vývoji (R&D).

$foreign_i$ – značí umělou proměnnou, která je rovna 1 v případě, že podíl zahraničního vlastníka na vlastním jmění přesahuje 10 %, respektive zahraniční vlastník má kontrolu nad strategickými rozhodnutími podniku. I zde jsme očekávali pozitivní znaménko, jelikož program je orientovaný na zahraniční investory, od nichž očekává transfer technologií a tvorbu nových pracovních míst (viz MPO, 2006).

cap_intens_i značí umělou proměnnou, která se rovná jedné, pokud kapitálová intenzita (aktiva/počet zaměstnanců) překročí 75 % kvantil. Ten je vybrán vzhledem k distribuci kapitálové intenzity firem. Očekáváme pozitivní znaménko, protože jednou z podmínek zákona je minimální podíl strojního zařízení na investici 40 %.

$other_subs_i$ značí umělou proměnnou, která je rovná 1 pokud je firma příjemcem jiné podpory či dotace než tvoří pobídky. Zavádíme tuto proměnnou, protože chceme postihnout vzorec rozhodování firmy. Očekávané znaménko není zřejmé – jiné dotace mohou signalizovat nepozorovanou schopnost firmy využít veřejné prostředky, na druhé straně o dotace mohou žádat firmy, které jsou před bankrotem, a nemají již co ztratit (Baldwin a Frederic, 2002). Nakonec mnohé dotační programy obsahují podmínku výlučnosti, a proto jiné dotace mohou být spíše substitutem pobídek.

Použitá data jsme v souladu s literaturou normalizovali pomocí přirozených logaritmů (zaměstnanci, tržby). V případech, kde rozdělení hodnot veličin jasně rozdělovalo soubor firem na dvě skupiny, jsme použili umělou proměnnou (podíl investic na kapitálu; zahraniční vlastnictví, kapitálová intenzita, jiné dotace). Kromě výše uvedených úprav dat jsme ze zásoby nepodpořených firem vynechali firmy, které získaly pobídky před nebo po vybraném roce.²²

Odhady pravděpodobnosti získání pobídky na základě ukazatelů předchozího roku (1. stupeň modelu) jsou uvedeny v tabulce 3. V případě všech specifikací mají všechny koeficienty (s výjimkou nevýznamnosti průměrné mzdy) očekávané znaménko.

22 V druhém stupni modelu, u srovnání investiční aktivity podpořené firmy z roku 2005 s firmou podpořenou v r. 2004, by očekávaný výsledek byl (i za splnění našich předpokladů) v průměru nulový (bez ohledu na účinnost politiky pobídek).

Tabulka 3
Odhady binárního probitového modelu

proměnná	PROJEKTY 2005			PROJEKTY 2006		
	specif. (1)	specif. (2)	specif. (3)	specif. (1)	specif. (2)	specif. (3)
log_employ	0,385*** 0,000	0,424*** 0,000	0,258*** 0,000	0,251** 0,050	0,329*** 0,002	0,215** 0,050
log_sales	-0,111 0,126	-0,127* 0,067		0,201* 0,076	0,055 0,541	0,238** 0,014
log_avg_wage	0,020 0,942	0,127 0,605		0,047 0,872	-0,097 0,689	
own_rate	0,093 0,754	0,026 0,923		-0,317 0,285	-0,3737732 0,129	
dynamic (UMĚLÁ)	0,850*** 0,000	0,922*** 0,000	0,798*** 0,000	1,640*** 0,003	1,574*** 0,002	1,793*** 0,001
rad UMĚLÁ	0,217 0,216	0,281* 0,096		-0,092 0,581	0,039 0,791	
foreign UMĚLÁ	0,591*** 0,000	0,620*** 0,000	0,587*** 0,000	0,00141 0,33	0,0041*** 0,001	
cap_intens UMĚLÁ	0,875*** 0,000	0,917*** 0,000	0,793*** 0,000	0,561*** 0,002	0,706*** 0,000	0,543*** 0,002
other_subs UMĚLÁ	-0,539** 0,037	-0,579** 0,020	-0,435* 0,074	0,100 0,514	0,054 0,692	
konstanta	-4,067*** 0,004	-4,846*** 0,000	-4,54*** 0,000	-6,621*** 0,000	-4,600*** 0,000	-6,743*** 0,000
N	3 327	10 561	3 330	3 025	6 975	3 027
podpořených	50	50	50	73	73	73
Pseudo R2 ²³	0,294	0,3735	0,279	0,242	0,269	0,237
LR chi2	149,910	241,2	144,84	132,96	198,000	130,17
Prob > chi2	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

Pod koeficienty jsou uvedeny p-hodnoty: * pro $p < 0,1$; ** pro $p < 0,05$; a *** pro $p < 0,01$; Závislá proměnná $G=1$ pokud firma dostala pobídku v roce 2005 (2006).

První specifikace je základní a vstupuje do druhého stupně modelu popsaného níže. Druhá specifikace pracuje v prvním stupni se všemi firmami dostupnými v roce před udělením pobídky (tj. nejen s firmami vykazujícími ve *všech* letech měření). Koeficienty nejsou v obou letech významně odlišné a model by na základě pravděpodobnosti pobídnutým firmám našel stejné (podobné) protějšky. Nemusíme se tedy obávat významné chyby ve výběru způsobené vyváženým panelem. Potvrdilo se tím očekávání, že pobídku získávají firmy úspěšné a velké. Firmy s podobnou pravděpodobností získání pobídky jako podpořené firmy tedy většinou odevzdávají výkazy ČSÚ po celé období měření a jsou zachovány ve vyváženém panelu. Ve třetí specifikaci pro

23 Pseudo R2 je analogie standardního R2 v nelineárních modelech. Udává, o kolik více vysvětluje model napozorované hodnoty vysvětlované proměnné než model bez vysvětlujících proměnných. Použitý software STATA tento koeficient počítá jako $R^2 = 1 - (L1/L0)$, kde L jsou odhadnuté hodnoty věrohodnosti za (L1) a bez (L0) použití našich vysvětlujících proměnných.

úplnost uvádíme model za použití pouze významných proměnných. Koeficienty jsou opět velmi podobné.

První statisticky významnou determinantou je ve všech specifikacích velikost firmy měřena logaritmem počtu zaměstnanců (*log_employ*). Koeficient má očekávané znaménko – o pobídky žádají nadprůměrně velké firmy. Vysoká dynamika (*dynamic*) v roce před získáním pobídky (měřena jako podíl investic daného roku na aktivech) je další významnou vysvětlující proměnou.²⁴ Podobně, jak jsme předpokládali, v obou letech podpory pravděpodobnost obdržení pobídky roste v případě kapitálově intenzivních firem (*cap_intens*), které jsou na počátku životního cyklu.

Koeficient pro výzkumnou a vývojovou činnost (*rad*) je signifikantní pouze v jedné ze specifikací. Tuto skutečnost je možné vysvětlit tím, že pobídky mohou mít dynamický efekt v čase, a nejsou tudíž *ex ante* vybírány firmy orientované na výzkum a vývoj.

U Verze A (projekty 2005) negativní znaménko u koeficientu „jiné dotace“ (*other_subs*) naznačuje, že pobídky jsou substitutem pro jinou formu podpory spíše než komplementem. Naopak kladné znaménko u proměnné (*foreign*) odráží silné zastoupení zahraničních firem mezi podpořenými projekty.

U Verze B (projekty 2006) v základní specifikaci jsou statisticky významné i tržby (*log_sales*) a mají očekávané znaménko. Naopak proměnná *foreign* je zde v zúžené specifikaci (1 a 3) statisticky nevýznamná a získání pobídky je vysvětlováno variabilitou ostatních proměnných.

Přesto, že většina významných proměnných jsou umělé (*dummy*) proměnné, je celková vypovídací síla modelů měřena mírou věrohodnosti chi-kvadrát pro všechny odhadnuté rovnice vysoce signifikantní ($\chi^2 = 132\text{--}241$; *p*-hodnota = 0,000). To nám umožňuje vyslovit závěr, že vysvětlující proměnné (včetně umělých) představují dobrou soustavu faktorů, které determinují udělení pobídky.

Pseudo R^2 se v jednotlivých specifikacích pohybuje v rozmezí 0,24–0,37. Naší ambicí není (ani nemůže být) proces získání pobídky vysvětlit úplně, spíše hledáme společné kritérium pro seřazení firem na jednu škálu. Výše koeficientu je obdobná jako ve výše referovaném výzkumu užívajícím metodu párování.

Pro kontrolu robustnosti jsme kromě výše zmíněných specifikací vyzkoušeli různé definice a varianty proměnných: dynamické proměnné (umělá vs. původní tvar). Výsledky však byly velmi podobné a finální specifikaci (1) jsme použili dle níže popsaných omezení.

Jak bylo řečeno výše, základním principem párování či přiřazování (*matching*) je vyhledání firem, které mají podobnou pravděpodobnost obdržení pobídek vzhledem ke všem pozorovatelným charakteristikám. První stupeň modelu umožnil překonat vícerozměrnost problému: z mnoha pozorovatelných charakteristik firem jsme vzhledem k získání pobídek vygenerovali jedno číslo pro každou firmu, totiž odhadnutou pravděpodobnost jejich získání pobídek v následujícím roce.

24 Odlišná výše koeficientu *dynamic* ve Verzi A a Verzi B je dána použitím přímo měřené dynamiky ve Verzi B (nebylo použito umělé proměnné). Umělé proměnné jsme používali v případě, že to jednoznačně odpovídalo distribuci firem anebo v případě splnění požadavku pro vyvážení (viz níže).

Další práce by však nebyla možná v případě, že podpořené a nepodpořené firmy se nacházejí ve zcela jiných „pásmech“ pravděpodobnosti. Všechny firmy jsou rozděleny v regionu (oblasti) odhadnuté pravděpodobnosti 0–0,4 a lze očekávat odlišné umístění vzhledem k podpoře: velká většina firem bez pobídek (80%) patří do oblasti pravděpodobnosti pod 0,125. Ale nepodpořené firmy pokrývají i zbytek intervalu odhadnuté pravděpodobnosti, a tak je možné k podpořeným firmám hledat páry v přijatelné vzdálenosti.

Dále, je nutno zkontrolovat rozdělení vysvětlujících proměnných v rámci jednotlivých bloků pravděpodobnosti. Podobně jako ve studii Becker a Ichino, (2002) a Caliendo a Koepnig (2008, s. 47–49), jsme testovali hypotézu jejich vyváženosti (*balance hypothesis*). Základem této kontroly je ověření, zda průměry vysvětlujících proměnných v rámci jednotlivých oblastí pravděpodobnosti nejsou statisticky významně odlišné mezi podpořenými a nepodpořenými firmami. Podmínka vyváženosti byla splněna, a to nám umožnilo přistoupit ke stupni 2.

Stupeň 2: Výsledky odhadu ATET (average treatment effect on treated)

V druhém stupni našeho modelu porovnáme investiční chování podpořených firem s chováním podobných firem nepodpořených pobídkami. V návaznosti na obvyklé použití párové odhadové funkce (*matching estimator*) se jedná o průměrný rozdíl v klíčové proměnné mezi podpořenými a vybranými nepodpořenými firmami (viz např. Lechner, 2000, str. 368). Tento rozdíl je upraven o fakt, že páry firem jsou tvořeny již na základě statistického odhadu v stupni 1 (viz níže).

Proměnná, která nás především zajímala, je celkový objem investic podpořených ve třech letech po získání podpory, ve kterých musí investice dle podmínek podpory proběhnout.²⁵ V případě roku podpory 2005 jsme tuto proměnnou získali agregací investic do hmotného a nehmotného majetku v letech 2005–8 pro každou firmu. U firem podpořených v roce 2006 jsme agregovali celkové investice v letech 2006–8. Tyto firmy mohou ještě investovat během dalších 1–12 měsíců po měřeném období.

Vzhledem k tomu, že zásoba firem, ze které model vybírá kontrolní firmy, není velká (řádově 3 000 firem), cílovou veličinu normujeme v souladu s jinými výzkumy²⁶ výši aktiv na začátku období podpory. Ponechání absolutní veličiny by mohlo být citlivé pro několik nepřesných dvojic (příliš velkých či malých firem v párech).

Ve stupni 2 párové odhadové funkce (*matching estimator*) vybírá na základě pravděpodobnosti, že firma dostane pobídku v následujícím roce (odhadnuté v stupni 1), ke každé podpořené firmě kontrolní firmy ze skupiny nepodpořených firem. Jak vyplývá z popisu Caliendo a Kopeinig (2008, s. 42–45), mohli jsme vybírat různé přiřazovací algoritmy. Naše podpořené firmy jsou rozloženy v horní oblasti pravděpodobnosti (80% z nich patří do horních 20%) a rozložení nepodpořených firem je inverzní.

25 Zákon č. 72/2000 Sb.

26 Např. Bronzini, R., de Blasio, G. 2006.

Proto by použití algoritmu typu *Kernel Matching*²⁷ přineslo odhady s vysokým šumem a pravděpodobně i vychýlené (srovnávat malé firmy z počátku rozdělení – i když s malou váhou – s „giganty“ ve vrchních regionech rozdělení nedává smysl). Proto jsme vybrali *matching* metodu „nejbližšího souseda“ (*Nearest Neighbor Matching*), která porovnává výstupy každé podpořené firmy s jednou (nebo dvěma) firmami, které jsou nejbližší k ní (co do pravděpodobnosti, že firma dostane pobídku v následujícím roce).

Předtím, než uvedeme výsledky odhadu, zkontrolujeme, zda algoritmus skutečně vybral z řady nepodpořených firem firmy „podobnější“, než je celá populace firem. Již letmý pohled na tabulku 4 odhalí, že firmy jsou nyní řádově podobnější (zejména v případě projektů roku 2006). Zatímco ve srovnání firem se všemi nepodpořenými firmami (viz tabulka 2) byly podpořené firmy v průměru násobně větší (měřeno počtem zaměstnanců i aktiv) a měly vyšší průměrné mzdy, v případě nalezených dvojic (tabulka 4) jsou tyto rozdíly již většinou zanedbatelné. Totéž je zřejmé i v případě průměrných hodnot.

Tabulka 4

Srovnání podpořených a kontrolních firem, projekty roku 2005 a 2006

Ukazatel rok před získáním pobídky	PROJEKTY 2005		PROJEKTY 2006	
	podpořené	kontrolní	podpořené	kontrolní
Počet zaměstnanců	551,4 (771,9)	569, 3 (666,4)	560,8 (541,8)	555,2 (554,1)
Tržby	1 965 537 (3 800 031)	1 565 738 (1 852 513)	1 892 583 (2 374 173)	1 749 129 (1 878 394)
Aktiva	1 907 787 (3 419 930)	2 742 280 (5 946 227)	2 498 491 (4 395 979)	2 305 129 (2 759 603)
Průměrná mzda	242,3 (61,5)	248,8 (69,2)	249,2 (61,4)	273,8 (76,6)
Zahraniční firma	0,81 (0,40)	0,79 (0,41)	0,56 (0,49)	0,64 0,45
Počet firem	34-52	32-43	55	40

Výsledky odhadu v druhém stupni modelu ukazuje tabulka 5. Jedná se o výstup statistického softwaru STATA,²⁸ přičemž t-statistiky byly získány běžným způsobem z koeficientů a standardních chyb. Jak již bylo uvedeno výše, měříme rozdíly míry investic mezi podpořenými firmami a firmami přiřazenými pomocí párové odhadové funkce.

Je zřejmé, že dle našeho odhadu je ATET v obou letech podpory pozitivní a signifikantní. Firmy tedy ve sledovaném tříletém období skutečně investovaly v průměru více než jejich podobné protějšky.

27 Kernel matching používá všechny firmy, přičemž dává různě váhy pozorováním podle vzdálenosti mezi podpořenou firmou a danou firmou.

28 Příkaz „psmatch2“, více informací o modulu na <http://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s432001.html> (přístup 7. 1. 2012).

Tabulka 5

ATET odhady pro projekty podpořené v r. 2005 a 2006

verze matching algoritmu	PROJEKTY 2005		PROJEKTY 2006	
	odhad ATET	t statistika	odhad ATET	t statistika
1nn	0,1277**	2,13	0,093**	1,99
2nn	0,1251**	2,42	0,121***	2,92
počet projektů	38		55	
počet všech srovnávaných firem	2934 ³		3025	

** pro $p < 0,05$ a *** pro $p < 0,001$. Statistiky vyplývají z upravených standardních chyb metodou „bootstrapping“. ³⁰

ATET je tedy rozdíl v míře investic ve smluveném období získaný jako podíl všech investic dané firmy ve čtyřletém (tříletém) intervalu a aktiv na začátku tohoto období. V obou verzích jsme odhadli ATET ve dvou provedeních: v prvním provedení (1nn) jsme jako kontrolní firmu vybrali k podpořené firmě pouze první nejbližší firmu (v měřítku pravděpodobnosti získání pobídky). Ve druhém provedení (2nn) jsme pak ponechali první dvě nejbližší firmy. Výsledek to významně neovlivnilo.

Za účelem kalkulace absolutní velikosti tohoto efektu jsme vynásobili aktiva (která normalizují investice na investiční míru) naměřeným rozdílem v míře investic (uvedeným v tabulce 5). Toto nám umožnilo dát váhy rozdílům u jednotlivých firem a vypočítat celkový absolutní průměrný efekt, tj. ATET v absolutním vyjádření. Klíčovým výsledkem pro hospodářsko-politické interpretace je právě poměr tohoto ATET (to, kolik kauzálně firmy investovali více) a objemu celkových investic uvedených v projektech těchto firem.

V případě verze A (podpora roku 2005) byl ATET odhadnut na 60 mil. Kč (v případě 2 kontrolních firem 112 mil. Kč) na firmu ve srovnání s příslibenými 492 mil. Kč, které v průměru podpořené firmy příslibily investovat. Tento výsledek indikuje, že kauzální dopad investičních pobídek na investice je 12–23 %.

V případě verze B (podpora roku 2006) byl ATET odhadnut na 89,9 mil. Kč (v případě 2 kontrolních firem 147 mil. Kč) na firmu ve srovnání s příslibenými 576 mil. Kč, které v průměru podpořené firmy příslibily investovat. Tento výsledek indikuje, že kauzální dopad investičních pobídek na investice je 15–26 %.

Kontrolovali jsme, zda skutečně lze najít kauzalitu mezi těmito vyššími mírami investic a investičními pobídkami. Za tímto účelem jsme spočítali míru investic (podíl investic a aktiv koncem roku *před* získáním podpory) zvlášť pro každou z podpořených a kontrolních firem.

29 Rozdíl v počtu pozorování oproti Tabulce 3, sloupec 1 je dán chybějícími údaji o investicích některých firem (pro měření Stupně 2 byl podmínkou údaj ve všech sledovaných letech).

30 Bootstrapping umožňuje odhad standardních chyb na základě opakovaného výběru. Výše uvedené výsledky odpovídají 100 násobnému opakovanému výběru. Následně jsme (na podnět anonymního oponenta, za který děkujeme) výběr provedli ještě 500 krát. Výše koeficientů se zvýšením počtu opakování nezměnila; standardní chyby se snížili řádově o 2–3 % svých hodnot.

Ukázalo se, že v případě Verze A je míra investic podpořených firem vyšší o 7%, tento rozdíl však byl za hranicí běžně užívaných hladin statistické významnosti (p -hodnota = 0,18). V případě Verze B byla míra podobná, důvodem je zřejmě přesnější měření, které bylo umožněno přímým zařazením míry *dynamic* do modelu – ta očistila difference v předešlém investování již v prvním stupni modelu.³¹ Případná úprava výsledku o předešlé míry by mohla být interpretována jako intuitivní verze odhadové funkce rozdílu v diferencích (*difference-in-differences*). Pro silnější závěry však nemáme k dispozici dostatek pozorování z minulých let.

Předtím, než přejdeme k hospodářsko-politickým implikacím našeho výsledku, připomeňme omezení našeho odhadu. Kromě standardních předpokladů binárního probitového modelu a odhadu *matching* existuje několik možných důvodů vychýlení odhadu jak nahoru, tak směrem dolů.

Vychýlení směrem dolů (podhodnocení efektu) může být způsobeno neukončením období u některých (Verze A) nebo dokonce všech firem (Verze B). Je tedy možné očekávat zvýšení naměřených efektů v obou verzích. Zároveň není investiční aktivita firem rozdělena tak nerovnoměrně, aby se efekt zvýšil několikanásobně.

Pokud pobídky pomohly přežít významnému počtu firem, odhad bude také podhodnocen, protože pro srovnání jsou použity pouze firmy, které zůstaly na trhu. Toto ale vzhledem k designu politiky není pravděpodobné (viz poznámka č. 13).

Existuje též několik důvodů pro vychýlení směrem nahoru. Základním důvodem je možné porušení prvního předpokladu metody párové odhadové funkce (*matching estimator*). Firmy totiž žádají o pobídky na základě soukromé informace a i podpořená firma se stejnými charakteristikami (pozorovatelnými pro výzkumníka) jako kontrolní firma může být zásadně odlišná. O pobídky si požádají firmy, které mají optimistické očekávání o budoucím vývoji svého investování (a v průměru k němu mají i důvod). Jistou selekci naznačuje i vyšší investiční aktivita před získáním pobídky. Lze tedy očekávat, že o pobídky požádají firmy s nejvyšší velikostí a po kontrole velikosti firmy i firmy s vysokou mírou aktuálních a zejména očekávaných investic.

Další důvod pro opatrnost je možná substituce v čase. Teoreticky firmy mohly zrychlit investiční aktivitu za účelem získání podpory. Jak jsme již zmínili výše, tento jev se významně prokázal na případě Itálie (Bronzini a de Blasio, 2006) a substituce v čase byla kompletní. Námi naměřený efekt je krátkodobý – další investiční chování firem odhalí až data z pozdějších let.

V případě verze A zařazujeme do měření v průměru o jeden rok více. Pokud platí výše zmíněná obava týkající se selekce nadproporcionálně investujících firem, tento fakt opět nadhodnotí náš odhad.

Posledním důležitým problémem je omezení našeho odhadu pouze na existující firmy (do analýzy nejsou zahrnuty firmy, které během daného období z trhu vystoupily nebo na trh vstoupily). Interpretace vzhledem k ATET u měřených firem by však tímto faktem neměla být nijak ovlivněna. Toto zúžení nicméně problematizuje zobecnění

31 Jak již bylo zmíněno, náhrada této proměnné za umělou proměnnou ve Verzi A byla způsobena nutností splnit požadavek *balance hypothesis*.

závěrů o kauzálním dopadu podpory na všechny firmy v daných letech. Vzhledem k tomu, že fixní náklady námi měřených firem jsou již utopeny, jsou méně citlivé na podporu než firmy vznikající (zejména ty se zahraniční účastí). Přes tato omezení se domníváme, že náš odhad je relevantní (pokrýváme více než 60 % projektů z uvedeného období) a s postupem času stále více relevantní: drtivá většina podpořených firem od roku 2006 je tohoto typu (v roce 2009 až 90 % – viz tabulka 1).

5. Závěr

Účelem naší analýzy byl odhad efektu programu investičních pobídek na výši investic podpořených firem. Program si klade za cíl zvýšit objem investic v soukromém sektoru v České republice již více než deset let. Z objemu vynaložených veřejných prostředků vyplývá, že ekonomická analýza skutečných efektů je žádoucí a mimořádně aktuální v době, kdy vláda hledá možnosti snížení výdajů státního rozpočtu.

Pomocí dostupných dat a metod ekonometrické analýzy byla prokázána velmi nízká účinnost politiky investičních pobídek. Z každé koruny projektů podpořených z veřejných prostředků byly u podpořených firem touto podporou vyvolány investice maximálně ve výši 0, 26 Kč, tedy v průměru pouze 90 mil. Kč na firmu z celkově přislíbených 576 mil. Kč. Naše výsledky tedy ukazují, že stoprocentní kauzální dopad pobídek na investice lze jednoznačně zpochybnit. Výsledky naší analýzy jsou v souladu s většinou významných nezávislých zahraničních studií, které referujeme výše. Výsledky jsou naopak v rozporu s analýzami vypracovanými pro české vládní instituce poskytující pobídky, které bez hlubší diskuse předpokládají stoprocentní kauzální efekt (tj. že žádné investice by bez projektů nenastaly).

Jelikož jsme vzhledem ke krátké dostupné časové řadě počítali pouze krátkodobý efekt, je naměřený efekt pravděpodobně nadhodnocen v důsledku opomenutí substituce v čase. Naopak, jak bylo popsáno výše, mohou v našem měření některé aspekty konstrukce modelu způsobit vychýlení odhadu efektu směrem dolů. Jedná se zejména o neukončení lhůty pro realizaci projektů u sledovaných firem. Neočekáváme však, že by se naměřený efekt z tohoto důvodu významně změnil.

Měření přesnějších efektů pobídkové politiky bude vyžadovat data pro pozdější období, která umožní prověření substituce v čase. Modelu by dále prospělo zahrnutí více pozorovatelných charakteristik firem získaných přímo z dat institucí poskytujících pobídky.

Jiné možné rozšíření by bylo zohlednění vstupu nových firem na trh. Jak uvádíme výše, naše měření se týká pouze firem, které na trhu fungovaly po celé sledované období, a byly tudíž na trhu etablované. Vstup nových firem na trh (a výstup firem z trhu) je obecně možné modelovat jak na mikroúrovni (Bresnahan a Reiss, 1991) tak na makro úrovni (Olley a Pakes, 1996). Explicitní model by vyžadoval data i modelování přesahující záměr této práce.

Naše výsledky musí být vzhledem k uvedeným problémům interpretovány opatrně. I přesto si dovoluujeme tvrdit, že doporučení pro hospodářskou politiku je z výsledku zřejmé. Jedním z možných způsobů ověření zda jsou naše zjištění zobecni-

telné na současné období, je právě „řízený experiment“ v podobě zrušení investičních pobídek. Je velmi pravděpodobné, že vliv zrušení pobídkového systému na celkový objem investic by nebyl citelný, a tento experiment by přinesl výnosy v podobě úspory výdajů státního rozpočtu.

Literatura

- ANGRIST, J. D. 1998. Estimating the Labor Market Impact of Voluntary Military Service Using Social Security Data on Military Applicants. *Econometrica*. 1998, Vol. 66, No. 2, pp. 249–288.
- BALDWIN, R.; FRÉDERIC R. 2002. Entry and Asymmetric Lobbying: Why Governments Pick Losers. [Working Paper No. 8756], NBER, 2/2002.
- BANGA, R. 2003. Impact of Government Policies and Investment Agreements on FDI Inflows to Developing Countries: An Empirical Evidence. [Working Paper No. 116], Indian Council for Research on International Economic Relations, <http://ideas.repec.org/p/ind/icrier/116.html>.
- BECKER, S. O.; ICHINO, A. 2002. Estimation of average treatment effects based on propensity scores. *The Stata Journal*. 2002, Vol. 2, No. 4: pp. 358–377.
- BILLINGTON, N. 1999. The location of foreign direct investment: An Empirical Analysis. *Applied economics*. 1999, Vol. 31, No. 1, pp. 65–76.
- BOLCHA, P. 2008. O výpočte fiškálního dopadu investičnej podpory. *Politická ekonomie*. 2008, Vol. 56, No. 2, pp. 257–274. ISSN 0032-3233
- BRESNAHAN T. F.; REISS P. C. 1991. Entry and Competition in Concentrated Markets. *The Journal of Political Economy*. 1991, Vol. 99, No. 5, pp. 977–1009.
- BRONZINI, R.; DE BLASIO, G. 2006. Evaluating the Impact of Investment Incentives: The Case of Italy's Law 488/1992. *Journal of Urban Economics*. 2006, Vol. 60, No. 2, pp. 327–349.
- CALIENDO, M.; KOEPNING, S. 2008. Some Practical Guidance for the Implementation of Propensity Score Matching. [Working Paper No. 1588], IZA Discussion Papers, <http://ideas.repec.org/p/iza/izadps/dp1588.html>.
- CANNARI, L.; D'AURIZIO, L.; DE BLASIO, G. 2007. The effectiveness of investment subsidies: Evidence from survey data. *The Journal of the Italian Economic Association*. 12/2007, Vol. 12, No. 3, pp. 329–346.
- DEMEKAS, D. G.; HORVÁTH, B.; RIBAKOVA, E.; YI WU. 2005. Foreign Direct Investment in Southeastern Europe: How (and How Much) Can Policies Help? [IMF Working Paper WP 05/110, 6/2005] <http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2005/wp05110.pdf>
- DINGA, M. 2010. Do Investment Incentives Attract More FDI? A Regression-Discontinuity Approach. [Working paper, CERGE-EI], www.cergeei.cz/pdf/gdn/RRCVIII_83_paper_01.pdf.
- FAINI, R.; SCHIANTARELLI, F. 1987. Incentives and Investment Decisions: The Effectiveness of Regional Policy. *Oxford Economic Papers*, New Series. 9/1987, Vol. 39, No. 3, pp. 516–533.
- GLOBERMAN, S.; SHAPIRO, D. M. 1998: The Impact of Government Policies on Foreign Direct Investment: The Canadian Experience. *Journal of International Business Studies*. 1999, Vol. 30, No. 3, pp. 513–532.
- HECKMAN, J. J.; ICHIMURA H.; TODD P. 1997 Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Programme. *The Review of Economic Studies*. 1997, Vol. 64, No. 4, pp. 605–654.
- JORGENSON, D. W.; HUNTER, J. M.; NADIRI, I. 1970. A Comparison of Alternative Econometric Models of Quarterly Investment Behavior. *Econometrica*. 1970, Vol. 38, No. 2, pp. 187–212.
- KRÁL, P. 2004. Identification and Measurement of Relationships Concerning Inflow of FDI: The Case of the Czech Republic. [CNB Working Papers 5/2004], <http://ideas.repec.org/p/cnb/wpaper/2004-05.html>.

- LECHNER, M. 2000. An Evaluation of Public-Sector-Sponsored Continuous Vocational Training Programs in East Germany. *The Journal of Human Resources*. 2000, Vol. 35, No. 2, pp. 347–375.
- LIM, E. G. 2001. Determinants of, and Relation Between, Foreign Direct Investment and Growth: A Summary of the Recent Literature. [Working Paper No. 01/175], IMF Working Papers, Washington, 2001. <http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2001/wp01175.pdf>.
- OLLEY, S.; PAKES, A. 1996. The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry. *Econometrica*. Vol. 64, No. 6, pp. 1263–98.
- SRHOLEC, M.; PLOJHAR, M. 2004. Politická ekonomie investičních pobídek. *Politická ekonomie*. 2004, Vol. 52, No. 4, pp. 451–464.
- SRHOLEC, M. 2004. *Přímé zahraniční investice v České republice*. 1. vyd. Praha: Linde, 2004. ISBN: 80-86131-52-1
- WELLS, L. T.; ALLEN N. J.; MORRISET, J.; PIRNIA, N. 2001. Using tax incentives to compete for foreign investment: are they worth the costs? The International Finance Corporation and the World Bank, 2001, ISBN: 978-0-8213-4992-2. <http://elibrary.worldbank.org/content/book/9780821349922>.
- ZEMPLINEROVÁ, A. 1998. Impact of Foreign Direct Investment on the Restructuring and Growth in Manufacturing. *Prague Economic Papers*. 1998, Vol. 7, No. 4, pp. 329–345.

Online zdroje: (stav ke dni 15. 12. 2010).

- DELOITTE. 2006a. Výsledky analýzy dopadů investičních pobídek v Královéhradeckém kraji, CzechInvest, Praha, prosinec 2006; <http://www.czechinvest.org/data/files/kralovehradecky-kraj-204.pdf>,
- DELOITTE. 2006b. Výsledky analýzy dopadů investičních pobídek v Moravskoslezském kraji, CzechInvest, Praha, prosinec 2006; <http://www.czechinvest.org/data/files/moravskoslezsky-kraj-204.pdf>.
- DELOITTE. 2010. Finální zpráva vyhodnocení dopadů investic čerpajících pobídky a zhodnocení efektivity agentury CzechInvest; <http://www.czechinvest.org/data/files/analyza-dopadu-pobidek-na-cr-2050-cz.pdf>.
- CZECHINVEST / Investiční pobídky; <http://www.czechinvest.org/investicni-pobidky-zpracovatelsky-prumysl>.
- MPO / Investiční pobídky; <http://www.mpo.cz/cz/podpora-podnikani/investovani/#category221>.
- MPO 2007 (2006). *Vyhodnocení investičních pobídek ve zpracovatelském průmyslu*. Praha: Ministerstvo průmyslu a obchodu, 2006 a 2007; <http://download.mpo.cz/get/28398/32172/341830/priloha001.pdf>.
- Zákon č. 72/2000 sb. (o investičních pobídkách); <http://www.mpo.cz/dokument32825.html>.

Jiné zdroje:

- PATRIA FINANCE, Dopad investičních pobídek na českou ekonomiku. Analýza pro Sdružení pro zahraniční investice, Praha, duben 2007 (autoři poskytnou na požádání).

THE EFFECT OF INVESTMENT INCENTIVES ON INVESTMENT IN CZECH REPUBLIC

Peter Bolcha, University of Economics, Prague, nám. W. Churchilla 4, CZ – 130 67 Praha 3 (bolcha@vse.cz); **Alena Zemplerová**, CERGE-EI, Politických vězňů 7, CZ – 111 21 Praha 1 (aln@cerge-ei.cz)

Abstract

The policy of investment incentives is applied in majority of countries all over the world. This popularity is in contradiction with rare academic analyses. This paper sheds some light on causal impact of such policy on investment of supported firms in Czech Republic. We use individual level panel data containing crucial observables about the firm behaviour. We overcome the selection problem by application of propensity score matching. Our comparison of investment behaviour of supported firms and firms from control group shows that the extra investment generated (or maybe only accelerated) was at most 26% of contracted amounts. Even with constraints and assumptions we explicitly discuss in our work, this indicates that the arguments for the provision of this policy in Czech economy are not valid. These findings are in line with mixed (but mostly similar) empirical evidence from other countries.

Keywords

investment incentives, subsidy, foreign direct investment, matching estimator

JEL Classification

H25, F21