

Slábne v ČR mezigenerační přenos rozvodu?*

MARCELA TRÁVNÍČKOVÁ, MARTIN KREIDL**

Fakulta sociálních studií, Masarykova univerzita, Brno

Is There a Declining Trend in the Intergenerational Transmission of Divorce?

Abstract: This study investigates changes in the effect of parental divorce on the odds of union dissolution in children in the Czech Republic. Using survival analysis and Czech GGS data, it shows that the intergeneration transmission of divorce varied over marital cohorts to a significant degree. While parental divorce had insignificant effect in the oldest marriage cohort, it subsequently grew. In the 1980–1989 marriage cohort, the risk of divorce was 3.7 times higher among children of divorced parents than among children whose parents did not divorce. In the most recent marriage cohort (1990–2005), the parental divorce effect weakened but was still significant: children of divorced parents experienced a divorce risk that was twice as high that of children from intact families. This convergence of divorce risks resulted from two parallel trends: the rising divorce risk among children from non-divorced families and the declining divorce risk among children of divorce.

Keywords: divorce, intergenerational transmission of divorce, population change, survival analysis

Sociologický časopis / Czech Sociological Review, 2021, Vol. 57, No. 5: 531–555

<https://doi.org/10.13060/csr.2021.041>

Úvod

V České republice (stejně jako v mnoha dalších zemích) došlo v posledních dekadách k nárůstu rozvodovosti, který bývá brán jako jeden z projevů a/nebo důsledků hodnotové proměny, jež je spojována s tzv. „druhou demografickou tranzicí“ [Goode 1993; Härkönen, Billingsley, Hornung 2020; Wagner 2020]. V dostupných datech za území dnešní České republiky pozorujeme pozvolný nárůst úhrnné rozvodovosti od vzniku Československa, nicméně od padesátých let 20. století došlo k jejímu nebývalému nárůstu [Fučík 2013: 30]. Podle údajů z Pohybu obyvatelstva [ČSÚ 2019] byla na území dnešní ČR v roce 1950 úhrnná

* Tato stať vznikla s finanční podporou Grantové agentury ČR (proj. č. 17-18235S).

** Veškerou korespondenci pošlejte na adresu: Mgr. Marcela Trávníčková, prof. Martin Kreidl, Ph.D., Fakulta sociálních studií, Masarykova univerzita, Joštova 10, 602 00, Brno, e-mail: travnickovamarcela@gmail.com, kreidlm@fss.muni.cz.

rozvodovost 12 %, o dvacet let později pak 26 %. V dalších desetiletích se zvyšovala a v průběhu prvních dvou desetiletí druhého tisíciletí se ustálila kolem 50 %, tedy přibližně polovina z původně uzavřených manželství končí v posledních letech rozvodem. V čase rostl i podíl rozvodu na vzniku tzv. „neúplných“ rodin (jak jsou ještě někdy v oficiálních statistikách rodiny s jedním rodičem označovány). Zatímco na začátku dvacátých let minulého století zaniklo rozvodem jen okolo 6 % ze všech zaniklých manželství, v polovině století to bylo již 20 % a na konci prvního tisíciletí přes 40 % [ČSÚ 2016]. Hlavní příčinou výskytu neúplných rodin tak i v ČR postupně přestala být smrt rodiče a stal se jí rozpad rodiny [srov. Härkönen 2014].¹ Po roce 1989 sice došlo k poklesu počtu rozvodů, kvůli souběžnému poklesu sňatečnosti nicméně úhrnná rozvodovost nadále rostla [Fučík 2013: 30–31].

Rozvod je v sociologii rodiny „vnímán jako důležitá událost v životě lidí s různými sociálními důsledky, zahrnujícími narušení fungování především rodiny a výchovy dětí, ale také významnou změnu v ekonomickém a sociálním statusu určitých členů rodiny, změnu jejich životní dráhy, zaměstnání a tak dále“ [Piler 2010: 21]. Konec manželství ovlivňuje jedince pomocí různých mechanismů, mezi něž patří například narušení vztahů mezi rodiči a dětmi (či dokonce i napříč více generacemi), ztráta emocionální i instrumentální podpory, ekonomické potíže nebo nárůst dalších negativních životních událostí, jako je například stěhování [Amato 2000; Mortelmans 2020]. Mezi hlavní negativní dopady rozpadu manželství tedy patří sociální a ekonomické důsledky rozvodu. Těm jsou vystaveni jak samotní bývalí partneři, tak jejich (případné) děti.

Přítomnost dítěte v rozvádějícím se manželství se v pozdním 20. století „stává osou určující směr právních, ale i sociálních norem“ [Fučík 2013: 27]. Během devadesátých let 20. století podíl rozvodů s nezletilými dětmi v ČR narostl na více než 70 % ze všech rozvodů, zatímco v několika předcházejících desetiletích se pohyboval mírně nad 60 % [ČSÚ 2018; Možný 2002; Šťastná 2006]. I proto se dětem v souvislosti s rozvody začala v několika posledních desetiletích věnovat velká pozornost. Politická i akademická debata se zaměřily na to, zda, za jakých podmínek a jakým způsobem tato událost ovlivní jejich životy, zda se vliv rozvodu mění v čase a zda se odlišuje v různých zemích, historických obdobích či například v rámci sociálních tříd [Amato, Cheadle 2005; Härkönen 2014; Kiernan, Cherlin 1999; Kreidl, Štípková, Hubatková 2017; Mortelmans 2020].

Příkladem dlouhodobého, téměř univerzálně pozorovaného a bohatě empiricky doloženého efektu rozvodu rodičů na děti je tzv. mezigenerační přenos rozvodu, který je někdy nazýván rozvodovým cyklem [Wolfinger 2005]. Jde o zjištění, že děti, jejichž rodiče se rozvedli, mají vyšší pravděpodobnost, že i ony samy

¹ Až v nedávné minulosti se začaly významněji objevovat domácnosti „sólo-matek“, tj. žen, které v době narození dítěte neměly koresidenčního partnera. Např. v českém výzkumu Generations and Gender Survey z roku 2005 bylo v době narození dítěte bez koresidenčního partnera 13 % všech prvorodiček [Morávková, Kreidl 2017: 572].

se rozvedou. Mezigenerační přenos rozvodu v současné české společnosti je tématem této stati. Samotný mezigenerační přenos rozvodu je i v české společnosti empiricky doložen [Šťastná 2005, 2006]. V této studii nás bude především zajímat, zda a jak se mezigenerační přenos rozvodu proměňuje napříč manželskými kohortami. Předpokládáme, že přenos rozvodu bude – zejména po roce 1989 – slábnout. Slábnoucímu mezigeneračnímu přenosu rozvodu by měl přispívat rostoucí počet rozvodů, rostoucí tolerance k rozvodům a obecně deinstitutionalizace manželství [CVVM 2017; Fučík, Chromková Manea, Rabušic 2019]. Zároveň předpokládáme, že vyšší věk při vstupu do prvního manželství [Fialová 2006] umožňuje respondentům lépe si vybrat partnera. Respondenti z mladší kohorty také častěji žijí v nesezdaném soužití, které mělo v ČR po roce 1989 převážně charakter manželství „na zkoušku“, což může být další faktor vedoucí k lepšímu výběru manželského partnera. Pokles sňatečnosti (zejména u jedinců s vyššími předpoklady pro partnerskou nestabilitu) může být dalším faktorem, který mezigenerační přenos rozvodu oslabí.

Mezigenerační přenos rozvodu: předchozí výzkumy a teoretické zdůvodnění

Otázkou mezigeneračního přenosu rozvodu se jako první začali výzkumníci zabývat v zemi s tradičně vysokou rozvodovostí – USA. Mnoho výzkumů proto pochází z USA nebo využívá tamní data [například Wolfinger 1999, 2000; Amato 1996; Li, Wu 2008]. V Evropě se mezigeneračním přenosem rozvodu zabývali například ve Francii [Traag, Dronkers, Vallet 2000], Švédsku [Gähler, Härkönen 2014], Německu [Engelhardt, Trappe, Dronkers 2002] či Velké Británii [Kiernan, Cherlin 1999] nebo Norsku [Lyngstad, Engelhardt 2009]. Výzkum byl v posledních letech rozšířen i o mezinárodní srovnání [Dronkers, Härkönen 2008; Diekmann, Schmidheiny 2013].

Hlavním předmětem výzkumů ovšem není samotná existence mezigeneračního přenosu rozvodu. Například Amato označuje rozvod rodičů za „dobře zdokumentovaný rizikový faktor pro ukončení manželství“ [Amato 1996: 628], který můžeme pozorovat napříč různými kulturami [Diekmann, Schmidheiny 2013; Dronkers, Härkönen 2008]. Výzkumníci se proto snaží především přijít na vysvětlení vztahu mezi rozvodem rodičů a rozvodem dětí, jež zatím zůstává nejasné [Amato 1996].

Na základě Levingerovy teorie² z roku 1976 přichází Amato [1996] s modelem tří mechanismů, kterými rozvod rodičů ovlivňuje potomky a zvyšuje u nich riziko rozvodu. Prvním z nich jsou proměnné socioekonomické a demografické, např. věk v době uzavření sňatku, předmanželská kohabitace, vzdělání, příjem

² Podle Levingera riziko rozvodu ovlivňují různé faktory, které snižují výhody ze sňatku, oslabují bariéry pro opuštění manželství a naopak zvyšují dostupnost/atraktivitu alternativ.

a zaměstnaní ženy. Pokud se lidé s rozvedenými rodiči rozhodnou uzavřít sňatek, dělají tak v nižším věku než ti, kteří vyrostli v úplné rodině [McLanahan, Bumpass 1998; Wolfinger 2003]. Nízký věk při první svatbě je přitom jedním z dobře zdokumentovaných rizikových faktorů rozvodu [Booth, Edwards 1985; Härkönen, Dronkers 2006]. Zároveň jsou to právě děti rozvedených rodičů, kteří před vstupem do manželství častěji žijí v kohabitaci [Thornton 1991; Diekmann, Schmidheiny 2013; Härkönen, Brons, Dronkers 2020], což je další faktor, který zvyšuje riziko rozvodu [Dush, Cohan, Amato 2003]. Kromě toho dosahují tyto děti nižšího vzdělání [Kreidl, Štípková, Hubatková 2017], přičemž nízký socioekonomický status je opět spojen s vyšším rizikem rozvodu [McLeod 1991; Gähler, Palmtag 2015]. Dcery rozvedených rodičů jsou navíc silněji zaměřené na kariéru, což snižuje jejich „ekonomickou závislost na manželích (tedy oslabuje bariéry pro opuštění manželství) a zvyšuje ženin kontakt s ostatními muži (tedy zvyšuje alternativy k manželství)“ [Amato 1996: 630–631].

Druhým z mechanismů je přístup potomků k rozvodu: děti z rozvedených rodin mají častěji liberálnější pohled na rozvod, který vidí jako přijatelné řešení problematického nebo nešťastného manželství [Dronkers, Härkönen 2008]. Jinými slovy, ze vztahu rodičů může dítě odvodit (nebo se naučit) určité postoje a hodnoty, jako například že neuspokojivý vztah je přijatelné – a často jednodušší – opustit [Traag, Dronkers, Vallet 2000].

Posledním mechanismem je potomkovy problematické interpersonální chování, vycházející z toho, že dítě rozvedených rodičů nezažilo model udržitelného dyadického vztahu a nenaučilo se tak například efektivní komunikaci a schopnosti dělat kompromisy. Narušené vztahy v rodině pak mohou také vést k neschopnosti přijmout závazek nebo k nedostatku důvěry [Amato 1996]. Pokud dítě vyrůstá s rodiči, kteří mají vysoce konfliktní manželství, pravděpodobnost rozvodu se u něj zvyšuje [Gager, Yabiku, Linver 2016].

Amato [1996] ve své analýze dat z roku 1980 dochází k závěru, že pravděpodobnost rozvodu je větší, pokud oba partneři pocházejí z rozvedené rodiny. Dále potvrzuje, že zejména věk při sňatku a kohabitace zprostředkovávají efekt rozvodu rodičů. Naopak nepotvrzuje druhý z mechanismů, tedy že rozvod rodičů zvyšuje riziko rozvodu jejich potomka skrze silnější normativní přijetí rozvodu. Rozvod rodičů má dle autora přímý vliv na interpersonální chování dítěte, které je u dětí z rozvedených rodin častěji problematické.

Jak jsme již zmínili, také mezinárodní srovnání potvrdilo, že existuje vztah mezi rozvodem rodičů a rozvodem jejich potomka. Dronkers a Härkönen [2008] ve své analýze dat z osmnácti států³ podporují vysvětlení tohoto vztahu pomocí sníženého manželského závazku dětí, kterým se rozvedli rodiče. Pokud je v zemi vysoká rozvodovost, děti rozvedených, ale i nerozvedených rodičů se učí, že pokud není manželství šťastné, je možným a akceptovatelným chováním ho opustit.

³ Jde o sedmáct evropských států a USA.

Pokud je v zemi nízká rozvodovost, pak má rozvod rodičů na děti silnější efekt než v zemích s vysokou úrovní rozvodovosti.

Traag, Dronkers a Vallet [2000] uvádějí pět mechanismů vysvětlujících mezigenerační přenos rozvodu: (1) stres z rozvodu rodičů, který u potomka vyústí v dřívější odchod z domova, dřívější svatbu a/nebo rodičovství v nižším věku; (2) sociální prostředí v rodině původu a akceptace určitých postojů, hodnot a norem (například, že neuspokojivý vztah je jednodušší opustit); (3) ekonomická deprivace; (4) stigmatizace okolní společností; (5) genetika, tedy například že dítě zdědí určité charakteristiky, které byly důvodem či jedním z důvodů rozvodu. Pozitivní vztah mezi rozvodem rodičů a rozvodem jejich potomka dle nich nelze vysvětlit charakteristikami dítěte nebo rodičů nebo okamžitými následky rozvodu rodičů, ale existencí dlouhodobého efektu rozvodu rodičů na život dítěte.

Stigmatizací se zabýval i Wolfinger [1999], podle kterého měla změna v přístupu k rozvodu v USA během šedesátých a sedmdesátých let dva důsledky pro děti: (1) nižší stigmatizace (kvůli které by nedokázaly navázat plnohodnotný vztah); (2) měnící se podmínky (zejména liberálnější rozvodové zákony). Tyto důsledky vyústily v postupný pokles mezigeneračního přenosu rozvodu u respondentů dotazovaných mezi lety 1973 a 1996.

Jeho závěrům oponují například Gähler s Härkönenem [2014] nebo Li a Wu [2008]. Gähler a Härkönen analyzovali švédskou populaci, konkrétně kohorty lidí narozených v letech 1950–1975. Dle jejich závěrů je riziko rozvodu větší pro ty, jejichž rodiče se rozvedli nebo rozešli, ale nárůst tohoto efektu napříč kohortami nebyl statisticky významný, a to navzdory změnám ve společnosti i proměnám rodinné struktury. Výsledky se nemění ani ve vícerozměrném statistickém modelu (tj. při kontrole věku v době sňatku, matčina a otcova vzdělání) a jsou platné pro muže i ženy.

Také Li a Wu [2008], kteří analyzovali manželské kohorty z let 1987–1988 v USA, potvrzují, že děti rozvedených rodičů mají vyšší pravděpodobnost, že se samy rozvedou. Žádný trend v mezigeneračním přenosu rozvodu ale v jejich analýze nebyl zjištěn. Dřívější, Wolfingerův závěr, že se rozvodový cyklus oslabuje [Wolfinger 1999], byl podle nich statistickým artefaktem: Wolfingerův model binární logistické regrese totiž nebral (v průřezových datech věkově různorodé populace) v úvahu délku trvání manželství a byl poznamenán problémem, který je jinak v analýze přežití znám jako *cenzorování zprava* [Cleves, Gould, Marchenko 2014].

Manželské kohorty sledují také Graaf a Kalmijn [2006] ve své analýze sociálních determinantů rozvodu v Nizozemí. Analyzují manželství uzavřená mezi lety 1942 a 1999 a historický vývoj efektu pěti vysvětlujících proměnných: socioekonomický status rodičů, vzdělání, náboženství, rozvod rodičů a děti. Většina těchto proměnných má stabilní vliv. Výjimkou je vzdělání. V době, kdy byly rozvody méně běžné, se rozváděli vzdělanější. Dnes, kdy jsou rozvody běžnější, se rozvádějí spíše méně vzdělaní [srov. Goode 1962; Härkönen, Dronkers 2006]. Efekt rozvodu rodičů se tedy v Nizozemsku v druhé polovině 20. století nezmě-

nil. Ke stejnému závěru dochází i Teachman [2002]. Ten analyzoval manželství uzavřená v letech 1950–1984 v USA. Rozvod rodičů je dle něj jednou ze stabilních proměnných, které můžeme označit jako rizikové, jejíž efekt se nemění v čase. Změnu v čase ve své analýze sledují i Amato a Cheadle [2005], kteří se rozhodli studovat vztah mezi rozvodem rodičů a rozvodem jejich potomka ještě šířeji a analyzovali tři generace.⁴ Změnu v síle mezigeneračního přenosu rozvodu ale ani tito autoři nepozorují.

V České republice se mezigeneračnímu přenosu rozvodu věnovala Šťastná [2005, 2006], která využila data z Fertility and Family Surveys z roku 1997 a zkoumala rozpad prvního partnerství a rozpad prvního manželství žen, jež následně podrobila srovnání s výzkumy v zahraničí. Ve svém textu dochází k závěru, že i v ČR rozvodový cyklus funguje, nicméně zjistila, že rozvod rodičů nepůsobil přímo, ale zprostředkovaně skrze věk při začátku prvního partnerství a přes zvolenou formu partnerství. Respondenti s rozvedenými rodiči spíše žili v nesezdaném soužití, což je faktor zvyšující přijatelnost rozvodu [Kreidl, Žilinčíková 2021] i pravděpodobnost rozvodu případného manželství [Rosenfeld, Roesler 2019].

Cíl textu

V tomto textu navážeme na práce Šťastné [2005, 2006], jež ukázala, že mezigenerační přenos rozvodu v České republice existuje. Cílem předkládané analýzy je zjistit, zda můžeme sledovat změnu efektu rozvodu rodičů napříč čtyřmi manželskými kohortami. Hlavním zlomovým momentem, s nímž se pojí naše hypotézy, je rok 1989. V oblasti populačního chování tento rok znamenal akceleraci demografické změny, která v jiných vyspělých zemích probíhala již od šedesátých let a pro kterou se vžil název druhá demografická tranzice [Lesthaeghe 2014]. V ČR začala klesat sňatečnost, zatímco věk mužů i žen při uzavírání sňatku začal narůstat a zároveň narůstala různorodost partnerských a rodinných drah [Fialová 2006; Hašková et al. 2014; Chromková Manea, Rabušic 2019; Klímová Chaloupková, Hašková 2020; Kreidl, Hasmanová Marhánková 2012]. Klesající počet uzavřených sňatků byl doprovázen nárůstem nesezdaných soužití [Hašková et al. 2014; Kreidl, Štípková 2012], a to jak předmanželských, tak porozvodových [Kreidl, Hubatková 2017].

Nedávný výzkum postojů českých občanů k manželství a rodině ukázal, že většina lidí v České republice nepovažuje manželství za zbytečnou instituci. Manželství nicméně už není chápáno „jako nutný základ pro početí potomků či zakládání rodiny“ [CVVM 2017: 1]. Dle závěrů výzkumu je dále česká veřejnost ve velké míře tolerantní k rozvedeným lidem a poměrně otevřená rozvodům, zvláště pokud manželství není funkční [Fučík 2020]. Věková diferenciací postojů

⁴ Respondenti byli generací prostřední a poskytli informace o svých rodičích a kontakt na své děti.

k rozvodu (mladší skupiny jsou tolerantnější) pak dále naznačuje, že podíl lidí tolerantních k rozvodu do budoucna – díky náhradě kohort v populaci – poroste [Chromková Manea, Rabušic 2020].

S nárůstem nesezdaných soužití se zvýšil i věk při vstupu do prvního manželství. Důvodem, proč lidé začali tento krok ve svém životě odkládat, je podle Oppenheimer [1988] nejistota ohledně důležitých atributů partnera. Většina změn v načasování manželství je podle ní spojena s ekonomickou pozicí mladých mužů a je „těžší a těžší najít perspektivního partnera v době, která je charakteristická tak velkou nejistotou ohledně důležitých budoucích vlastností potenciálních partnerů“ [ibid.: 585]. Za důvod nestability manželství lidí, kteří se vzali v nízkém věku, tak označuje atributy, které v daném věku ještě nebyly zjevné. S rostoucím věkem vstupu do manželství by tyto vlastnosti již měly být lidem známy a oni by tak měli lépe najít vhodného partnera, se kterým se v budoucnu nerozvedou. Empiricky se Oppenheimerové argument projevuje – mimo jiné – rostoucí sociálně-ekonomickou stratifikací manželství, která byla doložena jak v USA [Sweeney 2002], tak v ČR [Kreidl 2012].

Předpokládáme, že výše zmíněné změny, které nastaly po roce 1989, ovlivní mezigenerační přenos rozvodu. Konkrétně očekáváme, že se efekt přenosu oslabí. Dlouhodobý vývoj rozvodovosti v ČR jednoznačně indikuje, že v populaci narůstá podíl lidí, kteří mají sami s rozvodem přímou zkušenost: sami se rozvedli, mají rozvedeného partnera, rozvedli se jejich rodiče, sourozenci atp. Společně s přibývajícím počtem rozvodů také vzrostla tolerance ve společnosti, můžeme tedy předpokládat, že se v ČR (podobně jako v jiných zemích) zmírnilo stigma z rozvodu. Uzavírání manželství až v pozdějším věku by zase mělo pomoci lidem vybrat si partnera, se kterým se v budoucnu nerozvedou [Oppenheimer 1988]. S rostoucí kohabitací a snižujícím se počtem manželství můžeme také předpokládat jistou selekci – tedy že lidé, kteří zažili rozvod svých rodičů, budou volit raději kohabitaci [Diekmann, Schmidheiny 2013; Härkönen, Brons, Dronkers 2020] a sami do manželství ani nevstoupí.

Data, proměnné a statistická metoda

Mezigenerační přenos rozvodu v České republice není neprozkoumaným terénem, byť existující studie shodně pracují se staršími daty z druhé poloviny devadesátých let 20. století a jsou (z důvodu povahy dat) zaměřené jen na ženy. Tato studie bude zkoumat mezigenerační přenos rozvodu v České republice na poněkud novějších datech z Generations and Gender Survey (GGS) z roku 2005. Empiricky se zaměříme pouze na první manželství: pomocí analýzy přežití budeme studovat riziko jeho rozpadu v závislosti na době od začátku manželství, rozpadu rodičovského páru a dalších kovariátách.

GGS je jednou ze dvou klíčových součástí výzkumného programu „Generations and Gender Programme“ (GGP). Výzkum se zaměřuje na rodinu a životní

trajektorie jedinců. Základem tohoto výzkumného programu je série mezinárodně harmonizovaných panelových výběrových šetření (známých právě pod zkratkou GGS) doplněných o databázi makroindikátorů (měřených typicky na úrovni zemí). Sběr dat pro první vlnu panelu GGS byl v některých zemích uskutečněn v roce 2004, v České republice byl sběr dat započat o rok později. Druhá vlna sběru dat proběhla v ČR v roce 2008–2009 a obsahovala kromě panelových respondentů i nový vzorek nahrazující nedohledané panelové respondenty. Třetí vlna se v ČR pro nedostatek finančních prostředků nikdy neuskutečnila. Nový panelový vzorek byl v ČR vytvořen v roce 2020 a sběr těchto dat právě probíhá. K analýze jsme – z důvodu povahy vzorku – použili datový soubor pouze z první vlny (tedy roku 2005) a využili jsme retrospektivní údaje o rodině původu a partnerské historii. Dodatečný vzorek z roku 2008 nevyužíváme, protože byl vybírán kvótním způsobem, narušil by celkovou reprezentativitu dat a znemožnil využití některých statistických postupů.

V datovém souboru se nacházelo celkem 10 006 respondentů ve věku 18–79 let. Z nich jsme využili pouze respondenty, kteří někdy žili v manželství a uvedli použitelné údaje (rok jeho začátku a případně i konce⁵) a u kterých jsme znali hodnoty dalších proměnných v analýze (viz níže). V analytickém vzorku zůstalo 5 893 respondentů. Nejstarší respondent použitý pro analýzu se narodil v roce 1926, nejmladší v roce 1986. Nejstarší analyzované manželství bylo uzavřeno v roce 1940, nejnovější v analýze využitě manželství vzniklo v roce sběru dat (2005). Průměrný věk při vstupu do manželství je v našem vzorku 23,3 roku (s. d. = 4,43).

Všechna manželství sledujeme od roku jejich vzniku do roku jejich rozpadu, které společně vymezují analytický čas v analýze přežití, tj. dobu, během níž je respondent vystaven riziku, že u něj dojde ke sledované události. Z povahy našich dat vyplývá, že mnohá první manželství trvala i v době sběru dat, proto ke sledované události nedošlo a pozorování jsou cenzorována zprava v době provedení rozhovoru. Napříč manželskými kohortami existuje nerovnováha v tom, jak nejdéle mohla manželství v době sběru dat trvat. Abychom zvýšili srovnatelnost dat o rozvodu napříč kohortami, rozhodli jsme se všechna pozorování cenzorovat zprava po patnácti letech trvání manželství (patnáct let je maximální možná délka trvání manželství v nejmladší kohortě).

Protože použitá metoda (Coxova regrese) nedovoluje nulovou délku trvání, provedli jsme u některých specifických případů její úpravu. U respondentů, kteří uvedli stejný rok svatby i rozvodu, a těch, kteří vstoupili do manželství v roce dotazování, jsme nulový počet let uplynulých od vstupu do manželství upravili

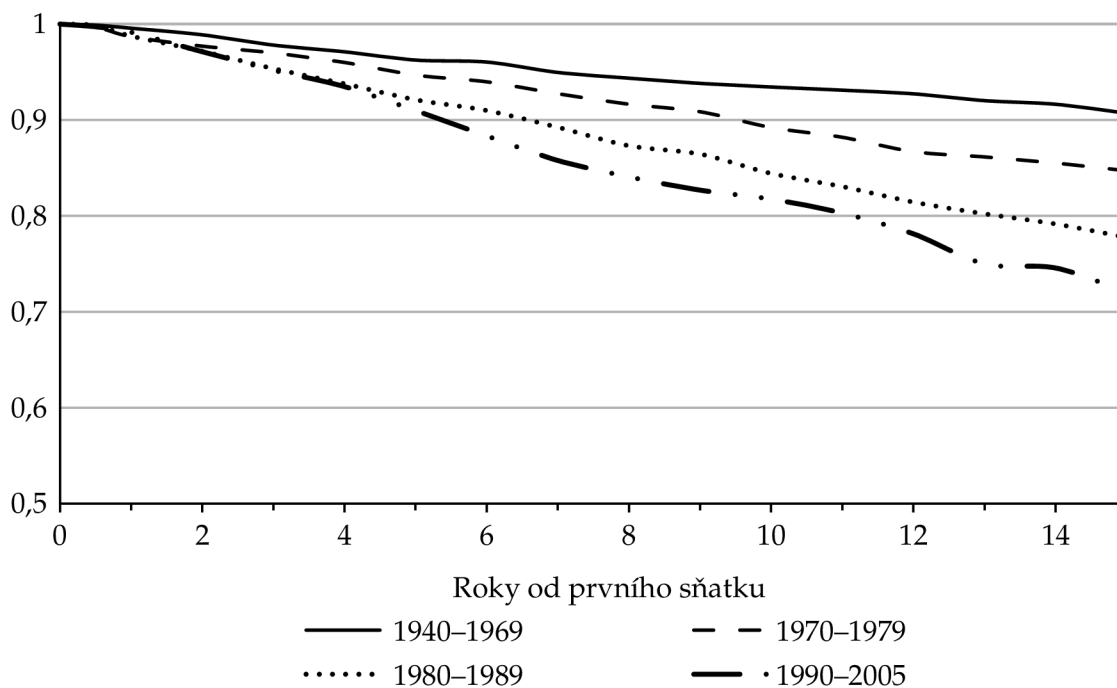
⁵ Celkem 3 571 respondentů neuvádí ve své partnerské historii žádný manželský svazek. Pro celkem 64 respondentů neznáme rok, případně důvod ukončení manželství. U 63 respondentů jsou údaje o začátku a konci prvního manželství nekonzistentní (s ohledem na věk při události a/nebo udávané pořadí událostí). U osmi respondentů došlo k rozvodu rodičů ještě před narozením respondenta. Tyto případy jsme do analýzy nezahrnuli.

Tabulka 1. Procentní distribuce vlastního rozvodu respondentů podle manželské kohorty. Dospělí obyvatelé ČR, kteří alespoň jednou vstoupili do manželství, dotázaní v roce 2005. Počet pozorování (respondentů) = 5 893

Rozvod respondenta	Manželská kohorta				Celkem
	1940–1969	1970–1979	1980–1989	1990–2005	
Rozvedl/a se	9,2 %	15,0 %	21,8 %	15,5 %	14,7 %
Počet pozorování	1 878	1 303	1 276	1 436	5 893

Poznámka: Tabulka zohledňuje pouze první manželství a rozvody – z důvodu zachování alespoň elementární komparability dat – pouze v počátečních 15 letech těchto manželství. Přesto jsou v nejmladší kohortě manželství, která v době sběru dat trvala méně než 15 let. Proto je údaj v nejmladší kohortě – ve srovnání se staršími kohortami – podhodnocen.

Graf 1. Kaplan–Meierovy křivky přežití pro první manželství podle manželské kohorty. Dospělí obyvatelé ČR, kteří alespoň jednou vstoupili do manželství, dotázaní v roce 2005. Počet pozorování (respondentů) = 5 893. Počet událostí (rozvodů) = 868



na 0,5, aby zůstali zahrnuti v analýze. Tato úprava analytického času se týkala 43 respondentů (z nichž 27 vstoupilo do manželství v roce 2005 a šestnáct uvedlo identický rok svatby a rozvodu).

Po této úpravě platí, že v našem datovém souboru rozvod prvního manželství (v počátečních patnácti letech jeho trvání) zažilo 868 respondentů (349 uvádí u prvního manželství rozvod po delším manželství), což je 14,7 % analytického vzorku. Tabulka 1 zachycuje i trend ve výskytu vlastního rozvodu napříč manželskými kohortami. Zatímco v nejstarší manželské kohortě (manželství uzavřená před rokem 1970) nacházíme rozvod v počátečních patnácti letech trvání u 9,2 % prvních manželství, v manželské kohortě 1980–1989 jde o 21,8 % prvních manželství. V nejmladší manželské kohortě došlo v tomto časovém horizontu k rozvodu v 15,5 % prvních manželství. Uvedené údaje o manželské nestabilitě napříč kohortami nelze číst jako zpochybnění dobře empiricky doloženého růstu rozvodovosti, protože lidé v mladší kohortě žili k datu sběru v průměru kratší dobu v manželství a měli tedy nižší kumulovanou rozvodovost. Kaplan–Meierovy křivky přežití zachycené v Grafu 1 nejsou cenzorováním zprava zkresleny a potvrzují rostoucí intenzitu rozvodovosti napříč kohortami. Zatímco v nejstarší manželské kohortě se v počátečních patnácti letech manželství rozpadlo méně než 10 % svazků, v nejmladší kohortě je to už 28 % (viz Graf 1). Formální statistický test shodnosti křivek přežití vyvrací hypotézu o jejich shodnosti ($\chi^2 = 159,3$, d. f. = 3, $p < 0,00005$).

Klíčová vysvětlující proměnná – rozvod rodičů – vychází z otázky: „Rozešli se někdy Vaši rodiče?“ V datech tedy nelze rozlišit rozvod a rozchod rodičů.⁶ Odpověď „nikdy spolu nežili“ a „nevím nic o mých rodičích“ jsme rekódovali na chybějící odpovědi, aby proměnná byla dichotomická (0 = ne, 1 = ano). Následně, abychom počet chybějících odpovědí snížili, jsme použili otázku, zda rodiče stále žijí společně: pokud respondent odpověděl, že ano, nahradili jsme případnou původně chybějící odpověď možností „ne“ v proměnné rozvod rodičů. V analýze jsme jako rozvod rodičů definovali pouze rozvod, k němuž došlo v prvních osmnácti letech života respondenta (tj. nejpozději v kalendářním roce, kdy respondent dosáhl osmnácti let), abychom se soustředili na rozvody, které zřejmě mají nejsilnější dopad na děti.⁷ Takto vymezený rozvod rodičů zažilo 501 respondentů v analytickém vzorku, tj. 8,5 % respondentů (viz Tabulku 2). Tabulka 2 také zachycuje zkušenost s rodičovským rozvodem podle manželské kohorty respondenta. Vidíme zde, že podíl respondentů, kteří zažili rozvod rodičů, roste z 3,6 % v nejstarší kohortě na 13,4 % v nejmladší manželské kohortě.

⁶ V analýze jsou všechny kladné odpovědi na tuto otázku považovány za rozvod rodičů.

⁷ I když i pozdější rozvody mohou vést k reorganizaci mezigeneračních vztahů [Žilincíková, Kreidl 2018], s ohledem na mechanismy mezigeneračního přenosu rodinné nestability je obzvláště důležité dětství: zážitek rodičovského rozvodu má nejsilnější vliv na vlastní rozvod, pokud k rozvodu došlo mezi šestým a osmým rokem věku dítěte; po dvacátém roku věku tento efekt klesá [Lyngstad, Engelhardt 2009].

Tabulka 2. Procento respondentů, kteří zažili rozvod rodičů, podle manželské kohorty. Dospělí obyvatelé ČR, kteří alespoň jednou vstoupili do manželství, dotázaní v roce 2005. Počet pozorování (respondentů) = 5 893

Rozvod rodičů	Manželská kohorta				Celkem
	1940–1969	1970–1979	1980–1989	1990–2005	
Rodiče se rozvedli	3,6 %	8,3 %	10,4 %	13,4 %	8,5 %
Počet pozorování	1 878	1 303	1 276	1 436	5 893

Poznámka: Tabulka zohledňuje pouze rodičovské rozvody, k nimž došlo do 18 let věku respondenta.

Manželská kohorta je vytvořena na základě respondentem uváděného roku prvního sňatku. Ten je odvozen od udávaného začátku současného partnerství (pokud partnerství trvá v době sběru dat a žádné předchozí manželství není respondentem uváděno) nebo je odvozen z retrospektivního mapování životní dráhy respondenta. Rok sňatku jsme rekódovali do čtyř kategorií: 1940–1969, 1970–1979, 1980–1989, 1990–2005. Specifikace kohort je dána kompromisem mezi dostupností dat (pro každou kohortu je potřeba dostatečný vzorek respondentů, dostatečný počet rozvodů u rodičů i respondentů) a věcným záměrem (chceme zejména zachytit vliv společenských změn po roce 1989 a zároveň chceme popsat vývoj rozvodů i po relativně delší době od sňatku, tj. poslední kohorta nemůže být příliš krátká). Rok 1989 byl určen za hraniční, neboť se jedná o rok politického převratu, který s sebou přinesl mnoho změn včetně změny ve sňatkovém chování [Fialová 2006; Kuchařová a kol. 2019; Rabušic, Možný 1998]. Manželská kohorta se zdá být podle literatury [Gähler, Härkönen 2014; Graaf, Kalmijn 2006; Li, Wu 2008; Teachman 2002] hlavním nástrojem identifikace společenské změny v této oblasti výzkumu.

Další kontrolní proměnné v analýze zahrnují nejvyšší ukončené vzdělání respondenta s kategoriemi základní, střední bez maturity, střední s maturitou, vysokoškolské a neodpověděl/a. Poslední kategorii jsme vytvořili se záměrem minimalizovat ztrátu pozorování s chybějícími hodnotami. (Z původní kategorizace použité v dotazníku jsme kategorie „úplné střední s maturitou“ a „nástavbové“ spojili do kategorie „střední s maturitou“ a dále „vyšší odborné“, „vš bakalář“, „vš magistr“ a „postgraduální“ jsme spojili do kategorie „vysokoškolské“. Obdobně jsme upravili proměnnou nejvyšší ukončené vzdělání rodičů, která vychází z respondentových údajů o nejvyšším vzdělání otce a matky. Protože v obou proměnných byla relativně značná část⁸ odpovědí, kdy respondent nevěděl, rozhodli jsme se obě proměnné spojit do jedné. Pokud respondent věděl

⁸ Nejvyšší vzdělání chybí ve 14 % případů u otce a ve 4 % případů u matčina vzdělání.

Tabulka 3. Procento respondentů rozvedených v počátečních 15 letech prvního manželství podle vlastního dosaženého vzdělání a manželské kohorty. Dospělí obyvatelé ČR, kteří alespoň jednou vstoupili do manželství, dotázaní v roce 2005. Počet pozorování (respondentů) = 5 893

Vzdělání respondenta	Manželská kohorta				Celkem
	1940–1969	1970–1979	1980–1989	1990–2005	
Základní	11,4 % (466)	16,9 % (361)	22,2 % (415)	14,4 % (477)	15,9 % (1719)
Střední bez maturity	8,8 % (645)	14,9 % (511)	19,3 % (451)	17,8 % (516)	14,7 % (2123)
Střední s maturitou	7,3 % (547)	13,8 % (217)	35,4 % (144)	17,6 % (159)	14,0 % (1067)
Vysokoškolské	11,1 % (198)	13,6 % (199)	17,5 % (240)	11,9 % (268)	13,6 % (905)
Neodpověděl/a	0 % (22)	13,3 % (15)	23,1 % (26)	12,5 % (16)	12,3 % (79)

Poznámka: Údaj o podílu rozvedených v nejmladší kohortě je kvůli cenzorování zprava podhodnocen. Procentní základy pro podíl rozvedených jsou uvedeny v každém poli tabulky v závorce.

Tabulka 4. Procento respondentů rozvedených v počátečních 15 letech prvního manželství podle dosaženého vzdělání rodičů a manželské kohorty. Dospělí obyvatelé ČR, kteří alespoň jednou vstoupili do manželství, dotázaní v roce 2005. Počet pozorování (respondentů) = 5 893

Vzdělání rodičů	Manželská kohorta				Celkem
	1940–1969	1970–1979	1980–1989	1990–2005	
Základní	19,4 % (216)	17,2 % (296)	22,5 % (404)	16,4 % (476)	18,8 % (1392)
Střední bez maturity	8,5 % (803)	14,7 % (592)	17,7 % (549)	15,1 % (629)	13,5 % (2573)
Střední s maturitou	6,7 % (716)	12,9 % (272)	30,1 % (166)	16,4 % (128)	12,0 % (1282)
Vysokoškolské	17,7 % (62)	17,8 % (101)	27,6 % (105)	12,9 % (171)	18,2 % (439)
Neodpověděl/a	3,7 % (81)	11,9 % (42)	21,2 % (52)	18,8 % (32)	12,1 % (207)

Poznámka: Údaj o podílu rozvedených v nejmladší kohortě je kvůli cenzorování zprava podhodnocen. Procentní základy pro podíl rozvedených jsou uvedeny v každém poli tabulky v závorce.

vzdělání pouze jednoho svého rodiče, pak je právě toto zahrnuto v proměnné, pokud věděl vzdělání matky i otce, pak je v proměnné „vzdělání rodičů“ zohledněna vyšší z obou hodnot.

Vzdělání respondenta a vzdělání jeho rodičů jsou nezbytnými kontrolními proměnnými pro jejich známou asociaci s rozvodem respondenta a manželskou kohortou [Härkönen, Dronkers 2006; Härkönen, Bernandi, Boertien 2017], kterou ostatně potvrzují i popisné statistiky uváděné v Tabulkách 3 a 4. V Tabulce 3 např. vidíme, že podíl respondentů, kteří se rozvedli v počátečních patnácti letech prvního manželství, variuje mezi 0 % a 35 % v závislosti na hodnotě dosaženého vzdělání a manželské kohortě. Tabulka 3 také dokládá relativně pozvolný nárůst rozvedených mezi vysokoškoláky, který kontrastuje s masivním, až několikanásobným nárůstem podílu rozvedených v dalších vzdělanostních skupinách. Podobně významná je asociace mezi vzděláním vzdělanějšího z rodičů a rozvodem respondenta. Podle zvoleného stupně vzdělání a manželské kohorty může podíl rozvedených manželství respondentů variovat mezi 4 % a 30 % (viz Tabulku 4).

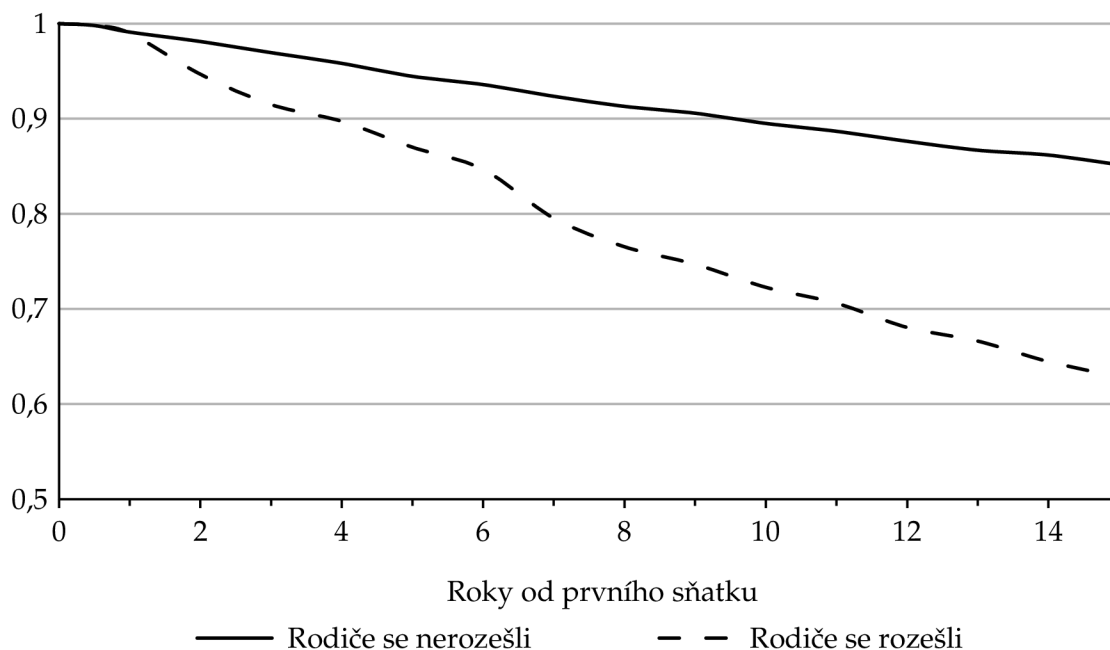
Použitá statistická procedura

K analýze používáme – kromě základních popisných metod – analýzu přežití, konkrétně Coxův regresní model proporciálních rizik, který do modelu zahrnuje vliv vysvětlujících proměnných a je definován pomocí rizikové funkce výskytu sledované události (rozvodu respondenta) v závislosti na tzv. analytickém čase. Jak jsme již uvedli, analytický čas začíná rokem vstupu do prvního manželství a je měřen v letech. Pokud se respondent rozvedl, pak koncem analytického času je rok rozvodu. Pokud se respondent nerozvedl, je tzv. cenzorován zprava [Šťastná 2011]. Konec analytického času v takovém případě představuje rok sběru dat (rok 2005), případně dosažení patnáctého roku trvání prvního manželství (cenzorování nastává při dosažení kteréhokolik z těchto dvou limitů).

Graf 2 – ve velmi základním popisném pohledu a bez kontroly dalších proměnných – ukazuje souvislost mezi rozvodem rodičů (do osmnácti let věku respondenta) a rozvodem dětí (v počátečních patnácti letech prvního manželství). Graf potvrzuje zjištění dřívějších studií [Šťastná 2005, 2006], že mezigenerační přenos manželské nestability v ČR existuje a je silný. Z Grafu 2 vidíme, že se v počátečních patnácti letech rozpadlo jen 15 % prvních manželství, pokud respondent sám rozvod rodičů nezažil. Pokud ale respondent do svých osmnácti let rozvod rodičů zažil, rozpadá se v počátečních patnácti letech plných 37 % prvních manželství, tj. více než dvakrát tolik! Rozdíl v obou křivkách přežití je vysoce statisticky významný a statistický test prakticky vylučuje jejich shodu (formální test shodnosti obou křivek přežití vede k $\chi^2 = 159,3$, d. f. = 3, $p < 0,00005$).

Protože některé zahraniční studie ukázaly, že manželská stabilita je rozvodem rodičů silněji ovlivněna u žen než u mužů [Lyngstad, Engelhardt 2009], prezentujeme zde i Graf 3, který popisuje mezigenerační přenos manželské nestability zvlášť pro obě pohlaví. Vidíme, že asociace rozvodu rodičů s vlastním

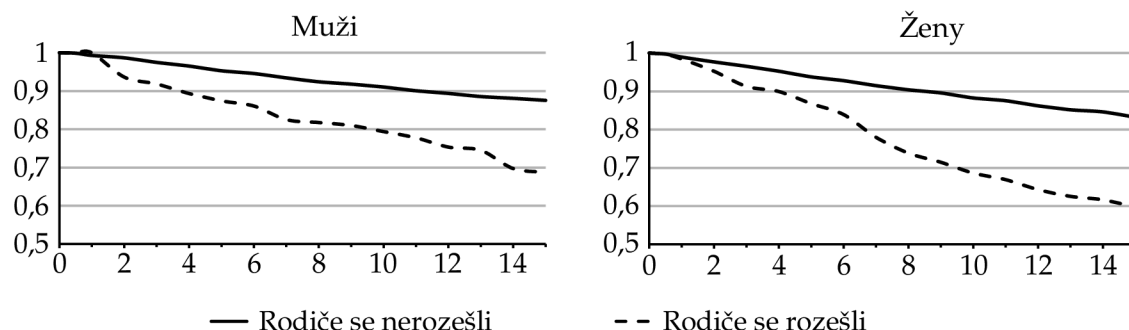
Graf 2. Kaplan–Meierovy křivky přežití pro první manželství podle rozvodu rodičů. Dospělí obyvatelé ČR, kteří alespoň jednou vstoupili do manželství, dotázaní v roce 2005. Počet pozorování (respondentů) = 5 893. Počet událostí (rozvodů) = 868



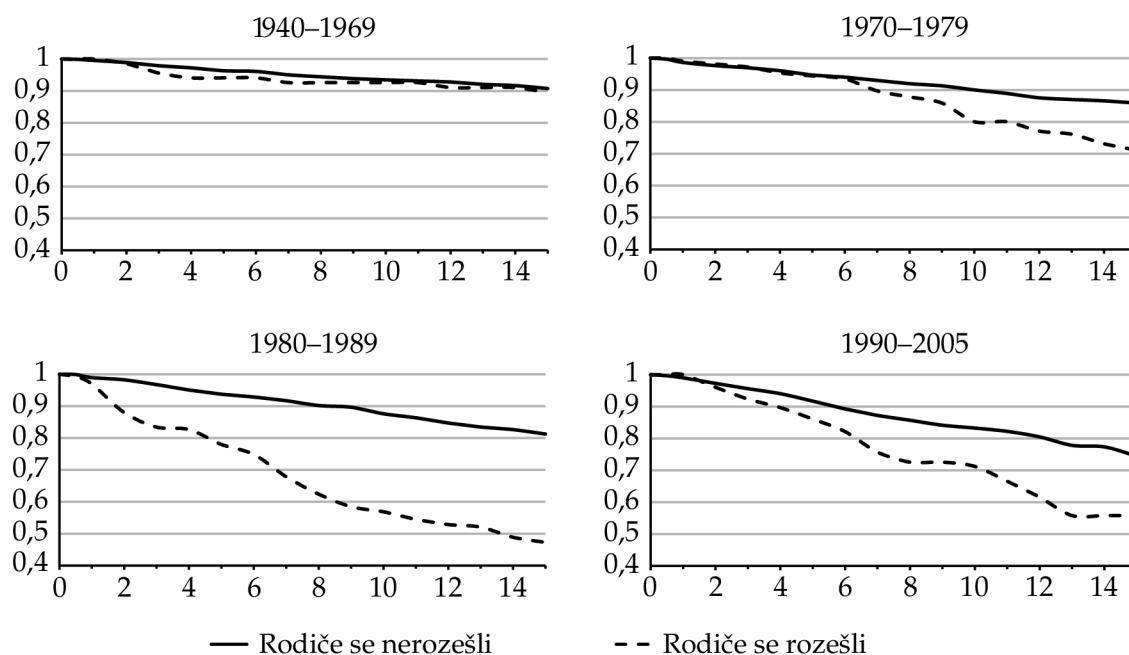
rozvodem je skutečně poněkud silnější pro ženy než pro muže. Důvodem je vyšší rozvodovost žen rozvedených rodičů. Graf 3 ukazuje, že muži z rozvedených rodin zažijí vlastní rozvod v počátečních patnácti letech manželství v 31 % případů, zatímco u žen toto procento dosahuje 40 %. Muži i ženy z nerozvedených rodin mají podobný průběh rizika rozvodu v čase (viz Graf 3).

Graf 4 pak nabízí první pohled na změnu mezigeneračního přenosu rozvodu napříč manželskými kohortami. Vidíme v něm, že v nejstarší manželské kohortě (manželství uzavřená před rokem 1970) není v datech patrná žádná asociace mezi rozvodem rodičů a rozvodem dětí. Tato asociace se nicméně objeví už v další manželské kohortě a následně pak zesiluje. V manželské kohortě 1970–1979 se rozvedlo jen 14 % dětí nerozvedených rodičů, ale plných 29 % dětí rozvedených rodičů. V manželské kohortě 1980–1989 už jsou tyto podíly 19 % a 53 %. V nejmladší manželské kohortě se, jak naznačuje Graf 4, asociace mezi rozvodem rodičů a rozvodem dětí mírně oslabila. U dětí nerozvedených rodičů zaznameneáme rozvod v počátečních patnácti letech prvního manželství v 26 % případů, zatímco u dětí rozvedených rodičů došlo k rozvodu v 46 % případů. Sbližování obou křivek přežití v nejmladší kohortě je dáno jak nárůstem rozvodovosti mezi dětmi z nerozvedených rodin, tak poklesem rozvodovosti mezi dětmi z rozvedených rodin.

Graf 3. Kaplan–Meierovy křivky přežití pro první manželství podle pohlaví a rozvodu rodičů. Dospělí obyvatelé ČR, kteří alespoň jednou vstoupili do manželství, dotázaní v roce 2005. Počet pozorování (respondentů) = 5 893. Počet událostí (rozvodů) = 868



Graf 4. Kaplan–Meierovy křivky přežití pro první manželství podle manželské kohorty a rozvodu rodičů. Dospělí obyvatelé ČR, kteří alespoň jednou vstoupili do manželství, dotázaní v roce 2005. Počet pozorování (respondentů) = 5 893. Počet událostí (rozvodů) = 868



Tabulka 5. Odhadnuté parametry (a standardní chyby v závorkách) Coxovy regrese pro rozpad prvního manželství. Dospělí obyvatelé ČR, kteří alespoň jednou vstoupili do manželství, dotázání v roce 2005. Počet pozorování (respondentů) = 5 893. Počet událostí (rozvodů) = 868 – první část

	M1	M2	M3	M4	M5
Rozvod rodičů	2,831*** (0,253)	2,438*** (0,220)	1,159 (0,447)	2,405*** (0,219)	1,131 (0,437)
Manželská kohorta („do 1969“ je srovnávací)					
1970–1979		1,602*** (0,168)	1,567*** (0,172)	1,566*** (0,167)	1,532*** (0,172)
1980–1989		2,409*** (0,235)	2,115*** (0,220)	2,301*** (0,235)	2,024*** (0,220)
1990–2005		2,837*** (0,296)	2,853*** (0,314)	2,676*** (0,293)	2,670*** (0,308)
Vzdělání respondenta („Střední s maturitou“ je srovnávací)					
Základní				1,038 (0,089)	0,863 (0,094)
Střední bez maturity				1,171 (0,128)	0,898 (0,094)
Vysokoškolské				0,821 (0,091)	0,708** (0,094)
Neodpověděl/a				0,788 (0,254)	0,676 (0,223)
Vzdělání rodičů („Střední s maturitou“ je srovnávací)					
Základní				0,703*** (0,060)	1,437** (0,162)
Střední bez maturity				0,687*** (0,077)	1,012 (0,103)
Vysokoškolské				1,053 (0,136)	1,537** (0,230)
Chybějící/neznámé				0,573** (0,121)	0,807 (0,176)
Muž				0,729*** (0,052)	0,734*** (0,053)

Tabulka 5. Odhadnuté parametry (a standardní chyby v závorkách) Coxovy regrese pro rozpad prvního manželství. Dospělí obyvatelé ČR, kteří alespoň jednou vstoupili do manželství, dotázání v roce 2005. Počet pozorování (respondentů) = 5 893. Počet událostí (rozvodů) = 868 – druhá část

	M1	M2	M3	M4	M5
Interakce					
Rozvod rodičů * manželská kohorta					
Rozvod rodičů * 1970–1979			1,836 (0,796)		1,839 (0,799)
Rozvod rodičů * 1980–1989			3,179** (1,305)		3,174** (1,304)
Rozvod rodičů * 1990–2005			1,707 (0,716)		1,770 (0,744)

Poznámka: *** $p \leq 0,001$ ** $p \leq 0,01$ * $p \leq 0,05$.

Mnohorozměrná analýza – Coxova regrese

Mnohorozměrný model analýzy přežití, který v této části analýzy využíváme, zohledňuje načasování rozvodu a efektivně předchází problémům, které jsou spojené s cenzorováním zprava například v situacích, kdy se napříč kohortami změnil časový průběh intenzity rozvodovosti. Coxova regrese pak také, podobně jako jiné mnohorozměrné statistické metody, umožňuje v modelu statisticky kontrolovat vliv dalších proměnných a testovat komplexnější hypotézy o vztazích mezi proměnnými.

Budování mnohorozměrného modelu analýzy přežití začínáme jednoduchým modelem (Tabulka 5, Model 1), který postuluje pouze vliv rozvodu rodičů na riziko rozpadu respondentova manželství. Tento model slouží jako srovnávací pro další komplexnější modely. Ukazuje, že riziko rozvodu prvního manželství je u respondentů s rozvedenými rodiči (ve srovnání s respondenty z úplných rodin) signifikantně vyšší, a to 2,8krát. Potvrzuje se tak, že existuje vztah mezi rozvodem rodičů a rozvodem jejich potomka (srov. Graf 2). Tento efekt je vysoce statisticky významný ($p < 0,0005$). Model 2 potom ilustruje, že silný mezigenerační přenos rozvodu přetrvává i při kontrole manželské kohorty. Děti z rozvedených rodin zažívají (podle Modelu 2) 2,4krát vyšší riziko vlastního rozvodu. Efekt kohorty v Modelu 2 potvrzuje sekulární trend rostoucí rozvodovosti (viz Tabulku 5).

Do modelu jsme dále zavedli interakci rozvodu rodičů a manželské kohorty a tím jsme vytvořili Model 3. Statistickým srovnáním Modelu 2 a Modelu 3 můžeme odpovědět na otázku, zda je interakce mezi manželskou kohortou a rozvodem rodičů statisticky významná. Parametry vhodnosti modelu pro všechny modely Coxovy regrese jsou prezentovány v Tabulce 6. Srovnání Modelu 2

Tabulka 6. Statistiky vhodnosti modelu pro vybrané modely Coxovy regrese pro rozpad prvního manželství. Dospělí obyvatelé ČR, kteří alespoň jednou vstoupili do manželství, dotázání v roce 2005. Počet pozorování (respondentů) = 5 893. Počet událostí (rozvodů) = 868

Model	L2	d. f.	p-hodnota	LL	AIC
Model 1: rozvod rodičů	107,46	1	< 0,00005	-7 315,89	14 633,78
Model 2: M1 + manželská kohorta	238,89	4	< 0,00005	-7 250,17	14 508,35
Model 3: M2 + interakce rozvod rodičů * manželská kohorta	253,89	7	< 0,00005	-7 242,67	14 499,34
Model 4: M2 + pohlaví, vzdělání respondenta, vzdělání rodičů	289,68	13	< 0,00005	-7 224,78	14 475,56
Model 5: M4 + interakce rozvod rodičů * manželská kohorta	303,98	16	< 0,00005	-7 217,63	14 467,26
Kontrasty mezi modely					
M3–M2	15,00	3	0,0018		-9,01
M5–M4	14,30	3	0,0025		-8,3

a Modelu 3, které je také prezentováno v Tabulce 6, jednoznačně potvrzuje, že interakci z Modelu 3 nelze vynechat ($L^2 = 15,0$, d. f. = 3, $p = 0,0018$) a že se tedy intenzita mezigeneračního přenosu rozvodu významně mění napříč manželskými kohortami. Statistickou významnost této interakce podporuje i srovnání obou modelů založené na principech bayesovské statistiky: parametr AIC pro Model 3 je významně nižší než pro Model 2. Rozdíl v obou hodnotách je 9,0 bodu (viz Tabulku 6). Povahu této interakce dokládají odhadnuté parametry Modelu 3 (viz Tabulku 5).

Zatímco v nejstarší manželské kohortě zvyšuje rozvod rodičů riziko rozvodu dítěte jen o 15 % (a tento efekt není statisticky významně odlišný od nuly na hladině 0,05), v manželské kohortě 1970–1979 zvyšuje rozvod rodičů riziko vlastního rozvodu již více než dvojnásobně.⁹ V manželské kohortě 1980–1989 zvyšuje rozvod rodičů riziko vlastního rozvodu 3,7krát¹⁰. Efekt v této manželské kohortě se liší jak od efektu v nejstarší manželské kohortě (p -hodnota pro test rovnosti napříč oběma kohortami je 0,005), tak od nuly (příslušná p -hodnota je menší než 0,0005). Efekt rodičovského rozvodu na vlastní rozvod v nejmladší manželské kohortě oproti kohortě předchozí klesá. Pro manželství uzavřená po roce 1989 platí, že rozvod rodičů zvyšuje riziko vlastního rozvodu dvojnásobně,¹¹ a i tento efekt je statisticky významně odlišný od nuly ($p < 0,0005$). Pokles síly efektu rodičovského rozvodu mezi dvěma nejmladšími kohortami je statisticky významný na hladině 0,05.

Modely 4 a 5 slouží k ověření, že se nalezený vzorec asociací mezi proměnnými nezmění ani při kontrole dalších proměnných, konkrétně vzdělání respondenta, vzdělání rodičů a pohlaví respondenta. Srovnání těchto dvou modelů znovu potvrzuje existenci interakce mezi rozvodem rodičů a manželskou kohortou. Srovnání podle pravidel klasické statistické inference vede k $L^2 = 14,3$, což při třech stupních volnosti implikuje $p = 0,0025$ (viz Tabulku 6). K podobnému závěru vede i kritérium AIC, které také preferuje model s interakcí.

⁹ Přesně 2,128krát; $2,128 = 1,159 * 1,836$, viz Tabulku 5. Podle formálního statistického testu není efekt rozvodu rodičů v manželské kohortě 1970–1979 statisticky významně odlišný od efektu v manželské kohortě 1940–1969 (p -hodnota pro test hypotézy, že se tento dílčí efekt v Modelu 3 neliší od nuly, je 0,162; viz Tabulku 5). Ovšem efekt rozvodu rodičů se v manželské kohortě 1970–1979 od nuly statisticky významně odlišuje (p -hodnota náležející k tomuto dílčímu testu je $< 0,0005$). Abychom mohli efektivně ověřit hypotézu, že je efekt v příslušné manželské kohortě statisticky odlišný od nuly, museli jsme zvolit jinou parametrizaci regresního modelu a změnit referenční kategorii manželské kohorty. Tyto alternativní parametrizace zde z důvodu úspory místa podrobněji neprezentujeme.

¹⁰ Přesně 3,684krát; $3,684 = 1,158 * 3,179$, viz Tabulku 5.

¹¹ Přesně 1,978krát, $1,978 = 1,159 * 1,707$, viz Tabulku 5.

Závěrečné shrnutí a diskuse

Analýza mezigeneračního přenosu rozvodu v České republice na datech GGS z roku 2005 podobně jako předchozí výzkumy potvrdila významně vyšší riziko rozvodu dětí, které zažily rozvod svých rodičů [srov. Šťastná 2005, 2006]. V práci jsme se zaměřili na existenci rozdílů v síle mezigeneračního přenosu rozvodu mezi čtyřmi manželskými kohortami. Analýza doložila, že se síla mezigeneračního přenosu partnerské nestability významně proměnila. Zatímco v nejstarší manželské kohortě (manželství uzavřená před rokem 1970) jsme nepozorovali žádnou asociaci mezi rozvodem rodičů a rozvodem dětí, u manželství uzavřených v letech 1970–1979 znamenal rozvod rodičů už dvojnásobné riziko rozvodu vlastního manželství a u manželství uzavřených v letech 1980–1989 dokonce riziko 3,7násobné! Po roce 1989 se pak tento efekt – v souladu s našimi teoretickými argumenty – mírně oslabil na cca dvojnásobek (srovnávací kategorií jsou v každé manželské kohortě respondenti, kteří až do svých osmnácti let rozvod rodičů nezažili). I když tak po roce 1989 mezigenerační přenos rozvodu přetrvává, je výrazně slabší, než byl v předchozí manželské kohortě.

Ke sblížení úrovně rozvodovosti mezi dětmi z rozvedených a nerozvedených rodin došlo díky změnám v obou skupinách. U dětí z nerozvedených rodin jsme v nejmladší manželské kohortě viděli pokračující pomalý nárůst rozvodovosti, který zřejmě vychází z dobře známých společenských, kulturních a legislativních zdrojů [Wagner 2020]. Na rostoucí rozvodovost mezi respondenty z nerozvedených rodin mohou mít vliv např. měnící se vzorce zaměstnanosti matek, jejich narůstající ekonomická nezávislost, rozšíření předmanželské kohabitanace, která zvyšuje přijatelnost rozvodu [Kreidl, Žilincíková 2021], nebo třeba globální růst rozvodovosti, který zvyšuje přijatelnost rozvodu a zkušenost s rozvodem i mimo nukleární rodiny (skrže prarodiče, strýce/tety, sourozence atp., případně formální instituce [viz Fučík 2020; Sieben, Verbakel 2013]).

U dětí z rozvedených rodin v nejmladší manželské kohortě úroveň kumulativní rozvodovosti naopak poklesla. Tento pokles – pokud víme – nebyl doložen v jiných zemích. Může mít kořeny v několika souběžných společenských a demografických změnách, ke kterým po roce 1989 došlo. Z rozvodu se v ČR stále více stávala běžná věc a určité stigma, které se dříve s rozvodem pojilo, postupně oslabovalo [Fučík 2020]. Rychlá změna partnerského chování, kterou jsme v ČR po roce 1989 pozorovali, nicméně přidala tři další, unikátní faktory. Pokles sňatečnosti může znamenat, že některá potenciálně riziková a nestabilní manželství vůbec nevzniknou. Odklad manželství do pozdějšího věku mohl přispět k pečlivější volbě partnera i k větší zralosti partnerů v době sňatku a mohl tak manželství – pokud už vzniknou – stabilizovat. Podobný stabilizující vliv má i selektivní rozšíření nesezdaných soužití. Děti rozvedených rodičů častěji volí kohabitanace namísto manželství [Härkönen, Brons, Dronkers 2020] a pro některé z nich jde o dlouhodobou alternativu k manželství. Tito lidé, i když mají často různé hodnotové i behaviorální předpoklady k vyššímu riziku rozvodu, se nikdy nerozvedou z toho prostého důvodu, protože nikdy nevstoupí do manželství

a zůstanou v nesezdaném soužití. Toto selektivní rozšíření nesezdaných soužití, může být jedním z vysvětlení klesající úrovně rozvodovosti u dětí z rozvedených rodin. Věříme, že tato naše hypotéza bude brzy podrobena empirickému testu, který tematiku mezigeneračního přenosu rozvodu zobecní i na rozpady nesezdaných soužití.

V pozorovaném oslabení mezigeneračního přenosu rozvodovosti může být položen dílčí základ pro budoucí stabilizaci míry rozvodovosti v ČR, v čemž by ČR napodobila některé další vyspělé země [Cherlin 2017]. V populaci – jak jsme viděli v datech až do roku 2005 – rostl (a zřejmě stále ještě roste) podíl mladých lidí, kteří zažili rozvod svých vlastních rodičů. Za jinak stejných podmínek by tato kompoziční změna měla vést k absolutnímu nárůstu počtu rozvodů i k nárůstu úhrnné rozvodovosti. Pokud se však vliv tohoto faktoru oslabuje, změna ve složení populace se nemusí růstem počtu rozvodů a/nebo úhrnné rozvodovosti projevit.

MARCELA TRÁVNÍČKOVÁ je absolventkou magisterského studijního programu Sociologie na Fakultě sociálních studií Masarykovy univerzity v Brně.

MARTIN KREIDL je profesorem na katedře sociologie Masarykovy univerzity. Výzkumně se zaměřuje zejména na srovnávací výzkum rodiny z perspektivy sociální stratifikace. Je národním koordinátorem výzkumného programu Generations and Gender (GGP).

Literatura

- Amato, P. R. 1996. „Explaining the Intergenerational Transmission of Divorce.“ *Journal of Marriage and the Family* 58 (3): 628–640, <https://doi.org/10.2307/353723>.
- Amato, P. R. 2000. „The Consequences of Divorce for Adults and Children.“ *Journal of Marriage and the Family* 62: 1269–1287, <https://doi.org/10.1111/j.1741-3737.2000.01269.x>.
- Amato, P. R., J. Cheadle. 2005. „The Long Reach of Divorce: Divorce and Child Well-Being across Three Generations.“ *Journal of Marriage and Family* 67 (1): 191–206, <https://doi.org/10.1111/j.0022-2445.2005.00014.x>.
- Booth, A., J. N. Edwards. 1985. „Age at Marriage and Marital Instability.“ *Journal of Marriage and Family* 47 (1): 67–75, <https://doi.org/10.2307/352069>.
- Cleves, M. A., W. W. Gould, Y. Marchenko. 2014. *An Introduction to Survival Analysis Using Stata*. United States of America: Stata Press.
- CVVM. 2017. „Postoje českých občanů k manželství a rodině – únor 2017.“ *Centrum pro výzkum veřejného mínění* [online] [cit. 1. 11. 2019]. Dostupné z: https://cvvm.soc.cas.cz/media/com_form2content/documents/c2/a2177/f9/ov170320.pdf.
- ČSÚ. 2016. „Sňatky a bilance manželství v letech 1920–2017.“ *Český statistický úřad* [online] [cit. 1. 11. 2019]. Dostupné z: <https://www.czso.cz/documents/10180/45948568/130055170405.pdf/de7764a5-b572-4a08-803c-fb5c610e7cfb?version=1.0>.

- ČSÚ. 2018. „Rozvody podle počtu nezletilých dětí v letech 1957–2017.“ *Český statistický úřad* [online] [cit. 1. 11. 2019]. Dostupné z: <https://www.czso.cz/documents/10180/61546938/130055180506.pdf/655ece0d-1d09-4a55-8990-c880d28d120a?version=1.0>.
- ČSÚ. 2019. „Pohyb obyvatelstva v Českých zemích 1785–2018.“ *Český statistický úřad* [online] [cit. 21. 8. 2019]. Dostupné z: <https://www.czso.cz/documents/10180/91917340/1300701901.xlsx/f4296412-eb78-48af-89fc-87f01c2fe8cb?version=1.1>.
- Diekmann, A., K. Schmidheiny. 2013. „The Intergenerational Transmission of Divorce: A Fifteen-Country Study with the Fertility and Family Survey.“ *Comparative Sociology* 12: 1–14, <https://doi.org/10.1163/15691330-12341261>.
- Dronkers, J., J. Härkönen. 2008. „The Intergenerational Transmission of Divorce in Cross-national Perspective: Results from the Fertility and Family Surveys.“ *Population Studies* 62 (3): 273–288, <https://doi.org/10.1080/00324720802320475>.
- Dush, C. M. K., C. L. Cohan, P. R. Amato. 2003. „The Relationship between Cohabitation and Marital Quality: Change across Cohorts?“ *Journal of Marriage and Family* 65 (3): 539–549, <https://doi.org/10.1111/j.1741-3737.2003.00539.x>.
- Engelhardt, E., H. Trappe, J. Dronkers. 2002. „Differences in Family Policy and the Intergenerational Transmission of Divorce: A Comparison between the Former East and West Germany.“ *Demographic Research* 6 (11): 295–324, <https://doi.org/10.4054/DemRes.2002.6.11>.
- Fialová, L. 2006. „Trendy ve sňatkovém chování obyvatelstva České republiky ve 20. století.“ *Demografie* 48 (2): 97–108.
- Fučík, P. 2013. *Rozvod a změny reprodukčních strategií*. Brno: Masarykova univerzita, <https://doi.org/10.5817/CZ.MUNI.M210-6093-2013>.
- Fučík, P. 2020. „Trends in Divorce Acceptance and Its Correlates across European Countries.“ *Sociologický časopis / Czech Sociological Review* 56 (6): 863–895, <https://doi.org/10.13060/csr.2020.053>.
- Fučík, P., B. E. Chromková Manea, L. Rabušic. 2019. „K problému deinstitucionalizace manželství.“ Pp. 33–60 in L. Rabušic, Z. Kusá, B. Chromková Manea, K. Strapcová. 2019. *Odděleně spolu? Česko a Slovensko optikou vývoje hodnot po roce 1991*. Bratislava: Slovart.
- Gager, C. T., S. T. Yabiku, M. R. Linver. 2016. „Conflict or Divorce? Does Parental Conflict and/or Divorce Increase the Likelihood of Adult Children’s Cohabiting and Marital Dissolution?“ *Marriage & Family Review* 52 (3): 243–261, <https://doi.org/10.1080/01494929.2015.1095267>.
- Gähler, M., J. Härkönen. 2014. „Intergenerational Transmission of Divorce – the Swedish Trend.“ *Families and Societies. Working Paper Series 19* [online] [cit. 1. 11. 2019]. Dostupné z: www.familiesandsocieties.eu/wp-content/uploads/2015/01/WP19GahlerHarkonen2014.pdf
- Gähler, M., E.-L. Palmtag. 2015. „Parental Divorce, Psychological Well-Being and Educational Attainment: Changed Experience, Unchanged Effect Among Swedes Born 1892–1991.“ *Social Indicators Research* 123 (2): 601–623, <https://doi.org/10.1007/s11205-014-0768-6>.
- Goode, W. J. 1962. „Marital Satisfaction and Instability. A Cross-Cultural Class Analysis of Divorce Rates.“ Pp. 377–387 in R. Bendix, S. M. Lipset (eds.). *Class, Status, and Power. Social Stratification in Comparative Perspective*. New York: The Free Press.
- Goode, W. J. 1993. *World Changes in Divorce Patterns*. New Haven: Yale University Press.
- Graaf, P. M., M. Kalmijn. 2006. „Change and Stability in the Social Determinants of Divorce: A Comparison of Marriage Cohorts in the Netherlands.“ *European Sociological Review* 22 (5): 561–572, <https://doi.org/10.1093/esr/jcl010>.

- Härkönen, J. 2014. „Divorce: Trends, Patterns, Causes, and Consequences.“ Pp. 303–322 in J. Treas et al. (eds.). *The Sociology of Families*. Wiley: Blackwell, <https://doi.org/10.1002/9781118374085.ch15>.
- Härkönen, J., F. Bernandi, D. Boertien. 2017. „Family Dynamics and Child Outcomes: An Overview of Research and Open Questions.“ *European Journal of Population* 33 (2): 163–184, <https://doi.org/10.1007/s10680-017-9424-6>
- Härkönen, J., S. Billingsley, M. Hornung. 2020. „Divorce Trends in Seven Countries Over the Long Transition from State Socialism: 1981–2004.“ Pp. 63–89 in D. Mortelmans (ed.). *Divorce in Europe*. Cham: Springer, https://doi.org/10.1007/978-3-030-25838-2_4.
- Härkönen, J., M. D. Brons, J. Dronkers. 2020. „Family Forerunners? Parental Separation and Partnership Formation in 16 Countries.“ *Journal of Marriage and Family*, <https://doi.org/10.1111/jomf.12682>.
- Härkönen, J., J. Dronkers. 2006. „Stability and Change in the Educational Gradient of Divorce. A Comparison of Seventeen Countries.“ *European Sociological Review* 22 (5): 501–517, <https://doi.org/10.1093/esr/jcl011>.
- 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).
- Cherlin, A. 2017. „Introduction to the Special Collection on Separation, Divorce, Repartnering, and Remarriage around the World.“ *Demographic Research* 37: 1275–1296, <https://doi.org/10.4054/DemRes.2017.37.38>.
- Chromková Manea, B. E., L. Rabušic. 2019. „Marriage, Childbearing and Single Motherhood: Trends in Attitudes and Behaviour in Czechia and Slovakia from 1991 to 2017.“ *Sociální studia* 16 (2): 25–50, <https://doi.org/10.5817/SOC2019-2-25>.
- Chromková Manea, B. E., L. Rabušic. 2020. „Value Modernisation in Central and Eastern European Countries: How Does Inglehart’s Theory Work?“ *Sociologický časopis / Czech Sociological Review* 56 (6): 699–740, <https://doi.org/10.13060/csr.2020.033>.
- Kiernan, K. E., A. J. Cherlin. 1999. „Parental Divorce and Partnership Dissolution in Adulthood: Evidence from a British Cohort Study.“ *Population Studies* 53 (1): 39–48, <https://doi.org/10.1080/00324720308068>.
- Klímová Chaloupková, J., H. Hašková. 2020. „The Diversity of Pathways to Childlessness in the Czech Republic: The Union Histories of Childless Men and Women.“ *Advances in Life Course Research* 46, 100363, <https://doi.org/10.1016/j.alcr.2020.100363>.
- Kreidl, M. 2012. „Educational Stratification of Marriage Entry Under Different Political and Economic Regimes: Evidence from the Czech Republic During the Second Half of the 20th Century.“ *Population Review* 52 (2): 151–178.
- Kreidl, M., J. Hasmanová Marhánková (eds.). 2012. *Proměny partnerství. Životní dráhy a partnerství v české společnosti*. Praha: Sociologické nakladatelství (SLON).
- Kreidl, M., B. Hubatková. 2017. „Rising Rates of Cohabitation and the Odds of Repartnering: Does the Gap between Men and Women Disappear?“ *Journal of Divorce and Remarriage* 58 (7): 487–506, <https://doi.org/10.1080/10502556.2017.1343580>.
- Kreidl, M., M. Štípková. 2012. „Výskyt a načasování nesezdaných soužití v současné ČR.“ *Demografie* 54 (2): 120–137.
- Kreidl, M., M. Štípková, B. Hubatková. 2017. „Parental Separation and Children’s Education in a Comparative Perspective: Does the Burden Disappear when Separation is More Common?“ *Demographic Research* 36: 73–110, <https://doi.org/10.4054/DemRes.2017.36.3>.
- Kreidl, M., Z. Žilinčková. 2021. „How Does Cohabitation Change People’s Attitudes toward Family Dissolution.“ *European Sociological Review* 37 (4): 541–554, <https://doi.org/10.1093/esr/jcaa073>.

- Kuchařová, V. a kol. 2019. *Česká rodina na počátku 21. století*. Praha: Sociologické nakladatelství (SLON).
- Lesthaeghe, R. 2014. „The Second Demographic Transition: A Concise Overview of Its Development.“ *Proceedings of the National Academy of Sciences* 111 (51): 18112–18115, <https://doi.org/10.1073/pnas.1420441111>.
- Li, Lui-Chung A., L. L. Wu. 2008. „No Trend in the Intergenerational Transmission of Divorce.“ *Demography* 45 (4): 875–883, <https://doi.org/10.1353/dem.0.0030>.
- Lyngstad, T. H., H. Engelhardt. 2009. „The Influence of Offspring’s Sex and Age at Parents’ Divorce on the Intergenerational Transmission of Divorce, Norwegian First Marriages 1980–2003.“ *Population studies* 63 (2): 173–185, <https://doi.org/10.1080/00324720902896044>.
- McLanahan, S., L. Bumpass. 1998. „Intergenerational Consequences of Family Disruption.“ *American Journal of Sociology* 94 (1): 130–152, <https://doi.org/10.1086/228954>.
- McLeod, J. D. 1991. „Childhood Parental Loss and Adult Depression.“ *Journal of Health and Social Behavior* 32 (3): 205–220, <https://doi.org/10.2307/2136804>.
- Morávková, H., M. Kreidl. 2017. „Partnerské dráhy prvorodiček bez koresidenčního partnera.“ *Sociologický časopis / Czech Sociological Review* 53 (4): 565–591, <https://doi.org/10.13060/00380288.2017.53.4.358>.
- Mortelmans, D. (ed.). 2020. *Divorce in Europe. New Insights in Trends, Causes and Consequences of Relation Break-ups*. Cham: Springer, <https://doi.org/10.1007/978-3-030-25838-2>.
- Možný, I. 2002. *Česká společnost. Nejdůležitější fakta o kvalitě našeho života*. Praha: Sociologické nakladatelství (SLON).
- Oppenheimer, V. K. 1988. „A Theory of Marriage Timing.“ *American Journal of Sociology* 94 (3): 563–591, <https://doi.org/10.1086/229030>.
- Piler, P. 2010. *Divorce as Phenomenon of Modernity: Theory and Research*. London: Edmund Press.
- Rabušic, L., I. Možný. 1998. „Česká rodina, sňatkový trh a reprodukční klima.“ Pp. 92–110 in J. Večerník, P. Matějů. *Zpráva o vývoji české společnosti 1989–1998*. Praha: Academia.
- Rosenfeld, M. J., K. Roesler. 2019. „Cohabitation Experience and Cohabitation’s Association with Marital Dissolution.“ *Journal of Marriage and Family* 81 (1): 42–58, <https://doi.org/10.1111/jomf.12530>.
- Sieben, I., E. Verbakel. 2013. „Permissiveness Toward Divorce: The Influence of Divorce Experiences in Three Social Contexts.“ *European Sociological Review* 29 (6): 1175–1188, <https://doi.org/10.1093/esr/jct008>.
- Sweeney, M. 2002. „Two Decades of Family Change: The Shifting Economic Foundations of Marriage.“ *American Sociological Review* 67 (1): 132–147, <https://doi.org/10.2307/3088937>.
- Šťastná, A. 2005. „Mezigenerační přenos rozvodového chování na příkladu České republiky a v mezinárodním srovnání.“ *Demografie* 47 (1): 21–31.
- Šťastná, A. 2006. „Rozvody a děti: vliv rozvodu rodičů na životní dráhu dětí.“ Pp. 175–190 in D. Hamplová, P. Šalamounová, G. Šamanová (eds.). *Životní cyklus. Sociologické a demografické perspektivy*. Praha: Sociologické nakladatelství (SLON).
- 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.
- Teachman, J. D. 2002. „Stability across Cohorts in Divorce Risk Factors.“ *Demography* 39 (2): 331–351, <https://doi.org/10.1353/dem.2002.0019>.
- Thornton, A. 1991. „Influence of the Marital History of Parents on the Marital and Cohabitation Experiences of Children.“ *American Journal of Sociology* 96 (4): 868–894, <https://doi.org/10.1086/229611>.

- Traag, T., J. Dronkers, L.-A. Vallet. 2000. „The Intergenerational Transmission of Divorce Risks in France.“ *ASSR working paper 68*. Presented to the Research Committee 28 – Social Stratification of the International Sociological Association in Libourne, France.
- Wagner, M. 2020. „On Increasing Divorce Risks.“ Pp. 37–61 in D. Mortelmans (ed.). *Divorce in Europe*. Cham: Springer, https://doi.org/10.1007/978-3-030-25838-2_3.
- Wolfinger, N. H. 1999. „Trends in the Intergenerational Transmission of Divorce.“ *Demography* 36 (3): 415–420, <https://doi.org/10.2307/2648064>.
- Wolfinger, N. H. 2000. „Beyond the Intergenerational Transmission of Divorce.“ *Journal of Family Issues* 21 (8): 1061–1086, <https://doi.org/10.1177/019251300021008006>.
- Wolfinger, N. H. 2003. „Parental Divorce and Offspring Marriage: Early or Late?“ *Social Forces* 82 (1): 337–353, <https://doi.org/10.1353/sof.2003.0108>.
- Wolfinger, N. H. 2005. *Understanding the Divorce Cycle*. Cambridge University Press, <https://doi.org/10.1017/CBO9780511499616>.
- Žilinčíková, Z., M. Kreidl. 2018. „Grandparenting After Divorce: Variations Across Countries.“ *Advances in Life Course Research* 38: 61–71, <https://doi.org/10.1016/j.alcr.2018.08.003>.