

FAKTORY OVLIVŇUJÍCÍ VSTUP DO PODNIKÁNÍ: ZAČÍNÁJÍCÍ PODNIKATELÉ V ČESKÉ REPUBLICE

Martin Lukeš, Jan Zouhar, Vysoká škola ekonomická v Praze; **Martina Jakl**, SwissCzech Technology Transfer; **Petr Očko**, Ministerstvo průmyslu a obchodu ČR*

1. Úvod

Článek je zaměřen na vstup jedinců do podnikání, které je dnes celosvětovým fenoménem. Na základě výzkumů podnikatelské aktivity je možné odhadnout, že se podnikatelské aktivity na celém světě věnuje kolem 9 % lidí v produktivním věku (Acs et al., 2005). V České republice bylo možné v roce 2011 odhadnout počet lidí, kteří se pouštějí do rozjezdu nových podnikatelských aktivit, na přibližně 540 000 (Lukeš, Jakl, 2012).

Pro jednotlivé státy má rozvoj podnikání zásadní přínosy. Nové podnikatelské aktivity přispívají k hospodářskému růstu (van Stel, Carree, Thurik, 2005). Je výzkumně prokázáno, že nové firmy rostou rychleji než firmy zavedené (Davidsson a kol., 2002), přispívají tak výrazným způsobem k tvorbě pracovních míst a často nahrazují pokles míst ve firmách velkých. Jsou jimi vytvářeny inovace a technologická změna (van Praag, Versloot, 2007). Zvětšují konkurenční tlak, nutí ostatní firmy inovovat a tím zvyšují produktivitu. Působí proti monopolním tendencím, zajišťují zákazníkům nové výrobky a služby a možnost volby ve spotřebě, přispívají k optimalizaci cen. Podnikatelská dráha je preferovanou kariérou pro nezanedbatelnou část populace. Reynolds a Curtin (2008) uvádějí, že v USA je téměř polovina dospělých někdy během svého života zapojena do podnikání. Aktivita lidí, přijetí rizik, odpovědnosti a učení se novému přispívá k rozvoji jedinců, kteří se do podnikání pouští. Přínosem podnikání je i podpora regionu (Lukeš, Nový a kol., 2005).

Přes význam podnikatelů pro ekonomický rozvoj (Grochová, Otáhal, 2010) není existující teorie věnovaná nově rozjížděnému podnikání dostatečná a robustních výzkumů není mnoho (van Praag, Versloot, 2007). Jen málo studií bylo do dnešní doby zaměřeno na lidi, kteří rozjíždějí podnikání (van Gelderen, Thurik, Bosma, 2006). Jedním z důvodů je nedostatek reprezentativních souborů. Tím, že nejsou lidé, kteří založení firmy teprve připravují, nikde registrováni, je obtížné i nákladné je do souboru získat. Porozumění těmto jedincům a faktorům, které ovlivňují jejich vstup do podnikání, je ale důležité. Jednak pro ty, kteří mají zájem se do podnikání pustit, neboť je pro ně podstatné vědět, co přispívá k úspěchu či neúspěchu v procesu rozjezdu firmy.

* Tento článek vznikl díky podpoře z projektu IGA 2 Fakulty podnikohospodářské VŠE "Vysvětlení příčin úspěchu a neúspěchu v procesu založení a raného rozvoje nových firem v České republice" (IP303032).

Tomu pak mohou přizpůsobit své úsilí. Informace jsou důležité i pro tvůrce hospodářské politiky, jejichž cílem je podnikání podporovat. V neposlední řadě jsou informace prospěšné i pro oblast výzkumu, kdy rozšiřují současné poznání a mohou být využity ve výuce podnikání.

Dosavadní statistické vyhodnocení faktorů, které ovlivňují míru podnikatelské aktivity, se zpravidla odehrávalo v podobě párových porovnání indikátorů podnikatelské aktivity na straně jedné a zvolených faktorů na straně druhé, například jak se liší zapojení do nové podnikatelské aktivity pro muže a pro ženy (Lukeš, Jakl, 2012; Reynolds, Curtin, 2008). Ačkoli párová porovnání jednotlivých ukazatelů přináší užitečnou prvotní informaci o vztahu sledovaných veličin, na základě získaných výsledků nelze dělat konkrétní závěry o (kauzálním) vlivu jednotlivých faktorů. Shledáme-li například, že se do nové podnikatelské aktivity ve výběrovém vzorku zapojuje výrazně více mužů než žen, nelze jednoduše tvrdit, že pohlaví je určujícím faktorem pro účast na podnikání. Pozorovaná závislost může být totiž pouze projevem rozdílů mezi vybranými muži a ženami, co do struktury jejich vzdělání, věku a dalších charakteristik, které mají vliv na sklon k podnikání. Pro odhalení kauzálních vztahů mezi ekonomickými veličinami je třeba měřit vliv určujících faktorů *ceteris paribus* (Wooldridge, 2002). V tomto článku budou proto využity metody vícenásobné regrese, které umožňují odhadnout *parciální efekty* jednotlivých faktorů, tj. vlivy očištěné o ostatní veličiny zahrnuté do regresního modelu. Na základě takto získaných výsledků lze činit přesnější a korektnější závěry ohledně významnosti a síly vlivu faktorů souvisejících se vstupem do podnikání, nežli tomu bylo v doposud publikovaných pracích, a formulovat doporučení pro tvorbu hospodářské politiky s účelem posílit novou podnikatelskou aktivitu.

2. Měření podnikatelské aktivity

Mezi nejvýznamnější mezinárodní projekty, které v současnosti měří podnikatelskou aktivitu, patří Panel Study on Entrepreneurial Dynamics, Eurobarometer Survey on Entrepreneurship a Global Entrepreneurship Monitor. Panel Study on Entrepreneurial Dynamics (PSED) je zaměřena na jedince, kteří začínají dělat kroky k zahájení vlastního podnikání, a longitudinálně je sleduje. Zkoumá, jak se podnikatelská aktivita vyvíjí a jaké faktory přispívají k úspěchu či neúspěchu podnikajících jedinců. Studie byla v USA realizována ve dvou vlnách. První reprezentativní soubor rodících se podnikatelů byl identifikován v letech 1998–2000 a následně třikrát dotazován v průběhu dalších čtyř let. Druhý soubor byl získán v letech 2005 a 2006 a následně opět v dalších letech dotazován. PSED byl inspirací pro podobné projekty v osmi dalších zemích, které na základě jeho metodologie vznikly (Reynolds, Curtin, 2008).

V Evropě a v dalších vybraných zemích je za podpory Evropské komise opakovaně realizován Eurobarometer Survey on Entrepreneurship. Poslední průzkum z roku 2009 zahrnoval 36 zemí. Tématy průzkumu jsou rozvoj podnikání, jak jsou podněcovány podnikatelské postoje, a co podporuje lidi, aby se stali podnikateli. Poskytuje

data o postojích obyvatelstva k podnikání, přijímání rizik, či neúspěchu v podnikání (Eurobarometer, 2009).

Největším ve světě realizovaným projektem je nicméně Global Entrepreneurship Monitor (dále GEM). V roce 2006 se na něm podílelo 42 zemí, v roce 2011 již 54. První a třetí autor tohoto článku vedou český GEM tým, proto je tento článek založen na jimi sebraných datech v rámci tohoto projektu. GEM se zaměřuje na jedince a jejich podnikatelské postoje a aktivitu. Jsou to totiž lidé, kdo rozjíždí nové podnikání a stejně tak lidé určují podnikatelskou orientaci firem. GEM se mimo jiné dívá na jedince v momentech před založením svého podnikání (*nascent entrepreneurs* – v tomto článku nazývaní *rodící se podnikatelé*), kteří aktivně věnují čas, finance či jiné zdroje na zahájení podnikání, očekávají, že jej budou vlastnit či spoluvlastnit, ale zatím jejich firma nevyplácela platy či odměny po dobu delší než 3 měsíce. Dále se zaměřuje na jedince, kteří vlastní a řídí novou firmu, která vyplácela odměny více než tři, ale méně než 42 měsíců (podnikatelé vedoucí nové firmy – v této práci nazývaní *noví podnikatelé*). GEM považuje vyplácení jakýchkoli platů či odměn komukoli (včetně vlastníků) po více než tři měsíce za „regulérní narození“ skutečného podnikání. Když jsou rodící se podnikatelé a noví podnikatelé zvažováni dohromady, představují vhodný indikátor nové podnikatelské aktivity v dané zemi. GEM novou podnikatelskou aktivitu definuje jako podíl jedinců na celkové populaci v produktivním věku (18–64 let), kteří jsou aktivně zapojeni do rozjezdu podnikání, ať již ve fázi přípravy na zahájení podnikání nebo ve fázi nových firem. Míry GEM zahrnují jen takové jedince, kteří jsou podnikatelsky aktivní a zároveň daný podnik vlastní i řídí, či očekávají, že jej budou vlastnit i řídit. Díky vhodné formulaci otázek a nezávislosti na živnostenském či obchodním rejstříku nezahrnují lidi zaměstnané v rámci tzv. švarcsystému, kteří sice mají živnostenský list, ale podnikání se ve skutečnosti nevěnují. Stejně tak nezahrnují jedince, kteří firmu jen vlastní, aniž by ji řídili, ani manažery, kteří firmu řídí, ale naopak nevlastní. A nakonec, pokud jeden člověk vlastní a řídí více firem, je zde počítán pouze jednou. To může mít za důsledek nižší míry, než které jsou vykazovány jinými statistikami registrovaných firem či živnostenských oprávnění. Míry GEM tak poskytují reálnější pohled na míru podnikatelské aktivity v dané zemi, pokud jsou předmětem zkoumání lidé a jejich zapojení do podnikání (Lukeš, Jakl, 2012).

3. Faktory ovlivňující zahájení podnikání

Předcházející výzkumné studie poukázaly na vliv podnikatelských vzorů, pohlaví, věku, vzdělání, finančního kapitálu, regionu, jakož i podnikatelské sebedůvěry a dalších psychologických faktorů na to, zda se jedinec v určité zemi pustí do rozjezdu podnikatelské aktivity (Delmar, Davidsson, 2000; Reynolds, Curtin, 2008; Kim, Aldrich, Keister, 2006; Lukeš, Jakl, 2012; Pilková et al., 2012; Mueller, 2006).

Ve statích věnovaných začátkům podnikatelské aktivity se často uvádí, že lidé, jejichž rodiče podnikají, mají větší sklon k podnikání (Delmar, Davidsson, 2000).

Švédské výsledky ukazují pozitivní vliv *podnikatelských vzorů* (Davidsson, Honig, 2003), zatímco výsledky z USA naznačují, že podnikatelská činnost rodiče nemá vliv na to, zda se jedinec pustí do rozjezdu podnikání (Kim, Aldrich, Keister, 2006). Eurobarometer (2009) přinesl zjištění, že v ČR je v porovnání s okolními státy jen málo jedinců, jejichž rodiče mají s podnikáním osobní zkušenost. Shirokova, Vega a But (2012) na základě ruských GEM dat prokázali logistickou regresí, že osobní známost s někým, kdo v posledních dvou letech rozjel podnikání, vede k větší pravděpodobnosti rozjezdu nového podnikání, větší vliv je přitom ve fázi zrodu nové firmy.

Některé empirické studie potvrdily vztah mezi dosaženou úrovní *vzdělání* a podnikatelskou aktivitou (Delmar, Davidsson, 2000). Z amerických dat vyplývá, že u mužů výše vzdělání neovlivňuje pravděpodobnost zahájení podnikatelské aktivity, ženy s nižším vzděláním se ale do podnikání pouštějí méně (Reynolds, Curtin, 2008). V České republice mají začínající podnikatelé v průměru vyšší vzdělání než běžná populace (Lukeš, Jakl, 2012). Zatímco do nové podnikatelské aktivity bylo v roce 2011 zapojeno pouze 3,4 % lidí se základním vzděláním a 4,4 % vyučených, u lidí s ukončeným středoškolským či vysokoškolským vzděláním to bylo významně více. Tento vztah platí zejména v porovnání nízké a střední úrovně vzdělání. Davidsson a Gordon (2009) ve svém podrobném přehledovém článku shrnují, že rodičí se podnikatelé mají vyšší vzdělání a více předchozích byznys zkušeností. Kim, Aldrich a Keister (2006) poznamenávají, že u vzdělání i manažerských zkušeností může být vztah ve tvaru obrácené u-křivky, tj. vyšší podnikatelská aktivita může být u lidí s vyšším, ale ne nejvyšším vzděláním.

Důležité pro vnímanou atraktivitu podnikání je také to, jak jedinec vnímá, že se společnost na podnikání dívá a *jaký status podnikatelům přisuzuje*. Lze předpokládat, že pokud člověk vnímá, že společnost v dané zemi či regionu podnikání podporuje a podnikatelé jsou oceňováni, do podnikání se spíše pustí, než když vnímá, že společnost považuje podnikatele za sobce a vykořisťovatele (Lukeš, Nový a kol., 2005). Mueller (2006) zjistil nerovnoměrnost v rozjezdu podnikání v různých německých regionech a vysvětlil to právě podnikatelskými vzory a subkulturou, které jsou dostupné v příslušném *regionu*. Tyto charakteristiky prostředí pak podle něj ovlivňují především ty, kteří se vstupem do podnikání váhají, a mohou pro ně být jazýčkem na vahách. Míra nové podnikatelské aktivity byla v roce 2011 stejně jako v roce 2006 nejvyšší v Praze, konkrétně 12,7 % (Lukeš, Jakl, 2007; 2012). Na druhém místě byl v obou obdobích region Jihovýchod. Naopak nejnižší míra nové podnikatelské aktivity byla na Střední Moravě a v Moravskoslezském regionu.

Mezi zakladateli nových podniků jsou ve světě nejčastěji lidé ve *věku* od 25 do 34 let. Druhou nejčtenější skupinou jsou 35–44letí (Acs a kol., 2005; Reynolds, Curtin, 2008). Pouze málo začínají podnikat lidé, kteří jsou starší než 50 let. V České republice byli v roce 2011 dle výzkumu GEM podnikatelsky nejaktivnější mladší lidé ve věku od 18 do 44 let (Lukeš, Jakl, 2012). Podobně i Eurobarometer (2009) potvrdil, že je v ČR nadprůměrný podíl osob mladších 30 let na podnikatelské aktivitě. Oproti tomu první český výzkum GEM zjistil relativně vyšší zapojení lidí mezi 45 a 54 lety do nové

podnikatelské aktivity a naopak menší zapojení těch ve věku 18 až 24 let (Lukeš, Jakl, 2007). Lze tedy předpokládat, že se v příslušné zemi nejedná o trvalý stav, ale faktory ovlivňující vstup do podnikání se v *jednotlivých letech mění*.

V převážné většině zemí světa platí, že *podniká více mužů než žen* (Bosma, Amoros, Wennerkers, 2012), protože ženy čelí oproti mužům řadě překážek navíc. Například američtí muži se pustí do rozjezdu podnikatelské aktivity s dvojnásobnou pravděpodobností než ženy (Reynolds, Curtin, 2008). Do nové podnikatelské aktivity bylo v ČR v roce 2011 zapojeno 2,6krát více mužů než žen. Nůžky mezi muži a ženami v podnikatelské aktivitě se přitom v porovnání s rokem 2006 rozevřely (Lukeš, Jakl, 2012).

Vstup do podnikání ovlivňuje finanční zázemí jedince. Má-li více *finančních zdrojů* k dispozici, je pro něj jednodušší podnikat – má více možností pustit se i do finančně náročnějších oborů. V zahraničních výzkumech bylo zjištěno, že muži z bohatších domácností jsou do rozjezdu podnikání zapojeni více, naopak ženy z chudších domácností jsou do něj zapojeny méně (Reynolds, Curtin, 2008). V jiných studiích byly finanční zdroje méně důležité a vlastnictví finančního kapitálu nebylo podstatné (Kim, Aldrich, Keister, 2006; Davidsson, Gordon, 2009). Příjem domácnosti a její majetek nerozlišují mezi rodícími se podnikateli a běžnou populací (Kim, Aldrich, Keister, 2006). Na stranu druhou jistě ovlivňují to, jaký druh podnikání může jedinec rozjíždět a jak velké aspirace má jedinec, pokud jde o plány na růst firmy (Cassar, 2006). V českém výzkumu GEM nová podnikatelská aktivita výrazně souvisela s příjmem domácnosti. U domácností s příjmy pod 20 000 Kč měsíčně zůstala pod 5 %, naopak u domácností s vysokými příjmy nad 60 000 Kč byla 16,9 % (Lukeš, Jakl, 2012).

Podnikatelskou aktivitu ovlivňuje též řada faktorů psychologické povahy (Lukeš, Stephan, 2012; Lukeš, 2013). *Podnikatelská sebedůvěra* byla řadou výzkumů potvrzena jako osobnostní charakteristika nejvíce související s následnou podnikatelskou aktivitou a podnikatelským úspěchem (např. Rauch, 2010). Lze ji definovat jako důvěru jedince ve vlastní způsobilost úspěšně vykonávat úkoly, které podnikání přináší (např. Lukeš, Nový a kol., 2005). Toto přesvědčení je velmi důležité, neboť lidé, kteří si nevěří, s podnikáním nezačnou, ani když potřebné dovednosti a znalosti mají. V ČR bylo pouze 39,2 % obyvatel přesvědčeno, že má dovednosti, znalosti a zkušenosti potřebné pro zahájení nového podnikání. To je v mezinárodním srovnání málo. Významně větší podnikatelskou sebedůvěru měli muži, vysokoškoláci, lidé z Prahy a středních Čech a z domácností s vysokým příjmem (Lukeš, Jakl, 2012).

Dalším psychologickým faktorem jsou obavy s podnikáním spojené. Green Paper on Entrepreneurship in Europe (2003) považuje obavu ze stigmatu spojeného s neúspěšným podnikáním za jeden z důvodů, proč je v Evropě podnikatelská aktivita v porovnání s USA nižší. Celkem 39,8 % obyvatel ČR vnímalo, že *strach z neúspěchu* je to, co jim brání v zahájení podnikání (Lukeš, Jakl, 2012). Češi přitom nevnímali založení firmy jako obtížné, ale preferovali zaměstnání před samostatnou podnikatelskou dráhou (Eurobarometer, 2009).

Konečně je potřeba odlišit *rodící se podnikatele* a *nové podnikatele*. Je pravděpodobné, že prvotní kroky směřující k podnikání jsou ovlivněny alespoň zčásti jinými

faktory, než úspěšné založení firmy. Například Koellinger a Minniti (2006) uvádějí, že zatímco u Afroameričanů je v porovnání s bílými Američany téměř dvakrát vyšší pravděpodobnost, že zkouší rozjet nové podnikání, u fungujících firem je pravděpodobnost naopak pouze třetinová. Podobně psychologické charakteristiky podnikatele lépe postihují šance na založení firmy než na následný podnikatelský úspěch (Rauch a Frese, 2000), a jsou tak pravděpodobně důležitější v raných fázích rozjetdu podnikání.

Celkově lze vliv různých faktorů symbolicky shrnout do následujícího zápisu:

$$\text{nová pod. aktivita} = f(\text{rok sběru dat, věk, pohlaví, znalost podnikatelského vzoru, podnikatelská sebedůvěra, strach z neúspěchu, status podnikatele ve společnosti, finanční zdroje, vzdělání, region}). \quad (1)$$

4. Použitá data

Telefonický průzkum byl proveden firmou Factum Invenio, s. r. o., v období červen–červenec 2006 a červen–červenec 2011 na základě detailně popsaného standardizovaného postupu. Zahrnoval prováděcí předpisy a základní otázky pokládané všem dotazovaným, které se věnovaly tomu, jsou-li respondenti v současné době aktivně zapojeni do zakládání nové firmy či nějakou firmu řídí. V případě kladné odpovědi na jakoukoli z těchto otázek byli respondenti tázáni vždy další přesně stanovenou sadou otázek na podrobné údaje. Všichni dotazovaní byli tázáni otázkami zaměřenými na osobní minulost či budoucnost ve vztahu k podnikání, vnímání existujících příležitostí, vnímání úrovně svých schopností a dovedností pro zakládání podnikání a podobně.

Sběr dat byl v roce 2011 v ČR proveden u celkem 2 005 dospělých ve věku 18–64 let, kteří tvořili reprezentativní soubor vzhledem k celé populaci. Výzkum byl proveden telefonicky prostřednictvím volání na náhodně generovaná mobilní čísla. Ze 7 099 hovorů byl rozhovor úspěšně dokončen s 28,2 % oslovených. V roce 2006 byl sběr dat proveden u celkem 2 001 dospělých, kteří opět tvořili reprezentativní soubor vzhledem k celé populaci. Z 5 688 hovorů byl rozhovor realizován s 35,2 % oslovených.

Pro faktory uvedené v rovnici (1) byly všechny hodnoty kromě věku respondenta získány v podobě kvalitativních znaků. Znaky typu ano–ne byly kódovány do nula-jednotkových (dummy) proměnných – např. proměnná *žena* = 1, je-li respondent žena, *rok* = 1 pro pozorování získaná v roce 2011 apod. V případě více kategorií byla použita sada dummy proměnných určujících příslušnost k jednotlivým kategoriím. Výsledné proměnné a jejich popisné charakteristiky jsou uvedeny v tabulce 1. Jako proxy proměnná pro finanční zdroje respondenta byla využita odpověď na otázku týkající se *příjmů respondentovy domácnosti*.

Tabulka 1

Popisné charakteristiky proměnných

	průměr	sm. o.	n		průměr	sm. o.	n
rok	0,501	0,50	4006	30–40	0,149	0,36	
věk	44,346	15,52	3979	40+	0,141	0,35	
žena	0,589	0,49	4006	vzdělání			4006
plánované p.	0,120	0,32	3858	ZŠ	0,075	0,26	
rodící se p.	0,053	0,22	4006	vyučení	0,153	0,36	
nové p.	0,023	0,15	4006	SŠ bez mat.	0,149	0,36	
zavedené p.	0,051	0,22	4006	SŠ	0,441	0,50	
ukončené p.	0,031	0,17	4005	VŠ	0,182	0,39	
známost p.	0,286	0,45	3915	region			4006
sebedůvěra	0,404	0,49	3830	Praha	0,141	0,35	
strach	0,360	0,48	3900	Stř. Čechy	0,113	0,32	
status pod.	0,460	0,50	3631	Jihozápad	0,126	0,33	
příjem dom.			3742	Severozápad	0,103	0,30	
0–10	0,107	0,31		Severovýchod	0,143	0,35	
10–15	0,129	0,34		Jihovýchod	0,161	0,37	
15–20	0,184	0,39		Stř. Morava	0,100	0,30	
20–25	0,132	0,34		Moravskosl.	0,115	0,32	
25–30	0,158	0,36					

Pozn.: sloupec „sm. o.“ udává výběrovou směrodatnou odchylku, „n“ je počet platných pozorování dané proměnné; příjem domácnosti, vzdělání a region jsou v původním dotazníku kvalitativní znaky, zde kódované standardně do souboru nula-jednotkových (dummy) proměnných.

5. Použitá metodologie a specifikace ekonometrického modelu

Použity byly metody vícenásobné regrese, které umožňují odhadnout *parciální efekty* jednotlivých faktorů. Vysvětlovanou proměnnou v použitých modelech je účast na rozjezdu nového podnikání, kódovaná do odpovídající nula-jednotkové (dummy) proměnné. Pro ekonometrickou analýzu získaných dat byly použity tři nejběžnější *modely binární volby*, a sice lineární pravděpodobnostní model (LPM), logit a probit. Využití LPM je v empirické literatuře méně obvyklé nežli je tomu v případě logitu a probitu, což pramení z některých teoretických nedostatků této metody. LPM nicméně přes řadu nevýhod vykazuje některé praktické, ale i metodologické přednosti, mezi než patří například snazší interpretace získaných koeficientů, jednodušší odhad nebo možnost použití standardních postupů při práci s instrumentálními proměnnými; podrobnější diskuzi i další argumenty pro použití LPM uvádějí například Angrist a Pischke (2009) nebo Horrace a Oaxaca (2006).

Jeden z hlavních důvodů pro použití LPM souvisí s tím, že byly k dispozici výsledky šetření ze dvou časových období (roky 2006 a 2011). Součástí analýzy tak

bylo i vyhodnocení časového vývoje vlivu některých faktorů. V lineárních modelech se standardně provede taková analýza zařazením tzv. *interakčního členu*, tj. součinu příslušného faktoru a dummy proměnné indikující rok sběru dat. Koeficient u interakčního členu pak udává změnu působení daného faktoru (viz např. Wooldridge, 2002). Tento přístup je v LPM zcela korektní. V nelineárních modelech typu logit a probit je však situace problematictější a správný způsob práce s interakcí proměnných v těchto modelech je předmětem akademické debaty, která začala už počátkem 90. let (viz např. Nagler, 1991; Berry, Berry, 1991) a stále ještě probíhá (srovnej např. postupy, které doporučují Berry, Demeritt, Esarey, 2010; Brambor, Clark, Golder, 2006, nebo Greene, 2010). Rozhodli jsme se proto, podobně jako Berry a Berry (1991) nebo Currie a Gruber (1996), využít současně jak LPM, tak logit a probit a porovnat získané výsledky.

Připomeňme, že ve všech třech modelech je výsledná hodnota vysvětlující proměnné modelována jakožto realizace veličiny s podmíněným Bernoulliho rozdělením určeným vztahem $\Pr(y = 1|\mathbf{x}) = F(\mathbf{x}\boldsymbol{\beta})$, kde y je závisle proměnná, $\mathbf{x} = (1, x_1, \dots, x_k)$ je vektor vysvětlujících proměnných, $\boldsymbol{\beta} = (\beta_0, \dots, \beta_k)^\top$ je vektor neznámých (a odhadovaných) parametrů a F je buď identická funkce na reálných číslech v případě LPM, nebo distribuční funkce logistického rozdělení v případě logitu, nebo distribuční funkce normovaného normálního rozdělení v případě probitu (podrobněji viz např. Hušek, 2009). Za nejsnadněji interpretovatelný výstup z odhadnutého modelu jsou zpravidla považovány tzv. *mezní efekty* vysvětlujících proměnných. Mezní efekt proměnné x_j udává změnu pravděpodobnosti „úspěchu“ (tj. události $y = 1$) při jednotkové změně proměnné x_j ceteris paribus, a vypočte se jako $\beta_j F'(\mathbf{x}\boldsymbol{\beta})$. V LPM jsou mezní efekty konstantní a rovny přímo hodnotám jednotlivých odhadovaných parametrů. V případě logitu a probitu je mezní efekt proměnné x_j odvislý od hodnot *všech* vysvětlujících proměnných; zpravidla se udává jeho hodnota pro „průměrné pozorování“, spočtená podle vztahu

$$\text{mezní efekt proměnné } x_j = \beta_j F(\bar{\mathbf{x}}\boldsymbol{\beta}) \quad (2)$$

kde $\bar{\mathbf{x}}$ je vektor tvořený výběrovými průměry hodnot vysvětlujících proměnných. Jak bylo naznačeno výše, v rámci analýzy jsme se soustředili i na vývoj vlivu některých faktorů v čase. Hlavní motivací přitom byly závěry z prvotního vyhodnocení datového souboru (Lukeš, Jakl, 2012), které naznačovaly, že se rozevírají nůžky v podnikatelské aktivitě mužů a žen. Obecně vzato, takovouto změnu genderových rozdílů lze v použitých modelech vyjádřit jako

$$\frac{\Delta^2 \Pr(y = 1 | \bar{\mathbf{x}})}{\Delta \text{žena} \Delta \text{rok}} = \Pr(y = 1 | \text{žena} = 1, \text{rok} = 1, \bar{\mathbf{x}}) - \Pr(y = 1 | \text{žena} = 0, \text{rok} = 1, \bar{\mathbf{x}}) \quad (3) \\ - [\Pr(y = 1 | \text{žena} = 1, \text{rok} = 0, \bar{\mathbf{x}}) - \Pr(y = 1 | \text{žena} = 0, \text{rok} = 0, \bar{\mathbf{x}})],$$

kde $\bar{\mathbf{x}}$ je vektor průměrných hodnot zbývajících vysvětlujících proměnných. V případě LPM je hodnota tohoto výrazu automaticky rovna 0, pokud jsou proměnné *žena* a *rok*

zahrnutý do specifikace modelu pouze jako dvě různé složky vektoru $\mathbf{x}$. Chceme-li v LPM umožnit změnu genderových rozdílů, zahrneme do specifikace modelu ještě interakční člen $\text{žena} \cdot \text{rok}$. Hodnota jeho koeficientu pak bude přesně odpovídat odhadu výrazu (3).

V případě logitu a probitu je situace trochu jiná: hodnota (3) bývá nenulová i při absenci interakčního členu a naopak mezní efekt u interakčního členu nemusí ani zhruba odpovídat výrazu (3). Většina ekonometrů se shoduje, že chceme-li explicitně modelovat vzájemný vliv efektů dvou proměnných, je vhodné i v logitu a probitu interakční člen zahrnout; tento názor však nepanuje zcela univerzálně (viz např. Berry, Demeritt, Esarey, 2010). V praktické části proto odhadujeme model s interakčním členem i bez něj a porovnáváme získané výsledky. Vzájemný vliv proměnných je měřen ve všech případech výrazem (3).

Související otázkou je, jak testovat, zdali je vzájemný vliv proměnných statisticky významný. V LPM se použije běžný t -test pro koeficient u interakčního členu. Greene (2010) doporučuje stejně postupovat i v případě logitu a probitu. To je však možné jen v případě, že je v modelu interakční člen zahrnut. Ai a Norton (2003) navrhnou metodu, jak testovat významnost ukazatele (3), která je použitelná i v případě, že model interakční člen neobsahuje – právě v takových případech jsme tuto metodu použili, jinak jsme se drželi doporučení v Greene (2010).

Provedeny byly dvě oddělené analýzy. Jedna pro rodící se podnikatele, kteří dělají kroky k založení firmy, a druhá pro nové podnikatele, kteří již novou firmu vedou. U analýzy pro rodící se podnikatele byl soubor omezen na jedince ve věku 18–64 let a dále na ty respondenty, kteří buď mezi rodící se podnikatele patří, nebo naopak nemají k podnikání jiný vztah. Vyloučili jsme tedy nové i zavedené podnikatele, stejně jako ty, kteří plánují do třech let začít podnikat, i když pro to aktuálně nic nedělají, a rovněž ty, kteří podnikání v nedávné době ukončili. Důvodem je, jak upozorňuje Davidsson (2006), abychom soubor lidí, kteří vedou novou firmu, porovnali s co nejlépe podchycenou nepodnikající populací, nikoli s těmi, kteří jsou též podnikatelsky aktivní, ale období rozjezdu nové firmy je u nich jen posunuto v čase. Celkem splňovalo tato kritéria 2 735 ze 4 006 respondentů.

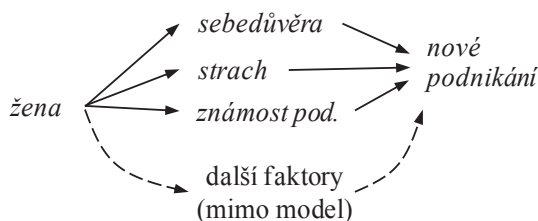
Podobně v analýze pro nové podnikatele byl věk opět omezen na 18–64 let a v souboru byli ponecháni jen noví podnikatelé a ti, kteří s podnikatelskou aktivitou nejsou spojeni. Vyřazeni byli proto ti respondenti, kteří již vlastní zavedený podnik, nedávno ukončili/přerušili podnikatelskou činnost nebo založení firmy teprve plánují či připravují. Celkem těmto kritériím vyhovělo 2 718 respondentů.

V obou analýzách byly odhadnuty 3 různé specifikace ekonometrického modelu, označené jako modely 1, 2 a 3. Model 1 odpovídá přímo rovnici (1) s tím, že jsme do modelu zařadili kvadratický člen proměnné *věk*, abychom umožnili změnu vlivu působení věku na pravděpodobnost rozjezdu podnikání. V modelu 2 je oproti modelu 1 přidán interakční člen $\text{žena} \cdot \text{rok}$ (viz diskuze výše). Model 3 se od modelu 1 liší vynecháním proměnných psychologické a sociální povahy; jeho zařazení má dva důvody. V první řadě lze výsledky z modelu 3 chápat čistě jako test robustnosti výsledků vůči změně volby vysvětlujících proměnných. Druhým, podstatnějším důvodem je skutečnost, že při

kvantifikaci vlivu některých faktorů se zdá nepřirozené vyžadovat, aby psychologické a sociální proměnné byly konstantní (tj. aby splňovaly *ceteris paribus* podmínku). Jako příklad vezmeme proměnnou zachycující pohlaví jedince (nula-jednotková proměnná *žena*). Jedním z důvodů, který snižuje novou podnikatelskou aktivitu žen, může být například jejich menší podnikatelská sebedůvěra nebo větší strach z neúspěchu – obrázek 1 schematicky zachycuje možné kauzální vazby mezi příslušnými proměnnými. Nelze jednoduše odmítnout názor, že „správný“ ukazatel vlivu pohlaví by měl zahrnovat i vliv proudící přes všechny možné transmisní kanály, tj. i vliv zprostředkovaný přes psychologické faktory. Jakmile jsou však tyto faktory zahrnuty do použitého modelu, odhadovaný vliv pohlaví je o ně automaticky očištěn.

Obrázek 1

Kauzální schéma vlivu pohlaví na novou podnikatelskou aktivitu



Kurzívou jsou vyznačeny proměnné obsažené v modelu, šipky udávají směr kauzálního působení. Koeficient u proměnné *žena* v modelu 1 odráží pouze tu část vlivu této proměnné, která se přenáší po čárkované trase.

Všechny tři modely byly odhadnuty pro nové i rodící se podnikání ve tvaru LPM, logitu i probitu. V případě logitu a probitu byla použita metoda maximální věrohodnosti a v LPM v souladu s doporučením v Angrist a Pischke (2009) metoda nejmenších čtverců s použitím robustních směrodatných chyb kvůli heteroskedasticitě, která je v LPM automaticky přítomna. V tabulce 2 jsou uvedeny výsledné mezní efekty pro LPM a probit pro rodící se podnikatele a v tabulce 3 pro nové podnikatele. Výsledky logitu se od probitu nijak výrazně nelišily, ať už co do velikosti odhadnutých mezních efektů nebo závěrů ohledně statistické významnosti jednotlivých proměnných. Pro větší přehlednost jsme je proto do výstupů nezahrnuli. Koeficienty jsou pro snazší čitelnost vynásobeny faktorem 100, a udávají tedy změnu pravděpodobnosti účasti na novém podnikání v procentních bodech v důsledku jednotkové změny hodnoty dané vysvětlující proměnné *ceteris paribus*. Např. první numerická hodnota v tabulce 2, číslo 2,708, naznačuje, že podle modelu 1 (LPM) má náhodný respondent v roce 2011 o 2,7 % větší šanci účasti na novém podnikání nežli srovnatelný respondent (tj. respondent se stejnými hodnotami vysvětlujících proměnných) v roce 2006. Na stejném řádku vidíme, že v případě probitu je toto číslo 1,39 % (model 1, probit); dodejme, že v probitu je třeba tuto hodnotu interpretovat vzhledem k průměrnému pozorování.

6. Výsledky

Prvním významným zjištěním je *klíčová role faktorů psychologické a sociální povahy*. Konkrétně *podnikatelská sebedůvěra a osobní známost s podnikatelem*, který v uplynulých dvou letech rozjel firmu, jsou ve všech modelech, ve kterých byly použity, výrazně signifikantní na 1% hladině. U rodičích se podnikatelů zvyšuje v modelu 1 osobní znalost podnikatele sklon k podnikání o 4,1 % (LPM), resp. o 1,6 % (probit), u nových podnikatelů pak o 6,2 % (LPM), resp. o 2,4 % (probit). Výsledky tak v souladu s Shirokova, Vega, But (2012) potvrzují důležitost osobní znalosti jiného podnikatele pro rozjezd podnikání či obecněji řečeno důležitost podnikatelských vzorů, neukazují nicméně na větší vliv ve fázi rodičů se podnikání. Podobně podnikatelská sebedůvěra zvyšuje u rodičích se podnikatelů sklon k podnikání o 5,9 % (LPM), resp. o 2,7 % (probit), u nových podnikatelů potom o 4,4 % (LPM), resp. o 2,1 % (probit). I zde je tak potvrzena klíčová role sebedůvěry zjištěná v dřívějších výzkumech (Rauch, 2010), navíc v porovnání s jinými faktory nepsychologické povahy. Vliv vnímání statusu podnikatelů ve společnosti na podnikání byl ve všech modelech pro rodiče se i nové podnikatele nevýznamný. Pro specifickou situaci v ČR, kde je status podnikatele vnímán nepříliš dobře, se tedy jedná o v zásadě pozitivní zjištění v tom smyslu, že jedinec není tímto postojem společnosti tolik ovlivněn. Zajímavý rozdíl byl zjištěn u strachu ze selhání, který je pro rodiče se podnikání signifikantní a s negativním efektem (-2,9 % v LPM, resp. -1,7 % v probitu), pro nové podnikatele již signifikantní není. Strach z neúspěchu je tedy patrně osobní charakteristikou, která jedince významně ovlivňuje zejména v nejranější fázi, když se rozhoduje, zda se má do přípravy podnikání vůbec pustit.

Další zjištění se vztahuje k vlivu pohlaví na podnikatelskou aktivitu. U rodičů se podnikání mají *ženy nižší sklon k rozjezdu firmy*, a sice o 1,3 % (model 1, LPM), resp. 0,7 % (probit). Tento nižší sklon je nicméně statisticky nevýznamný. Připomeňme, že jde opět o vliv *ceteris paribus*, tj. při stejných hodnotách ostatních vysvětlujících proměnných. Při vynechání psychologických faktorů (model 3) se mezní efekt pohlaví zvedá na 3,0 % (LPM), resp. 2,1 % (probit), a stává se významným na 1% hladině. Pro nové podnikatele je vliv pohlaví statisticky významný na 5% hladině již v modelu 1 a odhadnuté mezní efekty jsou zhruba o třetinu vyšší; v modelu 3 pak dále vzrostou na 2,8 % (LPM) a 1,8 % (probit) a i jejich signifikance vzroste.

Připomeňme, že v nelineárních modelech typu probit je mezní efekt pohlaví funkcí všech ostatních vysvětlujících proměnných; to ilustruje graf A na obrázku 2, který zachycuje mezní efekt pohlaví v závislosti na věku respondenta v modelu 1 pro nové podnikatele (ostatní proměnné jsou uvažovány na úrovni výběrových průměrů). Je zde patrné, že pro ženy okolo 40 let činí rozdíl i podle probitu bezmála 1,5 %.

Model 2 explicitně modeluje vývoj rozdílů v podnikatelské aktivitě mužů a žen mezi lety 2006 a 2011. Ukazuje se, že se zde podstatným způsobem liší výsledky pro rodiče se a nové podnikatele. Zatímco pro rodiče se podnikatele se interakční člen *žena · rok* jeví jako statisticky nevýznamný (což nepoukazuje na výraznější změnu genderových rozdílů), pro nové podnikatele je interakce statisticky významná na 1% hladině.

Tabulka 2

Odhadnuté mezní efekty (×100) pro rodící se podnikatele

	LPM			probit		
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 1	Model 2	Model 3
rok	2,708***	3,797**	1,305*	1,390***	1,405**	1,101*
věk	0,479**	0,470**	0,416**	0,319**	0,319**	0,367**
věk²	-0,005**	-0,005**	-0,005**	-0,004**	-0,004**	-0,004**
žena	-1,343	-0,428	-2,986***	-0,664	-0,646	-2,102***
žena · rok[†]		-1,726		[-0,60]	-0,592	[-0,89]*
známost pod.	4,139***	4,190***		1,612***	1,614***	
sebedůvěra	5,923***	5,949***		2,742***	2,743***	
strach	-2,860***	-2,838***		-1,668***	-1,668***	
status pod.	0,674	0,672		0,287	0,287	
příjem^{††}	(0,225)	(0,217)	(0,002)***	(0,262)	(0,268)	(0,006)***
10–15	0,892	0,942	-0,055	1,500	1,502	0,668
15–20	0,465	0,540	0,456	1,594	1,596	1,703
20–25	2,373*	2,475*	2,541**	2,667*	2,670*	3,722*
25–30	1,654	1,727	1,573	2,357	2,359	3,027
30–40	3,561*	3,657**	4,912***	3,007**	3,009**	4,769**
40+	2,246	2,242	4,296***	2,519*	2,520*	4,391**
vzdělání^{††}	(0,984)	(0,977)	(0,482)	(0,791)	(0,791)	(0,446)
vyučení	0,079	0,017	-0,303	1,260	1,258	0,529
SŠ bez mat.	0,681	0,730	1,582	1,828	1,828	2,094
SŠ	-0,005	-0,035	0,614	1,421	1,421	1,476
VŠ	0,335	0,345	1,497	1,511	1,511	1,980
region^{††}	(0,132)	(0,120)	(0,192)	(0,222)	(0,199)	(0,139)
Stř. Čechy	-4,042**	-4,021**	-3,492*	-1,242	-1,243	-1,810*
Jihozápad	-1,940	-1,953	-2,897	-0,393	-0,394	-1,339
Severozápad	-2,951	-2,911	-3,319*	-0,794	-0,795	-1,897*
Severovýchod	-4,543**	-4,554**	-3,817**	-1,818**	-1,820**	-2,123**
Jihovýchod	-2,614	-2,559	-2,697	-0,613	-0,613	-1,242
Stř. Morava	-4,852***	-4,873***	-4,830***	-1,914**	-1,918**	-3,467***
Moravskosl.	-3,969**	-4,000**	-3,880**	-1,288*	-1,291*	-2,409**
n	2118	2118	2545	2118	2118	2545
R²	0,067	0,068	0,031	0,208	0,208	0,103

Tabulka 2 udává mezní změny pravděpodobnosti účasti na rodícím se podnikání při jednotkových změnách vysvětlujících proměnných (tj. mezní efekty); v případě probitu jsou mezní efekty dopočítány pro průměrné hodnoty vysvětlujících proměnných. R^2 u probitu představuje korigovaný McFaddenův koeficient determinace. Statistická významnost jednotlivých proměnných: p -hodnoty menší než 10 %, 5 %, resp. 1 % indikuje symbol *, **, resp. ***.

[†] Hodnoty u probitu udávají hodnotu výrazu (3), a to i pro modely, ve kterých se interakce *žena · rok* jako taková nevyskytuje – takové případy jsou zvýrazněny hranatými závorkami a jejich p -hodnoty byly dopočítány podle Ai a Norton (2003).

^{††} Čísla v závorkách uvádějí p -hodnotu testu hypotézy o souhrnné nevýznamnosti všech dummy proměnných kódujících kategorie daného znaku; byl použit test založený na věrohodnostním poměru (LR test).

Tabulka 3

Odhadnuté mezní efekty ($\times 100$) pro nové podnikatele

	LPM			probit		
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 1	Model 2	Model 3
rok	1,140	4,503***	0,239	0,570	1,649***	0,129
věk	0,308	0,286	0,292	0,228*	0,218*	0,302**
věk ²	-0,004*	-0,004	-0,004*	-0,003**	-0,003**	-0,004**
žena	-1,776**	1,048	-2,760***	-0,918**	0,399	-1,763***
žena · rok [†]		-5,348***		[-0,36]	-2,839***	[-0,11]
známost pod.	6,243***	6,362***		2,418***	2,319***	
sebedůvěra	4,410***	4,494***		2,054***	1,973***	
strach	-1,247	-1,182		-0,568	-0,494	
status pod.	-0,043	-0,013		-0,244	-0,184	
příjem ^{††}	(0,002)***	(0,002)***	(0,000)***	(0,002)***	(0,002)***	(0,000)***
10–15	-0,251	-0,082	-0,348	-0,417	-0,297	0,112
15–20	0,081	0,309	0,139	1,141	1,223	1,346
20–25	0,265	0,611	0,562	1,213	1,433	1,792
25–30	0,554	0,788	0,869	1,518	1,587	2,104
30–40	2,605*	2,920**	2,747**	2,238	2,340*	3,207*
40+	6,081**	6,088**	6,975***	3,043**	3,004**	4,609***
vzdělání ^{††}	(0,161)	(0,242)	(0,073)*	(0,087)*	(0,119)	(0,096)*
vyučení	1,037	0,842	0,843	1,842	1,575	2,280
SŠ bez mat.	-0,547	-0,397	0,017	0,957	0,811	1,424
SŠ	1,049	0,924	2,027**	1,659	1,435	2,947
VŠ	-1,694	-1,684	-0,078	0,410	0,281	1,701
region ^{††}	(0,977)	(0,973)	(0,975)	(0,986)	(0,988)	(0,975)
Stř. Čechy	0,134	0,216	-0,029	0,134	0,139	-0,060
Jihozápad	0,537	0,494	0,073	0,486	0,409	0,306
Severozápad	-0,301	-0,161	-0,649	-0,055	-0,025	-0,416
Severovýchod	0,711	0,706	0,281	0,577	0,544	0,383
Jihovýchod	0,253	0,401	-0,341	0,352	0,303	-0,115
Stř. Morava	-0,028	-0,094	0,260	0,313	0,137	0,438
Moravskosl.	-0,811	-0,850	-0,945	-0,071	-0,093	-0,595
n	2118	2118	2535	2118	2118	2535
R ²	0,073	0,078	0,035	0,215	0,228	0,115

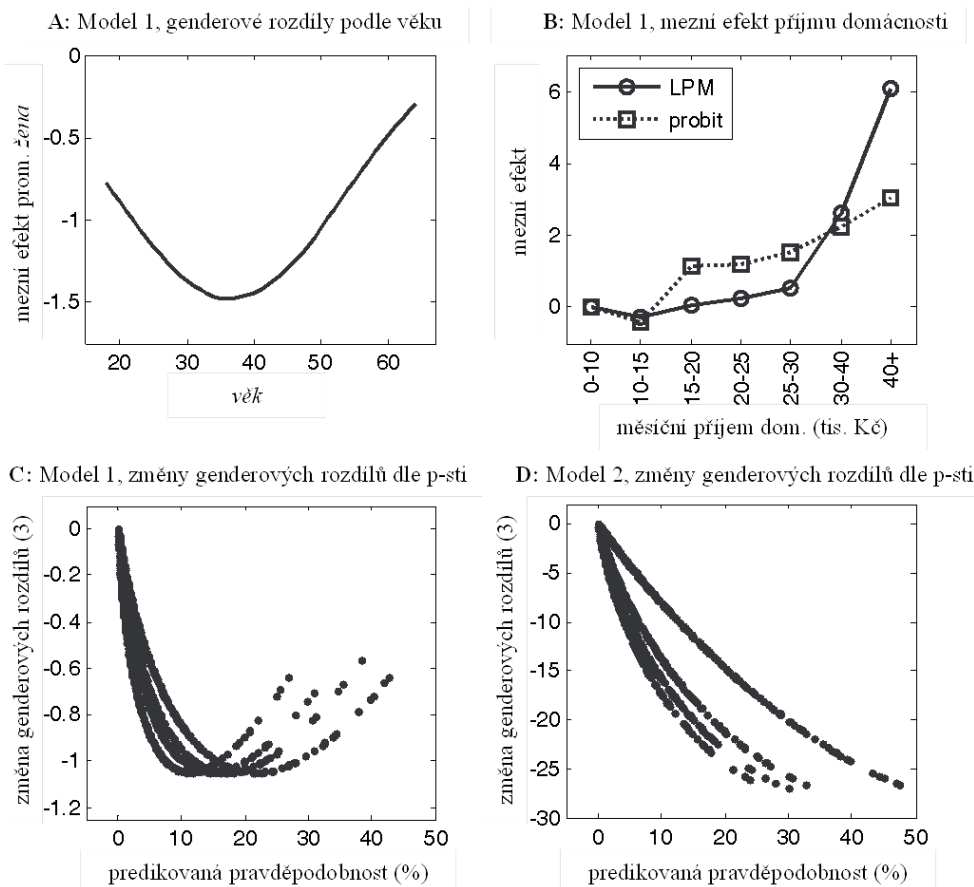
Vysvětlivky pro tabulku 3 jsou zcela analogické jako pro tabulku 2 (jediným rozdílem je závisle proměnná, která v tomto případě indikuje účast na novém – nikoli rodicím se – podnikání).

Rozdíly mezi muži a ženami se tedy významně zvětšily, pokud jde o vedení nového podnikání, a to o zhruba 5,3 % (LPM), resp. 2,8 % (probit). V případě probitu je tento procentuelní rozdíl odvislý od hodnot ostatních vysvětlujících proměnných a není ani

nulový v modelu 1, který interakční člen neobsahuje (viz 3. oddíl); obě tyto skutečnosti dokumentují grafy C a D na obrázku 2. Zhoršení pozice žen může být dáno mezi jiným tím, že se zhoršila dostupnost sociálních služeb, které by ženy podpořily v kombinování pracovního a osobního života (Lukeš, Jakl, 2012). Toto možné vysvětlení je nicméně třeba ověřit samostatným šetřením.

Obrázek 2

Grafické výstupy pro nové podnikatele (mezni efekty $\times 100$)



Jednotky na vertikální ose představují vždy změnu pravděpodobnosti účasti na daném typu podnikání vyjádřenou v procentních bodech, tj. např. v grafu A vidíme, že průměrná žena okolo 35. roku života má cca o 1,5 % nižší pravděpodobnost účasti na novém podnikání než srovnatelný muž. Graf B ukazuje průběh efektu příjmu domácnosti, ve kterém je znatelný tvar u-křivky se zvednutým koncem u vysokoškolské kategorie; jde pouze o grafické znázornění koeficientů u jednotlivých kategorií z tabulky 3. Grafy C a D ukazují změny vlivu pohlaví v probitových verzích modelů 1 a 2. Pro každé pozorování je dopočítán výraz (3) s tím, že namísto průměrných hodnot jsou dosazeny hodnoty vysvětlujících proměnných pro dané pozorování; výsledná hodnota je opět převedena na procentní body a zachycena na ose y; hodnota -1 tedy např. znamená, že pro dané hodnoty ostatních vysvětlujících proměnných by se nůžky mezi muži a ženami rozevřely mezi roky 2006 a 2011 o jedno procento. Hodnoty na ose x představují predikovanou pravděpodobnost účasti na novém podnikání pro dané pozorování. Grafy naznačují, že (i) pro všechny ze sledovaných konfigurací vysvětlujících proměnných došlo ke zvětšení genderových rozdílů (záporné hodnoty na ose y), (ii) změny jsou výrazně vyšší v modelu s interakčním členem a (iii) největší změny se týkají pozorování s nadprůměrným sklonem k rozjezdu podnikání.

Dalším zkoumaným faktorem byl věk. Jak pro rodičí se, tak pro nové podnikatele platí, že *vliv věku postupně mění směr*. Mladým lidem s rostoucím věkem roste pravděpodobnost účasti na novém podnikání, s postupem věku však dochází ke zlomu a pravděpodobnost se začíná snižovat. Vhodnost kvadratické formy závislosti odráží statistická významnost proměnné $věk^2$ (na 10% hladině v LPM modelech pro nové podnikání a na 5% hladině ve všech ostatních modelech). Bod zlomu směru vlivu věku vycházel mezi 44 a 46 lety pro rodičí se podnikání a mezi 36 a 37 lety pro nové podnikání. Zlom směru působení věku tak v ČR zřejmě nadchází mírně později, než je ve světě obvyklé (Acs a kol., 2005).

Zaměřili jsme se též na vývoj odezvy na věk, zejména v kontextu závěrů z GEMu ohledně většího zapojení mladé generace do podnikatelské aktivity v roce 2011 oproti roku 2006 (Lukeš, Jakl, 2012). Zkoumali jsme proto vzájemný vliv proměnných *rok* a *věk* ještě pomocí interakčních členů, podobně jako v případě pohlaví. Ačkoli při odhadu modelu s interakčními členy $rok \cdot věk$ a $rok \cdot věk^2$ vyšel rozdíl mezi vlivem věku v obou letech statisticky významně odlišný, výsledky nepoukazovaly na zlepšení postavení mladé generace, nýbrž pouze na méně výraznou závislost sklonu k podnikání na věku v roce 2011. Provedli jsme rovněž variantu bez kvadratického členu a variantu s interakcí $rok \cdot (věk < 25)$, kde druhý činitel představuje dummy proměnnou, která nabývá hodnoty 1, je-li splněna nerovnost v závorce. Ani v jednom případě se však nepodařilo prokázat závěry GEMu ohledně vývoje odezvy na věk.

Příjem domácnosti hraje větší a jasnější roli pro nové, než pro rodičí se podnikání. U rodičího se podnikání je příjem domácnosti jako celek významný pouze při vynechání psychologických faktorů. U nového podnikání je již ale významný na 1% hladině významnosti ve všech modelech. Shodně se závěry předchozích studií z ČR (Lukeš, Jakl, 2012) je možno konstatovat, že *vliv příjmu domácností má tvar písmene „u“*, viz graf B na obrázku 2. Zvednutý levý konec zachycuje podnikání z nutnosti u nízkopříjmových skupin, naopak zvednutý pravý konec významně lepší možnosti pro skutečné založení a vedení firmy u vysokopříjmových skupin. U domácností s příjmem nad 40 000 Kč měsíčně je pravděpodobnost založení a vedení firmy o 6,1 % (LPM), resp. 3 % (probit) vyšší než u nejhudších domácností s příjmem do 10 000 Kč. Výsledky naznačují v porovnání se zahraničními výzkumy (srovnej např. Davidsson, Gordon, 2009) větší souvislost dostupných finančních zdrojů se skutečným založením a vedením podnikání.

Vzdělání se za podmínek ceteris paribus neprokázalo jako určující. Pro rodičí se podnikatele bylo zcela statisticky nevýznamné, u nových podnikatelů se v některých modelech ukázalo jako významné pouze na 10% hladině významnosti. Znaménka u jednotlivých kategorií se v různých modelech lišila, přesto kategorie vysokoškolačů nevycházela z hlediska pravděpodobnosti vedení nového podnikání nejlépe, tj. v rozporu s původním očekáváním. Možným vysvětlením nízkého koeficientu, zejména u vedení nových firem, jsou oportunitní náklady jedinců s vysokoškolským vzděláním. Stále ještě nacházejí na českém trhu práce lepší příležitosti k slušné placenému zaměstnání než lidé s nižším vzděláním, a tak pro ně založení firmy není natolik atraktivní alternativou. Vyšší podnikatelská aktivita vysokoškolačů je tedy patrně

způsobena ani ne tak vzděláním samotným, jako spíš tím, že vysokoškoláci mají např. vyšší sebedůvěru či vyšší příjem.

Vliv regionu *ceteris paribus* se pro nové, již založené podnikání jeví jako statisticky zcela nevýznamný. To může poukazovat na skutečnost, že sledované rozdíly mezi podnikatelskou aktivitou napříč regiony – zejména rozdíl mezi Prahou a zbytkem republiky – jsou ve skutečnosti důsledkem regionálních rozdílů v ostatních vysvětlujících proměnných. Přes celkovou statistickou nevýznamnost je možné všimnout si *regionálních rozdílů u rodiců se podnikání*. Tam je patrný největší sklon k podnikání v Praze, s významnými rozdíly oproti regionům Střední Čechy, Severovýchod, Střední Morava a Moravskoslezsko. Lze tedy konstatovat, že zatímco region může hrát určitou roli v tom, jestli se jedinec pustí do aktivit směřujících k prvotnímu rozjezdu podnikání, nehraje roli pro založení a vedení podnikání v rámci nově založené firmy.

Konečně uvedme, že mezi lety 2006 a 2011 došlo ke *zvýšení sklonu k rozjezdu podnikání pro rodící se podnikatele*, kde se pravděpodobnost účasti na rodícím se podnikání *ceteris paribus* zvedla podle modelu 1 o 2,7 % (LPM), resp. o 1,39 % (probit). Pro nové podnikatele ke statisticky významné změně nedošlo. Vysvětlením může být, že jedinci byli zhoršenou ekonomickou situací častěji tlačeni ke krokům směřujícím k zahájení podnikání, ale tatáž zhoršená situace představovala alespoň u některých z nich bariéru úspěšného rozjezdu. Podotkněme ještě, že v modelu 2 nelze interpretovat mezní efekt u proměnné *rok* stejným způsobem kvůli přítomnosti interakčního členu.

7. Závěr

Použití metod binární volby umožnilo získat výsledky, které poskytují přesnější náhled na významnost a sílu vlivu faktorů ovlivňujících vstup jedinců do podnikání, nežli tomu bylo v doposud publikovaných pracích. Hlavní možné praktické využití získaných poznatků spočívá v tvorbě doporučení pro hospodářskou politiku zaměřenou na posílení nové podnikatelské aktivity.

Rozdíly výsledků pro rodící se a nové podnikatele ukazují, že některé faktory působí na sklon podnikat podobně silně jak ve fázi přípravy podnikání, tak ve fázi po založení firmy. Jedná se zejména o podnikatelskou sebedůvěru a to, zda zná jedinec někoho, kdo v uplynulých dvou letech založil novou firmu. Vliv podnikatelské sebedůvěry na podnikatelskou aktivitu je klíčový. Doporučením je tuto sebedůvěru v lidech budovat již během vzdělávacího procesu, od škol základních až po školy vysoké a další vzdělávání (viz např. Hofer et al., 2010; Moriano et al., 2012). Zde vzdělávání v ČR podle zjištění GEMu (Lukeš, Jakl, 2012) výrazně zaostává. S tím souvisí touto studií prokázaná důležitost osobní znalosti podnikatelských vzorů. Pro hospodářskou politiku je možné doporučit popularizaci pozitivních podnikatelských vzorů na školách, v médiích i jinde. Pomoci může i podpora soutěží jako Podnikatel roku či soutěží o nejlepší podnikatelský plán. Pravděpodobnost zahájení podnikání se též zvyšuje s věkem až do určitého věku, poté klesá. Pro obě fáze se jako nedůležitá ukázala výše vzdělání sama o sobě a to, jak jedinec vnímá, že společnost vidí podnikatele.

U dalších faktorů platí, že jsou důležitější v rané fázi před založením firmy. Zde hrají větší roli strach z neúspěchu či region. Strach z neúspěchu významně negativně ovlivňuje sklon k tomu začít s přípravou na podnikání. Pomoci může destigmatizace podnikatelského neúspěchu. Například medializace úspěšných podnikatelů, kteří nebyli úspěšní s prvním, ale až s dalším podnikáním. Větší sklon k započetí podnikatelských aktivit mají též lidé v Praze, v porovnání například se severem republiky.

Oproti tomu ve fázi skutečného založení firmy a prvních let jejího fungování hrají větší roli pohlaví a příjem. Sklon k přípravným aktivitám na nové podnikání mezi lety 2006 a 2011 v České republice vzrostl. U již založeného podnikání došlo ale ke zvýšení pouze u mužů, naopak došlo k poklesu u žen. Zvýšila se tedy genderová nerovnost. Výsledky naznačují, že podnikatelská aktivita žen u nás má svá specifická úskalí a hospodářská politika by se měla zaměřit na její podporu. Souvislost příjmu domácnosti s novým podnikáním je ve tvaru u-křivky, nejvyšší pravděpodobnost rozjezdu nové podnikatelské aktivity mají lidé z vysokopříjmových domácností. Nedostatek finančních zdrojů tak může být důvodem, proč lidé, kteří připravují rozjezd podnikání, toto podnikání nakonec nezaloží. Podpora investičního prostředí a networkingu mezi začínajícími podnikateli a potenciálními investory může být jednou z vhodných cest, jak tuto bariéru překonat.

Literatura

- ACS, Z. J.; ARENIUS, P.; HAY, M.; MINNITI, M. 2005. *Global Entrepreneurship Monitor. 2004 Executive Report*. Babson College and London Business School.
- AI, C.; NORTON, E. C. 2003. Interaction terms in logit and probit models. *Economics Letters*. 2003, Vol. 80, No. 1, 123–129.
- ANGRIST, J.; PISCHKE, J.-S. 2009. *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*. London: Princeton University Press.
- BERRY, F. S.; BERRY, W. D. 1991. Specifying a model of state policy innovation. *The American Political Science Review*. 1991, Vol. 85, No. 2, pp. 571–579.
- BERRY, W. D.; DEMERITT, J. H. R.; ESAREY, J. 2010. Testing for interaction in binary logit and probit models: Is a product term essential? *American Journal of Political Science*. 2010, Vol. 54, No. 1, pp. 248–266.
- BOSMA, N.; WENNEKERS, S.; AMOROS, J.E. (2012). *Global Entrepreneurship Monitor. 2011 Extended Report. Entrepreneurs and Entrepreneurial Employees Across the Globe*. www.gemconsortium.org
- BRAMBOR T.; CLARK C. W.; GOLDER, M. 2006. Understanding interaction models: improving empirical analyses. *Political Analysis*. 2006, Vol. 14, No. 1, pp. 63–82.
- CASSAR, G. 2006. Entrepreneur opportunity costs and intended venture growth. *Journal of Business Venturing*, Vol. 21, No. 5, pp. 610–632.
- CURRIE, J.; GRUBER, J., 1996. Health insurance eligibility, utilization of medical care, and child health. *Quarterly Journal of Economics*. 1996, Vol. 111, No. 2, pp. 431–466.
- DAVIDSSON, P.; KIRCHHOFF, B.; HATEMI J. A.; GUSTAVSSON, H. 2002. Empirical analysis of growth factors using Swedish data. *Journal of Small Business Management*, Vol. 40, No. 4, pp. 332–349.
- DAVIDSSON, P. 2006. Nascent entrepreneurship: empirical studies and developments. *Foundations and Trends in Entrepreneurship*, Vol. 2, No. 1, pp. 1–76.

- DAVIDSSON, P.; GORDON, S. R. 2009. *Nascent entrepreneur(ship) research: a review*. QUT Digital Repository: <http://eprints.qut.edu.au/>
- DAVIDSSON, P.; HONIG, B. L. 2003. The role of social and human capital among nascent entrepreneurs. *Journal of Business Venturing*, Vol. 18, No. 3, pp. 301-331.
- DELMAR, F.; DAVIDSSON, P. 2000. Where do they come from? Prevalence and characteristics of nascent entrepreneurs. *Entrepreneurship and Regional Development*, Vol. 12, No. 1, pp. 1-23.
- EUROPEAN COMMISSION. 2009. *Flash Eurobarometer: Entrepreneurship in the EU and beyond*.
- EUROPEAN COMMISSION. 2003. *Green Paper: Entrepreneurship in Europe*. Brussels: European Commission.
- GREENE, W. 2010. Testing hypotheses about interaction terms in nonlinear models. *Economics Letters*. 2010, Vol. 107, No. 2, pp. 291-296.
- GROCHOVÁ, L.; OTÁHAL, T. 2010. Podnikání a ekonomický rozvoj: jaký je rozdíl mezi neorakouskou a novou institucionální ekonomikou? *Politická ekonomie*, Vol. 58, No. 5, pp. 623-640.
- HOFER, A. et al. 2010. From Strategy to Practice in University Entrepreneurship Support: Strengthening Entrepreneurship and Local Economic Development in Eastern Germany: Youth, Entrepreneurship and Innovation", *OECD Local Economic and Employment Development (LEED) Working Papers*, 2010/09, OECD Publishing.
- HORRACE, W. C.; OAXACA, R. L. 2006. Results on the bias and inconsistency of ordinary least squares for the linear probability model. *Economics Letters*. Vol. 90, No. 3, pp. 321-327.
- HUŠEK, R. 2009. *Aplikovaná ekonometrie – teorie a praxe*. Praha: Oeconomica.
- KOELLINGER, P.; MINNITI, M. 2006. Not for lack of trying - American entrepreneurship in black and white. *Small Business Economics*, Vol. 27, pp. 59-79.
- KIM, P.; ALDRICH, H.; KEISTER, L. 2006. Access (not) denied: The impact of financial, human, and cultural capital on entrepreneurial entry in the United States. *Small Business Economics*, Vol. 27, No. 1, pp. 5-22.
- LUKEŠ, M.; NOVÝ, I. A KOL. 2005. *Psychologie podnikání*. Praha: Management Press.
- LUKEŠ, M.; JAKL, M. 2007. *Global Entrepreneurship Monitor: Podnikatelská aktivita v ČR. Národní zpráva 2006*. Praha: VŠE.
- LUKEŠ, M.; JAKL, M. 2012. *Podnikání v České republice*. Praha: Oeconomica.
- LUKEŠ, M.; STEPHAN, U. 2012. Nonprofit leaders and for-profit entrepreneurs: similar people with different motivation. *Československá psychologie*, Vol. 56, No. 1, pp. 41-55.
- LUKEŠ, M. 2013. Entrepreneurs as innovators: a multi-country study on entrepreneurs' innovative behavior. *Prague Economic Papers*. Vol. 22, No. 1, pp. 72-84.
- MORIANO, J. A.; GORGIEVSKI, M.; LAGUNA, M.; STEPHAN, U.; ZARAFSHANI, K. 2012. A Cross-Cultural Approach to Understanding Entrepreneurial Intention. *Journal of Career Development*, Vol. 39, No. 2, pp. 162-185.
- MUELLER, P. 2006. Entrepreneurship in the region: breeding ground for nascent entrepreneurs? *Small Business Economics*, Vol. 27, No. 1, pp. 41-58.
- NAGLER, J. 1991. The effect of registration laws and education on U.S. voter turnout. *The American Political Science Review*. Vol. 85, No. 4, pp. 1393-1405.
- PILKOVÁ, A.; KOVAČICOVÁ, Z.; HOLIENKA, M.; REHÁK, J., 2012. *Podnikanie na Slovensku: vysoká aktivita, nízke rozvojové aspirácie*. Bratislava: Univerzita Komenského.
- RAUCH, A.; FRESE, M. 2000. Psychological Approaches to Entrepreneurial Success: A General Model and an Overview of Findings. In C. L.COOPER and I. T. ROBERTSON: *International Review of Industrial and Organisational Psychology*. Vol. 15, John Wiley & Sons.
- RAUCH, A. 2010. Dispositions of entrepreneurs: Exploring entrepreneurs' personality characteristics. In: M. Lukeš a M. Laguna (Eds.) *Entrepreneurship: A Psychological Approach*. Praha: Oeconomica.
- REYNOLDS, P. D.; CURTIN, R. T. 2008. Business creation in the United States: Panel Study of Entrepreneurial Dynamics II initial assessment. *Foundations and Trends in Entrepreneurship*, Vol. 4, No. 3, pp. 155-307.

- SHIROKOVA, G.; VEGA, G.; BUT, I. 2012. Comparison of social network influence on 3 stages of entrepreneurial firm development: Evidence from Russian GEM data. Paper presented at 32nd SMS conference, Praha 5.–9.10.
- VAN GELDEREN, M.; THURIK, R.; BOSMA, N. 2005. Success and risk factors in the pre-startup phase. *Small Business Economics*, Vol. 24, No. 4, pp. 365–380.
- VAN PRAAG, C. M.; VERSLOOT, P. H. 2007. The economic benefits and costs of entrepreneurship: A review of the research. *Foundations and Trends in Entrepreneurship*, Vol. 4, No. 2, pp. 65–154.
- VAN STEL, A.; CARREE, M.; THURIK, R. 2005. The effect of entrepreneurial activity on national economic growth. *Discussion Papers on Entrepreneurship, Growth and Public Policy*. Jena: MPI.
- WOOLDRIDGE, J. M. 2002. *Introductory Econometrics: A Modern Approach*, 2nd edition. Cincinnati: South-Western College Pub.

FACTORS INFLUENCING ENTREPRENEURIAL ENTRY: EARLY-STAGE ENTREPRENEURS IN THE CZECH REPUBLIC

Martin Lukeš, **Jan Zouhar**, University of Economics, Prague, nám. W. Churchilla 4, 130 67 Praha 3 (lukesm@vse.cz; jan.zouhar@vse.cz); **Martina Jaki**, SwissCzech Technology Transfer; **Petr Očko**, Ministry of Industry and Trade of the Czech Republic

Abstract

The paper deals with early entrepreneurial activity of individuals. It is focused both on entrepreneurs owning and managing a young firm and on nascent entrepreneurs who do steps towards launching a new venture. Demographic, socioeconomic, psychological and other factors influencing early entrepreneurial activity were analyzed based on data gathered from representative samples of adult population in the Czech Republic in 2006 ($n = 2\,001$) and 2011 ($n = 2\,005$). Unlike some earlier work on the subject, binary choice models were used in order to quantify the ceteris paribus effects of individual factors. Results showed that, ceteris paribus, men, people with higher entrepreneurial self-efficacy and people who know somebody else, who has launched a new business recently, more often involved in early entrepreneurial activity. The probability of such involvement grew, depending on the utilized model, till 36 to 46 years of age and decreased onwards. For both the phase of nascent entrepreneurship and that of start-up management, entrepreneurial status in society and the level of education were insignificant. Region and fear of failure played a larger role in nascent entrepreneurship, while gender and household income were significant factors related to the next phase of launching and managing a new business. Gender inequality related to start-up early management in between 2006 and 2011 increased. Overall, the study (1) shows robust findings concerning entrepreneurial entry in the Czech Republic, (2) differentiates between factors influencing nascent entrepreneurs and start-up owner-managers, and (3) provides policy recommendations for mitigating the negative role of entrepreneurial activity inhibiting factors.

Keywords

nascent entrepreneurs, start-up owner-managers, new ventures, binary choice models, entrepreneurial self-efficacy.

JEL Classification

L26, J24, M13