

26. január 2020

Koľko stojí dieťa?

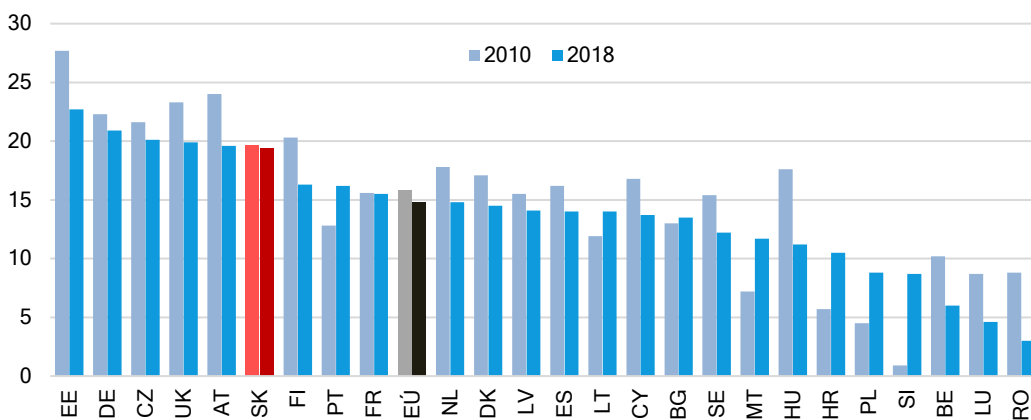
Analýza vplyvu rodičovstva na príjmy matiek a otcov

Matej Čerman¹, Daniel Dujava

Rozhodnutie mať deti sa prejavuje primárne na príjmoch matiek a vedie k rozdielom v zárobkoch medzi ženami a mužmi, ako aj medzi matkami a bezdetnými ženami. Aj šesť rokov po prvom pôrode odpracujú matky ročne v priemere o 2,5 mesiaca menej a ich mzdy sú o 33% nižšie, než keby deti nemali. Približne tretinu rozdielu v mesačných mzdách je možné vysvetliť tým, že matky pracujú v priemere menej hodín. Veľkosť efektu materstva závisí na počte detí a dosiahnutom vzdelaní. Efekt rodičovstva na príjmy mužov je oveľa menej výrazný, ale pozitívny počas prvých dvoch rokov od narodenia prvého dieťaťa. Opatrenia by sa mali zamerať na podporu návratu matiek do pracovného života najmä zvyšovaním dostupnosti predškolskej starostlivosti, podporou využívania materskej a rodičovskej dovolenky zo strany otcov a flexibilného zamestnávania.

Slovenské ženy majú v priemere o 19,4 % nižšie príjmy ako muži. Hrubá rodová príjmová nerovnosť bola v roku 2018 šiesta najvyššia v EÚ a od roku 2010 klesla iba nepatrne (Graf 1). Iba 1,4 p. b. z tejto medzery je na Slovensku možné vysvetliť rozdielmi v dosiahnutom vzdelaní a nerovnakom zastúpení mužov a žien v jednotlivých odvetviach a typoch povolania. Ženy síce častejšie pracujú v odvetviach s typicky nižšími mzdami, avšak majú v priemere vyššie vzdelanie ako muži.²

Graf 1: Hrubá príjmová nerovnosť medzi pohlaviami v krajinách EÚ (% mužského príjmu)



Zdroj: Eurostat

Jedným z najvýznamnejších determinantov zárobkových rozdielov je rodičovstvo, ktoré ovplyvňuje príjmy žien a mužov odlišne. Podobne ako v zahraničí, pracujúce matky na Slovensku zarobia v priemere menej než bezdetné ženy v rovnakom veku (Graf 2). Naopak, príjmy zamestnaných otcov počas väčšiny pracovného života prevyšujú nielen príjmy matiek, ale aj zárobky mužov bez detí³. Medzera medzi príjmami mužov a žien existuje už pred narodením prvého dieťaťa, ale po narodení sa zväčší. Pri matkách a otcoch, ktorým sa prvé dieťa narodilo v roku 2006 išlo o nárast z 29 % v roku

¹ Autor je študentom Harvard University.

² Podľa údajov PIAAC, bližšie o metodike v Boxe 1. Bližšie sa príčinami rodových nerovností zaoberá napr. Rizman (2017) a Boll a Lagemann (2018).

³ V tomto komentári sa venujeme príjmom zo zárobkovej činnosti, t. j. z trvalých pracovných pomerov, dohôd a samostatne zárobkovej činnosti; pojmy *príjmy* a *zárobky* používame ako synonymá.

Ženy na Slovensku zarábajú menej.

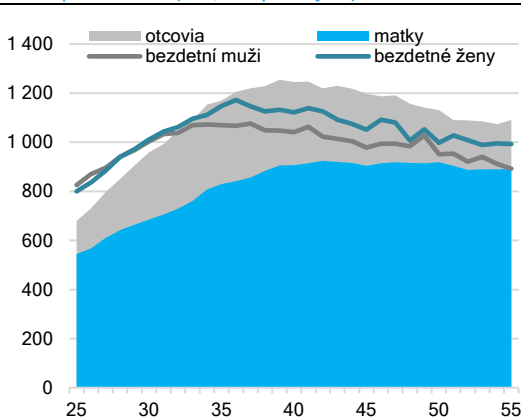
Matky majú nižšie príjmy než otcovia i bezdetné ženy, ...



...avšak nie všetky rozdiely medzi bezdetnými a ľuďmi s deťmi sú spôsobené narodením dieťaťa.

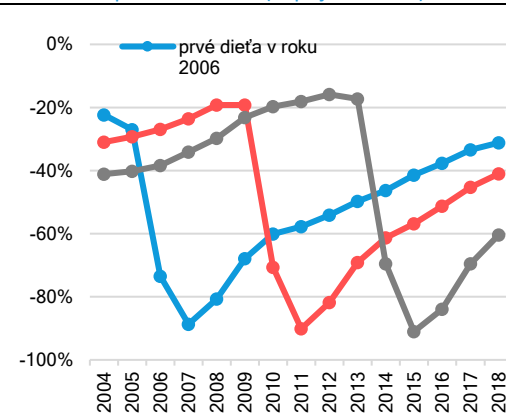
pred narodením dieťaťa na 60 % v štvrtom roku po narodení a ani po 13 rokoch sa rozdiely nevrátili na úroveň pred rodičovstvom (Graf 3).

Graf 2: Priemerný mesačný príjem z práce v roku 2018 podľa veku (eur; iba pracujúci)



Zdroj: IFP, SP, RFO

Graf 3: Rozdiel v príjmoch žien a mužov podľa roku narodenia prvého dieťaťa (% príjmu otcov)



Zdroj: IFP, SP, RFO; graf zobrazuje rozdiel medzi mesačnými príjmami mužov, ktorým sa prvé dieťa narodilo v roku 2006/2010/2014 a príjmami žien, ktorým sa prvé dieťa narodilo v rovnakom roku

Tento efekt môže byť spôsobený prerušením kariéry, ale aj diskrimináciou,...

Zaužívané ekonomické a sociologické vysvetlenia nižších príjmov matiek zdôrazňujú úlohu materskej a rodičovskej dovolenky, ako aj následnej starostlivosti o dieťa. Nástupom na materskú a rodičovskú prídanie väčšina žien na isté obdobie o takmer všetky príjmy z práce, ktoré sú čiastočne nahradené materským a rodičovským príspevkom. Negatívne efekty prerušenia kariéry však často pretrvávajú aj po návrate matiek do zamestnania, keďže menej naakumulovaných pracovných skúseností môže viesť k menšiemu platovému ohodnoteniu a pomalšiemu kariérnemu rastu (Waldfoegel 1997). Pri voľbe sektoru, pracoviska či úväzku môžu matky preferovať flexibilitu nad finančným ohodnotením, keďže tá im umožňuje skĺbiť prácu s výchovou detí (Grimshaw a Rubery, 2015). Tieto preferencie sú do istej miery formované kultúrnym prostredím a spoločenskými očakávaniami, ktoré sú na matky kladené. V neposlednom rade môžu byť matky a mladé ženy obeťmi diskriminácie kvôli predsudkom o roli a schopnostiach matiek a mladých žien (Glass a Fodor, 2011), ako aj štatistickej diskriminácie, kedy zamestnávateľia menej investujú do zvyšovania ich kvalifikácie, ak existuje zvýšená šanca, že otehotnejú a opustia pracovný trh. Sociologická literatúra používa na označenie rozdielov medzi matkami a bezdetnými ženami, resp. medzi matkami a otcami pojem „pokuta za materstvo,“ resp. „materská príjmová penalta“ alebo „medzera“ (*motherhood penalty* alebo *motherhood pay gap*)⁴. Pojem „otcovská prémie“ označuje vyššie príjmy otcov v porovnaní s bezdetnými mužmi. Najčastejšie udávaným vysvetleniami otcovskej prémie je potreba kompenzovať výpadok príjmov matky a vyššie subjektívne ohodnotenie otcov zo strany zamestnávateľov (otcovia môžu byť napr. považovaní za produktívnejších, či zodpovednejších; Mari, 2019).

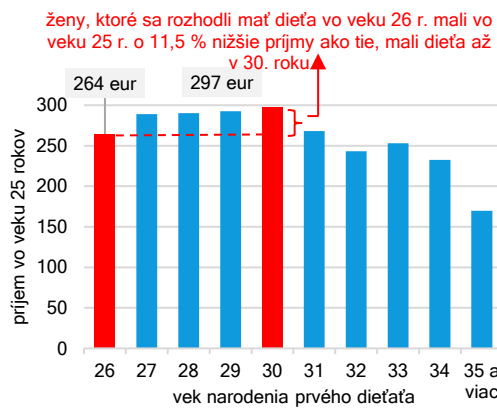
Efekt rodičovstva na príjmy nie je možné priamo vyčítať z medzery medzi zárobkami ľudí s deťmi a zárobkami bezdetných. Pod tento rozdiel sa podpisuje viacero faktorov, nie iba narodenie dieťaťa. Ženy s vysokoškolským vzdelaním majú prvé dieťa vo vyššom veku a preto je porovnanie najmä mladých matiek a mladých bezdetných žien ovplyvnené rozdielnou štruktúrou vzdelania⁵. Keďže ženy sa po narodení dieťaťa typicky vzdávajú časti príjmov, vyššie zárobky vytvárajú motiváciu

⁴ V USA ju odhadujú napríklad Waldfoegel (1997) či Anderson a kol. (2003), v Španielsku Molina a Montuenga (2009) a v Česku Žofková a Stroukal (2014).

⁵ Ženy s vysokoškolským vzdelaním narodené v roku 1980 mali prvé dieťa v priemere vo veku 29,3 roka. Tie so stredoškolským vzdelaním vo veku 25,5 roka.

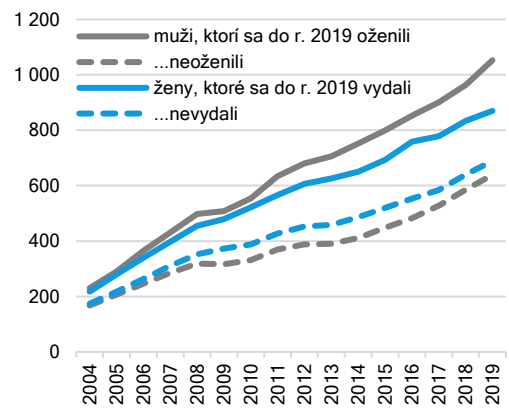
založenie rodiny odkladať a matkami sa najprv stávajú ženy zarábajúce v priemere menej. To možno ilustrovať na kohorte žien narodených v roku 1980 – ženy, ktoré sa rozhodli mať dieťa vo veku 26 rokov mali vo veku 25 r. príjmy o 11,5 % nižšie ako tie, ktoré s rodičovstvom čakali do 30. roku života (Graf 4). Rodičovstvo posúvajú aj ľudia s nízkymi príjmami, kde príčinou môžu byť obavy, či budú vedieť zvládať finančnú záťaž spojenú s narodením dieťaťa. Okrem toho, zdravotný stav alebo osobnostné charakteristiky, ktoré komplikujú uplatnenie na trhu prácu, môžu súčasne znižovať pravdepodobnosť, že daný muž či žena si nájde partnerku/partnera a bude mať deti. Tento faktor sčasti časti vysvetľuje, prečo sú príjmy otcov vyššie ako príjmy mužov bez detí. Príjmy bezdetných, ktorí sa počas svojho života oženili/vydali sú výrazne vyššie ako príjmy tých, ktorí nikdy nevstúpili do manželstva (Graf 5).

Graf 4: Mediánové mesačné príjmy žien vo veku 25 rokov a vek narodenia prvého dieťaťa (eur, narodení v roku 1980)



Zdroj: IFP, SP, RFO; vrátane ľudí s nulovým príjmom

Graf 5: Priemerné mesačné príjmy z práce bezdetných narodených v r. 1980 (eur)



Zdroj: IFP, SP, RFO; „bezdetní“ označujú ľudí, ktorí do roku 2019 nemali ani jedno dieťa; vrátane ľudí s nulovým príjmom

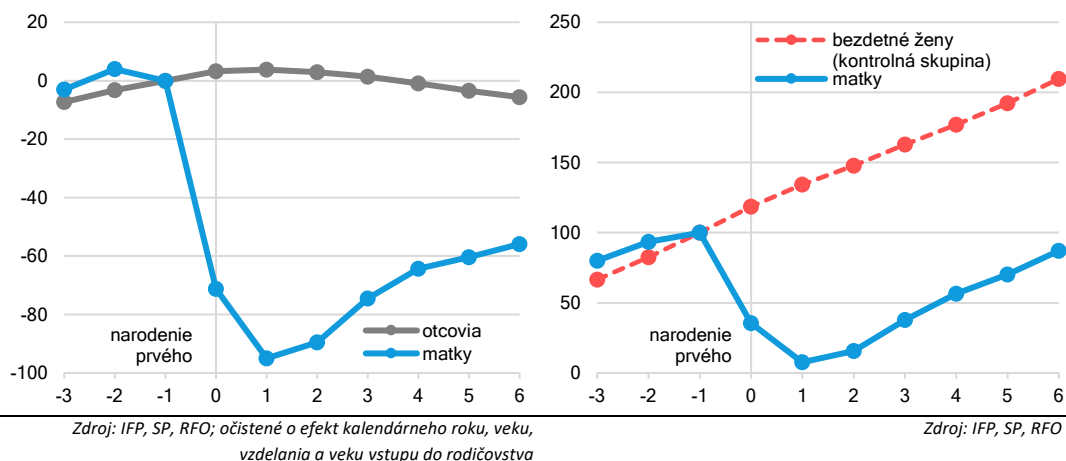
Na kvantifikáciu efektov rodičovstva využívame metódu analýzy udalostí (*event study*). Táto metóda odhaduje vplyv rodičovstva na príjmy, počet odpracovaných mesiacov v priebehu jedného roka, či mesačné mzdy na základe zmeny trajektórie daných veličín v období po narodení dieťaťa (bližšie o metodike v Boxe 1). Odhadované efekty zahŕňajú aj vplyv narodenia ďalších detí. Príjmy matiek z práce po narodení prvého dieťaťa klesajú takmer na nulu a o šesť rokov neskôr sú nižšie o 55 % v porovnaní s úrovňou, ktorú by dosiahli, ak by sa ženy rozhodli deti nemať (Graf 6). Tento vplyv je kompenzovaný rastom priemernej mzdy v hospodárstve a zvyšovaním zárobkov vzhľadom na vek. Aj napriek tomu sú reálne príjmy matiek šesť rokov po narodení prvého dieťaťa o 13 % nižšie než rok pred pôrodom (Graf 7). Príjmy bezdetných žien v rovnakom veku, s rovnakým vzdelaním a v rovnakom regióne sa za to isté obdobie viac než zdvojnásobia. Na príjmoch otcov je počas prvých rokov po narodení viditeľný mierny pozitívny efekt, po piatom roku začína byť aj u otcov efekt negatívny.⁶

Aj šesť rokov po narodení prvého dieťaťa sú príjmy matiek nižšie o viac než polovicu, ...

Graf 6: Efekt rodičovstva na príjmy z práce (v %)

Graf 7: Príjem matiek a bezdetných žien (index, rok pred narodením 1. dieťaťa = 100)

⁶ Záporný vplyv otcovstva na príjmy je konzistentný s výsledkami Klevena a kol. (2018), ktorí používajú podobnú metodológiu a nenachádzajú pozitívny efekt dokonca ani v prvých rokoch po narodení dieťaťa. Tieto výsledky naznačujú, že sú to skôr nepozorované charakteristiky ako otcovstvo, čo spôsobuje, že otcovia zarábajú na Slovensku v priemere viac než bezdetní muži. Porovnanie odhadnutých efektov s výsledkami štúdie Klevena a kol. (2019) indikuje, že vplyv materstva na príjmy žien na Slovensku je porovnateľný s efektom v Rakúsku a Nemecku. O niečo menšie vplyvy možno pozorovať v USA a Veľkej Británii. Švédsko sa v porovnaní so Slovenskom vyznačuje približne polovičným efektom a Dánsko tretinovým.



Prvou príčinou negatívneho efektu rodičovstva na príjmy žien je výpadok z pracovnej sily počas trvania materskej a rodičovskej dovolenky. Znížená miera participácie je viditeľná počas dlhého obdobia, šesť rokov po prvom pôrode odpracujú matky ročne v priemere o 2,5 mesiaca menej. Príčinou je najmä narodenie ďalších detí. Až šesť rokov po narodení posledného dieťaťa dosahujú matky mieru participácie spred pôrodu (Graf 8). To stále nemusí znamenať plnohodnotný nástup na trh práce, keďže viac než jedna pätina matiek rok pred narodením dieťaťa nepracovala (u matiek mladších ako 20 rokov je to až 51 %). Rozdiel v trajektórii odpracovaných mesiacov je viditeľný v porovnaní s otcami, pre ktorých ostáva počet mesiacov takmer konštantný, aj v porovnaní s kontrolnou skupinou bezdetných žien. Priemerný počet odpracovaných mesiacov sa najskôr zvyšuje v oboch kategóriách, keďže po ukončení vzdelania ženy postupne vstupujú do pracovnej sily. Po narodení dieťaťa participácia matiek na trhu práce poklesne a ani o 6 rokov matky neodpracujú v priemere toľko mesiacov, čo bezdetné ženy. To aj napriek tomu, že pred narodením dieťaťa participovali na trhu práce intenzívnejšie (Graf 9). Tieto výsledky sú hnané najmä trvalými pracovnými pomermi. Podobný efekt však nie je viditeľný pri odpracovaných mesiacoch na pracovnú dohodu, čo naznačuje, že matky si často namiesto práce na plný úväzok vyberajú flexibilnejšie pracovné dohody.⁷

U otcov je počas skúmaného obdobia (deti narodené medzi rokmi 2007 a 2013) efekt rodičovstva na počet odpracovaných mesiacov otcov minimálny. Údaje o čerpaní materských dávok však naznačujú, že v tejto oblasti dochádza k zmene. V roku 2020 dávku poberalo v priemere 5 627 mužov mesačne,⁸ čo predstavuje viac ako desaťnásobný nárast oproti čerpaniu v roku 2014. Na materskú odchádzajú najmä muži, ktorí predtým pracovali na trvalý pracovný pomer. K odchodu dochádza najmä 2 až 3 roky po narodení prvého dieťaťa, t. j. v priemere v čase, kedy sa narodí druhé dieťa.

Graf 8: Zmena počtu odprac. mesiacov oproti roku pred narodením prvého dieťaťa

Graf 9: Počet odpracovaných mesiacov matiek a bezdetných žien⁹

⁷ Šesť rokov po prvom pôrode odpracujú matky na dohodu v priemere o 0,27 mesiaca menej ako rok pred pôrodom. Počet mesiacov odpracovaných na dohodu bezdetnými ženami za rovnaké obdobie klesá, najmä preto, že pravdepodobnosť práce na dohodu sa medzi 20. a 35. rokom života znižuje.

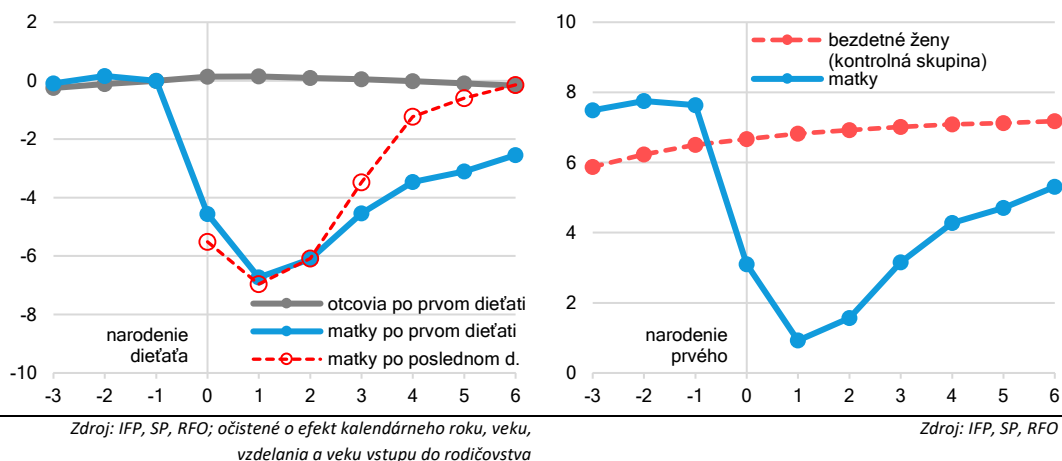
⁸ Údaj za január až november.

⁹ V období pred narodením dieťaťa odpracujú budúce matky viac mesiacov ako kontrolná skupina bezdetných žien, pretože kontrolnú skupinu zostavujeme na základe veku, vzdelania a okresu bydliska. Tento postup nezachytáva rozdiely v nepozorovaných charakteristikách a akými sú napríklad zdravotný stav alebo osobnostné vlastnosti, ktoré môžu spôsobovať, že niektoré ženy sa ťažšie uplatňujú na trhu práce a zároveň znižujú pravdepodobnosť, že budú mať deti.

...čo je spôsobené nižšou participáciou najmä z dôvodu príchodu ďalších detí, ...



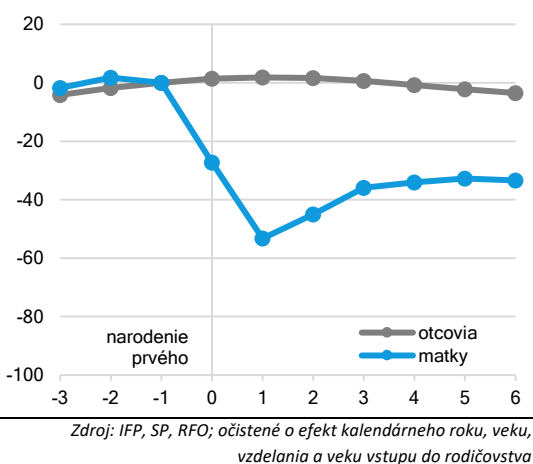
...pod ktorý sa podpisuje pokles odpracovaných hodín aj pokles hodinových miezd.



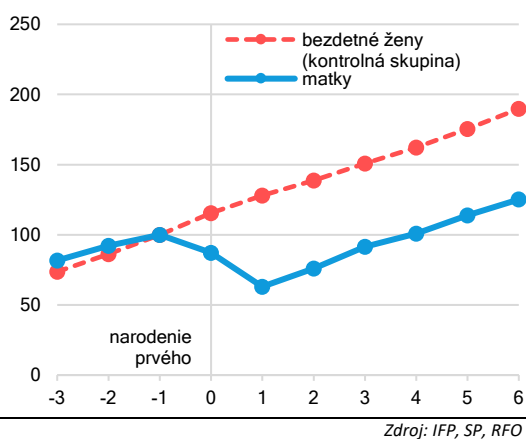
K poklesu počtu odpracovaných mesiacov sa pridáva pokles mesačných príjmov z práce. Pracujúce slovenské matky si z práce odnášajú menšie výplaty než otcovia i ženy bez detí. Efekt prvého pôrodu na príjmy je viditeľný aj po zohľadnení vplyvu veku (ktorý väčšinou znamená viac pracovných skúseností), vzdelania a veku, v ktorom mal človek prvé dieťa (keďže skoršie pôrody môžu znamenať predčasné prerušenie kariéry či školy). Rok po pôrode sú mesačné príjmy matiek, ktoré zotrávajú v pracovnej sile, o 53 % nižšie oproti ženám s rovnakými charakteristikami, ktoré sú rok pred pôrodom (Graf 10). Hoci časť tohto rozdielu zmizne s nástupom matiek do práce po rodičovskej dovolenke, aj šesť rokov po narodení prvého dieťaťa znižuje rodičovstvo mesačné príjmy matiek o 33 %. Predbežné výpočty naznačujú, že tieto efekty postačujú na vysvetlenie tej časti rozdielov v príjmoch medzi mužmi a ženami, ktorú nie je možné vysvetliť rozdielmi vo vzdelaní, type povolania a pod.

....a poklesom mesačných príjmov, ...

Graf 10: Efekt rodičovstva na mesačné príjmy zamestnaných (v %)



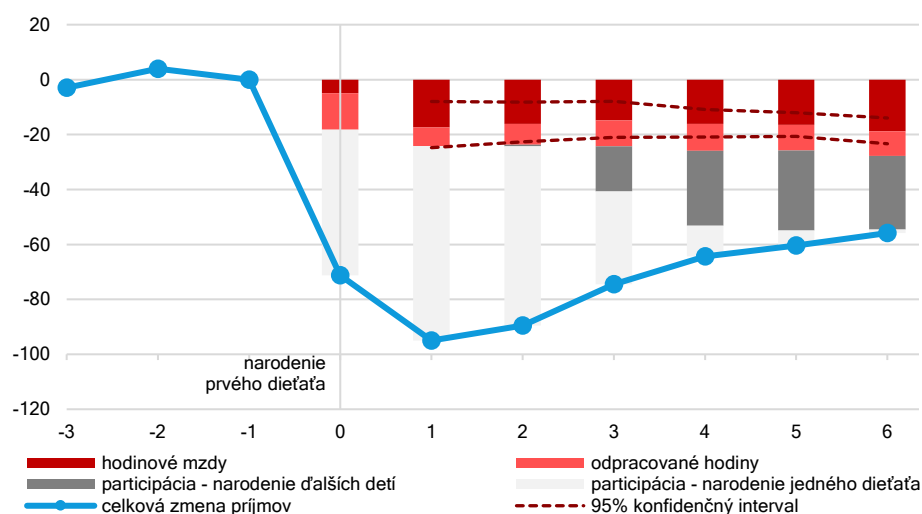
Graf 11: Mesačný príjem zamestnaných matiek a bezdetných žien (index, rok pred narodením 1. dieťaťa = 100)



Približne tretinu vplyvu rodičovstva na mesačné príjmy pracujúcich je možné pripísať nižšiemu množstvu odpracovaných hodín (v roku narodenia dieťaťa je to menej), zvyšok je spôsobený poklesom hodinových miezd (Graf 12). Odhad efektu odpracovaných hodín je však spojený s veľkou dávkou neistoty. Na Slovensku nie sú dostupné mikro-údaje, ktoré by obsahovali súčasne informácie o odpracovaných hodinách a veku detí jednotlivcov. Z tohto dôvodu rozklad vykonávame použitím prierezných údajov o 362 matkách a 270 bezdetných ženách z prieskumu PIAAC (bližšie Box 1). Malá vzorka údajov sa podpisuje pod široký interval spoľahlivosti: v šiestom roku po narodení prvého

dieťaťa sú hodinové mzdy žien nižšie o 18 % až 29 %¹⁰.

Graf 12: Rozklad efektu rodičovstva na príjmy žien po narodení dieťaťa (%)



Zdroj: IFP, SP, RFO; očistené o efekt kalendárneho roku, veku, vzdelania a veku vstupu do rodičovstva; tmavočervené čiary vyznačujú 95 % konfidenčný interval pre rozdelenie poklesu mesačných príjmov na pokles počtu odpracovaných hodín a pokles hodinových miezd¹¹

Podobné výsledky získavame aj porovnaním vývoja participácie a príjmov matiek (resp. otcov) a ich bezdetných dvojčiek.¹² Keďže dvojčičky sú si v mnohých bežne nepozorovaných charakteristikách podobné, bezdetné dvojčičky tvoria veľmi dobrú kontrolnú skupinu. V období 4 až 6 rokov po prvom pôrode ženy pracujú približne o 3 mesiace menej a ak sú zamestnané, ich príjmy sú nižšie približne o tretinu (Grafy 13 a 14). Rodičia s bezdetnou dvojčičkou však nie sú reprezentatívnou vzorkou. Matky a otcovia, ktorí majú bezdetnú dvojčičku, mali deti v nižšom veku, ako je priemer populácie. To najmä u matiek znamená, že je menej pravdepodobné, že majú vysokoškolské vzdelanie.

Negatívny vplyv materstva je viditeľný i v dlhodobom porovnaní: 10 aj 15 rokov po narodení prvého dieťaťa rodičovstvo znižuje mesačné príjmy žien o približne jednu tretinu. Tento efekt je iba minimálne ovplyvnený tým, že časť žien je v 15. roku po narodení prvého dieťaťa opäť na materskej/rodičovskej dovolenke alebo relatívne krátko po nástupe do práce po narodení mladšieho dieťaťa.¹³ Jedným z potenciálnych vysvetlení tohto efektu je okrem iného nastavenie rutín počas materských a rodičovských dovoleniek. Existujúce spoločenské normy a rodové stereotypy prispievajú k tomu, že matky v tom čase vykonávajú viac neplatennej práce v domácnosti a tento stav pretrváva, aj keď deti sú deti staršie. Ženám z tohto dôvodu ostáva menej priestoru pre profesijný rozvoj.

Odhady na vzorke dvojčiek potvrdzujú hlavné výsledky.

Materstvo ovplyvňuje príjmy matiek aj po tom, čo deti vyrastú, ...

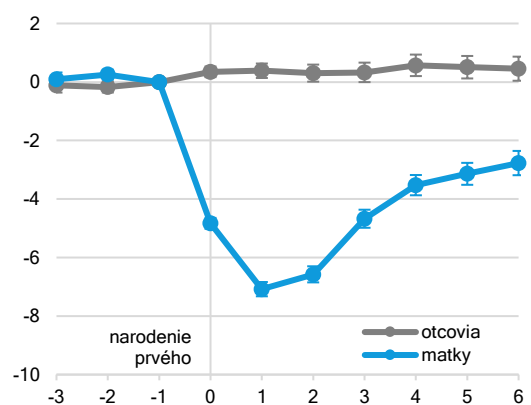
¹⁰ Ich príspevok k poklesu príjmov je nižší – 14 až 23 p. b. Bližšie o výpočte príspevkov v Boxe 1.

¹¹ Použitá metodika spôsobuje miernu asymetriu konfidenčných intervalov (bližšie v Boxe 1). Konfidenčný interval pre nultý rok je veľmi široký a zahŕňa tak možnosť, že celý pokles mesačných príjmov je spôsobený poklesom odpracovaných hodín, ako aj možnosť, že pod celý ich pokles sa podpisuje pokles hodinových miezd. Konfidenčný interval pre tento rok preto v grafe nezobrazujeme.

¹² Takéto porovnanie vieme vykonať pre 2,7 tis. matiek a 1,9 tis. otcov. Pri odhade efektu rodičovstva na mesačné príjmy z práce vzorku obmedzujeme na zamestnané matky a otcov, ktoré/í majú zamestnanú bezdetnú dvojčičku. To vzorku zužuje na v priemere 1,2 tis. matiek a 1,1 tis. otcov pre každý rok. Údaje neumožňujú rozlíšiť medzi jedno- a dvojvaječnými dvojčičkami.

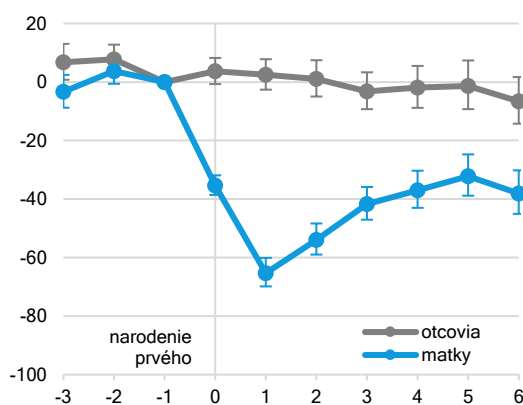
¹³ Ak zo vzorky odstránime ženy, ktorých najmladšie dieťa má menej ako sedem rokov, negatívny efekt rodičovstva v 15. roku po narodení prvého dieťaťa sa zmierni o 1,6 p. b. (odstraňujeme ženy, u ktorých je rozdiel veku najstaršieho a najmladšieho dieťaťa väčší ako 9 rokov).

Graf 13: Zmena rozdielu v počte odprac. mesiacov medzi otcom/matkou a jeho/jej bezdetnou dvojičkou



Zdroj: IFP, SP, RFO; očistené o efekt kalendárneho roku; chybové úsečky vyznačujú 95 % konfidenčný interval

Graf 14: Zmena rozdielu mesačných príjmov medzi pracujúcim otcom/matkou a jeho/jej bezdetnou dvojičkou (%)¹⁴



Zdroj: IFP, SP, RFO; očistené o efekt kalendárneho roku; chybové úsečky vyznačujú 95 % konfidenčný interval

Dlhodobý vplyv materstva je výraznejší pre matky s vyšším vzdelaním (Graf 15). Príjmy žien s ukončenou vysokou školou rastú s vekom rýchlejšie. Potenciálna strata a zastaranie zručností sú tak pre ne väčšie a prestávka v kariére spôsobená rodičovstvom nákladnejšia. Okrem toho, materstvo má negatívny vplyv na kariérny postup v riadiacich a iných vysoko platených pozíciách, kde je náročnejšie skĺbiť pracovný a rodinný život. Na druhej strane, ženy s nižším vzdelaním majú v priemere nižšie príjmy (a partnerov zarábajúcich menej) a preto si môžu v menšej miere dovoliť pokles počtu odpracovaných hodín. Dlhodobý efekt na príjmy je výraznejší u žien, ktoré majú väčší počet detí (Graf 15).

Relatívne málo zarábajúcim ženám¹⁵ stúpajú príjmy po narodení dieťaťa pomalšie a tým pádom sa aj ich príspevok do rodinného rozpočtu vracia na hodnoty pred pôrodom pomalšie (Graf 16).¹⁶ Tento vzťah je konzistentný s hypotézou, že takéto matky na seba preberajú ešte väčšiu časť úloh spojenú s rodičovstvom a domácich prác než ostatné ženy.

Graf 15: Efekt materstva na príjmy matiek 15 rokov po narodení prvého dieťaťa (v %)

Graf 16: Zmena podielu matiek na rodinnom rozpočte podľa vzťahu príjmu matiek a otcov, rodina s dvoma deťmi (p. b.)

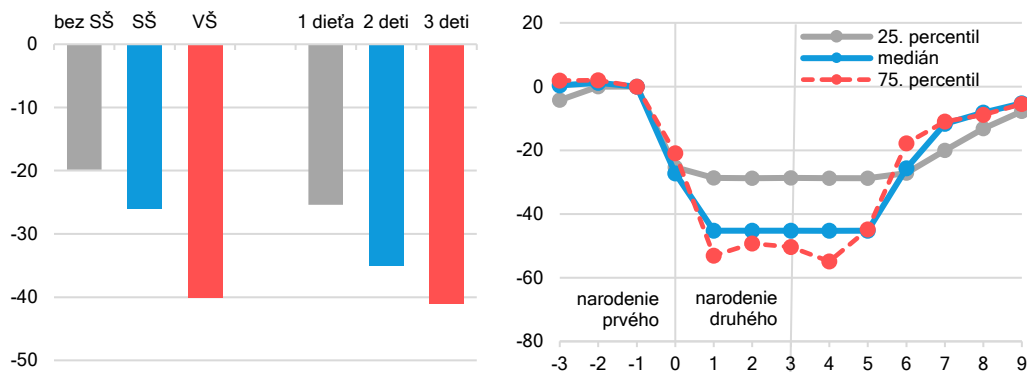
...jeho vplyv je väčší u žien s vysokoškolským vzdelaním, ...

...a závisí tiež od podielu matiek na rodinnom rozpočte.

¹⁴ Pokles v 6. roku u mužov aj u žien je spôsobený malou vzorkou. Ak odhady vykonáme na dlhšom časovom horizonte, vidíme v ďalších rokoch korekciu.

¹⁵ Ženám, ktoré zarábajú málo vzhľadom na svoj a partnerov vek a vzdelanie.

¹⁶ Graf 14 zobrazuje rodinu s dvoma deťmi, v ktorej sa druhé dieťa narodilo tri roky po prvom dieťati – najčastejší typ rodiny v našich údajoch. Podobne sa správa podiel matiek na rozpočte aj v iných typoch rodín. U matiek, ktoré zarábajú relatívne málo je pokles podielu bezprostredne po pôrode nižší, ako u matiek, ktoré zarábajú viac. To je spôsobené tým, že ich podiel na rozpočte je už pred narodením dieťaťa nízky a priestor na pokles je preto menší (v mediánovom páre je rok pred pôrodom podiel ženy na rozpočte 48 %, pre páry v 25. a 75. percentile je to 28 % a 64 %). Keď sa však matky vrátia z rodičovskej dovolenky, podiel tých v 25. percentile sa vracia na pôvodné hodnoty pomalšie, ako podiel žien v mediánovom páre a žien zarábajúcich relatívne viac ako muži (75. percentil). Podobný jav na vzorke švédskych párov dokumentujú Angelov, Johansson a Lindahl (2016).



Zdroj: IFP, SP, RFO; očistené o efekt kalendárneho roku, veku, vzdelania a veku vstupu do rodičovstva; iba matky aspoň 6 rokov po narodení posledného dieťaťa

Zdroj: IFP, SP, RFO; očistené o efekt kalendárneho roku, veku a vzdelania rodičov, vzorka rodín s dvoma deťmi narodenými v čase $t=0$ a $t=3$; 25. percentil indikuje matky, ktoré vzhľadom na svoj a partnerov vek a vzdelanie zarábajú relatívne málo

Opatrenia by mali podporiť návrat žien na trh práce.

Opatrenia hospodárskej politiky by sa mali v prvom rade zamerať na podporu návratu matiek do zamestnania a to najmä zvyšovaním dostupnosti predškolskej starostlivosti v podobe jasli a škôlok, podporou využívania materskej a rodičovskej dovolenky zo strany otcov a flexibilného zamestnávania (Inštitút finančnej politiky sa týmto opatreniam podrobne venuje v komentároch Dančíková, 2020 a Hidas a Horváthová, 2018, v zahraničí napr. Pacelli a kol., 2013). Práve nedostatky v týchto oblastiach spôsobujú, že ženy nemôžu optimálne kombinovať prácu so starostlivosťou o deti a do pracovného života sa vracajú príliš pomaly. To prehľbuje negatívny efekt rodičovstva na príjmy, vedie k nižším starobným dôchodkom matiek vo vyššom veku a zvyšuje ich ekonomickú závislosť na príjmoch partnerov. Je potrebné zdôrazniť, že efekty opatrení môžu byť obmedzené, ak nie sú sprevádzané zmenami v rodových normách a očakávaní, ktoré sú na ženy a mužov v súvislosti s rodičovstvom kladené¹⁷.

Pripomienkami a radami ku komentáru prispeli Juraj Cenker, Zuzana Dančíková, Veronika Horváthová, Martin Kahanec a Branislav Žúdel.

Materiál prešiel recenzným konaním. Recenzentami boli Tomáš Hellebrandt (Útvar hodnoty za peniaze) a Samuel Škoda (University of Zurich).

BOX 1: Metodika

Použitá metodika metóda odhaduje vplyv rodičovstva na príjmy jednotlivcov na základe zmeny trajektórie príjmov v čase narodenia dieťaťa. Alternatívne je danú metódu možné interpretovať ako porovnanie príjmov matiek/otcov s príjmami žien/mužov s rovnakým vzdelaním a v rovnakom veku, ktoré/í sú rok pred narodením svojho prvého dieťaťa. Výsledky očisťujeme o reverznú kauzalitu, t.j. o to, že zárobkový potenciál jednotlivca ovplyvňuje rozhodnutie, v akom veku mať prvé dieťa.

Administratívne dáta o príjmoch jednotlivcov získavame z údajov Sociálnej poisťovne o sociálnych odvodoch z rokov 2004 až 2019. Využívame údaje o príjmoch z trvalého pracovného pomeru, dohody a samostatnej zárobkovej činnosti a očisťujeme ich o infláciu použitím cenového indexu HICP (z databázy Eurostatu). Údaje o počte detí a rodinnom stave osôb pochádzajú z údajov Registra fyzických osôb (RFO). Údaje o vzdelaní získavame z Evidencie uchádzačov o zamestnanie ÚPSVaR, Registra fyzických osôb MV SR, Centrálného registra študentov MŠVVaŠ SR a Rezortného informačného systému MŠVVaŠ SR. Osoby s chýbajúcimi údajmi o vzdelaní vylučujeme zo súboru

¹⁷ Bližšie napr. Kleven a kol. (2021).



pozorovaní. Nepracujeme s ľuďmi, ktorí mali deti v zahraničí. Základný súbor pozostáva z 54,6 milióna pozorovaní ľudí v rokoch. Vďaka vysokému počtu pozorovaní je možné odhady vykonať s veľmi veľkou presnosťou. Z tohto dôvodu väčšina grafov v tomto komentári neobsahuje konfidénčné intervaly, keďže tie by boli takmer nerozoznateľné od čiar indukujúcich bodové odhady.

Príjmy očisťujeme o rozdiely súvisiace odlišným vekom, v ktorom má človek prvé dieťa. Ako sme uviedli vyššie, metóda analýzy udalosti využíva pre odhad efektu rodičovstva rozdiel medzi príjmami matiek/otcov a žien/mužov v rovnakom veku, ktoré/í sú rok pred narodením prvého dieťaťa. Načasovanie prvého pôrodu však koreluje s celoživotným zárobkovým potenciálom. Napr. ženy zarábajúce menej mávajú vo všeobecnosti deti v skoršom veku, čo môže skresliť odhady efektov rodičovstva. Z tohto dôvodu príjmy najprv upravujeme tak, aby boli príjmy jednotlivcov porovnateľné aj napriek tomu, že sa rozhodli mať prvé dieťa v inom veku. To znamená napr. umelo navýšiť príjmy žien, ktoré sa stali matkami relatívne skoro. Pre tento účel pozorovania obmedzujeme na ľudí, ktorí mali svoje prvé dieťa v rokoch 1998 až 2008 a boli pozorovaní 10 až 15 rokov po narodení dieťaťa. Vek pri narodení prvého dieťaťa obmedzujeme na 19-40 rokov (keďže na okrajoch vekovej distribúcie je príliš málo pozorovaní na presné odhady). Pre jednotlivca i s pohlavím p , ktorý mal v roku r vek v , dosiahol úroveň vzdelania z a mal prvé dieťa vo veku a metódou najmenších štvorcov odhadujeme model:

$$\ln(\hat{y}_{ir}^p) = \rho^p + \sum_{rvz} \tau_{rvz}^p X_{rvz} + \varphi^p a + \omega^p a^2 + u_{ir},$$

kde \hat{y}_{ir}^p je priemerná mesačná mzda (vrátane príjmov z dohôd a samostatne zárobkovej činnosti), X_{rvz} je indikátorová premenná definovaná ako $X_{rvz} = \mathbf{I}[r = \text{rok}, v = \text{vek}, z = \text{vzdelanie}]$, ρ^p , τ_{rvz}^p , φ^p a ω^p sú koeficienty a u_i je odchýlka od lineárneho modelu u jednotlivca i . Tento model odhadujeme separátne pre obe pohlavia. Následne údaje o príjmoch rodičov v celej vzorke upravujeme nasledovne:

$$y_{ir}^p = \frac{\hat{y}_{ir}^p}{\exp(\varphi^p a + \omega^p a^2)}$$

kde y_{ir}^p sú priemerné mesačné mzdy po úprave o vek, v ktorom sa narodilo jednotlivcovi prvé dieťa (a o infláciu) a \hat{y}_{ir}^p sú pôvodné pozorované priemerné mesačné príjmy (po úprave výlučne o infláciu).

Použitá metodika vychádza z tzv. analýzy udalostí (*event study*) popísanej napr. v Kleven a kol. (2018). Pre jednotlivca i s pohlavím p , ktorý mal v roku r vek v , dosiahol úroveň vzdelania z a je v čase t rokov po narodení dieťaťa (kde $t=0$ je rok narodenia dieťaťa a roky predtým majú záporné hodnoty t) odhadujeme model:

$$w_{ir}^p = \alpha^p + \sum_{s=-3}^6 \beta_s^p \cdot \mathbf{I}[s = t] + \sum_{rvz} \gamma_{rvz}^p X_{rvz} + u_{ir},$$

kde w_{ir}^p je modelovaná premenná, teda počet odpracovaných mesiacov v roku alebo prirodzený logaritmus mesačných príjmov $\ln(y_{ir}^p)$, a kde X_{rvz} a u_i sú definované rovnako ako vyššie. α^p , β_s^p , γ_{rvz}^p sú koeficienty, pričom predmetom nášho záujmu sú koeficienty β_s^p . V prípade odhadu vplyvu rodičovstva na mesačné príjmy tieto koeficienty konvertujeme na percentuálne zmeny, t. j. uvádzame $(\exp(\beta_s^p) - 1) \cdot 100\%$.

Základné odhady pre odpracované mesiace a mesačné príjmy vykonávame na vyrovnanom paneli, t. j. do vzorky zaradzujeme iba tých jednotlivcov, ktorých vieme sledovať počas celého obdobia $t=-3$ až $t=6$. Aby sme odhadli celkový efekt rodičovstva na pokles príjmov (kombinujúci pokles participácie a pokles mesačných príjmov) prevádzame pokles odpracovaných mesiacov na index tak, že odhadnuté koeficienty β_s^p delíme priemerným počtom odpracovaných mesiacov v čase $t=-1$, t. j. rok pred narodením prvého dieťaťa. Celkový efekt na príjmy vzniká ako súčin indexu poklesu odpracovaných mesiacov a indexu poklesu mesačných príjmov.



Pri odhade čerpania materskej otcami používame rovnakú špecifikáciu, kde vysvetľovanou premennou je počet mesiacov strávených na materskej dovolenke v danom roku, ale odhad vykonávame na nevyrovnanom paneli.

Koeficienty β_s^p indikujú vplyv rodičovstva na premenné s rokov po narodení *prvého* dieťaťa. Aby sme odhadli, ako sa ženy vracajú do pracovného života po narodení *posledného* dieťaťa, odhadujeme pre počet odpracovaných mesiacov nasledovný model:

$$w_{ir}^p = \alpha^p + \sum_{s=-3}^{15} \sum_{d=0}^9 \bar{\beta}_{sd}^p \cdot \mathbf{I}[s = t, d = \text{rozdiel}] + \sum_{rvz} \gamma_{rvz}^p X_{rvz} + u_{ir},$$

kde *rozdiel* označuje rozdiel veku najmladšieho a najstaršieho dieťaťa (pre rodičov s jedným dieťaťom platí *rozdiel*=0). Vzorku obmedzujeme na ľudí, ktorých posledné dieťa sa narodilo najviac 9 rokov po narodení prvého dieťaťa, ale jednotlivcov sledujeme až 15 rokov po narodení prvého dieťaťa. Vzhľadom na to, že údaje Sociálnej poisťovne sú dostupné iba od roku 2004, nemôžeme jednotlivcov sledovať počas celého obdobia $t=-3$ až $t=15$. Odhady sú preto vykonané na nevyrovnanom paneli, do ktorého vstupujú všetci rodičia, ktorým sa deti narodili v roku 1995 a neskôr. Vplyv rodičovstva na počet odpracovaných mesiacov s' rokov po narodení posledného dieťaťa odhadujeme ako:

$$\sum_{d=0}^9 \omega_d \bar{\beta}_{s'+d,d}^p,$$

kde ω_d je váha rodičov, u ktorých je rozdiel veku najmladšieho a najstaršieho dieťaťa rovný d . Tento postup umožňuje analogicky vypočítať efekty rodičovstva s rokov po narodení prvého dieťaťa ako $\sum_{d=0}^9 \omega_d \bar{\beta}_{s,d}^p$ a tieto odhady nie sú úplne totožné s odhadmi základného modelu. Príčinou je najmä zmena vzorky na nevyrovnaný panel a zahrnutie detí narodených v rokoch 1995-2003. Rozdiely dosahujú približne 0,21 mesiaca, čo predstavuje jednu sedemnástinu efektu. Efekty rodičovstva s' po narodení posledného dieťaťa preto upravujeme o tento rozdiel a reportujeme efekt:

$$\sum_{d=0}^9 \omega_d \bar{\beta}_{s'+d,d}^p \frac{\beta_s^p}{\sum_{d=0}^9 \omega_d \bar{\beta}_{s,d}^p},$$

kde β_s^p je odhad zo základného modelu.

Rovnakú vzorku – t. j. nevyrovnaný panel rodičov detí narodených od roku 1995 – využívame aj na odhady dlhodobých efektov pre rôzne skupiny matiek. Pre jednotlivé skupiny odhadujeme separátne modely.

Uvedená metodika sa mierne líši od spôsobu odhadu efektu rodičovstva na príjmy, ktorý používajú Kleven a kol. (2018). Vysvetľovanou premennou v ich štúdiu je nelogaritmovaný príjem jednotlivca. Výhodou takéhoto prístupu je možnosť odhadnúť efekt na celkové príjmy priamo, *keďže do rovnice vstupujú aj ľudia s nulovými príjmami*. Naproti tomu naša metodika kvantifikuje efekt v troch krokoch – najprv odhadujeme pokles počtu odpracovaných mesiacov (t. j. mesiacov s nulovými príjmami), následne pokles príjmov počas odpracovaných mesiacov a v treťom kroku počítame efekt na celkové príjmy skombinovaním týchto dvoch efektov. Nevýhodou metodiky použitej v Kleven a kol. (2018) je, že model implicitne predpokladá, že efekt rodičovstva na príjmy vyjadrený v peňažných jednotkách sa systematicky nemení v čase a medzi príjmovými skupinami. Okrem toho, takéto odhady prikladajú väčšiu váhu matkám s vyššími príjmami. V neposlednom rade, variácia v dátach, ktorú Kleven a kol. (2018) využívajú, vychádza z rozdielov vo veku, v ktorom majú jednotlivci prvé dieťaťa. Autori však efekty neočisťujú o reverznú kauzalitu, t. j. o to, že očakávané príjmy ovplyvňujú vek, v ktorom sa ženy a muži rozhodnú mať prvé dieťaťa.

Aby sme rozložili pokles celkových príjmov matiek na príspevky využívame tzv. Montgomeryho dekompozíciu. Index celkového poklesu príjmov matiek $I_{spolu,s}$ možno zapísať ako súčin:

$$I_{spolu,s} = I_{jedno_dieta,s} \cdot I_{ostatne_deti,s} \cdot I_{odpracovane_hodiny,s} \cdot I_{hodinove_mzdy,s'}$$

pričom:

- $I_{jedno_dieta,s}$ označuje index poklesu participácie matiek z dôvodu narodenia jedného dieťaťa. Ten stotožňujeme s odhadom vyššie popísané efektu *posledného* narodeného dieťaťa na počet odpracovaných mesiacov, ktorý premieňame na index predelením priemerným počtom odpracovaných mesiacov v čase $t=-1$, t. j. rok pred narodením prvého dieťaťa.
- $I_{ostatne_deti,s}$ označuje index poklesu participácie z dôvodu narodenia ostatných detí. Ten kvantifikujeme ako $I_{ostatne_deti,s} = I_{celkovo_participacia,s} / I_{jedno_dieta,s}$. Index celkového poklesu participácie $I_{celkovo_participacia,s}$ predstavuje pokles odpracovaných mesiacov s rokov po narodení prvého dieťaťa zo základného modelu predelený priemerným počtom odpracovaných mesiacov v čase $t=-1$.
- Na Slovensku neexistuje databáza, ktorá by obsahovala súčasne údaje o počte detí jednotlivcov (a ich veku) a počte odpracovaných hodín. Aby sme odhadli pokles počtu odpracovaných hodín z dôvodu narodenia dieťaťa, využívame prieskum OECD PIAAC (*Programme for the International Assessment of Adult Competencies*). Ten obsahuje prierezové údaje a neumožňuje sledovať zmeny trajektórie príjmov v čase. Na druhej strane, obsahuje podrobné charakteristiky jednotlivcov v rátane numerickej gramotnosti, čitateľskej gramotnosti a schopnosti riešiť problémy v technicky náročnom prostredí. Vďaka tomu je možné do veľkej miery kontrolovať pre premenné, ktoré sú pri iných zdrojoch údajov často nepozorované. Vplyv narodenia dieťaťa na počet odpracovaných hodín s rokov po narodení odhadujeme pre jednotlivca i ako

$$h_i^p = \alpha^p + \beta_1^p s + \beta_2^p s^2 + \delta^p \cdot \mathbf{I}[deti = 1] + \gamma^p \mathbf{X}_i + u_i,$$

kde h_i^p je počet odpracovaných hodín za týždeň, $\mathbf{I}[deti = 1]$ je indikátorová premenná nadobúdajúca hodnotu 1 pre jednotlivcov, ktorí majú deti (pre ľudí, ktorí deti nemajú, platí $s=0$). \mathbf{X}_i zahŕňa nasledovné kontrolné premenné:

- Umelú premennú indikujúcu, či jednotlivec žije s partnerom/partnerkou.
- Umelé premenné indikujúce vnímaný zdravotný stav (excelentný / veľmi dobrý / iný).
- Skóre v numerickej gramotnosti a druhú mocninu tohto skóre.
- Vek a druhú a tretiu mocninu veku.
- Umelé premenné pre povolanie a odvetvie na jednociferej úrovni klasifikácií ISCO (*International Standard Classification of Occupations*) a ISIC (*International Standard Industrial Classification*).
- Umelú premennú indikujúcu, či jednotlivec má ukončené vysokoškolské vzdelanie.

Pozorovania sú vážené reprezentatívnymi váhami. Model je odhadnutý na vzorke žien vo veku 25 až 45 rokov. Aby sme odhadli percentuálny pokles počtu odpracovaných hodín s rokov po narodení dieťaťa, vypočítame očakávaný počet odpracovaných hodín pre bezdetnú ženu s priemernými hodnotami kontrolných premenných a očakávaný počet hodín pre rovnakú ženu s rokov po pôrode. Podiel týchto hodnôt určuje hodnotu indexu $I_{odpracovane_hodiny,s}$.

- Pokles hodinových miezd $I_{hodinove_mzdy,s}$ vypočítame ako reziduálnu veličinu.

Príspevok poklesu $I_{jedno_dieta,s}$ k celkovému percentuálnemu poklesu príjmov je možné kvantifikovať ako $(I_{spolu,s} - 1) \frac{\ln I_{jedno_dieta,s}}{\ln I_{spolu,s}}$. Analogicky postupujeme pri ostatných faktoroch. Pri interpretácii takto získaných príspevkov je potrebné byť opatrný. Uvedme príklad: Ak hodnoty činiteľov x a y klesnú o 50 %, hodnota súčinu xy klesá o 75 %. Uvedená metodika určí príspevok poklesu x aj y na

37,5 %, Príspevky činiteľov k poklesu hodnoty súčinnu sú menšie ako ich vlastné poklesy. Mierna asymetria konfidenčného intervalu v Grafe 12 je spôsobená logaritmovaním symetrických hraníc konfidenčného intervalu pre $I_{odpracovane_hodiny,s}$.

Na vzorke rodičov, ktorí majú bezdetnú dvojčičku, odhadujeme model podobný základnej špecifikácii, ktorý ale obsahuje fixný efekt:

$$w_{ir}^p = \alpha^p + \sum_{s=-3}^6 \beta_s^p \cdot \mathbf{I}[s = t] + \gamma_r^p \cdot \mathbf{I}[r = rok] + v_i + u_{ir},$$

kde w_{ir}^p je modelovaná premenná, t. j. rozdiel odpracovaných mesiacov medzi jednotlivcom a jeho bezdetnou dvojčičkou resp. rozdiel prirodzeného logaritmu mesačných príjmov a v_i je fixný efekt. Odhad je vykonaný na nevyrovnanom paneli.

Pre overenie identifikácie efektu rodičovstva vytvárame kontrolnú skupinu bezdetných (Kleven et al., 2018). Najskôr súbor obmedzujeme na ľudí narodených v rokoch 1967-1993. Následne vytvárame 2 skupiny: úplné kohorty narodené pred rokom 1979 a neúplné kohorty narodené neskôr. Pri úplných kohortách predpokladáme, že pokiaľ nemajú deti, už ich počas svojho života mať nebudú (teda rovnako ako predtým obmedzujeme maximálny vek pri prvom dieťati na 40 rokov). Všetkých bezdetných členov týchto kohort teda zaradzujeme do kontrolnej skupiny. V prípade neúplných kohort nemôžeme s istotou tvrdiť, že v budúcnosti nebudú mať deti, čo by ich zaradilo do skupiny rodičov, nie do kontrolnej skupiny. Preto na úplných kohortách odhadujeme model lineárnej pravdepodobnosti (LPM), že jednotliviec i pohlavia p narodený v okrese o s dosiahnutou úrovňou vzdelania z za celý svoj život nebude mať deti:

$$pr_i^p = \zeta^p + \sum_{okres} \eta_{okres}^p \cdot \mathbf{I}[okres = o] + \sum_{vzdelanie} \theta_{okres}^p \cdot \mathbf{I}[vzdelanie = z] + u_i,$$

kde pr_i^p je pravdepodobnosť nulovej celoživotnej fertility, $okres$ je jeden zo 79 slovenských okresov, $vzdelanie$ jedna z troch kategórií dosiahnutého vzdelania, ζ^p , η_{okres}^p a θ_{okres}^p sú koeficienty. Následne stanovujeme cieľovú proporciu bezdetných žien a mužov v každej neúplnej kohorte a to pomocou stúpajúceho lineárneho trendu od proporcie bezdetných v poslednej úplnej kohorte po strop nastavený na 23% u žien a 34% u mužov. Pre každého bezdetného človeka v neúplných kohortách na základe vyššie uvedeného modelu vypočítame predpovedanú pravdepodobnosť, že do konca života ostane bez detí. Následne v každej kohorte vyberáme ľudí s najvyššou predpovedanou pravdepodobnosťou, až kým nedosiahneme cieľovú proporciu. Takto vybraní ľudia tvoria kontrolnú skupinu.

Všetkým členom kontrolnej skupiny pridáme vek pri narodení prvého placebo-dieťaťa, ktorý zároveň stanovuje jeho rok narodenia. Tento vek je pre jednotlivca i s pohlavím p narodeného v roku k , ktorý dosiahol vzdelanie z náhodným výberom z log-normálnej distribúcie:

$$LN(\mu_{kz}^p, \sigma_{kz}^p),$$

kde μ_{kz}^p a σ_{kz}^p sú priemer a štandardná odchýlka zodpovedajúcej normálnej distribúcie, ktoré získame ako:

$$\mu_{kz}^p = 2 \ln(\overline{nar}_{kz}^p) - \frac{1}{2} \ln(\overline{nar}_{kz}^p{}^2 + sd(nar)_{kz}^p{}^2)$$

$$\sigma_{kz}^p = \sqrt{\ln(\overline{nar}_{kz}^p{}^2 + sd(nar)_{kz}^p{}^2) - 2 \ln(\overline{nar}_{kz}^p)}$$

Pričom \overline{nar}_{kz}^p a $sd(nar)_{kz}^p$ sú priemerný vek pri narodení dieťaťa a štandardná odchýlka veku pri narodení dieťaťa pre ľudí z kohorty narodenej v roku k s dosiahnutým vzdelaním z . Priemerný vek pre neúplné kohorty určujeme extrapoláciou vzrastajúceho lineárneho trendu pre každú skupinu tvorenú pohlavím a dosiahnutým vzdelaním. Štandardné odchýlky v neúplných kohortách sú priemery štandardných odchýlok úplných kohort pre každú takúto skupinu. Takto získané roky narodenia detí zaokrúhľujeme na najbližšie celé číslo, čím získavame kontrolnú skupinu bezdetných.

Pre overenie dôsledkov rodičovstva následne do hlavného modelu pridávame interakciu medzi identifikátorom skupiny (rodičia alebo kontrolná skupina bezdetných) a časom od narodenia dieťaťa.

Vplyv materstva na vývoj podielu matiek na rodinnom rozpočte modelujeme kvantilovou regresiou. Odhadujeme nasledujúci model:

$$w_{ir}^p = \alpha^p + \sum_{s=-3}^9 \beta_s^p \cdot \mathbf{I}[s = t] + \boldsymbol{\gamma}^p \mathbf{X}_i + u_{ir},$$

kde w_{ir}^p je podiel ženy na súčte príjmov matky a otca (v prípade, že majú obaja nulové príjmy, volíme $w_{ir}^p = 0,5$) a \mathbf{X}_i sú kontrolné premenné zahŕňajúce:

- Umelú premennú pre vzdelanie otca a matky (základné / stredoškolské / vysokoškolské).
- Vek otca, jeho druhú a tretiu mocninu, všetky v interakcii s umelou premennou indikujúcou, či otec má vysokoškolské vzdelanie.
- Vek matky, jeho druhú a tretiu mocninu, všetky v interakcii s umelou premennou indikujúcou, či matka má vysokoškolské vzdelanie.
- Umelú premennú pre kalendárny rok.

Táto špecifikácia predpokladá, že to, ako sa s vekom vyvíja podiel matky na rozpočte závisí od vzdelania partnerov (kubický funkčný tvar volíme namiesto umelých premenných, aby sme znížili výpočtovú náročnosť pri odhade modelu, táto voľba nemá vplyv na výsledky). Model odhadujeme pre vzorku rodín s dvoma deťmi, pričom druhé dieťa je narodené v čase $t=3$ (kvalitatívne rovnaké výsledky ale získavame aj pre iné typy rodín). Páry sledujeme do 6. roku po narodení druhého dieťaťa. Pracujeme s nevyrovnaným panelom, to znamená, že páry nesledujeme počas celého obdobia $t=-3$ až $t=9$.

Údaje PIAAC využívame aj na jednoduchý odhad toho, akú časť rozdiel v príjmoch mužov a žien je možné vysvetliť inými charakteristikami, než rodičovstvo. Najprv odhadujeme regresiu logaritmu mesačných príjmov na umelej premennej indikujúcej pohlavie. Následne pridávame ako kontrolné premenné vek a druhú mocninu veku, umelé premenné pre úroveň vzdelania podľa klasifikácie ISCED (11 kategórií) a pre povolanie a odvetvie podľa jednociferných klasifikácií ISCO a ISIC. Hodnota koeficientu pre umelú premennú klesne o 1,7 logaritmického bodu, čo predstavuje 1,4 percentuálneho bodu. Databáza PIAAC obsahuje aj údaje o zručnostiach využívaných na pracovisku a vykonávaných úlohách. Pridanie týchto dodatočných kontrolných premenných (celkovo 47 ukazovateľov) výsledky nezmení. Pozorovania vážime reprezentatívnymi váhami a odstraňujeme horný precenil jednotlivcov s najvyššími mesačnými príjmami.

Literatúra:

Anderson, Deborah J. – Binder, Melissa – Krause, Kate (2003): The Motherhood Wage Penalty Revisited: Experience, Heterogeneity, Work Effort, and Work-Schedule Flexibility, *Industrial and Labor Relations Review*, roč. 56, č. 2, s. 273-294.

Angelov, Nikolay – Johansson, Per – Lindahl, Erika (2016): Parenthood and the Gender Gap in Pay, *Journal of Labor Economics*, 2016, roč. 34, č. 3., s. 545-579.

Boll, Christina – Lagemann, Andreas (2019): The Gender Pay Gap in EU Countries — New Evidence Based on EU-SES 2014 Data, *Intereconomics: Review of European Economic Policy*, roč. 54, č. 2, s. 101-105.

Dančíková, Zuzana (2020): *Ani muži nemôžu mať všetko*, Komentár 2020/06, Inštitút finančnej politiky.

Glass, Christy – Fodor, Éva (2011): Public Maternalism Goes to market: Recruitment, Hiring and Promotion in Postsocialist Hungary. *Gender & Society*, roč. 25, č. 1, s. 5-26.

Grimshaw, Damian – Rubery, Jill (2015): *The motherhood pay gap: A review of the issues, theory and*

international evidence. Working Paper No. 1/2015, International Labour Office Geneva.

Hidas, Slavomír – Horváthová, Veronika (2016): Women Still Can't Have It All: Barriers to Higher Maternal Employment in Slovakia. *Ekonomická analýza* 2018/48. Inštitút finančnej politiky.

Kleven, Henrik – Landais, Camille – Sjøgaard, Jakob Egholt (2018): *Children and Gender Inequality: Evidence from Denmark*, NBER Working Paper No. 24219, National Bureau of Economic Research.

Kleven, Henrik – Landais, Camille – Posch, Johanna – Steinhauer, Adnreas – Zweimüller, Josef (2021): Child Penalties across Countries: Evidence and Explanations. In *AEA Papers and Proceedings*, č. 109, s. 122-126.

Kleven, Henrik – Landais, Camille – Posch, Johanna – Steinhauer, Adnreas – Zweimüller, Josef (2021): *Do Family Policies Reduce Gender Inequality? Evidence From 60 Years of Policy Experimentation*. Working paper No. 28082, National Bureau of Economic Research.

Mari, G. (2019). Is there a fatherhood wage premium? A reassessment in societies with strong male-breadwinner legacies, *Journal of Marriage and Family*, č. 81, s. 1033– 1052.

Molina, José Alberto – Montuenga, Víctor M. (2009): The Motherhood Wage Penalty in Spain, *Journal of Family and Economic Issues*, roč. 30, č. 3, s. 237–251.

Pacelli, Lia – Pasqua, Silvia – Villosio, Claudia (2013): Labor Market Penalties for Mothers in Italy. In *Journal of Labor Research*, č. 36, s. 408-432.

Rizman, Tomáš (2017): *Rovnaký plat za rovnakú robotu? Komentár 2017/5*, Inštitút finančnej politiky.

Schulze, Erika – Gregoric, Maja (2015): *Maternity, paternity and parental leave: Data related to duration and compensation rates in the European Union*, Study for the FEMM Committee, European Parliament.

Waldfoegel, Jane (1997): The Effect of Children on Women's Wages, *American Sociological Review*, roč. 62, č. 2, s. 209-217.

Žofková, Martina - Stroukal, Dominik (2014): *Odhad mzdové srážky za mateřství v České republice*, roč. 62, č. 5, s. 683-700.

