ÚČINNOST RODINNÉ POLITIKY V ČESKÉ REPUBLICE*

Lucie Kábelová^a, Markéta Arltová^a

Abstract

Effectiveness of Family Policy in the Czech Republic

The objective of this study is to estimate effects of tax family benefits, social family benefits, availability of kindergartens and economic situation on fertility in the Czech Republic. The data cover the period 1993–2018 and come from the Czech Statistical Office and Czech legislation. The relationship between the variables and the total fertility rate as the dependent variable was analysed using regression analysis. The results show that fertility is positively affected by the supply of kindergartens and social family benefits. On the other hand, higher unemployment as an indicator of unfavourable economic situation decreases fertility. The effect of tax benefits was not statistically significant, which is not surprising, because tax family benefits are much lower in comparison with social family benefits. The model is limited by the number of variables and the number of observations; therefore, the model results should be taken as signals, not as definite answers.

Keywords: tax policy, social policy, family policy, fertility, Czech Republic, ADL model, EC model

JEL klasifikace: J13, D69, C32, H24

Úvod

Věková struktura obyvatelstva významně ovlivňuje ekonomický vývoj a naopak ekonomický vývoj ovlivňuje věkovou strukturu obyvatelstva. V České republice je v současné době věková struktura obyvatelstva velmi nepravidelná, což je způsobeno zejména změnami v úrovni porodnosti a plodnosti od druhé poloviny minulého století. V důsledku propagačních opatření v 70. letech a změny sociálně ekonomické situace po roce 1989 postupně přibývá osob ve starších a nejstarších věkových skupinách a ubývá dětí.

Podíváme-li se na věkovou strukturu obyvatelstva v posledních 60 letech (ČSÚ, 2018a), zjistíme, že v roce 1960 tvořil podíl obyvatel starších 65 let 9,6 %, v roce 1980 13,5 %, v roce 2000 13,8 % a v roce 2018 již 19,4 %. Podle nejnovější demografické projekce obyvatelstva (ČSÚ, 2019a) se předpokládá pokračování toho růstu na 22,3 % v roce 2030 a do roku 2050 až na 28,6 %. U nejmladší věkové skupiny je tento trend

^a Vysoká škola ekonomická v Praze, Fakulta financí a účetnictví, Praha, Česká republika
E-mail: lucie.kabelova@vse.cz, marketa.arltova@vse.cz

* Článek byl zpracován s podporou projektu VŠE IGA F1/7/2019 „Ekonomické a institucionální aspekty veřejných financí“ a jako jeden z výstupů institucionální podpory IP 100040 na Fakultě financí a účetnictví VŠE v Praze.

přesně opačný, podíl dětí v populaci neustále klesá. V roce 1960 tvořil podíl dětí ve věku 0–14 let 25,4 %, v roce 1980 23,4 %, v roce 2000 16,4 % a v roce 2018 již jen 15,8 %. Podle projekce obyvatelstva se další výrazný pokles do budoucnosti neočekává, pro rok 2030 se předpokládá podíl této skupiny 14,9 % a v roce 2050 14,8 %. Znamená to tedy, že s výhledem do roku 2050, se snižující se úmrtností a rostoucí nadějí dožití, můžeme očekávat výrazný nárůst počtu osob ve vyšších a vysokých věkových skupinách a stagnaci počtu osob v dětské věkové skupině. Populace České republiky tak bude stárnout a tento vývoj bude dle nejnovějších odhadů ČSÚ trvalý.

Věková struktura obyvatelstva má přímý vliv na veřejné finance. Jak je z výše uvedeného zřejmé, s rostoucím podílem starých osob v populaci porostou zejména výdaje na zdravotnictví, důchody a sociální péči. Stagnující podíl nejmladší věkové skupiny v budoucnosti nezajistí nárůst ekonomicky aktivního obyvatelstva ve věkové skupině 15–64 let, která by dokázala tyto zvýšené náklady pokrýt, a tato situace se negativně projeví v udržitelnosti veřejných financí. Vláda ČR si tuto situaci uvědomuje a v posledním období podniká stimulační kroky v oblasti rodinné politiky, které cílí na podporu porodnosti a rodin s dětmi.

Existují různé názory na to, zda a jak do populačního vývoje zasahovat. I z naší nedávné historie je vidět, že tato opatření mají pouze krátkodobý a v mnoha ohledech škodlivý efekt. Jak ukázaly Arltová a Langhamrová (2009), např. pronatalitní opatření zavedená v letech 1960–1989 měla krátkodobý účinek, nevedla k výraznému nárůstu počtu dětí narozených jako první v pořadí, ale výrazně zasáhla rodiny s jedním dítětem, které se v jejich důsledku rozhodly pro druhé (a v mnoha případech i třetí) dítě. Tím se narušilo časové rozložení narozených dětí v rodině a nakumuloval se velký počet narozených dětí do poměrně krátkého časového období. Důsledkem toho bylo vytvoření populační vlny, jejíž negativní působení lze zaznamenat i v současnosti.

Jak uvedeme dále, některé zahraniční studie vliv veřejných politik na porodnost dokazují, není proto důvod, proč se tímto tématem nezabývat v rámci současného vývoje v České republice. Cílem tohoto článku je pomocí vícenásobného regresního modelu odhadnout vliv daňových, sociálně dávkových a ekonomických faktorů na úhrnnou plodnost v České republice v letech 1993–2018.

1. Vývoj plodnosti v České republice

Úhrnná plodnost udává, kolik živě narozených dětí se narodí jedné ženě během celého reprodukčního období, tj. ve věku 15–49 let, za předpokladu, že by míry plodnosti podle věku zůstaly na stejné úrovni jako v daném kalendářním roce. Nevýhodou tohoto ukazatele z demografického pohledu je, že jeho hodnoty jsou silně ovlivněny socioekonomickými podmínkami v daném období. Co je pro demografy nevýhoda, je v případě příspěvku zabývajícího se analýzou působení veřejných politik naopak výhodou, neboť se v tomto ukazateli zrcadlí jejich poměrně dlouhá historie.

Obrázek 1 | Úhrnná plodnost v České republice 1960–2018

Zdroj: data ČSÚ (2019b)

Vývoj úhrnné plodnosti v letech 1960–2018 na území České republiky dokumentuje obrázek 1. Jak uvádí Arltová, Langhamrová (2009) a Arltová (2011), je od počátku 60. let minulého století pro Českou republiku charakteristický kolísavý vývoj úhrnné plodnosti. V 60. letech její hodnoty klesají až na hodnotu 1,827 v roce 1968, což je spojováno s legalizací umělého přerušení těhotenství. Mírné zvýšení plodnosti na hodnotu 2,357 v roce 1964 je zřejmě následkem přijetí pronatalitních opatření vlády, spočívajících nejprve ve zvýšení dětských přídatků (1959), významném snížení cen dětského oblečení a obuvi, zdarma poskytovaným učebnicím a učebních pomůcek pro děti (1960), prodloužení mateřské dovolené (1964), zavedení diferencovaného věku žen při odchodu do důchodu a slev na nájemném v závislosti na počtu dětí. Teprve přijetí dalších pronatalitních opatření na konci 60. a na počátku 70. let, spočívajících ve zvýhodnění matek samoživitelek, opětovném zvýšení dětských přídatků (1968), mateřského příspěvku (1970) a zvýšení přídatků na druhé a další děti (1973), spolu s příchodem silných poválečných generací žen do věku nejvyšší plodnosti s sebou přineslo výrazné zvýšení plodnosti až na hodnotu 2,432 v roce 1974. Od počátku 80. let 20. století začala úhrnná plodnost prudce klesat a v roce 1999 dosáhla hodnoty historického minima 1,133. Výrazný pokles plodnosti od poloviny 90. let je způsoben reakcí na novou politickou a sociálně ekonomickou situaci v České republice po roce 1989. Přejít na tržní hospodářství s sebou přinesl nové možnosti seberealizace, mladí lidé začali preferovat jiné hodnoty než založení rodiny v nízkém věku. Stát postupně omezil podporu rodin s dětmi, snížily se sociální jistoty. Zaváděné ekonomické reformy v té době přinesly růst nezaměstnanosti, nájemného, vlastní bydlení se stalo pro značnou část mladých párů nedostupné. Ženy postupně začaly odkládat narození

dítěte do vyššího věku. Pozvolný růst úhrnné plodnosti v posledních letech až na hodnotu 1,708 v roce 2018 je zcela jistě způsoben tím, že se ve věku nejvyšší plodnosti nacházejí ženy ze silných ročníků narozených v sedmdesátých letech, které z nejrůznějších důvodů odložily narození svých dětí do vyššího věku a nyní, jen opožděně, ve vyšším věku oproti předchozím generacím, realizují svá rozhodnutí ohledně rození dětí.

Je zřejmé, že změna politické situace v roce 1989 s sebou přinesla velké změny v populačním chování obyvatelstva. Z demografického pohledu se Česká republika začala přibližovat k vyspělým zemím západního světa. Tento posun znamenal kromě snižování počtu narozených dětí, zvyšování počtu rodin s jedním dítětem, zvýšení věku matky při narození prvního dítěte, pokles úmrtnosti, prodlužování střední délky života, změnu institutu manželství a rodiny jako takové (Krebs, 2015).

Komplexnější opatření v oblasti rodinné politiky se tak po roce 1989 začala prosazovat až s novým tisíciletím, kdy se touto problematikou začalo výrazněji zabývat Ministerstvo práce a sociálních věcí (MPSV) a od té doby vydalo řadu strategických dokumentů v oblasti podpory rodin (např. Národní zpráva o rodině 2004, Koncepce rodinné politiky 2005, 2008, 2017). Mezi současné cíle, které byly shrnuty v aktualizované verzi Koncepce rodinné politiky (MPSV, 2019), patří kromě podpory porodnosti skrze opatření navrhovaná MPSV také např. vytváření příznivého společenského klimatu, vhodných socioekonomických podmínek, ale i věnování dostatečné pozornosti rodinám se specifickými potřebami (jako jsou neúplné rodiny, rodiny s členem se zdravotním postižením).

2. Přehled literatury

Díky nízké porodnosti a stárnutí populace v rozvinutých zemích je rodinná politika tématem mnoha empirických studií. Studie se zaměřují zejména na odhad možného vlivu daňových a dávkových nástrojů na populační vývoj (porodnost) a na podporu zaměstnávání nebo znovuzaměstnávání matek (rodičů). Vzhledem k probíhajícím změnám ve věkové struktuře obyvatelstva ČR se zdá být výzkum v oblasti daňové a dávkové podpory rodin potřebný.

Níže uvádíme výběr studií, které se tématem zabývají, a které umožnily identifikaci možných daňových, sociálně dávkových a ekonomických faktorů použitých v empirické analýze v tomto článku.

Whittington, Alm a Peters (1990) zkoumali vliv daňového odpočtu na porodnost ve Spojených státech v období let 1913–1984. Ve všech šesti variantách odhadovaného ekonometrického modelu se prokázala statistická významnost vlivu daňového odpočtu na porodnost. Zhang, Quan a Van Meerbergen (1994) zkoumali vliv sociálně dávkových a daňových nástrojů na porodnost v Kanadě v letech 1921–1988. Autoři použili model, ve kterém jako nezávisle proměnné zvolili daňové odpočty, daňové zvýhodnění na dítě,

rodinné dávky a dávky na mateřské dovolené. Statisticky významný, pozitivní vliv měly daňové odpočty, daňové zvýhodnění na dítě a rodinné dávky. Azmat a González (2010) hodnotili dopad španělské daňové reformy z roku 2003 na porodnost a zaměstnanost matek s malými dětmi. Reforma zavedla slevu na dani pro pracující matky s dětmi do tří let a současně navýšila daňové odpočty pro všechny domácnosti s dětmi. Autoři zjistili, že zavedení kombinace těchto dvou daňových nástrojů v rámci zmíněné reformy významně zvýšilo porodnost o téměř 5 % a zaměstnanost matek s dětmi do tří let o 2 %. Účinky reformy byly výraznější u méně vzdělaných žen. Aby autoři rozložili dopad obou složek reformy, použili předchozí reformu, která zvýšila daňové odpočty v roce 1999. Prokázali, že daňové odpočty ovlivňují zaměstnanost matek negativně, což znamená, že sleva na dani z roku 2003 by zvýšila zaměstnanost žen ještě více (nad 5 %) v případě nezavedení daňových odpočtů. Abiry, Reuss a Stichnoth (2014) odhadli model pro hodnocení opatření rodinné politiky v Německu, a to se zaměřením na porodnost a zaměstnanost žen. Mezi nástroje, které měly podstatný vliv na porodnost, patřily příspěvky na rodičovskou dovolenou, přídatky na děti a dotovanou péči o děti, bez těchto nástrojů by porodnost byla o 6–10 % nižší.

Tématem vztahu mezi daňovou, sociálně dávkovou a rodinnou politikou se zabývali i čeští autoři. Část výzkumu se soustředila na zavedená opatření rodinné politiky a jejich srovnání s jinými státy, např. Vančurová (2002), Vančurová (2005), Mitchell (2010), Vlková (2019). Kocourková a kol. (2002) a další dřívější studie hodnotily propagační politiku v ČR. Z nedávné doby lze zmínit práce zabývající se dopadem jednotlivých opatření na rodiny s dětmi (Jahoda a Godarová, 2013, Kalíšková a Mních, 2014). Např. Šatava (2016) ve své studii kvantifikoval pomocí modelu Taxben a dat ČSÚ výši podpory domácností s dětmi, a to pomocí čistých efektivních daňových sazeb jednotlivých typů domácností. Z modelu vyplynulo, že domácnosti s dětmi jsou v průměru zatíženy čistou efektivní sazbou, která odpovídá zhruba polovině sazby bezdětných domácností. Domácnosti s nejmladším dítětem od 1 do 3 let čelí průměrné čisté efektivní daňové sazbě ve výši zhruba jedné devítiny sazby bezdětných. V případě daňového systému by neexistence této podpory zapříčinila výrazně vyšší zátěž pro domácnosti s dětmi než pro bezdětné domácnosti. V případě sociální podpory vyšla průměrná podpora pomocí sociálních dávek 16,2 % superhrubých příjmů domácností s nezaopatřenými dětmi, tedy zhruba šestkrát více než u bezdětných domácností, kde sociální dávky odpovídají 2,6 % jejich superhrubých příjmů. Höhne a Kuchařová (2016) analyzovaly pro roky 2006–2015 vývoj vybraných nástrojů (peněžitá pomoc v mateřství, rodičovský příspěvek, porodné, daňové zvýhodnění na dítě, sleva na manžela) ovlivňujících finanční situaci rodin s malými dětmi. Ze závěru analýzy vyplývá, že vybrané nástroje mají potenciál měnit rodinné chování, nicméně autorky se přiklání k názorům upozorňujícím na omezení jejich efektivnosti. Analýzu na úrovni makroekonomických dat provedly např. i Kocourová, Šťastná, Černíková (2019), jejichž

výzkum se zabýval zkoumáním vlivu hospodářské krize z roku 2008 na úroveň plodnosti ve státech Evropské unie s využitím panelové regresní analýzy. Jako zkoumané proměnné zvolily HDP na obyvatele a míru nezaměstnanosti. Nástup hospodářské krize i obě ekonomické proměnné prokázaly vliv na úhrnnou plodnost. Jak popisují autorky, v případě vlivu hospodářské krize se však nejednalo o skokovou změnu úrovně plodnosti, ale o postupný růst před krizí a poté postupný pokles. Závěrem autorky shrnují, že úhrnnou plodnost ovlivňuje více (někdy i těžko kvantifikovatelných) faktorů a připouštějí, že například právě opatření rodinné politiky mohou negativní dopad hospodářských krizí na úroveň plodnosti zmírnit. Šťastná (2019) ve své studii na základě analýzy období 1986 až 2014 dochází k závěru, že nastavení rodičovské dovolené ovlivňuje reprodukční chování a čas porizení dalšího dítěte.

3. Data a metody

Z výše uvedeného přehledu literatury je zřejmé, že vliv daňových a sociálně dávkových nástrojů na populační vývoj byl prokázán v mnoha zemích. Pokusme se zanalyzovat tento vliv v České republice. Prostřednictvím vícenásobného regresního modelu založeného na časových řadách odhadneme vliv daňových, sociálně dávkových a ekonomických faktorů na úhrnnou plodnost českých žen. Výběr proměnných byl proveden jednak na základě rešerše české i zahraniční literatury, dále pak na základě znalostí českého sociálního a daňového systému. Hlavním zdrojem dat je ČSÚ a související legislativa dostupná v aplikaci Automatizovaný systém právních informací (ASPI).

3.1 Sociálně dávková podpora rodin s dětmi

V České republice jsou rodiny s dětmi podporovány sociálními dávkami z několika různých systémů, a to zejména skrze sociální pojištění, státní sociální podporu a státní sociální pomoc. Některé dávky jsou tzv. příjmově testované, což znamená, že nárok na ně rodině vzniká splněním určitých podmínek kladených na výši příjmu rodičů.

V případě *peněžitě pomoci v mateřství* se jedná o dávku sociálního pojištění, která je upravena zákonem č. 187/2006 Sb., o nemocenském pojištění. Výdaje na tuto dávku činily v roce 2017 v ČR 8,62 mld. Kč a představovaly 30 % celkových výdajů nemocenského pojištění (ČSÚ, 2018b). Dávka kompenzuje příjem ženy v období 6–8 týdnů před očekávaným termínem porodu dítěte až do 22. týdne po porodu. Nárok na tuto dávku ženě vzniká účastí na nemocenském pojištění, tj. mohou ji reálně čerpat pouze ženy v zaměstnaneckém poměru, který zakládá účast na nemocenském pojištění, či OSVČ dobrovolně účastné nemocenského pojištění. Výše dávky se odvíjí od měsíčního vyměřovacího základu za posledních 12 kalendářních měsíců. Podpůrní doba činí 28 týdnů (u vícečetných porodů se doba prodlužuje).

Rodičovský příspěvek je dávkou státní sociální podpory a je upraven zákonem č. 117/1995 Sb., o státní sociální podpoře. Výdaje na rodičovský příspěvek dosáhly v roce 2017 v ČR zhruba 22,9 mld. Kč (ČSÚ, 2018b), což představuje asi 67 % celkových výdajů na dávky státní sociální podpory. Rodičovský příspěvek je pokračováním peněžité pomoci v mateřství (pokud je pobírána), nárok na něj má rodič, který po celý kalendářní měsíc osobně celodenně a řádně pečuje o jedno dítě do 4 let věku, a to až do vyčerpání celkové částky 220 000 Kč¹. V současné době je možnost vyčerpat příspěvek ve třech různých variantách: rychlejší, klasické a pomalé. Jak dlouho a v jaké výši bude rodič příspěvek čerpat je odvislé od výše příjmů rodiče.

Dávkou státní sociální podpory je také *porodné*, upravené zákonem č. 117/1995 Sb., o státní sociální podpoře. V roce 2017 bylo v ČR na tuto dávku vydáno celkem 218 mil. Kč., tj. necelé 1 % celkových výdajů na dávky státní sociální podpory (ČSÚ, 2018b). Smyslem dávky je jednorázově přispět na pokrytí nákladů souvisejících s narozením dítěte. Od roku 2011 je tato dávka poskytována pouze nízkopříjmovým rodinám, tj. je příjmově testována, a její výše je 13 000 Kč. S touto změnou také došlo ke snížení počtu rodin, které na dávku měly nárok.

V modelu je tato dávková podpora zastoupena ukazatelem *SP*, který tvoří sociální dávky v prvních třech letech věku dítěte, vyjádřené jako počet průměrných mezd (byla uvažována peněžitá pomoc v mateřství, rodičovský příspěvek, porodné).

3.2 Daňová podpora rodin s dětmi

Nepřímá podpora rodin s dětmi prostřednictvím daňového systému je v ČR realizována pomocí snižování odvodového zatížení této skupiny osob a je upravena zákonem č. 586/1992 Sb., o daních z příjmů (dále jako ZDP). Nejvýznamnější zastoupení má *daňové zvýhodnění pro poplatníky daně z příjmů fyzických osob* (sleva na dítě). Výše celkového daňového zvýhodnění závisí na počtu vyživovaných dětí žijících s poplatníkem ve společně hospodařící domácnosti. V roce 2019 je na první dítě možné uplatnit zvýhodnění ve výši 15 204 Kč, na druhé potom 19 404 Kč, na třetí a každé další 24 202 Kč. Do roku 2004 fungoval tento prvek jako nezdánitelná část základu daně (odčitatelné od základu daně), k 1. 1. 2005 byla novelou ZDP nezdánitelná část základu daně na vyživované dítě nahrazena právě daňovým zvýhodněním odčitatelným přímo od vypočtené daně. Tato sleva jako jediná umožňuje vznik tzv. daňového bonusu (záporné daně), kdy v případě, že daňové zvýhodnění převyšuje vypočtenou částku daně, stát poplatníkovi za určitých podmínek zápornou částku daně vyplátí zpět.

1 V roce 2020 došlo k navýšení rodičovského příspěvku z 220 000 Kč na 300 000 Kč. Tato změna nebyla v našem modelu zachycena.

Významnou slevou pro rodiny s dětmi je také *sleva na manžela* (sleva na nepracujícího manžela/manželku). I přesto, že slevu mohou uplatnit i jiné skupiny osob, než jsou rodiny s dětmi, je tato sleva využívána z větší části právě v situacích, kdy jeden z rodičů nevykonává ekonomickou aktivitu a stará se o dítě. Aktuálně je možné čerpat slevu na manžela ve výši 24 840 Kč, v podobě slevy na dani bylo možné tuto částku čerpat poprvé za zdaňovací období 2006, do roku 2005 ji bylo možné uplatnit jako nezdanitelnou část základu daně. Nejnovějším institutem je pak *sleva za umístění dítěte* (tzv. školkovné), která je v českém daňovém systému zavedena od roku 2014. Její výše není stanovena pevnou částkou, ale jako skutečně vynaložený náklad na umístění dítěte v předškolním zařízení, s maximálním omezením ve výši minimální mzdy platné pro daný rok. V roce 2019 byla minimální mzda 13 350 Kč.

Daňová podpora rodin s dětmi je v modelu ve formě ukazatele *DP*, který je složen z daňových slev, které lze uplatnit v prvních třech letech věku dítěte, vyjádřených jako počet průměrných mezd (byly uvažovány daňové zvýhodnění na dítě, sleva na manžela, sleva za umístění dítěte).

3.3 Veřejné služby pro rodiny s dětmi

Dalším pilířem rodinné politiky je podpora poskytování veřejných služeb pro rodiny s dětmi. Jedná se zejména o předškolní péči, družiny a různé mimoškolní aktivity. Česká republika v podpoře tohoto typu veřejných služeb ve srovnání se státy OECD zaostává, v roce 2015 se jednalo zhruba jen o 0,54 % HDP, průměr OECD byl na hodnotě 0,94 % (MPSV, 2019). Tato situace se již odráží i v aktuálním výzkumu, např. Kalíšková, Münich, Pertold (2016) ve své práci konstatují, že od počátku nového tisíciletí je nedostatečná kapacita předškolních zařízení. Vzhledem k výzkumům týkajících se postavení žen na trhu práce (např. Bičáková, Kalíšková, 2015) se i nedostatečnost předškolní péče jeví jako faktor do jisté míry ovlivňující rozhodnutí rodičů o pořízení potomka.

V modelu jsou veřejné služby pro rodiny s dětmi zastoupeny vlastním indexem *MŠ* v %, vyjadřující uspokojenost žadatelů o místo v mateřské školce, který vznikl jako podíl kapacity mateřských škol (ČSÚ, 2019d) a počtu dětí v předškolním věku v ČR.

3.4 Ekonomická situace

Jak již bylo zmíněno, úhrnnou plodnost ovlivňuje i ekonomická situace v zemi. Lze ji měřit ukazateli, jako je např. míra nezaměstnanosti, HDP, průměrné mzdy aj. Do modelu byl zvolen ukazatel obecné míry nezaměstnanosti v %, kde vycházíme z dat ČSÚ (ČSÚ, 2019c), který obecnou míru nezaměstnanosti stanovuje na základě výběrového šetření

pracovních sil a definuje ji jako podíl počtu nezaměstnaných na celkové pracovní síle (v %). Jako zástupce ukazatelů HDP byl zvolen HDP na 1 obyvatele v Kč, tj. podíl HDP v běžných cenách a středního stavu obyvatel v příslušném roce (ČSÚ, 2020b). Lze zvolit i ukazatel průměrné hrubé měsíční mzdy (ČSÚ, 2020c).

Z ekonomických ukazatelů zaměřených na ženy byly vybrány ukazatele podílu žen s vysokoškolským vzděláním v populaci v % a podíl žen na pracovních poměrech na částečný úvazek v %. V případě, že žena studuje vysokoškolské studium, odkládá přirozeně počátek své plodnosti do vyššího věku, většinou do období po ukončení VŠ studia nebo dokonce až po získání adekvátní pracovní pozice a zapracování se v ní. Z toho důvodu potom může až už z časových, nebo zdravotních důvodů, stihnout porodit méně dětí, než je tomu u žen s nižším vzděláním. Data tohoto ukazatele byla čerpána z ČSÚ (ČSÚ, 2020d) a vycházejí z výsledků výběrového šetření pracovních sil. Nejen dosažené vzdělání, ale i postavení ženy na trhu práce může ovlivňovat u ženy počet narozených dětí. Ženy, které chtějí skloubit mateřství a zaměstnání, mohou preferovat zaměstnání na částečný úvazek, proto byl zvolen ukazatel podílu žen na pracovních poměrech na částečný úvazek v % z dat Eurostatu (Eurostat, 2020).

Kostelecký a Vobecká (2011) poukazují na to, že problémy se získáním bydlení jsou jedním z významných faktorů působících na snižování porodnosti po roce 1989. Vzhledem k nedobré situaci na trhu se starými byty, byl jako vhodný ukazatel zvolen počet dokončených bytů v tisících.

3.5 Metody

Datový soubor použitý pro empirickou analýzu tak obsahuje zástupce tří pilířů rodinné politiky v ČR (sociální dávkovou podporu, daňovou podporu a zajištění služeb) a vlivu ekonomické situace na rozhodnutí o početí, ve formě ročních časových řad v období 1993–2018, v podobě následujících ukazatelů: *ÚP* – úhrnná plodnost, *DP* – daňová podpora rodin vyjádřená jako počet průměrných mezd, *SP* – sociální dávky vyjádřené jako počet průměrných mezd, *MŠ* – podíl uspokojených žadatelů o místo v mateřské školce v %, *DB* – počet dokončených bytů v tis., *HDPob* – HDP na 1 obyvatele v tis. Kč, *NEZ* – obecná míra nezaměstnanosti v %, *PTZ* – pracovní poměry na částečný úvazek žen v %, *PRM* – průměrná hrubá měsíční mzda v Kč a *VSZ* – podíl žen s vysokoškolským vzděláním v %. Jejich podrobnější popis byl uveden výše.

Pro odhad jejich vlivu na úhrnnou plodnost byla použita vícenásobná regresní analýza časových řad. Pro výběr vhodného regresního modelu je třeba nejprve identifikovat řád integrace jednotlivých časových řad. Tabulka 1 obsahuje ADF testy jednotkových kořenů (Dickey, Fuller, 1979), z které vyplývá, že na 5% hladině významnosti jsou všechny časové řady nestacionární, integrované řádu 1, tj. $I(1)$.

Tabulka 1 | ADF testy

	y_t		Δy_t			y_t		Δy_t	
	t_{ADF}	p -hodnota	t_{ADF}	p -hodnota		t_{ADF}	p -hodnota	t_{ADF}	p -hodnota
ÚP	1,3573	0,9516	-3,8731	0,0005	NEZ	-0,7718	0,3712	-3,6526	0,0008
DB	-1,5941	0,4707	-5,2432	0,0000	PTZ	0,7623	0,9900	-4,4738	0,0002
DP	-2,3305	0,4038	-5,1526	0,0000	PRM	1,1714	0,9968	-4,3685	0,0417
HDPob	1,8443	0,9811	-5,5034	0,0000	SP	-3,0866	0,1336	-6,5552	0,0000
MŠ	1,0154	0,9132	-2,5374	0,0136	VSZ	0,7115	0,9898	-4,5557	0,0373

Zdroj: vlastní výpočet

V dalším kroku je třeba vyloučit multikolinearitu vysvětlujících časových řad a zdánlivou regresi. Multikolinearita byla identifikována na základě výpočtu párových korelačních koeficientů pro jednotlivé kombinace vysvětlujících časových řad v případě *HDPob* a *DP*, *MŠ*, *NEZ*, *PRM* a *VSZ*, dále pro *PRM* a *DP*, *SP*, *VSZ*, také pro *DP* a *SP*, a nakonec pro *DP* a *VSZ*. Aby byla multikolinearita eliminována, ale nebyly vyloučeny ukazatele, které mohou přispět k vysvětlení vlivu na úhrnnou plodnost, byly z analýzy zcela vyloučeny pouze ukazatele *PRM*, *VSZ* a *DP*, ze zbylých byly sestaveny dva modely. Model (1) obsahuje ukazatele patřící do skupiny sociální dávkové podpory, zajištění služeb a také nezaměstnanost, model (2) potom vedle sociální dávkové podpory pouze ukazatele ekonomické

$$\dot{U}P_t = M\dot{S}_t + SP_t + NEZ_t + a_{1t}, \quad (1)$$

$$\dot{U}P_t = DB_t + HDPob_t + PTZ_t + SP_t + a_{2t}, \quad (2)$$

Zdánlivá regrese byla zamítnuta Engleovým-Grangerovým testem kointegrace (Engle, Granger, 1987), který vychází z analýzy reziduí statického regresního modelu, u obou modelů (model (1) $t_{ADF} = -4,732$, p -hodnota = 0,0000, model (2) $t_{ADF} = -3,764$, p -hodnota = 0,0008).

Rezidua modelů jsou stacionární, ale v případě modelu (1) jsou autokorelovaná, takže pro výsledný odhad statický model (1) nestačí a je třeba ho dynamizovat do tvaru modelu rozložených zpožděných proměnných (ADL) a modelu korekce chyby (EC). V obou případech tak půjde o kointegrační regresi, konkrétně o odhady jednorovnicových kointegračních modelů, protože časové řady, které budou do modelů vstupovat, jsou na 5% hladině významnosti nestacionární.

4. Výsledky

Tabulka 2 obsahuje odhad modelu (1) ve formě modelu ADL, který vyjadřuje krátkodobé vztahy mezi analyzovanými ukazateli, tabulka 3 potom odhad modelu (2), ve formě kointegrační regrese, vyjadřující dlouhodobé vztahy mezi ukazateli.

Tabulka 2 | Odhad modelu (1)

Závisle proměnná: ÚP				
Proměnná	Parametr	Sm. chyba	t-stat	P-hodnota
C	-0,2544	0,1171	-2,1733	0,0419
ÚP(-1)	0,5268	0,0707	7,4475	0,0000
MŠ	0,0113	0,0013	8,6833	0,0000
SP	0,0118	0,0029	4,0469	0,0006
NEZ	-0,0202	0,0051	-3,9326	0,0008
Diagnostické testy			TK	P-hodnota
Breuschův-Godfreyův test autokorelace			0,5235	0,6012
ARCH test podmíněné heteroskedasticity			0,0691	0,7951
Jarqueův-Berův test normality			2,0467	0,3594

Zdroj: vlastní výpočet

Z hlediska krátkodobých vztahů úhrnná plodnost v čase t přímo úměrně závisí jak na své hodnotě v čase $t - 1$, tak i na podílu uspokojených žadatelů o místo v mateřské školce a sociálních dávkách v prvních třech letech věku dítěte a nepřímo úměrně na míře nezaměstnanosti. Model vysvětluje $R^2 = 0,9781$ rozptylu závisle proměnné, upravený $R^2_{upr} = 0,9737$. Diagnostická kontrola modelu na 5% hladině významnosti prokázala, že nesystematická složka modelu není autokorelovaná, je homoskedastická a má normální rozdělení.

Z modelu EC, získaného přepsáním z modelu ADL,

$$\widehat{UP}_t = 0,0239MŠ_t + 0,0250SP_t - 0,0427NEZ_t \quad (1a)$$

vyplývá, že z hlediska dlouhodobých vztahů (za předpokladu *ceteris paribus*) zvýšení podílu uspokojených žadatelů o místo v mateřské školce o jeden procentní bod zvýší v průměru úhrnnou plodnost o 0,024, zvýšení celkových sociálních dávek v prvních třech letech dítěte o hodnotu jedné průměrné mzdy zvýší v průměru úhrnnou plodnost o 0,025 a zvýšení nezaměstnanosti o jeden procentní bod úhrnnou plodnost sníží v průměru o 0,043.

Tabulka 3 | Odhad modelu (2)

Závisle proměnná: ÚP				
Proměnná	Parametr	Sm. chyba	t-stat	P-hodnota
C	0,3040	0,0879	3,4562	0,0033
DB	0,0035	0,0015	2,4004	0,0289
HDPob	0,0016	0,0001	11,8076	0,0000
PTZ	0,0345	0,0096	3,6067	0,0024
SP	0,0070	0,0027	2,6149	0,0188
Diagnostické testy			TK	P-hodnota
Breuschův-Godfreyův test autokorelace			0,3331	0,7222
ARCH test podmíněné heteroskedasticity			0,7880	0,3864
Jarqueův-Berův test normality			0,0588	0,9710

Zdroj: vlastní výpočet

Model (2) vysvětluje $R^2 = 0,9844$ rozptylu závisle proměnné, upravený $R^2_{upr} = 0,9805$. Diagnostická kontrola modelu na 5% hladině významnosti prokázala, že nesystematická složka modelu není autokorelovaná, je homoskedastická a má normální rozdělení.

Z odhadnutého modelu

$$\widehat{UP}_t = 0,304 + 0,0035DB_t + 0,0016HDPob_t + 0,0345PTZ_t + 0,00704SP_t \quad (2a)$$

v průměru vyplývá, že z hlediska dlouhodobých vztahů (za předpokladu ceteris paribus) zvýšení počtu dokončených bytů o tisíc zvýší úhrnnou plodnost o 0,0035, zvýšení HDP na obyvatele o tis. Kč zvýší úhrnnou plodnost o 0,0016, zvýšení podílu žen zaměstnaných na částečný úvazek o jeden p. b. zvýší úhrnnou plodnost o 0,0345 a zvýšení celkových sociálních dávek v prvních třech letech dítěte o hodnotu jedné průměrné mzdy zvýší úhrnnou plodnost o 0,007. Znaménka parametrů v odhadnutých modelech odpovídají předpokladům autorek.

Závěr

V předloženém článku jsme se zabývaly účinností nástrojů, které jsou využívány k podpoře rodin s dětmi v České republice. Úhrnná plodnost se od počátku 90. let 20. století drží pod hranicí prosté reprodukce, což má za následek významné změny ve věkové struktuře obyvatelstva, jejíž složení má vliv nejen na fungování veřejných

financí. Ze zahraniční literatury je zřejmé, že daňové a sociální nástroje ovlivňují populační vývoj. V tomto článku ukazujeme, že tyto ekonomické nástroje rodinné politiky ovlivňují populační chování i v ČR.

I když je populační chování ovlivněno různými neekonomickými faktory, domníváme se, že vliv ekonomických faktorů je významný.

Výsledky naší analýzy v modelu 1 ukazují, že v České republice je plodnost pozitivně ovlivňována zajištěním služeb v podobě mateřských škol a stimulačně působí také výše sociální dávkové podpory rodin. Například Vostatek (2016) navrhuje jako nástroj ke zvýšení plodnosti nárok na umístění dítěte v mateřských školách za minimální nebo nulový poplatek. Tento přístup může ovšem fungovat pouze při zajištění dostatečných kapacit pro všechny děti, jinak by vedl ještě k vyšší diskriminaci mezi těmi, kteří místo v mateřské škole získali a těmi, kteří je nezískali. Nepříznivá ekonomická situace, která se projevuje růstem nezaměstnanosti, naopak plodnost snižuje, což je i v souladu s výsledky studie Kocourkové, Štastné, Černíkové (2019). Vliv daňové podpory rodin na plodnost nebyl v ČR prokázán. To je zřejmě způsobeno tím, že tato podpora je finančně mnohem menší než sociální dávková podpora. Daňová podpora by, dle našeho názoru, měla být zvýšena, neboť v současné době je pro rodiny s dětmi málo viditelná. Zásadní nevýhodou daňové podpory navíc je, že nízkopříjmové rodiny nemají šanci využít plně nárok na určité slevy na dani. Zvýšení daňové podpory tak těmto rodinám žádné výhody nepřinese. Zahraniční studie zmíněné v přehledu literatury vliv daňové podpory prokázaly (Whittington, Alm a Peters, 1990; Zhang, Quan a Van Meerbergen, 1994), ovšem mezinárodní srovnání jsou vzhledem k rozdílnosti daňových a sociálních systémů omezená.

V modelu 2 byl prokázán vliv ekonomických faktorů, jako je dostupnost bydlení, vyšší HDP na 1 obyvatele a u žen možnost práce na částečný úvazek. Ovlivnění těchto faktorů je složitější a časově náročnější než zákonná úprava daňových a sociálních dávkových podpor. Naopak nebyl prokázán vliv průměrné hrubé měsíční mzdy a ani to, zda mají ženy vysokoškolské vzdělání.

Při interpretaci výsledků je nutno zmínit dvě významná omezení modelů. Zaprvé, na rozhodování rodin o počtu dítěte má vliv mnoho dalších ekonomických, sociálních a kulturních faktorů, které nebylo možné kvantifikovat a do modelů zahrnout. Zadruhé, proměnné v modelech sledují určité dlouhodobé trendy a existují mezi nimi přímé i nepřímé vztahy, které je obtížné modelově zachytit v makroekonomickém modelu s 26 pozorováními, což je relativně krátké období. Prodloužení časových řad do starší historie je problematické, neboť v období socialismu panovalo zcela jiné společenské klima a platily jiné vzorce chování rodin, s dnešními nesrovnatelné. Na základě výše uvedených omezení je třeba brát výsledky naší analýzy spíše jako určité signály o možných účinných opatřeních rodinné politiky, v žádném případě však nejde o definitivní závěry.

Literatura

- Abiry, R., Reuss, K., Stichnoth, H. (2014). Completed Fertility Effects of Family Policy Measures: Evidence from a Life-Cycle Model. Discussion Paper No. 14-068. ZEW – Centre for European Economic Research.
- Arltová, M. (2011): *Stochastické metody modelování a předpovídání demografických procesů*. Habilitační práce, Praha, Vysoká škola ekonomická.
- Arltová, M., Langhamrová, J. (2009). Analýza vztahů časových řad porodnosti a sňatečnosti v České republice v letech 1960–2007. *Politická ekonomie*, 57(4), 495–508.
- Azmat, G., González, L. (2010). Targeting fertility and female participation through the income tax. *Labour Economics*, 17 (3), 487–502.
- Bičáková, A., Kalíšková, K. (2015). *Od mateřství k nezaměstnanosti: Postavení žen s malými dětmi na trhu práce*. Národohospodářský ústav AV ČR.
- ČSÚ (2018a). Obyvatelstvo podle hlavních věkových skupin a pohlaví v letech 1920–2017. Demografická příručka – 2017. Český statistický úřad. Dostupné z: <https://www.czso.cz/csu/czso/demograficka-prirucka-2017> [vid. 8. 10. 2019].
- ČSÚ (2018b). Vybrané údaje o sociálním zabezpečení za rok 2017. Český statistický úřad. Dostupné z: <https://www.czso.cz/csu/czso/vybrane-udaje-o-socialnim-zabezpeceni-2017> [vid. 8. 10. 2019].
- ČSÚ (2019a). Proměny věkového složení obyvatelstva ČR - 2001–2050. Český statistický úřad. Dostupné z: <https://www.czso.cz/csu/czso/promeny-vekoveho-slozeni-obyvatelstva-cr-2001-2050> [vid. 8.10.2019].
- ČSÚ (2019b). *Úhrnná plodnost a průměrný věk matek, 1920–2018*. Český statistický úřad. [Cit. 2019-10-08] Dostupné z: <https://www.czso.cz/documents/10180/91917340/13007019g03.xlsx/dac91fe5-fd4c-45fd-85ca-4bc2eb833f28?version=1.1>
- ČSÚ (2019c). *Zaměstnanost a nezaměstnanost podle výsledků výběrového šetření pracovních sil (VŠPS) (1993–2018)*. Český statistický úřad. [Cit. 2019-10-08] Dostupné z: https://www.czso.cz/documents/10180/91917748/32018119_0501.xlsx/8a19d7c8-cb98-416f-b464-2a84b2bf63ea?version=1.0
- ČSÚ (2019d). *Počet dětí v mateřských v České republice*. Český statistický úřad. [Cit. 2019-10-08] Dostupné z: https://www.czso.cz/csu/czso/cr_od_roku_1989_skolky
- ČSÚ (2020a). *Bytová výstavba v České republice – byty dokončené*. Český statistický úřad. [Cit. 2020-03-09] Dostupné z: https://www.czso.cz/csu/czso/bvz_cr
- ČSÚ (2020b). *Hlavní makroekonomické ukazatele*. Český statistický úřad. [Cit. 2020-03-09] Dostupné z: https://www.czso.cz/csu/czso/hmu_cr
- ČSÚ (2020c). *Průměrná hrubá měsíční mzda*. Český statistický úřad. [Cit. 2020-03-09] Dostupné z: https://www.czso.cz/csu/czso/p mz_cr
- ČSÚ (2020d). *Česká republika od roku 1989 v číslech*. Český statistický úřad. [Cit. 2020-03-09] Dostupné z: https://www.czso.cz/documents/10180/91917748/32018119_0104.xlsx/477e859e-c681-4596-9336-f6681b1e91e0?version=1.0
- Dickey, D. A., Fuller, W. A. (1979). Distribution of Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of American Statistical Association*, 74(366), 427–431, <https://doi.org/10.2307/2286348>

- Engle, R. F., Granger, C. W. J. (1987). Cointegration and Error Correction Representation: Estimation and Testing. *Econometrica*, 55(2), 251–276, <https://doi.org/10.2307/1913236>
- Eurostat (2020). *Part-time Employment and Temporary Contracts - Annual Data*. European Statistics [Cit. 2020-03-10] Dostupné z: https://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=lfpsi_pt_a&lang=en
- Höhne, S., Kuchařová, V. (2016). Změny finančních nástrojů rodinné politiky v letech 2006–2015 a jejich potenciál měnit natalitní chování. *Politická ekonomie*, 64(7), 867–890, <https://doi.org/10.18267/j.polek.1094>
- Jahoda, R., Godarová, J. (2013). Family Policy in the Czech Republic: Redistribution of Wealth Through the Child Tax Bonus. *Acta Universitatis Agriculturae et Silviculturae Mendelianae Brunensis*, 61(7), 2213–2220, <https://doi.org/10.11118/actaun201361072213>
- Kalíšková, K. (2017). *IDEA pro volby 2017: Podpora rodin s dětmi: daně, dávky a veřejné služby*. Národohospodářský ústav AV ČR. ISBN 978-80-7344-413-6
- Kalíšková, K., Münich, D. (2014). *Komu pomůže navrhované zvýšení slevy na dítě?* Národohospodářský ústav AV ČR.
- Kalíšková, K., Münich, D., Pertold, F. (2016). *Veřejná podpora míst ve školkách se vyplatí: analýza vnosů a nákladů*. Národohospodářský ústav AV ČR. ISBN 978-80-7344-363-4.
- Kocourková, J., Kučera, M., Loužek, M., et al. (2002). *Propopulační politika – ano či ne*. Ekonomika, právo, politika č. 21/2002. Centrum pro ekonomiku a politiku. Dostupné z: http://www.vzdelavaci-institut.info/?q=system/files/Propopulacni_politika.pdf
- Kocourková, J., Šťastná, A., Černíková, A. (2019). Vliv ekonomické krize na úroveň plodnosti ve státech Evropské unie. *Politická ekonomie*, 67(1), 82–104, <https://doi.org/10.18267/j.polek.1230>.
- Kostecký, T., Vobecká, J. (2011). Ovlivňuje finanční (ne)dostupnost bydlení porodnost v České republice? *Urbanismus a územní rozvoj*, 14(1), 18–21.
- Krebs, V., et al. (2015). *Sociální politika*. 6. vyd. Praha: Wolters Kluwer. ISBN 978-80-7478-921-2.
- Ministerstvo práce a sociálních věcí (MPSV) (2004). *Národní zpráva o rodině*. Ministerstvo práce a sociálních věcí. [Cit. 2019-10-08] Dostupné z: <https://www.mpsv.cz/web/cz/-/narodni-zprava-o-rodine?inheritRedirect=true>
- Ministerstvo práce a sociálních věcí (MPSV) (2005). *Národní koncepce rodinné politiky*. Ministerstvo práce a sociálních věcí. [Cit. 2019-10-08] Dostupné z: https://www.mpsv.cz/documents/20142/372765/koncepce_rodina.pdf/e94cc331-74ad-b2cb-28fc-0b245438e95b
- Ministerstvo práce a sociálních věcí (MPSV) (2008). *Národní koncepce podpory rodin s dětmi*. Ministerstvo práce a sociálních věcí. [Cit. 2019-10-08] Dostupné z: https://www.mpsv.cz/documents/20142/225508/Narodni_koncepce_podpory_rodin_s_detmi.pdf/be17dc8c-8441-952e-ef13-e13486fba929
- Ministerstvo práce a sociálních věcí (MPSV) (2017). *Koncepce rodinné politiky*. Ministerstvo práce a sociálních věcí. [Cit. 2019-10-08] Dostupné z: https://www.mpsv.cz/documents/20142/225508/Koncepce_rodinne_politiky.pdf/5d1efd93-3932-e2df-2da3-da30d5fa8253 [vid. 8. 10. 2019].
- Ministerstvo práce a sociálních věcí (MPSV) (2019). *Aktualizovaná verze koncepce rodinné politiky*. Ministerstvo práce a sociálních věcí. [Cit. 2019-10-08] Dostupné z: <https://socialnipolitika.eu/wp-content/uploads/2019/09/Aktualizovaná-Koncepce-rodinné-politiky-2019.pdf>

- Mitchell, E. (2010). *Finanční podpora rodin s dětmi v České republice v evropském kontextu*. Sociologický ústav AV ČR. ISBN 978-80-7330-183-5.
- Šatava, J. (2016). *Podpora rodin s dětmi prostřednictvím daňově dávkového systému*. Národohospodářský ústav AV ČR.
- Šťastná, A. (2019). Změny nastavení rodičovského příspěvku v Česku a jejich možný dopad na reprodukční chování. *Sociologický časopis/Czech Sociological Review*, 55(1), 31–60, <https://doi.org/10.13060/00380288.2019.55.1.447>
- Vančurová, A. (2002). *Daňová podpora rodin s dětmi*. Praha: Národohospodářský ústav Josefa Hlávky.
- Vančurová, A., et al. (2005). *Současná a připravovaná opatření rodinné politiky v zemích střední Evropy*. Projekt výzkumu a vývoje MPSV. Dostupné z: https://www.mpsv.cz/documents/20142/225508/studie_vancurova.pdf/7e5df0d8-7055-fde6-4a82-dc5abd95fe9b
- Vlková, V. (2019). Daňové zvýhodnění rodin s dětmi. *Český finanční*