

Katedra Sociologie
Fakulta filozofická Západočeské univerzity

Martin Kreidl
Martina Štípková

**TRANZICE DO NESEZDANÉHO SOUŽITÍ
A PRVNÍCH KORESIDENČNÍCH SVAZKŮ
V SOUČASNÉ ČR**

Working Paper No. 01-11

www.kss.zcu.cz

Tranzice do nesezdaného soužití a prvních koresidenčních svazků v současné ČR

Martin Kreidl

Masarykova univerzita, Fakulta sociálních studií

Západočeská univerzita v Plzni, Fakulta filozofická

a

Martina Štípková

Univerzita Karlova v Praze, Fakulta sociálních věd

Západočeská univerzita v Plzni, Fakulta filozofická

Kontaktní informace:

E-Mail: marsti@kss.zcu.cz

kreidlm@fss.muni.cz

Tranzice do nesezdaného soužití a prvních koresidenčních svazků v současné ČR

Transitions into Unmarried Cohabitation and First Co-residential Unions in the Contemporary Czech Republic

Abstract

The growing incidence of unmarried cohabitation has often been pointed out as one of the most remarkable changes in the behavior of the Czech population. Surprisingly, there is only indirect or outdated empirical evidence documenting this claim. We estimate the prevalence of cohabitation using four relatively recent surveys. We also use survival analysis to show that, unlike marriage, people have not been postponing co-residential unions after 1989.

Tranzice do nesezdaného soužití a prvních koresidenčních svazků v současné ČR

Úvod: nesezdaná soužití v současné české společnosti

Mezi nejvýznamnější změny v reprodukčním chování české populace v posledních dvou dekádách patří – jak se shodne většina komentátorů – odkládání manželství a masivní rozšíření nových forem partnerství, zejména nesezdaných soužití (viz např. Sobotka et al., 2008: 427-428). K podobnému vývoji došlo ve druhé polovině dvacátého století v celé řadě evropských i neevropských populací (srov. Goldstein, Kenney, 2001; Kiernan, 2002, Seltzer, 2003, 2004).

Jednotliví autoři se nicméně neshodnou v tom, jaké je přesně postavení a role nesezdaných soužití v příbuzenském systému a reprodukčním chování každé konkrétní společnosti. Jedním z důvodů této ambivalence je zřejmě heterogenita populace kohabituujících – různé páry se odlišují svými důvody, proč žijí v nesezdaném soužití (viz např. Barlow, James, 2003; Manting 1996; Casper, Sayer, 2002; Thomson, Colella, 1992) – a zřejmě také institucionální (v sociologickém slova smyslu) neúplnost nesezdaných soužití (srov. Nock 1995). Výrazná heterogenita je také patrná při pohledu na kohabituace v různých zemích – v některých zemích funguje kohabituace spíše jako součást procesu namlouvání (a tedy jako předstupeň manželství), v jiných jde o alternativu k manželství a ještě v jiných zemích je kohabituace od manželství nerozlišitelná (srov. např. Heuveline, Timberlake 2004). Analýzy postojů mladých kohabituujících jedinců v ČR indikují, že je v ČR kohabituace zřejmě nejtypičtěji předstupněm k manželství a nejde o celoživotní strategii (srov. Černá, 2005; Fialová a kol. 2000; po-manželská a po-rozvodová kohabituace je obecně méně dobře dokumentována).

Z rostoucího věku při vstupu do manželství, klesající míry sňatečnosti a narůstajícího podílu mimomanželsky narozených dětí (srov. ČSÚ 2010a) lze usuzovat, že četnost nesezdaných soužití v ČR narůstá. Zmíněné údaje jsou nicméně jen nepřímou indikací rozšíření nesezdaných soužití v populaci. Ne každý, kdo se nevdá/neožení, žije v nesezdaném soužití, protože mnoho mladých lidí žije jako tzv. *singles*, tedy osoby bez trvalého koresidenčního vztahu (Tomášek, 2006). Podobně ne každé dítě, které se narodí mimo manželství, bude vyrůstat v jedné domácnosti s oběma (nesezdanými) rodiči (srov. Hamplová, 2007).

O nesezdaných soužitích jako takových se, na rozdíl od manželství a porodů, žádné oficiální statistiky nevedou, proto jsou údaje o jejich výskytu v populaci méně pohodlně dostupné a

méně spolehlivé. Na rozdíl od manželství také nemá nesezdané soužití jasnou, zákonem stanovenou definici, takže s jeho empirickou identifikací a měřením např. v dotazníkových šetřeních může být problém. Kohabitace je v odborné literatuře obvykle definována soužitím partnerů ve společné domácnosti a společným hospodařením (viz např. Vymětalová, 2000; Thorton et al., 2007). Empirická identifikace nesezdaných soužití je dále komplikována skutečností, že vznik samotného nesezdaného soužití je mnohdy nejasně ohraničený a samotní kohabituující nejsou často schopni přesně označit jeho začátek (srov. Manning, Smock 2005).

V tomto textu chceme dokumentovat, jak se v ČR proměnily vzorce výskytu kohabitací a načasování vstupu do nich. Zejména chceme ukázat, zda v nedávné době došlo k proměně načasování kohabitací. Ptáme se, zda v době, která byla charakterizována postupným odkládáním manželství, došlo všeobecně k odkládání všech forem koresidenčních svazků (a tedy i nesezdaných soužití). V analýze – mimo jiné – srovnáváme determinanty vstupu do prvních nesezdaných svazků s determinantami přímého vstupu do prvních manželství.

Odhady výskytu kohabitací ze SLDB

Základním zdrojem populačních dat o kohabitaci je Sčítání lidu, domů a bytů (SLDB). Způsob, kterým byla nesezdaná soužití v cenzových datech identifikována, však vedl k podhodnocení jejich výskytu. Aby mohl být pár považován za žijící ve faktickém manželství, museli mít oba partneři v době sčítání stejnou adresu trvalého bydliště a zároveň se prohlásit za druha a družku.¹ Lidé přitom nemuseli být ochotní označení „druh, družka“ deklarovat, případně se různé kategorie lidí mohly odlišovat svou ochotou toto označení použít. Podmínka společného trvalého bydliště partnerů nejspíše vedla k podhodnocení výskytu kohabitací zejména mezi mladými páry, které ještě nemají stabilní bydlení.

I přes zřejmá omezení jsou cenzová data cenným zdrojem informací o výskytu kohabity v české společnosti. V pravidelně konaných sčítáních byly údaje o nesezdaných soužitích zjišťovány v letech 1930 a potom (po přestávce) od roku 1970 do současnosti. Údaje o výskytu „kohabitací“ (podle výše použité definice) v posledních třech sčítáních ukazuje Tabulka 1. V roce 2001 byla zjištěna necelá tři procenta populace žijící v nesezdaném soužití. Ve sčítáních v roce 1980 a 1991 byl výskyt kohabitací jen nepatrně nižší než v roce 2001.

¹ V nadcházejícím SDLB 2011 bude identifikace nesezdaných soužití změněna, protože při soupisu osob se již nebude přihlížet k trvalému bydlišti.

Drobné snížení výskytu kohabitace mezi lety 1980 a 1991 můžeme pravděpodobně přičíst menší ochotě přihlásit se k nesezdanému soužití než k faktickému poklesu jeho výskytu (Rychtaříková, 1994). Pro srovnání tabulka uvádí také zastoupení osob žijících v manželství a bez partnera/ky. Podíl osob žijících v manželství se postupně snižuje a zastoupení těch, kteří nežijí s partnerem nebo partnerkou, se naopak dlouhodobě zvyšuje.

<Tabulka 1 asi sem>

Až do raných 90. let bylo nejvíce kohabitujiících - identifikovaných metodikou SDLB - mezi osobami ve středním věku, tj. mezi těmi, kteří již mají zkušenost s manželstvím, a také mezi méně vzdělanými (Rychtaříková, 1994). Mezi posledními dvěma cenzy však výskyt nesezdaného soužití narostl u mladých a svobodných. Zastoupení kohabitujiících v rámci vzdělanostních skupin se příliš nezměnilo, jen se vysokoškoláci přiblížili středoškolákům (Paloncyová, 2004: 29-51).

Odhady výskytu kohabitací z výběrových šetření

Dalším zdrojem informací o výskytu nesezdaných soužití jsou výběrová šetření, která obvykle měří existenci kohabitace přímým dotazem na soužití s partnerem. Přehled těchto výzkumů provedených v 90. letech a jejich výsledků podávají Tuček (1998: 13-14) nebo Fialová et al. (2000: 21-22). Publikace založené na těchto datech jsou naneštěstí často jen interní a tudíž málo známé a hůře dostupné.

Téma nesezdaných soužití je v publikovaných textech pojednáno především s ohledem na mladé lidi (do 30 let), případně pouze s ohledem na svobodné mladé osoby, ať už toto zaměření plyne z charakteru datového souboru nebo ne. Vymětalová (2000: 100) uvádí, že podle výzkumu Mladá generace 1997 žilo v nesezdaných soužitích necelých 14 % svobodných ve věku 18-29 let. Tuček (1998: 36) na základě výzkumu Populační klima 1996 zjistil, že ve věkové skupině 20-24 let žila v nesezdaném soužití 3 % mužů a 9 % žen a ve skupině 25-29 let tvoří podíl kohabitujiících 6 % pro muže a 7 % pro ženy. Podle výsledků výzkumu ISSP z roku 1994 mělo v době sběru dat mezi svobodnými ve věku 18-30 let zkušenost s kohabitací 31 % mužů a 24 % žen (Tuček, 1998: 37).

Informací o nesezdaných soužitích starších osob, a těch, kteří již mají za sebou manželství, je mnohem méně. Tuček o výskytu kohabitanace ve věkových skupinách nad 30 let bez přesnějších čísel uvádí, že se pohybuje kolem dvou až tří procent (Tuček, 1998: 36). Benešová (2001) s odvoláním na výzkum Deset let společné transformace v České a Slovenské republice z roku 1999 prezentuje složení kohabituujících podle rodinného stavu a věku. Více než polovinu tvoří svobodní lidé a čtyřicet procent je rozvedených. Podle věku je necelá polovina kohabituujících ve věku 18-29 let a další zhruba třetina ve věku 30-49 let. Novější studie o výskytu kohabitanace nám nejsou známy.

Data a analýza

K mapování výskytu nesezdaných soužití použijeme čtyři datové soubory. Ve všech datových souborech pracujeme s vzorkem ve věku 18 let a starších. Jedná se o výzkum ISSP Rodina a mění se gender role z roku 2002, výzkum Životní podmínky (EU-SILC) z roku 2005, českou vlnu European Social Survey (ESS) z roku 2008 a šetření CVVM Naše společnost z roku 2009. Datový soubor ISSP obsahuje odpovědi 1289 respondentů vybraných stratifikovaným pravděpodobnostním výběrem.² Šetření EU-SILC dotazovalo 10 333 respondentů starších 16 let vybraných dvoustupňovým náhodným výběrem. Soubor ESS byl vybrán stratifikovaným pravděpodobnostním výběrem a obsahuje 2018 pozorování, z toho 1955 ve věku 18+. Výzkum CVVM používal kvótní výběr a obsahuje 2145 pozorování (jde o spojený datový soubor kontinuálního šetření CVVM ze září a října daného roku, které bylo doplněno o otázky zaměřené na životní dráhu).

V analýze sledujeme výskyt nesezdaných soužití zachycených v jednotlivých datových souborech. Poté se zaměříme na první koresidenční vztahy zachycené v datech CVVM a sledujeme jejich načasování pomocí analýzy přežití (a následně srovnáme determinanty vstupu do prvních nesezdaných soužití s determinanty přímého vstupu – bez předchozí kohabitanace s tímž partnerem – do manželství). Dotazník se explicitně ptá, kdy respondent/ka poprvé začal/a žít s partnerem ve společné domácnosti, a umožňuje (pomocí druhého dotazu) rozlišit, zda byl první koresidenční vztah sezdaný (manželství), nebo nesezdaný (kohabitanace), případně kdy přesně začal. Pomocí obecnější analýzy prvních koresidenčních svazků i

² Výzkum obsahoval také nadvýběr 373 mladých lidí, se kterým v tomto textu nepracujeme. Odhady jsou tedy reprezentativní za celou dospělou populaci ČR v daném roce.

specifické analýzy vstupu do nesezdaného soužití (coby prvních svazků) chceme ukázat, zda bylo období odkládání vstupu do manželství charakterizováno i odkládáním všech forem koresidenčních svazků, nebo zda se odklady prvních koresidenční svazků netýkaly (pokud by platil tento závěr, bude z dat logicky vyplývat – a my to následně empiricky ověříme – že neodkládaná nesezdaná soužití postupně „zaplňují“ čas před vstupem do prvního manželství.

Při mapování výskytu kohabitace se zaměřujeme dva ukazatele: procento aktuálně kohabituujících a procento těch, kteří mají zkušenost s kohabitací. Současné (v době výzkumu) nesezdané soužití bylo ve výzkumech ISSP 2002, ESS 2008 a CVVM 2009 měřeno dvěma otázkami – na formální rodinný stav a na soužití s partnerem/kou ve společné domácnosti. V šetření EU-SILC odvozujeme informaci o aktuálním nesezdaném soužití ze složení hospodařící domácnosti, vztahů jednotlivých členů k hlavě domácnosti a jejich rodinném stavu. Nesezdané soužití není při popisu vztahu dotazované osoby k hlavě domácnosti odlišeno od manželství. Kohabitace přesto můžeme poměrně přesně identifikovat podle rodinného stavu partnerů. Za kohabituující jsme označili ty páry, v nichž alespoň jeden člen nebyl formálně ženatý/vdaná. (Tato procedura může vést k podhodnocení výskytu kohabitace v populaci, protože mohou kohabituovat dvě osoby, které formálně mají ještě jiného/ou manžela/ku, se kterým/ou nežijí. Nedomníváme se, že jde o příliš závažné zkreslení.)

Ve dvou datových souborech můžeme také určit zkušenost s kohabitací. Data z výzkumu ISSP poskytují informace o současném partnerském vztahu a až dvou předchozích vztazích respondentů. U všech (až) tří vztahů se zjišťovalo, jestli byli partneři na počátku společného soužití sezdaní, a pokud nebyli, tak jestli vstoupili do manželství později. Z těchto údajů můžeme poměrně přesně odvodit zastoupení respondentů, kteří mají zkušenost s kohabitací. Tento postup může vést k podhodnocení výskytu zkušenosti s kohabitací v případech, kdy respondentův současný a dva předchozí vztahy byly přímá manželství, kterému ani v jednom případě nepředcházelo období nesezdaného soužití, a zároveň měl tento respondent ještě předtím nesezdaný koresidenční vztah, na který se už výzkum neptal. Domníváme se, že pravděpodobnost, že někdo z respondentů zažil takovou partnerskou historii, je relativně malá a zkreslení způsobené těmito případy není zásadní. Pokud se však takové zkreslení vyskytuje, šlo by o podhodnocení skutečné zkušenosti s kohabitací. Informace o zkušenosti s kohabitací je dostupná také ve výzkumu ESS. Jeho respondenti byli přímo dotázáni, jestli někdy v životě žili s parterem nebo partnerkou bez uzavření manželství.

Na data CVVM aplikujeme – mimo jiné – analýzu přežití (blíže k metodě viz Allison 1984; Blossfeld, Hemerle, Mayer 1989), abychom vyřešili případné problémy s cenzorováním

zprava. Analýzu přežití – v základní deskriptivní podobě tzv. Kaplan-Meierových křivek přežití – provádíme podle kohorty narození respondentů (desetileté intervaly: do 1939, 1940-49, 1950-59, 1960-69, 1970-79, od 1980), podle typu soužití, podle pohlaví a podle vzdělání (kategorie základní a nižší, vyučení, střední s maturitou a terciární). Prezentujeme i vícerozměrný model analýzy přežití. Vzhledem ke způsobu měření načasování (údaje jsou měřeny v letech, resp. údaj o přesném měsíci začátku vztahu obsahuje řadu chybějících hodnot), volíme metodu analýzy přežití v diskretním čase. V analýze pracujeme pouze s případy, kdy respondenti byli starší 18 let a uvedli všechny nezbytné informace ke konstrukci proměnných.

Výskyt nesezdaných soužití podle ISSP 2002, EU-SILC 2005, ESS 2008 a CVVM 2009

Tabulka 2 ukazuje podíl osob aktuálně žijících v nesezdaném soužití v populaci osmnáctiletých a starších podle našich čtyř datových souborů. Data ISSP, EU-SILC a ESS byla převážena tak, aby údaje adekvátně vypovídaly o populaci ČR ve věku 18 a více let. Vidíme, že výběrové šetření ISSP zachytilo v roce 2002 šestiprocentní zastoupení kohabituujících. To je přibližně dvojnásobný podíl v porovnání s cenzovými údaji z roku 2001 (data o výskytu kohabitace z SLDB čerpáme z veřejně dostupných údajů, proto jsou vztažena k populaci osob patnáctiletých a starších). Zhruba stejný, tj. šestiprocentní, odhad výskytu kohabitace získáme z dat EU-SILC z roku 2005. O něco méně, přes pět procent kohabituujících, jsme zjistili v datech ESS z roku 2008. Podíl kohabituujících změřený mezi dospělými respondenty v roce 2009 v šetření CVVM je oproti ostatním údajům více než dvojnásobný a dosahuje téměř 13 %. Zdá se, že data CVVM mírně nadhodnocují výskyt nesezdaných soužití. Při interpretaci se proto přikláníme k umírněnějším odhadům výskytu kohabitace kolem 6 %. V dalších tabulkách sice pro úplnost nadále uvádíme údaje založené na výzkumu CVVM, ale při interpretaci upřednostňujeme nižší hodnoty zjištěné v ostatních datových souborech.

Respondenti, kteří alespoň jednou zažili nesezdané soužití, tvoří podle výzkumu ISSP 2002 téměř třetinu populace. Odhad založený na datech ESS 2008 je o několik procentních bodů nižší, a sice 27 %.

<Tabulka 2 asi sem>

<Tabulka 3 asi sem>

Tabulky 3 až 5 ukazují podíly kohabituujících a osob se zkušeností s kohabitací podle pohlaví, věku a vzdělání. Muži a ženy se příliš neliší ani podílem jedinců aktuálně kohabituujících, ani mírou zkušeností s kohabitacemi. V Tabulce 3 jsou sice u jednotlivých výzkumů patrné drobné rozdíly, ale nejsou u všech zdrojů dat systematicky vychýlené ve prospěch vyšší míry kohabitace u jednoho pohlaví. Proto je přičítáme spíše výběrové chybě. Zajímavější je pohled na výskyt kohabitace a zkušenost s ní podle věku. Největší podíl osob v nesezdaném soužití je podle všech zahrnutých výzkumů ve věkové skupině 26-35 let. Kolem deseti až třinácti procento osob v této věkové skupině aktuálně žije v nesezdaném soužití a až polovina z této věkové skupiny má s kohabitací zkušenost. I v nejmladší věkové skupině se výskyt kohabitací blíží hranici 10 %. Ve starších ročnících je podíl aktuálně kohabituujících nižší (a s věkem klesá), ale zkušenost s kohabitací je mezi nimi také značně rozšířená (viz Tabulku 4).

Z porovnání vzdělanostních skupin vyplývá, že s rostoucím vzděláním roste i zkušenost s nesezdaným soužitím. Tuto zkušenost má podle výzkumu ISSP 2002 více než 40 % vysokoškoláků, ale jen zhruba čtvrtina osob se základním vzděláním. Poněkud nižší hodnoty vyplývají z výzkumu ESS 2008, ale odpovídají vzorci vyšší míře zkušeností s kohabitací u více vzdělaných.

Rozdíly v podílu aktuálně kohabituujících podle vzdělání nejsou tak výrazné, ale zdá se, že následují podobný vzorec. Podle EU-SILC 2005 aktuálně kohabituje 7 % vysokoškolsky vzdělaných osob a méně než 6 % osob s nižším než úplným středním vzděláním. Podobné, ale nižší hodnoty udává ESS 2008. Překvapivý je vysoký podíl kohabituujících u osob se základním vzděláním zjištěný v datech ISSP 2002. Protože se však u ostatních šetření nepotvrdil, považujeme toto vychýlení za důsledek nízkého počtu pozorování v této vzdělanostní skupině.

<Tabulka 4 asi sem>

<Tabulka 5 asi sem>

Analýza načasování vstupu do prvních koresidenčních svazků

Kohabitace bývá někdy v literatuře nazírána jako součást procesu, který nakonec vede k manželství – má jít o jakousi součást namlouvání (srov. Seltzer, 2000; Smock, 2000, Thorton

et al., 2007). Postupné zvyšování věku při vstupu do manželství, ke kterému došlo v západních zemích od šedesátých let minulého století a v ČR po roce 1989³, může být jak výsledkem snahy o odkládání jakýchkoli partnerských závazků, tak pouze prodloužením doby námluv, tj. doby méně závazných a snáze zrušitelných forem partnerství, doby hledání toho správného partnera/partnerky (srov. Oppenheimer, 1988).

Proto je na místě se ptát, zda v současné ČR dochází k odkladům všech forem koresidenčního partnerství, nebo zda lidé odkládají pouze vstup do manželství a prodlužuje se tak doba, kterou tráví v nesezdaném soužití. Jistou evidenci o tomto jevu nám nabízí výzkum CVVM 2009, který se, mimo jiné, zaměřil i na první koresidenční svazky. Jednoduchý pohled na to, jaké bylo zastoupení různých druhů prvních koresidenčních svazků (manželství a kohabitací) v jednotlivých kohortách zachycuje Graf 1. Jako kohabitace zde počítáme jak předmanželské kohabitace, tak nesezdaná soužití, po kterých manželství nenásledovalo. Vidíme, že u starších ročníků jednoznačně dominovalo přímé manželství bez předchozího nesezdaného soužití. Velká většina (70 až 80 %) lidí narozených do roku 1945 vstupovala přímo do manželství. Podle našich odhadů 10 až 28 % procent těchto kohort jako první vztah volilo nesezdané soužití a 2 až 8 % uvádí, že nikdy nesdíleli společnou domácnost s partnerem (ať už v manželství nebo v kohabitaci).

V pozdějších kohortách se zastoupení kohabitací jako prvních typů soužití výrazně zvýšilo a podíl těch, kteří začali žít v partnerském soužití až po svatbě, se snížil. V kohortě narozené v letech 1950-1954 vstoupilo přímo do manželství 59 % jedinců, kohabitaci volilo jako první typ soužití 36 % lidí a 5 % členů této kohorty uvádí, že nikdy nesdíleli společnou domácnost s partnerem (viz Graf 1). Pro kohortu s rokem narození 1970-1974, tedy v roce dotazování (2009) pozdní třicátníky, už je nesezdané soužití běžnějším typem prvního koresidenčního vztahu než manželství – kohabitaci jako první typ soužití uvádí 62 % z nich, zatímco přímo do manželství vstoupilo 32 % členů této kohorty (necelých 7 % uvádí, že zatím nikdy nežili s partnerem/partnerkou). Jedinci z kohorty narozené mezi roky 1975-1979 uvádějí kohabitaci jako první typ soužití v 66 % případů, přímý vstup do manželství uvádí 15 % z nich a ostatní (19 % celé kohorty) neměli do roku 2009 žádný koresidenční vztah. V nejmladších kohortách prudce roste podíl těch, kteří nikdy nesdíleli společnou domácnost s partnerem, ale toto je

³ V České republice došlo od roku 1989 do současnosti (data z roku 2008) ke zvýšení věku při vstupu do prvního sňatku z 25 na 31 let u mužů a z 22 na 29 let u žen (ČSÚ, 2010a).

zřetelně způsobeno cenzorováním zprava, tj. tím, že tito jedinci *ještě* neměli koresidenční vztah, ale mnozí z nich do něj v budoucnu vstoupí.

<Graf 1 asi sem>

Problém cenzorování zprava (*right-censoring*) činí některé údaje z Grafu 1 obtížně interpretovatelnými a proto pro další analýzu volíme metodu analýzy přežití, která zachycuje, s jakou intenzitou lidé zažívají určitou událost (zde vstup do prvního koresidenčního svazku, první kohabitace) s postupujícím věkem. Jako vhodný základní nástroj, který shrnuje zkušenost s prvním partnerstvím, jsme zvolili jednoduché popisné Kaplan Meierovy křivky přežití, tj. křivky, které zachycují, jaký podíl lidí z dané skupiny (např. kohorty) až do daného časového bodu (věku) nezažil sledovanou událost, tj. vstup do prvního koresidenčního svazku/první kohabitace.

Graf 2 zachycuje Kaplan Meierovy křivky přežití pro vstup do prvních koresidenčních svazků a do prvních nesezdaných koresidenčních svazků⁴ pro jednotlivé kohorty (graf měří čas v letech od patnáctých narozenin respondenta). Vidíme zde zcela zřetelně, že nedošlo k příliš velké diferenci vstupu do prvního koresidenčního svazku. Jednotlivé křivky přežití v grafu téměř splývají a i formální statistický Mantel-Coxův test indikuje shodnost křivek přežití ($\chi^2=10,8$ při 5 stupních volnosti, $p=0,06$, viz Tabulku 6). V prvních pěti letech po 15. narozeninách je překryv jednotlivých křivek téměř dokonalý. V intervalu 5-13 let po respondentových patnáctých narozeninách je viditelná poněkud menší intenzita vstupování do partnerství u nejmladší kohorty narozené po roce 1980 (například do věku 25 let vstoupilo do prvního koresidenčního svazku 51 % členů nejmladší kohorty, zatímco v kohortě narozené 1970-1979 šlo o 53 % jedinců a v kohortě narozené v letech 1960-69 vstoupilo do dvacátých pátých narozenin do prvního koresidenčního svazku 62 % jedinců). Před dosažením věku třiceti let se ale křivky přežití opět sblíží: až do třicátých narozenin „přežívá“ bez zkušenosti s

⁴ Nejde o první kohabitaci, protože pro některé osoby, které přímo vstoupí do manželství, pak se např. rozvedou a po rozvodu začnou žít v nesezdaném soužití, je první kohabitací až tato porozvodová kohabitace. Proto volíme označení „první koresidenční svazek, který má podobu kohabitace“, případně „první nesezdaný koresidenční svazek“. Jakkoli jde o komplikovaná slovní vyjádření, nenapadlo nás lepší označení, který by bylo dostatečně přesné.

coresidenčním svazkem 26 % příslušníků nejmladší kohorty, 26 % příslušníků druhé nejmladší kohorty (narození 1970-1979) a 29 % jedinců narozených v letech 1960-1969.

V Grafu 2 dále vidíme, že kohabitace byly kohortu od kohorty stále častější formou prvního coresidenčního svazku. Zatímco u lidí narozených před rokem 1939 se kohabitace jako první typ partnerského soužití vyskytuje celkem u cca jedné desetiny jedinců, v kohortě narozené 1940-1949 jde již o 20 % jedinců a v dalších kohortách zkušenost s prvním nesezdaným coresidenčním svazkem má před třicátými narozeninami již přes 50 % lidí. Celkově tedy narůstá počet lidí, kteří mají s prvním nesezdaným soužitím zkušenost. Graf ale zároveň odhaluje, že se tendence vstupovat do prvních nesezdaných coresidenčních svazků v pozdějších kohortách zvýšila rovnoměrně ve všech věkových kategoriích. Shrňme-li závěry z Grafu 2, můžeme konstatovat, že nevidíme žádný doklad intenzivnějšího vyhýbání se coresidenčním svazkům v nejmladších kohortách a velmi intenzivnější vstupy do prvních nesezdaných coresidenčních svazků. Zdá se tedy, že dnešní mladí lidé sice odkládají vstup do manželství (někteří možná natrvalo), ale partnerskému soužití v jedné domácnosti se rozhodně nevyhýbají. Vstupují do něj stejně často a se stejným načasováním jako v předchozích kohortách, pouze nejde o svazky manželské, ale o nesezdaná soužití, která manželství v pozici prvních soužití nahrazují.

<Graf 2 asi sem>

Obecný vzorec, který platí pro celou populaci, ale nemusí platit univerzálně ve všech jejích částech. Proto se nyní chceme podívat na první coresidenční svazky i první nesezdané coresidenční svazky v subpopulacích definovaných pohlavím a dosaženým vzděláním. Graf 3 zachycuje Kaplan Meierovy křivky přežití pro vstup do prvního coresidenčního svazku a do kohabitace jako prvního typu soužití pro jednotlivé vzdělanostní skupiny. Z hlediska formálně statistického nejsou křivky přežití shodné ani v jedné části analýzy (viz Tabulku 6). Při pohledu na Graf 3 je vidět, že vysokoškoláci zpočátku vstupují do prvních coresidenčních svazků pomaleji než lidé s nižším vzděláním, tato „váhavost“ je však do třicátého roku věku plně kompenzována intenzivnějšími vstupy do coresidenčních svazků mezi pětadvacátými a třicátými narozeninami. Do třicátých narozenin „přežívá“ bez zkušenosti s coresidenčním svazkem 28 % lidí se základním vzděláním, 23 % vyučených, 24 % lidí s úplným středním vzděláním a 24 % vysokoškoláků. Po třicátých narozeninách vykazují lidé se základním

vzděláním nižší míru vstupování do koresidenčních svazků, zatímco tři zbývající vzdělanostní skupiny se navzájem neliší (viz Graf 3).

<Tabulku 6 asi sem>

Graf 3 dále ukazuje křivky přežití pro vstup do prvního nesezdaného koresidenčního svazku. Vidíme, že nesezdané soužití jako první koresidenční svazek je tím běžnější, čím vyššího vzdělání člověk dosáhl. Lidé s vysokoškolským diplomem sice v porovnání s ostatními vzdělanostními skupinami začínají do těchto svazků vstupovat později, ale jejich křivka je nejstrmější ze všech čtyř skupin a klesá i po třicátých narozeninách, tj. někteří absolventi VŠ vstupují do prvního nesezdaného koresidenčního svazku až ve čtvrté dekádě svého života.

<Graf 3 asi sem>

Graf 4 zachycuje partnerské chování zvláště pro muže a ženy a odhaluje, že muži vstupují do koresidenčních svazků i nesezdaných prvních koresidenčních svazků méně často než ženy a to od nejranějšího až do nejpozdějšího věku. Zatímco v době svých třicátých narozenin zatím nikdy nesdílelo jednu domácnost s partnerem 18 % žen, u mužů jde o plných 30 % respondentů. Do věku padesáti let potom, podle vlastních výpovědí, nemá zkušenost s partnerským soužitím 11 % žen a 17 % mužů. Rozdíl mezi oběma křivkami přežití je statisticky významný (Mantel-Coxův test vede k $\chi^2=85,7$ při 1 stupni volnosti, $p<0,00001$, viz Tabulku 6). Stejný vzorec platí, i když analýzu omezíme na nesezdané první koresidenční svazky (viz Graf 4). Ženy do nich vstupují v každém věku intenzivněji než muži, přičemž největší rozdíly jsou patrné v nižším věku.

<Graf 4 asi sem>

Vícerozměrný model analýzy přežití

Popisné Kaplan Meierovy křivky jsou sice výstižným shrnutím partnerských tranzicí, je však vhodné je doplnit vícerozměrným modelem, který by lépe zachytil a kontroloval korelaci mezi možnými vysvětlujícími proměnnými. Proto v této sekci textu prezentujeme modely analýzy přežití v diskrétním čase, v nichž jako prediktory používáme zároveň kohortu narození, pohlaví a vzdělání (a případně jejich interakce). Analýzu začínáme rozborem vstupu do prvních nesezdaných koresidenčních svazků (bez rozlišení druhu soužití). Následně pak v modelu binární logistické regrese kontrastujeme první nesezdané a manželské svazky pro jedince, kteří do nějakého druhu koresidenčního svazku vstoupili.

Z odpovědí respondentů jsme schopni zrekonstruovat údaje o načasování prvních koresidenčních svazků a všech kovariát pro 2058 jedinců. Z nich 1501 podle svých výpovědí někdy vstoupilo do nějakého koresidenčního svazku. Z důvodů nízké četnosti událostí po 45 roku věku, cenzorujeme v tomto věku všechna pozorování zprava. K analýze tak máme k dispozici databázi 23610 člověkoroků, u nichž zaznameneáme 1480 událostí (celkem 711 prvních nesezdaných koresidenčních svazků a 769 sezdaných koresidenčních svazků).

Protože z teoretického a konceptuálního rozboru není zcela jasné, jaké je postavení nesezdaných soužití ve vztahu k manželství (zda jde obvykle o předchůdce manželství, nebo alternativu k manželství), je sporné, jak přesně máme specifikovat závisle proměnnou v analýze – jde o proměnnou binární nebo multinomiální (srov. Heuveline, Timberlake 2004)? Po zvážení všech okolností jsme se rozhodli v prvním kroku analýzy modelovat vstup do jakéhokoli typu koresidenčního svazku a až v druhém kroku modelově rozlišit nesezdaná soužití od manželství.

Protože tedy pracujeme s binární závisle proměnnou, můžeme model formálně zapsat takto:

$$\ln \left(\frac{W}{1 - W} \right) = a + \sum_{i=0}^j b_i X_i,$$

kde W je pravděpodobnost vstupu do koresidenčního svazku a X_i je vektor j vysvětlujících proměnných (včetně času od 15. narozenin respondenta) včetně případných interakcí.

Model 1 je jednoduchým modelem, který zachycuje aditivní efekt času (v dichotomizované podobě, jde celkem o 29 binárních kontrastů, které však kvůli úspoře místa v žádné tabulce neprezentujeme), kohorty, pohlaví a vzdělání. Jednotlivé statistiky vhodnosti prezentujeme

v Tabulce 7 a odhadnuté efekty tohoto modelu prezentujeme v Tabulce 8. Model potvrzuje, co jsme viděli v popisných grafech: muži a absolventi-ky vysokých škol vykazují nižší tendenci vstupovat do koresidenčních svazků. Stejně model dokumentuje nižší tendenci zahajovat partnerské soužití u členů nejmladší kohorty.

Základní model pak můžeme rozšiřovat přidáním interakcí. Z Tabulky 7 je zřejmé, že interakce mezi kohortou a vzděláním není statisticky významná (L^2 pro srovnání Modelu 1 a Modelu 3 je 4,7 při 6 stupních volnosti). To dokumentuje, že se napříč kohortami nezměnil efekt vzdělání na šanci na vstup do prvního koresidenčního svazku; absolventi VŠ tedy i nadále vykazovali nižší tendenci vstupovat do partnerských soužití.

Interakce mezi pohlavím a kohortou oproti tomu statisticky významná je (viz Modely 4 a 5 v Tabulce 8; L^2 pro srovnání Modelu 1 a Modelu 5 je 6,4 při 2 stupních volnosti). Efekt pohlaví na vstup do prvních koresidenčních svazků se tedy významně proměnil. Odhadnuté efekty Modelu 5, které jsou prezentovány v Tabulce 8, odhalují povahu této interakce: zatímco ve všech kohortách narozených až do roku 1969 měli muži nižší šance na vstup do koresidenčních svazků, po roce 1970 jejich šance ještě dále (a významně) poklesly.

V dalším kroku analýzy kontrastujeme vstup do prvního sezdaného a nesezdaného soužití pomocí binární logistické regrese (pracujeme při tom pouze s respondenty, kteří někdy do nějakého koresidenčního svazku vstoupili). V Tabulce 9 prezentujeme statisticky vhodnosti vybraných modelů a v Tabulce 10 odhadnuté efekty vybraných modelů. Model 6 je prostým aditivním modelem všech kovariát (pohlaví, vzdělání, kohorta) a ukazuje, že muži mají – za jinak stejných podmínek – nižší tendenci vstupovat do manželství než ženy. Dále ukazuje, že vysokoškolsky vzdělaní respondenti/respondentky preferují jako první svazek nesezdané soužití silněji než jiné vzdělanostní skupiny. A konečně v Tabulce 10 vidíme, že preference pro nesezdaná soužití kohortu po kohortě významně narůstala.

Model 6 se dále pokoušíme rozšířit přidáním interakčních efektů. Ukazuje se nicméně, že ani interakce mezi kohortou a vzděláním, ani interakce mezi pohlavím a kohortou (v žádné použité specifikaci) nejsou statisticky významné. Pro ilustraci tak v Tabulce 10 prezentujeme odhadnuté parametry Modelu 10, kde lze vidět, že ani z věcného hlediska není interakce mezi pohlavím a kohortou významná. Platí tedy, že se relativní preference nesezdaného soužití před manželstvím u vysokoškoláků/vysokoškolaček a mužů v čase nezměnila.

Závěr

Jsme přesvědčeni, že naše odhady výskytu nesezdaných soužití založené na datech z výběrových šetření jsou přesnější než dříve publikované údaje ze SLDB. V nesezdaném soužití žije podle našich výpočtů v současné české populaci kolem šesti procent dospělých. Minulou nebo současnou zkušenost s kohabitací udává v první dekádě jednadvacátého století přibližně 30 % lidí starších 18 let.

Ukázali jsme dále, že nesezdaná soužití nahrazují stále častěji manželství v pozici prvních koresidenčních svazků. Počínaje kohortami narozenými ve druhé polovině šedesátých let minulého století je kohabitace častější formou prvního koresidenčního svazku než manželství. Doložili jsme dále, že i když v posledních letech lidé stále častěji odkládají vstup do manželství, neodkládají vstup do neformalizovaných koresidenčních svazků. První partnerská soužití – ať už manželská nebo nemanželská – kohorty narozené po roce 1980 zakládají v zásadě stejně intenzivně jako lidé v dřívějších kohortách. Zaznamenali jsme pouze mírně oslabenou tendenci ke vstupu do koresidenčních svazků mezi 20. a 25. rokem věku, která je ale vykompenzována intenzivnějšími vstupy do koresidenčních svazků mezi 25. a 30. rokem života. Celkové procento lidí, kteří až do věku třiceti let „přežijí“ bez jakékoli zkušenosti s koresidenčním svazkem, se tak v kohortách narozených po roce 1980 nezvýšilo.

Viděli jsme, že ženy vstupovaly do všech druhů koresidenčních svazků s vyšší intenzitou než muži. Pozorovali jsme, že absolventi VŠ až do přibližně pětadvacátých narozenin vstupovali do sezdaných i nesezdaných koresidenčních svazků méně intenzivně než méně vzdělaní lidé. Poté ale u nich tempo zakládání společných domácností významně narůstá, takže v době třicátých narozenin má zkušenost s nesezdaným koresidenčním svazkem více vysokoškoláků/vysokoškolaček než jiné vzdělanostní skupiny.

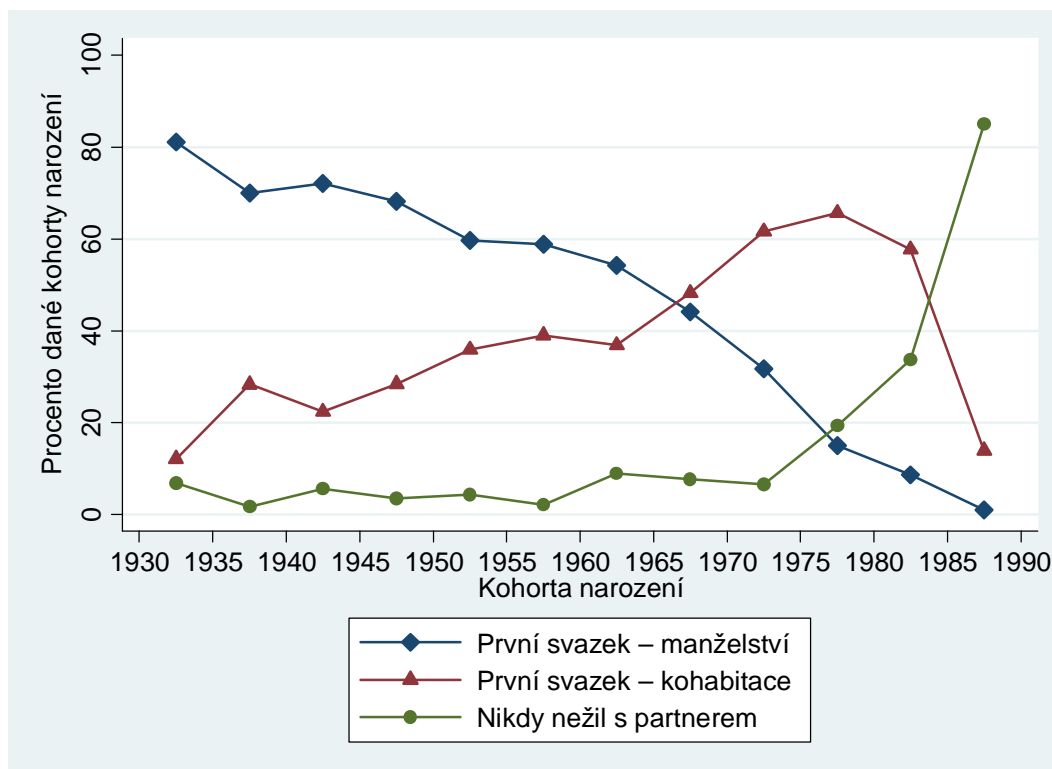
Kohabitace se tedy zřetelně – přinejmenším v určité etapě života – stává náhradou manželství. Je zřejmě akceptovanou součástí procesu námluv a může (ale nemusí) vyústit v manželství. Datové soubory, které máme k dispozici, mohou poskytnout odpovědi i na další otázky spojené s rostoucím výskytem kohabitací v české populaci. Například by bylo možné provést analýzu trvalosti nesezdaných soužití a popsat, zda, jak rychle a za jakých podmínek se kohabitace proměňují v manželství, taková analýza ale přesahuje rámec tohoto článku.

Literatura

- Allison, Paul D. 1984. *Event History Analysis: Regression for Longitudinal Event Data*. Thousand Oaks: Sage.
- Benešová, V. 2001. „Současné demografické změny podle výsledků sociologických výzkumů.“ *Demografie* 43, s. 111-123.
- Blossfeld, Hans-Peter, Alfred Hamerle, and Karl Ulrich Mayer. 1989. *Event History Analysis*. Mahwah: Lawrence Erlbaum Associates.
- ČSÚ 2010a. *Česká republika od roku 1989 v číslech*. On-line, (cit. 20.12. 2010), dostupné z: http://www.czso.cz/csu/redakce.nsf/i/cr_od_roku_1989#01
- ČSÚ 2010b. *Rodinný stav obyvatel starších 15 let*. On-line, (cit. 18. 12. 2010), dostupné z: http://www.czso.cz/sldb2011/redakce.nsf/i/rodinny_stav_obyvatel_starsich_15_let
- Goldstein, J.R. and C.T. Kenney. 2001. „Marriage Delayed or Marriage Forgone? New Cohort Forecasts of First Marriage for U.S. Women.“ *American Sociological Review* 66(4):506-519.
- Hamplová, D. 2007. „Děti bez partnera nebo na psí knížku?“ In Hamplová, D. aj. *Děti na psí knížku*, s. 49-58. Praha: Sociologický ústav AV ČR.
- Kiernan, K. 2002. „Cohabitation in Western Europe: Trends, issues, and implications.“ In A. Booth and A. C. Crouter (Eds.) *Just living together: Implications of cohabitation on families, children, and social policy*, s. 3-31. New York: Lawrence Erlbaum Associates.
- Manning, W. D, P. J. Smock. 2005. „Measuring and modeling cohabitation: New perspectives from qualitative data.“ *Journal of Marriage and Family* 67, s. 989-1002.
- Oppenheimer, V. K. 1988. „A Theory of Marriage Timing.“ *American Journal of Sociology* 94, s. 563-591.
- Paloncyová, J. 2004. *Domácnosti a rodiny podle výsledků sčítání lidu, domů a bytů*. Praha: VÚPSV.
- Rabušic, L. 2001. „Value Change and Demographic Behaviour in the Czech Republic.“ *Czech Sociological Review* 9, s. 99-122.
- Rychtaříková, J. 1994. „Nesezdaná soužití.“ In *Populační vývoj České republiky 1994*, s. 111-118. Praha: Katedra demografie a geodemografie UK PřF.

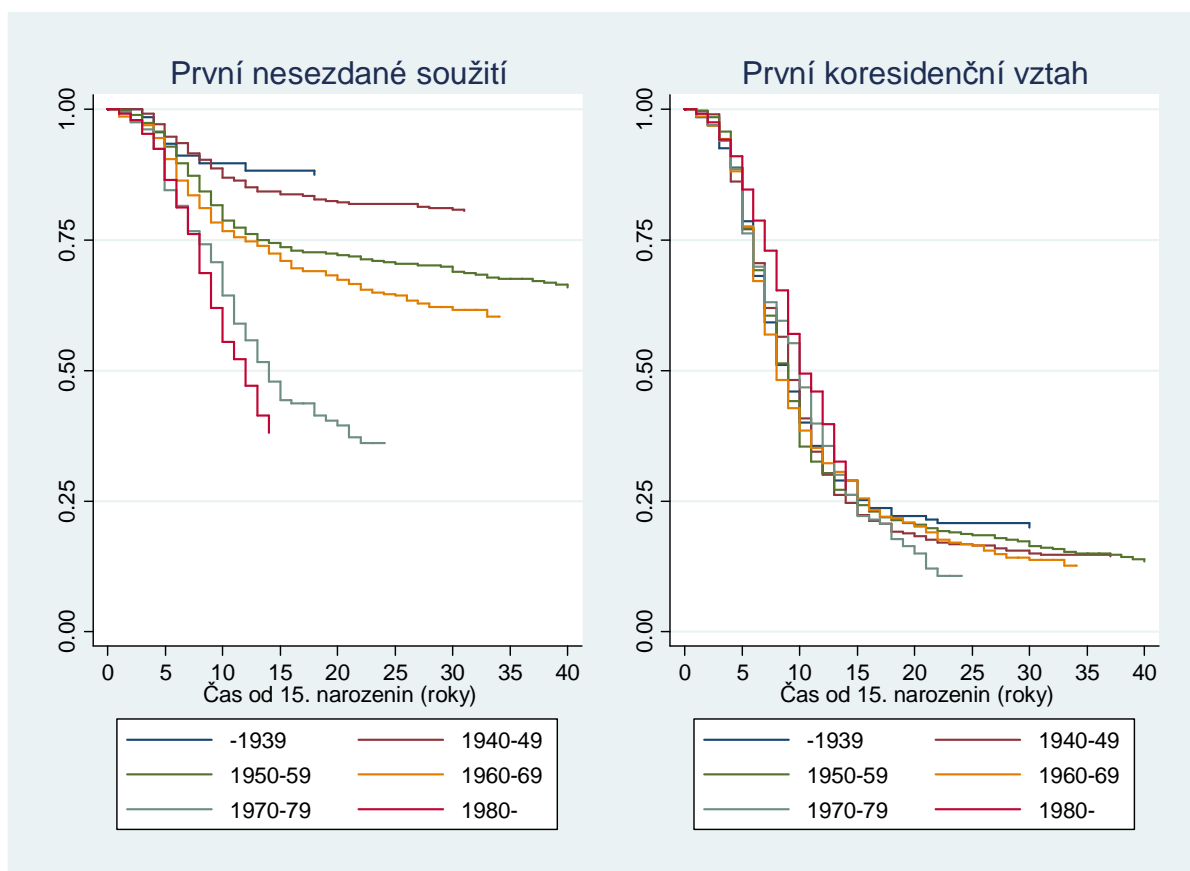
- Seltzer, J. A. 2004. „Cohabitation in the United States and Britain: Demography, kinship, and the future.“ *Journal of Marriage and the Family* 66, s. 921-928.
- Seltzer, J. 2003. „Cohabitation and Family Change.“ Pp. 57-78 in M. Coleman a L. Ganong (eds.), *Handbook of Contemporary Families: Considering the Past, Contemplating the Future*. Thousand Oaks: Sage.
- Smock, P. J. 2000. „Cohabitation in the United States: An appraisal of research themes, findings, and implications.“ *Annual Review of Sociology* 26, s. 1-20.
- Sobotka, T. et al. 2008. „Czech Republic: A rapid transformation of fertility and family behaviour after the collapse of state socialism.“ *Childbearing Trends and Policies in Europe, Book II. Demographic Research* 19, s. 403-454.
- Thornton, A., W. G. Axinn, Yu Xie. 2007. *Marriage and cohabitation*. University of Chicago Press.
- Tomášek, M. 2006. „Singles a jejich vztahy; kvalitativní pohled na nesezdané a nekohabituující jednotlivce v České republice.“ *Sociologický časopis/Czech Sociological Review* 42, s. 81-105.
- Tuček, M. (Ed.) 1998. *Česká rodina v transformaci: stratifikace, dělba rolí a hodnotové orientace*. Pracovní texty 3/1998. Praha: Sociologický ústav Akademie věd České republiky.
- Vymětalová, S. 2000. „Partnerský vztah.“ In Fialová L. et al. *Představy mladých lidí o manželství a rodičovství*. Praha: Sociologické nakladatelství.

Graf 1 Typ retrospektivně udávaného prvního partnerského vztahu podle kohorty narození. Populace ČR ve věku 15 a více let v roce 2009 (N = 2125).



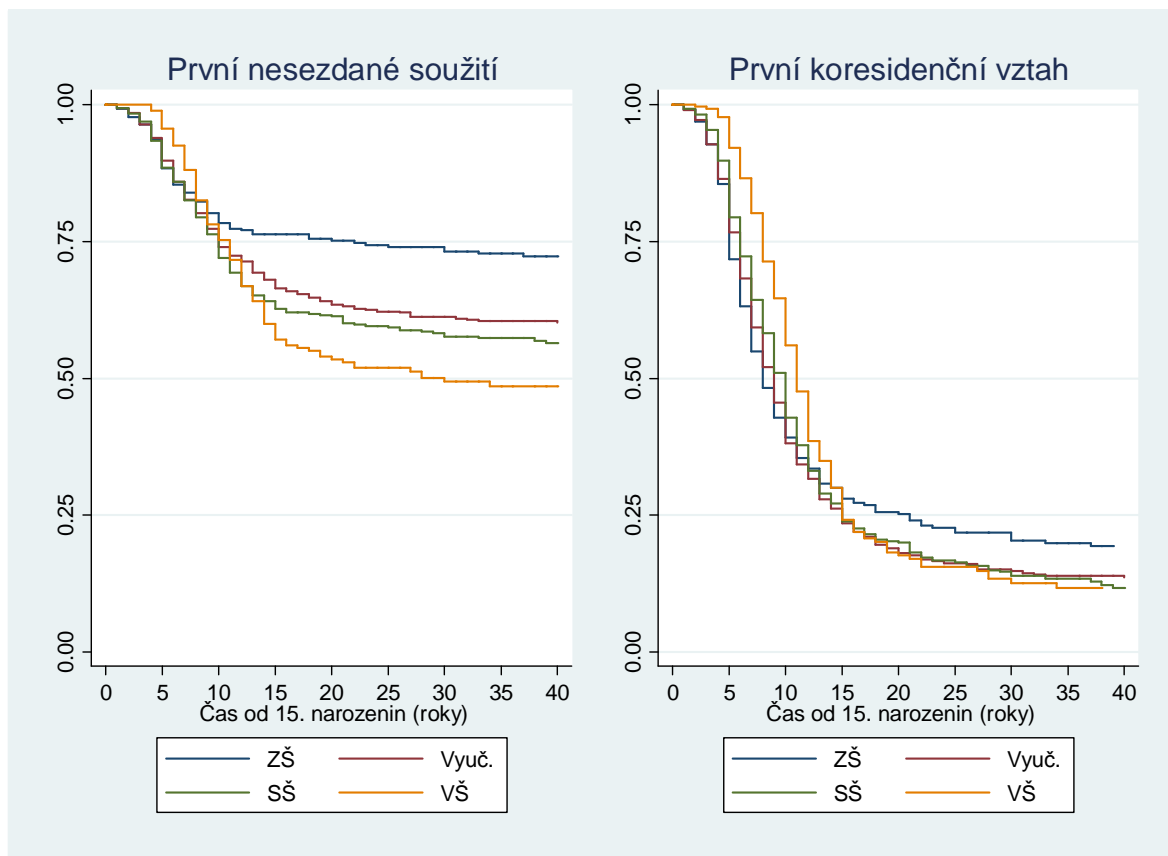
Zdroj: CVVM, výzkum Naše společnost, září + říjen 2009.

Graf 2 Kaplan Meierovy křivky přežití pro vstup do prvního koresidenčního svazku a prvního nesezdaného koresidenčního svazku podle kohorty narození.



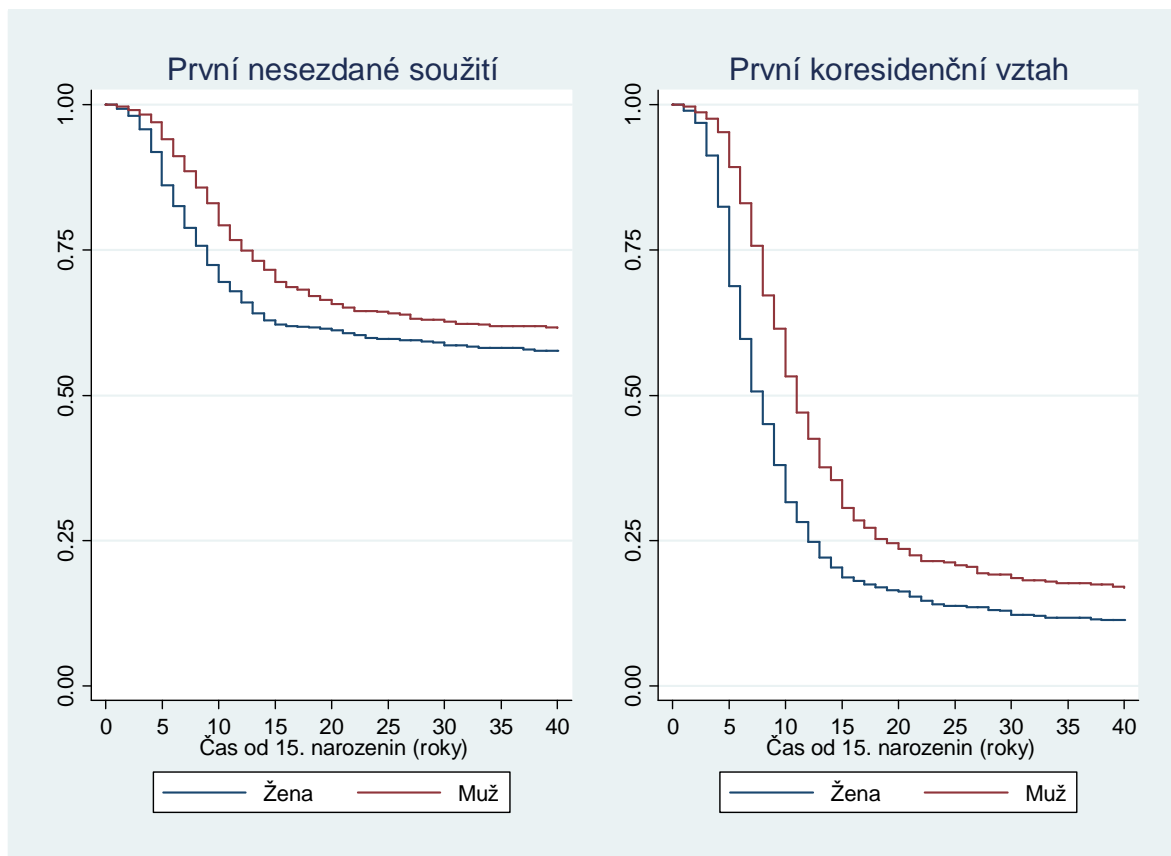
Zdroj: CVVM, výzkum Naše společnost, září + říjen 2009.

Graf 3 Kaplan Meierovy křivky přežití pro vstup do prvního koresidenčního svazku a prvního nesezdaného koresidenčního svazku podle současného vzdělání.



Zdroj: CVVM, výzkum Naše společnost, září + říjen 2009.

Graf 4 Kaplan Meierovy křivky přežití pro vstup do prvního koresidenčního svazku a prvního nesezdaného koresidenčního svazku podle pohlaví.



Zdroj: CVVM, výzkum Naše společnost, září + říjen 2009.

Tab. 1 Procento osob starších 15 let žijících v manželství, v nesezdaném soužití a mimo korezidenční partnerský vztah podle sčítání lidu.

	1980	1991	2001
% žijících v manželství	72,6	69,5	55,3
% žijících v kohabitaci	2,5	2,3	2,9
% žijících bez partnera/ky	24,9	28,2	41,8
	100%	100%	100%
N	7 166 800	7 328 400	8 575 198

Zdroj: ČSÚ

Tab. 2 Procento osob starších 18 let žijících v manželství, v nesezdaném soužití, mimo korezidenční partnerský vztah a se zkušeností nesezdaného soužití (95% intervaly spolehlivosti v závorkách).

	ISSP 2002	EU-SILC 2005	ESS 2008	CVVM 2009
% žijící v manželství	58,3 (± 2,8)	58,0 (± 1,1)	50,7 (± 2,2)	48,2 (± 2,2)
% žijících v kohabitaci	6,0 (± 1,3)	6,1 (± 0,5)	5,2 (± 1,0)	12,7 (± 1,4)
% žijících bez partnera/ky	35,7 (± 2,7)	35,9 (± 1,0)	44,0 (± 2,2)	39,1 (± 2,1)
	100%	100%	100%	100%
N	1230	8373	1945	2051
% se zkušeností kohabitace	31,1 (± 0,2)	-	26,6 (± 0,1)	-
N	1213	-	1747	-

Tab. 3 Procento kohabituujících a se zkušeností kohabitace podle pohlaví.

	% kohabituujících				% se zkušeností kohabitace	
Ženy	6,6	5,9	4,2	11,4	31,6	26,3
Muži	5,4	6,3	6,4	13,9	30,6	26,9
Zdroj	ISSP 2002	EU-SILC 2005	ESS 2008	CVVM 2009	ISSP 2002	ESS 2008
N	1230	8373	1945	2051	1213	1747

Tab. 4 Procento kohabitujících a se zkušeností kohabitace podle věku.

	% kohabitujících				% se zkušeností kohabitace	
18-25	9,5	9,2	8,9	12,8	19,7	11,2
26-35	11,0	10,2	13,4	20,9	50,7	42,5
36-45	4,6	7,1	3,7	13,1	37,6	36,2
46-55	6,2	5,4	4,1	12,5	31,1	26,1
56+	3,0	2,0	1,8	6,9	22,9	19,9
Zdroj	ISSP 2002	EU-SILC 2005	ESS 2008	CVVM 2009	ISSP 2002	ESS 2008
N	1220	8373	1945	2023	1203	1747

Tab. 5 Procento kohabitujících a se zkušeností kohabitace podle vzdělání.

	% kohabitujících				% se zkušeností kohabitace	
Základní nebo nižší	9,6	5,4	3,7	13,1	25,8	15,0
Střední bez maturity	4,6	5,7	3,9	11,6	31,6	27,6
Střední s maturitou	4,8	6,6	6,9	12,2	30,7	27,5
Vysokoškolské/vyšší odborné	8,0	7,0	6,3	16,3	40,3	32,2
Zdroj	ISSP	EU-SILC	ESS	CVVM	ISSP	ESS
Rok	2002	2005	2008	2009	2002	2008
N	1204	8373	1945	2039	1204	1747

Tab. 6 Výsledky testu rovnosti Kaplan Meierových křivek přežití podle stratifikující proměnné a základní populace.

	χ^2	d.f.	p-hodnota	Počet událostí
Vstup do prvního koresidenčního svazku				
Kohorta	10,8	5	0,06	1480
Vzdělání	8,1	3	0,04	1480
Pohlaví	85,7	1	0,00	1480
Vstup do nesezdaného soužití				
Kohorta	262,9	5	0,00	711
Vzdělání	21,5	3	0,00	711
Pohlaví	9,4	1	0,00	711

Tabulka 7 Statistiky vhodnosti vybraných modelů analýzy přežití pro vstup do prvního koresidenčního svazku. Počet pozorování (člověkoročů) = 23610, počet událostí = 1480

Model	χ^2	d.f.	P-hodnota
M1: aditivní efekty času, pohlaví, vzdělání, kohorty	1073,8	39	<0,00005
M2: M1 + interakce (kohorta 1980-1994)*vzdělání	1077,5	42	<0,00005
M3: M2 + interakce (kohorta 1970-79)*vzdělání	1078,5	45	<0,00005
M4: M1+interakce (kohorta 1980-1994)*pohlaví	1076,2	40	<0,00005
M5: M4+interakce (kohorta 1970-1970)*vzdělání	1080,2	41	<0,00005

Pozn: efekt času je dichotomizován.

Tabulka 8 Odhadnuté efekty (a standardní chyby v závorkách) vybraných modelů analýzy přežití v diskretním čase pro vstup do prvního koresidenčního svazku. Počet pozorování (člověkoroků) = 23610, počet událostí = 1480

	Model 1	Model 5
Pohlaví (1-muž, 0-žena)	-0,523 (0,056)	-0,426 (0,068)
Vzdělání (vyučení-ref. kategorie)		
Základní	-0,095 (0,083)	-0,094 (0,083)
Maturita	-0,124 (0,067)	-0,127 (0,067)
VŠ	-0,248 (0,086)	-0,251 (0,086)
Kohorta (1960-69 – ref. kategorie)		
Do 1939	-0,143 (0,120)	-0,140 (0,120)
1940-49	0,007 (0,088)	-0,003 (0,088)
1950-59	-0,039 (0,087)	-0,043 (0,087)
1970-79	-0,040 (0,086)	0,081 (0,104)
1980-1994	-0,300 (0,100)	-0,164 (0,121)
Interakce		
(Kohorta 1970-79)*pohlaví		-0,283 (0,141)
(Kohorta 1980-94)*pohlaví		-0,330 (0,175)
Konstanta	-5,044 (0,341)	-5,087 (0,341)

Pozn.: dichotomizované efekty času nejsou prezentovány ani v jednom z modelů.

Tabulka 9 Statistiky vhodnosti vybraných modelů binární logistické regrese typu prvního koresidenčního svazku (nesezdané soužití vs. manželství). Počet případů = 1480.

Model	χ^2	d.f.	P-hodnota
M6: aditivní efekty pohlaví, vzdělání, kohorty	369,6	9	<0,00005
M7: M6 + interakce (kohorta 1980-1994)*vzdělání	371,1	12	<0,00005
M8: M7 + interakce (kohorta 1970-79)*vzdělání	372,6	15	<0,00005
M9: M6+interakce (kohorta 1980-1994)*pohlaví	371,1	10	<0,00005
M10: M6+interakce (kohorta 1970-1970)*vzdělání	373,8	11	<0,00005

Tabulka 10 Odhadnuté efekty (a standardní chyby v závorkách) vybraných modelů binární logistické regrese typu prvního koresidenčního svazku (nesezdané soužití vs. manželství). Počet případů = 1480.

	Model 6	Model 10
Pohlaví (1-muž, 0-žena)	-0,245 (0,122)	-0,177 (0,141)
Vzdělání (vyučení-ref. kategorie)		
Základní	0,124 (0,187)	0,118 (0,187)
Maturita	-0,136 (0,142)	-0,141 (0,142)
VŠ	-0,478 (0,186)	-0,477 (0,187)
Kohorta (1960-69 – ref. kategorie)		
Do 1939	1,439 (0,294)	1,431 (0,294)
1940-49	1,026 (0,185)	1,016 (0,185)
1950-59	0,315 (0,169)	0,311 (0,169)
1970-79	-1,209 (0,174)	-1,031 (0,204)
1980-1994	-2,265 (0,261)	-2,441 (0,332)
Interakce		
(Kohorta 1970-79)*pohlaví		-0,521 (0,317)
(Kohorta 1980-94)*pohlaví		0,485 (0,493)
Konstanta	0,405 (0,144)	0,379 (0,147)

Příloha

Tab P1. Procentní distribuce respondentů použitých datových souborů podle pohlaví, věku a vzdělání.

	ISSP 2002	EU-SILC 2005	ESS 2008	CVVM 2009
Pohlaví				
Muži	37,15	47,02	48,53	48,12
Ženy	62,85	52,98	51,47	51,88
Věk				
18-25	15,37	12,89	9,87	12,97
26-35	18,94	17,68	17,63	21,70
36-45	22,03	14,89	18,3	16,72
46-55	22,03	18,07	16,25	15,60
56+	20,81	36,47	37,94	31,64
Nezjištěno	0,81	-	-	1,37
Vzdělání				
Základní nebo nižší	13,58	16,00	11,21	17,84
Střední bez maturity	40,81	40,15	42,21	40,37
Střední s maturitou	36,59	33,79	35,01	28,67
Vysokoškolské/vyšší odborné	8,29	10,06	11,41	12,53
Nezjištěno	0,73	-	0,15	0,59
	100%	100%	100%	100%
N	1230	8373	1945	2051

Summary

This paper explores the prevalence of unmarried cohabitation in the contemporary Czech Republic. We employ a number of recent survey data sets to estimate the proportion of adults living in this type of co-residential union. We estimate that about 6 % of individuals aged 18 or older lived in a cohabitation at the time of the interview, while about one third reported that they had at some point in their lives lived in a non-marital union. Better educated individuals seem to live in cohabitations more often than their less educated counterparts. We find out that – as of 2002 - about 40 % of college graduates had ever lived in a cohabitation, while only 26 % of individuals with elementary education had had the same experience.

Since the postponement of marriage is a well documented trend even in the Czech Republic, we utilize simple descriptive survival models (Kaplan Meier survival curves) to explore if (and to what extent) people have also postponed unmarried co-residential unions. We document that recent cohorts have not postponed or avoided co-residential unions any more than older cohorts; more recent cohorts only seem to favor cohabitation as the first form of co-residential unions. We also document that the factors determining the choice between cohabitation and marriage as first unions have not changed.