

MATEŘSKÁ SANKCE V ČESKÉ REPUBLICE, JEJÍ VÝVOJ A ZDROJE*

Drahomíra Zajíčková^a, Miroslav Zajíček^a

Abstract

Motherhood Penalty in the Czech Republic: Its Evolution and Sources

We use EU SILC data for the Czech Republic to estimate the size of the motherhood penalty for the period 2006–2017. We find out that adjusted motherhood penalty amounts to 11–15% in the period 2006–2008. At that time, the Czech Republic appeared to be comparable to countries such as Germany and the UK. However, the motherhood penalty effectively disappears after 2009 and the Czech Republic is now placed in the same group with Scandinavian countries, France and Belgium. Despite that, there are still many obstacles for mothers to increase their labour market participation, which translate mainly into wage penalties via the experience and labour intensity channels. The study also supports other general evidence from cross-country motherhood penalty comparisons, motherhood penalty being mostly a phenomenon of middle-educated, married women located outside large cities, employed in private industry and having more than one child.

Keywords: motherhood, motherhood penalty, gender, labour market, EU SILC

JEL Classifications: J24, J30, D10

Úvod

Řada zahraničních studií (např. Budig a England, 2001; Aisenbrey, Evertsson a Grunow, 2009; Anderson, Binder, a Krause, 2003; Baum, 2002; Gangl a Ziefle, 2009; Jacobsen a Levin, 1995) poukazuje na fakt, že matky na pracovním trhu čelí významnému znevýhodnění v důsledku mateřství, které se projevuje mimo jiné i v rozdílu mezi příjmy matek oproti bezdětným ženám, tzv. mateřské sankci. Pro ČR však neexistuje dostatečná evidence, které by tuto mateřskou sankci zkoumala. Jediným textem měřícím velikost mateřské sankce v českých podmínkách je doposud Žofková, Stroukal (2015). Cílem této studie je tak zaplnit toto doposud bílé místo a zodpovědět několik empirických otázek:

^a Mendelova Univerzita v Brně, Provozně ekonomická fakulta
E-mail: drahomira.zajickova@mendelu.cz, zajicek100@gmail.com

* Tento článek byl podpořen projektem IGA PEF MENDELU č. PEF_DP_2019004 „Family Pay Gap a jeho dopady na trh práce v ČR“. Autoři děkují za finanční podporu při řešení tohoto projektu. Rádi bychom rovněž poděkovali prof. Ing. Janě Stávkové, CSc., za laskavé poskytnutí dat, bez nichž by tato práce nemohla vzniknout, a doc. Mgr. Bc. Liboru Duškovi, Ph.D., za cenné komentáře k textu rukopisu.

Existuje v ČR mateřská sankce, jaká je její velikost a vývoj v čase? Jaké je postavení ČR ve srovnání s ostatními zeměmi? Jaké jsou zdroje mateřské sankce?

Podstata studie spočívá ve třech základních aspektech: a) využití reprezentativních standardizovaných národních dat s velkým počtem respondentů, b) sledování „čistého“ dopadu mateřství (měření mateřské sankce) – tj. porovnáním matek s dětmi s bezdětnými ženami, c) vývoj dopadů mateřství v čase využívající kompletní časovou řadou, kterou máme za ČR k dispozici, tj. za období let 2006–2017.

Dopad efektu mateřství na mzdy a jeho případné zdroje jsou jedním z faktorů, které je nutné zohlednit při koncepci politik na zmírnění či eliminaci tzv. gender pay gap. Je pravděpodobné, že gender pay gap bude přetrvávat minimálně do té doby, dokud bude existovat znevýhodnění v důsledku mateřství (mateřská sankce).

Text studie má následující strukturu: v části jedna je provedena stručná rešerše literatury včetně teoretického zasazení tématu, v části dvě jsou popsána data, ze kterých studie vycházela, a jejich úpravy. Ve třetí části jsou pak představeny regresní modely odhadující velikost mateřské sankce, jejichž výsledky jsou pak ve čtvrté části interpretovány a je provedeno jejich mezinárodní srovnání. Na závěr pak následuje shrnutí, závěr, diskuse a podněty pro další výzkum.

1. Přehled teoretických konceptů a literatury

Teoretická vysvětlení existence mateřské sankce lze zobecnit do tří okruhů: (1) sociologická vysvětlení, (2) ekonomická a (3) komparativně institucionální. Sociologická vysvětlení vycházejí zejména z předpokladu, že rozhodování zaměstnavatelů je určeno jejich předpoklady o zátěži (časové a jiné), kterou mateřství přináší a jeho vlivu na pracovní výkonnost matek, případně neexistujících či nedostatečných služeb pro matky (předškolní zařízení, hlídání atd.), což neumožní matkám se plně zapojit do pracovního procesu. Fakticky se tak jedná o formu statistické diskriminace matek, která vychází z předpokladu, že v průměru existují rozdíly v produktivitě, dovednostech a zkušenostech rozdílných skupin pracovníků (jako jsou bezdětné ženy a matky), přičemž náklady na vyhledávání informací spojených s rozhodnutím o přijetí a povýšení pracovníka jsou vysoké. Pro zaměstnavatele je pak racionální diskriminovat určité skupiny pracovníků (jako jsou matky), jestliže v průměru odlišnosti ve schopnostech lidí z různých skupin (bezdětné ženy vs. matky) jsou menší než náklady rozhodnutí spojené s rozpoznáním vhodného konkrétního pracovníka (Self, 2005; Correll *et al.*, 2007; Roth, 2006). Kromě statistické diskriminace je možné uvažovat též o diskriminaci prosté (taste-based discrimination, viz Becker, 1957), která je primárně psychologicko-sociologickým fenoménem, nicméně v případě diskriminace matek oproti bezdětným ženám je velmi obtížně materializovatelná.

Ekonomická vysvětlení vycházejí z faktu depreciace lidského kapitálu matek (mateřskými dovolenými, přerušování kariéry atd.), případně z vlastního výběru zaměstnání matek,

kdy preferují flexibilitu nad příjmy. Skutečnost, že žena má a vychovává děti (nerovnoměrné rozdělení pracovní zátěže při výchově dětí v rodině) vede k nižší akumulaci lidského kapitálu žen, a tedy jejich nižší produktivitě a následně nižším mzdám. Podle této teorie mají ženy v důsledku mateřství kratší vzdělávací dráhu, opouští na určitou dobu trh práce (a často opouští pracovní trh opakovaně), volí pracovní poměry na částečný úvazek či povolání, která jsou více přátelská rodině, v zaměstnání jsou méně produktivní nebo nepostupují v kariéřním žebříčku z důvodu časových či místních překážek ve srovnání s ženami které jsou bezdětné a pracují na plný úvazek a čerpají tak výhody z výcviku a kariéřního postupu (Mincer a Polachek, 1974; Aisenbrey, Evertsson a Grunow, 2009; Anderson, Binder, a Krause, 2003; Baum, 2002; Gangl a Ziefle, 2009; Jacobsen a Levin, 1995; Waldfogel, 1997). Jinými slovy, mateřská prémie z tohoto pohledu není vyjádřením diskriminace, ale pouze zobrazením snížené produktivity matek v důsledku mateřství.

Alternativním ekonomickým vysvětlením mateřské sankce je diskriminace ze strany monopsonu na trhu práce. Monopson (alespoň teoreticky) je schopen rozdělit nabídku práce alespoň na dva segmenty, přičemž kritériem dělení jsou rozdíly v její elasticitě a to přesto, že pracovníci v obou skupinách jsou stejně produktivní. Skupina, která má nižší elasticitu nabídky práce, pak od monopsonu získává nižší mzdy a její práce je méně poptávaná, přičemž prizmatem této teorie jsou touto skupinou matky, což je dáno primárně nižší ochotou matek dojíždět do zaměstnání, stěhovat se apod. Ačkoliv se jedná o teoretický koncept, pak jeho částečné působení je možné testovat na trzích práce, kde existuje jeden dominantní zaměstnavatel, kterým může být např. vláda (učitelé základních a středních škol, minimálně v některých aprobacích) nebo i soukromý subjekt na lokálním pracovním trhu zejména pro méně specifické a kvalifikované profese.

Institucionální vysvětlení vychází z faktu, že různé země poskytují matkám (a ženám obecně) velmi různé podmínky a pomoc v mateřství, mezi zeměmi se podstatně liší daňové systémy a stejně tak kulturní a rodinný kontext. Teoreticky institucionální problém prozkoumal Self (2005), který modeluje nabídku práce matek a nabídku zařízení pro malé děti jako vzájemně závislou. Pokud nabídka služeb pro matky a zařízení pro malé děti chybí, pak nabídka na trhu práce a žen je nižší a vice versa. V jeho pojetí tak existují vícečetné tržní rovnováhy, přičemž ekvilibrium „moderní společnosti“ s vysokou mírou úrovně služeb pro matky a malé děti je nadřazeno ekvilibriu „tradiční společnosti“, ve které je starost o malé děti organizována primárně na úrovni rodiny. Přesun mezi oběma ekvilibrii je pak blokován nemožností vzájemné koordinace. Empirický přehled dopadu různých institucionálních uspořádání na zaměstnanost žen podávají Hegewisch and Gornick's (2011), přičemž se soustřeďují na tři okruhy problémů – mateřská dovolená, flexibilita pracovní doby a dostupnost zařízení pro malé děti.

Kromě teoretických konceptů, existuje množství empirických studií, které testují, zda rodičovství přímo nebo nepřímo snižuje reálný výdělek žen či jejich potenciální výdělek (Hanson, 1983; Hudis, 1976; Waite, Haggstrom a Kanouse, 1985). Autoři těchto empirických studií zároveň testují, zda výše uvedené teoretické koncepty mají své empirické vyjádření.

Jedna z prvních studií na toto téma z roku 1998 v USA (Waldfogel, 1998) potvrzuje mzdové znevýhodnění ve výši 10–15 % pro ženy s dětmi ve srovnání s bezdětnými. U žen s dětmi je méně pravděpodobná úspěšná pracovní kariéra, mají rovněž větší podíl částečných úvazků. Studie zabývající se menší pracovní zkušeností nejsou plně průkazné. Budig a England (2001) propočítali mzdové znevýhodnění na úrovni 7 % za každé dítě. Přibližně jedna třetina znevýhodnění je vysvětlena prostřednictvím nižší zkušenosti a seniority, včetně vlivu částečného úvazku. Nicméně dvě třetiny znevýhodnění přetrvávají i v případě, že jsou charakteristiky pracovní zkušenosti kontrolovány, tuto část autoři přikládají snížené produktivitě nebo diskriminaci zaměstnavatele. Současně zjišťují, že druhé dítě redukuje mzdy více než dítě první, zejména u vdaných žen. Lundberg and Rose (2000) předpokládají, že zkušenosti hrají klíčovou roli, uvádějí, že matky čelí pouze znevýhodnění v případě, kdy přeruší svoje zaměstnání z důvodu pečujících povinností. Vliv zkušeností na mzdy může být rozdílný. Budig a Hodges (2010) předpokládají, že snížené zkušenosti ovlivňují téměř polovinu mateřské sankce vysoce příjmových žen, ale téměř nemají vliv na znevýhodnění nízkopříjmových žen.

Statistickou diskriminaci nachází ve své studii Williams (2001), která ukazuje, že zaměstnavatelé vnímají matky jako méně angažované, méně kompetentní, méně produktivní, a tudíž zasluhující si nižší mzdy. Výzkum založený jak na laboratorním experimentu, tak na výzkumech a studiích, na nichž se podíleli zaměstnavatelé, zjistil, že matkám byly nabídnuty mzdy o 7,9 % nižší než bezdětným ženám, přičemž budoucí zaměstnavatelé pozvali na pohovor o polovinu méně matek oproti bezdětným ženám (Correll *et al.*, 2007). Tento výzkum naznačuje, že vnímání matek jako méně angažovaných v zaměstnání může přispět k vysvětlení mzdového znevýhodnění, a to i v případech, kdy se nezdá, že by existovaly důvody k jejich diskriminaci. Stejně tak výzkum Oesche, Lippse a McDonalda (2017) zjistil mzdové znevýhodnění matek v rozmezí 4–8 %, kdy současně experimentem prokázal, že pracovníci HR managementu nabízejí matkám o 2–3 % nižší mzdy než bezdětným. Mzdové znevýhodnění bylo větší pro matky ve věku do 40 let, na úrovni 6 %, pro starší matky či nemanuální profese se vytrácí. Příčiny mzdového znevýhodnění žen nelze zredukovat na vliv nepozorovaných charakteristik, experiment prokázal diskriminační tendence při náboru.

Vlivem dopadu mateřství na lidský kapitál matek se zabývá např. Moen (1992), který demonstruje, že ve snaze sladit dvojí odpovědnost v oblasti placeného zaměstnání a rodiny mají ženy nižší participaci na trhu práce než muži; volí si práci na částečný

úvazek nebo práci na směny, nebo takovou, která nesouvisí s jejich vzděláváním a přípravou (Presser a Baldwin, 1980) či se mohou vzdát vyšších výdělků za „přátelské“ pracovní atributy, jako je flexibilní doba nebo blízkost domova (Stolzenberg a Waite, 1984). Panelová data využili při výzkumu Anderson, Binder a Krause (2003), kdy standardním kontrolováním proměnných lidského kapitálu a zahrnutí nepozorované heterogenity (načasování jejich návratu do práce) odhadli mzdové znevýhodnění matek na 3–5 %, kdy 55–57 % mezery vysvětluje nepozorovaná heterogenita a lidský kapitál. Současně neprokázali znevýhodnění u matek s vysokoškolským vzděláním, naopak větším mzdovým sankcím byly vystaveny matky se sekundárním vzděláním.

Většina ze zmíněných studií však zkoumá mateřskou sankci pouze v určité době (v konkrétní časový okamžik formou průřezových dat) nebo po krátké časové období. Pouze několik publikovaných studií zkoumalo dlouhodobé trendy v čase. Avellar a Smock (2003) porovnávali dvě kohorty amerických žen (1974–1985) a (1986–1998) s cílem zjistit, zda mzdové znevýhodnění se změnilo, když matky vstoupily na trh práce ve větších počtech a vzdělanější. Ačkoliv ženy v dřívějších kohortách měli nižší vzdělání než v kohortách následujících, ženy v obou skupinách čelily nižším mzdám, bez signifikantních rozdílů mezi kohortami. Autoři dokazují, že děti jsou stále faktorem, který přispívá k nižším mzdám, přestože vzdělání matek roste. Rovněž jeden z nejnovějších výzkumů (Jee, Misra a Murray-Close, 2019), navazující na výzkum Avellera a Smocka (2003) dokázal, že i přes kontinuální zvyšování lidského kapitálu žen, ke kterému v průběhu let dochází, zůstává mzdové znevýhodnění matek relativně konstantní. Pro matky s jedním dítětem se mzdové znevýhodnění mezi lety 1986–1995 a 2006–2014 zvýšilo z 8 % na 14 %; na stejné úrovni zůstává pro matky se dvěma dětmi (12 % a 13 %) a pro matky se 3 a více dětmi zůstává na úrovni 17 % a 18 %.

Jedinou studií české provenience je článek Žofkové, Stroukala (2015), který k odhadu mateřské sankce (autoři používají termín mzdová srážka a mateřství) použil data o zaměstnaných ženách z internetového průzkumu WageIndicator, jehož zásadním problémem je to, že sběr dat do WageIndicator není náhodným výběrem, což konstituuje problém se self-selection. Autoři využili data z let 2009 a 2010, přičemž rok 2009 byl zastoupen více. Dále se výzkum týká pouze žen v zaměstnaneckém poměru. Výše hrubé mateřské sankce byla autory odhadnuta na 7,1 % za jedno dítě a 13,38 % za dvě a více dětí s rozptylem hodnot v závislosti na demograficko-ekonomických charakteristikách a způsobu odhadu.

Výsledky výzkumů jsou značně ovlivněny tím, kdy byl výzkum prováděn, typem použitých dat, metodami výzkumu a soubory proměnných. Bezesporu je stále obtížnější srovnávat odhady napříč studiemi, přesto většina studií po kontrole charakteristik lidského kapitálu žen zjišťuje statisticky signifikantní mezeru ve prospěch bezdětných žen. Pokud bychom měli shrnout dosavadní výsledky z celosvětově provedených studií, pak lze vysledovat několik trendů, které můžeme zobecnit:

- Mateřská sankce má tendenci být vyšší v rozvojových spíše než rozvinutých zemích;
- Mateřská sankce roste s počtem dětí (v mnoha zejména evropských zemích má jedno dítě pouze malý efekt, ovšem dvě a více dětí přináší významnou mateřskou sankci);
- V rozvojových zemích má vliv i pohlaví dítěte (s tím, že dcery mateřskou sankci snižují);
- Mateřská sankce se snižuje, čím kratší je doba, kterou žena stráví mimo pracovní trh atp.

Jestliže tedy existence mateřské sankce je celosvětově existujícím fenoménem, pak její konkrétní forma a výše se mezi jednotlivými zeměmi značně liší.

2. Data a jejich úpravy

Data, která jsme použili v této studii, vycházejí ze šetření EU SILC, které obsahuje pro analýzu klíčové proměnné jako *RODIC*, kdy rodič má aspoň 1 (svoje) dítě v domácnosti, počet a věk nezaopatřených dětí, vzdělání členů domácnosti, zaměstnanost členů domácnosti, reprezentativní data příjmů členů domácnosti, místo bydliště domácnosti a další. Některá tato data jsou sbírána na úrovni domácností, jiná na úrovni jednotlivců, kteří v těchto domácnostech žijí.

Vzájemná meziroční srovnatelnost dat umožňuje sledovat vývoj měřených veličin v čase. Námi využívaná data mají charakter průřezových dat a zahrnují kompletní časovou řadu EU SILC od roku 2006² do roku 2017 pro Českou republiku, kdy každý rok je v souboru zahrnuto více než 8 tisíc domácností s 20 tisíci osobami.

Ve výpočtech bereme v úvahu pouze osoby, které jsou ekonomicky aktivní, tj. zaměstnanci a osoby sebezaměstnané, a to z důvodu co nejširšího zachycení ekonomické reality. Z datového souboru byli vyřazeni respondenti, kteří byli po celé referenční období nezaměstnaní, v důchodu, studenti, osoby, jejichž zdravotní stav jim neumožňoval pracovat, osoby v domácnosti a další ekonomicky neaktivní osoby.

Rodič, resp. matka, je definována jako žena mající nezaopatřené dítě (děti), která s ním žije ve společné domácnosti. Odhad mateřské sankce vyžaduje rovněž určení vhodné kontrolní skupiny, se kterou se porovnávají mzdy matek. Data EU SILC obsahují informace pouze o počtech a věku dětí, které sdílejí společnou domácnost, nikoliv o všech narozených dětech. To znamená, že musíme vyloučit ženy, jež se svými dětmi už ve společné domácnosti nežijí, ale jejich mzdy mohly být ovlivněny faktem, že jsou matkami. V souladu s literaturou³ jsme zvolili přístup, který vymezuje soubor

2 Šetření EU SILC z roku 2005, kdy do něj Česká republika byla poprvé zahrnuta, jsme z našeho výzkumu vyloučili, neboť úpravami jsme nezískali soubor s dostatečným počtem pozorování.

3 Ve studii Harkness and Waldfogel (2003) je věk omezen z obou stran intervalem 24–44 let, Felfe (2012) omezuje věk na 16–46 let a Zhang (2010) věkovým intervalem 15–50 let, ve studii Pal and Waldfogel (2014) byl věk omezen intervalem 25–44 let a Waldfogel (1997) využila interval 14–44 let.

prostřednictvím specifického věkového rozpětí tak, aby se vyloučily starší ženy, které sice nemají děti ve společné domácnosti (v datech EU SILC jsou považovány za „nematky“), ale v minulosti děti měly. Z tohoto důvodu je skupina žen ohraničena shora věkovým limitem 40 let.

Tab. 1 | Definice mateřství a mzdové sankce v souboru

Matka – definice	Bezdětná – definice	Pokrytí pracovní síly	Definice příjmu*
Věk 16–40 s nezaopatřeným dítětem do 25 let včetně ve společné domácnosti	Věk do 40 let bez dětí	Zaměstnanci Sebezaměstnaní	Příjmy z pracovní činnosti a podnikání a to včetně vedlejších příjmů v Kč/měsíc

Poznámka: *Pojem příjem je zde v obecném významu, zahrnuje odměny za práci v soukromé (mzdové) i ve veřejné (platové) sféře, ale i příjmy OSVČ z podnikání.

Tabulka 2 ukazuje kompozici datového souboru z hlediska mateřství žen a počtu dětí v jednotlivých letech.

Tabulka 2 | Matky a bezdětné ženy ve vzorku dat

Pozorování	Vzorek											
	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
Matky	907	1 113	1 253	1 092	945	893	883	847	749	720	715	689
1 dítě	344	443	463	398	347	362	356	314	289	273	276	280
2 děti	484	583	689	596	526	460	447	447	381	382	383	360
3 a více dětí	80	87	101	98	72	71	80	86	79	65	56	49
Bezdětné	314	377	404	390	366	369	369	349	360	366	389	391
Celkem	1 221	1 490	1 657	1 482	1 311	1 262	1 252	1 196	1 109	1 086	1 104	1 080

Zdroj: výpočty autorů založené na datech EU SILC (EU SILC 2006–2017)

Veličina *HPŘÍJMY* zahrnuje hrubé příjmy z hlavního zaměstnání, z hlavního podnikání, z vedlejšího zaměstnání a z vedlejšího podnikání. Příjmy jsou reportovány samotnými respondenty a jsou vyjádřeny v českých korunách. Data týkající se příjmů dotazovaných osob jsou v šetření EU-SILC uvedena jako součet příjmů za uplynulých 12 měsíců. K propočtu měsíční mzdy z ročních mezd je potřeba provést transformaci, při které roční výdělků dělíme počtem měsíců strávených v zaměstnání nebo podnikání dle metodiky Bergera a Schaffnera (2012). V regresních modelech je používán logaritmus hrubých příjmů, tento přístup má výhody v jednoduchosti interpretace.

Počtem dětí rozumíme počet nezaopatřených dětí (osob v předškolním věku, na základní škole nebo připravujících se na povolání – učni, studenti), nejvýše do věku 25 let včetně. Pro výpočet využijeme dva alternativní přístupy: a) vložení binární proměnné *RODIC* v situaci, kdy jsou v rodině nezaopatřené děti bez ohledu na jejich počet (viz také např. Anderson a kol., 2002; Budig a England, 2001; Waldfogel, 1997); b) užití tří binárních proměnných – matka s jedním dítětem, se dvěma dětmi a se třemi a více dětmi⁴. Při tomto kódování nelze vyloučit situaci, kdy matka žije s jedním nezaopatřeným dítětem a jiné děti již domácnost opustili, a nejsou tak zahrnuti v počtu dětí matky. Pokud by takových případů bylo značné množství, pak by celkové odhady mateřské prémie pro jednočetné matky byly mírně nadhodnoceny.

Nejvyšší úroveň dosaženého vzdělání je měřena třemi binárními proměnnými, které indikují, zda respondent získal primární, sekundární nebo terciární vzdělání. Referenční skupinou je základní vzdělání. Mezinárodní standardní klasifikace vzdělávání 1997 (ISCED 97) je rekódována na tři úrovně (tabulka 3).

Tabulka 3 | Klasifikace ISCED 97 a její rekódování

Úroveň	Vzdělání	Rekódování	Název proměnné
0	Neukončený 1. stupeň ZŠ	Základní vzdělání	<i>EDUBASE</i>
1	První stupeň ZŠ	Základní vzdělání	<i>EDUBASE</i>
2	Druhý stupeň ZŠ	Základní vzdělání	<i>EDUBASE</i>
3	Vyučení, nižší střední (bez maturity)	Středoškolské vzdělání	<i>EDUMIDDLE</i>
4	Úplně střední s maturitou	Středoškolské vzdělání	<i>EDUMIDDLE</i>
5	Nástavbové studium, pomaturitní kurzy	Středoškolské vzdělání	<i>EDUMIDDLE</i>
6	Vyšší odborné	Vysokoškolské vzdělání	<i>EDUHIGH</i>
7	Vysokoškolské bakalářské	Vysokoškolské vzdělání	<i>EDUHIGH</i>
8	Vysokoškolské magisterské či inženýrské	Vysokoškolské vzdělání	<i>EDUHIGH</i>
9	Doktorské	Vysokoškolské vzdělání	<i>EDUHIGH</i>

Zdroj: vlastní rekódování

Místo výkonu práce je kódováno tak, že binární proměnné reprezentují Hlavní město Prahu a Středočeský kraj, pokud dotazovaný žije v příslušném regionu podle klasifikace NUTS, přičemž referenční skupinou jsou pak ostatní kraje ČR.

4 Upřednostnili jsme toto kódování před alternativními přístupy, kdy je počet dětí použit buď jako kategorická, nebo spojitá veličina, protože pouze málo matek mělo v posledním desetiletí velké rodiny, ale zejména proto, že vliv mateřství na mzdy pravděpodobně nebude lineární v počtu dětí.

Popisné charakteristiky použitých proměnných z průřezových datových souborů za roky 2006–2017 jsou uvedeny v Příloze 1.

3. Regresní model a jeho variace

Realizované empirické studie obvykle měří mateřskou sankci tak, že základní model (testující pouze vliv mateřství – v dalším textu jej budeme nazývat model hrubé mateřské sankce) je doplněn kontrolními proměnnými, které by podle teoretických předpokladů měly mít vliv na výši příjmů bez ohledu na fakt mateřství. Výstupem tohoto odhadu je pak čistá mateřská sankce. Hypotéza lidského kapitálu je v modelech zpravidla reprezentovaná veličinami, jako jsou věk, dosažené vzdělání, pracovní zkušenosti atd. Teorie kompenzačních mzdových diferenciálů je pak zpravidla reprezentována veličinami jako typ zaměstnání, typ smlouvy (plný úvazek vs. částečný úvazek), sektor atd. Některé studie berou v úvahu i charakter práce, odvětví, pracovní podmínky a úpravy těchto podmínek v důsledku mateřství (změna typu zaměstnání, změna firmy). Některé výzkumy pak zkoumají mzdové diferenciály mezi matkami a bezdětnými ženami pro různé podskupiny definované věkem, dosaženým vzděláním, stavem (svobodné vs. vdané) a v dalších průřezech. Variabilita v přístupech umožňuje jak identifikaci zdrojů mateřské sankce, tak testování rozdílných hypotéz. Naše data a charakter populace v ČR (např. velmi malý podíl minoritních skupin, které navíc nejsou v používaném datasetu identifikovány) však neumožňují využití všech variant přístupů, které se v literatuře nabízejí. V tomto textu se omezíme na zkoumání následujících vlivů:

1. Vliv lidského kapitálu (základní model) oproti modelu hrubé mateřské sankce – modely (1) a (1a) – a rozšířená verze téhož – model (2);
2. Vliv úplnosti rodiny na velikost mateřské sankce – model (3);
3. Vliv působení velkého města na velikost mateřské sankce – model (4);
4. Vliv vzdělání na velikost mateřské sankce – model (5);
5. Vliv sektoru na velikost mateřské sankce (soukromý vs. veřejný sektor) – model (6).

Modely (1) až (6) jsou definovány následovně:

$$\ln HP = \alpha + \beta_1 RODIC + \beta_2 PRAHA + \beta_3 STRCECHY + \beta_4 EDUIGH + \beta_5 EDUMIDDLE + \varepsilon_i, \quad (1)$$

kde jednotlivé veličiny a jejich kódování byly vysvětleny v předchozí sekci.

Využíváme standardní OLS model s klasickými kontrolními proměnnými – místo bydliště a vzdělání⁵. Veličinou zobrazující přímý efekt mateřství na příjmy je pak koeficient β_1 u binární proměnné *RODIC*. Jedná se o odhad mateřské sankce beroucí v úvahu vzdělání a místo působení matky. Tento odhad lze tedy nazvat čistou mateřskou sankcí. Pokud bychom odstranili kontrolní proměnné týkající se lidského kapitálu (vzdělání), pak bychom získali hrubou mateřskou sankci, což je veličina obtížně ekonomicky interpretovatelná, byť v zahraniční literatuře zhusta využívána, např. Anderson, Binder a Krause (2003), Davies a Pierre (2005) nebo Gangl a Ziefle (2009). Model je pak zjednodušenou verzí (1).

$$\ln HP = \alpha + \beta_1 RODIC + \beta_2 PRAHA + \beta_3 STRCECHY + \varepsilon_i . \quad (1a)$$

Jinou interpretací téhož je pojetí Oaxacovy-Blinderovy dekompozice (Oaxaca, 1973), která rozděluje hrubou mateřskou sankci na vysvětlenou (explicitně zahrnutými kontrolními proměnnými) a nevysvětlenou část. Je to právě nevysvětlená část mateřské sankce, která je závislá na faktu mateřství a to jak prostřednictvím přímých vlivů (např. intenzita práce, pracovní zkušenosti), tak nepřímých (např. preference flexibilních pracovních podmínek před finanční odměnou). Pro objasnění některých zdrojů mateřské sankce, jsou do regresní rovnice vloženy i proměnné zobrazující vliv pracovní zkušenosti (proměnná *ODPRAC_LET*) a pracovní intenzity (proměnná *ODPRAC*) analogicky k postupu např. Budig a England (2001) nebo Napari (2007).

$$\ln HPRIJMY = \alpha + \beta_1 RODIC + \beta_2 PRAHA + \beta_3 STRCECHY + \beta_4 EDUHIGH + \beta_5 EDUMIDDLE + \beta_6 ODPRAC_LET + \beta_7 ODPRAC + \varepsilon_i , \quad (1b)$$

kde proměnná *ODPRAC_LET* znamená počet odpracovaných let a proměnná *ODPRAC* představuje počet hodin odpracovaných týdně.

Rozšířený model (2) užitý pro odhad vlivu počtu dětí na mzdy je ve tvaru:

$$\ln HP = \alpha + \beta_{11} DETI1 + \beta_{12} DETI2 + \beta_{13} DETI3 plus + \beta_2 PRAHA + \beta_3 STRCECHY + \beta_4 EDUHIGH + \beta_5 EDUMIDDLE + \varepsilon_i . \quad (2)$$

5 Zahnutí binárních veličin kategorizující sledovanou skutečnost do tří nebo více kategorií do regresní nadrovin v situaci, kdy jedna ze sledovaných kategorií má velmi nízkou četnost s sebou nevyhnutelně nese vysokou míru korelace ostatních kategorií, která je pak v rámci analýzy multikolinearity projevuje jako statistický artefakt. Tato situace je přesně případem kategorií *EDUHIGH* a *EDUMIDDLE*. Úrovní, ke které jsou tyto kategorie vztaženy je *EDUBASE*, tedy zbytková veličina neobjevující se mezi kontrolními proměnnými. Pokud bychom v modelu nahradili veličinu *EDUMIDDLE* zbytkovou veličinou *EDUBASE*, pak výsledné koeficienty z takto upraveného modelu a jejich statistická významnost jsou však zcela totožné s původním modelem.

Model 2 se od modelu 1 liší pouze nahrazením proměnné *RODIC* proměnnými *DETI1*, *DETI2*, *DETI3plus*, která udávají počet nezaopatřených dětí, které s ním žijí ve společné domácnosti.

Proto abychom identifikovali, zda matky žijící v neúplné domácnosti (sólo matky) mají nižší nebo vyšší mateřskou sankci, provedeme obdobnou analýzu.

$$\ln HP = \alpha + \beta_0 SINGLEM + \beta_2 PRAHA + \beta_3 STRCECHY + \beta_4 EDUHIGH + \beta_5 EDUMIDDLE + \varepsilon_i. \quad (3)$$

Regrese je provedena pouze pro ženy, které jsou matkami, a binární veličina *SINGLEM* označuje matku samoživitelku a označuje rozdíl v příjmu oproti matkám – nikoliv oproti bezdětným ženám.

V dalším modelu (4) je odhadnuta čistá mateřská sankce v Praze – největším velkoměstě ČR–, které z řady hledisek vykazuje odlišné charakteristiky oproti ostatním částem republiky. Již při konstrukci tohoto modelu je nutné si uvědomit, že jeho vypovídací schopnost je relativně omezená, a to z důvodu nižšího počtu dat ve výpočtu odhadu (pro každý rok se jedná cca o 70 matek a 100 bezdětných žen). Obdobným způsobem je pak odhadnuta mateřská sankce pro ženy s vysokoškolským vzděláním – model (5a), resp. ženy se středním vzděláním – model (5b).

$$\ln HP = \alpha + \beta_1 RODIC + \beta_5 PRAHA + \beta_6 STRCECHY + \varepsilon_i \text{ při } PRAHA = 1 \quad (4)$$

$$\ln HP = \alpha + \beta_1 RODIC + \beta_5 EDUHIGH + \beta_6 EDUMIDDLE + \varepsilon_i \text{ při } EDUHIGH = 1 \quad (5a)$$

$$\ln HP = \alpha + \beta_1 RODIC + \beta_2 PRAHA + \beta_3 STRCECHY + \varepsilon_i + \varepsilon_i \text{ při } EDUMIDDLE = 1. \quad (5b)$$

Vliv zaměstnání ve veřejném nebo soukromém sektoru zachycují modely (6a) a (6b).

$$\ln HP = \alpha + \beta_1 RODIC + \beta_2 PRAHA + \beta_3 STRCECHY + \beta_4 EDUIGH + \beta_5 EDUMIDDLE + \varepsilon_i \text{ při } PUBLIC = 1, \quad (6a)$$

kde *PUBLIC* je binární proměnnou, která vyjadřuje zaměstnání ve veřejném sektoru (sektory 84 a 85 podle kategorizace CZ-NACE).

$$\ln HP = \alpha + \beta_1 RODIC + \beta_2 PRAHA + \beta_3 STRCECHY + \beta_4 EDUIGH + \beta_5 EDUMIDDLE + \varepsilon_i \text{ při } PUBLIC = 0. \quad (6b)$$

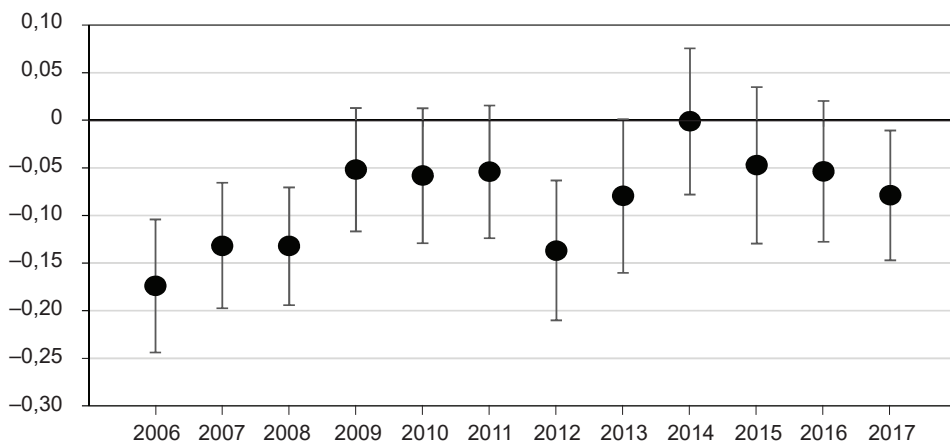
4. Výsledky, jejich interpretace a mezinárodní srovnání

V Přílohách 2 až 6 jsou uvedeny podrobné výsledky regresních analýz modelů (1) až (6) a jejich variací. V této části provedeme obecný přehled a diskusi výsledků včetně mezinárodního srovnání.

Modely 1 a 2

Na obrázku 1 jsou zobrazeny výsledky základního modelu (1), tedy vývoj čisté mateřské sankce v letech 2006–2007 pro ČR, přičemž je odhadován pouze efekt mateřství a není měřen efekt intenzity mateřství (vliv různého počtu dětí). Detailní výsledky regresní analýzy jsou obsaženy v Příloze 2.2a.

Obrázek 1 | Odhad čisté mateřské sankce pro ČR v letech 2006–2017



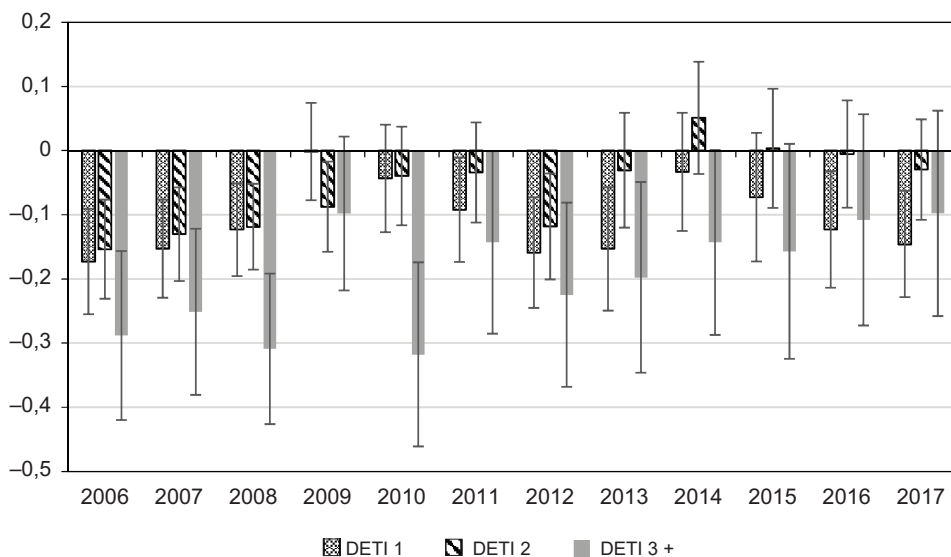
Zdroj: Výpočty autorů založené na datech EU SILC (EU SILC 2006–2017)

Čistá mateřská sankce je statisticky významná pro období let 2006–2008, její velikost pro jednotlivé roky činí 17,4% (2006), 13,2% (2007) a 13,2% (2008). Čistá mateřská sankce se ovšem od roku 2009 výrazně snižuje, resp. odhadnuté koeficienty se stávají statisticky nevýznamnými (s výjimkou roku 2012 a slabé statistické významnosti v letech 2013 a 2017). Toto snížení čisté mateřské sankce v ČR nebylo doposud v odborné literatuře popsáno ani vysvětleno. V současnosti je možné uvažovat o synergickém působení několika efektů, přičemž nejvýznamnějším z nich je schválení a působení tzv. antidiskriminačního zákona (zákon č. 198/2009 Sb., o rovném zacházení a o právních prostředcích ochrany před diskriminací a o změně některých zákonů), který vstoupil

v platnost v roce 2009. Druhým působícím efektem je zkrácení období, po které ženy neparticipovaly na trhu práce jako důsledek zavedení reformy rodičovského příspěvku v roce 2008 směrem k větší svobodě a flexibilitě čerpání. Po zavedení reformy si rodiče mohli zvolit délku čerpání rodičovského příspěvku do věku 2, 3 a 4 let dítěte a průměrná doba, po kterou se matka vracela na trh práce, klesla ze 40 měsíců (3,3 let) na 34 měsíců (2,8 let) po narození nejmladšího dítěte (Pertold-Gebicka, 2018), což má podstatný dopad na příjmy matek. Podle odhadu vlivu zkušenosti a pracovní intenzity na základě modelu (1b) se ukazuje, že každý rok, který žena stráví mimo trh práce, znamená pokles jejich příjmů o cca 1,5 až 2 %. Význam vlivu odpracovaných let, resp. zkušenosti navíc v letech 2007–2017, postupně roste. Větší možnosti v úpravě pracovní doby žen směrem k větší flexibilitě by v ČR přinesla i vyšší pracovní intenzitu matek, tedy počet hodin, které stráví (mohou strávit) v zaměstnání v průběhu týdne. Analýza v rámci modelu (1b) také prokázala, že dodatečná odpracovaná hodina v týdnu odpovídá zvýšení příjmů o 1,5 až 2,5 %, její význam v průběhu let 2006–2017 opět roste.⁶

V případě výsledků odhadů čisté mateřské sankce, kdy bereme v úvahu intenzitu mateřství (tedy počet dětí) – model (2), obrázek 2, jsou výsledky velmi podobné – podrobně viz Příloha 2.2b.

Obrázek 2 | Odhad čisté mateřské sankce pro ČR v letech 2006 až 2017 podle počtu dětí



Zdroj: výpočty autorů založené na datech EU SILC (EU SILC 2006–2017)

6 Detailní výsledky odhadů z regresního modelu zobrazujícího popsané vlivy pracovní intenzity a pracovních zkušeností viz Příloha 7.

V letech 2006–2008 je velikost čisté mateřské sankce pro matky s jedním a dvěma dětmi srovnatelná – v roce 2006 činila sankce pro matku s jedním dítětem 17,3 %, v dalších letech 15,3% a 12,3%; pro matku se dvěma dětmi 15,4 %, 13 % a 11,9 %. V těchto letech nejsou rozdíly v čisté mateřské sankci mezi oběma skupinami matek statisticky významné.

Naopak čistá mateřská sankce pro ženy se třemi a více dětmi je v letech 2006–2008 oproti ženám s jedním nebo dvěma dětmi statisticky významně vyšší – na úrovni 28,8 %, 25,1 % a 30,9 %. Po roce 2009 průměrná čistá mateřská sankce pro jednotlivé skupiny matek ztrácí statistickou významnost (vyjma roku 2012).

Od roku 2009 byla hodnota regresního koeficientu popisujícího dopad jednoho dítěte na příjmy matky několikrát statisticky významná – v letech 2012 (15,9 %), 2013 (15,5 %), 2016 (12,3 %) a 2017 (14,6 %). Nicméně tyto výkyvy je nutné interpretovat zejména v souvislosti s vývojem koeficientů popisující dopad dvou, resp. tří a více dětí. Zejména vývoj koeficientu ukazujícího dopad mateřství na příjmy ženy se dvěma dětmi určuje celkový vývoj, neboť se jedná o skupinu žen, která je ve sledovaném období nejčetnější – v každém roce tvoří nadpoloviční většinu všech matek. Výsledky této skupiny jsou proto nejstabilnější a také nejvýrazněji ovlivňují celkové výsledky odhadu velikosti čisté mateřské sankce.

Čistá mateřská sankce pro matku se dvěma dětmi v roce 2010 činila 8,74 %, nicméně od té doby (kromě specifického roku 2012) již jakákoliv statistická významnost mizí a spolu s ní i nevysvětlená část mateřské sankce.

Předpoklad, že matky tří a více dětí čelí nejvyšší mateřské sankci, jsou našimi odhady potvrzeny, nicméně při jejich interpretaci je nutná opatrnost, neboť dosažené výsledky mohou být ovlivněny dvěma faktory: 1) celkový počet pozorování je relativně malý (jen cca 10 % matek má tři a více dětí) a 2) nerozlišujeme mezi matkami se třemi a více dětmi.

Bez ohledu na tato omezení jsou výsledky logické a v souladu s vývojem čisté mateřské sankce pro matky dvou dětí očekávané. Čistá mateřská sankce po roce 2010 postupně mizí byť se značným zpožděním.

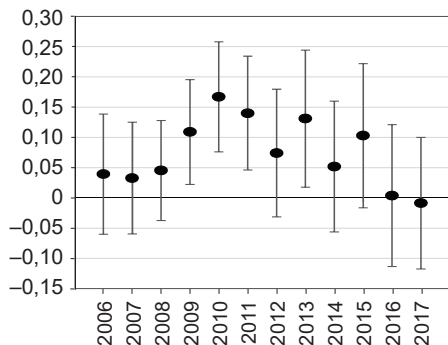
V letech 2010–2013 si čistá mateřská sankce pro ženy se třemi a více dětmi udržuje svoji statistickou významnost (a statisticky významnou odlišnost od žen se dvěma a jedním dítětem), ovšem postupně její velikost klesá. V roce 2010 sankce činila 31,8 %, v roce 2011 14,3 % v dalších letech 22,5 % a 19,8 %. V letech 2014 a 2015 je pak velikost čisté mateřské sankce zhruba poloviční oproti letům 2006–2010 (v roce 2014 se jedná o 14,3 %, v roce 2015 pak o 15,7 %) a odhady jsou statisticky významné již jen na úrovni 90 %. Pro rok 2016 a 2017 pak čistá mateřská sankce pro ženy se třemi a více dětmi mizí zcela.

Modely 3 až 6 – Vliv jednotlivých faktorů na velikost mateřské sankce

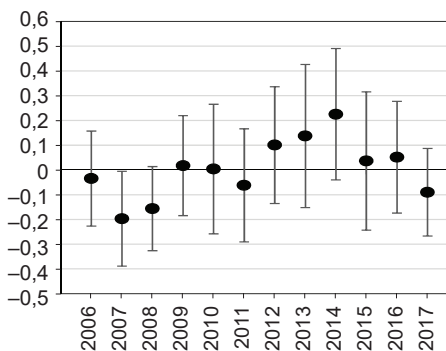
V obrázku 3 jsou prezentovány výsledky regresních analýz pro jednotlivé modely (3) až (6).

Obrázek 3 | Rozdíly v příjmech matek a bezdětných žen podle jednotlivých sociálně-demografických kategorií

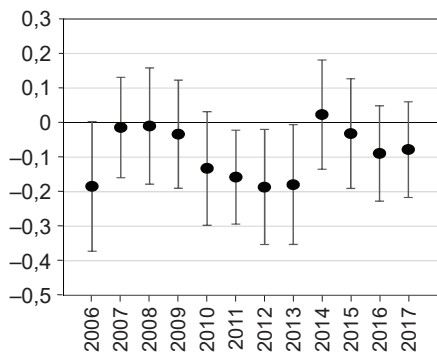
3.1 Rozdíly v příjmech matek samoživitelek oproti matkám žijících v úplné domácnosti



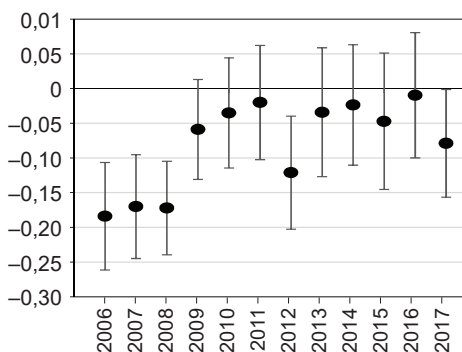
3.2 Rozdíly příjmů matek a bezdětných žen v Praze



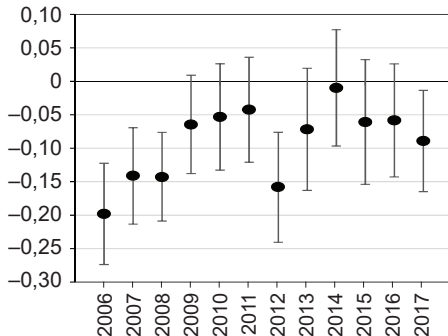
3.3 Rozdíly příjmů matek a bezdětných žen s VŠ vzděláním



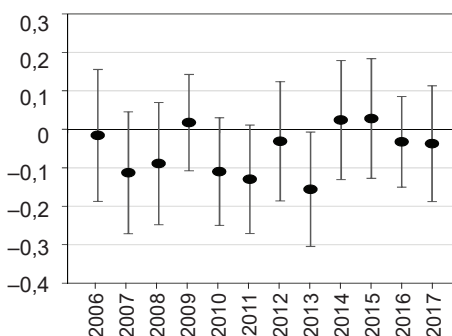
3.4 Rozdíly příjmů matek a bezdětných žen se SŠ vzděláním



3.5 Rozdíly příjmů matek a bezdětných žen v soukromém sektoru



3.6 Rozdíly příjmů matek a bezdětných žen ve veřejném sektoru



Zdroj: výpočty autorů založené na datech EU SILC (EU SILC 2006–2017)

Rozdíl mezi příjmy matek samoživitelek a matek žijících v úplné domácnosti, tj. model (3) – obrázek 3.1 (Příloha 3), prošel zajímavým vývojem, do značné míry protisměrným vůči vývoji čisté mateřské sankce. V letech 2006–2008 nebyl rozdíl mezi příjmy žen s dětmi žijícími v úplné domácnosti oproti ženám samoživitelkám statisticky významný. Od roku 2009 (tedy v okamžiku, kdy čistá mateřská sankce vymizela) se objevil statisticky významný rozdíl mezi příjmy žen samoživitelek a matek žijících v úplné domácnosti.

Matky samoživitelky měly oproti matkám žijícím v úplné domácnosti v roce 2009 příjmy vyšší o 10,9%. Statisticky významný rozdíl přetrvával až do roku 2013 (s výjimkou roku 2012). V roce 2010 činil 16,7%, 14,0% (2011), 7,4% (2012) – což je statisticky nevýznamná hodnota – a 13,1% v roce 2013.

Po roce 2013 se rozdíl mezi příjmy samoživitelek a matek žijících v úplné domácnosti snižuje a to jak z hlediska velikosti rozdílu, tak i statistické významnosti.

Odhad čisté mateřské sankce v Praze jako jediném metropolitním městě s významně vyššími příjmy než v ostatních částech republiky – model (4), viz obrázek 3.2 (Příloha 4), ukázal, že kromě let 2007, kdy čistá mateřská sankce činila 19,7% a byla statisticky významná a 2008, kdy její velikost činila 15,6% při statistické významnosti pouze na úrovni 90%, nebyla po celé zkoumané období čistá mateřská sankce zaznamenána.

Jedinou výjimkou je rok 2014, kdy odhad mateřské sankce je slabě statisticky významný na hladině významnosti 90%, ovšem odhadnutý koeficient je kladný, tedy jedná se de facto o mateřskou prémii – ve výši 22,5%.

Vliv vzdělání na velikost mateřské sankce je podstatný. Dopad vzdělání byl odhadován prostřednictvím modelů (5a) a (5b) – viz obrázky 3.3 a 3.4 (Přílohy 5.1 a 5.2). U vysokoškolsky vzdělaných žen se mateřská sankce projevila pouze ve třech letech – 2011 (15,8%), 2012 (18,7%) a 2013 (18%). Slabou statistickou významnost na úrovni 90% hladiny významnosti vykazoval také koeficient mateřské sankce v roce 2006. Jedná se tedy vývoj mimo obecné trendy popsané výše – v letech kdy obecně mateřská sankce mizí, se ve skupině vysokoškolsky vzdělaných matek začíná projevovat, ale pouze dočasně.

U středoškolsky vzdělaných žen je vývoj totožný jako u agregátních dat. V letech 2006–2008 je mateřská sankce statisticky významná (na hladině významnosti 99%) a její výše činí 18,4% pro rok 2006, 17,0% (2007) a 17,2% (2008). Po roce 2009 statistická významnost mizí s výjimkou roku 2012 (12,1%) a roku 2017 (7,9%).

Rozdíl vývoje čisté mateřské sankce mezi soukromým a veřejným sektorem byl předmětem odhadu u modelů (6a) a (6b) – viz obrázky 3.5 a 3.6 (Přílohy 6.1 a 6.2). Z dat vyplývá, že mateřská sankce je fenoménem soukromého sektoru. V sektoru veřejném se čistá mateřská sankce objevila pouze v roce 2013 (15,6%) a ve statisticky slabé formě (hladina významnosti 90%) v roce 2011 (13%). Oproti tomu v soukromém sektoru se čistá mateřská sankce projevila standardně v letech 2006 až 2008 (19,8%, 14,1% a 14,3%),

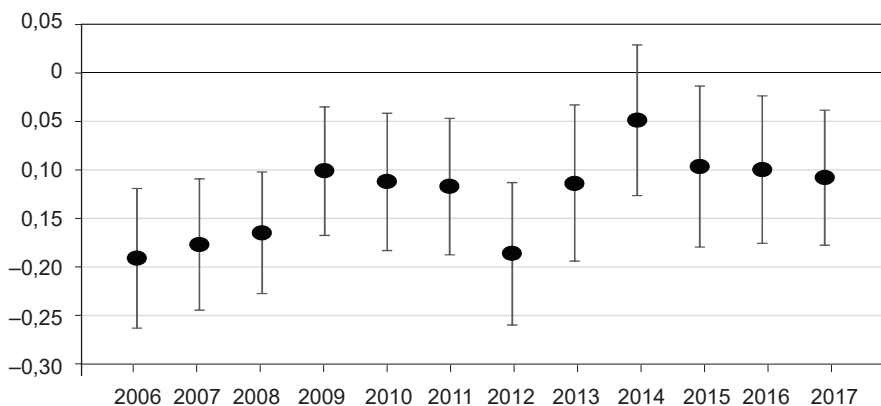
v roce 2009 byla ještě vykázána ve slabé formě na hladině významnosti 90 % a to ve výši 6.5%. Poté s výjimkou let 2012 (15,8%) a 2017 (8,9%) mizí.

Pokud by tedy měly být výsledky dílčích analýz vlivu jednotlivých faktorů na existenci a výši čisté mateřské sankce shrnuty v jedné větě, pak čistá mateřská sankce je (resp. byla) primárně fenoménem vdaných žen (resp. žen žijících v úplných domácnostech), žen se středním vzděláním, žijících mimo Prahu a pracujících v soukromém sektoru.

Mezinárodní srovnání

Pro potřeby mezinárodního srovnání jsme provedli také odhad hrubé mateřské sankce – tj. model (1a), obrázek 4 (Přílohy 2.1a a 2.1b). Při odhadu hrubé mateřské sankce v ČR bylo jako kontrolní proměnná použito pouze místo bydliště. V letech 2006–2008 se výše hrubé mateřské sankce pohybovala okolo 18% (konkrétně 19,1% v roce 2006, 17,7% v roce 2007 a 16,5% v roce 2008). Od roku 2009 její výše poklesla na úroveň cca 10% a po celou dobu (2009–2017) se jedná o hodnoty statisticky významné (s výjimkou roku 2014, kdy vypočtený koeficient není statisticky významný, a roku 2012, kdy je dosažená výše koeficientu téměř dvojnásobná oproti dlouhodobé úrovni 18,6%). Konkrétní hodnoty hrubé mateřské sankce pro jednotlivé roky jsou následující: 2009 – 10,1%, 2010 – 11,2%, 2011 – 11,7%, 2013 – 11,4%, 2015 – 9,66%, 2016 – 9,9% a 2017 – 10,8%. Důvodem rozdílu mezi velikostí hrubé a čisté mateřské sankce je zahrnutí vlivu vzdělání jako jedné z dominantních determinant výše příjmů. Podíl vysokoškolsky vzdělaných žen je mezi bezdětnými dvojnásobný oproti podílu vysokoškolsky vzdělaných matek, i když tento podíl v obou kategoriích mezi lety 2006 a 2017 postupně roste (z 21,3% na 42% u bezdětných, z 11,7% na 28,2% u matek).

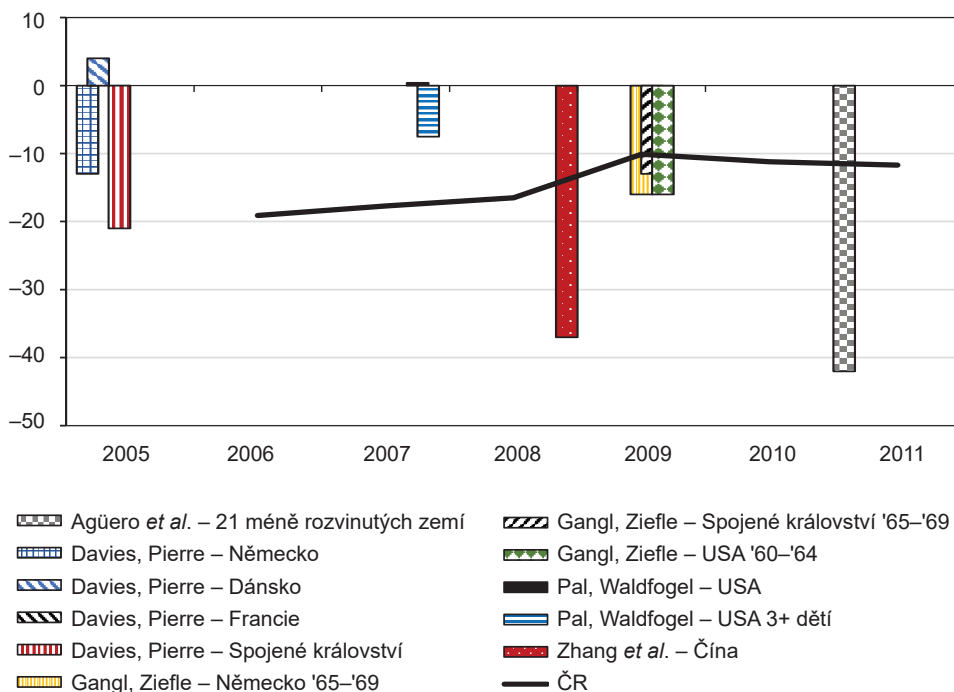
Obrázek 4 | Odhad hrubé mateřské sankce – vývoj v ČR



Zdroj: výpočty autorů založené na datech EU SILC (EU SILC 2006, 2017)

Základní mezinárodní srovnání hrubé mateřské sankce je provedeno v obrázku 5, kde jsou srovnány výsledky vybraných mezinárodních studií s výpočty provedených na základě českých dat.

Obrázek 5 | Hrubá mateřská sankce – mezinárodní srovnání



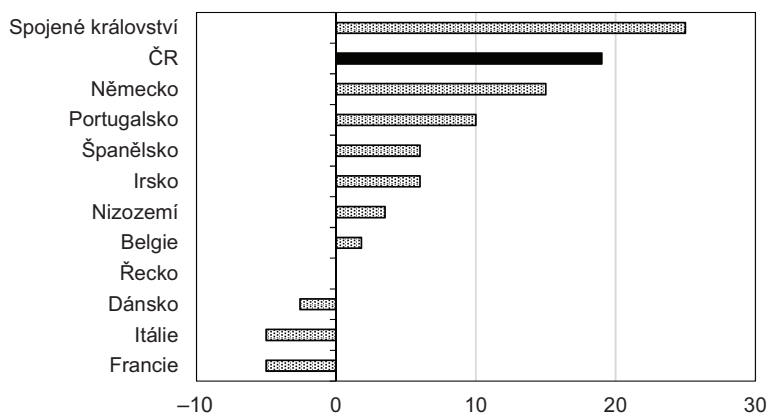
Zdroj: výpočty autorů a citované studie

Vývoj v ČR tak odpovídá vývoji v jiných evropských vyspělých zemích – mimo Skandinávii a Francii. Totéž potvrdíme, pokud porovnáme výsledky odhadů též veličiny s daty ze studie Daviese a Pierra (2005), která studovala 11 evropských zemí na bázi European Community Household Panel Survey (ECHP) – viz obrázek 6 (sankce je značena jako kladná hodnota, prémie jako záporná).

Česká republika se ve srovnatelné době pohybovala na horní hranici tehdejších evropských hodnot – mezi Německem a Velkou Británií. Studie Daviese a Pierra (2005) v sobě nezahrnovala data ze skandinávských zemí (Finsko, Švédsko) a z Lucemburska.

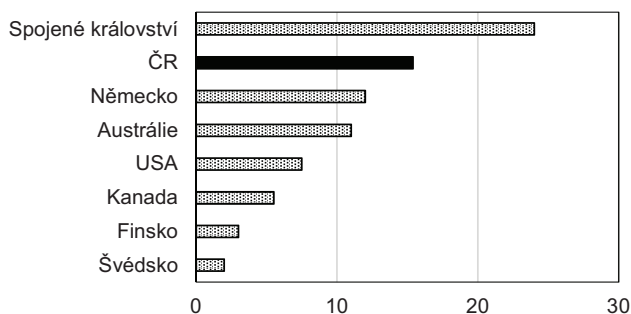
Další srovnání, které je možné provést, je s výsledky studie Harknesse a Waldfogela (2003) – viz obrázek 7. V tomto případě se jedná o čistou mateřskou sankci v situaci, když žena má dvě děti (podrobné odhady pro ČR viz Příloha 2.2b).

Obrázek 6 | Hrubá mateřská sankce v evropských zemích v roce 2005, ČR (2006)



Zdroj: výpočty autorů a citované studie a Daviese a Pierra (2005)

Obrázek 7 | Čistá mateřská sankce pro matky dvou dětí ve vybraných zemích v roce 2003, (ČR 2006)



Zdroj: výpočty autorů a citované studie a Harknesse a Waldfogela (2003)

Česká republika se nachází na horním konci evropského žebříčku mezi Německem a Velkou Británií.

Závěr a diskuse

V této studii jsme provedli základní ekonometrický výzkum velikosti a vývoje mateřské sankce v ČR v letech 2006 až 2017 včetně základního mezinárodního srovnání. Jedná se o studii, která bere v úvahu vývoj od roku 2006, tj. od doby, kdy v ČR začala být sbírána data v rámci EU SILC. Z hlediska otázek stanovených na počátku studie lze dosažené výsledky sumarizovat následovně.

- 1) V ČR lze v průběhu let 2006–2017 statisticky dovodit existenci čisté mateřské sankce, nicméně její velikost prošla v letech 2006–2017 poměrně dramatickým vývojem. V letech 2006–2009 dosahovala v průměru pro matky 13–17%. Pro matky s jedním nebo dvěma dětmi se hodnota mateřské sankce nelišila a pohybovala se v koridoru 11 a 15%. Pro matky se třemi a více dětmi pak mateřská sankce dosahovala 25–30%. Od roku 2009 dochází ke zlomu, kdy se čistá mateřská sankce pro matky stává v průměru statisticky nevýznamnou. Pokud bychom sledovali vývoj mateřské sankce po jednotlivých skupinách matek, pak u matek s jedním nebo dvěma dětmi se mateřská sankce stává nevýznamnou v roce 2009, přičemž u matek se třemi a více dětmi se její velikost postupně snižuje a její statistická významnost mizí až v letech 2014 a 2015 (v těchto letech je pouze slabě statisticky významná).
- 2) Srovnání se studii z jiných evropských či neevropských zemí je značně problematické, neboť ve většině zahraničních studií je měřena hrubá mateřská sankce (na rozdíl od čisté mateřské sankce, která byla primárním předmětem naší studie), která nerozlišuje mezi efekty pracovně relevantních charakteristik matek a efektem mateřství jako takového. Zdůvodnění, které se pro tento přístup nabízí – tj. že individuální pracovně relevantní charakteristiky (např. úroveň dosaženého vzdělání nebo výběr povolání) mohou být z hlediska rozhodování o mateřství endogenní veličinou – může být pro některé země (zejména v rozvojovém světě) relevantní, ovšem pro většinu zemí EU nelze obhájit. Z charakteru dat, která jsme měli k dispozici, je ovšem hypotéza endogenity netestovatelná. Druhým problémem je čas – většina studií měřící velikost mateřské sankce, které jsme měli k dispozici, pochází z doby před rokem 2012, což je doba před zásadní změnou velikosti mateřské sankce v ČR. Získáváme tak srovnání, které není pro současný stav na pracovním trhu relevantní. V letech 2006–2008 se Česká republika v mezinárodním srovnávání nacházela mezi Německem a anglosaskými zeměmi, v souladu s tím, jak si vedly ostatní postkomunistické země východní Evropy. Po roce 2009 je velikost čisté mateřské sankce v ČR srovnatelná se severskými zeměmi či Francií a Belgií.
- 3) S ohledem na to, že čistá mateřská sankce v chápání rozdílu příjmu mezi matkami a bezdětnými ženami po roce 2008 v ČR mizí, resp. se stává statisticky nevýznamnou, bylo nejpodstatnější otázkou zjistit, ve kterých dílčích segmentech pracovního trhu došlo ke změnám, které vyústily v popsany výsledek. K zodpovězení této otázky jsme provedli dílčí analýzy, kdy jsme testovali existenci a vývoj mateřské sankce na dílčích částech trhu, resp. pro dílčí části sledované populace. Konkrétně jsme se zaměřili na vývoj mateřské sankce (a) u matek samoživitelek oproti matkám žijících v úplné domácnosti, (b) u matek a bezdětných žen v Praze, (c) u matek a bezdětných žen s vysokoškolským vzděláním, (d) u matek a bezdětných žen se středoškolským

vzděláním, (e) matek a bezdětných žen v soukromém sektoru a (f) u matek a bezdětných žen ve veřejném sektoru. Výsledkem je zjištění, že v Praze, ve veřejném sektoru a u žen s vyšším vzděláním nelze po celou dobu zkoumání detekovat čistou mateřskou sankci (výjimkou je rok 2006 pro ženy s vyšším vzděláním, kdy je existence mateřské sankce slabě statisticky významná, a pak roky 2011–2013, kdy je existence mateřské sankce pro ženy s vyšším vzděláním na hranici statistické významnosti). Souhrn těchto dílčích výsledků z let 2006–2008 je silnou indikací, že při vysvětlení mateřské sankce, hraje významnou roli částečně monopsonní charakter některých lokálních trhů práce v segmentech, které nevyžadují vysokou kvalifikaci a velké investice do lidského kapitálu, neboť nejsilněji se fenomén mateřské sankce projevuje u matek se středoškolským vzděláním, působícím mimo Prahu (na lokálních pracovních trzích s malými možnostmi hledat zaměstnání v jiné lokalitě) a pracujícím v soukromém sektoru. Naopak, teorie zdůrazňující vliv deteriorace lidského kapitálu nejsou těmito dílčími závěry příliš potvrzovány.

Příčinou změn na trhu práce vedoucím k odstranění mateřské sankce byly zejména legislativní úpravy v letech 2008 a 2009, které zvýšily flexibilitu čerpání rodičovského příspěvku (což vedlo ke zkrácení doby pobytu žen mimo pracovní trh), zvýšily flexibilitu v úpravě pracovní doby matek (což vedlo ke zvýšení pracovní intenzity matek) a zároveň došlo ke schválení a působení tzv. antidiskriminačního zákona (zákon č. 198/2009 Sb., o rovném zacházení a o právních prostředcích ochrany před diskriminací a o změně některých zákonů), který oslabil tendenci k monopsonní diskriminaci ze strany zejména soukromých firem.

Přílohy

Příloha 1 | Deskriptivní statistiky matek a bezdětných žen v letech 2006–2017

	2006		2007		2008		2009		2010		2011	
	Bezdětné	Matky	Bezdětné	Matky	Bezdětné	Matky	Bezdětné	Matky	Bezdětné	Matky	Bezdětné	Matky
Mzdy (Kč/rok)	190 589	155 356	208 620	168 475	217 252	178 751	230 601	196 394	236 157	199 068	240 773	202 729
Věk (roky)	27,6	34,4	28,1	34,7	28,8	34,9	28,6	35,0	28,4	35,0	28,7	35,2
Rodinný stav												
Svobodné (%)	64,3	5,8	64,5	4,9	65,4	6,2	68,3	6,6	66,9	9,3	68,3	11,8
Vdané (%)	31,8	78,9	31,3	79,5	30,8	77,1	26,2	75,7	28,6	72,7	28,4	70,1
Rozvedené + ovdovělé (%)	3,8	14,0	4,2	14,5	3,8	16,0	5,2	17,0	4,2	16,5	3,3	16,7
Pracovní zkušenosti												
Týdenní odpracovaná doba (hodiny)	40,6	36,4	39,8	36,9	40,6	37,1	38,9	35,9	39,1	35,9	39,4	35,7
Odpracované roky (roky)	7,7	12,7	7,9	13,1	8,6	12,8	8,1	12,4	7,7	12,5	7,8	12,6
Vzdělání												
VŠ vzdělání (%)	21,3	11,7	25,5	11,1	25,0	11,6	27,6	12,7	31,7	13,1	33,1	14,7
SŠ vzdělání (%)	73,9	85,3	70,8	86,0	71,0	85,4	69,9	83,2	67,5	82,9	66,7	81,7
Základní vzdělání (%)	4,8	3,0	3,7	3,0	4,0	3,0	2,5	4,0	0,8	4,0	0,3	3,6
Průměrný počet dětí	–	1,71	–	1,68	–	1,71	–	1,72	–	1,70	–	1,67
Počet pozorování	314	907	377	1 113	396	1 261	366	1 116	357	954	366	896

Příloha 1 | pokračování

	2012		2013		2014		2015		2016		2017	
	Bezdětné	Matky	Bezdětné	Matky	Bezdětné	Matky	Bezdětné	Matky	Bezdětné	Matky	Bezdětné	Matky
Mzdy (Kč/rok)	259 535	207 609	253 818	211 255	253 871	224 419	263 604	226 426	271 127	247 046	290 292	249 713
Věk (roky)	29,2	35,5	29,5	35,6	29,4	35,9	29,8	35,9	29,7	35,7	29,6	35,3
Rodinný stav												
Svobodné (%)	67,5	11,1	71,5	13,8	71,7	14,0	72,6	14,8	73,2	16,4	74,2	21,1
Vdané (%)	29,2	71,1	23,0	71,7	22,7	72,3	21,8	72,0	21,6	70,1	22,2	65,6
Rozvedené + ovdovělé (%)	3,0	16,6	5,5	13,3	5,6	13,0	5,6	12,6	5,2	13,1	3,1	12,7
Pracovní zkušenosti												
Týdenní odpracovaná doba (hodiny)	39,6	36,0	39,5	36,4	38,5	37,2	37,6	36,4	38,6	36,1	38,8	35,9
Odpracované roky (roky)	8,5	13,0	8,6	12,9	8,3	13,0	8,5	13,0	8,3	12,7	8,4	12,4
Vzdělání												
VŠ vzdělání (%)	34,4	16,5	35,2	19,1	38,4	20,1	41,9	23,2	43,6	26,6	42,0	28,2
SŠ vzdělání (%)	65,0	79,8	63,4	77,3	59,4	76,6	55,0	73,1	52,2	68,7	54,6	66,6
Základní vzdělání (%)	0,5	3,7	1,5	3,5	2,2	3,3	3,1	3,7	4,2	4,7	3,4	5,2
Průměrný počet dětí	–	1,70	–	1,74	–	1,72	–	1,70	–	1,68	–	1,67
Počet pozorování	366	886	344	852	357	752	358	728	385	719	388	692

Příloha 2.2a | Čistá mateřská sankce v letech 2006–2017

	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
Proměnná	lnHP	lnHP	lnHP	lnHP	lnHP	lnHP	lnHP	lnHP	lnHP	lnHP	lnHP	lnHP
RODIC	-0,174*** (0,0356)	-0,132*** (0,0336)	-0,132*** (0,0315)	-0,0519 (0,0330)	-0,0582 (0,0361)	-0,0542 (0,0355)	-0,137*** (0,0375)	-0,0796* (0,0411)	-0,00123 (0,0391)	-0,0473 (0,0419)	-0,0537 (0,0377)	-0,0789** (0,0348)
PRAHA	0,320*** (0,0555)	0,215*** (0,0489)	0,255*** (0,0461)	0,317*** (0,0484)	0,221*** (0,0548)	0,258*** (0,0544)	0,236*** (0,0529)	0,194*** (0,0607)	0,189*** (0,0537)	0,0401 (0,0540)	0,0313 (0,0481)	0,133*** (0,0468)
STRCECHY	0,0737 (0,0538)	0,0753 (0,0467)	0,111** (0,0441)	0,131*** (0,0427)	0,161*** (0,0455)	0,207*** (0,0459)	0,165*** (0,0491)	0,149*** (0,0534)	0,183*** (0,0541)	0,205*** (0,0591)	0,181*** (0,0568)	0,176*** (0,0550)
EDUHIGH	0,724*** (0,0916)	0,810*** (0,0889)	0,567*** (0,0808)	0,582*** (0,0811)	0,552*** (0,0966)	0,506*** (0,104)	0,486*** (0,106)	0,336*** (0,112)	0,593*** (0,108)	0,493*** (0,108)	0,623*** (0,0880)	0,510*** (0,0821)
EDUMIDDLE	0,379*** (0,0838)	0,431*** (0,0821)	0,263*** (0,0744)	0,220*** (0,0744)	0,284*** (0,0900)	0,161 (0,0981)	0,226** (0,101)	0,128 (0,108)	0,315*** (0,104)	0,199* (0,105)	0,317*** (0,0852)	0,287*** (0,0794)
Konstanta	11,54*** (0,0857)	11,54*** (0,0842)	11,77*** (0,0763)	11,80*** (0,0780)	11,77*** (0,0947)	11,88*** (0,103)	11,92*** (0,105)	11,98*** (0,112)	11,77*** (0,107)	11,92*** (0,107)	11,89*** (0,0877)	12,00*** (0,0818)
Počet pozorování	1 221	1 490	1 657	1 482	1 311	1 262	1 252	1 196	1 109	1 086	1 104	1 080
R²	0,134	0,115	0,095	0,116	0,074	0,106	0,087	0,045	0,075	0,065	0,090	0,083

Statistická chyba je uvedena v závorkách.

*** p < 0,01, ** p < 0,05, * p < 0,1

Příloha 2.1b | Hrubá mateřská sankce v letech 2006–2017 pro různý počet dětí

	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
Proměnná	lnHP	lnHP	lnHP	lnHP	lnHP	lnHP	lnHP	lnHP	lnHP	lnHP	lnHP	lnHP
<i>DET11</i>	-0,190*** (0,0433)	-0,194*** (0,0402)	-0,151*** (0,0373)	-0,0379 (0,0398)	-0,0923** (0,0430)	-0,145*** (0,0423)	-0,197*** (0,0443)	-0,183*** (0,0491)	-0,0739 (0,0478)	-0,113** (0,0519)	-0,161*** (0,0476)	-0,167*** (0,0433)
<i>DET12</i>	-0,174*** (0,0405)	-0,180*** (0,0382)	-0,150*** (0,0346)	-0,134*** (0,0366)	-0,0889** (0,0394)	-0,0971** (0,0403)	-0,168*** (0,0422)	-0,0631 (0,0456)	0,00383 (0,0451)	-0,0454 (0,0479)	-0,0444 (0,0439)	-0,0542 (0,0408)
<i>DET13plus</i>	-0,303*** (0,0693)	-0,316*** (0,0681)	-0,342*** (0,0611)	-0,151** (0,0629)	-0,366*** (0,0743)	-0,198*** (0,0743)	-0,292*** (0,0737)	-0,234*** (0,0761)	-0,190** (0,0750)	-0,186** (0,0873)	-0,202** (0,0863)	-0,147* (0,0835)
<i>PRAHA</i>	0,399*** (0,0564)	0,277*** (0,0502)	0,304*** (0,0467)	0,374*** (0,0495)	0,261*** (0,0552)	0,310*** (0,0557)	0,269*** (0,0535)	0,216*** (0,0610)	0,236*** (0,0547)	0,0924* (0,0549)	0,0923* (0,0492)	0,192*** (0,0471)
<i>STRČECHY</i>	0,0756 (0,0556)	0,0810* (0,0484)	0,124*** (0,0450)	0,152*** (0,0440)	0,178*** (0,0461)	0,228*** (0,0473)	0,177*** (0,0499)	0,154*** (0,0537)	0,176*** (0,0554)	0,205*** (0,0606)	0,168*** (0,0588)	0,169*** (0,0563)
Konstanta	11,96*** (0,0332)	12,06*** (0,0312)	12,09*** (0,0288)	12,10*** (0,0305)	12,13*** (0,0319)	12,15*** (0,0319)	12,23*** (0,0334)	12,19*** (0,0366)	12,17*** (0,0351)	12,21*** (0,0375)	12,31*** (0,0342)	12,36*** (0,0307)
Počet pozorování	1 221	1 490	1 657	1 482	1 311	1 262	1 252	1 196	1 109	1 086	1 104	1 080
R²	0,075	0,050	0,057	0,060	0,047	0,052	0,055	0,033	0,033	0,020	0,025	0,038

Příloha 2.2b | Čistá mateřská sankce v letech 2006–2017 pro různý počet dětí

	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
Proměnná	lnHP	lnHP	lnHP	lnHP	lnHP	lnHP	lnHP	lnHP	lnHP	lnHP	lnHP	lnHP
<i>DET11</i>	-0,173*** (0,0419)	-0,153*** (0,0390)	-0,123*** (0,0367)	-0,00151 (0,0387)	-0,0433 (0,0427)	-0,0921** (0,0415)	-0,159*** (0,0439)	-0,153*** (0,0490)	-0,0331 (0,0469)	-0,0726 (0,0511)	-0,123*** (0,0463)	-0,146*** (0,0422)
<i>DET12</i>	-0,154*** (0,0394)	-0,130*** (0,0372)	-0,119*** (0,0341)	-0,0874** (0,0358)	-0,0395 (0,0392)	-0,0341 (0,0397)	-0,118*** (0,0421)	-0,0306 (0,0456)	0,0510 (0,0446)	0,00356 (0,0474)	-0,00533 (0,0426)	-0,0296 (0,0399)
<i>DET13plus</i>	-0,288*** (0,0671)	-0,251*** (0,0660)	-0,309*** (0,0598)	-0,0980 (0,0611)	-0,318*** (0,0731)	-0,143** (0,0725)	-0,225*** (0,0731)	-0,198*** (0,0757)	-0,143* (0,0734)	-0,157* (0,0853)	-0,108 (0,0839)	-0,0978 (0,0815)
<i>PRAHA</i>	0,324*** (0,0555)	0,215*** (0,0489)	0,250*** (0,0460)	0,308*** (0,0483)	0,208*** (0,0547)	0,257*** (0,0544)	0,233*** (0,0529)	0,199*** (0,0605)	0,193*** (0,0537)	0,0399 (0,0541)	0,0355 (0,0480)	0,138*** (0,0467)
<i>STRCECHY</i>	0,0737 (0,0538)	0,0745 (0,0466)	0,110** (0,0439)	0,126*** (0,0426)	0,161*** (0,0453)	0,212*** (0,0459)	0,165*** (0,0490)	0,153*** (0,0532)	0,176*** (0,0540)	0,196*** (0,0592)	0,173*** (0,0568)	0,171*** (0,0549)
<i>EDUHIGH</i>	0,721*** (0,0915)	0,802*** (0,0888)	0,563*** (0,0806)	0,578*** (0,0809)	0,553*** (0,0958)	0,506*** (0,103)	0,477*** (0,106)	0,326*** (0,112)	0,584*** (0,108)	0,496*** (0,108)	0,623*** (0,0883)	0,514*** (0,0819)
<i>EDUMIDDLE</i>	0,374*** (0,0838)	0,429*** (0,0819)	0,258*** (0,0742)	0,219*** (0,0744)	0,284*** (0,0894)	0,160 (0,0980)	0,216** (0,101)	0,119 (0,107)	0,303*** (0,104)	0,196* (0,105)	0,321*** (0,0855)	0,290*** (0,0793)
Konstanta	11,54*** (0,0859)	11,56*** (0,0842)	11,78*** (0,0759)	11,81*** (0,0774)	11,78*** (0,0934)	11,89*** (0,101)	11,93*** (0,105)	12,00*** (0,111)	11,78*** (0,107)	11,92*** (0,107)	11,89*** (0,0878)	12,00*** (0,0812)
Počet pozorování	1 221	1 490	1 657	1 482	1 311	1 262	1 252	1 196	1 109	1 086	1 104	1 080
R²	0,137	0,119	0,102	0,120	0,086	0,109	0,090	0,054	0,082	0,068	0,096	0,090

Statistické chyby jsou uvedeny v závorkách.

*** p < 0,01, ** p < 0,05, * p < 0,1

Příloha 3 | Čistá mateřská sankce pro matky samoživitelky – rozdíl oproti matkám v úplné rodině

	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
Proměnná	lnHP	lnHP	lnHP	lnHP	lnHP	lnHP	lnHP	lnHP	lnHP	lnHP	lnHP	lnHP
SINGLEM	0,0393 (0,0506)	0,0329 (0,0471)	0,0453 (0,0422)	0,109** (0,0441)	0,167*** (0,0463)	0,140*** (0,0479)	0,0742 (0,0537)	0,131** (0,0577)	0,0519 (0,0551)	0,103* (0,0607)	0,00389 (0,0597)	-0,00869 (0,0553)
PRAHA	0,420*** (0,0804)	0,185*** (0,0634)	0,265*** (0,0596)	0,349*** (0,0631)	0,247*** (0,0700)	0,247*** (0,0753)	0,347*** (0,0736)	0,302*** (0,0814)	0,326*** (0,0714)	0,0833 (0,0689)	0,102 (0,0673)	0,120* (0,0650)
STRCECHY	0,137** (0,0669)	0,0524 (0,0532)	0,0800 (0,0504)	0,118** (0,0488)	0,118** (0,0503)	0,194*** (0,0530)	0,132** (0,0578)	0,0769 (0,0599)	0,141** (0,0586)	0,152** (0,0645)	0,144** (0,0711)	0,121* (0,0650)
EDUHIGH	0,679*** (0,120)	0,817*** (0,109)	0,596*** (0,0978)	0,564*** (0,0903)	0,519*** (0,100)	0,452*** (0,107)	0,442*** (0,114)	0,271** (0,118)	0,470*** (0,116)	0,508*** (0,120)	0,691*** (0,108)	0,502*** (0,0951)
EDUMIDDLE	0,323*** (0,109)	0,374*** (0,0979)	0,222** (0,0884)	0,193** (0,0804)	0,285*** (0,0897)	0,155 (0,0981)	0,217** (0,105)	0,129 (0,111)	0,188* (0,109)	0,208* (0,114)	0,427*** (0,103)	0,268*** (0,0905)
Konstanta	11,40*** (0,108)	11,46*** (0,0967)	11,67*** (0,0874)	11,76*** (0,0788)	11,69*** (0,0885)	11,82*** (0,0964)	11,78*** (0,103)	11,90*** (0,109)	11,88*** (0,108)	11,85*** (0,114)	11,73*** (0,102)	11,95*** (0,0891)
Počet pozorování	907	1 113	1 261	1 116	954	896	886	852	752	728	719	692
R²	0,087	0,085	0,075	0,096	0,064	0,076	0,060	0,037	0,089	0,067	0,078	0,070

Statistické chyby jsou uvedeny v závorkách.

*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$

Příloha 4 | Čistá mateřská sankce v Praze

	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
Proměnná	lnHP	lnHP	lnHP	lnHP	lnHP	lnHP	lnHP	lnHP	lnHP	lnHP	lnHP	lnHP
RODIC	-0,0350 (0,0968)	-0,197** (0,0969)	-0,156* (0,0860)	0,0173 (0,102)	0,00345 (0,132)	-0,0625 (0,115)	0,100 (0,119)	0,137 (0,146)	0,225* (0,134)	0,0361 (0,141)	0,0513 (0,114)	-0,0904 (0,0896)
EDUHIGH	0,757*** (0,232)	1,021*** (0,267)	0,654** (0,308)	1,285*** (0,350)	0,456 (0,430)	0,639* (0,375)	0,602 (0,514)	0,403 (0,484)	0,211 (0,477)	0,834* (0,430)	0,719*** (0,275)	0,571** (0,227)
EDUMIDDLE	0,525** (0,230)	0,703*** (0,262)	0,601* (0,306)	0,869** (0,347)	0,0675 (0,424)	0,187 (0,369)	0,0882 (0,510)	-0,0454 (0,477)	-0,0472 (0,475)	0,597 (0,429)	0,356 (0,277)	0,510** (0,229)
Konstanta	11,70*** (0,219)	11,55*** (0,257)	11,79*** (0,297)	11,43*** (0,342)	12,13*** (0,424)	12,08*** (0,370)	12,08*** (0,508)	12,16*** (0,471)	12,23*** (0,468)	11,56*** (0,421)	11,80*** (0,273)	12,02*** (0,227)
Počet pozorování	109	149	157	144	124	121	146	125	149	175	192	170
R²	0,113	0,155	0,047	0,148	0,067	0,123	0,109	0,070	0,040	0,032	0,069	0,047

Statistické chyby jsou uvedeny v závorkách.

*** p < 0,01, ** p < 0,05, * p < 0,1

Příloha 5.1 | Mateřská sankce u vysokoškolsky vzdělaných žen

	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
Proměnná	lnHP	lnHP	lnHP	lnHP	lnHP	lnHP	lnHP	lnHP	lnHP	lnHP	lnHP	lnHP
RODIC	-0,185* (0,0951)	-0,0144 (0,0738)	-0,0100 (0,0854)	-0,0338 (0,0794)	-0,133 (0,0835)	-0,158** (0,0690)	-0,187** (0,0846)	-0,180** (0,0881)	0,0229 (0,0804)	-0,0319 (0,0807)	-0,0897 (0,0702)	-0,0785 (0,0704)
PRAHA	0,197* (0,110)	0,199** (0,0897)	0,0913 (0,106)	0,390*** (0,0997)	0,287*** (0,107)	0,325*** (0,0911)	0,403*** (0,108)	0,329*** (0,121)	0,127 (0,0981)	-0,00659 (0,0945)	0,0572 (0,0804)	0,0482 (0,0810)
STRCECHY	-0,0704 (0,176)	-0,0471 (0,130)	0,184 (0,136)	0,250** (0,109)	0,165 (0,115)	0,217** (0,0975)	0,199 (0,122)	0,0492 (0,129)	-0,0189 (0,125)	0,0866 (0,125)	0,109 (0,116)	0,178 (0,122)
Konstanta	12,31*** (0,0860)	12,30*** (0,0628)	12,29*** (0,0745)	12,34*** (0,0700)	12,35*** (0,0682)	12,43*** (0,0550)	12,39*** (0,0688)	12,37*** (0,0710)	12,39*** (0,0650)	12,43*** (0,0670)	12,53*** (0,0596)	12,54*** (0,0597)
Počet pozorování	173	219	245	243	238	253	272	284	288	319	359	358
R²	0,058	0,026	0,010	0,075	0,046	0,080	0,074	0,044	0,006	0,002	0,008	0,010

Statistické chyby jsou uvedeny v závorkách.

*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$

Příloha 5.2 | Mateřská sankce u středoškolsky vzdělaných žen

	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
Proměnná	lnHP	lnHP	lnHP	lnHP	lnHP	lnHP	lnHP	lnHP	lnHP	lnHP	lnHP	lnHP
RODIC	-0,184*** (0,0395)	-0,170*** (0,0381)	-0,172*** (0,0343)	-0,0589 (0,0367)	-0,0351 (0,0404)	-0,0201 (0,0419)	-0,121*** (0,0415)	-0,0341 (0,0473)	-0,0236 (0,0442)	-0,0472 (0,0501)	-0,00964 (0,0460)	-0,0790** (0,0395)
PRAHA	0,386*** (0,0684)	0,237*** (0,0589)	0,337*** (0,0523)	0,315*** (0,0568)	0,174*** (0,0667)	0,225*** (0,0694)	0,151** (0,0615)	0,127* (0,0719)	0,201*** (0,0644)	0,0952 (0,0685)	0,0171 (0,0641)	0,243*** (0,0608)
STRCECHY	0,0833 (0,0569)	0,0948* (0,0500)	0,0936** (0,0460)	0,106** (0,0464)	0,157*** (0,0504)	0,219*** (0,0531)	0,171*** (0,0535)	0,209*** (0,0593)	0,249*** (0,0588)	0,273*** (0,0680)	0,228*** (0,0666)	0,173*** (0,0605)
Konstanta	11,92*** (0,0359)	12,00*** (0,0348)	12,06*** (0,0316)	12,03*** (0,0338)	12,04*** (0,0368)	12,02*** (0,0382)	12,14*** (0,0378)	12,08*** (0,0439)	12,09*** (0,0405)	12,10*** (0,0458)	12,17*** (0,0417)	12,28*** (0,0346)
Počet pozorování	1 006	1 224	1 358	1 185	1 032	976	945	877	788	729	695	673
R²	0,058	0,033	0,053	0,032	0,015	0,026	0,026	0,018	0,032	0,025	0,017	0,041

Statistické chyby jsou uvedeny v závorkách.

*** p < 0,01, ** p < 0,05, * p < 0,1

Příloha 6.1 | Mateřská sankce ve veřejném sektoru

	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
Proměnná	lnHP	lnHP	lnHP	lnHP	lnHP	lnHP	lnHP	lnHP	lnHP	lnHP	lnHP	lnHP
RODIC	-0,0159 (0,0868)	-0,113 (0,0803)	-0,0892 (0,0804)	0,0173 (0,0635)	-0,110 (0,0710)	-0,130* (0,0715)	-0,0313 (0,0786)	-0,156** (0,0753)	0,0239 (0,0784)	0,0280 (0,0788)	-0,0326 (0,0597)	-0,0373 (0,0761)
PRAHA	0,187 (0,119)	0,283** (0,112)	0,0764 (0,105)	0,242** (0,0947)	0,203** (0,100)	0,230* (0,118)	-0,0408 (0,102)	0,0348 (0,113)	0,111 (0,120)	-0,00825 (0,120)	-0,0369 (0,0792)	0,0849 (0,0910)
STRCECHY	-0,126 (0,122)	0,00402 (0,0994)	-0,105 (0,110)	-0,00391 (0,0839)	0,0393 (0,0827)	0,131 (0,0891)	0,0601 (0,105)	-0,0124 (0,0967)	0,0807 (0,102)	0,245** (0,107)	0,101 (0,0899)	-0,0232 (0,166)
EDUHIGH	1,058*** (0,314)	1,067*** (0,267)	0,785* (0,400)	0,866*** (0,301)	0,960*** (0,221)	0,898*** (0,256)	0,830** (0,348)	0,242 (0,457)	0,419 (0,491)	1,184** (0,466)	1,180*** (0,254)	0,852** (0,429)
EDUMIDDLE	0,708** (0,312)	0,871*** (0,261)	0,537 (0,400)	0,563* (0,299)	0,679*** (0,216)	0,628** (0,253)	0,534 (0,346)	-0,0220 (0,456)	0,212 (0,490)	0,892* (0,466)	0,980*** (0,254)	0,611 (0,428)
Konstanta	11,24*** (0,315)	11,19*** (0,265)	11,62*** (0,391)	11,54*** (0,304)	11,56*** (0,226)	11,58*** (0,260)	11,64*** (0,353)	12,32*** (0,463)	11,97*** (0,499)	11,21*** (0,469)	11,37*** (0,257)	11,73*** (0,431)
Počet pozorování	151	202	170	235	200	197	202	188	180	167	165	153
R²	0,192	0,133	0,111	0,138	0,185	0,170	0,109	0,117	0,055	0,143	0,180	0,111

Statistické chyby jsou uvedeny v závorkách.

*** p < 0,01, ** p < 0,05, * p < 0,1

Příloha 6.2 | Mateřská sankce v soukromém sektoru

	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
Proměnná	lnHP	lnHP	lnHP	lnHP	lnHP	lnHP	lnHP	lnHP	lnHP	lnHP	lnHP	lnHP
RODIC	-0,198*** (0,0386)	-0,141*** (0,0367)	-0,143*** (0,0338)	-0,0645* (0,0375)	-0,0532 (0,0405)	-0,0425 (0,0400)	-0,158*** (0,0419)	-0,0717 (0,0465)	-0,00976 (0,0443)	-0,0608 (0,0475)	-0,0584 (0,0430)	-0,0892** (0,0385)
PRAHA	0,347*** (0,0613)	0,206*** (0,0536)	0,276*** (0,0498)	0,329*** (0,0554)	0,233*** (0,0627)	0,264*** (0,0610)	0,302*** (0,0602)	0,234*** (0,0688)	0,202*** (0,0602)	0,0476 (0,0602)	0,0453 (0,0546)	0,144*** (0,0528)
STRCECHY	0,102* (0,0587)	0,0889* (0,0518)	0,135*** (0,0472)	0,158*** (0,0482)	0,189*** (0,0517)	0,226*** (0,0519)	0,187*** (0,0547)	0,180*** (0,0606)	0,207*** (0,0620)	0,197*** (0,0674)	0,196*** (0,0648)	0,200*** (0,0589)
EDUHIGH	0,687*** (0,0977)	0,807*** (0,0955)	0,549*** (0,0848)	0,541*** (0,0894)	0,460*** (0,107)	0,453*** (0,114)	0,420*** (0,114)	0,270** (0,121)	0,591*** (0,117)	0,462*** (0,117)	0,590*** (0,0965)	0,477*** (0,0871)
EDUMIDDLE	0,351*** (0,0876)	0,394*** (0,0871)	0,245*** (0,0769)	0,191** (0,0785)	0,232** (0,0980)	0,109 (0,107)	0,196* (0,106)	0,120 (0,114)	0,309*** (0,110)	0,177 (0,111)	0,284*** (0,0917)	0,275*** (0,0828)
Konstanta	11,57*** (0,0897)	11,57*** (0,0894)	11,78*** (0,0792)	11,82*** (0,0829)	11,80*** (0,103)	11,91*** (0,112)	11,95*** (0,112)	11,97*** (0,119)	11,77*** (0,113)	11,95*** (0,114)	11,90*** (0,0949)	12,01*** (0,0857)
Počet pozorování	1 070	1 288	1 487	1 247	1 111	1 065	1 050	1 008	929	919	939	927
R²	0,129	0,116	0,095	0,108	0,061	0,096	0,086	0,037	0,072	0,053	0,078	0,075

Statistické chyby jsou uvedeny v závorkách.

*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$

Příloha 7 | Odhad velikosti dopadu pracovní intenzity a pracovních zkušeností

	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
Proměnná	lnHP	lnHP	lnHP	lnHP	lnHP	lnHP	lnHP	lnHP	lnHP	lnHP	lnHP	lnHP
RODIC	-0,170*** (0,0351)	-0,145*** (0,0337)	-0,120*** (0,0301)	-0,0536* (0,0310)	-0,0546 (0,0333)	-0,0358 (0,0340)	-0,117*** (0,0353)	-0,0465 (0,0379)	-0,0453 (0,0360)	-0,0820** (0,0369)	-0,0323 (0,0341)	-0,0637** (0,0312)
PRAHA	0,258*** (0,0494)	0,183*** (0,0444)	0,233*** (0,0411)	0,283*** (0,0423)	0,273*** (0,0466)	0,268*** (0,0477)	0,258*** (0,0461)	0,229*** (0,0519)	0,237*** (0,0458)	0,162*** (0,0451)	0,0852** (0,0405)	0,144*** (0,0392)
STRCECHY	0,0384 (0,0477)	0,0757* (0,0424)	0,105*** (0,0394)	0,0936** (0,0374)	0,132*** (0,0387)	0,171*** (0,0402)	0,129*** (0,0427)	0,147*** (0,0454)	0,155*** (0,0459)	0,197*** (0,0488)	0,142*** (0,0478)	0,137*** (0,0461)
EDUHIGH	0,753*** (0,0814)	0,792*** (0,0811)	0,575*** (0,0722)	0,550*** (0,0713)	0,625*** (0,0822)	0,613*** (0,0913)	0,504*** (0,0927)	0,467*** (0,0962)	0,634*** (0,0926)	0,544*** (0,0899)	0,642*** (0,0742)	0,598*** (0,0689)
EDUMIDDLE	0,335*** (0,0743)	0,332*** (0,0746)	0,201*** (0,0665)	0,165** (0,0651)	0,243*** (0,0765)	0,196** (0,0859)	0,0943 (0,0877)	0,135 (0,0917)	0,247*** (0,0885)	0,125 (0,0865)	0,235*** (0,0718)	0,224*** (0,0666)
ODPRAC_LET	0,0139*** (0,00277)	0,0149*** (0,00270)	0,0153*** (0,00235)	0,0131*** (0,00249)	0,0184*** (0,00272)	0,0148*** (0,00290)	0,0193*** (0,00306)	0,0169*** (0,00324)	0,0218*** (0,00309)	0,0241*** (0,00319)	0,0149*** (0,00295)	0,0194*** (0,00269)
ODPRAC	0,0179*** (0,00109)	0,0193*** (0,00121)	0,0201*** (0,00111)	0,0189*** (0,00102)	0,0215*** (0,00108)	0,0201*** (0,00113)	0,0220*** (0,00125)	0,0259*** (0,00134)	0,0234*** (0,00134)	0,0257*** (0,00136)	0,0254*** (0,00132)	0,0237*** (0,00127)
Konstanta	10,75*** (0,0873)	10,74*** (0,0883)	10,87*** (0,0809)	11,02*** (0,0775)	10,79*** (0,0915)	10,92*** (0,103)	10,96*** (0,103)	10,76*** (0,112)	10,71*** (0,104)	10,74*** (0,103)	10,81*** (0,0894)	10,92*** (0,0851)
Počet pozorování	1 221	1 490	1 657	1 482	1 311	1 262	1 252	1 196	1 109	1 086	1 104	1 080
R²	0,322	0,275	0,280	0,324	0,333	0,316	0,310	0,308	0,336	0,365	0,358	0,360

Statistické chyby jsou uvedeny v závorkách.

*** p < 0,01, ** p < 0,05, * p < 0,1

Zdroj příloh 1–7: výpočty autorů založené na datech EU SILC (EU SILC 2006–2017)

Literatura

- Agüero, J. M., Marks, M. S. (2011). Motherhood and Female Labor Supply in the Developing World: Evidence from Infertility Shocks. *Journal of Human Resources*, 46(4), 800–826, <https://doi.org/10.3368/jhr.46.4.800>
- Agüero, J. M., Marks, M. S., Raykar, N. (2011). *Do Children Reduce Their Mother's Earnings? Evidence from Developing Countries*. Indian Statistical Institute Paper. Available at: http://www.isid.ac.in/~pu/conference/dec_11_conf/Papers/MindyMarks.pdf
- Aisenbrey, S., Evertsson, M., Grunow, D. (2009). Is There a Career Penalty for Mother's Time Out? A Comparison of Germany, Sweden and the United States. *Social Forces*, 88(2), 573–606, <https://doi.org/10.1353/sof.0.0252>
- Anderson, D.J., Binder, M., Krause, K. (2003). The Motherhood Wage Penalty Revisited: Experience, Heterogeneity, Work Effort, and Work-Schedule Flexibility. *ILR Review*, 56(2), 273–294, <https://doi.org/10.1177/001979390305600204>
- Avellar, S., Smock, P. J. (2003). Has the Price of Motherhood Declined over Time? A Cross-Cohort Comparison of the Motherhood Wage Penalty. *Journal of Marriage and Family*, 65(3), 597–607, <https://doi.org/10.1111/j.1741-3737.2003.00597.x>
- Baum, C.L. (2002) A dynamic analysis of the effect of child care costs on the work decisions of low-income mothers with infants. *Demography* 39, 139–164. <https://doi.org/10.1353/dem.2002.0002>
- Becker, G. S. (1957). *The Economics of Discrimination*. Chicago: University of Chicago Press. ISBN 9780226041155.
- Budig, M. J., England, P. (2001). The Wage Penalty for Motherhood. *American Sociological Review*, 66(2), 204–225, <https://doi.org/10.2307/2657415>
- Budig, M. J., Hodges, M. J. (2010). Differences in Disadvantage: Variation in the Motherhood Penalty across White Women's Earnings Distribution. *American Sociological Review*, 75(5), 705–728, <https://doi.org/10.1177/0003122410381593>
- Correll, S. J., Benard, S., Paik, I. (2007). Getting a Job: Is There a Motherhood Penalty? *American Journal of Sociology*, 112(5), 1297–1339, <https://doi.org/10.1086/511799>
- Davies, H. B., Joshi, H. E., Peronaci, R. (2000). Forgone Income and Motherhood: What do Recent British Data Tell Us? *Population Studies*, 54(3), 293–305, <https://doi.org/10.1080/713779094>
- Davies, R., Pierre, G. (2005). The Family Gap in Pay in Europe: A Cross-country Study. *Labour Economics*, 12(4), 469–486, <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2005.05.003>
- Felfe, Ch. (2012). The Motherhood Wage Gap: What about Job Amenities? *Labour Economics*, 19(1), 59–67, <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2011.06.016>
- Gamboa, L. F., Zuluaga, B. (2013). Is There a Motherhood Penalty? Decomposing the Family Wage Gap in Colombia. *Journal of Family and Economics Issues*, 34(4), 412–434, <https://doi.org/10.1007/s10834-012-9343-y>
- Gangl, M., Ziefle, A. (2009). Motherhood, Labor Force Behavior, and Women's Careers: An Empirical Assessment of the Wage Penalty for Motherhood in Britain, Germany, and the United States. *Demography*, 46(2), 341–369, <https://doi.org/10.1353/dem.0.0056>
- Hanson, S. L. (1983). A Family Life Cycle Approach to the Socio-Economic Attainment of Working Women. *Journal of Marriage and the Family*, 45(2), 323–338.

- Harkness, S., Waldfogel, J. (2003). The Family Gap in Pay: Evidence from Seven Industrialized Countries. *Research in Labor Economics*, 22, 369–414.
- Hegewisch, A., Gornick, J. C. (2011). The Impact of Work–family Policies on Women’s Employment: A Review of Research from OECD Countries. *Community, Work and Family*, 14(2), 119–138, <https://doi.org/10.1080/13668803.2011.571395>
- Hudis, P. M. (1976). Commitment to Work and to Family: Marital-status Differences in Women’s Earnings. *Journal of Marriage and the Family*, 38, 267–278.
- Jacobsen, J. P., Levin, L. M. (1995). Effects of Intermittent Labor Force Attachment on Women’s Earnings. *Monthly Lab. Rev.*, 118, 14.
- Jee, E., Misra, J., Murray-Close, M. (2019). Motherhood Penalties in the US, 1986–2014. *Journal of Marriage and Family*, 81(2), 434–449, <https://doi.org/10.1111/jomf.12543>
- Joshi, H., Paci, P., Waldfogel, J. (1999). The Wages of Motherhood: Better or Worse? *Cambridge Journal of Economics*, 23(5), 543–564, <https://doi.org/10.1093/cje/23.5.543>
- Lundberg, S., Rose, E. (2000). Parenthood and the Earnings of Married Men and Women. *Labour Economics*, 7(6), 689–710, [https://doi.org/10.1016/s0927-5371\(00\)00020-8](https://doi.org/10.1016/s0927-5371(00)00020-8)
- Mincer, J., Polachek, S. (1974). Family Investments in Human Capital: Earnings of Women. *Journal of Political Economy*, 82(2), 576–5108, <https://doi.org/10.1086/260293>
- Napari, S. (2010). Is There a Motherhood Wage Penalty in the Finnish Private Sector? *Labour*, 24(1), 55–73, <https://doi.org/10.1111/j.1467-9914.2010.00471.x>
- Oaxaca, R. (1973). Male-female Wage Differentials in Urban Labour Markets. *International Economic Review*, 14(3), 693–709, <https://doi.org/10.2307/2525981>
- Oesch, D., Lipps, O., McDonald, P. (2017). The Wage Penalty for Motherhood: Evidence on Discrimination from Panel Data and a Survey Experiment for Switzerland. *Demographic Research*, 37, 1793–1824, <https://doi.org/10.4054/demres.2017.37.56>
- Pal, I., Waldfogel, J. (2014). *Re-visiting the Family Gap in Pay in the United States*. Columbia Population Research Center (CPRC), New York, Columbia University. Working Paper No. 14-02.
- Pal, I., Waldfogel, J. (2016). The Family Gap in Pay: New Evidence for 1967 to 2013. *RSF: The Russell Sage Foundation Journal of the Social Sciences*, 2(4), 104–127, <https://doi.org/10.7758/rsf.2016.2.4.04>
- Pertold-Gebicka, B. (2020). Parental Leave Length and Mothers’ Careers: What Can Be Inferred from Occupational Allocation? *Applied Economics*, 52(9), 879–904, <https://doi.org/10.1080/00036846.2019.1646870>
- Presser, H. B., Baldwin, W. (1980). Child Care As a Constraint on Employment: Prevalence, Correlates, and Bearing on the Work and Fertility Nexus. *American Journal of Sociology*, 85(5), 1202–1213, <https://doi.org/10.1086/227130>
- Roth, L. M. (2006). *Selling Women Short: Gender Inequality on Wall Street*. Princeton, NJ: Princeton University Press. ISBN 9780691166728.
- Self, S. (2005). What Makes Motherhood so Expensive? The Role of Social Expectations, Interdependence, and Coordination Failure in Explaining Lower Wages of Mothers. *The Journal of Socio-Economics*, 34(6), 850–865, <https://doi.org/10.1016/j.socec.2005.07.021>
- Stolzenberg, R. M., Waite, L. J. (1984). Local Labor Markets, Children and Labor Force Participation of Wives. *Demography*, 21(2), 157–170, <https://doi.org/10.2307/2061036>

- Waite, L. J., Haggstrom, G. W., Kanouse, D. E. (1985). Changes in the Employment Activities of New Parents. *American Sociological Review*, 50(2), 263–272, <https://doi.org/10.2307/2095414>
- Waldfogel, J. (1995). The Price of Motherhood: Family Status and Women's Pay in young British Cohort. *Oxford Economic Papers*, 47(4), 584–610, <https://doi.org/10.1093/oxfordjournals.oep.a042189>
- Waldfogel, J. (1997). The Effect of Children on Women's Wages. *American Sociological Review*, 62(2), 209–217, <https://doi.org/10.2307/2657300>
- Williams, J. (2001). *Unbending Gender: Why Family and Work Conflict and What To Do About It*. Oxford: Oxford University Press. ISBN: 9780195147148
- Žofková, M., Stroukal, D. (2014). Odhad mzdové srážky za mateřství v České republice. *Politická ekonomie*, 62(5), 683–700, <https://doi.org/10.18267/j.polek.976>