



Evropská unie
Evropský sociální fond
Operační program Zaměstnanost



Analýza dopadů (ne)dostupnosti míst v mateřských školách na participaci žen na trhu práce

Autoři: Klára Kalíšková a Daniel Münich

Projekt 22 % K ROVNOSTI
Ministerstva práce a sociálních věcí

Tato publikace vznikla v rámci projektu „Rovnost žen a mužů na trhu práce se zaměřením na (ne)rovné odměňování žen a mužů“ (reg. č. CZ.03.1.51/0.0/0.0/15_009/0003702) financovaného z Evropského strukturálního fondu v rámci Operačního programu Zaměstnanost a státního rozpočtu ČR.

OBSAH

Summary	7
Shrnutí.....	9
Úvod	10
Obecný metodologický přístup	10
Specifikace proměnných	10
Specifikace regresního modelu	11
Odhadované specifikace modelu.....	12
Základní statistické přehledy	13
Odhady, výsledky, zjištění	15
Dopady místní dostupnosti MŠ.....	15
Dopady sousední dostupnosti MŠ.....	16
Role dalších faktorů.....	16
Agregátní efekty	17
Celková změna (ne)dostupnosti MŠ	17
Celková změna zaměstnanosti	17
Omezení a nedostatky námi použité metodologie	19
Literatura	20

AN ANALYSIS OF THE IMPACTS OF PRESCHOOL (UN)AVAILABILITY ON WOMEN'S PARTICIPATION IN THE LABOUR MARKET¹

Authors: Klára Kalíšková a Daniel Münich

Summary

- This study summarises the results of empirical analysis examining the impacts of local (un)availability of public preschool places on employment among mothers of 3- to 5-year-old children. For this analysis we brought data from various sources together to form a unique database describing the situation of demand (the number of children aged 3–5 years) and supply (capacity) in relation to preschool places across more than 6,000 Czech municipalities between 2001 and 2011.
- Our basic statistical analysis shows that the availability of preschool places decreased substantially between 2001 and 2011 in most localities. While in 2001 there were preschool places available for approximately 83 % of 3- to 5-year-olds within the municipality where they lived, by 2011 this figure was only 77 %. During the period of observation, the availability of preschool places in neighbouring municipalities also decreased.
- We make use of these changes in the availability of preschool places, which varied widely across Czech municipalities, to estimate the impact of preschool availability on the rate of employment among mothers whose youngest child is between 3 and 5 years old. Our regression model estimates reveal that local availability of preschool places has statistically significant positive impacts on the employment rate among mothers.
- Our estimates show that a 10 percentage point increase in the availability of preschool places led to a 0.2–0.4 percentage point increase in the employment rate among mothers of preschool aged children. This means that the reduction in the availability of preschool places between 2001 and 2011 resulted in around 9,000 fewer mothers of 3- to 5-year-olds being in employment, which is 5 % of all mothers whose youngest child was between 3 and 5 years old.
- Given the likely errors in our measurements, our estimates represent lower bound figures for the true effects. Our findings are consistent with most methodologically robust research from abroad. The magnitude of our estimates is, however, somewhat lower than those obtained by previous studies for Central and Eastern European countries. It is likely that the real effects are indeed somewhat higher than our estimates.
- Using our previous cost-benefit analyses of public investments in preschool capacity, we estimate that the reduction in the availability of public preschool places between 2001 and 2011 led to a net financial loss to public budgets of approximately 1.2-1.7 billion CZK per year. Over the course of the decade in question, this could have amounted to a total loss of as much as 17 billion CZK. Further losses may have been caused by secondary budget effects in the form of higher state spending on social expenditures and lower income from tax and insurance contributions on mothers' earnings during their subsequent working careers. We do not quantify further possible budget losses via, for example, lower birth rates or lower consumption; these are more questionable and we do not currently have access to empirical estimates for them.

¹ This study represents the authors' own views and not the official position of the Czech Academy of Sciences' Economics Institute nor of the Charles University Centre for Economic Research and Graduate Education (CERGE). We are grateful to the staff of the statistics department at the Ministry of Education, Youth and Sports for giving us very valuable advice relating to the data on preschools we used. Similarly, we thank the staff of the Czech Statistical Office for their professional help with the use of the SBLD data. Finally, we wish to thank the staff of Datlab s.r.o. for their helpful preparation and provision of data on travelling distances between municipalities. We are grateful to *, *, and * for their comments on the draft study. Any remaining errors or ambiguities are the authors' responsibility. The study was produced with support from * as part of * and from the Czech Academy of Sciences as part of its AV21 Strategy programme.

ANALÝZA DOPADŮ (NE)DOSTUPNOSTI MÍST V MATEŘSKÝCH ŠKOLÁCH NA PARTICIPACI ŽEN NA TRHU PRÁCE¹

Autoři: Klára Kalíšková a Daniel Münich

Shrnutí

- Tato studie shrnuje výsledky empirických analýz dopadů lokální (ne)dostupnosti míst ve veřejných mateřských školách (MŠ) na zaměstnanost matek dětí ve věku 3–5 let. Analýza je založena na propojení dat z různých zdrojů do unikátní databáze charakterizující situaci poptávky (počet dětí starých 3–5 let) a nabídky (kapacity) míst v MŠ na úrovni více než 6 000 českých obcí mezi roky 2001 a 2011.
- Základní statistická analýza ukazuje, že dostupnost MŠ se mezi lety 2001 a 2011 výrazně snížila ve většině obcí. Zatímco v roce 2001 mělo v průměru cca 83 % dětí ve věku 3–5 let místo v MŠ v obci jejich trvalého bydliště, v roce 2011 to bylo jen 77 % dětí. Dostupnost míst v MŠ v sousedních obcích se ve sledovaném období také snížila.
- Tyto změny v dostupnosti míst v MŠ, které byly velmi různorodé napříč obcemi ČR, využíváme při odhadování dopadu dostupnosti MŠ na zaměstnanost matek s nejmladším dítětem ve věku 3–5 let. Odhady našich regresních modelů odhalují existenci statisticky významných pozitivních dopadů místní dostupnosti MŠ na míru zaměstnanosti matek.
- Naše odhady ukazují, že zvýšení dostupnosti míst v MŠ o 10 procentních bodů vedlo ke zvýšení míry zaměstnanosti matek s předškolními dětmi o 0,2–0,4 procentních bodů. V důsledku snížení dostupnosti MŠ mezi roky 2001 a 2011 tedy došlo ke snížení zaměstnanosti zhruba o 9 tisíc matek s nejmladším dítětem ve věku 3–5 let, což představuje 5 % všech matek s nejmladším dítětem ve věku 3–5 let.
- S ohledem na pravděpodobné chyby měření naše odhady představují spíše spodní hranice skutečných efektů. Naše zjištění jsou v souladu s většinou metodologicky robustními výzkumy ze zahraničí. Velikost odhadů je ale o něco nižší, než co bylo odhadnuto v předchozích studiích pro země střední a východní Evropy. Je pravděpodobné, že skutečné efekty jsou opravdu o něco vyšší.
- Využívající naše dřívější analýzy nákladů a výnosů veřejných investic do kapacit MŠ odhadujeme, že nárůst nedostupnosti míst ve veřejných MŠ mezi roky 2001 a 2011 vedl k čisté finanční ztrátě veřejných rozpočtů zhruba v objemu 1,2–1,7 mld. Kč ročně. To za období analyzované dekády může představovat až 17 mld. Kč. Další případné ztráty představují sekundární rozpočtové efekty ve formě vyšších nákladů na sociálních výdajích státu a nižších daňových a pojistných odvodech z výdělků matek během jejich další pracovní kariéry. Případné další rozpočtové ztráty skrze např. nižší porodnost nebo nižší spotřebu již pro jejich diskutabilnost a absenci empirických odhadů nevyčísľujeme.

¹ Tato studie reprezentuje pouze názor autorů, a nikoli oficiální stanovisko Národohospodářského ústavu AV ČR, v. v. i. či Centra pro ekonomický výzkum a doktorské studium UK v Praze (CERGE). Poděkování patří pracovníkům oddělení statistik MŠMT za poskytnutí velmi cenných konzultací k použitým datům o mateřských školách. Podobně pracovníkům Českého statistického úřadu za odbornou a další pomoc s využitím dat SBLD. A konečně pracovníkům f. Datlab s.r.o. za ochotnou přípravu a poskytnutí dat o dojezdových vzdálenostech mezi obcemi. Za cenné komentáře a rady konceptů studie autoři dále děkují *, *, *. Případné chyby však jdou pouze na vrub autorů. Studie byla zpracována díky * v rámci * vydána i díky podpoře Akademie věd ČR v rámci programu Strategie AV21.

Úvod

V ekonomicky rozvinutých zemích s tržní ekonomikou jako je Česká republika rozhodování o mateřství, rodičovství a výchově dětí úzce souvisí s podmínkami panujícími na trhu práce, jako je dostupnost flexibilních částečných úvazků nebo způsob formování celoživotních pracovních kariér, ale také finanční a lokální dostupnost veřejných či soukromých služeb péče a výchovy předškolních dětí. Jde o procesy, které spoluurčují zásadní společensky-ekonomické fenomény, jakou jsou porodnost a demografické stárnutí, zaměstnanost skrze nabídku práce a využívání lidského kapitálu, životní úroveň a společenský statut obyvatel. Na tato témata existuje celá řada zahraničních empirických studií, které přináší různá zjištění. Situace každé země je však unikátní s ohledem na velké rozdíly v institucionálním nastavení, demografické rozdíly a například i rozdílné společenské úzy a zavedené standardy v dané zemi a době.

Většina zahraničních studií ukazuje, že dostupnost předškolních zařízení má pozitivní dopady na porodnost, aktuální a budoucí zaměstnanost, mzdy a kariéry rodičů, zpravidla žen. Velikost zjištěných efektů se však velmi liší podle dané země a období. Odhadovány jsou i dopady na vzdělanostní a další výsledky dětí samotných, krátkodobé i dlouhodobé. Zjištění se opět přirozeně liší země od země. Většina studií zjišťuje dopady pozitivní a větší v případě dětí ze sociálně-ekonomicky slabšího rodinného zázemí.

Specifika každého jednotlivého státu vyžadují, aby byl tento typ empirických odhadů realizován v každé zemi, kde se řeší nebo je zájem řešit finanční či regulační problematiku veřejné podpory předškolních zařízení pro menší děti. Tato studie přináší zřejmě jako první empirické odhady dopadů místní dostupnosti veřejných mateřských školek na zaměstnanost matek s menšími dětmi i pro Českou republiku. Zjištění této studie a řady dalších je potom záhodno brát v potaz při odborné i veřejné diskusi o vhodném designu veřejných politik v této oblasti a při rozhodování o směřování veřejné finanční podpory.

Obecný metodologický přístup

V této analýze vyčíslujeme dopady lokální (ne)dostupnosti míst v mateřských školách (MŠ) na míru zaměstnanosti matek s nejmladším dítětem ve věku 3–5 let. Pro naši empirickou analýzu kombinujeme částečně agregovaná data ze Sčítání lidí, bytů a domů (SLBD) ČSÚ v letech 2001 a 2011 na straně jedné a data o kapacitách MŠ na úrovni obcí ze školského registru Ministerstva školství na straně druhé. Naší jednotkou pozorování je demografická skupina matek, které mají nejmladší dítě v předškolním věku (3–5 let) a které jsou dále charakterizované počtem dětí a úrovní vzdělání na úrovni obcí. Celkový počet pozorování, se kterým pracujeme, je pak dán počtem obcí krát 3 skupiny matek podle počtu dětí krát 4 skupiny matek podle úrovně vzdělání. Matky, které nemají nejmladší dítě ve věku 3–5 let, tedy nejsou do analýzy zahrnuty.

Specifikace proměnných

V našem linearizovaném modelu představuje tzv. levostrannou vysvětlovanou proměnnou počet zaměstnaných matek (dané úrovně vzdělání a počtu dětí) s nejmladším dítětem ve věku 3–5 let na celkovém počtu těchto matek (zaměstnaných, nezaměstnaných a mimo trh práce), a to na úrovni obce i v roce $t=2001$ a $t=2011$, $EMPL_{i,d,t}$. Představuje tak průměrnou míru zaměstnanosti, tedy pravděpodobnost, že matka z dané demografické skupiny d

v obci i , byla v roce t zaměstnána.² Rozlišujeme 12 (= 3 × 4) demografických skupin matek: podle počtu dětí (3 kategorie: 1, 2, 3 a více dětí) a podle úrovně dosaženého vzdělání matek (4. kategorie, viz níže).

Hlavní vysvětlující proměnné v našem modelu, tzv. pravostranné, jsou následující:

MD_{i,t}: Míra místní dostupnosti míst v MŠ v obci je vyjádřena jako poměr kapacita MŠ v obci / počet dětí 3–5 let věku v obci. Pro obce bez MŠ je tedy hodnota indexu nula. Pro hodnoty indexu větší než jedna (kde je kapacita MŠ větší než počet dětí v obci) je uvažována hodnota 1, (tedy maximální dostupnost). Hodnoty mezi 0 a 1 pak představují pravděpodobnost, s jakou lze v dané obci získat místo v MŠ (čím blíže 1, tím větší pravděpodobnost, a tedy vyšší dostupnost). Konstrukce indexu reflektuje skutečnost, že přednostní nárok na místo v MŠ v minulosti měly a mají děti, které jsou v dané obci hlášeny k trvalému bydlení. V případech, kdy obec MŠ nemá (MD = 0) nebo pokud dítě MŠ z kapacitních důvodů nepřijme (MD je nízké), musí rodiče zkusit získat pro dítě místo v MŠ v blízké obci, kde však mají přednost tamní děti.

SD_{1,i,t}: Míra dostupnosti míst v MŠ v sousedních obcích je vypočítána jako podíl volné kapacity MŠ v nejbližší obci s MŠ a poptávky po místech v MŠ z nejbližších obcí. Konkrétně je SD definována takto:

$$SD = \frac{\text{kapacita MŠ v nejbližší obci} - \text{počet dětí ve věku 3 až 5 v nejbližší obci}}{\text{SUMA}[\text{počtu dětí ve věku 3 až 5 v nejbližších obcích} - \text{kapacit MŠ nejbližších obcí}]}$$

Jde tedy o pravděpodobnost, že rodiče pro své dítě získají volné místo v MŠ v nejbližší sousední obci s MŠ. Protože jmenovatel SD může být i nulový nebo záporný, hodnoty SD omezuje na interval 0–1. Pokud je tedy např. poptávka po MŠ z nejbližších obcí nulová, hodnotu SD považujeme za maximální, tedy SD=1.

Nejbližší obce s MŠ definujeme na základě dat o dojezdových vzdálenostech (automobilem), které jsme získali od Datlab s.r.o. Nejbližší obec s MŠ je definovaná jako obec, která má vůči dané obci nejkratší dojezdový čas a zároveň má nenulovou kapacitu MŠ.

Pro potřeby analýzy citlivosti našich odhadů na specifikaci vysvětlujících proměnných používáme navíc alternativní indikátory dostupnosti míst v MŠ v sousedních obcích takto:

SD_{3,i,t}; SD_{5,i,t}: Dostupnost MŠ v sousedních obcích počítaná na základě 3, respektive 5 nejbližších (opět definováno na základě nejkratšího dojezdového času) obcí s MŠ.

Specifikace regresního modelu

Dopady (ne)dostupnosti míst v mateřských školách (MŠ) na zaměstnanost odhadujeme pomocí regresní analýzy. K identifikaci dopadů používáme tzv. identifikační strategii. Ta identifikuje rozdíly ve změnách zaměstnanosti matek v obcích vykazujících různou změnu (ne)dostatku míst v MŠ mezi lety 2001 a 2011. Do regresního modelu tedy vstupují výše popsané proměnné v transformované podobě jako jejich změny v čase:

$$\Delta \text{EMPL}_{i,d} \equiv \text{EMPL}_{i,d,t=2011} - \text{EMPL}_{i,d,t=2001}$$

$$\Delta \text{MD}_i \equiv \text{MD}_{i,t=2011} - \text{MD}_{i,t=2001}$$

² Skupiny žen již dále nerozlišujeme podle věku nejmladšího dítěte, protože by řada demografických skupin žen v řadě obcí vykazovala nulové počty.

$$\Delta SD_i \equiv SD_{i,t=2011} - SD_{i,t=2001}$$

Jako další kontrolní proměnné v regresích výše uvedených změn v čase používáme tyto:

sec1_{i,t}, sec2_{i,t}, ter_{i,t}: Indikátorové proměnné (=1/0) identifikující vzdělanostní skupinu matek (středoškolské vzdělání bez maturity; s maturitou; vysokoškolské). Základní (zbývající) skupinu představují matky se základním nebo nedokončeným základním vzděláním.

children1_{i,t}, children2_{i,t}, children3_{i,t}: Indikátorové proměnné (=1/0) identifikující skupiny žen podle počtu dětí: 1, 2, 3+. V regresích představují základní skupinu matky s jedním dítětem, tedy children1 = 1.

$\Delta SD_xMD0_{i,t}$: Interakce mezi změnou v míře sousední dostupnosti MŠ a indikátorovou proměnnou MD0_{i,t} =1/0, která identifikuje obce s nulovou místní dostupností MŠ v obou letech (2001 i 2011), tedy obce, které ani v jednom ze sledovaných období neměly MŠ (měly nulovou kapacitu MŠ v obou letech).

Všechny námi odhadované modely obsahují navíc tzv. fixní efekty, tedy sestavu indikátorových proměnných (=1/0) pro každý okres a pro velikostní kategorie obcí (do 500, 501–1 000, 1 001–2 000, 2 001–10 000, 10 001–100 000, 100 001–1 milion, >1 milion obyvatel). Velikostní skupina obce je určena na základě stavu v roce 2011, takže hodnoty indikátorových proměnných jsou v čase neměnné. Fixní efekty zohledňují (tj. odstraňují) jiná a námi neměřitelná lokální specifika okresů, respektive velikostí obcí, která vedle dostupnosti MŠ mohou také ovlivňovat změny v míře zaměstnanosti matek.

Odhadované specifikace modelu

Naše modely specifikujeme ve formě tzv. rozdílů v čase (prvních diferencí). Účelem této transformace je ve stochastické složce minimalizovat modelem nepostížené faktory, které se v čase nemění (konstantní proměnné), jako je například míra ekonomického rozvoje obce, hustota či věková struktura obecní populace. V naší stochastické podobě člen $\epsilon_{i,d}$ zahrnuje efekty nezachycené vysvětlujícími proměnnými, respektive proměnnými, které nejsou k dispozici.

Specifikace č. 1 představuje naší specifikaci základní:

$$\Delta EMPL_{i,d} = \alpha + \beta_1 * \Delta MD_i + \beta_2 * \Delta SD_i + \gamma_1 * sec1_{i,d} + \gamma_2 * sec2 + \gamma_3 * ter_{i,d} + \gamma_4 * children2_{i,d} + \gamma_5 * children3_{i,d} + \text{další kontrolní proměnné} + \epsilon_{i,d}$$

Naše klíčové proměnné (se znaménkem Δ) představují změny v čase (mezi roky 2001 a 2011). Koeficient α zachycuje průměrnou změnu míry zaměstnanosti matek mezi lety 2001 a 2011, která není vysvětlena změnami dostupnosti MŠ. Ostatní indikátorové proměnné jsou stavové a změny v čase nevykazují. Proto jim příslušné koeficienty γ zachycují průměrné odchylky změn v míře zaměstnanosti příslušných skupin, které příslušné indikátorové proměnné reprezentují.

Klíčové parametry naší analýzy tedy představují β_1 respektive β_2 . Ty vyjadřují průměrnou změnu míry zaměstnanosti matek (v procentních bodech / 100) způsobenou změnou (v procentních bodech / 100) v místní respektive sousední dostupnosti MŠ. Takže například odhad $\beta_1 = 0,05$ říká, že změna v míře místní dostupnosti MŠ o 10 procentních bodů (například zvýšení MD z 0,8 na 0,9) způsobuje v průměru zvýšení míry zaměstnanosti o 0,005, tedy o půl procentního bodu (např. zvýšení míry zaměstnanosti EMPL z 10,0 % na 10,5 %). Zde je třeba vnímat, že efekt velikosti poloviny procentního bodu reprezentuje různě velkou procentní změnu celkové zaměstnanosti

žen. Například uvedená změna z 10,0 % na 10,5 % odpovídá zvýšení původní zaměstnanosti o 5 %. Avšak například změna z 50,0 % na 50,5 % představuje zvýšení původní zaměstnanosti o pouhé 1 % (=0,5/50). Ale u obcí se stejným počtem matek je dodatečný počet zaměstnaných díky vyšší dostupnosti školek v obou případech stejný. Počty dotčených matek samozřejmě rostou s počtem matek v obci.

Regresní koeficienty γ_1 až γ_5 u dalších kontrolních proměnných zachycují autonomní změnu míry zaměstnanosti v čase ve skupinách matek různé úrovně vzdělání a s různým počtem dětí. Tyto změny však nesouvisí se změnami dostupnosti MŠ a jsou dány dalšími fenomény, které nejsme schopni měřit a zahrnout do regresního modelu.

Specifikace č. 2: Tato rozšířená specifikace zohledňuje vliv MŠ v nejbližší obci v případě, že v dotčené obci nebyla MŠ (tj. nulová kapacita) ani v jednom z let 2001 a 2011:

$$\Delta EMPL_{i,d} = \alpha + \beta_1 * \Delta MD_i + \beta_2 * \Delta SD_i + \beta_3 * dSD \times MD0_{i,d} + \dots \text{další kontrolní proměnné} + \varepsilon_{i,d}$$

Specifikace č.2 samozřejmě nabízí řadu specifikací dílčích, a to podle použití alternativních verzí indexů místní či sousední dostupnosti míst v MŠ.

Specifikace č. 3: Tato rozšířená specifikace umožňuje zohlednit skutečnost, že dopad nedostatku MŠ na zaměstnanost se může lišit podle dosaženého vzdělání matky. Přírozeným faktorem zde může být, že matky s vyšším vzděláním mají větší možnosti, jak pro dítě zajistit místo mimo síť veřejných MŠ (soukromé či firemní školky, chůvy apod.). Tato specifikace nahrazuje členy s koeficientem β_1 členy s koeficienty β_{11} až β_{14} , které odpovídají vlivu dostupnosti MŠ na zaměstnanost žen podle jejich vzdělání (koeficient β_{11} odpovídá matkám se základním vzděláním, β_{12} se středoškolským vzděláním bez maturity, β_{13} s maturitou a β_{14} vysokoškolsky vzdělaným).

$$\Delta EMPL_{i,d} = \alpha + \beta_{11} * pri_{i,d} * \Delta MD_i + \beta_{12} * sec1_{i,d} * \Delta MD_i + \beta_{13} * sec2_{i,d} * \Delta MD_i + \beta_{14} * ter_{i,d} * \Delta MD_i + \dots + \varepsilon_{i,d}$$

Základní statistické přehledy

Z celkem 6 098 obcí, pro které máme pozorování v obou letech,³ jich 2 789 nemělo MŠ ani v jednom roce (tj. měly nulovou kapacitu MŠ). Pouze v případě 86 obcí došlo ke zvýšení kapacit z nuly a pouze v 162 obcích poklesla kapacita na nulu.

Tabulka 1 obsahuje základní statistiky výše uvedených proměnných. Tabulka obsahuje informace jak o dostupnosti MŠ, tak o charakteristikách matek v našem vzorku – tedy matek s nejmladším dítětem ve věku 3–5 let. V horní části tabulky jsou vidět průměrné hodnoty hlavních proměnných v obou sledovaných letech (2001 a 2011).

Míra zaměstnanosti žen s nejmladším dítětem v předškolním věku (3–5 let) ve sledovaném období vzrostla z 57,8 % v roce 2001 na 68,8 % v roce 2011. Oproti tomu průměrná místní i sousední dostupnost MŠ se snížily. Průměrná místní dostupnost MŠ v roce 2001 byla 0,829 (v průměru bylo tedy zhruba 83 % dětí ve věku 3–5 let pokryto místy v MŠ v obci), zatímco v roce 2011 to bylo pouze 0,766 (v průměru bylo pro zhruba 77 % dětí místo v místní MŠ). Sousední dostupnost je celkově nižší než místní dostupnost (to vychází z předpokladu, že místní

³ Ze vzorku jsme vyloučili několik obcí (17 obcí pozorovaných pouze v roce 2001 a 2 obce pozorované pouze v roce 2011), kde v analyzovaném období zřejmě došlo k administrativním změnám vymezení území obcí. Celkem se jedná o 0,03 % celkového vzorku (šlo o obce s malým počtem obyvatel). Specifika těchto vyloučených obcí nemají souvislost s (ne)dostupností MŠ a zaměstnaností matek, takže zkrácení našich odhadů nepředpokládáme.

děti mají vždy přednostní nárok na místo v MŠ), ale i u ní došlo mezi lety 2001 a 2011 k poklesu (viz dolní část Tabulky 1; pokles byl různorodý podle definice sousední dostupnosti o 6,2 p.b., 14,7 p.b. a 9,3 p.b.).

Tabulka 1 dále uvádí charakteristiky matek s nejmladším dítětem ve věku 3–5 let, kde je zřejmé, že vzdělanostní struktura se změnila ve prospěch více vzdělaných matek (10,2 % se základním vzděláním v roce 2001 oproti 7 % v roce 2011 a nárůst matek s vysokoškolským vzděláním z 9,8 % na 17,3 %). To je v souladu se všeobecně známým trendem růstu podílu VŠ vzdělaných žen v ČR. Struktura podle počtu dětí se naopak proměnila směrem k menším rodinám (37 % žen s jedním dítětem v roce 2001 oproti 40,8 % v roce 2011 a naopak pokles rodin se třemi a více dětmi z 15,8 % na 11,2 %).

Tabulka 2 dále nabízí srovnání charakteristik obcí, které MŠ měly alespoň v jednom ze dvou sledovaných let 2001 a 2011 (obce s MŠ), a těch obcí, které MŠ neměly ani v jednom (obce bez MŠ). Obce bez MŠ představovaly téměř polovinu ze všech (46 %). Obce bez MŠ měly v průměru desetkrát méně obyvatel než ty s MŠ. V prvním typu obcí mělo trvalé bydliště v průměru jen 5 dětí starých 3–5 let, zatímco v obcích s MŠ bylo předškolních dětí v průměru 56, tedy výrazně více. MŠ tedy celkem přirozeně absentují v menších obcích s nízkými počty dětí. V obcích bez MŠ také mnohem častěji nežilo ani jedno dítě ve věku 3–5 let (v roce 2011 nemělo děti 3–5 let staré téměř 9 % obcí; zanedbatelný podíl 0,2 % obcí měl MŠ, byť neměly ani jedno dítě ve věku 3–5 let). V obcích bez MŠ pracovalo menší procento matek dětí 3–5 let starých v obou sledovaných letech. V roce 2001 byla míra zaměstnanosti v obcích bez MŠ 52 %, zatímco v obcích s MŠ byla 57 %. V roce 2011 pak byly míry zaměstnanosti 64 % a 67 %. Nižší míra zaměstnanosti matek dětí 3–5 let starých mohla být způsobena jak absencí místní MŠ, tak nižším vzděláním matek v těchto obcích, což je také patrné z Tabulky 2. Za pozornost stojí velmi výrazné zvýšení podílů matek s maturitou nebo vysokou školou mezi roky 2001 a 2011. Zatímco v prvním případě se podíl zvýšil zhruba o třetinu, v druhém případě se dokonce zdvojnásobil. Velmi výrazně tedy poklesly podíly matek bez maturity z 61 % na 42 %. Tento vývoj byl jednoznačně způsoben dynamicky rostoucím dosaženým vzděláním žen v analyzovaném období. Svůj podíl ale mohly mít i odklady mateřství do pozdějšího věku velmi rozšířené záhy po roce 1990.

Grafy 1–4 pak ukazují statistické rozložení klíčových proměnných MD, SD1, SD3 a SD5 v obou sledovaných letech. V Grafu 1, který ukazuje distribuci míry místní dostupnosti MŠ, je na první pohled vidět to, co jsme zmiňovali již výše, tedy že v téměř polovině obcí v ČR je místní dostupnost nulová – tyto obce tedy nemají MŠ. Zatímco tento fenomén se týká téměř poloviny obcí, z hlediska „dotčených“ matek s předškolními dětmi není tak významný. Obce bez MŠ jsou totiž z převážné většiny velmi malé (93 % z nich má méně než 500 obyvatel) a v některých případech v nich ani nebydlí děti v předškolním věku (žádné děti ve věku 3–5 let nebyly v roce 2001 v 5 % obcí bez MŠ a v roce 2011 dokonce v 9 % z nich). Oproti tomu Graf 1 také ukazuje na opačný fenomén, tedy že velký počet obcí vykazuje místní dostupnost 1, tedy že tam kapacita MŠ pokrývá všechny místní děti ve věku 3–5 let nebo je dokonce vyšší. Takových obcí bylo v roce 2001 zhruba 35 %, v roce 2011 o něco méně (zhruba 28 %). V ostatních obcích se místní dostupnost pohybuje mezi nulovou a plnou kapacitou, většinou však blíže ke kapacitě plné (dostupnost je většinou mezi 0,7 a 1, což odpovídá pokrytí 70–100 % dětí ve věku 3–5 let).

Grafy 2–4 pak obdobně ukazují statistické rozložení míry sousední dostupnosti MŠ. Pokud se zaměříme na sousední dostupnost pouze na základě jedné nejbližší MŠ (Graf 2), vypadá graf velmi podobně jako Graf 1 místní dostupnosti. Tedy vidíme velký počet nulových a jedničkových hodnot kapacit – v nejbližší obci buď nezbývá žádné volné místo po umístění místních dětí, nebo je naopak velikost MŠ dost velká na to, aby pokryla i všechny neumístěné děti z nejbližší obce.

Grafy 3 a 4 pak mnohem častěji ukazují nulovou nebo nízkou sousední dostupnost. To je dáno tím, že pokud předpokládáme, že poptávka po dané MŠ je součtem všech neumístěných dětí ve všech obcích, pro které je

daná MŠ mezi třemi/pěti nejbližšími, je velmi nepravděpodobné, že by daná MŠ dokázala uspokojit poptávku ze všech těchto obcí plně. Intuitivně to odpovídá situaci, kdy rodiče hledají místo v MŠ v širším okolí jejich bydliště, a zatímco v každé této sousední MŠ je pravděpodobnost přijetí malá, šance, že alespoň jedna MŠ nakonec dítě přijme, je mnohem vyšší.

Grafy 5–8 pak ukazují statistické rozložení změny v dalších uvažovaných proměnných mezi roky 2001 a 2011. V 69 % obcích nedošlo mezi lety 2001 a 2011 ke změně místní dostupnosti MŠ (**Graf 5**). Místní dostupnost tedy byla v obou letech stejná. Ve zbylých obcích pak došlo buď k malým změnám v řádech procentních bodů plus mínus kolem nuly, nebo naopak ke změnám absolutním, tedy navýšení místní dostupnosti z 0 na 1 (situace odpovídající vzniku MŠ, tedy hodnotě **dMD=1**), nebo snížení z 1 na 0 (tedy zánik MŠ, odpovídající **dMD=-1**). Změny v sousední dostupnosti jsou pak výraznější a jsou tím častější, čím širší okruh MŠ bereme v úvahu (větší změny v **Grafu 8** než v **Grafu 6**). Distribuce všech změn je častěji v záporných číslech, což značí, že většina matek zaznamenala snížení sousední dostupnosti MŠ mezi lety 2001 a 2011.

Graf 9 pak ukazuje statistické rozložení v míře zaměstnanosti žen s nejmladším dítětem ve věku 3–5 let na úrovni obcí mezi roky 2001 a 2011 (tj. naše vysvětlovaná proměnná na levé straně rovnic). Změny v míře zaměstnanosti se pohybují mezi krajními hodnotami -1 a 1. Hodnota -1 odpovídá situaci, kdy se míra zaměstnanosti snížila ze 100 % na 0 %. Tedy že v roce 2001 pracovaly všechny matky v dané obci s předškolními dětmi, v roce 2011 pak žádná. Hodnota 1 odpovídá situaci, kdy se míra zaměstnanosti zvýšila z 0 % na 100 %. Tedy že v roce 2001 nepracovala žádná matka s předškolním dítětem, v roce 2011 všechny. K těmto krajním změnám však přirozeně docházelo jen výjimečně. Mnohem častější byla změna v míře zaměstnanosti bližší nule, častěji pak v kladných číslech. To odpovídá tomu, že míra zaměstnanosti ve sledovaném období rostla.

Konečně **Graf 10** ukazuje korelaci našich hlavních proměnných, tedy hodnot **ΔEMPL** a **ΔMD**, na úrovni obcí, tedy potenciální vztah mezi změnou v místní dostupnosti MŠ a změnou v zaměstnanosti žen s předškolními dětmi mezi lety 2001 a 2011. Z grafu na první pohled není vztah mezi těmito veličinami patrný. Je to ale dáno tím, že změny ovlivňuje řada dalších proměnných, které zohledňuje až regresní model. Jejich parametrické odhady prezentované v další sekci však existenci pozitivního vztahu mezi těmito proměnnými odhalují.

Odhady, výsledky, zjištění

Tabulka 3 prezentuje odhadnuté koeficienty specifikací modelů č. 1 ve sloupci (i) a 2 ve sloupci (iv), včetně jejich rozšířených verzí, pro ověření citlivosti výsledků na dílčí modifikace modelu (sloupce ii, iii, v, vi). Odhady specifikace 3, která umožňuje odlišný vliv nedostatečné dostupnosti MŠ na zaměstnanost podle dosaženého vzdělání matky, jsou ve sloupcích (vii)-(ix).

Dopady místní dostupnosti MŠ

Odhady našeho klíčového koeficientu β_1 se v závislosti na specifikaci modelu pohybují v rozsahu 0,021–0,044 a ve všech případech je tento odhad statisticky významný přinejmenším na 5% hladině významnosti. Ve světle výše uvedené interpretace to znamená, že zvýšení dostupnosti míst v MŠ o 10 procentních bodů (p.b.) vedlo ke zvýšení míry zaměstnanosti matek o 0,21–0,44 procentních bodů. Vzhledem k tomu, že průměrná míra zaměstnanosti matek s nejmladším dítětem ve věku 3–5 let v roce 2001 byla 57,8 % a průměrná míra dostupnosti MŠ se snížila o 6,2 p.b., odhadnutý průměrný efekt odpovídá poměrně malému snížení míry zaměstnanosti z úrovně 57,8 % na 57,7–57,5 %. Zde si však musíme uvědomit, že uvedené změny jsou relativního charakteru. Celkový

dopad na počet dodatečně zaměstnaných matek je totiž dán tím, k jak velkým změnám v relativní dostupnosti MŠ došlo v malých a velkých obcích.⁴ Těmto výpočtům se věnujeme v další sekci.

Podle našich odhadů specifikace 3 je vliv dostupnosti MŠ na zaměstnanost žen nejvyšší pro matky s maturitou, u nichž se odhadnutý koeficient β_1 pohybuje mezi 0,027 a 0,031. Pro matky s vysokoškolským vzděláním a se střední školou bez maturity vliv dostupnosti MŠ na zaměstnanost nenacházíme, u matek se základním vzděláním je vliv statisticky významný, ale menší než u žen s maturitou.

Námi odhadnutý pozitivní dopad dostupnosti MŠ na zaměstnanost matek s předškolními dětmi je v souladu s většinou metodologicky robustních výzkumů ze zahraničí (Bettendorf et al. 2015; Blanden et al. 2016; Cascio and Schanzenbach 2013; Havnes and Mogstad, 2011; Lundin et al., 2008). Velikost efektu je však nižší, než bylo odhadnuto v předchozích studiích pro země střední a východní Evropy, ve kterých je vliv dostupnosti předškolní péče na zaměstnanost matek většinou výrazně vyšší než v zemích západní Evropy a USA (Lovász & Szabó-Morvai, 2017). V zemích střední a východní Evropy se zvýšení dostupnosti předškolní péče o 10 p.b. spojuje s nárůstem míry zaměstnanosti o 1,2 p.b. (Maďarsko – Lovasz a Szabo-Morvai, 2019), nebo dokonce až o 4,2 p.b. (Polsko, Akunduz a kol., 2020). My odhadujeme řádově nižší vliv o velikosti pouze 0,2–0,4 p.b. Částečně to ale může být způsobeno tím, že naše odhady představují spíše spodní hranici velikosti skutečného efektu, což diskutujeme v závěru.

Dopady sousední dostupnosti MŠ

Dostupnost MŠ v sousedních obcích nevykazuje statisticky významné efekty kromě obcí, které měly nulovou kapacitu MŠ v obou letech. Tyto efekty jsou však záporné, což jde proti naší hypotéze toho, jak by sousední dostupnost mohla zaměstnanost matek ovlivňovat. Možným vysvětlením tohoto zjištění je, že námi zvolená míra sousední dostupnosti dobře nezachycuje realitu toho, jakým způsobem rodiče hledají místo pro své děti v MŠ v sousedních obcích. Např. dojezdová vzdálenost autem nemusí být hlavním kritériem, ale rodiče možná vybírají MŠ spíše podle jiných, námi nepozorovaných kritérií. Negativní koeficient místní dostupnosti v sousedství obcí bez MŠ pak může být dán také tím, že v těchto obcích (bez místní MŠ) se mezi roky 2001 a 2011 zvýšil počet dětí ve věku 3–5 let, čímž se automaticky snížila sousední dostupnost (počet dětí ve věku 3–5 let je totiž ve jmenovateli indikátoru dostupnosti). Zároveň se v daném období zvýšila celková zaměstnanost matek, ale toto zvýšení mělo jinou a námi nepozorovanou příčinu (např. vyšší dostupnost soukromých školek nebo rozšíření možností práce z domova).

Role dalších faktorů

Za pozornost ještě stojí efekty dalších a dosud nediskutovaných kontrolních proměnných námi odhadovaných modelů. Z Tabulky 1 základních statistik již víme, že průměrná míra zaměstnanosti matek s malými dětmi mezi roky 2001 a 2011 vzrostla v průměru o 11 p. b. z 57,8 % na 68,8 %. Naše regresní odhady potom poměrně robustně ukazují, že velikost tohoto zvýšení míry zaměstnanosti klesá s úrovní vzdělání matek. Růst zaměstnanosti středoškolsky vzdělaných matek bez maturity (vůči matkám se základním a nižším vzděláním) byl tedy vyšší v průměru zhruba o 2,6 p. b. (srovnejme s průměrnou mírou zaměstnanosti těchto žen v roce 2001 na úrovni 51,4 %). Růst u matek s maturitou byl vyšší jen o cca 2,0 p. b. a růst u matek s vysokou školou byl dokonce o cca 2,7 p. b. nižší (opět vůči matkám se základním vzděláním). Zde připomeňme, že populačně zdaleka největší skupinu představují matky se středoškolským vzděláním, u které se relativní změna míry zaměstnanosti jeví jako největší (více v sekci agregátních

⁴ Přesněji řečeno jde o to, jak velké jsou tyto demografické skupiny dotčených žen ve vztahu k velikosti změn relativní dostupnosti MŠ.

dopadů).

Námi odhadovaný dopad počtu dětí na změnu míry zaměstnanosti je kladný v řádu dodatečných 3,0 p. b. v případě dvou dětí (oproti dítěti jednomu) a dodatečných 2,2 p. b. v případě dětí tři a více.

Agregátní efekty

V této sekci na základě parametrických odhadů sekce předchozí vyčíslujeme agregátní efekty za celou republiku. Jde o to, že naše parametrické odhady představují procentní dopady, bez vazby na velikost dotčených populací jednotlivých obcí. Agregace na národní úroveň v této sekci však již bere velikost dotčené populace obcí v potaz.

Celková změna (ne)dostupnosti MŠ

Podle **Tabulky 1** se průměrná míra dostupnosti MŠ mezi roky 2001–2011 snížila z 82,9 % na 76,6 %. Tyto údaje ale nezohledňují dvě důležité skutečnosti. Za prvé, obce se populační velikostí (tj. počtem dotčených matek) výrazně liší. A to není v průměrné hodnotě míry nedostatku míst zohledněno (zde nejde o velikostí obcí vážený průměr). Za druhé, dostupnost MŠ je fenomén lokální. To znamená, že převis kapacit míst v MŠ v některých obcích automaticky neřeší nedostatek míst v MŠ v jiných obcích. Proto by bylo zavádějící odvozovat agregátní nedostatek míst v MŠ na základě celostátního porovnání součtu kapacit a počtu dětí ve věku 3–5 let.

Agregátní nedostupnost míst v MŠ proto odhadujeme jako sumu rozdílů mezi počtem dětí ve věku 35 let v obci a kapacitou MŠ v obci, a to pouze za ty obce, které vykazovaly kapacitu nedostatečnou. Takto definovaný deficit kapacit MŠ se výrazně o dvě třetiny zvýšil z 63 027 v roce 2001 na 105 771 v roce 2011. Pokud bychom předpokládali, že rodiče pro děti mohli najít místo v MŠ i v sousedních obcích (zde uvažujeme, že hledali v té nejbližší z hlediska dojezdové vzdálenosti autem), tak se agregátní nedostupnost MŠ v sousedních obcích mezi zmíněnými lety nepatrně snížila. Konkrétně, zatímco v roce 2001 by se do MŠ v nejbližší obci podařilo umístit 15 469 dětí, které místo v obci svého bydliště neměly, v roce 2011 by to bylo 14 252 dětí. Tím se tedy odhadované agregátní nedostatky míst v MŠ snižují z 63 027 míst na 47 558 míst v roce 2001 a z 105 771 míst v roce 2011 na 91 519 míst.

Celková změna zaměstnanosti

Údaje o změně míry zaměstnanosti v již diskutované **Tabulce 1** dokumentují situaci v průměrné české obci v letech 2001 a 2011. Jde o celkovou změnu v důsledku nejen změn v nedostupnosti MŠ, ale i řady dalších faktorů, z nichž náš model dokáže postihnout jen část (vzdělání matky a věk nejmladšího dítěte).

Ve skutečnosti se obce liší co do počtu dotčených matek a hodnot dalších vysvětlujících proměnných. Agregátní dopad změny místní dostupnosti MŠ na zaměstnanost matek tedy počítáme jako součet změn absolutně vyjádřené zaměstnanosti v důsledku změny místní dostupnosti v souhrnu přes všechny obce. Vycházíme z definice našeho klíčového ukazatele změny míry zaměstnanosti

$$\Delta EMPL_{i,d} = \frac{E_{i,d}^{2011}}{P_{i,d}^{2011}} - \frac{E_{i,d}^{2001}}{P_{i,d}^{2001}}$$

kde $E_{i,d}^{2001}$ a $E_{i,d}^{2011}$ a $P_{i,d}^{2001}$ a $P_{i,d}^{2011}$ představují celkové počty zaměstnaných matek, respektive počty matek dané demografické skupiny d v obci i v obou letech. Protože efekt vyjádřený díky odhadnutému koeficientu je v procentních bodech dán jako

$$\Delta \text{EMPL}_{i,d} = \hat{\beta} * \Delta \text{MD}_{i,d}$$

dopad na celkový počet zaměstnaných matek dané demografické skupiny v dané obci lze spočítat jako

$$E_{i,d}^{2011} - E_{i,d}^{2001} \equiv \Delta E_{i,d} = \left[\hat{\beta} \Delta \text{MD}_{i,d} + \frac{E_{i,d}^{2001}}{P_{i,d}^{2001}} \right] P_{i,d}^{2001} - E_{i,d}^{2001}$$

kde člen v závorce představuje námi predikovanou míru zaměstnanosti v roce 2011. Nasčítané hodnoty $\Delta E_{i,d}$ za všechny obce potom představují celkovou změnu počtu zaměstnaných matek způsobenou právě změnou nedostupnosti MŠ. Tento dopad na celkovou zaměstnanost je tedy očištěn od dalších faktorů, které jistě měly na změnu zaměstnanosti mezi zkoumanými lety paralelně také dopad.

Odhady čistého agregátního dopadu (ne)dostupnosti MŠ na zaměstnanost matek odpovídající různým specifikačním modelům ukazuje řádek (a) **Tabulky 4**. Celkově se v důsledku nedostupnosti MŠ snížila zaměstnanost o 8 847 až 9 111 matek, v závislosti na specifikaci. To představuje 4,9 % až 5,0 % všech matek s dětmi 3–5 let v roce 2011.

Pokud bychom nezohlednili korelaci mezi populační velikostí obcí (počet matek) a míru nedostatku MŠ, šlo by agregátní dopady spočítat na základě výše uvedené rovnice jednoduše dosazením průměrných hodnot za celou republiku. Tyto odhady obsahuje řádek (b) **Tabulky 4**. Hodnoty jsou o něco vyšší než v řádku (a). To indikuje, že zvýšený nedostatek míst v MŠ se více koncentroval v populačně menších obcích.

Řádek (c) **Tabulky 4** potom vyčísluje hrubý roční finanční dopad na veřejné rozpočty související se sníženou zaměstnaností žen v roce 2011 v důsledku zvýšeného nedostatku MŠ s dopadem na nižší zaměstnanost matek. K výpočtu jsou využity odhady parametrů fiskálních dopadů ze studie Kalíšková, Münich a Pertold (2016).⁵

V dřívější studii IDEA 2016 jsme odhadli čistý zisk veřejných rozpočtů z dodatečného místa v MŠ na 10 000–30 000 Kč (za jedno místo v MŠ a rok). Snížení dostupnosti MŠ mezi lety 2001 a 2011, které způsobilo pokles zaměstnanosti zhruba o 9 tisíc matek, potom odpovídá čisté ztrátě veřejných rozpočtů zhruba 1,2–1,7 mld. Kč ročně. Jde o součet finančních ztrát na straně ušlých daní z příjmu, odvodů na sociální a zdravotní pojištění a dodatečných nákladů na sociální dávky. Pokud bychom navíc přičetli ztráty způsobené negativními dopady na budoucí výtěžky matek skrze sekundární efekty,⁶ byla by ztráta o něco vyšší, tedy 1,4–1,9 mld. Kč ročně.

Celková částka ztrát veřejných rozpočtů se samozřejmě kumulovala po celé období 2001–2011. Pokud by ke zvýšení nedostupnosti školek došlo hned v roce 2002, celková čistá ztráta by představovala 12–17 mld. Kč (10 x 1,2 až 1,7 mld.) a v případě zohlednění sekundárních efektů 14–19 mld. Kč.

Zde však nesmíme zapomenout na další dva zdroje dodatečných ztrát: (a) výše vyčíslené rozpočtové ztráty se vztahují pouze ke změně (snížení) dostupnosti školek mezi roky 2001–2011. Nedostatek míst ve školkách však existoval již na začátku analyzovaného období, takže způsoboval dodatečné rozpočtové ztráty i během námi analyzovaného období; (b) na celkovou změnu zaměstnanosti matek měl v období let 2001–2011 vliv nejen nárůst nedostupnosti MŠ, ale další, nám neznámé efekty do modelu nezahrnuté. S nimi spojené čisté rozpočtové ztráty však nelze spočítat,

⁵ Studie Kalíšková, Münich a Pertold (2016) odhadovala čistou fiskální ztrátu veřejných rozpočtů jako rozdíl v celkových výnosech jednoho dodatečného místa ve školce a nákladech na provoz takového místa. Na příjmové straně jde především o dodatečné příjmy veřejných rozpočtů skrze vyšší platby daně z příjmů a pojistné odvody zaměstnané matky, snížení sociálních výdajů pro rodiny. Na straně nákladů jde o provozní výdaje a dodatečné investice na vytvoření dodatečného místa v MŠ.

⁶ Tyto sekundární negativní efekty na veřejné rozpočty byly ve studii Kalíšková, Münich a Pertold (2016) vyčísleny na 26 tisíc Kč ročně. Jsou způsobené tím, že dodatečná místa v MŠ umožní některým ženám dřívější návrat na trh práce a tím zvýší jejich celoživotní výtěžky, což následně vede ke každoročně vyšším vybraným daním z příjmu a odvodům na sociální a zdravotní pojištění.

protože nejsou známy potenciální náklady na případná opatření jako v případě nákladů na dodatečná místa v MŠ.

Omezení a nedostatky námi použité metodologie

Odhadovat síly kauzálních souvislostí a dopadů v tak interakčně složitých společenských procesech jako je ten námi studovaný, je metodologicky a datově velmi náročné. Odhady mohou být zkresleny oběma směry, pokud nejsou splněny některé předpoklady metodologie, jejichž ověření je velmi těžké a mnohdy i nemožné.

Námi odhadnuté regresní koeficienty lze interpretovat jako kauzální dopady pouze v případě, že vysvětlující proměnné nejsou korelované se stochastickým členem $\varepsilon_{i,d}$. Případné korelace odpovídají případům, kdy změny obecní míry zaměstnanosti žen-matek způsobují i jiné, vysvětlujícími proměnnými nezachycené změny, které jsou zároveň korelovány se změnami v místní nedostupnosti MŠ. V případě nenulové korelace potom způsobené zkreslení odhadnutých koeficientů závisí na velikosti korelace a směr zkreslení je dán znaménkem korelace. Jako příklad uveďme situaci, kdy se v čase výrazněji zvýšila dostupnost flexibilních úvazků v těch obcích, kde se méně snížila dostupnost MŠ. Vyšší dostupnost flexibilních úvazků by pak měla přímý dopad (nezprostředkovaný skrze dostupnost MŠ) na míru zaměstnanosti a tím, že byla koncentrována v obcích s menšími změnami v dostupnosti MŠ, by tak naše odhady dopadů dostupnosti MŠ na zaměstnanost matek byly zkreslené.

Naše klíčové vysvětlující pravostranné proměnné zachycující dostupnost MŠ jsou také nezbytně zatíženy chybami měření.⁷ Důsledkem chyb měření je velmi pravděpodobně zkreslení odhadů našich klíčových koeficientů směrem k nule. To znamená, že skutečné efekty nedostupnosti MŠ na zaměstnanost jsou zřejmě vyšší než ty námi odhadnuté.⁸ Vyšší by pak přirozené byly i skutečné čisté ztráty veřejných rozpočtů.

⁷ Chybu měření způsobuje například skutečnost, že ne pro každé dítě ve věku 3-5 let mají matky zájem o místo v MŠ. Naše indexy dostupnosti MŠ nepostihují možné rozdíly v prioritní nárokovosti na místa v MŠ. Naše měřítka vzdálenosti sousedních obcí jsou jen aproximací skutečné časové a případně finanční náročnosti dojíždění do sousedních obcí.

⁸ Míra tohoto zkreslení je dána rozptylem chyby měření v poměru k rozptylu reálných hodnot proměnných.

Literatura

Akgündüz, Y. E., van Huizen, T., & Plantenga, J. (2020). "Who'll take the chair?" Maternal employment effects of a Polish (pre)school reform. *Empirical Economics*, 27.

Bettendorf, L. J. H., Jongen, E. L. W., & Muller, P. (2015). Childcare subsidies and labour supply – Evidence from a large Dutch reform. *Labour Economics*, 36, 112–123.

Blanden, J., Del Bono, E., McNally, S., & Rabe, B. (2016). Universal Pre-school Education: The Case of Public Funding with Private Provision. *Economic Journal*, 126(592), 682–723.

Cascio, E., & Schanzenbach, D. W. (2013). *The Impacts of Expanding Access to High-Quality Preschool Education*. NBER Working Paper No. 19735.

Havnes, T., & Mogstad, M. (2011). Money for nothing? Universal child care and maternal employment. *Journal of Public Economics*, 95(11–12), 1455–1465.

Kalíšková, K., Münich, D., and Pertold, F. (2016). Veřejná podpora míst ve školách se vyplatí: analýza výnosů a nákladů. IDEA studie 3/2016.

Lovacz, A., & Szabo-Morvai, A. (2017). *Childcare and Maternal Labor Supply – a Cross-Country Analysis of Quasi-Experimental Estimates from 7 Countries* (BWP – 2017/3; Budapest Working Papers on the Labour Market).

Lovász, A., & Szabó-Morvai, Á. (2019). Childcare availability and maternal labor supply in a setting of high potential impact. *Empirical Economics*, 56(6), 2127–2165.

Lundin, D., Mörk, E., & Öckert, B. (2008). How far can reduced childcare prices push female labour supply? *Labour Economics*, 15(4), 647–659.

Tabulka 1: Průměrné hodnoty proměnných použitých pro analýzu v letech 2001 a 2011 a jejich průměrné změny

rok	EMPL Míra zaměstnanosti žen-matek	MD Míra místní dostupnosti MŠ	SD1 Míra sousední dostupnosti MŠ	SD3 Míra sousední dostupnosti MŠ	SD5 Míra sousední dostupnosti MŠ	pri Podíl žen- matek se základním vzděláním	sec1 Podíl žen- matek bez maturity a s nižším vzděláním	sec2 Podíl žen- matek s maturitou	ter Podíl žen- matek s VŠ vzděláním	children1 Podíl žen- matek 1 dítětem	children2 Podíl žen- matek s 2 dětmi	children2 Podíl žen- matek s 3+ dětmi	Počet pozorování
2001	0,578	0,829	0,334	0,174	0,108	0,102	0,421	0,380	0,098	0,3700	0,472	0,472	197 359
2011	0,688	0,766	0,182	0,077	0,048	0,070	0,284	0,473	0,173	0,408	0,48	0,112	173 851
Změny mezi roky 2001 a 2011													
	Δ EMPL	Δ MD	Δ SD1	Δ SD3	Δ SD5								
	0,066	-0,062	-0,147	-0,093	-0,057								160 336

Tabulka 2: Srovnání obcí s MŠ a obcí bez MŠ z hlediska jejich charakteristik

	Míra zaměstnanosti matek	Průměrný počet dětí ve věku 3-5 let v obci	Podíl dětí 3-5 let na počtu obyvatel obce	Podíl obcí bez dětí 3-5 let	Podíl žen s dětmi 3-5 let podle vzdělání				Počet obyvatel			Počet obcí
					základní	střední bez maturity	střední s maturitou	VŠ	průměr	minimum	maximum	
Rok 2001												
Obce s MŠ alespoň v jednom roce	57,0 %	55,59	2,1 %	1,0 %	9,7 %	49,5 %	35,0 %	5,7 %	2 869	69	1 169 106	3 309
Obce bez MŠ ani v jednom roce	52,3 %	5,06	2,0 %	5,1 %	11,3 %	51,7 %	32,4 %	4,6 %	259	26	85 855	2 789
Celkem	54,9 %	32,48	2,0 %	2,4 %	10,5 %	50,5 %	33,8 %	5,2 %	1 675	26	1 169 106	6 098
Rok 2011												
Obce s MŠ alespoň v jednom roce	67,0 %	50,93	1,8 %	0,2 %	7,0 %	34,6 %	46,4 %	12,0 %	2 913	52	1 268 796	3 309
Obce bez MŠ ani v jednom roce	64,2 %	4,91	1,7 %	8,8 %	7,4 %	35,0 %	46,5 %	11,1 %	278	28	76 694	2 789
Celkem	65,8 %	29,88	1,7 %	4,1 %	7,2 %	34,8 %	46,4 %	11,6 %	1 708	28	1 268 796	6 098

Tabulka 3: Detailní odhady koeficientů modelů dopadů dostupnosti MŠ a dalších proměnných na míru zaměstnanosti matek (ΔEMPL)

	Specifikace 1			Specifikace 2			Specifikace 3		
	(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(v)	(vi)	(vii)	(viii)	(ix)
ΔMD	0,0243*** (0,00684)	0,0210*** (0,00666)	0,0222*** (0,00662)	0,0444*** (0,00776)	0,0366*** (0,00753)	0,0379*** (0,00748)			
$\Delta\text{MD} \times \text{pri}$							0,107*** (0,0289)	0,104*** (0,0289)	0,105*** (0,0289)
$\Delta\text{MD} \times \text{sec1}$							0,0116 (0,0106)	0,00824 (0,0105)	0,00939 (0,0105)
$\Delta\text{MD} \times \text{sec2}$							0,0306*** (0,00803)	0,0274*** (0,00788)	0,0285*** (0,00786)
$\Delta\text{MD} \times \text{ter}$							-0,00397 (0,0134)	-0,00721 (0,0133)	-0,00611 (0,0132)
ΔSD1	-0,00321 (0,00251)			-0,00384 (0,00247)			-0,00321 (0,00251)		
ΔSD3		0,00553 (0,00491)			0,00883* (0,00484)			0,00548 (0,00491)	
ΔSD5			0,000671 (0,00852)			0,00669 (0,00844)			0,000611 (0,00852)
$\Delta\text{SD1} \times \text{MD0}$				-0,0134 (0,0200)					
$\Delta\text{SD3} \times \text{MD0}$					-0,0870** (0,0367)				

Tabulka 3: Detailní odhady koeficientů modelů dopadů dostupnosti MŠ a dalších proměnných na míru zaměstnanosti matek (Δ EMPL) – pokračování

	Specifikace 1			Specifikace 2			Specifikace 3		
	(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(v)	(vi)	(vii)	(viii)	(ix)
Δ SD5 x MD0						-0,203***			
						(0,0689)			
sec1	0,0247***	0,0248***	0,0248***	0,0251***	0,0252***	0,0252***	0,0195***	0,0196***	0,0196***
	(0,00351)	(0,00351)	(0,00351)	(0,00350)	(0,00350)	(0,00350)	(0,00402)	(0,00402)	(0,00402)
sec2	0,0198***	0,0199***	0,0198***	0,0199***	0,0200***	0,0199***	0,0156***	0,0157***	0,0157***
	(0,00339)	(0,00339)	(0,00339)	(0,00337)	(0,00337)	(0,00337)	(0,00390)	(0,00390)	(0,00390)
ter	-0,0285***	-0,0284***	-0,0284***	-0,0288***	-0,0287***	-0,0288***	-0,0356***	-0,0354***	-0,0355***
	(0,00349)	(0,00349)	(0,00349)	(0,00347)	(0,00347)	(0,00347)	(0,00413)	(0,00413)	(0,00413)
children2	0,0311***	0,0310***	0,0310***	0,0308***	0,0308***	0,0308***	0,0310***	0,0310***	0,0310***
	(0,00128)	(0,00128)	(0,00128)	(0,00128)	(0,00128)	(0,00128)	(0,00128)	(0,00128)	(0,00128)
children3	0,0257***	0,0256***	0,0256***	0,0249***	0,0249***	0,0250***	0,0256***	0,0255***	0,0256***
	(0,00288)	(0,00288)	(0,00288)	(0,00288)	(0,00288)	(0,00288)	(0,00288)	(0,00288)	(0,00288)
Poč. poz	160 329	160 329	160 329	158 335	158 335	158 335	160 329	160 329	160 329
R ²	0,023	0,023	0,023	0,024	0,024	0,024	0,023	0,023	0,023

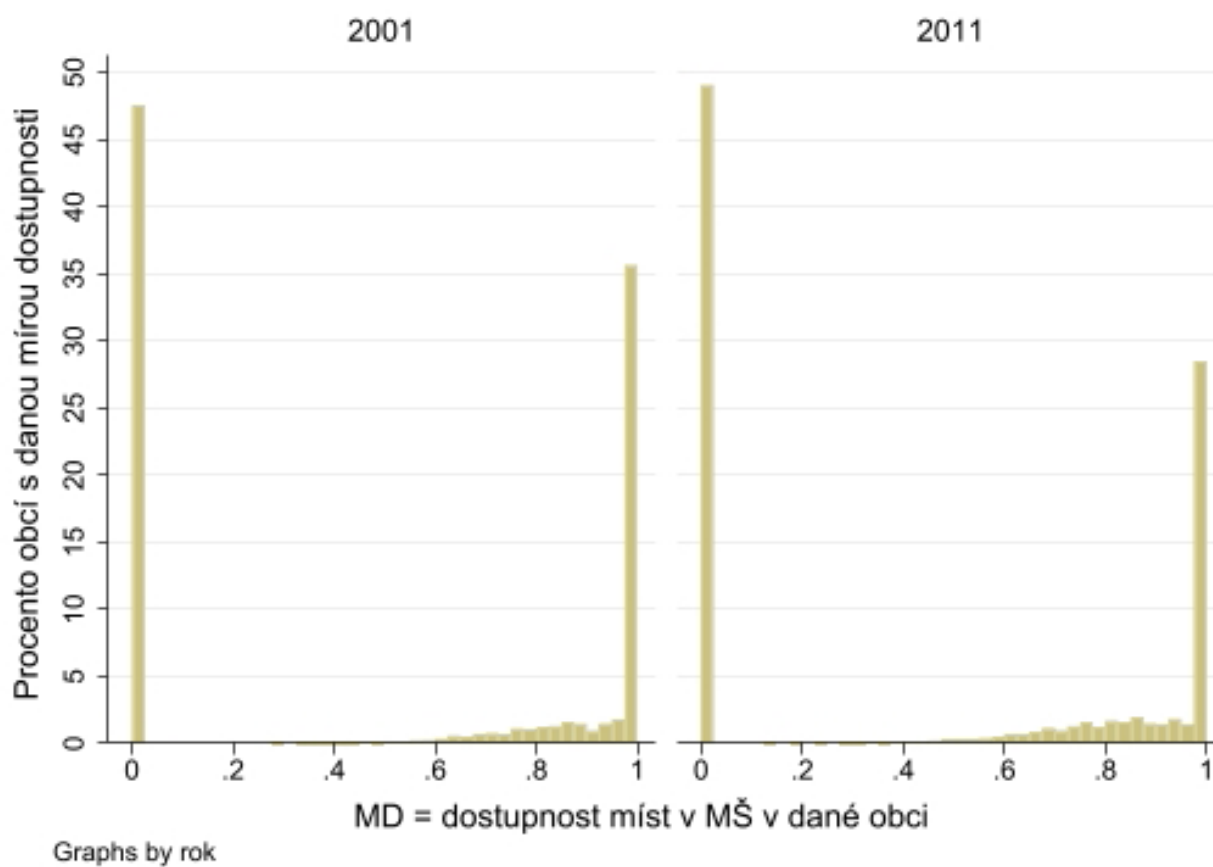
Robustní standardní chyby v závorkách. Statistická úroveň spolehlivosti bodových odhadů koeficientů *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1

Tabulka 4: Celková změna zaměstnanosti a fiskální dopady

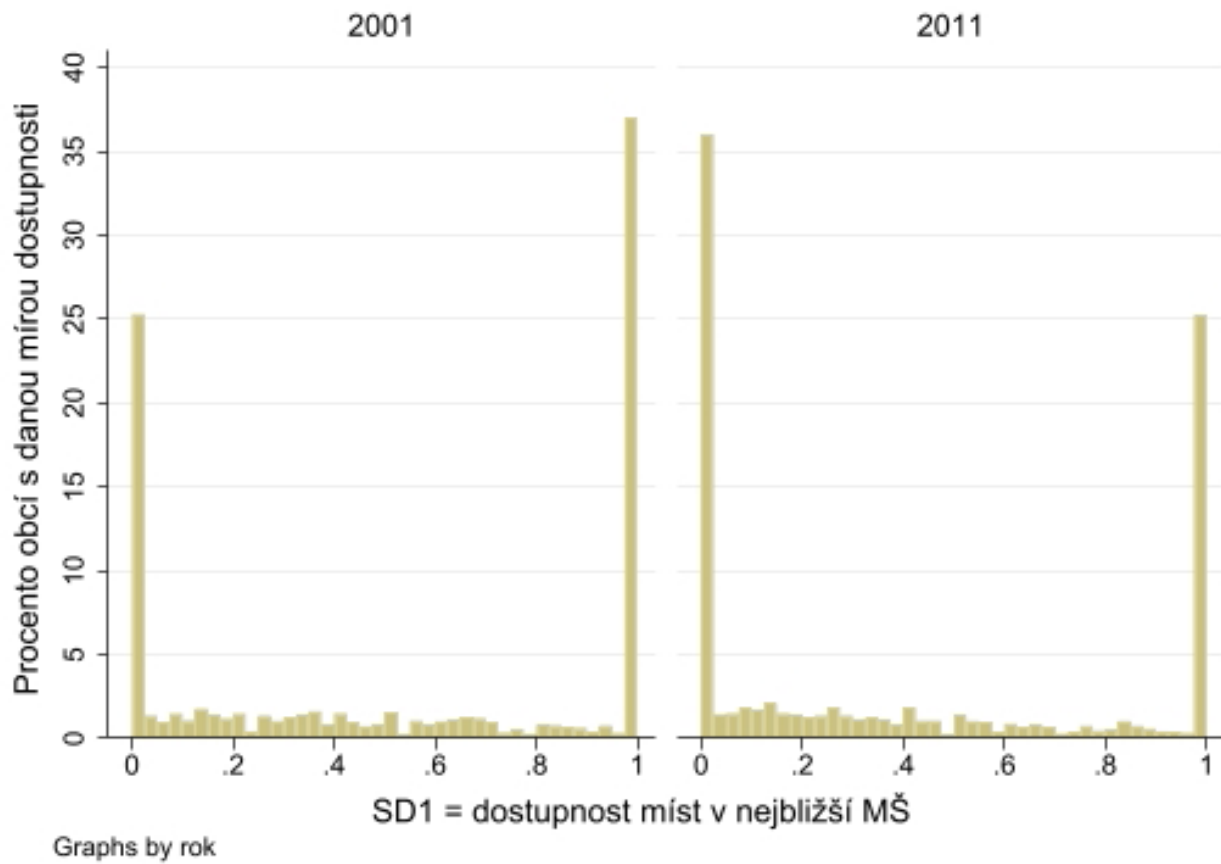
		Specifikace 1			Specifikace 2		
		(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(v)	(vi)
	β (koeficient vlivu MD na míru zaměstnanosti)	0,0243***	0,0210***	0,0222***	0,0444***	0,0369***	0,0383***
(a)	Predikovaná změna zaměstnanosti matek,	8 884,3	8 847,1	8 860,6	9 111	9 026,4	9 042,2
	podíl na matkách s předškolními dětmi	4,87 %	4,85 %	4,86 %	5,00 %	4,95 %	4,96 %
(b)	Predikovaná změna zaměstnanosti v ČR (počet matek)	9 351,7	9 313,4	9 327,3	9 585,2	9 498,1	9 514,3
(c)	Čistý fiskální dopad snížené zaměstnanosti v mld. Kč za rok (modelová situace)	1,652	1,645	1,647	1,694	1,678	1,681
(c)	Čistý fiskální dopad snížené zaměstnanosti v mld. Kč za rok (model TAXBEN)	1,185	1,180	1,182	1,215	1,204	1,206

Statistická spolehlivost bodových odhadů koeficientů: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

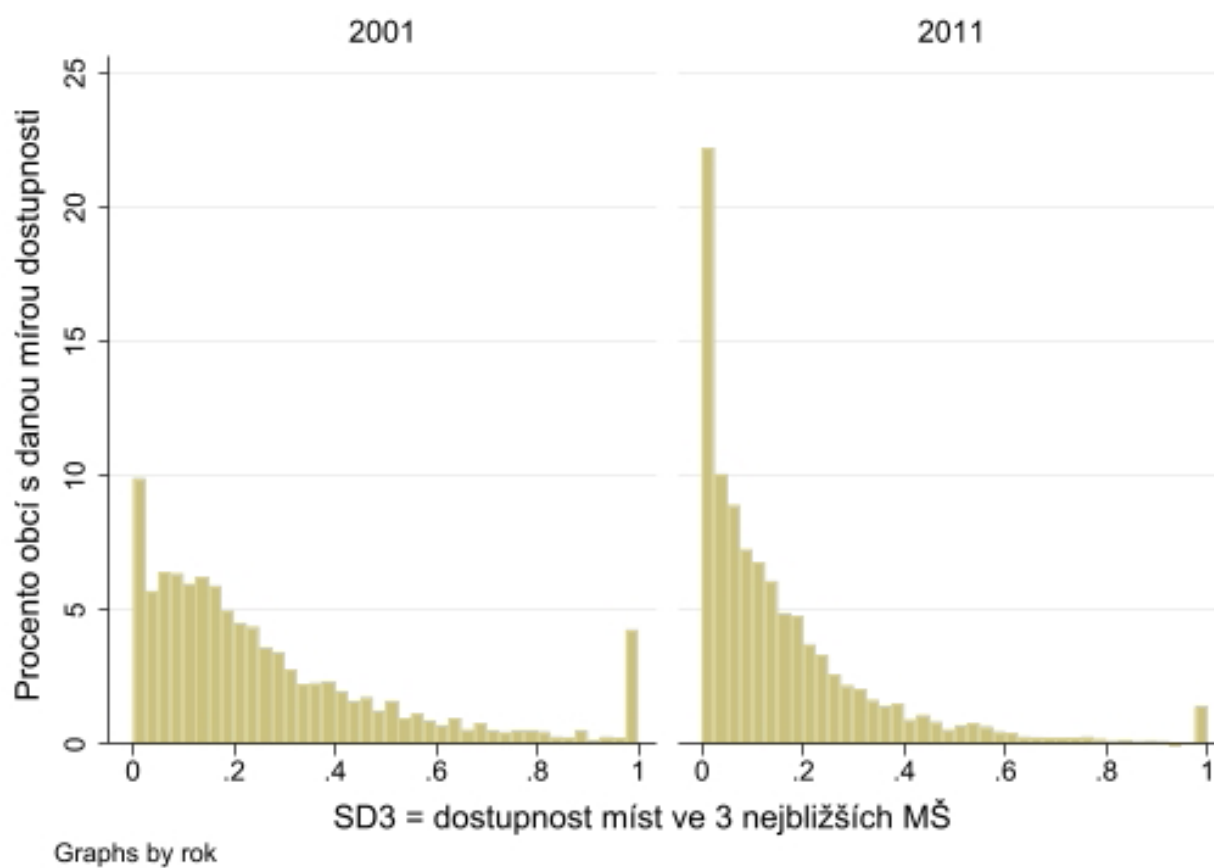
Graf 1: Rozložení míry místní dostupnosti míst v MŠ v letech 2001 a 2011



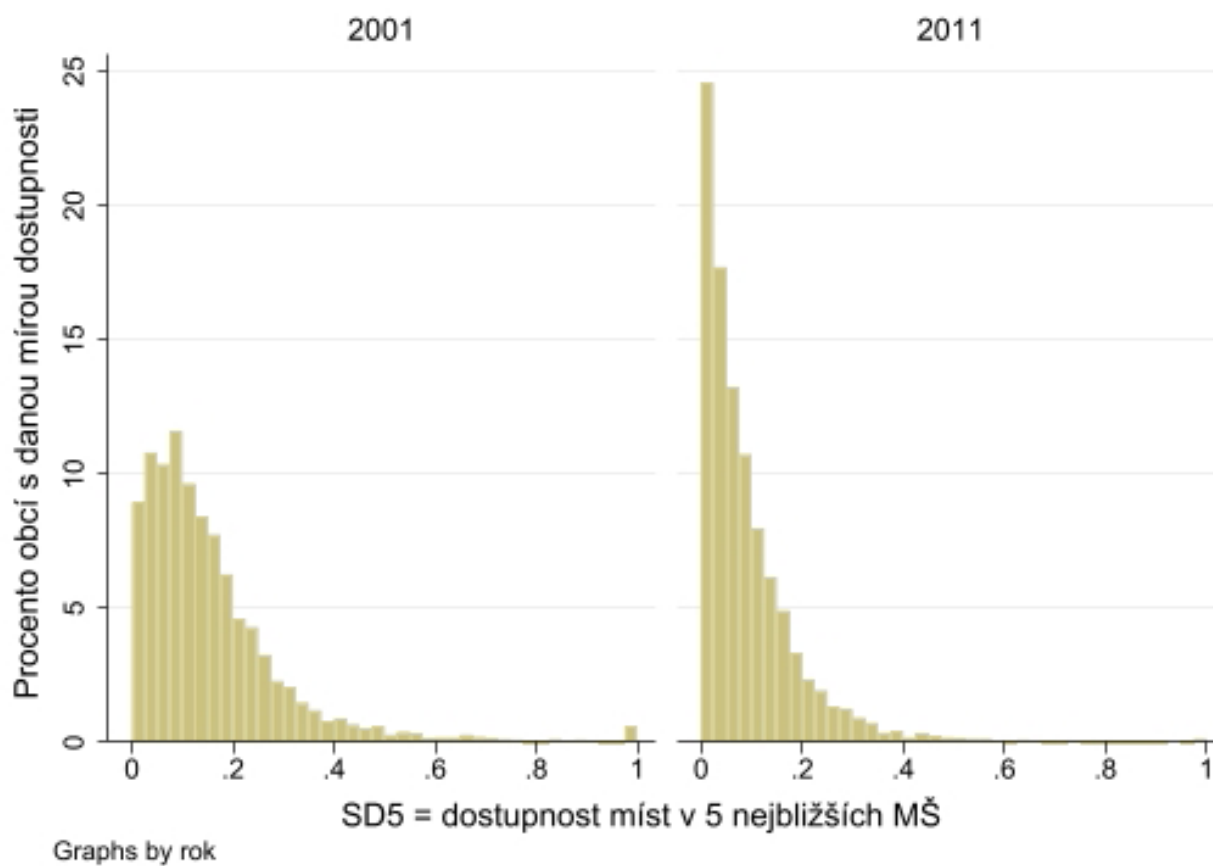
Graf 2: Rozložení míry sousední dostupnosti míst v MŠ v letech 2001 a 2011



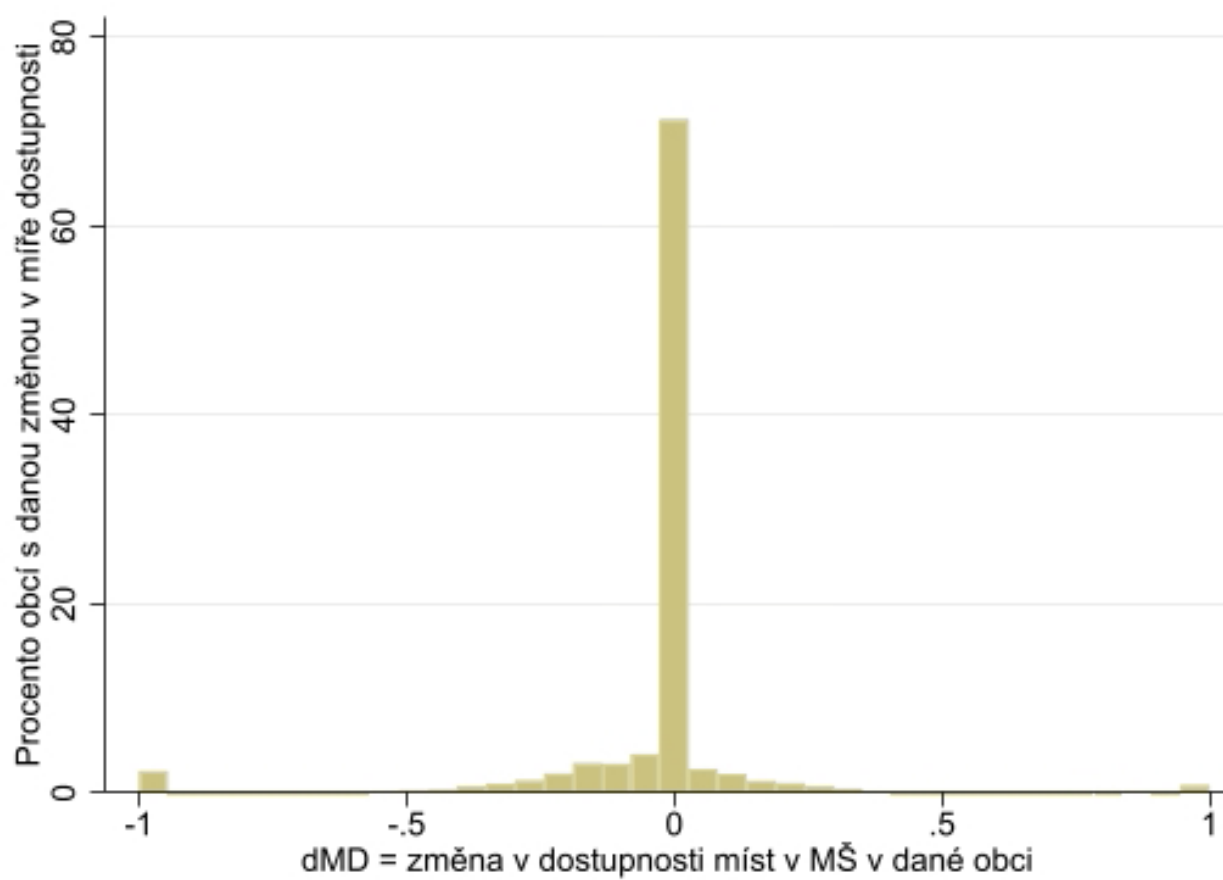
Graf 3: Rozložení míry sousední dostupnosti míst v MŠ v letech 2001 a 2011



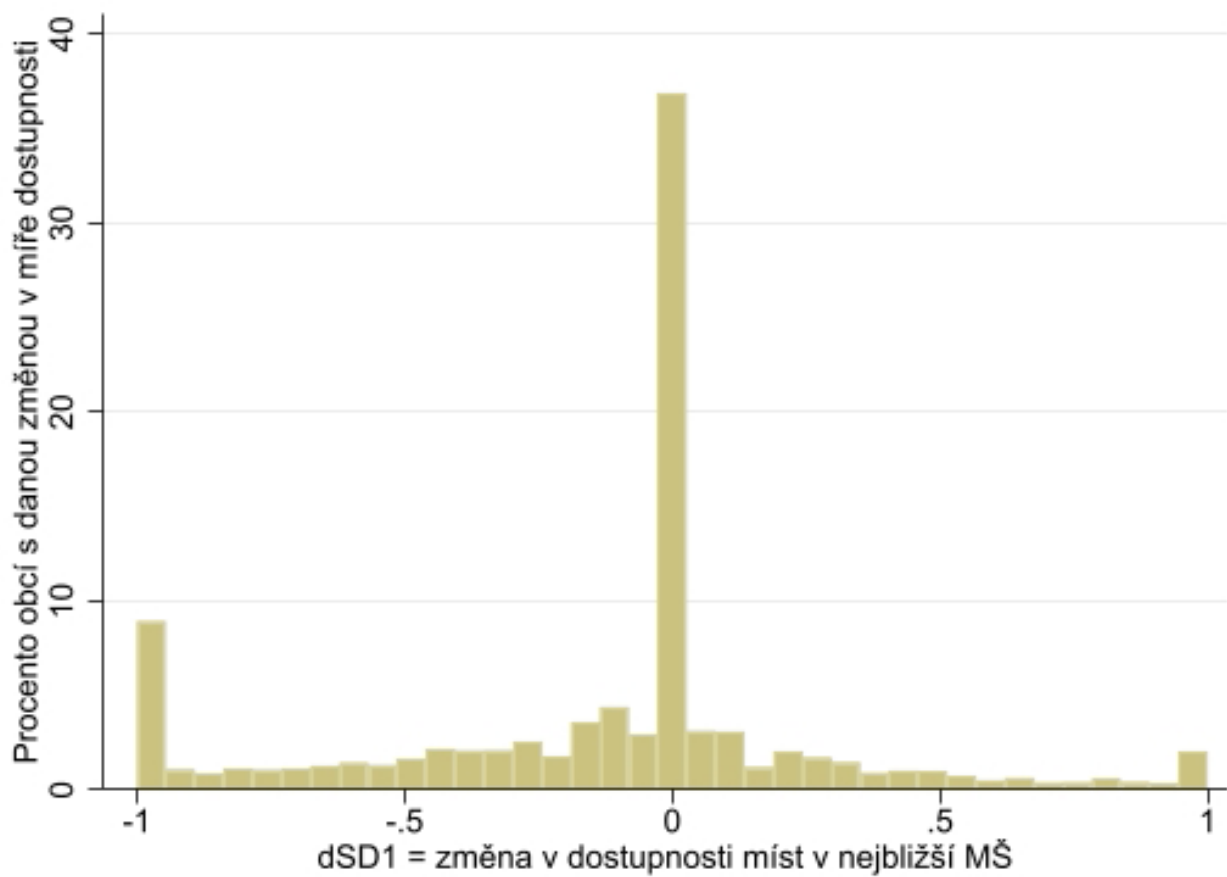
Graf 4: Rozložení míry sousední dostupnosti míst v MŠ v letech 2001 a 2011



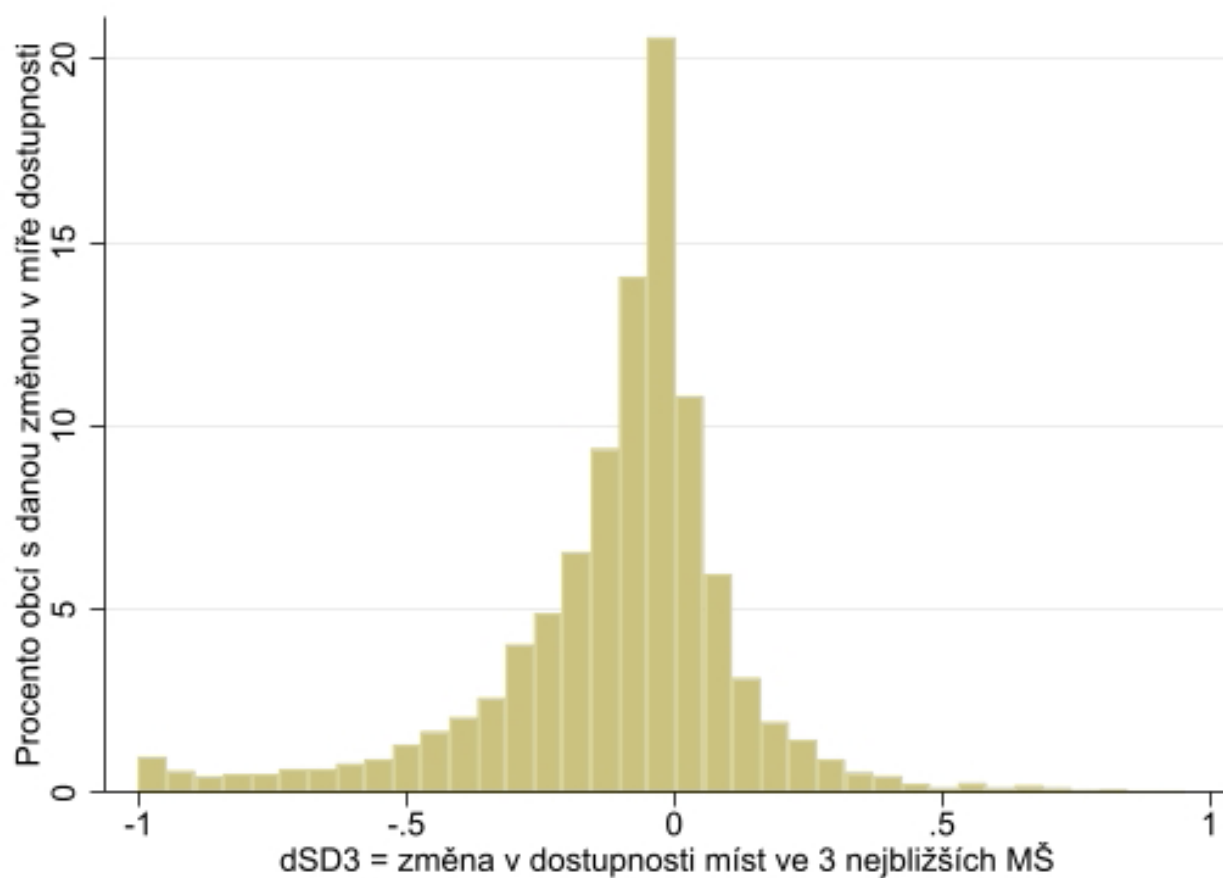
Graf 5: Rozložení změny míry místní dostupnosti míst v MŠ v letech 2001 a 2011

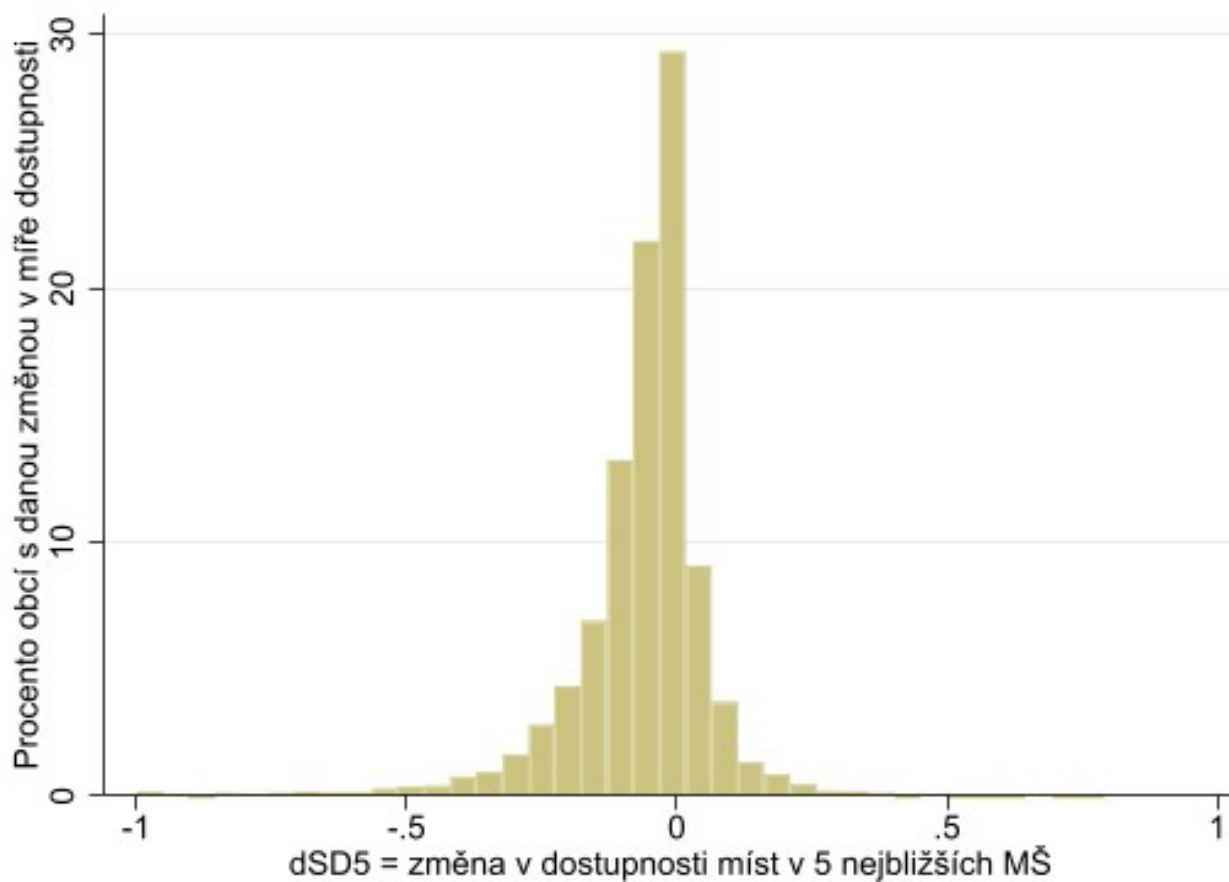


Graf 6: Rozložení změny míry sousední dostupnosti míst v MŠ v letech 2001 a 2011

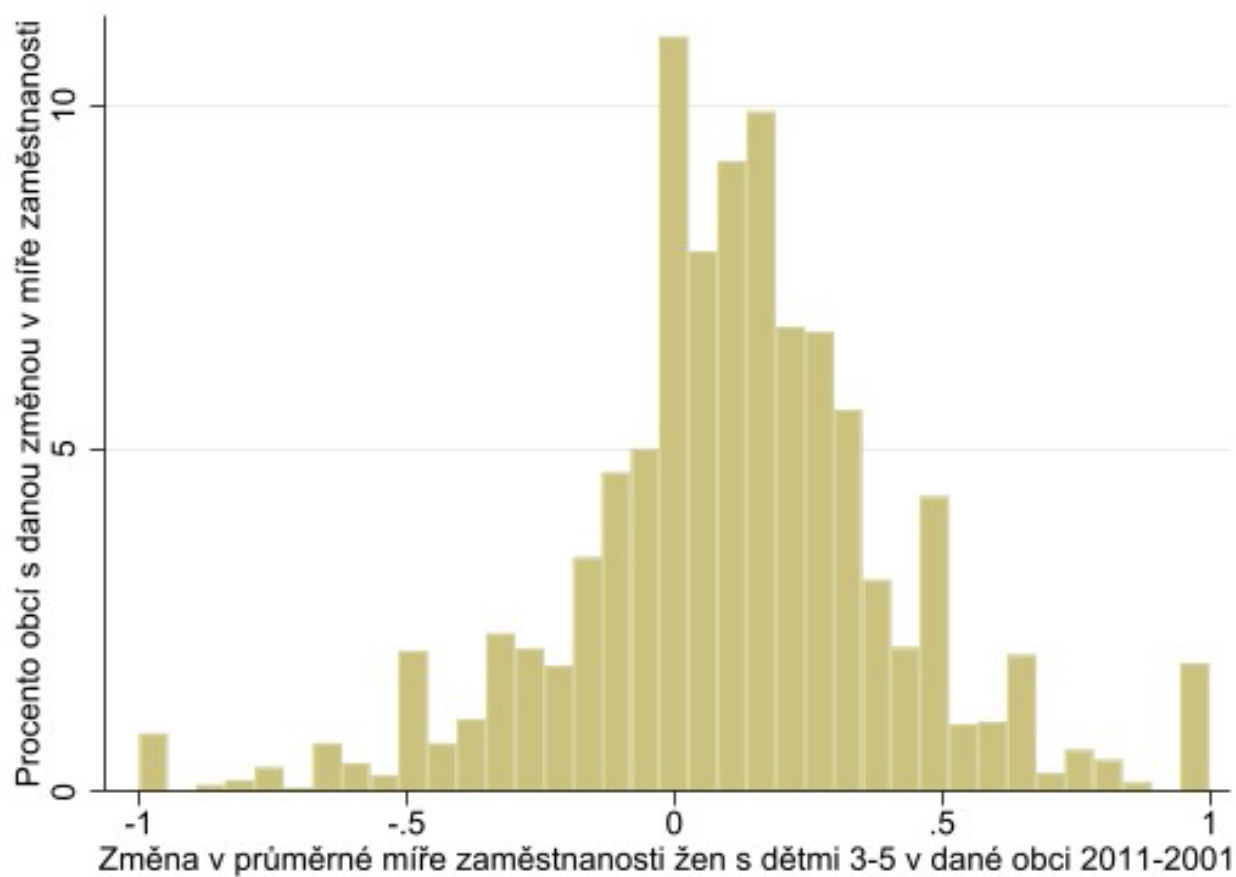


Graf 7: Rozložení změny míry sousední dostupnosti míst v MŠ v letech 2001 a 2011

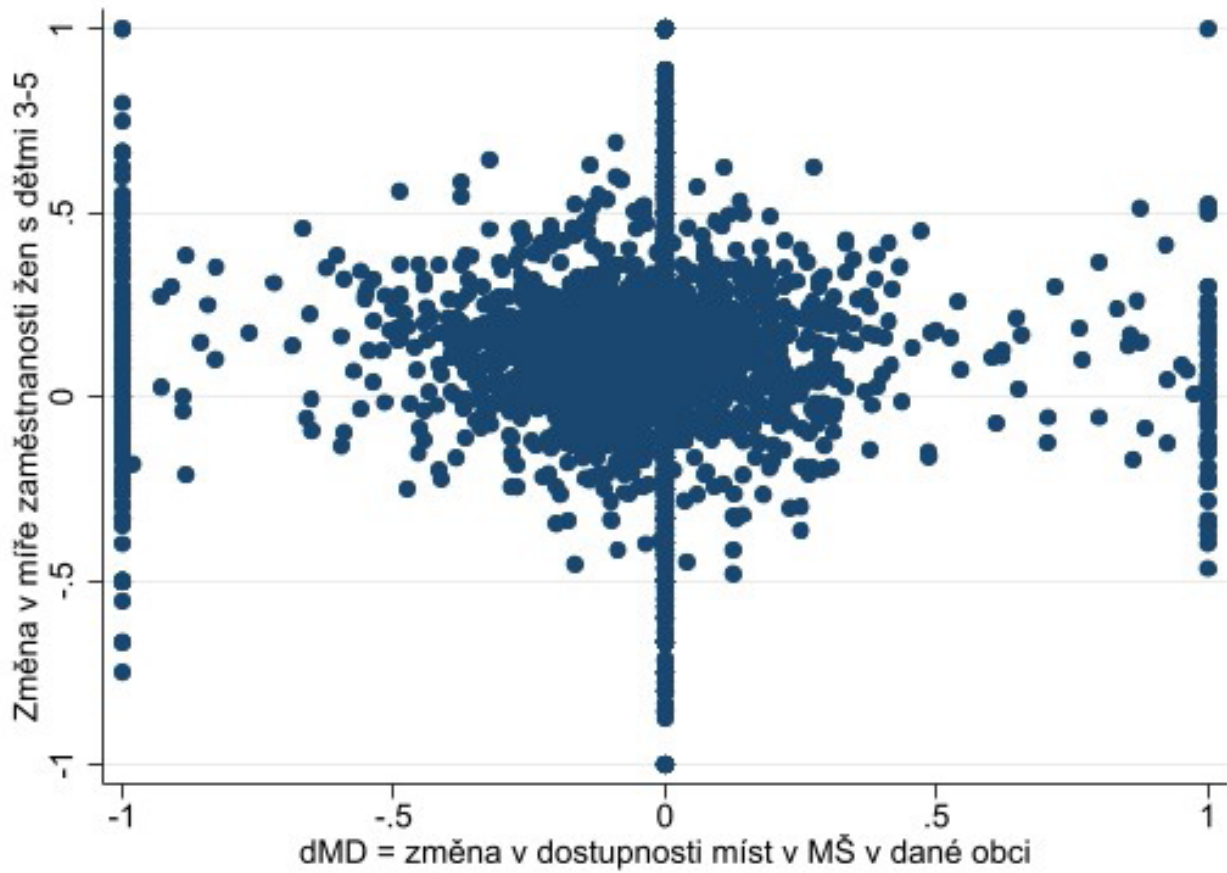


Graf 8: Rozložení změny míry sousední dostupnosti míst v MŠ v letech 2001 a 2011

Graf 9: Rozložení změn míry zaměstnanosti žen s dětmi ve věku 3-5 let mezi lety 2001 a 2011



Graf 10: Korelace změny míry místní dostupnosti míst v MŠ a změny míry zaměstnanosti mezi roky 2001 a 2011



Účelová neperiodická publikace

Analýza dopadů (ne)dostupnosti míst v mateřských školách na participaci žen na trhu práce



Vydalo Ministerstvo práce a sociálních věcí,
Na Poříčním právu 1, 128 01 Praha 2,
v roce 2022
jako neprodejnou účelovou publikaci.

www.rovnaodmena.cz
www.mpsv.cz

Neprodejné