Partnerské dráhy prvorodiček bez partnera ve společné domácnosti*

HANA MORÁVKOVÁ, MARTIN KREIDL**
Fakulta sociálních studií, Masarykova univerzita, Brno

Partnership Trajectories of Mothers without a Co-residential Partner

Abstract: We investigate partnership transitions of mothers who had no co-residential partner at the time of birth of their first child ('solo mothers'). Using retrospective partnership and co-residence histories from the Czech 2005 GGS, we investigate mothers' entry into the first subsequent co-residential partnership using event history methods. We test several hypotheses derived from the individualisation theory. While approximately one half of 'solo mothers' had no co-residential partner at the time they had their first child, almost 50% of them did enter a co-residential partnership subsequently. The probability of transitioning into a co-residential partnership increased over cohorts. Whereas about 25% of solo mothers from the oldest cohort (first child born before entered a co-residential partnership with the 20 years after having their first child), in the youngest cohort the figure was almost two-thirds. The highest odds are among very young solo mothers. Well-educated solo mothers are more likely to remain without a co-residential partner and the effect of education increases over cohorts, perhaps reflecting their growing ability and willingness to remain solo.

Keywords: single mothers, partnership transitions, survival analysis, life-course, de-standardisation

Sociologický časopis / Czech Sociological Review, 2017, Vol. 53, No. 4: 565–591
https://doi.org/10.13060/00380288.2017.53.4.358

Úvod: rostoucí podíl sólo matek a jejich další životní dráhy

Komplexní společenská změna, kterou česká společnost prochází po roce 1989, zahrnuje, mimo jiné, pokles sňatečnosti, nárůst výskytu nesezdaných soužití a změny ve struktuře porodnosti podle rodinného stavu matky [Fialová 2006; Katrňák 2001; Paloncyová, Šťastná 2011; Sobotka et al. 2008; Kreidl, Štípková 2012;

* Tato stať vznikla s finanční podporou projektu Specifického výzkumu „Společnost a její proměny" na katedře sociologie Fakulty sociálních studií Masarykovy univerzity (projekt č. MUNI/A/1114/2015).

** Veškerou korespondenci posílejte na adresu: Mgr. Hana Morávková, Katedra sociologie, Fakulta sociálních studií, Masarykova univerzita, Joštova 10, 602 00, Brno, e-mail: moravhan@gmail.com, případně kreidlm@fss.muni.cz.

© Sociologický ústav AV ČR, v.v.i., Praha 2017

Zeman 2006; Zeman, Hamplová 2007]. Součástí této proměny byl ale zřejmě i nárůst počtu matek, které rodily své děti mimo koresidenční partnerství. Jejich podíl byl zatím jen nepřímo odhadován a další partnerské dráhy (které jsou důležité i s ohledem na životní šance dětí narozených mimo koresidenční partnerství) nejsou vůbec popsány.

Výskyt nesezdaných soužití v ČR již několik dekád narůstá. Podle dostupných výsledků z výběrových šetření žilo na přelomu tisíciletí v kohabitacích zhruba 6% dospělé české populace [viz Chaloupková 2006; Kreidl, Štípková 2012], což se zhruba shoduje se závěry z cenzu z roku 2001, kde můžeme identifikovat obdobný podíl nesezdaných soužití [5,4 %, viz Bartoňová 2007]. O deset let později (v cenzu z roku 2011) jsme pak svědky téměř dvojnásobného nárůstu, kdy vystoupala sledovaná hodnota na 11 % [ČSÚ 2014].

Podobně dlouhodobě narůstá i podíl dětí narozených mimo manželství. Mimomanželská plodnost dosahovala před rokem 1989 relativně nízkých hodnot (méně než 10 % dětí se rodilo neprovdaným matkám [viz Paloncyová, Šťastná 2011; Zeman 2006; Štípková 2014]). V roce 1995 se již jedná o 16% podíl a o devět let později se tato situace dotýká téměř každého druhého dítěte [ČSÚ 2015; Rychtaříková 2010; Štípková 2014].

Podle dostupných informací ale nelze vysoký podíl dětí narozených neprovdaným matkám připisovat výhradně rostoucímu počtu kohabitujících matek – v české společnosti se zřejmě zároveň objevuje stále vyšší počet matek, které žijí bez partnera [Rychtaříková 2010]; ty jsou někdy v literatuře označovány jako „osamělé" matky, vhodnějším termínem se zdá být „sólo matky", jak preferuje např. Dudová [2015]. Rovněž Hamplová [2007a, 2007b] s využitím dat z výzkumu Sociální a ekonomické podmínky mateřství (SEPM) ukazuje rostoucí podíl sólo matek. Štípková [2013] pomocí dat z populačních registrů odhaduje, že podíl osamělých matek mezi všemi rodičkami mezi lety 1990 a 2010 vzrostl z 5 % na 9 % [viz také Štípková 2016].

Srovnání dětí sólo matek a matek žijících v manželství/s partnerem je tradičním výzkumným tématem, které svou popularitu čerpalo zřejmě zejména z obecného zájmu o životní blaho dětí. Pokud srovnáme situaci dítěte, které žije s oběma rodiči, a dítěte, které žije pouze s matkou, objevíme mnoho rozdílů, které typicky indikují různé dimenze znevýhodnění. Jde např. o rozdíly v průměrné porodní hmotnosti (a riziku nízké porodní hmotnosti [Štípková 2013; Kreidl, Hrešanová 2007]), v množství času, které dítě tráví s matkou [Kendig, Bianchi 2008], v riziku chudoby [Casper, Bianchi 2002; Trbola, Sirovátka 2006; Kuchařová 2009], v intelektuálním, emočním a sociálním vývoji [Popenoe 2011; Warshak 1996], v podobě aspirací a dosažených studijních výsledků [Klebanov, Brooks-Gunn, Duncan 1994; Davis-Kean 2005].

Matky, které v době narození dítěte nežijí s partnerem, nejsou v české sociální vědě novým tématem. Už v sedmdesátých a osmdesátých letech se objevily výzkumy, které studovaly přechody z osamělého mateřství do jiných partnerských forem. Výsledky Dunovského, Kučery a Zelenkové [1977] naznačují, že více

než třetina žen zůstala do tří let od porodu prvního potomka stále bez partnera. Gbelcová, Koncernová a Možný [1990] pak dospěli k závěru, že při oslavě prvních narozenin dítěte zůstává 77 % matek stále bez koresidenčního partnera. Hamplová [2007a, 2007b] s využitím dat z výzkumu SEMP dokládá, že v době, která předcházela dotazování, nastal přechod z osamělého mateřství u 28 % žen. Konkrétně 7 % z nich již žilo v manželství a 21 % v kohabitaci. Zbylých 72 % setrvává v době dotazování stále bez partnera (s ohledem na konstrukci vzorku a způsob zjišťování informací nemusí ale tento údaj reflektovat celoživotní situaci osamělých matek, ale může být zkreslen cenzorováním zprava). Vzhledem k významu osamělého mateřství a k dynamice současného populačního vývoje je však současná podoba tohoto jevu málo zmapována a dostupné údaje mohou být – jak uvádíme výše – zkreslené nebo jsou založené na neúplných, v lepším případě na imputovaných datech.

V tomto textu si klademe za cíl empiricky, pomocí pro tuto úlohu zatím nevyužitých českých dat z výzkumu *Gender and Generations Survey* z roku 2005 (GGS 2005) [United Nations 2005], popsat výskyt sólo mateřství (a jeho socioekonomickou stratifikaci) u prvorodiček a zjistit, zda (a jak často) vstupují sólo matky do koresidenčních partnerství. Chceme zodpovědět otázku, zda zůstávají bez partnera spíše kratší, či spíše delší dobu (jak by bylo možno usuzovat z rostoucí tolerance a individualizace současné české společnosti). A konečně chceme ukázat, jak je pravděpodobnost vstupu do koresidenčního partnerství stratifikována podle věku a dosaženého vzdělání, případně jak se tato stratifikace proměňuje a do jaké míry stratifikace sólo mateřství odpovídá teoreticky zakotvené představě o rostoucí míře destandardizace životních drah.

Obecné teoretické rámování: sólo matky a jejich životní dráhy v době individualizace

Na partnerské dráhy sólo matek se díváme z perspektivy teorie životních drah. Životní dráhy chápeme jako postupně se rozvíjející série životních událostí, které vymezují jednotlivé fáze života, jim odpovídající sociální statusy a role (srov. Mills [2007]; v českém kontextu zavedl koncept životních drah Alan [1989], pojem pak v nedávné době z českých autorů/autorek rozvinuli např. Hasmanová Marhánková, Kreidl [2012], Hašková et al. [2014], Chaloupková [2010], Pařízková [2012], Vítečková, Klímová Chaloupková [2014]). Sólo matky v ČR chápeme jako ženy, které se ocitly v pozicích pro českou společnost netradičních a jejichž životní dráhy se odklonily od dominantního vzorce.

V sedmdesátých a osmdesátých letech minulého století byl životní běh obyvatel ČR charakterizován vysokou mírou standardizace – zkušenost manželství a rodičovství (ale též prarodičovství) byla téměř univerzální a lidé těchto statusů dosahovali v poměrně nízkém věku a v relativně úzkém věkovém rozmezí. Fialová a Kučera [1996] uvádějí, že v sedmdesátých letech 20. století vstupovalo

do manželství 95 % českých svobodných mužů a 97 % českých svobodných žen. Průměrný věk při vstupu do prvního manželství (a při narození prvního potomka) byl od šedesátých let 20. století až do roku 1990 stabilně velmi nízký a téměř všichni se stávali rodiči. Například v kohortě narozené v roce 1960 zůstalo celoživotně bezdětných pouze 6 % žen [Rychtaříková 1994], zatímco ostatní měly jedno nebo dvě děti a jen zřídka více [Možný 2002: 27]. Empiricky doložená standardizace životních drah byla hluboce zakotvena v socioekonomických a politických strukturách normalizované české společnosti.

Společenská změna po roce 1989 byla i obdobím masivního nárůstu různorodosti životních drah [Kvapilová Bartošová, Pakosta, Fučík 2012; Hasmanová Marhánková, Kreidl 2012; Hašková et al. 2014] a česká společnost podle řady empirických indikátorů procházela obdobím destandardizace životních drah. Jev destandardizace se v zemích na západ od ČR začal projevovat – pod vlivem postupné hodnotové proměny, emancipačních hnutí, ale i ztráty ekonomických a sociálních jistot – od šedesátých let minulého století [viz Brückner, Mayer 2005]. Podobné vlivy se projevily i v ČR po roce 1989, a tak se i odborná debata o příčinách destandardizace životních drah české populace v zásadě neliší od debat, které vedli sociální vědci v jiných zemích (v české literatuře podává jejich přehled např. Pařízková [2012]). Například Rabušic [1997] zdůrazňuje nově vzniklý prostor pro svobodné individuální volby a životní styl. Oproti tomu např. Kucharová, Lhotská a Petrová [1996] nebo Rychtaříková [1996: 79] zdůrazňují „krizové chování obyvatelstva", které je reakcí na ztrátu jistoty zaměstnání, omezení příjmové redistribuce (opouštění plošných sociálních dávek), příjmovou diferenciaci obyvatelstva (a s ní narůstající nejistotu) a nárůst nákladů na bydlení a zaopatření dětí.

Diferenciaci životních drah můžeme nahlížet jako jeden z projevů celkové individualizace společnosti [Mills 2007]. Díky procesu individualizace mohou lidé získávat větší míru kontroly nad svými životy a odpoutávat se od sociálních forem industriální společnosti [Beck 2004]. Individualizace přináší svobodu volby, zároveň ale s sebou nese tlak na podřízení se internalizovaným společenským očekáváním [Beck, Beck-Gernsheim 1995: 7]. Proto nemusí nutně vyústit v různorodější prožívání běhu života, ale jen v ustavení nových životních etap, nebo nové řazení starých známých rolí [Mills 2007]. V české společnosti – ale i jinde – se ustavily nové standardy, například odkládání manželství a rodičovství až ke třetí dekádě života [Brückner, Mayer 2005; Chaloupková 2008] nebo předmanželská či porozvodová kohabitace [Hasmanová Marhánková, Kreidl 2012].

Standardizace a destandardizace ovšem nejsou – vnímáno na ještě obecnější úrovni – vzájemně se vylučujícími procesy [Beck 2004]; naopak mohou probíhat souběžně, neboť jedinci jsou sice osvobozováni, ale zároveň roste jejich závislost na institucích (např. na trhu práce a skrze něj na vzdělání i spotřebě). „Individualizace se stává nejpokročilejší formou zespolečenštění závislého na trhu, právu, vzdělání atd." [Beck 2004: 210] Individualizace tedy otevírá prostor pro odpovědnost za vlastní životy, zároveň ale tyto životy žijeme v podmínkách, které nejsou

plně pod naší kontrolou [Beck, Beck-Gernsheim 1995]. I proto se mohou v životních drahách lidí rozvolňovat vazby a vzájemné podmíněnosti jednotlivých statusů. To se může projevit například souběžností rolí, které bývaly považovány za neslučitelné. Lidé například pod tlakem ekonomických okolností často odkládají studium, kombinují studium se zaměstnáním [Rabušicová, Rabušic 2006]. Podobně v reakci na podmínky trhu práce (a potřebu dosažení vyššího vzdělání, popřípadě zajištění bydlení) odkládají manželství, rodičovství a odstěhování od rodičů [Hamplová, Šalamounová, Šamanová 2006]. Jiní lidé potom vykonávají dvě povolání nebo kombinují zaměstnání s podnikáním k zajištění vyššího příjmu a/nebo udržení stability příjmu [Večerník 1998].

Kdo jsou sólo matky a jaké jsou jejich partnerské dráhy? Odvození hypotéz

Vzhledem k probíhající hodnotové transformaci a diverzifikaci a destandardizaci životních drah, která probíhá v ČR i v dalších zemích [viz např. Hašková et al. 2014; Chaloupková, Soukupová 2007; Chaloupková 2010; Lappegard 2014; Seltzer 2000; Kreidl, Štípková 2012], očekáváme změny v šancích na ustavení koresidenčního partnerství napříč kohortami. Zatímco v minulosti byly svobodné matky mnohdy stigmatizovány [Kozlová, Tomanová 2005], riziko stigmatizace zřejmě významně oslabilo v důsledku proměny hodnot (rostoucí individualizace) a rostoucí tolerance k netradičním rodinným formám [viz např. Hamplová, LeBourdais 2009]. Z toho odvozujeme *H1: Šance na ustavení koresidenčního partnerství porostou napříč kohortami*.

Šance na porod bez koresidenčního partnera se snižuje s věkem: podle Hamplové [2007a] má žena v osmnácti letech 20% pravděpodobnost, že porodí mimo koresidenční partnerství, zatímco u ženy třicetileté je šance minimální (pouze 4%). Také Štípková [2013] dospěla k obdobným závěrům,[1] které podporují tvrzení, že matky, které v době porodu nežily s partnerem, byly zpravidla mladší. V tomto kontextu upozorňuje také na vyšší identifikovaný podíl náctiletých dívek mezi osamělými matkami: konkrétně 17 % náctiletých matek bylo zároveň bez koresidenčního partnera (mezi matkami s koresidenčním partnerem je jejich podíl nižší než 5 % [Štípková 2013]). Velmi mladé prvorodičky bez partnera (ve věku 15–18 let) se budou nejspíše setkávat s nedostatkem potenciálních partnerů podobného věku. Bude se jednat především o velmi mladé muže, kteří nebudou schopni dítě a matku ekonomicky zabezpečit, případně se nebudou chtít tak brzy vázat k rodinnému životu. U velmi mladých sólo matek tedy sólo mateřství zřejmě dominantně není výsledkem vlastní volby, ale reakcí na existující ekonomická

[1] Štípková identifikovala osamělé matky a matky s partnerem díky registrům narození, a to v období 2007–2010. Klíčovou informací pro ni bylo, zda žena uvedla při narození dítěte jméno jeho otce, či nikoli. V případě, že k tomu nedošlo, předpokládá pak, že s ním ani nežije.

a institucionální omezení. Zároveň ale platí, že velmi mladé sólo matky (které budou zřejmě typicky méně vzdělané a budou mít horší šance na získání vyššího výdělku) budou mít i v dalších letech značný zájem na získání koresidenčního partnera, který by mohl přispět ke zvýšení příjmu domácnosti. Naproti tomu sólo matky, které své první dítě porodily ve vyšším věku, budou s daleko větší pravděpodobností sólo matkami z vlastní volby, a proto je u nich menší pravděpodobnost, že budou usilovat o ustavení koresidenčního partnerství. Z výše řečeného odvozujeme *H2: Sólo matky, které porodily ve velmi nízkém věku, budou mít vyšší pravděpodobnost pozdějšího ustavení koresidenčního partnerství než sólo matky, které své dítě porodily ve vyšším věku.*

Mimomanželská plodnost je zpravidla korelována s dosaženým vzděláním ženy. Nejvíce porodů můžeme identifikovat u žen se základním vzděláním, s jeho stoupající hodnotou pak tyto podíly zpravidla klesají [Zeman, Hamplová 2007; Zeman 2006; Hašková, Rabušic 2008; Hamplová 2006; Chaloupková 2011; Hašková 2006; Fučík, Lakomý 2014; Štípková 2013]. Podle Hamplové [2007b] jsou osamělými matkami nejčastěji ženy s nanejvýš středoškolským vzděláním. Děti prvního pořadí, které se narodily osamělým matkám v letech 1995–1998, rodily nejvíce ženy s maturitou (44 %), následované těmi s vyučením (32 %). V letech 1999–2002 byly na prvním místě naopak ženy vyučené (42 % vs. 33 % žen s maturitou) a v období 2003–2006 byl jejich podíl opět nejvyšší v kategorii vyučených (56 %), ovšem na druhém místě následované těmi, které měly pouze základní vzdělání (26 %). Štípková [2013] ve své studii uvádí, že maturitu má pouze 28 % osamělých matek [podobně také Chaloupková 2011; Vohlídalová 2014].[2]

Protože je tolerance netradičních rodin podle Paloncyové, Šťastné [2011] a Chaloupkové, Šalamounové [2004] nejvyšší u lidí s vyšším vzděláním a protože manželské i kohabitující páry stále v ČR (podobně jako v zahraničí) respektují pravidlo partnerské statusové homogamie [Hamplová, Le Bourdais 2008; Katrňák, Kreidl, Fónadová 2006], zdá se, že by šance na ustavení koresidenčního partnerství měla být pozitivně asociována se vzděláním (jak se vzděláním žen, tak se vzděláním jejich potenciálních koresidenčních partnerů – to ovšem v této stati není měřeno ani analyticky využito). Asociace mezi vzděláním a tolerancí k netradičním rodinným uspořádáním vede k formulaci následující hypotézy: *H3: Šance na ustavení koresidenčního partnerství roste s rostoucím vzděláním sólo matek.* Existující studie mimo to naznačují, že tolerance vůči netradičním rodinným uspořádáním roste nejsilněji mezi lépe vzdělanými [viz např. Chaloupková, Šalamounová 2004]. Proto očekáváme (*H4*), že *efekt vzdělání na pravděpodobnost vzniku koresidenčního partnerství bude narůstat napříč kohortami.*

Na vzdělanostní stratifikaci sólo mateřství a na vzdělanostní rozrůznění dalších partnerských drah sólo matek se ale můžeme dívat – v souladu s teorií

[2] Tradiční volbu, tedy nejprve uzavření sňatku a až poté zahájení rodičovské role, nejvíce volí vysokoškolačky. Právě ony se na mimomanželské, stejně jako na té mimopartnerské plodnosti podílejí nejméně [Chaloupková, Soukupová 2007].

individualizace – perspektivou volby a strukturálních omezení. Zdá se, že sólo mateřství, které vzniklo záměrnou volbou ženy (spíše než pod tlakem institucionálních a ekonomických okolností), je výrazně častější mezi vzdělanějšími a socioekonomicky lépe postavenými ženami. Pro tyto ženy je tedy sólo mateřství častěji plánem, který nechtějí revidovat. Zároveň tyto ženy ovšem mají – v důsledku svého stratifikačního postavení – velkou šanci domácnost samy dobře ekonomicky zabezpečit a mají tedy i nejmenší potřebu ustavit koresidenční partnerství a zajistit tak pro domácnost další příjem. Proto formulujeme i alternativní znění třetí hypotézy *H3A*: *U vzdělaných sólo matek je pravděpodobnost ustavení koresidenčního partnerství nižší než u žen méně vzdělaných.* Tento efekt ale bude zřejmě – v důsledku rostoucí individualizace – napříč kohortami posilovat a *vzdělanostní stratifikace pravděpodobnosti ustavení koresidenčního partnerství bude napříč kohortami sólo matek narůstat (H4A)*.

Data a proměnné

V práci využíváme data z výzkumu *Generations and Gender Survey* (GGS) pro Českou republiku. Pracujeme jen s údaji z první vlny sběru dat, konkrétně z roku 2005. Na základě retrospektivně uváděných fertilitních a partnerských historií jsme vytvořili proměnnou identifikující partnerský (rodinný) stav ženy v době narození jejího prvního biologického dítěte. Z celkového vzorku 10 006 respondentů jsme identifikovali 3765 matek (tedy žen, které v dotazníku uvádějí, že se jim během života narodilo alespoň jedno dítě). U 3507 z těchto žen jsme byli schopni jednoznačně určit jejich partnerský a rodinný stav v době narození prvního dítěte (u 258 žen chyběl některý z důležitých údajů používaných pro rekonstrukci situace v době narození dítěte, např. rok či měsíc vzniku či rozpadu některého partnerství, rok či měsíc vzniku či rozpadu některého manželství[3] nebo rok/měsíc narození prvního biologického dítěte). Tyto ženy rozdělujeme do kategorií podle partnerské situace v době porodu, konkrétně rozlišujeme ženy: *1. provdané, 2. neprovdané, ale žijící v koresidenčním partnerství* a *3. neprovdané bez koresidenčního partnera.* Tabulka 1 zachycuje výsledky tohoto dělení. Samotná analytická část se bude věnovat pouze poslední kategorii, tj. matkám bez partnera, kterých je celkem k analytickému využití k dispozici 468, tj. 13 % ze vzorku všech matek (podíl sólo matek zhruba odpovídá odhadům z dřívějších zveřejněných výzkumů); *konečná velikost vzorku je pouze 431 žen*, protože ne u všech máme k dispozici i další analytické údaje (viz níže).

[3] U provdaných žen jsme dali přednost roku rozpadu koresidenčního partnerství s partnerem, se kterým uzavřely manželství, raději než roku rozvodu, jelikož předpokládáme, že ukončení vztahu rozvodem je již pouhou formalitou a manželé spolu často přestávají žít dříve.

Tabulka 1. Procentní rozložení partnerské situace matek při narození prvního dítěte, české matky retrospektivně dotazované v roce 2005

	Procentní distribuce
Vdaná	75 %
Neprovdaná, ale žijící v koresidenčním partnerství	8 %
Neprovdaná bez koresidenčního partnera	13 %
Souběžnost vztahů / nesrovnalosti v datech	4 %
Celkem	100 %
(počet pozorování)	(3507)

Zdroj: Generations and Gender Survey (GGS) pro ČR, 2005, vlastní výpočty.
Poznámka: kategorie souběžnost vztahů/nesrovnalosti v datech se týká situací, kdy např. počet rozvodů neodpovídal počtu svateb (např. 3 svatby a 1 rozvod), počet rozpadů partnerství nekorespondoval s celkovým počtem partnerů (např. celkem 5 partnerů a 3 rozpady) či se jednalo o souběžnost více vztahů zároveň. S ženami v této kategorii dále nepracujeme.

Hlavní část analýzy se soustředí na výskyt *tranzice do koresidenčního partnerství* a je založena na metodě analýzy přežití. Jako vysvětlující proměnné jsme zvolili: *kohortu prvorodiček*, která je odvozena od roku narození prvního dítěte a má tři kategorie (do roku 1970, 1970–1989 a po roce 1989), *nejvyšší dosažené vzdělání ženy v době dotazování*[4] (s kategoriemi: vyučena, s maturitou a s vyšším vzděláním), *věk matky při narození prvního dítěte* (kategorie 15–18 let, 19–25 let, více než 25 let) a analytický čas, tj. *dobu od narození dítěte do uskutečnění tranzice* (pokud žena začala žít s partnerem), případně do okamžiku, kdy je pozorování cenzorováno zprava. Analytický čas je měřen diskrétním způsobem v celých rocích v intervalu 0–20 let, kdy jsou všechna pozorování, u kterých ještě nedošlo ke sledované události, cenzorována. K cenzorování jsme přistoupili z důvodů věcných (zajímají nás tranzice v době, kdy je realistické očekávat, že většina dětí ještě bude žít v domácnosti se svými matkami[5]) i praktických (po 20 letech už dochází jen k minimu tranzic, což může působit analytické obtíže; konkrétně jsou ve vzorku čtyři ženy,

[4] Data neobsahují proměnnou, která by definovala dosažené vzdělání v době narození prvního dítěte. Matek, kterým bylo 15 či 16 let při prvním porodu, bylo 28 a disponovaly by tedy zřejmě pouze základním vzděláním, u ostatních to není možné jednoznačně určit. U všech žen tedy využíváme nejvyšší dosažené vzdělání v době dotazování. Vzdělání nebylo uvedeno u osmi žen, které jsme z analýzy následně vyloučili.

[5] Podle Snareye [1993: 46] působí přítomný otec na dítě nejen během dekády dětství, ale nadále i v dekádě dospívání ve smyslu podpory během sociálně-emočního rozvoje (např. „probírá s dítětem emočně nabitá témata; dělá si obrázek o povaze přátel dítěte"), podporuje intelektově-akademický rozvoj (např. „zapíše dítě do zvláštních kurzů, vyžaduje politické názory a diskutuje o nich") a podporuje také tělesně-sportovní rozvoj („poučí o sexu; sleduje, zda nedochází ke zneužívání drog či alkoholu; vysvětlí, jak se řídí automobil, apod.").

u nichž se tranzice vyskytla až po více než 20 letech). K cenzorování zprava může dojít i dříve, konkrétně v okamžiku uskutečnění výzkumného rozhovoru (pokud mezi narozením dítěte a rozhovorem uplynulo méně než 20 let). Pro účely vícerozměrné analýzy bude proměnná dále kategorizována (do kategorií 0–3 roky, 4–6 let, 7–10 let, 11–15 let, 16–20 let).

Metoda

Pro analýzu dat využíváme metodu analýzy přežití. Pracujeme s neparametrickými (v podobě Kaplan-Meierových křivek přežití) i parametrickými postupy. Původní datovou matici (v níž každý řádek odpovídá jedné matce) jsme transformovali do tzv. dlouhého formátu, v němž každý řádek odpovídá jednomu člověkoroku[6] [Treiman 2009; Jenkins 2005]. Popis funkcí přežití pomocí neparametrických metod doplníme formálním log-rank testem pro ověření odlišností mezi křivkami přežití v subpopulacích [Cleves 2008]. Vzhledem k typu závisle proměnné (nabývající dvou hodnot) využíváme pro vícerozměrnou analýzu metodu binární logistické regrese [Acock 2006; Treiman 2009] a prezentujeme tzv. průměrné marginální efekty (*average marginal effects*) z logistických modelů, které umožňují srovnání síly efektů napříč odlišně specifikovanými modely.

Výsledky analýzy

Popisná analýza

Podívejme se nejprve na popisné statistiky analytického vzorku, které shrnuje Tabulka 2. V našem vzorku vstoupilo do koresidenčního partnerství (v době po narození prvního dítěte, ale před uskutečněním rozhovoru) celkem 57 % všech matek. Sólo matky jsou poměrně rovnoměrně rozloženy napříč kohortami, přičemž ty z prvních dvou kohort zaujímají stejný procentuální podíl (37 %), který je ovšem vyšší v porovnání s nejmladší kohortou (26 %). Dále je zřetelné, že je ve skupině nejvíce zastoupený věkový interval 19–25 let (tam spadá 61 % sólo matek) a úplné středoškolské vzdělání (tím disponuje 58 % sólo matek v našem vzorku).

Další pozornost věnujeme deskriptivním tabulkám a Kaplan-Meierovým křivkám přežití, které zachycují partnerské tranzice matek do pěti, případně dvaceti let od porodu. Tabulka 3 ukazuje podíl sólo matek, které do pěti let od porodu nevstoupily do koresidenčního partnerství. Vidíme, že v kohortě do roku 1969 vychovávalo dítě do jeho pěti let bez partnera 82 % z nich. V mladších kohortách

[6] „Pro respondenta už není v datové matici určen pouze jeden řádek, ale epizoda, pro kterou je tento jedinec vystaven riziku výskytu události, jež je rozdělena na více časových intervalů (řádků), jejichž počet závisí na tom, kolika hodnot nabývají vysvětlující proměnné." [Šťastná 2011: 66]

Tabulka 2. Popis proměnných zvolených pro analýzu: hodnoty pro sólo matky

Proměnná	Procenta
Tranzice do koresidenčního partnerství (do 20 let od porodu)	
nenastal přechod v koresidenční partnerství	43 %
nastal přechod v koresidenční partnerství	57 %
Celkem	100 %
Kohorta prvorodiček	
< 1970	37 %
1970–1989	37 %
> 1989	26 %
Celkem	100 %
Dosažené vzdělání	
vyučena	32 %
úplné středoškolské	58 %
vyšší (pomaturitní + vysokoškolské)	10 %
Celkem	100 %
Věk při porodu	
15–18	19 %
19–25	60 %
26+	21 %
Celkem	100 %

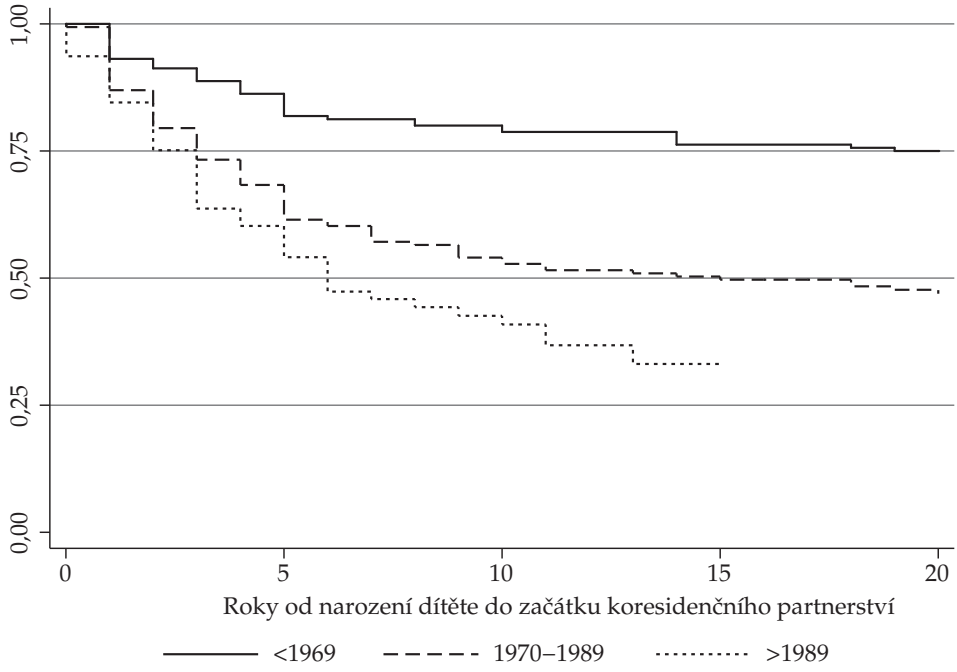
Zdroj: GGS pro ČR, 2005, vlastní výpočty.
Poznámka: Počet pozorování N = 431.

Tabulka 3. Procentní distribuce přechodu sólo matek do koresidenčního partnerství (do pěti let od porodu) podle kohorty

	Kohorta			Celkem
	< 1970	1970–1989	> 1989	
Bez zkušenosti s koresidenčním partnerstvím	82 %	61 %	58 %	68 %
Má zkušenost s koresidenčním partnerstvím	18 %	39 %	42 %	32 %
Celkem	100 %	100 %	100 %	100 %
Počet pozorování (N)	(160)	(161)	(110)	(431)

Zdroj: GGS pro ČR, 2005, vlastní výpočty.
Poznámka: Počet pozorování N = 431.

Graf 1. Kaplan-Meierovy odhady funkce přežití: vstup do koresidenčního partnerství podle kohorty prvorodiček



Zdroj: GGS pro ČR, 2005.
Poznámka: N = 431 sólo matek / 5522 člověkoroků / 183 událostí.

tento podíl klesá. V kohortě 1970–1989 zůstává bez koresidenčního partnerství pět let po narození dítěte 61 % matek a v kohortě po roce 1989 58 % matek. Zjištění z Tabulky 3 jsou tedy v souladu s Hypotézou 1.

Odlišné šance na ustavení koresidenčního partnerství napříč kohortami potvrzuje i Graf 1, který zachycuje Kaplan-Meierovy křivky přežití pro jednotlivé kohorty sólo matek. Křivky ukazují, jaký podíl matek zůstává v daném okamžiku (měřeno v letech od narození dítěte) bez zkušenosti s koresidenčním partnerstvím. Zatímco v nejstarší kohortě zůstává bez této zkušenosti 75 % matek (ani 20 let po narození dítěte neměly nikdy koresidenčního partnera, viz Graf 1), v prostřední kohortě je na konci sledovaného období podíl matek bez koresidenční partnerské zkušenosti přibližně poloviční (přesně 47 %) a v nejmladší kohortě je jejich podíl třetinový[7] (údaj se vztahuje k době 15 let po narození dítěte, protože

[7] Formální statistický test (log-rank test) odlišnosti křivek ukazuje, že křivky pro jednotlivé kohorty jsou skutečně odlišné ($chi^2(2) = 46{,}9$; p-hodnota = 0,000).

Tabulka 4. Procentní distribuce přechodu sólo matek do koresidenčního partnerství (do pěti let od porodu) podle věku při porodu

	Věk při porodu			Celkem
	15–18	19–25	26+	
Bez zkušenosti s koresidenčním partnerstvím	52 %	69 %	80 %	68 %
Má zkušenost s koresidenčním partnerstvím	48 %	31 %	20 %	32 %
Celkem	100 %	100 %	100 %	100 %
Počet pozorování (N)	(81)	(260)	(90)	(431)

Zdroj: GGS pro ČR, 2005, vlastní výpočty.
Poznámka: Počet pozorování N = 431.

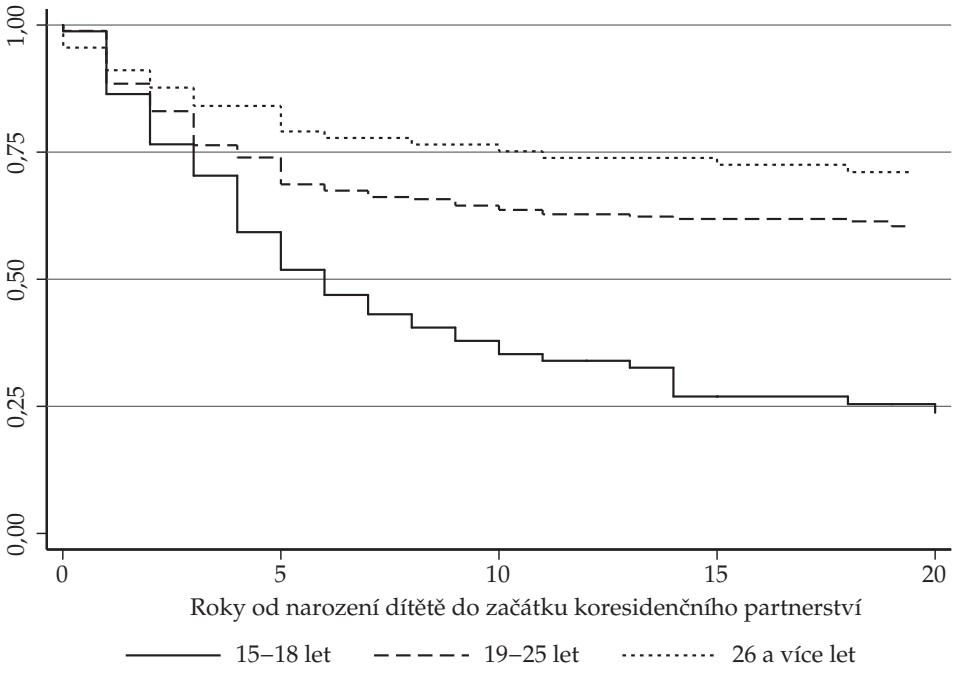
v nejmladší kohortě nejsou ženy, jejichž partnerské dráhy by nám data umožnila sledovat po delší časový úsek). I údaje v Grafu 1 tedy potvrzují Hypotézu 1.

Tabulka 4 ukazuje, že tranzice do koresidenčního partnerství je poměrně silně asociována s věkem při porodu. Zatímco mezi nejmladšími sólo matkami (15–18 let v době narození dítěte) zůstává pět let po porodu bez koresidenční partnerské zkušenosti jen cca polovina žen (přesně 52 %, viz Tabulka 4), u žen, které se sólo matkami staly ve věku 19–25 let, respektive ve věku nad 25 let, jsou tyto podíly výrazně vyšší (69 % a 80 %). V souladu s Hypotézou 2 tedy nejčastěji přechází ze sólo mateřství ženy, kterým se narodilo dítě ještě dříve, než dosáhly plnoletosti; je tomu tak zřejmě proto, že mají díky svému nižšímu vzdělání a horšímu socioekonomickému postavení největší zájem do koresidenčního partnerství vstoupit. U těchto žen také sólo mateřství nebylo s největší pravděpodobností otázkou volby, ale bylo silně ovlivněno socioekonomickými strukturami a kulturně zakotvenými očekáváními ohledně koresidenčního partnerství a rodičovství.

Graf 2 velmi názorně zachycuje rozdíly v šanci na ustavení koresidenčního partnerství podle věku matek. Z Grafu 2 je zřejmé, že mezi jednotlivými věkovými skupinami existují výrazné rozdíly po celé sledované období.[8] Ty jsou poměrně dobře patrné již tři roky po narození dítěte, kdy zůstává bez koresidenční partnerské zkušenosti 70 % nejmladších matek, 76 % matek ve věkové skupině 19–25 let a 84 % matek v nejstarší věkové skupině.[9] Na konci sledovaného období (tj. 20 let po narození dítěte) pak zůstane bez zkušenosti s koresidenč-

[8] Statistický test shodnosti křivek přežití potvrzuje jejich odlišnost ($chi^2(2) = 37{,}5$; p-hodnota = 0,0000).
[9] V době, kdy děti nastupují do školy (tj. šest let po narození), zůstává bez zkušenosti s koresidenčním partnerstvím už jen 47 % nejmladších matek, ale 78 % nejstarších matek.

Graf 2. Kaplan-Meierovy odhady funkce přežití: vstup do koresidenčního partnerství podle věku při porodu



Zdroj: GGS pro ČR, 2005.
Poznámka: N = 431 sólo matek / 5522 člověkoroků / 183 událostí.

ním partnerstvím jen 24 % matek, kterým bylo v době narození dítěte méně než 19 let. Mezi sólo matkami, kterým bylo v době narození dítěte více než 25 let, zůstává 20 let po porodu bez zkušenosti s koresidenčním partnerstvím 71 % žen (viz Graf 2).

Tabulka 5 ukazuje pravděpodobnost, že žena vstoupí nejpozději pět let po narození dítěte do koresidenčního partnerství, podle dosaženého vzdělání. Vidíme, že tato pravděpodobnost je na podobné úrovni mezi matkami s výučním listem i s maturitou (34 % vs. 33 %). Výskyt tranzice do koresidenčního partnerství je nižší mezi ženami s terciárním vzděláním – pouze 19 % z nich vstoupilo do koresidenčního partnerství do pěti let od narození dítěte. V datech se tak možná zrcadlí teorie dobrovolného osamělého mateřství související s finanční nezávislostí, která je spojována s vyšším socioekonomickým statusem, jak můžeme nalézt ve studii Oppenheimerové [1988].

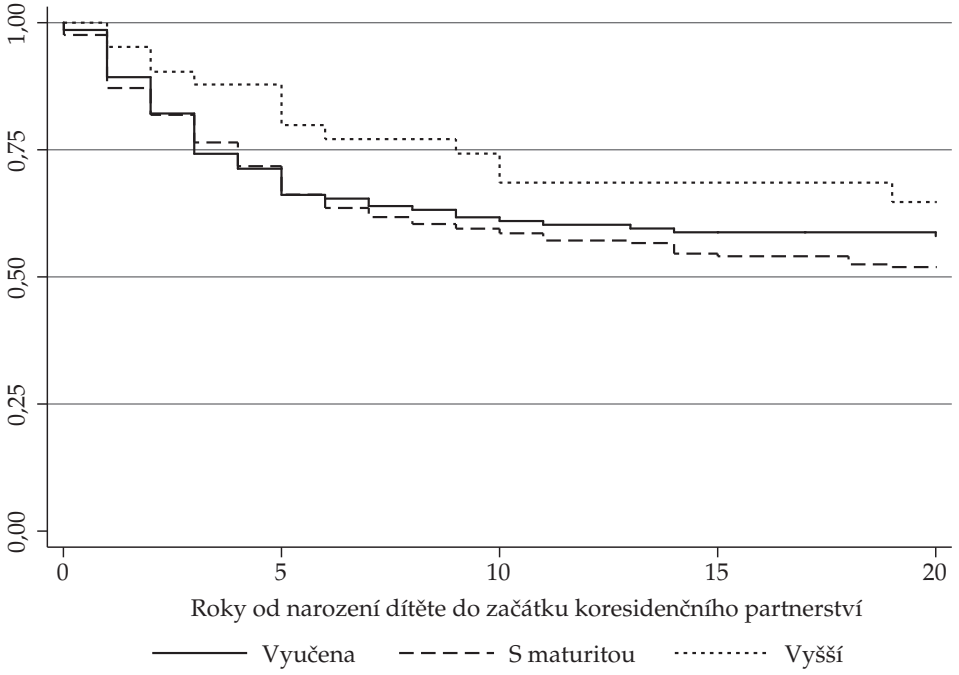
Graf 3 také při prvním pohledu naznačuje, že je šance na vstup do koresidenčního partnerství stratifikována podle vzdělání. Formální statistický test nic-

Tabulka 5. Procentní distribuce přechodu sólo matek do koresidenčního partnerství (do pěti let od porodu) podle vzdělání

	Vzdělání			Celkem
	Vyučení	Maturita	Vyšší	
Bez zkušenosti s koresidenčním partnerstvím	66 %	67 %	81 %	68 %
Má zkušenost s koresidenčním partnerstvím	34 %	33 %	19 %	32 %
Celkem	100 %	100 %	100 %	100 %
Počet pozorování (N)	(140)	(249)	(42)	(431)

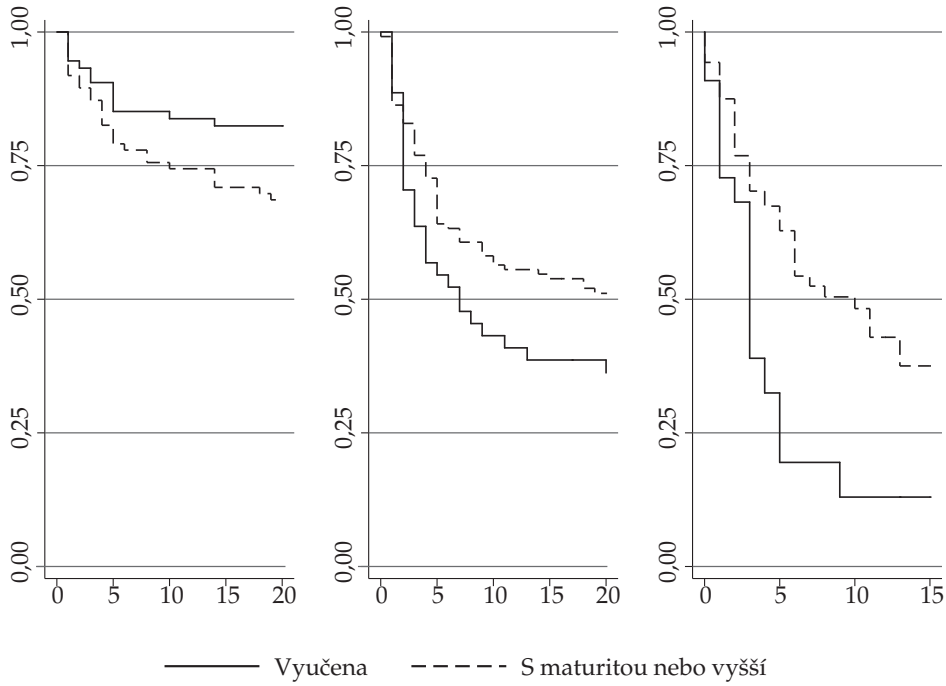
Zdroj: GGS pro ČR, 2005, vlastní výpočty.
Poznámka: Počet pozorování N = 431.

Graf 3. Kaplan-Meierovy odhady funkce přežití: vstup do koresidenčního partnerství podle vzdělání



Zdroj: GGS pro ČR, 2005.
Poznámka: N = 431 sólo matek / 5522 člověkoroků / 183 událostí.

Graf 4. Kaplan-Meierovy odhady funkce přežití: vstup do koresidenčního partnerství podle kohorty a vzdělání



Zdroj: GGS pro ČR, 2005.
Poznámka: kohorty jsou rozděleny podle roku narození prvního dítěte. Levý panel zachycuje kohortu < 1970, prostřední kohortu 1970–1989 a pravý panel kohortu > 1989. N = 431 sólo matek / 5522 člověkoroků / 183 událostí.

méně tuto hypotézu odmítá,[10] což je ale zřejmě dáno zejména nízkým počtem více vzdělaných sólo matek (ve vzorku je jen 42 takových žen). Jakkoli se tedy zdá, že se vzdělané sólo matky věcně od ostatních sólo matek odlišují, statistická opora pro tuto tezi není příliš robustní. Podívejme se přesto na průběh jednotlivých křivek v Grafu 3. Tři roky po narození dítěte zůstává bez zkušenosti s koresidenčním partnerstvím 74 % matek s neúplným středním vzděláním, 75 % matek s maturitou a 88 % matek s vyšším vzděláním.[11] Konečně 20 let po porodu stále ještě zůstává bez zkušenosti s koresidenčním partnerstvím 58 % žen s nižším středním vzděláním, 52 % žen s úplným středním vzděláním a 65 % žen s vyšším vzděláním.

[10] Test shodnosti křivek vede k $chi^2(2) = 3,1$; p-hodnota = 0,2081.
[11] Ve věku šesti let dítěte jsou tyto podíly 65 %, 64 % a 77 %.

Graf 4 ukazuje, jak se vzdělanostní stratifikace tranzice do koresidenčního partnerství proměnila napříč kohortami sólo matek (kvůli malému vzorku jsou v grafu rozlišeny pouze dvě úrovně vzdělání: vyučení vs. maturita / vyšší vzdělání). V nejstarší kohortě byly rozdíly podle vzdělání spíše malé: mezi ženami s nižším vzděláním zůstalo ještě 20 roků po narození dítěte bez zkušenosti s koresidenčním partnerstvím plných 82 % žen, zatímco mezi ženami s vyšším vzděláním činil tento podíl 69 %. V prostřední kohortě zůstává 20 let po narození dítěte bez koresidenční partnerské zkušenosti 36 % žen s nižším vzděláním a 51 % žen s vyšším vzděláním. V nejmladší kohortě jsou pak tyto podíly 13 % u méně vzdělaných matek a 38 % u vzdělanějších matek (viz Graf 4). Je tedy zřetelné, že se vzdělanostní stratifikace partnerských trajektorií proměnila: v nejstarší kohortě měly vzdělanější sólo matky vyšší pravděpodobnost vstupu do koresidenčního partnerství, zatímco v prostřední a nejmladší kohortě vykazují vzdělanější ženy (které by podle ekonomické teorie manželství měly být atraktivnějšími potenciálními partnerkami) nižší šanci na ustavení koresidenčního partnerství; tato situace může odrážet na jedné straně dobrovolné osamělé mateřství žen s vyšším socioekonomickým statusem [Oppenheimer 1988] či na straně druhé strategie „mít dítě za každou cenu" [Kvapilová Bartošová 2012] bez stálého partnerství nebo v „nejistém" partnerství [Formánková, Křížková 2015] či strategie zajištění pozice ve společnosti [Vašková 2006], což jsou shodně jevy dominantně zastoupené mezi méně vzdělanými ženami, pro které je obtížnější vystavět životní plán okolo vzdělanostních a kariérních aspirací.

Mnohorozměrná analýza

Druhým krokem analýzy je využití mnohorozměrných metod. Za pomocí binární logistické regrese budou odhaleny čisté efekty nezávisle proměnných na tu vysvětlovanou. Závisle proměnnou je stále binární indikátor měřící, zda žena v daném roce po narození dítěte zahájila koresidenční partnerství. Postupně budeme prezentovat čtyři modely. První zahrnuje mezi nezávisle proměnnými pouze kohortu prvorodiček a dobu od porodu. Tento model (Model 1) slouží pro srovnání s dalšími, komplexnějšími modely. Indikátory kvality modelu jsou prezentovány v Tabulce 6 a odhadnuté parametry (v podobě tzv. *průměrných marginálních efektů*) v Tabulce 7. Z Tabulky 7 můžeme vyčíst, o kolik procentních bodů v průměru vzrostla u sólo matek pravděpodobnost vstupu do koresidenčního partnerství při jednotkové změně závisle proměnné. Vidíme, že tento nárůst je mezi nejstarší a nejmladší kohortou 4,2 procentního bodu.[12] Toto zjištění z Modelu 1 je tedy v souladu s Hypotézou 1.

Z Modelu 1 můžeme rovněž vyčíst, jak se vyvíjí pravděpodobnost na vstup do koresidenčního partnerství v čase od narození dítěte. Nejvyšší pravděpodobnost na založení domácnosti s partnerem najdeme do šesti let od porodu, poté

[12] Efekt je vysoce statisticky významný, $p < 0{,}0005$.

Tabulka 6. Statistiky vhodnosti vybraných modelů analýzy přežití vstupu do koresidenčního partnerství u sólo matek

Model	df	AIC	L^2	p-hodnota
M1: analytický čas + kohorta	6	1465,02	155,82	< 0,00005
M2: M1 + věk při porodu	8	1438,68	186,15	< 0,00005
M3: M2 + vzdělání	10	1438,69	190,14	< 0,00005
M4: M3 + vzdělání * kohorta	14	1435,42	201,41	< 0,00005
Kontrast				
M4 – M3	4	–3,27	11,27	0,0237

Zdroj: GGS pro ČR, 2005, vlastní výpočty.
Poznámka: Počet pozorování (ženy) = 431, počet pozorování (události) = 183, počet pozorování (člověkoroky) = 5522.

pravděpodobnost klesá o 2,7 procentního bodu (v době mezi 7.–10. rokem po porodu) a dále o 4,6 procentního bodu a 6,2 procentního bodu (ve skupinách 11–15 let a 16–20 let po porodu, viz Tabulka 7).

Model 2 obsahuje navíc (oproti Modelu 1) jednu dodatečnou vysvětlující proměnnou – věk při porodu. Srovnání modelů prezentované v Tabulce 6 indikuje, že Model 2 je adekvátnějším popisem dat než Model 1.[13] Z průměrných marginálních efektů pro Model 2 (viz Tabulka 7) vidíme, že pravděpodobnost vstupu do koresidenčního svazku klesá v průměru o téměř čtyři procentní body mezi nejmladší a nejstarší věkovou skupinou. Zároveň vidíme, že mezi Modelem 1 a Modelem 2 se výrazně nezměnil průměrný marginální efekt kohorty.

V Modelu 3 přidáváme (do Modelu 2) další vysvětlující proměnnou, konkrétně vzdělání. Přidání této proměnné výrazně nezlepšuje statistiky vhodnosti modelu (viz Tabulka 6) a není tedy překvapivé, že průměrný marginální efekt vzdělání je slabý (průměrný marginální efekt vzdělání je méně než jeden procentní bod). Tento relativně slabý průměrný efekt částečně reflektuje skutečnost, že se povaha efektu vzdělání proměnila napříč kohortami (jak už jsme viděli v Grafu 4).

Protože Graf 4 indikoval, že se efekt vzdělání proměnil v čase, chceme tuto tezi ověřit i v mnohorozměrném modelu. Proto vytváříme Model 4, v němž (do Modelu 3) přidáváme interakci mezi vzděláním a kohortou. Z formálního statistického srovnání Modelu 3 a Modelu 4 je zřejmé, že tuto interakci z Modelu 4 nemůžeme vynechat.[14] I formální statistické srovnání Modelu 3 a Modelu 4 tedy potvrzuje Hypotézu 4: efekt vzdělání na šanci na vstup do koresidenčního partnerství se proměnil v čase.

[13] AIC pro Model 1 je 1465,02 a pro Model 2 je 1438,68; nižší hodnota indikuje lepší model.
[14] Formální srovnání Modelu 3 a Modelu 4 vede k $L^2 = 11,27$, což při 4 stupních volnosti implikuje p = 0,0237; rovněž AIC indikuje, že je Model 4 na základě dat pravděpodobnější.

Tabulka 7. Průměrné marginální efekty vybraných modelů logistické regrese pro vstup sólo matek do koresidenčního partnerství – část první

	nezávisle proměnná								
	kohorta prvorodiček			nejvyšší dosažené vzdělání			věk při porodu		
	< 1970	1970 až 1989	> 1989	vyučena	s maturitou	vyšší	15–18	19–25	26+
M1									
dy/dx	ref.	0,030**	0,042**						
std.error	ref.	0,006	0,007						
M2									
dy/dx	ref.	0,023**	0,041**				ref.	−0,023**	−0,039**
std.error	ref.	0,006	0,007				ref.	0,005	0,008
M3									
dy/dx	ref.	0,032**	0,042**	ref.	−0,002	−0,018	ref.	−0,023**	−0,036**
std.error	ref.	0,006	0,007	ref.	0,005	0,009	ref.	0,005	0,008
M4									
dy/dx							ref.	−0,023**	−0,036**
std.error							ref.	0,006	0,008

Zdroj: GGS pro ČR, 2005.

Poznámka: Počet pozorování (ženy) = 431, počet pozorování (události) = 183, počet pozorování (člověkoroky) = 5522; **p < 0,01, *p < 0,05.

Tabulka 7. Průměrné marginální efekty vybraných modelů logistické regrese pro vstup sólo matek do koresidenčního partnerství – část druhá

	nezávisle proměnná				
	roky od porodu				
	0–3	4–6	7–10	11–15	16–20
M1					
dy/dx	ref.	0,006	–0,027**	–0,046**	–0,062**
std.error	ref.	0,006	0,007	0,01	0,014
M2					
dy/dx	ref.	0,006	–0,025**	–0,043**	–0,057**
std.error	ref.	0,006	0,007	0,01	0,014
M3					
dy/dx	ref.	0,006	–0,023**	–0,042**	–0,057**
std.error	ref.	0,005	0,007	0,01	0,014
M4					
dy/dx	ref.	0,007	–0,023**	–0,041**	–0,056**
std.error	ref.	0,006	0,007	0,01	0,014

Zdroj: GGS pro ČR, 2005.

Poznámka: Počet pozorování (ženy) = 431, počet pozorování (události) = 183, počet pozorování (člověkoroky) = 5522; **p < 0,01, *p < 0,05.

Tabulka 7. Průměrné marginální efekty vybraných modelů logistické regrese pro vstup sólo matek do koresidenčního partnerství – část třetí

	nezávisle proměnná					
	kohorta prvorodiček * vzdělání					
	< 1970* vyučena	< 1970* maturita/vyšší	1970–1989* vyučena	1970–1989 *maturita/vyšší	> 1989* vyučena	> 1989* maturita/vyšší
M1						
dy/dx						
std.error						
M2						
dy/dx						
std.error						
M3						
dy/dx						
std.error						
M4						
dy/dx	ref.	ref.	–0,790	–0,262	–1,445**	–1,773**
std.error	ref.	ref.	0,429	1,117	0,469	1,299

Zdroj: GGS pro ČR, 2005.

Poznámka: Počet pozorování (ženy) = 431, počet pozorování (události) = 183, počet pozorování (člověkoroky) = 5522; **p < 0,01, *p < 0,05.

Závěr

V předkládané stati jsme se zaměřili na situaci prvorodiček žijících v době narození dítěte bez koresidenčního partnera. Demografická změna po roce 1989 zahrnovala v české společnosti – mimo jiné – významný nárůst mimomanželské plodnosti. Dostupné odhady nicméně naznačují, že se na mimomanželské plodnosti podílejí nejen ženy žijící v nesezdaných soužitích, ale i ženy, které žijí mimo koresidenční partnerský vztah. Podíl těchto sólo matek podle existujících odhadů výrazně narůstá [Hamplová 2007a, 2007b; Rychtaříková 2010; Štípková 2013, 2016]. Podle našich dat dokonce v populaci matek převládaly sólo matky (těch bylo v souboru všech matek 13 %) nad kohabitujícími matkami (těch bylo v souboru všech matek 8 %). Fenomén sólo mateřství je v současné české společnosti převážně neprozkoumán. V této stati jsme se věnovali dalším partnerským drahám sólo matek, abychom v popisné rovině doplnili znalosti o současné české společnosti a také abychom ukázali, zda a jak se proměňuje rodinná situace dětí, které se sólo matkám narodily.

Pomocí dat z GGS 2005 jsme se věnovali sledování přechodu žen ze sólo mateřství ke koresidenčnímu partnerství, a to v horizontu až dvaceti let od porodu. Využívali jsme nejprve deskriptivní tabulky, dále pak Kaplan-Meierovy odhady a nakonec binární logistickou regresi. Ukázali jsme, že necelá polovina sólo matek v této době vstoupila do koresidenčního partnerství. Závěry analýzy dále potvrzují obecná očekávání, založená na rostoucí toleranci k alternativním rodinným formám a celkové destandardizaci a individualizaci životního běhu, *že šance na vstup do koresidenčního partnerství porostou napříč kohortami*. Zatímco v nejstarší kohortě vstoupilo (do 20 let od porodu) do koresidenčního partnerství jen 25 % sólo matek, v nejmladší kohortě to byly dvě třetiny. (Z dat bohužel není možné vyčíst, zda je koresidenční partner také otcem dítěte, nebo jde o partnera nového.) Za tímto růstem můžeme spatřovat přinejmenším dva různé scénáře: (1) větší počet žen, které rodí děti mimo koresidenční partnerství, pokračuje ve vztahu s otcem dítěte a nakonec s ním i začne sdílet domácnost; toto může být buď záměrná, nebo okolnostmi vynucená sekvence událostí. (2) Ženy nepokračují ve vztahu s otcem dítěte, ale dítě je stále méně často překážkou ustavení nového vztahu. Oba tyto scénáře by byly *v souladu s opakovaně konstatovanou destandardizací běhu života v české společnosti* [Kreidl, Hasmanová Marhánková 2012] i s rostoucí tolerancí nových rodinných forem.

V popisné rovině dále analýza ukázala, že největší pravděpodobnost vstupu do koresidenčního partnerství měly sólo matky, které byly v době narození prvního dítěte velmi mladé (15–18 let). V této věkové skupině do koresidenčního partnerství vstoupilo do 20 let od porodu 79 % matek, zatímco mezi matkami staršími 25 let je tento podíl jen 29 %! Věkovou stratifikaci tranzice do koresidenčního partnerství lze poměrně dobře popsat v dikci teorie individualizace. Velmi mladé matky se sólo matkami nejčastěji stávají pod tlakem institucí a očekávání; sólo mateřství je u nich nejméně často otázkou volby a často je reakcí na sociální nebo ekonomickou nepřijatelnost či neatraktivnost koresidenčního partnerství

(či dokonce manželství) s otcem dítěte. Tyto sólo matky – díky svému nižšímu vzdělání – mají ale také šanci získat později dobré zaměstnaní a solidní příjem, který by stačil k zabezpečení potřeb domácnosti. Proto tyto mladší sólo matky mají také největší zájem na vstup do koresidenčního partnerství, které pro ně může být cestou k ekonomickému zajištění. Starší sólo matky si – na druhé straně – zřejmě mnohem častěji sólo mateřství samy zvolily, a proto je u nich zřejmě ambice na nalezení koresidenčního partnera nižší. Připomínáme nicméně, že na problematiku ekonomického tlaku či „volby" určitého partnerského uspořádání usuzujeme v této analýze jen pomocí nepřímých indikátorů.

Pravděpodobnost ustavení koresidenčního partnerství je také poměrně výrazně asociována s dosaženým vzděláním – vzdělanější ženy zůstávají častěji sólo matkami až do 20. roku věku dítěte: přibližně dvě třetiny z nich v tomto časovém horizontu nevstoupí do koresidenčního partnerství. Podíl vzdělaných sólo matek, které setrvávají bez partnera, narostl napříč kohortami a může (ale nemusí) indikovat narůstající podíl dobrovolných sólo matek. U vzdělaných matek se může stále častěji propojovat touha a schopnost být sólo matkou. Sólo mateřství u vzdělaných sólo matek může být projektem, který má právě u nich největší šanci obstát tváří v tvář ekonomické nutnosti. Rostoucí podíl vzdělaných sólo matek, které nevstupují do koresidenčního partnerství, nicméně může také odrážet nedostatek vhodných partnerů, s nímž se tyto sólo matky střetávají. Pokud pak nějaké partnerství udržují, bude mít zřejmě nejčastěji podobu „nejistého" vztahu bez společné domácnosti [Formánková, Křížková 2015: 1001]. Naproti tomu u méně vzdělaných žen – jejichž příjem stále silněji zaostává za průměrem – ekonomický tlak na domácnosti méně vzdělaných sólo matek narůstá.

Jestliže je přetrvávající sólo mateřství stále silněji pozitivně asociováno se vzděláním, zdá se, že může jen v omezené míře přispívat k narůstající socioekonomické stratifikaci české společnosti. Vzdělané matky, které bez koresidenčního partnera žijí v průměru nejdéle, velmi pravděpodobně volí sólo mateřství na základě reflexe vlastních životních aspirací a možností, jsou v relativně dobrém postavení zajistit pro svou domácnost (a tedy i své dítě) takový příjem a další podmínky, které pro jejich děti nebudou znamenat výrazný socioekonomický hendikep hned na počátku života. Připomeňme nicméně, že i určitá část velmi mladých a velmi málo vzdělaných sólo matek zůstává trvale bez koresidenčního partnera a v případě jejich dětí se tedy hned na počátku života kumuluje hned několik faktorů, které jsou spojeny např. s rizikem výskytu chudoby. Životní situace velmi mladých a/nebo málo vzdělaných sólo matek si podle našeho názoru zaslouží pozornost dalšího výzkumu. Zároveň na tomto místě chceme připomenout, že sledované tranzice do koresidenčního partnerství jsou jen dílčím obrázkem dalších partnerských drah sólo matek. Nedotýkáme se zde (primárně z důvodu rozsahu textu) například stability vzniklých svazků či celkového počtu partnerských tranzic, a proto lze z našich dat jen částečně usuzovat, jak se například vyvíjejí životní situace matek a jejich dětí.

Chceme na tomto místě upozornit rovněž na některé nedostatky, které vyšly najevo při úpravě dat do potřebné podoby pro samotnou analýzu. Z důvodu

nedostupnosti informací o začátcích či rozpadech partnerství či manželství jsme byli nuceni vyřadit některá pozorování, jelikož nebylo možné identifikovat rodinný/partnerský stav při narození prvního dítěte, a tedy jednoznačně určit, zda se jednalo v době porodu o sólo matku bez partnera, ženu vdanou, či ženu žijící s partnerem ve společné domácnosti. Další omezení vzniklo v důsledku neexistence proměnné *vzdělání při narození prvního dítěte*. I když je možné tuto hodnotu odvodit a následně dopočítat, nebylo by toto řešení zcela spolehlivé a mohlo by dojít ke zkreslování dat. Právě z tohoto důvodu jsme využívali proměnnou *nejvyšší dosažené vzdělání v době dotazování*. Třetí omezení se týká cenzorování zprava. Ženy, které porodily v roce 1990, mohly mít v době dotazování (tedy v roce 2005) nanejvýš 15leté dítě. Tím se nejmladší kohorta žen odlišuje od kohort starších a je možné, že se jejich partnerská situace bude nadále proměňovat dynamičtěji, než tomu bylo u kohort starších (a je možné, že i tyto změny budou mít dopad na děti). Navzdory těmto omezením jsou data z výzkumu GGS 2005 po našem soudu pro podobnou analýzu nejvhodnější, přesto se ale zdá žádoucí, aby se podobný výzkum v dohledné době zopakoval, abychom tak mohli doplnit mozaiku znalostí o populačních změnách v soudobé české společnosti.

Přestože jednou z našich výzkumných motivací bylo ukázat, jak se mění rodinná situace dětí, které se narodily sólo matkám, předložená práce se tématu jen dotkla a řada dalších tranzic ve složení domácnosti nebyla analyzována a zůstává výzvou pro další výzkum. Ten by se mohl soustředit na narození druhého dítěte dané matce (ať už v koresidenčním partnerství nebo mimo něj), případně na stabilitu koresidenčních partnerství sólo matek. Přestože se na základě zahraniční literatury zdá, že je pro dítě – přinejmenším v průměru – socioekonomicky lepší, když matka žije s partnerem, ustavená partnerství mohou být nestabilní a příliš časté změny ve složení domácnosti mohou dítě znejišťovat a vyvolávat další rizika. Nabízí se též výzkum rozšířit o komparativní komponentu a zohlednit např. vliv kontextu sociální politiky daného státu na partnerské dráhy sólo matek.

Hana Morávková *je socioložka. V roce 2016 absolvovala magisterské studium na katedře sociologie na Fakultě sociálních studií Masarykovy univerzity v Brně. V současnosti pracuje mimo akademickou sféru.*

Martin Kreidl *je sociolog a demograf. Od roku 2010 působí na katedře sociologie a v ústavu populačních studií Fakulty sociálních studií Masarykovy univerzity v Brně. V roce 2005 vystudoval postgraduálně sociologii na Kalifornské univerzitě v Los Angeles. Zabývá se výzkumem sociálních nerovností, sociální mobility, rodinou, partnerstvím a mezigeneračními vztahy.*

Literatura

Acock, A. C. 2008. *A Gentle Introduction to Stata*. Stata press.

Alan, J. 1989. *Etapy života očima sociologie*. Praha: Panorama.

Bartoňová, D. 2007. „Rodiny a domácnosti." Pp. 63–75 in *Populační vývoj České republiky 2001–2006*. Praha: DemoArt.

Beck, U. 2004. *Riziková společnost. Na cestě k jiné moderně.* Praha: Sociologické nakladatelství (SLON).

Beck, U., E. Beck-Gernsheim. 1995. *The Normal Chaos of Love*. Cambridge: Polity Press.

Bruckner, H., K. U. Mayer. 2005. „De-Standardization of the Life Course: What It Might Mean? And if It Means Anything, whether It Actually Took Place." Pp. 27–53 in R. MacMillan (eds.). *The Structure of the Life Course: Standardized? Individualized? Differentiated?* Advances in Life Course Research 9. Amsterdam: Elsevier.

Casper, L. M., S. M. Bianchi. 2002. *Continuity and Change in the American Family*. Sage Publications.

Cleves, M. 2008. *An Introduction to Survival Analysis Using Stata*. Stata Press.

ČSÚ. 2014. „Nesezdaná soužití 2011." *Český statistický úřad* [online] [cit. 20. 4. 2016]. Dostupné z: https://www.czso.cz/csu/czso/nesezdana-souziti-2011-ti6wlv4y3r.

ČSÚ. 2015. „Mimomanželská plodnost a předmanželská koncepce – graf." *Český statistický úřad* [online] [cit. 20. 4. 2016]. Dostupné z: https://www.czso.cz/csu/czso/obyvatelstvo_hu.

Davis-Kean, P. E. 2005. „The Influence of Parent Education and Family Income on Child Achievement: The Indirect Role of Parental Expectations and the Home Environment." *Journal of Family Psychology* 19 (2): 294–304, https://doi.org/10.1037/0893-3200.19.2.294.

Dudová, R. 2015. „Ženy ve specifické situaci – sólo matky." Pp. 19–32 in H. Hašková, A. Křížková, R. Dudová. *Ekonomické náklady mateřství.* Praha: Sociologický ústav AV ČR, v.v.i.

Dunovský, J., M. Kučera, M. Zelenková. 1977. *Děti narozené mimo manželství po 3 letech*. Praha: Ministerstvo práce a sociálních věcí.

Fialová, L. 2006. „Trendy ve sňatkovém chování obyvatelstva České republiky ve 20. století." *Demografie* 48 (2): 97–108.

Fialová, L., M. Kučera. 1996. *Demografické chování obyvatelstva České republiky během přeměny společnosti po roce 1989*. Praha: Sociologický ústav AV ČR.

Formánková, L., A. Křížková. 2015. „Love Will Keep Us Apart? Understanding Living Apart Together Partnerships in the Post-state-socialist Czech Republic." *Sociologický časopis / Czech Sociological Review* 51 (6): 993–1022, https://doi.org/10.13060/00380288.2015.51.6.226.

Fučík, P., M. Lakomý. 2014. „Vývoj vzdělanostních distinkcí v rodičovských drahách." Pp. 35–65 in P. Fučík, B. Chromková Manea. *Rodičovské dráhy. Dvacet let vývoje české porodnosti v sociologické perspektivě*. Brno: Masarykova univerzita.

Gbelcová, E., J. Koncernová, I. Možný. 1990. „Matky dětí narozených mimo manželství v Brně." *Demografie* 32 (1): 27–32.

Hamplová, D. 2006. *Mimomanželská plodnost v České republice po roce 1989: sociální a ekonomické souvislosti.* Praha: Sociologický ústav AV ČR.

Hamplová, D. 2007a. „Děti bez manželství nebo bez otců?" *Data a výzkum-SDA Info* 1 (2): 141–154.

Hamplová, D. 2007b. „Děti bez partnera nebo na psí knížku?" Pp. 49–58 in D. Hamplová, J. Chaloupková, E. Soukupová, P. Sunega, K. Zeman. *Děti na psí knížku*: *mimomanželská plodnost v ČR.* Praha: Sociologický ústav AV *ČR*, v.v.i.

Hamplová, D., C. Le Bourdais. 2009. „One Pot or Two Pot Strategies? Income Pooling in Married and Unmarried Households in Comparative Perspective." *Journal of Comparative Family Studies* 40 (3): 355–385.
Hamplová, D, P. Šalamounová, G. Šamanová. 2006. *Životní cyklus sociologické a demografické perspektivy.* Praha: Sociologický ústav AV ČR.
Hasmanová Marhánková, J., M. Kreidl (eds.). 2012. *Proměny partnerství. Životní dráhy a partnerství v české společnosti*. Praha: Sociologické nakladatelství (SLON).
Hašková, H. 2006. „Reprodukční preference a bezdětnost v české společnosti ve světle kvantitativních dat." *Proměny (Kvantitativní výzkum)* [online] [cit. 22. 6. 2016]. Dostupné z: http://www2.soc.cas.cz/promeny/download/1126/reprodukcni%20preference%20a%20bezdetnost.pdf.
Hašková, H., L. Rabušic. 2008. „K nízké sňatečnosti v České republice." *Sociální studia* 5 (2): 9–33.
Hašková, H. (ed.), M. Vohlídalová, H. Maříková, R. Dudová, Z. Uhde, A. Křížková, L. Formánková. 2014. *Vlastní cestou? Životní dráhy v pozdně moderní společnosti.* Praha: Sociologické nakladatelství (SLON).
Chaloupková, J. 2006. „Dohromady, nebo každý zvlášť? Hospodaření s příjmy manželských a nesezdaných párů." *Sociologický časopis / Czech Sociological Review* 42 (5): 971–986.
Chaloupková, J. 2008. „Ideální věk rodičovství v České republice a v evropském srovnání." *Data a výzkum – SDA Info* 2 (2): 109–130.
Chaloupková, J. 2010. „Roste variabilita počátků rodinných drah?" Pp. 97–115 in J. Chaloupková, J. (eds.). *Proměny rodinných a profesních startů.* Praha: Sociologický ústav AV ČR, v.v.i.
Chaloupková, J. 2011. „Nejdříve dítě, potom svatba? Rodinné dráhy neprovdaných matek." *Gender, rovné příležitosti výzkum* 12 (2): 30–39.
Chaloupková, J., E. Soukupová. 2007 „Postoje k manželství, nesezdanému soužití a rodičovství mimo manželství." Pp. 29–48 in D. Hamplová, J. Chaloupková, E. Soukupová, P. Sunega, K. Zeman. *Děti na psí knížku?: mimomanželská plodnost v ČR.* Praha: Sociologický ústav AV ČR, v.v.i.
Chaloupková, J., P. Šalamounová. 2004. *Postoje k manželství, rodičovství a k rolím v rodině v České republice a v Evropě*. Praha: Sociologický ústav AV ČR.
Jenkins, S. P. 2005. *Survival Analysis.Unpublished Manuskript.* Colchester: Institute for Social and Economic Research, University of Essex.
Katrňák, T. 2001. „Strukturální příčiny poklesu sňatečnosti a nárůstu svobodných v devadesátých letech v České republice." *Sociologický časopis* 37 (2): 225–239.
Katrňák, T., M. Kreidl, L. Fónadová. 2006. „Trends in Educational Assortative Mating in Central Europe: the Czech Republic, Slovakia, Poland, and Hungary between 1988 and 2000." *European Sociological Review* 22: 309–322, https://doi.org/10.1093/esr/jci059.
Kendig, S. M., S. M. Bianchi. 2008. „Single, Cohabiting, and Married Mothers' Time with Children." *Journal of Marriage and Family* 70 (5): 1228–1240, https://doi.org/10.1111/j.1741-3737.2008.00562.x.
Klebanov, P. K., J. Brooks-Gunn, J. G. Duncan. 1994. „Does Neighborhood and Family Poverty Affect Mothers' Parenting, Mental Health, and Social Support?" *Journal of Marriage and the Family* 56: 441–455, https://doi.org/10.2307/353111.
Kozlová, L., N. Tomanová. 2005. „Dobrovolné mateřství bez partnera." *Gender, rovné příležitosti, výzkum* 6 (1): 31–35.
Kreidl, M., E. Hrešanová. 2007. „Vzestup mimomanželské plodnosti a mezigenerační přenos sociálního statusu prostřednictvím porodní váhy." *Sociální reprodukce a integrace: Ideály a meze* 1: 153–170.

Kreidl, M., M. Štípková. 2012. „Výskyt a načasování nesezdaných soužití v současné ČR." *Demografie* 54 (2): 120–137.
Kuchařová, V. 2009. „Stabilita manželství a životní podmínky neúplných rodin." Pp. 50–79 in V. Kuchařová, A. Šťastná. *Partnerství, rodina a mezigenerační vztahy v české společnosti.* Praha: Výzkumný ústav práce a sociálních věcí.
Kuchařová, V., V. Lhotská, I. Petrová. 1996. „K některým aspektům soudobých proměn českých rodin." *Sociální politika* 4: 4–7.
Kvapilová Bartošová, M. 2012. *Rozhodování o mateřství v životním běhu žen po třicítce.* Disertační práce. Brno: Masarykova univerzita, Fakulta sociálních studií.
Kvapilová Bartošová, M., P. Fučík, P. Pakosta. 2012. „Dlouhodobý vývoj v časování porodů a sňatků: Obstojí individualizační teorie ve světle demografických dat?" *Sociologický časopis / Czech Sociological Review* 48 (2): 315–341.
Lappegård, T. 2014. „Changing European Families." Pp. 20–42 in J. Treas, J. Scott, M. Richards (eds.). *The Wiley Blackwell Companion to the Sociology of Families*. John Wiley and Sons, https://doi.org/10.1002/9781118374085.ch2.
Mills, M. 2007. „Individualization and the Life Course: Towards a Theoretical model and Empirical Evidence." Pp. 61–80 in H. Cosmo (eds.). *Contested Individualization*. Toronto: Palgrave Macmillan, https://doi.org/10.1057/9780230609259_4.
Možný, I. 2002. *Česká společnost. Nejdůležitější fakta o kvalitě našeho života.* Praha: Portál.
Oppenheimer, V. K. 1988. „A Theory of Marriage Timing." *American Journal of Sociology* 94 (3): 563–591, https://doi.org/10.1086/229030.
Paloncyová, J., A. Šťastná. 2011. „První partnerská soužití českých žen a mužů a rostoucí význam kohabitací." *Gender, rovné příležitosti, výzkum* 12 (2): 16–29.
Pařízková, A. 2012. „Vývoj sociologického pohledu na životní cyklus a životní dráhy." Pp. 22–37 in J. Hasmanová Marhánková, M. Kreidl (eds.). *Proměny partnerství. Životní dráhy a partnerství v české společnosti*. Praha: Sociologické nakladatelství (SLON).
Popenoe, D. 2011. „What Do Fathers Do?" Pp. 139–163 in D. Popenoe. *Families without Fathers: Fathers, Marriage and Children in American Society*. Transaction Publishers.
Rabušic, L. 1997. „Polemicky k současným změnám charakteru reprodukce v ČR (sociologická perspektiva v demografii)." *Demografie: Revue pro výzkum populačního vývoje* 39 (2): 114–119.
Rabušicová, M., L. Rabušic. 2006. „Adult Education in the Czech Republic – Who Participates and Why." *Sociologický časopis / Czech Sociological Review* 42 (6): 1195–1218.
Rychtaříková, J. 1994. „Czech and Slovak Families in the European Context." *Journal of Family History* 19 (2): 131–147, https://doi.org/10.1177/036319909401900204.
Rychtaříková, J. 1996. „Současné změny charakteru reprodukce v České republice a mezinárodni situace." *Demografie* 38 (2): 77–89.
Rychtaříková, J. 2010. „Nová demografická situace v ČR od počátku 90. let." Pp. 19–36 in D. Bartoňová. *Demografická situace České republiky: proměny a kontexty 1993–2008*. Praha: Sociologické nakladatelství (SLON).
Seltzer, J. A. 2000. „Families Formed outside of Marriage." *Journal of Marriage and Family* 62 (4): 1247–1268, https://doi.org/10.1111/j.1741-3737.2000.01247.x.
Snarey, J. R. 1993. *How Fathers Care for the Next Generation: A Four-decade Study*. Harvard: University Press, https://doi.org/10.4159/harvard.9780674365995.
Sobotka, T., A. Šťastná, K. Zeman, D. Hamplová, V. Kantorová. 2008. „Czech Republic: A Rapid Transformation of Fertility and Family Behaviour after the Collapse of State Socialism." *Demographic Research* 19 (14): 403–454, https://doi.org/10.4054/DemRes.2008.19.14.
Štípková, M. 2013. „Declining Health Disadvantage of Non-marital Children:

Explanation of the Trend in the Czech Republic 1990–2010." *Demographic Research* 29 (25): 663–706, https://doi.org/10.4054/DemRes.2013.29.25.
Štípková, M. 2014. „Ideational and Economic Causes of the Rise in Non-marital Childbearing in the Czech Republic." *European Journal of Population* 31 (5): 473–494, https://doi.org/10.1007/s10680-015-9350-4.
Štípková, M. 2016. „Trendy v porodech mimo partnerství." *Naše společnost* 14 (1): 14–22, https://doi.org/10.13060/1214438X.2016.1.14.267.
Šťastná, A. 2011. „Analýza historie událostí (event history analýza) – možnosti a základní principy při studiu životních drah." *Data a výzkum – SDA Info* 5 (1): 59–83.
Trbola, R., T. Sirovátka. 2006. *Efektivnost sociálních transferů při eliminaci chudoby v České republice.* Praha: VÚPS.
Treiman, D. J. 2009.*Quantitative Data Analysis: Doing Social Research to Test Ideas*. John Wiley & Sons.
United Nations. 2005. *Generations and Gender Programme: Survey Instruments.* New York and Geneva.
Vašková, R. 2006. „Rozhodovací procesy -náctiletých těhotných dívek vedoucí k volbě časného rodičovství." Pp. 79–117 in D. Hamplová, P. Šalamounová, G. Šamanová (eds.). *Životní cyklus sociologické a demografické perspektivy.* Praha: Sociologický ústav AV ČR.
Večerník, J. 1998. *Občan a tržní ekonomika. Příjmy, nerovnost a politické postoje v české společnosti.* Praha: Lidové noviny.
Vítečková, M., J. Klímová Chaloupková. 2014. „De-standardization of Family Trajectories: Childbearing in Unmarried Cohabitation not Only as an Alternative but also as a Pathway to Marriage." *Kontakt* 16 (2): 138–148, https://doi.org/10.1016/j.kontakt.2014.05.001.
Vohlídalová, M. 2014 „Partnerství a vybrané tranzice." Pp. 79–101 in H. Hašková, M. Vohlídalová, H. Maříková, R. Dudová, Z. Uhde, A. Křížková, L. Formánková. *Vlastní cestou?: Životní dráhy v pozdně moderní společnosti.* Praha: Sociologické nakladatelství (SLON).
Warshak, R. A. 1996. *Revoluce v porozvodové péči o děti.* Praha: Portál.
Zeman, K. 2006. „Mimomanželská plodnost v České republice – demografická analýza." Pp. 14–25 in D. Hamplová (eds.). *Mimomanželská plodnost v České republice po roce 1989: sociální a ekonomické souvislosti*. Praha: Sociologický ústav AV ČR.
Zeman, K., D. Hamplová. 2007. „Nemanželská plodnost – demografický přehled." Pp. 17–27 in D. Hamplová, J. Chaloupková, E. Soukupová, P. Sunega, K. Zeman. *Děti na psí knížku?: mimomanželská plodnost v ČR*. Praha: Sociologický ústav AV ČR, v.v.i.