

# OTCOVSKÝ BONUS V ČESKÉ REPUBLICE, JEHO VÝVOJ A ZDROJE\*

Drahomíra Zajíčková<sup>a</sup> , Miroslav Zajíček<sup>a</sup> 

## Abstract

### Fatherhood Premium in the Czech Republic – Its Evolution and Sources

The study provides estimates of the size of the fatherhood premium for the Czech Republic in the years 2006–2017, using data from the EU SILC survey. In the years 2006–2009, the fatherhood premium in the Czech Republic does not manifest itself if explanatory variables include the marriage premium and the partner's labour market participation. The fatherhood premium only starts to express itself in 2010 and the following years, when it reaches values from 11% to 15% as a consequence of a decision of families with high-income fathers to have a third child in the years after 2010.

**Keywords:** Fatherhood, fatherhood premium, gender, labour market, EU SILC

**JEL Classification:** J24, J30, D10

## Úvod

Mateřská sankce (*motherhood penalty*) je v literatuře podrobně popsána a diskutována, a to jak v literatuře mezinárodní, tak i domácí. Protiváhou mateřské sankce na straně otců je otcovský bonus (*fatherhood premium*), tedy často pozorovaný empirický fakt, že otcové mají vyšší příjmy než muži bezdětní. Na rozdíl od mateřské sankce, které se věnovala rozsáhlá literatura, se otcovství a jeho vlivu na mzdy dostává podstatně méně pozornosti. V české ekonomické literatuře na toto téma prozatím neexistuje žádná ucelená studie nebo vědecký článek, a to přesto že porozumění důsledkům rodičovství na aktivitu na trhu práce a na pracovní příjmy je významné jak pro společenskovední výzkum, tak pro koncepci veřejných politik.

---

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\_2020010 s názvem „Bonus za otcovství: rozdíly v odměňování žen a mužů v ČR“. Autoři děkují za finanční podporu při řešení tohoto projektu.  
Data pro tento článek byla poskytnuta Eurostatem v rámci RPP 190/2020-EU-SILC. Odpovědnost za všechny závěry, které jsou vyvozeny z poskytnutých dat, zůstává výhradně na autorech.

Cílem článku je zaplnit toto bílé místo a zodpovědět následující otázky: Existuje v České republice (ČR) otcovský bonus? Jaká je jeho velikost a vývoj v čase? Jaké jsou zdroje otcovského bonusu? Jaká je velikost otcovského bonusu ve srovnání s jinými zeměmi? V článku využíváme reprezentativní standardizovaná data s velkým počtem respondentů, zaměřujeme se na zjištění „čistého“ vlivu otcovství na příjmy mužů (tj. porovnáváme otce s bezdětnými muži při zohlednění ostatních faktorů, které mají vliv na příjmy mužů), a to jak agregátně, tak i v rámci jednotlivých podskupin mužů, a následně tato zjištění zkoumáme pro období, pro které jsou k dispozici data, tj. roky 2006 až 2017.

Zjištění výše otcovského bonusu v ČR je zajímavé nejenom samo o sobě, zejména v situaci, kdy tato veličina nebyla nikdy v ČR odhadována a publikována, ale také ve vztahu k tzv. gender pay gap, neboť rodičovské příjmové mezery jsou dnes považovány za jednu z příčin rozdílů v odměňování žen a mužů, které patří v ČR mezi nejvyšší mezi členskými zeměmi EU.

Text článku je strukturován následovně: v první části je podán přehled dosavadní literatury včetně popisu základních teoretických přístupů, v druhé části jsou popsána data, ze kterých jsme při výpočtech vycházeli, včetně provedených úprav. Ve třetí části jsou podrobně popsány regresní modely použité při odhadu velikosti otcovského bonusu. Výsledky analýz jsou interpretovány v části čtyři, mezinárodní srovnání je obsahem části pět. Poslední částí je shrnující závěr a diskuse.

## 1. Přehled teoretických konceptů a související literatury

Teoretická zdůvodnění, proč by otcové měli mít vyšší příjmy než bezdětní muži, lze rozdělit do tří skupin: (1) teorie dělby práce v domácnosti, (2) teorie diskriminace a (3) teorie výběru. Teorie dělby práce vychází z toho, že pro kohabitující páry je strategie rozdělení práce v domácnosti efektivnější než sdílení povinností, protože jeden z páru se může specializovat na produkci na trhu práce, zatímco druhý se zaměřuje na práci v domácnosti tak, aby společně maximalizovali užitek (Becker, 1965). Specializace v rámci domácnosti znamená, že partneři vykonávají jiné činnosti než ty, které by vykonávali, pokud by žili jako jednotlivci samostatně.<sup>1</sup> Zároveň platí, že z biologických důvodů, vlivem sociálních norem a v důsledku rozdílů v odměňování se role pečující ujímá obvykle matka (Brewster, Rindfuss, 2000; Lehrer, Nerlove, 1986). V postkomunistických zemích je navíc tento model podporován dlouhodobou rodičovskou dovolenou, kterou čerpají především matky, a rovněž nízkou veřejnou podporou institucionální péče o děti mladší tří let. V tradičních

---

1 Ovšem ti, kteří žijí v páru, jsou nejčastěji i rodiči, proto se může dělba práce v domácnosti projevovat jako otcovská prémie, ačkoliv se jedná spíše o prémii partnerskou či manželskou.

společnostech, v nichž se očekává, že muži budou „dobrymi poskytovateli/živiteli/otci“ a převezmou odpovědnost za finanční zajištění rodiny, se předpokládá, že po narození dítěte zintenzivní svoji aktivitu na trhu práce (Maume, 2006; Kaufman, Uhlenberg, 2000; West, Zimmerman, 1987), např. volbou jiného typu zaměstnání, zvýšením počtu odpracovaných hodin či vyšším pracovním úsilím (s nebo bez zvýšení množství odpracovaných hodin). Současně muži s rodinnými povinnostmi jsou motivováni k tomu, aby usilovali o stabilní zaměstnání a eliminovali rozhodnutí, která mohou představovat zvýšené riziko nezaměstnanosti (Ahituv, Lerman, 2011). Vztah mezi otcovstvím a vyšším pracovním úsilím je však z hlediska měřitelnosti nepřiliš prokazatelný. Podle Beckera (1981) může tento efekt nastat jen v případě, že příjmový potenciál muže převyšuje příjmový potenciál ženy. Studie na datech ze Spojených států amerických ukázaly, že muži, jejichž manželka snížila svoji aktivitu na trhu práce v důsledku mateřství, svoji aktivitu na trhu práce v důsledku otcovství zvýšili a získali otcovský bonus (Killewald, 2013; Killewald, Gough, 2013; Lundberg, Rose, 2000). Kmec (2011) sice nenašel přesvědčivé důkazy o tom, že otcové deklarují větší propracovní chování než bezdětní muži, ale otcové častěji než bezdětní muži uváděli, že díky zajištění toho, co je doma potřeba, se jim v zaměstnání více daří. K podobným závěrům došla i Killewald (2013). Z pohledu teorie dělby práce by tak otcovský bonus měl být vyšší u mužů s partnerkami mimo trh práce a nižší u mužů s partnerkami zaměstnanými na částečný či na plný úvazek (dvoukariérové manželství). Ve více rovnostářských společnostech, kde se již nepředpokládá tradiční rozdělení rolí v rámci rodiny, se snižuje tlak na muže, aby zvýšil své pracovní úsilí, a naopak se předpokládá, že se otcové aktivně zapojí do přímé péče o děti a jejich výchovy (Yeung *et al.*, 2001; Esping-Andersen *et al.*, 2013; Sullivan *et al.*, 2014), a omezí tak intenzitu svého zapojení na trhu práce. V souladu s touto představou zjistili Bianchi *et al.* (2000), že domácí práce amerických mužů se zvyšují s úvazkem a dobou zaměstnání manželky. Obdobné výsledky reportovali také Gershuny *et al.* (1994) pro Británii. Vliv otcovství na profesní kariéru mužů (a jeho měřitelnost) tak závisí na typu rodinného genderového modelu (tradiční vs. rovnostářský) převládajícího ve společnosti. Efekt specializace v rámci páru na výši mezd otců je dále komplikován tzv. endogenitou rodiny (Lundberg, 2005). Partnerské svazky se stávají tranzitorní – tj. dochází k jejich poměrně častému rozpadu a k vytváření párů nových. Pokud specializace ovlivňuje zformování a stabilitu párů, pak může docházet ke zkreslení výběru (*selection bias*). Např. pokud u párů, kde se žena nespécializuje na péči o domácnost, je vyšší pravděpodobnost, že se rozpadnou, tak ty páry, které v jakémkoliv časovém okamžiku existují, jsou ty, u nichž dochází ke specializaci v rámci domácnosti a specializace na mzdy otců by pak byla nadhodnocena (Kalmijn, *et al.*, 2007; Lepinteur *et al.*, 2016; pro přehled viz Cooke, Baxter, 2010).

Druhým možným teoretickým zdůvodněním je diskriminace na trhu práce. Podle této hypotézy muži nezískávají mzdovou prémii jako důsledek vyšší produktivity a pracovní intenzity po vstupu do manželství/partnerství, nýbrž jako důsledek odlišného vnímání ženatých mužů ze strany zaměstnavatelů, kteří mohou s otci zacházet příznivěji (Correll *et al.*, 2007; Phelps, 1972). Bez ohledu na skutečné rozdíly v produktivitě mezi mužskými zaměstnanci lze s muži na pracovišti zacházet rozdílně v závislosti na jejich rodičovském stavu (např. otcům se více tolerují pozdní příchody do práce). Otcové mohou být rovněž úspěšnější než bezdětní muži při vyjednávání se zaměstnavateli ohledně povýšení a zvýšení mezd, neboť převládající stereotypy mohou propůjčovat těmto nárokům legitimitu (Nelson, Bridges, 1999). Hodges, Budig (2010) tvrdí, že bílí a ženatí otcové v rodinách s tradičním rozdělením rolí získávají nejvyšší bonus, zejména pokud základním principem fungování byrokratické struktury je hegemonická maskulinita. V tomto případě může být otcovský bonus důsledkem diskriminace zaměstnavatelů spíše než změn v chování otců. V laboratorním experimentu Correll *et al.* (2007) zjistili, že při hodnocení stejně kvalifikovaných otců a ženatých bezdětných mužů byli otcové hodnoceni příznivěji, pokud jde o jejich potenciální pracovní angažovanost, a byl jim doporučen vyšší počáteční plat, přičemž vlastnosti uchazečů o zaměstnání byly stejné. Na druhou stranu, v přidruženém field experimentu, který sledoval reakci reálných zaměstnavatelů, nebyl mezi otci a bezdětnými muži rozdíl. Podobné nejednoznačné výsledky byly dosaženy ve velkém field experimentu zahrnujícím množství trhů práce ve Švédsku (Bygren *et al.*, 2017). Diskriminace zaměstnavatele se může projevit i v přístupu k dobře placeným pracovním místům a příležitostem k budování lidského kapitálu (Killewald, 2013), případně mohou být otcové zohledňováni při propouštění zaměstnanců.

Třetí skupinou vysvětlení otcovského bonusu jsou efekty výběru, kdy muži s vyšším výdělkovým potenciálem se častěji stanou otci. Např. Augustine *et al.* (2009) ukazují, že mužům, kteří uvažovali pozitivně o otcovství, se v době početí finančně dařilo. To naznačuje, že otcovství může následovat po zlepšení finanční situace. V tomto případě budou mzdy otců v průměru vyšší, ale kauzalita vede směrem od mezd k otcovství, nikoliv naopak. To potvrzují i další výzkumy (Gibson-Davis *et al.*, 2005), kdy otcové s nízkými příjmy uvádí, že chtějí odložit manželství do doby, než dosáhnou dostatečných finančních zdrojů. Zároveň studie mužské fertility naznačují, že určité osobnostní rysy, jako jsou sociální dovednosti, mohou být prediktorem partnerství a otcovství (Jokela *et al.*, 2009; von der Lippe, 2010). Pokud tyto charakteristiky jsou také pozitivně spojeny s výdělkem, budou otcové v průměru vydělávat více než muži bez dětí a vztah mezi otcovstvím a výdělkem bude pouze korelací skrze společnou veličinou v pozadí (sociální dovednosti), nikoliv kauzalitou.

## 2. Data a jejich úpravy

Data použitá v tomto článku vycházejí z European Union Statistics on Income and Living Conditions (EU-SILC), který poskytuje údaje o domácnostech a jednotlivcích, jejich zaměstnanosti, rodinné situaci, bydlení, příjmu, zdraví a sociálním životě. Jedná se o jediný komplexní a dlouhodobě konzistentně sledovaný datový soubor, který poskytuje odpovídající informace rodině, dětech a postavení jednotlivých osob v rámci rodiny na trhu práce, včetně jejich mezd.

Vzájemná meziroční srovnatelnost dat umožňuje sledovat vývoj měřených a tím i odhadovaných veličin v čase. Využívaná data mají charakter průřezových dat a zahrnují kompletní časovou řadu EU SILC od roku 2006 do roku 2017 pro Českou republiku, kdy každý rok je v souboru zahrnuto více než 8 tisíc domácností s 20 tisíci osobami<sup>2</sup>. Do našeho vzorku zahrnujeme všechny zaměstnance, ale také samostatně výdělečně činné osoby pracující na plný nebo částečný úvazek, u kterých lze sledovat jejich měsíční výdělky. Z datového souboru byli vyřazeni respondenti, kteří byli po celé referenční období ekonomicky neaktivní.

Otec je v tomto článku definován jako muž žijící alespoň s jedním dítětem ve společné domácnosti. Zde je nutné zdůraznit, že data v databázi SILC udávají pouze počet dětí, které žijí s mužem ve společné domácnosti, přičemž neřeší, zda je biologickým otcem všech těchto dětí. EU SILC uvádí veličinu RODIC, která charakterizuje muže v situaci, kdy má alespoň jedno (svoje) dítě v domácnosti. Pokud je v domácnosti více dětí, které nejsou biologickými dětmi daného muže, jeho otcovství vzhledem k ostatním dětem je *de facto* definováno ve společenském smyslu slova, nikoli v biologickém významu. Může se tak stát, že někteří biologičtí otcové, kteří v době sběru dat žili samostatně (jako domácnost jednotlivce), případně s partnerkou v bezdětné dvoučlenné domácnosti, nevystupují v datech jako otcové. A naopak, muži, kteří žijí v úplné domácnosti, jejíž součástí jsou i děti partnerky, jsou z tohoto hlediska vedeni jako otcové vícečetní, i když jimi biologicky nejsou. Kategorie bezdětných mužů (kontrolní skupina) tedy zahrnuje tři podskupiny mužů: a) otce, jejichž dítě (děti) opustily domácnost, b) muže, kteří ještě neměli dítě, ale budou jej mít a c) muže, kteří nejsou a nestanou se otci a také skupinu mužů, kteří otci jsou, ale s žádným dítětem nežijí ve společné domácnosti. Jelikož EU-SILC poskytuje pouze informace o dětech přítomných v domácnosti (nikoliv o všech dětech – tedy i těch, které z domácnosti již odešly), je třeba oddělit skupinu mužů, jejichž dítě (děti) již domácnost opustily. V souladu s literaturou (např. Cukrowska-Torzewska, Lovasz, 2020)

---

2 Rok 2005 (tedy první rok, kdy byla pro ČR sbírána data v rámci SILC) do analýz nezahrnujeme, neboť se jedná o rok, kdy celkové množství domácností bylo výrazně nižší než v ostatních letech a některé segmenty populace nebyly v rámci šetření zahrnuty vůbec.

jsme zvolili přístup, který vymezuje soubor prostřednictvím specifického věkového rozpětí, z tohoto důvodu je skupina mužů ohraničena shora věkovým limitem 45 let<sup>3</sup>. Jsme si vědomi, že tato definice a metodika nezohledňuje dlouhodobé mzdové účinky rodičovství, na druhou stranu toto omezení do značné míry řeší problematiku konkavitu mzdového vývoje v průběhu životního cyklu. Tabulka 1 ukazuje kompozici datového souboru po provedených úpravách a z hlediska počtů mužů bezdětných a s muži s dětmi v jednotlivých letech.

**Tabulka 1: Počty otců a bezdětných mužů ve vzorku dat v letech 2006–2017**

Pozorování	Vzorek											
	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
<b>Otec</b>	1 396	1 793	2 040	1 772	1 561	1 426	1 421	1 332	1 202	1 164	1 267	1 294
<b>1 dítě</b>	466	643	689	606	555	505	505	461	424	420	456	475
<b>2 děti</b>	764	943	1 091	941	827	733	744	703	618	602	636	646
<b>3+ dětí</b>	161	195	236	194	161	169	153	147	136	121	151	150
<b>Bezdětní</b>	596	740	796	723	661	661	634	591	614	608	680	660
<b>Celkem</b>	1 992	2 533	2 836	2 495	2 222	2 087	2 055	1 923	1 816	1 772	1 947	1 954

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

Podíl otců v našem vzorku se postupně snižuje z hodnot kolem 70 % v letech 2006–2009 na hodnoty kolem 66 % v letech 2014–2017. Podíl otců s jedním a třemi dětmi na celkovém počtu mužů zůstává po celou dobu stabilní (cca 24 % u otců s jedním dítětem, cca 7 % u otců se třemi a více dětmi vůči celkovému počtu mužů). Veškerý pokles v četnosti otcovství tak připadá na otce dvou dětí.

- 3 Kromě prostého „souladu s literaturou“ byla věková hranice 45 let zvolena tak, abychom využili co nejvíce informací obsažených v datech a zároveň zabránili započítání kategorie a) do skupiny bezdětných. Podle dat ČSÚ z let 2010 až 2015 se do věku 40 let se stane otcem 85–89 % mužů z těch, co se někdy otci stanou (v závislosti na roce pozorování). Do věku 45 let se pak otci stane 95 % mužů. U otců do 40 let se riziko toho, že již se svými dětmi v jedné domácnosti nežijí, týká cca 0,5 % mužů, u věku 45 let pak cca 6 % mužů. Pokud by byla věková hranice posunuta až na 50 let, pak se toto riziko významně týká cca 25 % mužů, což by již značně zkreslilo celkové výsledky. Analýza otcovského bonusu pro věkové kategorie do 40 let, resp. do 50 let, byly autory provedeny pro komparaci, přičemž se mezi sebou statisticky významně neliší až na výjimečné případy, týkající se pouze jednotlivých let. Detailní odhady jednotlivých modelů a jejich statistickou komparaci lze vyžádat u autorů článku.

Veličina *HY* zahrnuje veškeré příjmy muže, tedy hrubé příjmy z hlavního zaměstnání, z hlavního podnikání, z vedlejšího zaměstnání i 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, proto jsou tyto hodnoty normalizovány na jeden měsíc strávený v zaměstnání nebo podnikání. V regresních modelech je používán logaritmus hrubých příjmů ( $\ln HY$ ).

Vedle příjmu muže je nutné v modelování brát v úvahu i příjmy jeho partnerky. Ty jsou definovány, upraveny a normalizovány stejným způsobem jako příjmy mužů. Logaritmus příjmů partnerky je značen  $\ln HYM$ . To, zda muž žije ve společné domácnosti s partnerkou (manželka nebo se jedná o domácnost nesezdaných partnerů) je vyjádřeno binární veličinou *PARTNER*, která nabývá hodnot 1 (v případě společného soužití partnerů) nebo 0 v případě muže žijícího bez partnerky.

Počet dětí je počet nezaopatřených dětí (osob v předškolním věku, na základní škole nebo připravujících se na povolání) nejvýše do věku 25 let. V modelování jsou využity dva přístupy: a) vložení binární veličiny *RODIC*, která nabývá hodnoty 1 v případě, že v rámci rodiny existuje alespoň jedno nezaopatřené dítě, a hodnoty nula v opačném případě; b) vložení tří binárních proměnných *DET1*, *DET2* a *DET3plus* pro rodiny s jedním, dvěma, resp. třemi a více dětmi.<sup>4</sup>

Vzdělání je v modelech zastoupeno dvěma binárními proměnnými – *EDUHIGH* a *EDUMIDDLE*. Tyto proměnné (v případě, že nabývají hodnoty 1) indikují, že daná osoba získala terciární, resp. sekundární vzdělání. Referenční skupinou (v případě, že obě veličiny nabývají hodnot 0) je dosažené základní vzdělání (*EDUBASE*). S využitím klasifikace ISCED 97 jsou jednotlivé stupně vzdělání rozlišeny následovně: *EDUBASE*: neukončený 1. stupeň ZŠ, první stupeň ZŠ a druhý stupeň ZŠ; *EDUMIDDLE*: vyučení, nižší střední (bez maturity), úplné střední s maturitou, nástavbové studium a pomaturitní kurzy; *EDUHIGH*: vyšší odborné, vysokoškolské bakalářské, vysokoškolské magisterské či inženýrské a doktorské.

Místo výkonu zaměstnání nebo podnikání je kódováno binárními veličinami *PRAHA*, resp. *STRCECHY*, které nabývají hodnot 1 v případě, že muž žije/podniká v daném regionu podle klasifikace NUTS (Praha, resp. střední Čechy), nebo nabývá hodnoty 0 v opačném případě. Referenční skupinou oproti Praze a středním Čechám jsou ostatní kraje v ČR (mimo Prahu a střední Čechy v obou případech) s ohledem na ekonomickou homogenitu ČR s výjimkou zmíněných centrálních oblastí.

---

4 V tomto způsobu kódování samozřejmě nelze vyloučit situaci, kdy např. rodina se třemi dětmi je vedena jako rodina s jedním dítětem, neboť dva starší potomci již založili vlastní domácnosti.



Délku pracovní zkušenosti představuje veličina *ODPRAC\_LET*. Počet odpracovaných let bere v úvahu případnou dobu, kterou pracovník strávil mimo pracovní trh (nezaměstnanost apod.). S ohledem na to, že v ČR většina otců netráví podstatný čas na rodičovské dovolené, má veličina *ODPRAC\_LET* výhodu v tom, že je vzhledem k počtu dětí (a samotného faktu otcovství) v podstatě exogenní (na rozdíl od u matek, kdy stejná veličina je vzhledem k mateřství značně endogenní).

Popisné charakteristiky proměnných v rámci použitých datových souborů pro jednotlivé roky ve sledovaném období jsou uvedeny v Příloze 1.

### 3. Regresní model a jeho variace

Otcovský bonus je zpravidla odhadován ve dvou základních variantách – hrubý otcovský bonus a čistý otcovský bonus, přičemž rozdílem mezi oběma variantami jsou kontrolní proměnné, které ovlivňují výši příjmů mužů bez ohledu na otcovství. Vliv lidského kapitálu na příjmy je reprezentován veličinami, jako jsou dosažené vzdělání, pracovní zkušenosti apod. V našem modelování se jedná o veličiny *EDUHIGH*, *EDUMIDDLE* a *ODPRAC\_LET*.<sup>5</sup> V rámci modelování také provedeme analýzu příjmových diferenciálů mezi otci a bezdětnými muži pro různé podskupiny definované dosaženým vzděláním, místem výkonu práce či podnikání a také tím, zda se jedná o zaměstnance ve veřejném či v soukromém sektoru (resp. samostatně výdělečně činné osoby). Variabilita v přístupech a tím i modelování nám umožní přesnější identifikaci zdrojů otcovského bonusu, resp. nám umožní bližší identifikaci vzhledem k výše naznačeným teoretickým vysvětlením. V datové analýze se zaměříme na zkoumání následujících vlivů:

1. Vliv lidského kapitálu (základní model) oproti modelu hrubého otcovského bonusu – model (1) – a jeho rozšířená verze – model (2);
2. Vliv rodiny a dělby práce v rodině na velikost otcovského bonusu – model (3) – a jeho rozšířená verze – model (4);
3. Vliv působení velkého města na velikost otcovského bonusu – modely (5) a (6);
4. Vliv vzdělání na velikost otcovského bonusu – model (7) a (8);
5. Vliv sektoru na velikost otcovského bonusu (soukromý vs. veřejný sektor) – modely (9) a (10).

---

5 Vliv typu zaměstnání nebo charakteru práce by bylo možné z hlediska dat, která jsou k dispozici, aproximovat klasifikací ISCO. Zahrnutí ISCO klasifikace mezi kontrolní proměnné jsme při analýzách provedli, ale nezměnilo ani výsledky regresních koeficientů, ani jejich statistickou významnost, proto do reportovaných regresí nebyly binární veličiny zobrazující charakter práce zahrnuty.



Modely (1) až (10) jsou definovány následovně:

Model (1) zahrnuje vliv lidského kapitálu a pracovní historie muže/otce:

$$\ln Y = \alpha + \beta_1 RODIC + \beta_2 PRAHA + \beta_3 STRCECHY + \beta_4 EDUHIGH + \beta_5 EDUMIDDLE + \beta_6 ODPAC\_LET + \varepsilon_i, \quad (1)$$

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

Jedná se o standardní OLS model s kontrolními proměnnými – místo bydliště, vzdělání a délka pracovní zkušenosti. Koeficient  $\beta_1$  u binární proměnné *RODIC* zobrazuje efekt otcovství na příjmy. Jedná se o odhad otcovské prémie, která bere v úvahu vzdělání, místo působení a také pracovní zkušenosti otce. Tuto veličinu lze nazvat čistým otcovským bonusem. Odstraněním veličin kontrolujících úroveň vzdělání a pracovní zkušenosti (tj. veličiny zachycující vliv lidského kapitálu) získáme odhad hrubého otcovského bonusu. Ten však odhadovat nebudeme, neboť se jedná o veličinu, jejíž ekonomická interpretace je přinejmenším problematická.

Model (2) je rozšířenou verzí základního modelu a používáme jej k odhadu vlivu počtu dětí (nikoliv jen samotného faktu otcovství) na mzdy otců:

$$\ln Y = \alpha + \beta_{11} DETI1 + \beta_{12} DETI2 + \beta_{13} DETI3plus + \beta_2 PRAHA + \beta_3 STRCECHY + \beta_4 EDUHIGH + \beta_5 EDUMIDDLE + \beta_6 ODPAC\_LET + \varepsilon_i. \quad (2)$$

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

Model (3) zahrnuje vliv rodiny a dělby práce v rodině na příjmy otců, resp. mužů obecně.

$$\ln Y = \alpha + \beta_1 RODIC + \beta_I PARTNER + \beta_{II} \ln YM + \beta_2 PRAHA + \beta_3 STRCECHY + \beta_4 EDUHIGH + \beta_5 EDUMIDDLE + \beta_6 ODPAC\_LET + \varepsilon_i. \quad (3)$$

Dodatečnými proměnnými vloženými do regresní rovnice jsou *PARTNER* a *lnYM*. Veličina *lnYM* ukazuje, jak podstatně je partnerka zapojena do pracovního trhu. Zástupnou veličinou intenzity zapojení do pracovního trhu je velikost jejího příjmu. Interpretací koeficientu  $\beta_I$  je velikost dopadu soužití s partnerkou na příjmy muže (v literatuře se označuje jako manželská nebo partnerská prémie) vyplývající nejenom z dělby práce v domácnosti, ale také ze sdílení činností v rámci domácnosti. Koeficient  $\beta_{II}$  je elasticitou mezd partnerů v rámci domácnosti a lze jej volně interpretovat, jako ukazatel dělby práci v domácnosti jako celku mezi činnostmi tržními (zaměstnání, podnikání) a činnostmi v rámci rodiny (household production).

Model (4) je rozšířením modelu (3) o vliv počtu dětí na příjmy otců.

$$\ln Y = \alpha + \beta_{11} DETI1 + \beta_{12} DETI2 + \beta_{13} DETI3plus + \beta_I PARTNER + \beta_{II} \ln YM + \beta_2 PRAHA + \beta_3 STRCECHY + \beta_4 EDUHIGH + \beta_5 EDUMIDDLE + \beta_6 ODPRAC\_LET + \varepsilon_i. \quad (4)$$

Další modely odhadují velikosti otcovského bonusu podle jednotlivých skupin sledované populace. Modely (5) a (6) odhadují velikost otcovského bonusu v Praze, resp. mimo Prahu. Modely (7) a (8) odhadují velikost otcovského bonusu u různých vzdělanostních skupin (*EDUHIGH* a *EDUMIDDLE*). Modely (9) a (10) odhadují velikost otcovského bonusu ve veřejném, resp. soukromém sektoru. U všech těchto modelů se jedná o čistý otcovský bonus a bereme v úvahu vliv manželství/partnerství a ekonomickou aktivitu partnerky, jedná se tedy o varianty modelu (3).

$$\ln Y = \alpha + \beta_1 RODIC + \beta_I PARTNER + \beta_{II} \ln YM + \beta_4 EDUHIGH + \beta_6 ODPRAC\_LET + \varepsilon_i \text{ při } PRAHA = 1 \quad (5)$$

$$\ln Y = \alpha + \beta_1 RODIC + \beta_I PARTNER + \beta_{II} \ln YM + \beta_4 EDUHIGH + \beta_5 EDUMIDDLE + \beta_6 ODPRAC\_LET + \varepsilon_i \text{ při } PRAHA = 0 \quad (6)$$

$$\ln Y = \alpha + \beta_1 RODIC + \beta_I PARTNER + \beta_{II} \ln YM + \beta_2 PRAHA + \beta_3 STRCECHY + \beta_6 ODPRAC\_LET + \varepsilon_i \text{ při } EDUHIGH = 1 \quad (7)$$

$$\ln Y = \alpha + \beta_1 RODIC + \beta_I PARTNER + \beta_{II} \ln YM + \beta_2 PRAHA + \beta_3 STRCECHY + \beta_6 ODPRAC\_LET + \varepsilon_i \text{ při } EDUMIDDLE = 0 \quad (8)$$

$$\ln Y = \alpha + \beta_1 RODIC + \beta_I PARTNER + \beta_{II} \ln YM + \beta_2 PRAHA + \beta_3 STRCECHY + \beta_4 EDUHIGH + \beta_6 ODPRAC\_LET + \varepsilon_i \text{ při } PUBLIC = 1 \quad (9)$$

$$\ln Y = \alpha + \beta_1 RODIC + \beta_I PARTNER + \beta_{II} \ln YM + \beta_2 PRAHA + \beta_3 STRCECHY + \beta_4 EDUHIGH + \beta_5 EDUMIDDLE + \beta_6 ODPRAC\_LET + \varepsilon_i \text{ při } PUBLIC = 0, \quad (10)$$

kde *PUBLIC* je binární proměnnou, která vyjadřuje zaměstnání ve veřejném sektoru (sektory 84 a 85 podle kategorizace CZ-NACE). V případě modelu (9) není mezi kontrolními proměnnými obsažena binární veličina *EDUMIDDLE*, neboť v rámci veřejného sektoru nejsou ve vzorku lidé, kteří by měli nižší než střední vzdělání a *EDUMIDDLE* je tak základem, ke kterému je efekt vzdělání poměřován. V případě veřejného sektoru není pro rok 2006 analýza prováděna, neboť není v datovém souboru dostatečně zastoupen.

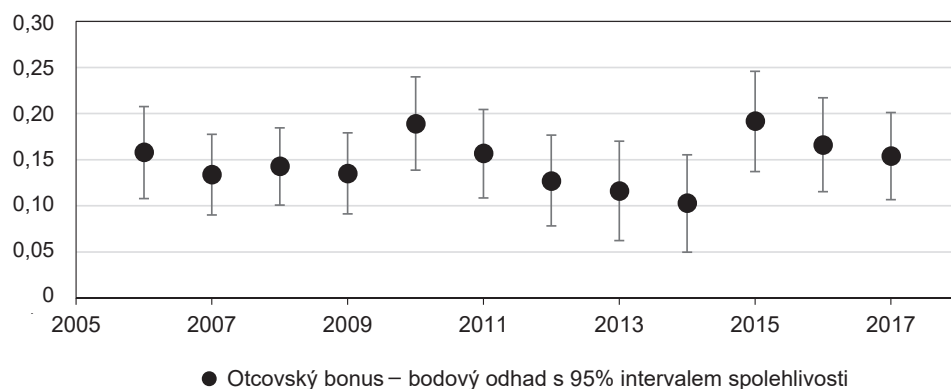
## 4. Výsledky a jejich interpretace

V této části článku budeme interpretovat výsledky odhadů jednotlivých modelů a provedeme diskusi. V následující sekci provedeme mezinárodní srovnání.

### Modely (1) a (2)

Na obrázku 1 jsou zobrazeny odhady regresního koeficientu  $\beta_1$  (jak bodové, tak 95% intervalové) u základního modelu (1), tedy modelu odhadujícího velikost otcovského bonusu v ČR, a to pro každý jednotlivý rok mezi lety 2006 až 2017, přičemž je odhadován pouze efekt otcovství na příjem muže, ale není brána v úvahu jeho intenzita (tedy počet dětí) ani fakt, zda muž žije ve společné domácnosti s partnerkou, případně jak intenzivně je tato partnerka zapojena do pracovního trhu. Detailní výsledky regresních analýz jsou k dispozici na vyžádání u autorů.

**Obrázek 1: Odhad čistého otcovského bonusu pro ČR v letech 2006–2017**



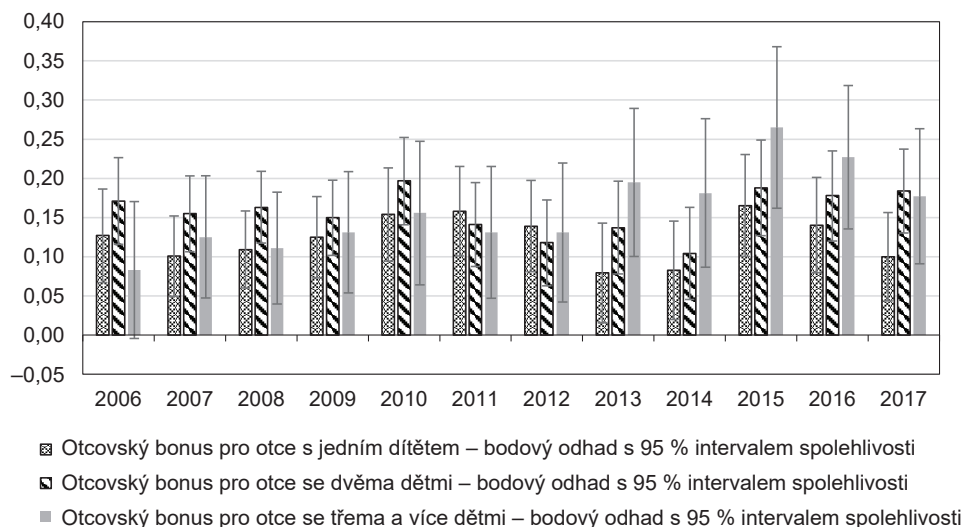
Zdroj: výpočty autorů založené na datech EU SILC (EU SILC, 2006–2017)

Čistý otcovský bonus je po celé sledované období statisticky významný<sup>6</sup> a jeho hodnota se pohybuje mezi 10–20 % s tím, že hodnoty bonusu vyšší než 16 % jsou spíše výjimečné. Průměrná hodnota otcovského bonusu ve sledovaném období činí 14,8 % a vykazuje značnou stabilitu jak vzhledem k měnícím se ekonomickým, tak společenským podmínkám. Stejně tak zůstává stabilní vliv jednotlivých kontrolních proměnných i jejich statistická významnost.

6 Pokud je v textu označen odhad jako statisticky významný, pak je myšlena 5% hladina významnosti. V případě, že je odhad označen jako slabě statisticky významný, pak je myšlena 10% hladina významnosti.

V případě, že v rámci tohoto modelu budeme brát v úvahu velikost intenzity otcovství (tedy počet dětí v rodině), tj. model (2), budou celkové výsledky velmi podobné. Obrázek 2 ukazuje odhady regresních koeficientů  $\beta_{11}$ ,  $\beta_{12}$  a  $\beta_{13}$  (jak bodových, tak 95% intervalových) v modelu (2) pro jednotlivé roky v letech 2006–2017, přičemž detailní výsledky regresních analýz k dispozici na vyžádání u autorů.

**Obrázek 2: Odhad čistého otcovského bonusu pro ČR v letech 2006–2017 pro různý počet dětí**



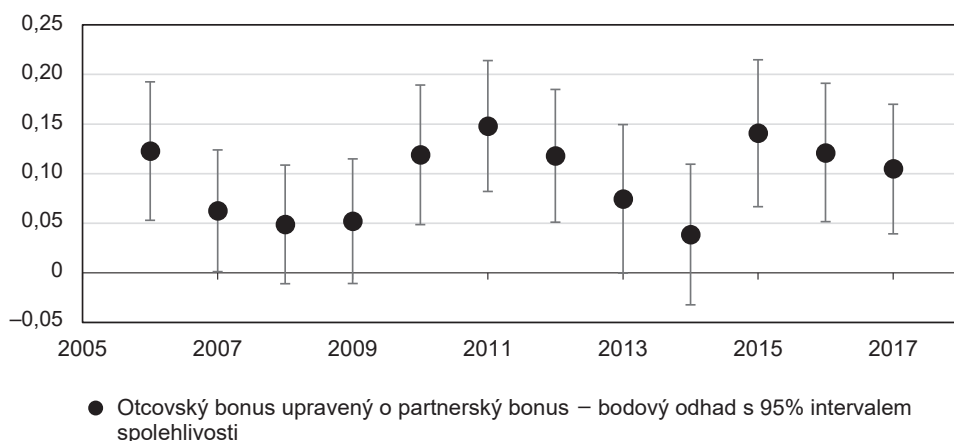
Zdroj: výpočty autorů založené na datech EU SILC (EU SILC, 2006–2017)

V případě otců se dvěma dětmi se výsledky modelu (1) a modelu (2) shodují. Po celé sledované období se vyskytuje statisticky významný otcovský bonus pohybující se mezi 10 a 20%. Průměrná výše otcovského bonusu činí 15,7% a kromě roku 2010 a let 2015–2017 se výše otcovského bonusu pro otce se dvěma dětmi pohybuje velmi blízko této hodnoty. V čem se výsledky modelů (1) a (2) liší, je vývoj u otců s jedním dítětem a zejména u otců se třemi dětmi. U otců s jedním dítětem je průměrná velikost otcovského bonusu 12,3%, ovšem v průběhu času značně kolísá mezi 8 a 17%. U otců se třemi dětmi je vývoj nejzajímavější, neboť ve sledovaném období lze vysledovat dvě fáze – a) období do roku 2012, kdy hodnota otcovského bonusu osciluje mezi 8 a 15% s tím, že v roce 2008 je pouze slabě statisticky významná na 90% hladině významnosti; b) období od roku 2013 do roku 2017, kdy je hodnota otcovského bonusu vzroste na hodnoty kolem 20% (výjimkou je rok 2015, kdy otcovský bonus nabývá jednorázově značných rozměrů a činí 26,5%).

### Modely (3) a (4)

Modely (3) a (4) očišťují otcovský bonus o vlivy partnerství jako takového (tj. zda muž žije ve společné domácnosti s partnerkou, tzv. partnerský, resp. manželský bonus) a také o vliv angažovanosti partnerky na trhu práce. Zahrnutí obou vlivů zásadním způsobem pohled na otcovský bonus modifikuje. Na obrázku 3 jsou zobrazeny odhady regresního koeficientu  $\beta_1$  (jak bodové, tak 95% intervalové) pro model (3), a to pro každý jednotlivý rok mezi lety 2006–2017. Detailní výsledky regresních analýz jsou k dispozici na vyžádání u autorů.

**Obrázek 3: Odhad čistého otcovského bonusu upraveného o partnerský bonus pro ČR v letech 2006–2017**

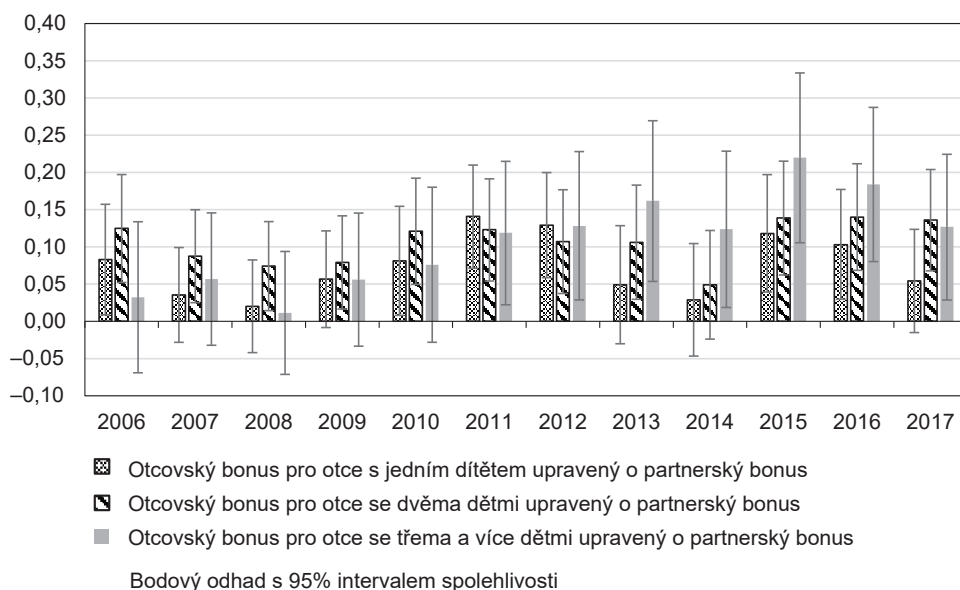


Zdroj: výpočty autorů založené na datech EU SILC (EU SILC, 2006–2017)

Zjednodušeně se dá říci, že do roku 2009 otcovský bonus není statisticky prokazatelný, pouze v roce 2006 je velikost otcovské prémie ve výši 12,3 % statisticky významná. Naopak po roce 2009 se stává otcovský bonus statisticky významný (kromě roku 2014) a pro jednotlivé roky činí 11,9 % (2010), 14,8 % (2011), 11,8 % (2012), 7,5 % (2013) 14,1 % (2015), 12,1 % (2016) a 10,5 % (2017), kdy výsledek roku 2013 je slabě statisticky významný. Průměrná výše otcovského bonusu v letech 2010–2017 činí 11,8 % (bez zahrnutí roku 2014) a navíc tato výše je velmi invariabilní v čase.

Pokud ovšem model (3) rozšíříme i o vliv počtu dětí, pohled na otcovskou prémii se stane mnohem plastičtější. Obrázek 4 ukazuje odhady regresních koeficientů  $\beta_{11}$ ,  $\beta_{12}$  a  $\beta_{13}$  (jak bodových, tak 95% intervalových) v modelu (4) pro jednotlivé roky v letech 2006–2017. Detailní výsledky regresních analýz jsou k dispozici na vyžádání u autorů.

**Obrázek 4: Odhad čistého otcovského bonusu upraveného o partnerský bonus pro ČR v letech 2006–2017 pro různý počet dětí**

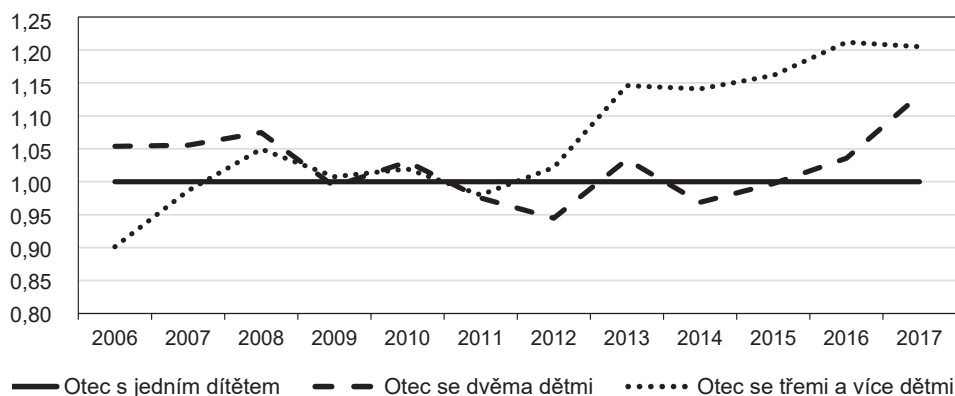


Zdroj: výpočty autorů založené na datech EU SILC (EU SILC, 2006–2017)

Z výsledků modelu (4) vyplývá, že fenomén otcovského bonusu před rokem 2010 prakticky existuje pouze u jedné skupiny otců (otcové dvou dětí, u nichž se otcovský bonus pohybuje mezi 8 a 12 % a je statisticky významný), přičemž u skupiny otců s jedním dítětem se kromě let 2010 až 2012, 2015 a 2016 tento bonus neobjevuje ani později. U otců dvou dětí je po roce 2009 vývoj podobný s tím rozdílem, že ve většině let je otcovský bonus statisticky významný, a to ve výši 12,1 % (2010), 12,3 % (2011), 10,7 % (2012), 10,6 % (2013), 13,9 % (2015), 14 % (2016) a 13,6 % (2017). U otců tří dětí je vývoj nejvýraznější – po roce 2010 je otcovský bonus statisticky významný ve všech letech. Konkrétně se jedná o hodnoty 11,9 % (2011), 12,8 % (2012), 16,2 % (2013), 12,4 % (2014), 22 % (2015), 18,4 % (2016) a 12,7 % (2017). Pokud nebudeme brát v úvahu rok 2015, tak se všechny hodnoty otcovského bonusu pohybují velmi blízko průměrné hodnoty 15,2 %. Celý vývoj je možné shrnout tak, že otcovský bonus se týká primárně otců s vyššími příjmy, a to až po roce 2009. Vysvětlení tohoto vývoje lze nejpravděpodobněji hledat v rozhodování otců (a jejich partnerek) o počtu dětí v rodině. Při rozhodování o dodatečném dítěti hraje významnou roli schopnost otce zvětšenou rodinu „uživit“. Ve sledovaném období (2006–2017) došlo k významným změnám v relativních příjmech otců s různým počtem dětí – viz obrázek 5.

Jestliže v letech 2006–2011 byly příjmy otců se třemi a více dětmi srovnatelné (nebo v počátečním období i nižší) s příjmy otců s jedním nebo dvěma dětmi, po roce 2012 byl průměrný příjem otců se třemi a více dětmi oproti otcům s jedním dítětem o 15 až 20 % vyšší. Prostá regresní analýza, ve které je závislou proměnnou výše otcovského bonusu pro otce tří a více dětí (*OBonus3plus*) a nezávislou proměnnou poměr příjmů otců tří a více dětí oproti příjmům otců s jedním dítětem (*HPRIJMY3ku1*), ukazuje, že vztah mezi výší relativního příjmu a výší otcovského bonusu je statisticky významný. Obdobná analýza pro otce dvou dětí statistickou významnost nevykazuje – viz tabulka 2.

**Obrázek 5: Relativní průměrný příjem otců s různým počtem dětí vzhledem k příjmům otců jednoho dítěte**



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

**Tabulka 2: Vztah mezi výší otcovského bonusu a relativního příjmu mezi kategoriemi otců**

	<b>OBonus3plus</b>	<b>OBonus2</b>
<b>HPRIJMY3ku1</b>	0,460***	
<b>HPRIJMY2ku1</b>		0,144
<b>konstanta</b>	−0,384**	−0,0399
<b>Počet pozorování</b>	12	12
<b>R<sup>2</sup></b>	0,533	0,066

Poznámka: *p*-hodnoty uvedeny v závorce

\*\*\* *p*-hodnota < 0,01, \*\* *p*-hodnota < 0,05

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



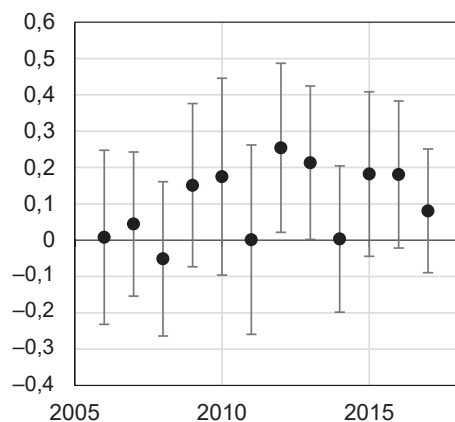
Data tak naznačují, že otcovský bonus, který se v datech objevuje po roce 2009, je vyvolán primárně „baby boomem“ třetích dětí v rodinách, jimž se po roce 2009 dařilo finančně velmi dobře. Jedná se tedy spíše o potvrzení teorie výběru s kauzalitou od příjmů směrem k rozhodování o počtu dětí a velikosti rodiny. Efekt „třetích dětí“ finančně zajištěných rodičů se projeví i v celkových datech, přestože podíl otců se třemi a více dětmi nikdy nepřesáhne 8%.

### Modely (5) až (10)

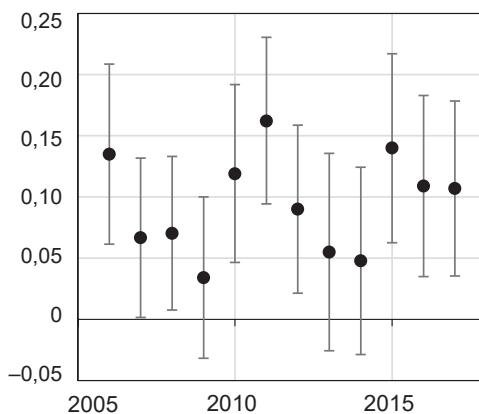
Na obrázku 6 jsou zobrazeny odhady regresního koeficientu  $\beta_1$  (jak bodové, tak 95% intervalové) u dílčích regresních analýz pro modely (5) až (10). Detailní výsledky regresních analýz jsou k dispozici na vyžádání od autorů. Jedná se o regresní analýzu, která ve všech modelech bere v úvahu efekty partnerství i pracovní intenzity partnerky na trhu práce.

**Obrázek 6: Rozdíly v příjmu otců a bezdětných mužů podle jednotlivých sociálně demografických kategorií**

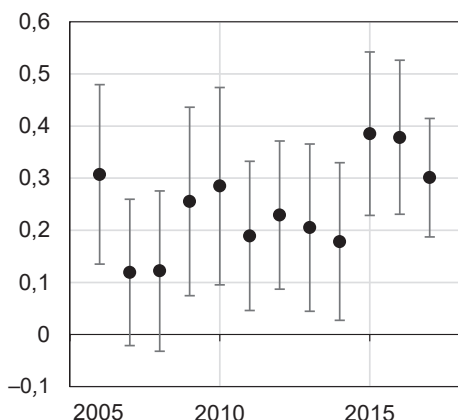
#### 6.1 Rozdíly příjmů otců a bezdětných mužů v Praze



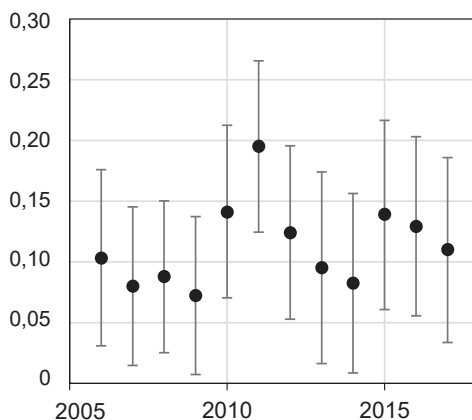
#### 6.2 Rozdíly příjmů otců a bezdětných mužů mimo Prahu



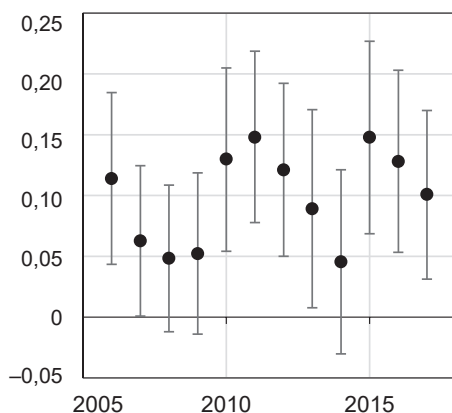
### 6.3 Rozdíly příjmů otců a bezdětných mužů s VŠ vzděláním



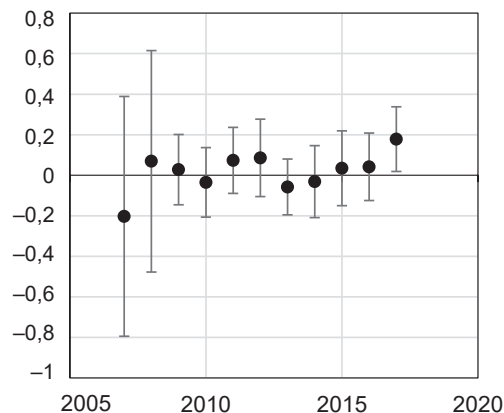
### 6.4 Rozdíly příjmů otců a bezdětných mužů se SŠ vzděláním



### 6.5 Rozdíly příjmů otců a bezdětných mužů v soukromém sektoru



### 6.6 Rozdíly příjmů otců a bezdětných mužů ve veřejném sektoru



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

Po celé sledované období je velikost otcovské prémie v Praze statisticky nevýznamná. Pouze v letech 2012 a 2013, jsou hodnoty statisticky významné a v roce 2016 slabě statistické významné na úrovni 90% hladiny významnosti. Do jisté míry může takovému výsledku přispět i nižší četnost pozorování v Praze oproti celkovému množství pozorování (množství pražských mužů ve vzorku se pohybuje mezi 180 až 300 pro jednotlivé roky), nicméně ani užší intervaly spolehlivosti by ve většině let pražská čísla k vyšší statistické

významnosti neposunula (s výjimkou let 2012, 2013 a 2016). Naproti tomu vývoj v oblastech mimo Prahu je pro celkové výsledky určující a značně odlišný. Kromě let 2009, 2013 a 2014 je ve všech letech otcovská prémie statisticky významná. Její výše se pohybuje od 7,04 % v roce 2008 do 16,2 % v roce 2011.

Vysokoškolsky a středoškolsky vzdělaní muži žijí z hlediska otcovského bonusu v jiných světech. Jestliže pro vysokoškoláky byl v roce 2008 otcovský bonus statisticky nevýznamný, a v roce 2007 slabě statisticky významný (hodnota 11,9 % na 90 % hladině významnosti) a statisticky významný v roce 2006 (30,7 %), tak od roku 2009 je otcovský bonus nejenom statisticky významný pro všechny sledované roky, ale jeho výše se pohybuje od 17,8 % v roce 2014 po excesivní hodnotu 38,5 % v roce 2015. Průměrná hodnota otcovského bonusu pro vysokoškoláky v letech 2009–2017 činí 26,7 %. U středoškoláků se situace prakticky nemění. Kromě výjimečného roku 2011 (hodnota bonusu ve výši 19,5 %) se ve všech letech pohybuje tato hodnota kolem dlouhodobého průměru 11,3 % a ve všech letech se jedná o statisticky významnou hodnotu. Nicméně od roku 2011 dochází k postupnému poklesu otcovského bonusu. Byť hodnoty otcovského bonusu značně fluktuují (v roce 2011 činí 19,5 %, v roce 2014 8,3 %), trend poklesu je zatelný.

Z hlediska zaměstnání nebo ekonomické aktivity otců je otcovská prémie výlučně fenoménem soukromého sektoru. Po celé sledované období byly odhadované hodnoty otcovského bonusu ve veřejném sektoru statisticky nevýznamné. Jedná se konzistentní výsledek po celé sledované období. Naopak odhadované hodnoty v soukromém sektoru v podstatě sledují celkové výsledky, tj. v letech 2008 a 2009 je otcovský bonus statisticky nevýznamný, od roku 2010 pak kromě roku 2014 ano. Dosahované hodnoty bonusu jsou 11,4 % (2006), 6,3 % (2007), 13,0 % (2010), 14,8 % (2011), 12,1 % (2012), 8,9 % (2013), 14,8 % (2015), 12,8 % (2016) a nakonec 10,1 % (2017).

Pokud bychom tedy provedené dílčí analýzy shrnuli, otcovská prémie je fenoménem mimopražským otců a projevuje se primárně v soukromém sektoru. Pokud jde o vliv vzdělání, tak se u skupiny vysokoškolsky a středoškolsky vzdělaných mužů projevují opačné trendy. U vysokoškolsky vzdělaných mužů otcovská prémie mírně roste, u středoškolsky vzdělaných mužů mírně klesá. Tyto výsledky jsou také nepřímým potvrzením výše popsaného efektu výběru, neboť otcovská prémie se projevuje po roce 2009 u vysokoškolsky vzdělaných otců, kteří mají zároveň vyšší příjmy.

## 5. Mezinárodní srovnání

Obecně neexistuje mnoho studií nebo vědeckých článků, které by poskytovaly odhady otcovského bonusu z hlediska širšího mezinárodního srovnání s tím, že by byly srovnatelné jak metody odhadu, tak použitá data i zkoumané období. Existující zahraniční studie nebo vědecké články ukazují, že velikost otcovského bonusu mezi zeměmi značně kolísá

a nemusí být ve všech zemích detekována. Výše bonusu se liší v závislosti na tom, jak se mezera odhaduje a jaké kontrolní proměnné jsou do odhadů zahrnuty, na použitém typu mezd (roční, měsíční, hodinové), definici rodičovství a institucionálním prostředí. Stejně tak se velmi liší metodologie odhadů a data, která byla použita. Výsledky lze zobecnit následovně:

- Otcovský bonus je nejvyšší v oblasti severní Ameriky (USA a Kanada), a to v rozsahu 6–16 % (Lundberg, Rose, 2000; Hodges, Budig, 2010; Boeckmann, Budig, 2013; Cooke, Fuller, 2018);
- Země severní Evropy (Dánsko, Norsko, Švédsko, Finsko) vykazují velmi nízké hodnoty otcovské prémie (do 2 %), případně jsou výsledky statisticky nevýznamné (Kellokumpu, 2007; Petersen *et al.*, Penner, Høgsnes, 2014; Cools *et al.*, 2017; Kleven *et al.*, 2018); výjimkou v rámci velkých západoevropských zemí je region bývalého východního Německa, kde otcovský bonus nebyl prokázán (Trappe, Rosenfeld, 2000; Whitehouse, 2002; Simonsen, Skipper, 2012);
- Ve Spojeném království, Německu a Francii dosahuje podle různých studií otcovský bonus výše 2–10 % (Whitehouse 2002; Meurs *et al.*, 2010; Smith Koslowski, 2011; Pollmann-Schult, 2011);
- V okrajových zemích Evropy (Estonsko, Lotyšsko, Island, Irsko) je otcovský bonus obecně vyšší (více než 10 %) než v zemích centrálních (Cukrowska-Torzewska, Lovas, 2020).
- V zemích s vyšší heterogenitou populace (zejména USA a Kanada) byly zjištěny rozdíly ve výši otcovského bonusu v závislosti na etnické příslušnosti, socioekonomickém statusu a formě rodiny (Hodges, Budig, 2010; Killewald 2013). Např. otcovský bonus bílých a latinskoamerických mužů je vyšší (9 %) než otcovský bonus u černošských mužů (7 %), navíc u černošských mužů se otcovský bonus projevuje pouze u jednoho nebo dvou dětí, zatímco u bělochů a Latinoameričanů se otcovský bonus projevuje i u tří a více dětí (Glauber, 2008). Obdobně Hodges, Budig (2010) zjistili, že otcovská prémie je vyšší u ženatých mužů, bělochů, absolventů vysokých škol, mužů v profesních nebo manažerských profesích a v domácnostech s tradičnější genderovou dělbou práce. Killewald (2013) zjistila, že ženatí, kohabitující a biologičtí otcové získávají vyšší mzdovou prémii než svobodní otcové, ti, kteří s potomky nežijí nebo nevlastní otcové.
- Pokud byla prokázána existence otcovského bonusu v jednotlivých studiích, snahy nalézt jeho zdroje neměly jednoznačný výsledek, nicméně provedené studie indikují, že pravděpodobnější než efekt výběru je spíše efekt diskriminace ze strany zaměstnavatelů, ačkoliv v různých zemích se dospělo k rozdílným výsledkům (Lundberg, Rose, 2000; Smith Koslowski, 2011).

Jedinou studií, která poskytuje odhad otcovského bonusu v ČR, je Cukrowska-Torzewska, Lovasz (2020). Pro svoje odhady autorky využívají data SILC, ovšem pro celé období 2004–2013 (u zemí, které neobsáhnou celé popsané období, je použito období kratší, tak jak byla data pro potřeby SILC sbírána, např. ČR, kde se jedná o data z let 2005–2013). Otcovský bonus není v jejich práci vlastním cílem výzkumu, ale pouze jednou sledovanou proměnou. Věk otců vstupující do odhadů je omezen 25 až 45 lety a zároveň je odhad otcovského bonusu proveden formou Oaxacovy-Blinderovy dekompozice z celkového gender wage gap. Pro potřeby srovnání s hodnotou v Cukrowska-Torzewska, Lovasz (2020) jsme provedli vlastní odhad otcovského bonusu pro období, které je zahrnuto v datech použitých v citovaném článku, tj. odhad za použití modelu (3) agregátně za roky 2006–2013. Výsledná hodnota 9,32 % odpovídá hodnotě, kterou odhadují i Cukrowska-Torzewska, Lovasz (2020), tedy 7,9 %, a to i přes mírně rozdílnou metodiku, jiné kontrolní proměnné a nezahrnutí otců mladších 25 let. Česká republika se tak z hlediska velikosti otcovského bonusu nachází spíše v evropském průměru (byť na „horním okraji“ hodnot z průměrné skupiny).

## Závěry a diskuse

V tomto článku jsme provedli odhad velikosti otcovského bonusu v ČR pro roky 2006–2017. Základem odhadů jsou data sbíraná v rámci celoevropského šetření SILC. Jedná se o odhady, které pro Česku republiku nebyly prozatím v české ekonomické literatuře provedeny. Provedli jsme také základní mezinárodní srovnání se srovnatelnými výsledky dosaženými v jiných studiích a vědeckých článcích. Z hlediska otázek položených na počátku tohoto článku můžeme výsledky shrnout následovně.

- 1) Velikost odhadovaného otcovského bonusu podstatně závisí na tom, zda mezi vysvětlujícími veličinami jsou zahrnuty ty, které vyjadřují efekty partnerství, resp. manželství. Partnerské soužití umožňuje jak specializaci a dělbu práce v domácnosti, tak také ze sdílení činností v rámci domácnosti. Tento efekt přínosu partnerství / manželství, který je v literatuře nazýván partnerská nebo manželská prémie, spolu s ekonomickou aktivitou ženy na pracovním trhu podstatně modifikuje výši odhadovaného otcovského bonusu. V letech 2006–2009 jsou hodnoty otcovského bonusu statisticky nevýznamné (s výjimkou statistické významnosti v roce 2006). Od roku 2010 se otcovský bonus pohybuje ve výši 11–15 % a je kromě roku 2014 statisticky významný (pro rok 2013 pouze slabě). Z hlediska jednotlivých skupin otců se otcovská prémie projevuje významně u otců mimo Prahu (v Praze jako takové byla hodnota otcovského bonusu statisticky významná pouze v letech 2012 a 2013) a projevuje se primárně v soukromém sektoru. Z pohledu vzdělání se u skupiny vysokoškolsky

vzdělaných mužů a středoškolsky vzdělaných mužů projevují opačné trendy, kdy u vysokoškolsky vzdělaných mužů otcovská prémie mírně roste, u středoškolsky vzdělaných mužů mírně klesá.

- 2) Srovnání s jinými evropskými zeměmi je poměrně problematické z důvodů různých přístupů, metod odhadu, používaných zdrojů dat, jejich omezení na určité věkové skupiny a také z toho důvodu, že existuje jen velmi malý počet studií nebo vědeckých článků na toto téma. Pokud i přesto provedeme porovnání, tak ČR se v letech (do roku 2012) nacházela z hlediska velikosti čisté otcovské premie spíše v horní části ve skupině průměrných evropských zemí s hodnotami srovnatelnými se Slovenskem, případně Polskem.
- 3) Jelikož došlo ve sledovaném období k podstatným změnám ve výši otcovského bonusu (tj. jeho nárůstu po roce 2010), provedli jsme analýzu důvodů této změny. Ukázalo se, že efektem, který vyvolal nárůst otcovského bonusu, bylo rozhodnutí rodin, ve kterých otec měl po roce 2010 vysoké příjmy, o rozšíření rodiny o třetí dítě. Průměrný příjem otců se třemi dětmi narostl o 15–20 % oproti období do roku 2010. U otců se dvěma dětmi se tento růst neprojevuje. Efekt „třetích dětí“ u vysoko příjmových otců byl natolik silný, že vyvolal růst otcovské premie v celém souboru, přestože podíl otců se třemi a více dětmi nepřekročil hranici 8 %. Data naznačují, že kauzalita tak jde směrem od vysokých příjmů k vyššímu počtu dětí. Data zároveň nenaznačují, že by zdrojem otcovského bonusu byla specializace v rámci rodiny nebo pozitivní diskriminace otců ze strany zaměstnavatelů.

# Příloha 1

## Deskriptivní statistiky otců a bezdětných mužů v letech 2006–2017

	2006		2007		2008		2009		2010		2011	
	Bezdětní	Otcové	Bezdětní	Otcové	Bezdětní	Otcové	Bezdětní	Otcové	Bezdětní	Otcové	Bezdětní	Otcové
<b>Mzdy (Kč/rok)</b>	248 442	281 214	258 342	300 877	273 537	319 508	285 691	337 289	279 429	347 072	298 682	352 805
<b>Věk (roky)</b>	31,7	36,2	32,3	36,4	32,5	36,6	32,9	36,9	32,6	37,0	32,7	37,0
<b>Rodinný stav</b>												
<b>Ženatí (%)</b>	21,0%	90,1%	19,9%	89,9%	20,1%	88,6%	19,5%	86,5%	20,3%	85,1%	19,2%	82,7%
<b>Svobodní (%)</b>	63,8%	5,4%	64,9%	6,0%	66,6%	6,9%	65,3%	8,5%	65,1%	9,7%	65,7%	11,7%
<b>Rozvedení + ovdovělí (%)</b>	15,3%	4,4%	15,3%	4,1%	13,3%	4,5%	15,2%	5,0%	14,7%	5,2%	15,1%	5,6%
<b>Pracovní zkušenosti</b>												
<b>Týdenní prac. doba (hod.)</b>	43,2	44,6	42,8	45,1	43,6	45,3	42,0	44,4	41,5	43,9	41,4	44,0
<b>Opracované roky</b>	11,8	16,6	11,8	16,6	11,8	16,6	11,8	16,6	11,8	16,6	11,8	16,6
<b>Vzdělání</b>												
<b>VŠ vzdělání (%)</b>	18,6%	14,3%	18,8%	14,9%	15,6%	14,8%	15,4%	15,1%	20,0%	16,5%	22,5%	17,7%
<b>SŠ vzdělání (%)</b>	77,7%	82,9%	76,9%	81,9%	79,8%	82,2%	79,9%	81,4%	75,5%	80,5%	74,3%	79,5%
<b>Základní vzdělání (%)</b>	3,7%	2,9%	4,3%	3,1%	4,6%	3,0%	4,7%	3,4%	4,5%	3,1%	3,2%	2,8%
<b>Průměrný počet dětí</b>		1,79		1,75		1,76		1,74		1,74		1,75
<b>Počet pozorování</b>	596	1 396	740	1 793	796	2 040	723	1 772	661	1 561	661	1 426



## Deskriptivní statistiky otců a bezdětných mužů v letech 2006–2017 (pokračování)

	2012		2013		2014		2015		2016		2017	
	Bezdětní	Otcové	Bezdětní	Otcové	Bezdětní	Otcové	Bezdětní	Otcové	Bezdětní	Otcové	Bezdětní	Otcové
<b>Mzdy (Kč/rok)</b>	312 790	359 850	323 403	362 944	335 151	386 509	323 218	406 054	341 702	429 160	351 519	430 672
<b>Věk (roky)</b>	33,1	37,3	33,0	37,5	33,3	37,9	33,9	38,0	33,7	38,1	34,0	38,0
<b>Rodinný stav</b>												
<b>Ženatí (%)</b>	20,2 %	81,4 %	17,1 %	81,9 %	16,1 %	81,0 %	16,1 %	81,3 %	15,6 %	79,2 %	15,5 %	77,1 %
<b>Svobodní (%)</b>	65,8 %	12,8 %	69,4 %	12,8 %	69,1 %	14,1 %	69,9 %	14,5 %	71,5 %	15,8 %	71,7 %	18,1 %
<b>Rozvedení + ovdovělí (%)</b>	14,0 %	5,8 %	13,5 %	5,3 %	14,8 %	4,9 %	14,0 %	4,2 %	12,9 %	5,0 %	12,9 %	4,8 %
<b>Pracovní zkušenosti</b>												
<b>Týdenní prac. doba (hod.)</b>	42,3	44,3	41,8	43,6	42,3	43,6	42,3	44,2	42,0	43,9	41,6	43,4
<b>Opracované roky</b>	11,8	16,6	11,8	16,6	11,8	16,6	11,8	16,6	11,8	16,6	11,8	16,6
<b>Vzdělání</b>												
<b>VŠ vzdělání (%)</b>	23,2 %	19,2 %	25,2 %	18,2 %	24,8 %	20,0 %	25,5 %	21,3 %	24,7 %	23,8 %	24,2 %	25,0 %
<b>SŠ vzdělání (%)</b>	74,0 %	77,9 %	71,6 %	79,3 %	71,8 %	77,5 %	71,5 %	76,3 %	71,5 %	74,0 %	71,4 %	72,6 %
<b>Základní vzdělání (%)</b>	2,8 %	2,9 %	3,2 %	2,6 %	3,4 %	2,5 %	3,0 %	2,4 %	3,8 %	2,2 %	4,4 %	2,4 %
<b>Průměrný počet dětí</b>		1,74		1,75		1,74		1,72		1,74		1,73
<b>Počet pozorování</b>	634	1 421	591	1 332	614	1 202	608	1 164	680	1 267	596	1 396

## Literatura

- Ahituv, A., Lerman, R. I. (2011). Job Turnover, Wage Rates, and Marital Stability: How are They Related? *Review of Economics of the Household*, 9(2), 221–249, <https://doi.org/10.1007/s11150-010-9101-6>
- Augustine, J. M., Nelson, T., Edin, K. (2009). Why Do Poor Men Have Children? Fertility Intentions among Low-Income Unmarried U.S. Fathers. *Annals of the American Academy of Political and Social Science*, 624(1), 99–117, <https://doi.org/10.1177/0002716209334694>

- Becker, G. S. (1965). A Theory of the Allocation of Time. *The Economic Journal*, 75(299), 493–517, <https://doi.org/10.2307/2228949>
- Becker, G. S. (1981). *A Treatise on the Family*. Cambridge: Harvard University Press. ISBN 978-06-749-0699-0.
- Bianchi, S. M., Milkie, M. A., Sayer, L. C., et al. (2000). Is Anyone Doing the Housework? Trends in the Gender Division of Household Labor. *Social Forces*, 79(1), 191–228, <https://doi.org/10.1093/sf/79.1.191>
- Boeckmann, I., Budig, M. (2013). *Fatherhood, Intra-household Employment Dynamics, and Men's Earnings in a Cross-national Perspective*. Luxembourg Income Study (LIS). Working Paper Series No. 592.
- Brewster, K. L., Rindfuss, R. R. (2000). Fertility and Women's Employment in Industrialized Nations. *Annual Review of Sociology*, 26(1), 271–296, <https://doi.org/10.1146/annurev.soc.26.1.271>
- Bygren, M., Erlandsson, A., Gähler, M. (2017). Do Employers Prefer Fathers? Evidence from a Field Experiment Testing the Gender by Parenthood Interaction Effect on Callbacks to Job Applications. *European Sociological Review*, 33(3), 337–348, <https://doi.org/10.1093/esr/jcx051>
- Cooke, L. P., Baxter, J. (2010). "Families" in International Context: Comparing Institutional Effects Across Western Societies. *Journal of Marriage and Family*, 72(3), 516–536, <https://doi.org/10.1111/j.1741-3737.2010.00716.x>
- Cooke, L. P., Fuller, S. (2018). Class Differences in Establishment Pathways to Fatherhood Wage Premiums. *Journal of Marriage and Family*, 80(3), 737–751, <https://doi.org/10.1111/jomf.12475>
- Cools, S., Markussen, S., Strøm, M. (2017). Children and Careers: How Family Size Affects Parents' Labor Market Outcomes in the Long Run. *Demography*, 54(5), 1773–1793, <https://doi.org/10.1007/s13524-017-0612-0>
- 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>
- Cukrowska-Torzewska, E., Lovasz, A. (2020). The Role of Parenthood in Shaping the Gender Wage Gap. A Comparative Analysis of 26 European Countries. *Social Science Research*, 85, 102355, <https://doi.org/10.1016/j.ssresearch.2019.102355>
- Esping-Andersen, G., Boertien, D., Bonke, J., et al. (2013). Couple Specialization in Multiple Equilibria. *European Sociological Review*, 29(6), 1280–1294, <https://doi.org/10.1093/esr/jct004>
- Gershuny, J., Godwin, M., Jones, S. (1994). The Domestic Labour Revolution: A Process of Lagged Adaptation, in Anderson, M., Berchhofer, F., Gershuny, J., eds., *The Social and Political Economy of the Household*. Oxford: Oxford University Press, pp. 151–197. ISBN 978-01-982-7935-8.
- Gibson-Davis, CH. M., Edin, K., McLanahan, S. (2005). High Hopes but Even Higher Expectations: The Retreat from Marriage among Low-Income Couples. *Journal of Marriage and Family*, 67(5), 1301–1312, <https://doi.org/10.1111/j.1741-3737.2005.00218.x>

- Glauber, R. (2008). Race and Gender in Families and at Work: The Fatherhood Wage Premium. *Gender & Society*, 22(1), 8–30, <https://doi.org/10.1177/0891243207311593>
- Hodges, M. J., Budig, M. J. (2010). Who Gets the Daddy Bonus? Organizational Hegemonic Masculinity and the Impact of Fatherhood on Earnings. *Gender & Society*, 24(6), 717–745, <https://doi.org/10.1177/0891243210386729>
- Jokela, M., Kivimäki, M., Elovainio, M., et al. (2009). Personality and Having Children: A Two-way Relationship. *Journal of Personality and Social Psychology*, 96(1), 218–230, <https://doi.org/10.1037/a0014058>
- Kalmijn, M., Loeve, A., Manting, D. (2007). Income Dynamics in Couples and the Dissolution of Marriage and Cohabitation. *Demography*, 44(1), 159–179, <https://doi.org/10.1353/dem.2007.0005>
- Kaufman, G., Uhlenberg, P. (2000). The Influence of Parenthood on the Work Effort of Married Men and Women. *Social Forces*, 78(3), 931–947, <https://doi.org/10.2307/3005936>
- Kellokumpu, J. (2007). *Baby and Pay: The Family Gap in Finland*. Labour Institute for Economic Research (PT). Helsinki Working Paper No. 236.
- Killewald, A. (2013). A Reconsideration of the Fatherhood Premium: Marriage, Coresidence, Biology, and Fathers' Wages. *American Sociological Review*, 78(1), 96–116, <https://doi.org/10.1177/0003122412469204>
- Killewald, A., Gough, M. (2013). Does Specialization Explain Marriage Penalties and Premiums? *American Sociological Review*, 78(3), 407–502, <https://doi.org/10.1177/0003122413484151>
- Kleven, H. J., Landais, C., Sogaard, J. E. (2018). *Children and Gender Inequality: Evidence from Denmark*. National Bureau of Economic Research. Cambridge, MA Working Paper No. 24219, <https://doi.org/10.3386/w24219>
- Kmec, J. A. (2011). Are Motherhood Penalties and Fatherhood Bonuses Warranted? Comparing Pro-work Behaviors and Conditions of Mothers, Fathers, and Non-parents. *Social Science Research*, 40(2), 444–459, <https://doi.org/10.1016/j.ssresearch.2010.11.006>
- Lehrer, E., Nerlove, M. (1986). Female Labor Force Behavior and Fertility in the United States. *Annual Review of Sociology*, 12(1), 181–204, <https://doi.org/10.1146/annurev.so.12.080186.001145>
- Lepinteur, A., Fleche, S., Powdthavee, N. (2016). *My Baby Takes the Morning Train: Gender Identity, Fairness, and Relative Labor Supply within Households*. Institute for the Study of Labor (IZA). Bonn Discussion Paper No. 10382.
- Lundberg, S. (2005). Men and Islands: Dealing with the Family in Empirical Labor Economics. *Labour Economics*, 12(4), 591–612, <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2005.04.001>
- 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)

- Maume, D. J. (2006). Gender Differences in Restricting Work Efforts Because of Family Responsibilities. *Journal of Marriage and Family*, 68(4), 859–869, <https://doi.org/10.1111/j.1741-3737.2006.00300.x>
- Meurs, D., Pailhé, A., Ponthieux, S. (2010). Child-related Career Interruptions and the Gender Wage Gap in France. *Annals of Economics and Statistics/Annales d'Économie et de Statistique*, 99/100, 15–46, <https://doi.org/10.2307/41219158>
- Nelson, R. L., Bridges, W. P. (1999). *Legalizing Gender Inequality: Courts, Markets, and Unequal Pay for Women in America*. Cambridge: Cambridge University Press, ISBN 978-05-216-2750-4.
- Petersen, T., Penner, A. M., Høgsnes, G. (2014). From Motherhood Penalties to Husband Premia: The New Challenge for Gender Equality and Family Policy, Lessons from Norway. *American Journal of Sociology*, 119(5), 1434–1472, <https://doi.org/10.1086/674571>
- Phelps, E. S. (1972). The Statistical Theory of Racism and Sexism. *American Economic Review*, 62(4), 659–661.
- Pollmann-Schult, M. (2011). Marriage and Earnings: Why Do Married Men Earn More than Single Men? *European Sociological Review*, 27(2), 147–163, <https://doi.org/10.1093/esr/jcp065>
- Simonsen, M., Skipper, L. (2012). The Family Gap in Wages: What Wombmates Reveal. *Labour Economics*, 19(1), 102–112, <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2011.08.006>
- Smith Koslowski, A. (2011). Working Fathers in Europe: Earning and Caring. *European Sociological Review*, 27(2), 230–245, <https://doi.org/10.1093/esr/jcq004>
- Sullivan, O., Billari, F. C., Altintas, E. (2014). Fathers' Changing Contributions to Child Care and Domestic Work in Very Low-Fertility Countries: The Effect of Education. *Journal of Family Issues*, 35(8), 1048–1065, <https://doi.org/10.1177/0192513x14522241>
- Trappe, H., Rosenfeld, R. A. (2000). How Do Children Matter? A Comparison of Gender Earnings Inequality for Young Adults in the Former East Germany and the Former West Germany. *Journal of Marriage and Family*, 62(2), 489–507, <https://doi.org/10.1111/j.1741-3737.2000.00489.x>
- Von der Lippe, H. (2010). Motivation and Selection Processes in a Biographical Transition: A Psychological Mixed Methods Study on the Transition Into Fatherhood. *Journal of Mixed Methods Research*, 4(3), 199–221, <https://doi.org/10.1177/1558689810365149>
- West, C., Zimmerman, D. H. (1987). Doing Gender. *Gender & Society*, 1(2), 125–151.
- Whitehouse, G. (2002). Parenthood and Pay in Australia and the UK: Evidence from Workplace Surveys. *Journal of Sociology*, 38(4), 381–397, <https://doi.org/10.1177/144078302128756741>
- Yeung, W. J., Sandberg, J. F., Davis-Kean, P. E., et al. (2001). Children's Time with Fathers in Intact Families. *Journal of Marriage and Family*, 63(1), 136–154, <https://doi.org/10.1111/j.1741-3737.2001.00136.x>