
Věková homogamie českých sňatků 1920–2000*

PETR FUČÍK**

Institut pro výzkum reprodukce a integrace společnosti,
Fakulta sociálních studií Masarykovy univerzity, Brno

The Age Homogamy of Czech Marriages, 1920–2000

Abstract: The article examines the long-term changes and the age homogamy of marriages that took place in the Czech Republic between 1920 and 2000. The analysis of data acquired from a study of vital registration is divided into a descriptive part – describing the age structure of the marriage market and the absolute degree of age homogamy – and an exploratory part – creating a log-linear model of the structure and changes of relative age homogamy. Three hypotheses are formulated in connection with the latter part of the analysis, of which the hypothesis about increasing age homogamy seems acceptable. Results from the descriptive analysis and the models show that age homogamy has been increasing during the 20th century, both in the case of first marriages and remarriages. The hypothesis about the greater degree of age heterogamy in the case of remarriages can also be accepted, while the testing of the third hypothesis, that the older the marital partners are the more heterogamous their age structure, proved inconclusive and requires further investigation.

Keywords: sociology of the family, marriage market, assortative mating, age homogamy, Czech Republic.

Sociologický časopis/Czech Sociological Review, 2006, Vol. 42, No. 4: 719–739

Láska a zamilovanost jsou intimními a vysoce individuálními prožitky. Volba partnera je ale všude na světě a v každé době strukturována podle více či méně viditelných vzorců. Moderní společnost v tomto ohledu není výjimkou, má však tu zvláštnost, že pravidelnosti volby zahluje do mýtu lásky, která jde napříč všemi sociálními rozdíly. Ve skutečnosti se však někteří lidé berou pravděpodobněji a jiní mnohem méně pravděpodobně. Tato práce pojednává o výběru partnera podle věku. I v tomto případě můžeme velmi dobře vidět, že lidé si neberou protějšky libovolného věku. Mým hlavním cílem je analyzovat, jak se v České republice mění v průběhu dvacátého století (přesněji od roku 1920 do roku 2000) tendence vybírat si vě-

* Tento text vznikl s podporou Ministerstva školství, mládeže a tělovýchovy ČR – výzkumný záměr „Reprodukce a integrace společnosti“ (MSM002 1622408).

** Veškerou korespondenci posílejte na adresu: Mgr. Petr Fučík, Institut pro výzkum reprodukce a integrace společnosti, Fakulta sociálních studií MU, Joštova 10, 602 00 Brno, e-mail: fucik@fss.muni.cz.

kově blízkého či vzdálenějšího partnera. K tomuto účelu využijí deskriptivní analýzu, jejíž výsledky prezentují v části „Data“, a zejména metodu log-lineárního modelování kontingenčních tabulek, která je náplní části „Relativní věková homogamie“. Tyto metody budou aplikovány na datech za všechny sňatky uzavřené v ČR v pěti-letých intervalech v období od roku 1920 do roku 2000. Teoretické zázemí tvoří teorie výběrového párování s jádrem v konceptu homogamie, které jsou prezentovány v první části stati.

Věková homogamie

Koncept věkové homogamie tematizuje skutečnost, že ve většině případů se berou partneři s velice podobným věkem. Za homogamní jsou obvykle označovány sňatky, v nichž věkový rozdíl mezi ženichem a nevěstou nepřesahuje pět let [van Poppel et al. 2001: 4]. Vzhledem k tomu, že velká většina prvních sňatků se v současnosti odehrává v poměrně úzkém věkovém rozmezí 20–30 let, je také prostor pro věkovou odlišnost partnerů malý a věková homogamie je velice silným pravidlem.¹

Je však třeba zmínit i některá specifika věkové homogamie. Hovoříme-li o věkových preferencích, musíme si uvědomit, že v tomto případě je pod obecnou tendencí k homogamii skryta výrazná struktura komplementarity. Sňatek, v němž jsou ženich a nevěsta na rok stejně staří, je z hlediska obecné teorie příkladem silné homogamie, z hlediska preferencí sňatkových kandidátů je to ale sňatek mírně nevyrovnaný, neboť většina nevěst preferuje ženicha o málo staršího, než jsou samy, a většina ženichů hledá nevěstu mladší. U ženichů však není toto pravidlo tak silné, jako u nevěst [Bozon 1991: 146; Vossen 1999]. Tato struktura se také vyvíjí vzhledem k věku a pohlaví sňatkových kandidátů. Mladí muži (okolo 20 let) akceptují jakékoli věkově blízké nevěsty (i starší), postupem času, jak stárnou, se ovšem obracejí směrem k mladším ročníkům a vybírají už jen mezi stejně starými a mladšími nevěstami, přičemž s narůstajícím věkem roste i jejich preference výrazně mladších nevěst. Ženy okolo 20 let naopak mladší ani stejně staré ženichy neakceptují a orientují se pouze na muže starší. Postupem času však začínají hledat i mezi potenciálními ženichy ve stejném věku, jako jsou samy, a ještě později již akceptují i mladšího ženicha [Bozon 1991: 124, 125].² Výsledkem je vyvíjející se komplementarita požadavků, která směřuje nikoliv k přesně stejnému věku, nýbrž k malému několikaletému rozdílu ve prospěch muže jako preferovanému uspořádání. Proto také v em-

¹ Například v roce 2001 se ve věku 20–30 let odehrálo 90 % sňatků svobodných nevěst se svobodnými ženichy a 86 % sňatků svobodných ženichů se svobodnými nevěstami v ČR. *Zdroj: Český statistický úřad (ČSÚ).*

² Vývoj věkových preferencí se tedy vyznačuje poměrně silnou dynamikou, kterou u ostatních typů homogamie nenalzáme. Pokud jde o vzdělání, preference jsou obvykle dány úrovní dokončeného studia, rasové a náboženské preference také postrádají tendenci k výraznějším změnám.

pirických studiích převažuje sňatek s mírně starším ženichem jako nejčastější případ. Tato skutečnost ovšem nijak nenarušuje pravidlo, že se berou lidé s velmi blízkým věkem (rozdíl jen zřídka překračuje pět let). Naopak nám ale dovoluje proniknout hlouběji do struktury homogamních sňatků a pochopit, že o dva roky starší ženich neznamená totéž, co o dva roky starší nevěsta.

S tím souvisí i další specifikum věkové homogamie, že v jejím případě nemá smysl pracovat s pojmy hypergamie a hypogamie,³ neboť věk lze v sociálním kontextu z určitého hlediska chápat jako nominální proměnnou.⁴ Je sňatek s padesátiletým mužem pro dvacetiletou ženu hypogamní či hypergamní? Pouze v případě, že si vypomůžeme de Singlyho [1999] pojetím odlišné povahy kapitálů na straně ženy a muže, mohli bychom nízký věk ženy chápat jako kapitál směněný za vyšší sociální pozici muže. Hypogamii a hypergamii však v tomto případě není možné odvodit ze samotného věku, ale z dalších forem kapitálu na straně ženy a muže, jejichž rozložení může být různé nezávisle na věku.

Vzhledem k tradičnímu uspořádání rodových rolí se u vzdělanostní i statusové homogamie vžil termín *tradiční* a *netradiční* heterogamie. Jedná se o konceptualizaci faktu, že převis kapitálu na straně muže je tradiční uznávanou formou mužské dominance, kdežto převis kapitálu na straně ženy je situací méně obvyklou.⁵ Vymezení tradiční a netradiční heterogamie lze dobře aplikovat i v případě věkové homogamie. Tradičně heterogamní sňatky uzavírá muž s mladší ženou, netradičně heterogamní je sňatek s nevěstou starší od ženicha.

Faktory věkové homogamie

Ačkoliv za faktem, že lidé si volí protějšky, které jsou jim věkově blízké, může být skryto nepřeberné množství příčin, je užitečné tyto faktory uchopit pomocí konceptuálního rámce. Matthijs Kalmijn [1991a] rozlišuje tři hlavní oblasti podmíněnosti partnerské volby: preference sňatkových kandidátů, vliv sociální skupiny a strukturu příležitostí. Ve všech třech případech dochází v průběhu 19. a 20. století ke změnám. Zatímco význam individuálních preferencí roste, až se stávají nejdůležitějším faktorem výběru, vliv sociální skupiny se zmenšuje a struktura příležitostí se mění.

³ Pojmy hypogamie a hypergamie konceptualizují vzestupnou či sestupnou tendenci partnerské volby – například pro vysokoškoláka je sňatek se středoškolačkou hypogamní, zatímco z jejího hlediska se jedná o hypergamii.

⁴ Existují sice kulturně zakotvené projevy nadřazenosti a podřazenosti v souvislosti s věkem, důležité však je, že z hlediska sňatkového trhu vytvářejí věkové kohorty odlišné kultury, které nelze srovnávat ordinálně.

⁵ Toto pojetí zohledňuje přetrvávající vzorce tradiční rodiny, kde muž-živitel je obvykle hlavním nositelem statusu rodiny. Tradiční heterogamie znamená hypergamii pro ženu, tedy ženicha vzdělanějšího, či lépe situovaného. Netradiční je hypergamie mužská, tedy sňatek s nevěstou vyššího vzdělání nebo statusu.

Preference sňatkových kandidátů

Kategorie preference sňatkových kandidátů odkazuje k individuální volbě. Věková homogamie je z tohoto úhlu pohledu výsledkem „individuálního hledání partnerů s hodnotnými socioekonomickými a kulturními zdroji na sňatkovém trhu“ [van Poppe et al. 2001: 2]. Toto hledání je však ovlivněno mnoha okolnostmi, které se v průběhu času mění. Před druhou světovou válkou byly podle Beckera [1981] hlavní přínosy manželství odvislé od nerovné dělby práce mezi mužem a ženou. Později se situace mění směrem k větší rovnosti. I když některé odlišnosti, jak upozorňuje de Singly [1999], stále přetrvávají, homogamii lze nyní na obou stranách měřit mnohem podobnějšími měřítky, neboť sami partneři přistupují k volbě na základě podobných kritérií. U žen jako potenciálních partnerek klesá význam schopnosti starat se o domácnost a vychovávat děti, naopak u nich roste důležitost vzdělání i ekonomické samostatnosti. Stále více žen také ekonomické samostatnosti před sňatkem dosahuje, proto u mužů jako potenciálních partnerů přestává hrát ekonomická stabilita výlučnou roli. Sňatkový věk se sblížuje a důraz se dále přesouvá k emocionálním stránkám výběru, které jsou podmíněny kulturní podobností partnerů.

Důležitou proměnnou, která strukturuje věkové preference sňatkových kandidátů, je i věk jich samotných. Je-li sňatkový věk nízký, častější je silně homogamní volba. S vzrůstajícím sňatkovým věkem přibývá volba heterogamní, a to zejména v případě tradiční heterogamie, kdy muž je starší. V průběhu dvacátého století se průměrný sňatkový věk výrazně změnil v celé Evropě a přibližně od 70. let vzrůstá na hodnoty blížící se třiceti rokům.

Vliv sociální skupiny

Orientační rodina⁶ ztrácí přímý vliv na rozhodování o výběru partnera. Průvodním jevem této skutečnosti je částečný přesun důležitosti významných druhých od rodiny směrem k vrstevnické skupině. Dostáváme se ke školní docházce a ke specifickým kulturám mládeže, které vytvářejí pro tento přesun podmínky. Jejich vliv se však tradiční rodinné asistenci nemůže rovnat. Výběr partnera se v moderní společnosti stává stále méně věcí veřejnou. Přesouvá se hluboko do soukromé sféry, k níž nemají přístup ani vrstevníci, kteří do značné míry převzali roli rádců při navazování kontaktů. Pro moderní lásku je podle Giddense [1993] důležitá narativita a v příběhu romantické lásky by vliv okolí vytvářel příliš mnoho otazníků, zda osud, který dva lidi spojuje, není přece jen z vnějšku determinován. Pro lidi, kteří se zamilovávají, je však důležité vidět svůj vztah jako výsledek individuální a svobodné volby [Katrňák 2000]. Všechny tyto skutečnosti tedy vedou k mnohem menšímu přímému vlivu sociální skupiny na výběr partnera a navíc i k jeho dalšímu snižování.

⁶ Pojem orientační rodina pochází z psychologie a označuje rodinu, v níž se člověk socializuje.

Jaký může být následek v oblasti věkového rozdílu partnerů? Van Poppel et al. [2001] nabízí toto vysvětlení: V tradiční společnosti byli lidé zavázáni ekonomické nutnosti reprodukce rodinného kapitálu. Tradiční rodina tedy vybírala partnery kolektivně s cílem nalézt co nejlepší ekonomickou volbu, což vedlo k výběru s větší mírou věkové heterogamie. V modernitě se vliv rodiny snižuje a současně s větší ekonomickou nezávislostí potomků klesá naléhavost ekonomických kritérií výběru. Věková blízkost partnerů tedy bude pravděpodobně častější.

Struktura příležitostí

Aby si lidé mohli vybírat partnera, musí k tomu mít také příležitost. Strukturální podmínky mohou tuto volbu značně ovlivňovat, neboť ve společnosti, kde by byl například poloviční počet žen oproti mužům, je partnerská volba spíše výsledkem příležitosti než jakýchkoliv jiných kritérií. Podle Kalmijna [1991b] roste šance na věkově homogamní sňatek přímo úměrně růstu interakcí s věkově blízkými osobami.

Demografické předpoklady partnerské volby shrnuje koncept sňatkové tísně, který říká, že lidé v nepříznivých strukturálních podmínkách sňatky odkládají, a pokud je realizují, volí více heterogamně, protože partnerů s požadovanými ideálními charakteristikami se nedostává.⁷

I ve struktuře příležitostí interakce je patrný významný vliv školní docházky. Škola jako sociální prostor znamená zásadní přestrukturování sňatkového trhu, což dokazuje i fakt, že lidé, kteří školní docházku ukončili, se seznamují s většími obtížemi. V současnosti lze tedy říci, že sociální prostor školy tvoří nejvýznamnější segment sňatkového trhu [Mare 1991].

Obecně lze soudit, že struktura příležitostí interakce mezi potenciálními partnery se během dvacátého století vyvíjí k větší různorodosti pro různé věkové skupiny, ale zároveň k rozšíření možností potkávat se a seznámit se uvnitř těchto segmentů sňatkového trhu. Vzrůst heterogenity není způsoben pouze rozšířením a prodloužením školní docházky a krátkodobými výkyvy ve struktuře obyvatelstva, podílí se na něm také diferenciací míst a časů, určených pro jednotlivé věkové skupiny, spojená se vznikem odlišných kultur mladých. Způsoby zábavy jsou věkově odlišnější než na začátku minulého století. Jako příklad může sloužit masové rozšíření rekreačního sportu a populární kultury.

Sociologická relevance tématu

Zatímco analýza na poli vzdělanostní a zaměstnanecké homogamie je velmi frekventovaná [Katrňák, Kreidl, Fónadová 2003; Kalmijn 1994], homogamie z hlediska věku se těší poměrně malému zájmu výzkumníků. Rozdíl věku ženicha a nevěsty

⁷ Blíže k tomu viz Možný, Rabušic [1998].

při sňatku může být ovšem chápán jako indikátor důležitých jevů v moderní společnosti. Věk sice nelze přímo propojit se sociální stratifikací, tak jako tomu může být u vzdělání nebo zaměstnání, lze však hledat smysluplnou souvislost mezi mírou věkové homogenie a modernizací, diferenciací společnosti, vývojem nerovnosti mezi muži a ženami a podobně.

Koncept homogenie je užitečným nástrojem pro analýzu určitých aspektů výberového párování, nicméně je pouze jedním prvkem v mozaice, kterou tvoří teoretický pohled na změnu partnerské volby v modernitě a vývoj rodiny. S přechodem od tradiční společnosti k modernitě klesá význam askriptivních složek statusu a vzrůstá význam získaných charakteristik. Pro sociální status dnešního člověka již není nejdůležitější rodová příslušnost či náboženství, ale dosažené vzdělání, které je také silným prediktorem příjmu i mnoha dalších proměnných. Věk je vlastnost, kterou nemůžeme ovlivnit, je nám připsána. V souladu s modernizační teorií by tedy i význam věku pro sňatek měl klesat, což znamená vyšší míru heterogenie v modernitě. Většina teorií zabývajících se přímo věkovým rozdílem manželství, nebo na něj aplikovaných, však předpokládá opačný trend vývoje a směřuje koherentně ke snižování věkového rozdílu v modernitě. Pokusme se tento protiklad vysvětlit.

Empirická šetření hovoří ve prospěch obou tezí. Snižování významu askriptivních charakteristik je jedním z nejdůležitějších trendů modernity, který v oblasti sňatečnosti potvrzuje například Kalmijn [1998]. Naproti tomu snižování významu věku při sňatku empiricky vyvracejí Hernan [1990], van Poppel et al. [2001], Atkinson, Glass [1985]. Cesta tedy může vést směrem k úvahám, zda lze věk považovat za askriptivní charakteristiku. Věk samotný jistě ano, nicméně je číslo uvedené v rodném listě ta proměnná, která strukturuje partnerskou volbu? Pokud měříme věkovou vzdálenost partnerů, měříme tím hlavně jejich vzdálenost kulturní a psychologickou. Zde je také skutečný komplex vlastností, který hraje roli při výběru partnera. Věk je proměnná v pozadí, která silně determinuje chování, názory, hodnoty a postoje i sociální jednání. Podobný kauzální řetězec lze sice postulovat u všech připsaných charakteristik, neboť rasový původ či náboženství mohou také ovlivňovat postoje a hodnoty, empiricky se však potvrzuje snižování vlivu rasy a náboženství jako příkladu askriptivních charakteristik [Kalmijn 1998]. U věku je tomu naopak pravděpodobně proto, že je silněji propojen s charakteristikami spadajícími do sféry intimity, která je v modernitě hlavním polem konstituce vztahů. Věk z našeho úhlu pohledu nemůžeme považovat za askriptivní charakteristiku v pravém slova smyslu, neboť jeho působení na výběr partnera se odehrává prostřednictvím složitějšího kauzálního řetězce, jehož výsledkem je spíše kulturní či myšlenková vzdálenost obou partnerů.

Cíle výzkumu

Cílem tohoto výzkumu je popsat vývoj *absolutní* a *relativní* věkové homogenie v České republice v období od roku 1920 do roku 2000. Za tímto účelem analyzují sňatky oboustranně svobodných snoubenců (dále v textu pouze *první sňatky*) a pro srovná-

ní data za ostatní sňatky, v nichž alespoň jeden z parterů již manželstvím prošel (dále jen *opakované sňatky*). Odpovídám zde na dvě hlavní výzkumné otázky:

- 1) *Jak se mění absolutní homogamie prvních a opakovaných sňatků uzavřených od roku 1920 do roku 2000 v ČR?*
- 2) *Jak se mění relativní homogamie prvních a opakovaných sňatků uzavřených od roku 1920 do roku 2000 v ČR?*

První výzkumná otázka odkazuje k deskripci. Deskriptivní statistiky však měří pouze absolutní míru homogamie, která je ovlivněna počty snoubenců v jednotlivých letech i v jednotlivých marginálních polích kontingenčních tabulek. Relativní míry homogamie hovoří nikoliv o struktuře věkového rozdílu, ale o šancích jednotlivých věkových kategorií na věkově homogamní sňatek. Můžeme tedy dále sledovat, jak se tyto šance v průběhu dvacátého století mění u jednotlivých věkových skupin a podle pořadí uzavíraného sňatku.

Jaký vývoj relativní homogamie lze očekávat? Předpoklady teorií popisujících proměnu moderní partnerské volby vedou koherentně ke snižování věkového rozdílu jako výsledku prevahy sentimentálních hodnot nad instrumentálními [Shorter 1977, Giddens 1992], větší rovnosti mezi ženou a mužem [Oppenheimer 1988, Bozon 1991] či vyšší diferenciaci společnosti.⁸ Jaká je situace v ČR? První dvě hypotézy mohou znít: *Věková homogamie prvních sňatků s časem posiluje a věková homogamie ostatních sňatků s časem posiluje.*

Výzkumy [Hancock, Stuchbury, Tomassini 2003; Bhrolcháin 2001] si také všímají, že sňatkový věk je silným prediktorem věkového rozdílu mezi manželi. Mladí snoubenci mezi sebou ani nemohou mít velký věkový rozdíl, protože v mladších věkových skupinách prakticky již vybírat nelze. S rostoucím věkem je ale možnost heterogamní volby stále větší, protože preference i strukturální podmínky se mění. Mým nástrojem pro mapování tohoto vlivu bude hypotéza: *Vyšší sňatkový věk vede k vyšší míře heterogamie, kterou budu testovat odděleně na populaci prvních i opakovaných sňatků.*

Na sňatkovém trhu se však ve vyšších věkových kategoriích objevuje stále více potenciálních partnerů, kteří již jedním, či několika manželstvími prošli. Jaký má tato zkušenost vliv? Existují dva protichůdné názory, které lze shrnout pod názvy „hypotéza učení“ a „hypotéza sňatkového trhu“. Učení znamená, že člověk při opakovaném výběru nedělá stejné chyby, lépe si vybírá, volba je homogamnější. Vliv sňatkového trhu zase zdůrazňuje nutnost vybírat z množiny potenciálních partnerů, která je již značně ochuzená, a volba je tak více heterogamní. Tyto alternativní hypotézy na nizozemském sňatkovém trhu testoval John Gelissen [2004], s výsledky směřujícími spíše k větší heterogamii. Jaká je situace v ČR, budu testovat jednoduchou hypotézou: *První sňatky jsou více homogamní než ostatní.*

⁸ Téma diferenciaci a jeho aplikaci na životní cyklus lze najít u Parsonse [1970].

Data

Povaha dat, omezení

Pro deskriptivní i explorační analýzu jsou použita data za sňatky oboustranně svobodných snoubenců, uzavřené na území dnešní České republiky⁹ od roku 1920 do roku 2000 a data ze shodného období za ostatní sňatky, kde alespoň jeden ze snoubenců již manželstvím prošel. Pramenem je publikace Českého statistického úřadu *Pohyb obyvatelstva*.¹⁰ Časové řady pro sňatky svobodných a opakované sňatky jsou konstruovány shodným způsobem s ohledem na možnost jejich srovnávání.

Kategorizace kontingenčních tabulek, popisujících sňatky podle vzájemného věku svobodných snoubenců, se po druhé světové válce podstatně změnila, proto je nutné kvůli zachování časové řady data transformovat do shodných kategorií pro celé sledované období. Ačkoliv od roku 1945 do roku 2000 jsou dostupné údaje s jednoletou kategorizací věku svobodných snoubenců, pro analýzu jsem zvolil šest věkových kategorií, vycházejících z kategorizace, použité v letech 1920–1940, protože mým hlavním cílem zde je popis dlouhodobých trendů, a přednost jsem tedy dal sice hrubější, ale časově obsáhlejší analýze, ohraničené moderní existencí samostatného českého (československého) státu.

Data, popisující opakovanou manželskou volbu, tedy sňatky, kde alespoň jeden ze snoubenců již manželstvím prošel, jsou získána odečtem matice sňatků podle vzájemného věku svobodných snoubenců od matice všech sňatků podle vzájemného věku snoubenců. Tento podsoubor obsahuje všechny ostatní kombinace partnerů – např. sňatky svobodného a rozvedeného partnera, sňatky oboustranně rozvedených partnerů, sňatky ovdovělých.¹¹ Kategorizace obou matic je shodná. Výsledkem je datový soubor 2 x 17 kontingenčních tabulek o rozměrech 6 x 6 kategorií, které jsou použity pro deskriptivní i explorační analýzu věkové homogamie prvních a opakovaných sňatků. Použité proměnné jsou: „typ sňatku“ s dvěma hodnotami – „první“ a „opakovaný“, „rok“ se 17 hodnotami letopočtu 1920, 1925, 1930, 1935 atd. Klíčovými dvěma proměnnými jsou „věk ženicha“ a „věk nevěsty“ s kategoriemi „do 20 let“; „21–24 let“; „25–29 let“; „30–34 let“; „35–39 let“ a „40 a více let“.¹² Pro kontrolu vlivu kategorizace byla použita data dostupná bez kategorizace věku a srovnány výpočty průměrného sňatkového věku a průměrného věkového

⁹ Výjimkou jsou data z roku 1940, která zachycují demografické poměry v protektorátu Böhmen und Mähren.

¹⁰ Pro rok 1990 jsou k dispozici pouze marginální počty, neboť kategorizace sňatkového věku je od roku 1986 do roku 1991 odlišná a nelze rekonstruovat některá vnitřní pole kontingenční tabulky.

¹¹ V analýze je tento podsoubor použit pouze pro srovnání. Při hlubším zkoumání bychom samozřejmě museli rozlišovat sňatky s jedním svobodným partnerem a sňatky oboustranně opakované, neboť odlišnosti v těchto subpopulacích pravděpodobně nebudou zanedbatelné.

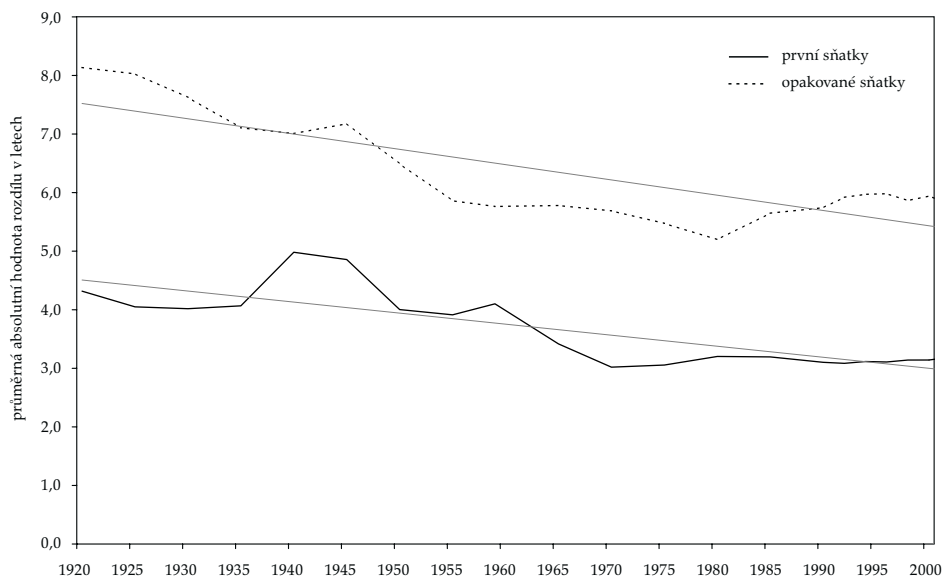
¹² Těmto kategoriím byly pro účely výpočtu průměrů přiřazeny hodnoty 19; 23; 27,5; 32,5; 37,5; 44,5 roku. V souladu s metodikou ČSÚ je zohledněna spojitá povaha znaku „věk“, proto je k hodnotě věku v celých dokončených letech připočtena hodnota 0,5 jako střed intervalu jednoho nedožitého roku života.

rozdílu. Odchylka se pohybuje maximálně kolem jedné desetiny roku. Vzhledem k rozložení sňatků se vliv kategorizace vyrovnává, neboť podhodnocuje a nadhodnocuje věkový rozdíl v přibližně stejné míře. Celkově lze tedy počítat s tím, že i v letech, z nichž nejsou k dispozici nekategorizovaná data a neexistuje možnost srovnání, jsou vypočtené statistiky spolehlivým odrazem reality.¹³

Vývoj absolutní věkové homogamie

Vývoj věkového rozdílu¹⁴ partnerů nevykazuje výrazný trend, nicméně po druhé světové válce je patrný pokles, což znamená nárůst věkové homogamie. Extrémním obdobím je v tomto směru druhá světová válka, kdy se věkový rozdíl partnerů krátkodobě zvedá, pravděpodobně následkem sňatkové tísně.

Graf 1. Vývoj průměrné absolutní hodnoty věkového rozdílu mezi ženichem a nevěstou v letech 1920–2000

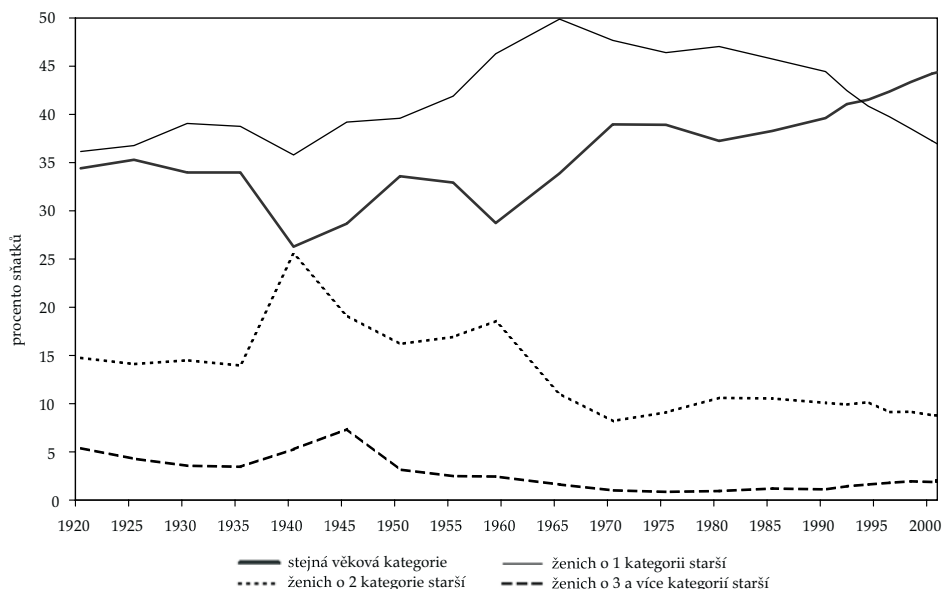


Poznámka: grafem jsou proloženy přímky lineární regrese pro vyjádření trendu.

Zdroj: ČSÚ, *Pohyb obyvatelstva 1920–2000*.

¹³ Podobně viz [van Poppel et al. 2001].

¹⁴ Věkový rozdíl v daném roce je vypočten jako průměr absolutních hodnot věkových rozdílů sňatků, uzavřených v daném roce; pro sňatky oboustranně svobodných a opakované sňatky zvlášť. Průměrná absolutní hodnota rozdílu je použita jako lepší míra heterogamie, neboť průměrný rozdíl je uměle snižován zápornými hodnotami rozdílu (starší nevěsta).

Graf 2. Vývoj podílu různých typů sňatků na celkové sňatečnosti (první sňatky – ženich starší)

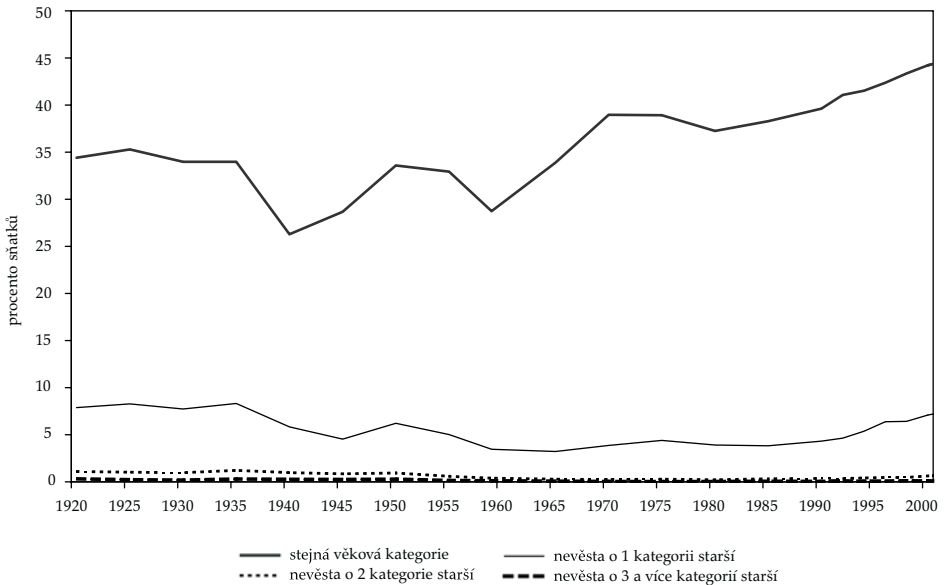
Zdroj: ČSÚ, *Pohyb obyvatelstva 1920–2000*.

Heterogamie předválečných prvních sňatků je stabilně o něco vyšší, zatímco v období 1970–2000 se setrvale drží na nižší úrovni (což znamená více homogamních sňatků). K nejvýraznějšímu snížení věkového rozdílu dochází mezi lety 1959–1970. U opakovaných sňatků je míra heterogamie v souladu s teorií vyšší, vývoj od dvacátých let však také směřuje ke snižování. Proložené regresní přímky ukazují, že trend v průběhu dvacátého století má sestupnou tendenci.

V kontingenčních tabulkách, zobrazujících počty uzavřených prvních sňatků podle vzájemného věku snoubenců, se nacházejí věkově homogamní sňatky na hlavní diagonále. Nad a pod diagonálou jsou sňatky s různou mírou heterogamie, kde platí, že čím větší je vzdálenost od diagonály, tím větší je věkový rozdíl partnerů. Detailní pohled na strukturu heterogamie nám nabídnou grafy, které zobrazují relativní obsazenost polí mimo diagonálu. Jsou pro přehlednost rozděleny zvlášť pro pole nacházející se pod diagonálou (graf 2 – starší ženich) a nad diagonálou (graf 3 – starší nevěsta).

Období „první republiky“ se vyznačuje stabilitou struktury věkového rozdílu mezi partnery. Homogamní sňatky spolu se sňatky, kde je ženich o jednu kategorii starší než nevěsta, tvoří v tomto období 70,5 až 73,0 % všech prvních sňatků. Věkovou heterogamii tehdy zvyšoval zejména častější výskyt sňatků s velkým věkovým rozdílem ve prospěch muže. O něco vyšší než v pozdějších letech je také podíl sňat-

Graf 3. Vývoj podílu různých typů sňatků na celkové sňatečnosti (první sňatky – nevěsta starší)



Zdroj: ČSÚ, *Pohyb obyvatelstva 1920–2000*.

ků se starší nevěstou, a to zejména v případě rozdílu o jednu kategorii. Celkově je výskyt prvních sňatků se starší nevěstou dvojnásobný oproti období 1960–1990. Tyto skutečnosti zvyšují průměrnou absolutní hodnotu věkového rozdílu mezi manželi o jeden rok.

K výrazným změnám dochází až v průběhu druhé světové války, která znamená nárůst věkově heterogamních sňatků, avšak pouze v případě mladších nevěst. V roce 1940 uzavřela starší žena s mladším mužem pouze jeden sňatek ze čtrnácti, zatímco muž byl starší ve dvou ze tří sňatků. V každém třetím ze všech uzavřených sňatků byl muž starší dokonce o dvě a více kategorií, což značí rozdíl šesti a více let, a těchto sňatků je v absolutním počtu více než homogamních. Věkový rozdíl u prvních manželství je nejvyšší v celém sledovaném období. U nevěst je tento trend způsoben prudkým vzestupem sňatečnosti u nejmladší kategorie do 20 let a stejně prudkým poklesem u kategorie 21–24 let, zatímco u ženichů lze pozorovat pouze mírný vzestup kategorie 25–29 a pokles kategorie 21–24. Ostatních věkových skupin se výrazné změny netýkají. Znamená to, že téměř stejná struktura ženichů jako v předválečných letech se začala párovat s výrazně mladšími nevěstami. Klíčem k vysvětlení by mohlo být sledování změn v absolutním počtu mužů a žen na sňatkovém trhu, což ovšem překračuje rámec této práce a je spíše námětem pro budoucí zkoumání specifického případu sňatkové tísně.

Po roce 1945 začíná ubývat sňatků, kde je ženich výrazně starší než nevěsta. To se projevuje zároveň na relativním vzestupu homogamních sňatků a sňatků s ženichem o jednu kategorii starším. Zároveň ubývá také sňatků se starší nevěstou. Tento vývoj se zastavuje v roce 1970. Nárůst poměru homogamních sňatků ovšem pokračuje dále až do roku 2000. Od sedmdesátých let dvacátého století je však již způsoben pouze poklesem sňatků s ženichem o jednu kategorii starším. V první polovině devadesátých let se stává nejčastějším typem sňatek ve stejné věkové kategorii. Od roku 1990 také roste poměr sňatků se starší nevěstou (netradiční heterogamie).

Relativní věková homogamie

Absolutní míry homogamie využívají marginální počty kontingenční tabulky ke stanovení počtu či poměru osob v jednotlivých kategoriích, a jsou tak schopny odpovědět na otázku, jaká je proporce daného jevu ve společnosti. Pro hlubší vhled do dat se obvykle používá modelování založené na regresních rovnicích. Ačkoli věk je spojená číselná proměnná, která by do této analýzy mohla vstoupit, kvůli ordinalizaci dat¹⁵ musíme použít aparát pro analýzu kategorizovaných proměnných. Při log-lineární analýze modelujeme strukturu a vývoj v kontingenčních tabulkách k odhadu šance, s níž u jednotky s určitými charakteristikami nastane daný jev. V mém případě modeluji jednak matici šancí uzavření sňatku mezi mužem a ženou podle věkových kategorií, jednak trend, který popisuje změnu těchto šancí za posledních 80 let.¹⁶

Dlouhodobý vývoj relativní věkové homogamie u prvních sňatků

Modely pro dlouhodobý vývoj věkové homogamie v populaci prvních sňatků odhaduji na agregovaných datech o rozměrech $17 \times 6 \times 6$, tedy 17 bodů v čase od roku 1920 do roku 2000 a šest shodných věkových kategorií pro muže a ženy. Kódy a názvy proměnných jsou R – rok uzavření sňatku, M – sňatkový věk muže a Z – sňatkový věk ženy. Celková velikost souboru je 1 105 422 všech prvních sňatků, uzavřených v daných letech.

¹⁵ Kvůli kategorizaci použité v letech 1920–1945 jsou všechny věkové údaje kolapsovány do šesti kategorií. Blíže k tomu viz kapitola „Data“.

¹⁶ Všechny modely jsou odhadnuty v softwaru *LEM: log-linear and event history analysis with missing data* [Vermunt 1997]. Z důvodu vyloučení vlivu polí s nulovou pozorovanou četností, kterých se v datovém souboru s celkem 1224 poli vyskytuje 27, jsou všechny modely doplněny o matici, která nulovým pozorováním (tzv. strukturálním nulám) přiřazuje nulovou váhu. Odhad četností v těchto polích je tedy nastaven na nulu. Blíže k tomu viz [Knoke, Burke 1980].

Tabulka 1. Statistiky dobré shody pro modely dlouhodobého vývoje homogamie u prvních sňatků

	model	X ²	L ²	Δ	d.f.	BIC
A01	RM RZ	512 023	273 930	15,8	425	268 016
A02	RM RZ MZ	9 028	9 043	2,7	400	3 477
A03	RM RZ (MZ)x	2 295	2 163	1,3	384	-3 181
A04	RM RZ (MZ)x (D)h	1 065	1 017	0,5	288	-2 990
A05	RM RZ (MZ)x (D)x	1 870	1 756	1,1	362	-3 281

Poznámka: **R** = rok, **M** = sňatkový věk muže, **Z** = sňatkový věk ženy. (MZ)x znamená log-multiplikativní mezitabulkový efekt interakce MZ podle R. (D)h znamená heterogenně blokovanou hlavní diagonálu, (D)x znamená log-multiplikativně blokovanou hlavní diagonálu. X² označuje *Pearsonův chí-kvadrát*, L² označuje poměr věrohodnosti, Δ je vyjádřením procenta případů, které model odhaduje špatně, **d. f.** je počet stupňů volnosti a **BIC** označuje *Bayesovské informační kritérium*, statistiku založenou na rozdílu mezi poměrem věrohodnosti a počtu stupňů volnosti.

Zdroj: ČSÚ, *Pohyb obyvatelstva 1920–2000, vlastní výpočty.*

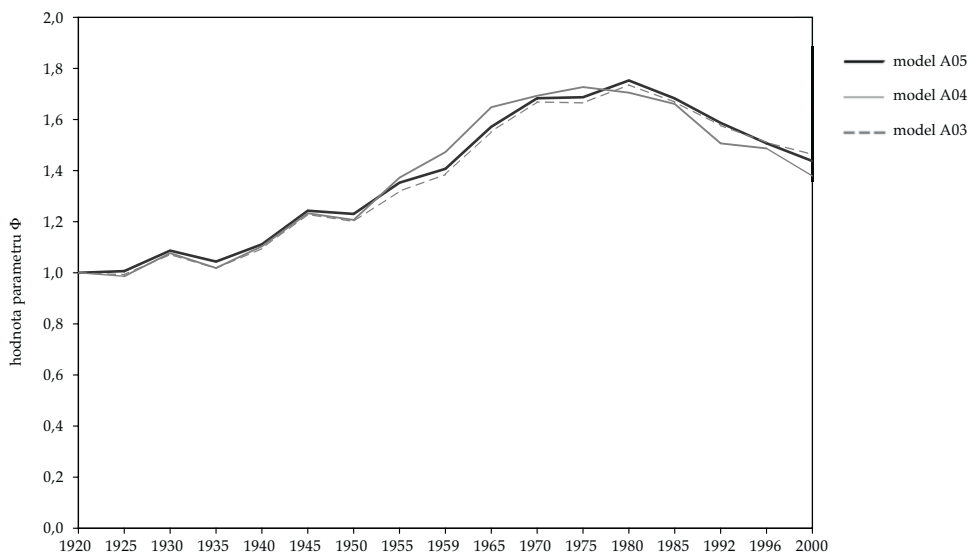
Na začátku analýzy je odhad modelu podmíněné nezávislosti, který je vyjádřením nulové hypotézy o neexistenci vztahu mezi sňatkovým věkem muže a ženy. Rovnice obsahuje vliv času na sňatkový věk muže (*RM*), vliv času na sňatkový věk ženy (*RZ*), nicméně vztah mezi sňatkovým věkem muže a ženy vynechává.¹⁷ Tento model, v tabulce 1 označený jako A01, pozorovaná data nereprodukuje. Nulovou hypotézu tedy můžeme zamítnout, což není překvapivé, neboť empiricky doložená věková blízkost partnerů indikuje silnou souvislost.

Další model, označený jako A02, je doplněn o interakci (*MZ*), předpokládá však, že je v čase neměnná. Jedná se o model konstantní sociální fluidity, který použili Erikson a Goldthorpe [1993] při studiu sociální mobility. Tento model reprodukuje data výrazně lépe než model podmíněné nezávislosti. Podle Bayesovského informačního kritéria (*BIC*) však datům také neodpovídá. Lze tedy předpokládat, že v průběhu času dochází k nezanedbatelným změnám v asociaci mezi sňatkovým věkem muže a ženy.

Tyto změny je možné modelovat přiřazením dalšího parametru, vyjadřujícího log-multiplikativní mezitabulkový efekt. Plná interakce *RMZ*, která by znamenala saturovaný model, je omezena na součin asociace *MZ* a parametru Φ pro celou dvourozměrnou tabulku *MZ* za každý rok [Xie 1992]. Model A03 s log-multiplikativním mezitabulkovým efektem je schopen reprodukovat změny v čase, ale je mnohem úspornější než saturovaný model, protože měří pouze změnu síly asociace, která má neměnný strukturní vzorec. Výsledky odhadu v tabulce č. 1 ukazují, že tento model již data reprodukuje uspokojivě a správně odhaduje 98,7 % případů.

¹⁷ Jelikož se jedná o hierarchický model, zahrnuje také všechny jednodušší vztahy – tedy vliv samotného času, věku ženy a věku muže na šanci uskutečnění sňatku.

Graf 4. Vývoj asociace mezi sňatkovým věkem muže a ženy v čase



Zdroj: ČSÚ, Pohyb obyvatelstva 1920–2000, vlastní výpočty.

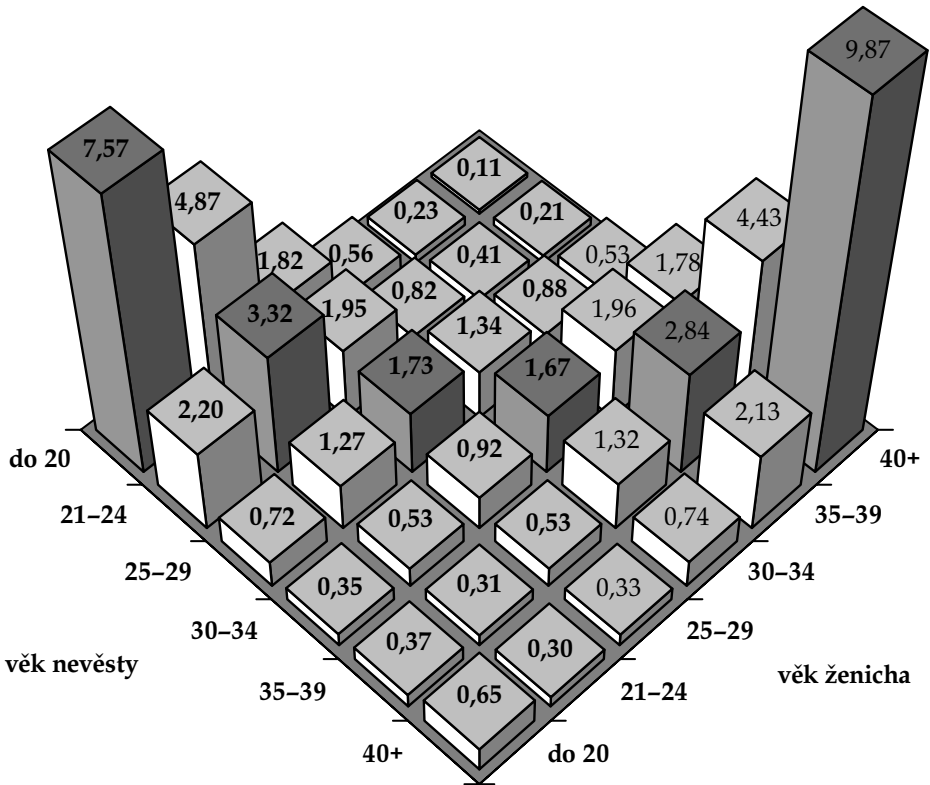
Protože velká část sňatků se odehrává ve stejné věkové kategorii, tedy na hlavní diagonále kontingenčních tabulek, bývá užitečné odhadnout pro diagonálu samostatné interakční parametry. Tyto parametry jsou odhadnuty v modelech A04 a A05, které se liší heterogenním (A04) a log-multiplikativním (A05) odhadem parametrů diagonály.¹⁸ Takto odhadnuté modely dále zvyšují přesnost reprodukce dat. Nejpresnější je model s heterogenně blokovanou diagonálou (A04), který odhaduje správně 99,5 % frekvencí.

Vzhledem k výsledkům testů dobré shody a s přihlédnutím k hodnotě statistiky *BIC* budu dále interpretovat poslední model A05, který nejlépe odpovídá kompromisu mezi požadavkem přesnosti (co nejnižší χ^2 , L^2 , a Δ) a úspornosti (co nejvyšší počet stupňů volnosti).¹⁹ Tento model říká, že existuje silná souvislost mezi sňatkovým věkem muže a ženy a že se síla této souvislosti v průběhu století výrazně mění. Právě tyto změny nás budou nyní nejvíce zajímat.

¹⁸ Při heterogenním modelování diagonály je použito $(17 \times 6) - 1$ parametrů, tedy pro každý rok odlišná diagonála. Při log-multiplikativním modelování je použita jedna diagonála (6 parametrů) a parametr odlišnosti pro každý rok ($17 - 1$ parametrů).

¹⁹ Lze však říci, že všechny tři poslední modely platí pro data uspokojivě a vzhledem k výsledkům testů dobré shody i odhadům interakčních parametrů mezi nimi není substantivní rozdíl (viz graf 4).

Graf 5. Struktura dlouhodobého modelu věkové homogamie (model A03)



Zdroj: ČSÚ, *Pohyb obyvatelstva 1920–2000, vlastní výpočty.*

Vývoj interakce mezi sňatkovým věkem muže a ženy v čase popisují Φ -parametry, které nabývají velikosti podle míry odchylky od první matice, v našem případě od roku 1920, kterému je přiřazena hodnota 1. Graf č. 4 zobrazuje vývoj této odchylky.

Rozdíl mezi dvěma odhadnutými Φ -parametry lze také vyjádřit procentuálně podle vzorce $(\Phi_2 - \Phi_1)/\Phi_1$ [Xie 1992]. Oproti roku 1920 je síla asociace mezi sňatkovým věkem muže a ženy po celý zbytek 20. století větší. Věková homogamie prvních sňatků posiluje až do roku 1980, kdy je o 75,2 % silnější než v roce 1920, a od osmdesátých let až do roku 2000 klesá. I v roce 2000 je však o 43,7 % silnější oproti roku 1920. Tento vývoj nám dovoluje podržet hypotézu o posilování věkové homogamie ve dvacátém století.

Celkový trend je poměrně vyrovnaný, bez výraznějších výkyvů a předělů, které bychom mohli očekávat v souvislosti s dějinnými událostmi druhé světové války

nebo sametové revoluce. V takto vyrovnaném vývoji bychom obtížně hledali i výkvy spojené se sňatkovou tísní.²⁰

Struktura věkové homogamie je na základě interakčních parametrů odhadnutých pro model A03 prezentována v grafu 5. S několika výjimkami je patrné, že nejvyšší šance na uzavření sňatku mají snoubenci vždy ve stejné věkové skupině (tmavěji označená diagonála). Výjimkou jsou muži od 21 do 29 let, kteří mají větší šanci vzít si o kategorii nebo dvě mladší nevěstu. Druhou výjimkou jsou ženy nad 30 let, které mají podle tohoto modelu větší šanci vzít si staršího než stejně starého ženicha.

Srovnání vývoje u prvních a opakovaných sňatků

Aby bylo možné nejen sledovat vývoj věkové homogamie u opakovaných sňatků, ale také srovnat její míru u prvních a opakovaných sňatků, je třeba použít datový soubor za všechny sňatky a rozlišit jej pomocí čtvrté proměnné, kterou je pořadí sňatku (v modelech označuji jako P). Tato proměnná nabývá dvou hodnot – *první sňatek* a *opakovaný sňatek*.²¹ Datový soubor všech sňatků má rozměry 2 x 17 x 6 x 6, k sedmnácti kontingenčním tabulkám za první sňatky přibýlo dalších sedmnáct tabulek za opakované sňatky. Velikost souboru je 1 105 422 prvních a 310 084 opakovaných sňatků, celkem tedy 1 415 506 sňatků.

Odhady začínají opět u modelu podmíněné nezávislosti (B01), který data nereprodukuje, proto mají odhady složitějších modelů svoji oprávněnost (viz tab. 2).

Tabulka 2. Statistiky dobré shody pro modely dlouhodobého vývoje homogamie u prvních a opakovaných sňatků

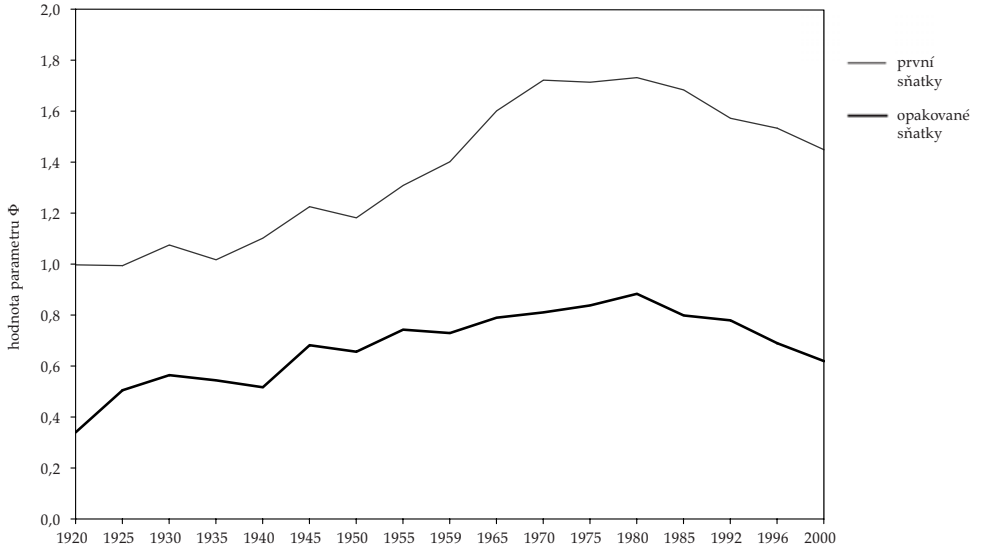
	model	X ²	L ²	Δ	d.f.	BIC
B01	PRM PRZ	667 727	440 339	18,8	850	428 300
B02	PRM PRZ MZ	28 222	26 783	3,6	825	15 099
B03	PRM PRZ (MZ)x	9 991	8 197	1,9	792	-3 020
B04	PRM PRZ (MZ)x (D)h	3 164	3 040	0,9	594	-5 373
B05	PRM PRZ (MZ)x (D)x	4 524	4 239	1,5	753	-6 426

Zdroj: ČSÚ, *Pohyb obyvatelstva 1920–2000*, vlastní výpočty.

²⁰ V jednom případě bychom si však tento úsudek mohli dovolit. Je možné se domnívat, že pozastavení nárůstu relativní homogamie po druhé světové válce bylo způsobeno krátkodobým nedostatkem ženichů na sňatkovém trhu. Nicméně tato interpretace by si vyžádala další zkoumání.

²¹ Blíže k úpravám dat viz část „Data“.

Graf 6. Vývoj asociace mezi sňatkovým věkem muže a ženy podle roku uzavření a pořadí sňatku



Zdroj: ČSÚ, *Pohyb obyvatelstva 1920–2000, vlastní výpočty.*

Model konstantní sociální fluidity (B02) výrazně snižuje velikost L^2 a χ^2 , nicméně také není přijatelný. Odhaduji proto model podmíněné nezávislosti, doplněný o asociaci mezi sňatkovým věkem muže a ženy podle roku, kdy byl sňatek uzavřen, a pořadí sňatku (B03). Tato asociace je omezena na log-multiplikativní mezitabulkový efekt. Model pro data platí, je však výhodné jej doplnit o parametry diagonály (modely B04 a B05), z nichž jako nejhodnější se jeví model s log-multiplikativně blokovanou diagonálou (B05).

I v tomto případě budu dále interpretovat model s log-multiplikativním mezitabulkovým efektem a log-multiplikativně blokovanou hlavní diagonálou (B05). Podle Φ -parametrů čtyřrozměrného modelu jsou vývojové trendy u prvních a opakovaných sňatků téměř shodné, nicméně jejich síla je podle pořadí sňatku velmi odlišná. Oproti prvním sňatkům je homogamie u opakovaných sňatků výrazně slabší. V roce 1920 je asociace mezi věkem ženicha a nevěsty o 65,7 % slabší u opakovaných sňatků než u sňatků prvních, v roce 2000 je rozdíl 57,1 %. Rozdíl se v celém sledovaném období pohybuje okolo průměru, kterým je 50,5 %. Znamená to, že mezi partnery, z nichž alespoň jeden již manželstvím prošel, je průměrně poloviční šance na věkově homogamní manželství oproti oboustranně svobodným partnerům.

Křivka vývojového trendu opakovaných sňatků v grafu 6 leží pod křivkou znázorňující trend u prvních sňatků, což znamená, že v celém období je homogamie opakovaných sňatků volnější. Hypotézu o vyšší míře heterogamie v opakovaných sňatcích tedy můžeme přijmout. Přestože křivka Φ -parametrů opakovaných sňatků se jeví plošší a vývoj relativní odchylky by mohl budit dojem, že trendy u prvních a opakovaných sňatků jsou téměř rovnoběžné, vývoj relativní věkové homogamie je v populaci opakovaných sňatků výraznější. Jestliže u obou časových řad interpretujeme Φ -parametry procentuálně a vztažně k roku 1920, zjistíme, že síla asociace mezi sňatkovým věkem muže a ženy v opakovaných sňatcích roste výrazně strměji až do roku 1980, kdy dosahuje maxima (oproti roku 1920 je zde asociace silnější o 158 %), a od tohoto bodu také strměji klesá.

Závěr a diskuse

Na datech jsem testoval hypotézu *Věková homogamie prvních a ostatních sňatků s časem posiluje*. Podle odhadnutých modelů relativní věková homogamie skutečně posiluje jak u prvních, tak u opakovaných sňatků až do období 1970–1980. Po roce 1980 začíná oslabovat, i v roce 2000 je však silnější než ve 20. letech minulého století.²² Tuto hypotézu tedy přijímám v dlouhodobém měřítku.

Druhá hypotéza zněla: *Vyšší sňatkový věk vede k vyšší míře heterogamie*. Zde nejsou výsledky jednoznačně v souladu s předpoklady. Ze struktury modelů je patrné, že nejsilnější věková homogamie je v případě prvních sňatků u nejmladších a nejstarších věkových kategorií. Podle deskriptivních analýz struktury věkového rozdílu je však situace odlišná – věková heterogamie roste se sňatkovým věkem.²³ Hypotézu zatím nelze zamítnout a tento fenomén je třeba podrobit hlubšímu zkoumání.

Poslední hypotéza srovnávala míru relativní homogamie podle typu sňatku ve výroku: *První sňatky jsou více homogamní než ostatní*. V tomto případě jsou výsledky jednoznačně v souladu s teorií, neboť po celých osmdesát let je síla asociace mezi věkem muže a ženy u opakovaných sňatků přibližně poloviční oproti prvním sňatkům.

Ve dvacátých letech minulého století nalézáme sňatkový trh, který je z hlediska věkové homogamie mnohem blíže tradiční společnosti, než je tomu dnes. Sňatkový věk je (zejména u mužů) vysoký a věkový rozdíl mezi partnery je méně významný, tedy pravděpodobněji. Do roku 1945 relativní homogamie prvních sňatků posiluje o 20 %, nejvýraznější nárůst je však patrný mezi roky 1950 a 1970, kdy je asociace mezi věkem muže a ženy o 75 % silnější než v roce 1920.

²² V roce 2000 činí rozdíl v síle asociace oproti roku 1920 u prvních sňatků 45 % a u opakovaných 81 %.

²³ Dále je patrné, že vývoj heterogamie podle věku je odlišný pro muže a pro ženy. Zatímco u mužů věkový rozdíl roste téměř lineárně s věkem, u žen má vývoj nepravidelný trend, kdy přibližně do 30 let věku rozdíl klesá a později zase pomalu narůstá. (Za podnět děkuji anonymní/mu recenzentovi/ce.)

Ještě výraznější posílení homogamního pravidla však zaznamenáváme u opakovaných sňatků. Do roku 1930 zde činí nárůst 60 % a v roce 1980 je asociace dokonce o 158 % silnější než v roce 1920. Opakovaná volba se však stále vyznačuje vyšší heterogamií oproti volbě první. Pokud srovnáme tvar vývojových trendů podle pořadí sňatku, zjistíme, že se téměř neliší. Změny se u obou subpopulací odehrávají ve stejných časových okamžicích, z čehož můžeme soudit, že zde hrají roli stejné vlivy, i pokud jde o sňatky uzavírané v jiném kontextu (z hlediska rodinného stavu) a ve vyšším věku.²⁴ Tento fakt odráží důležitost makrostrukturálních determinant vývoje partnerské volby, neboť systematické a synchronní změny v obou skupinách nelze vysvětlit bez připuštění širšího vlivu na jejich postoje a jednání.

Na konci dvacátého století se však vývoj mění a homogamie se nevyvíjí, jak bychom očekávali. Na této změně je zajímavé nejen to, že k ní dochází, ale také kdy k ní dochází. Vývoj homogamie totiž začíná stagnovat, či mírně oslabovat kolem roku 1980 a opět pro první i opakované sňatky zároveň. Dalším zajímavým faktem je, že míry absolutní a relativní homogamie se zde začínají rozcházet.²⁵ Rozšířeným vysvětlením změn demografického chování západní civilizace poslední třetiny 20. století je koncept druhé demografické tranzice. Tento předěl se podle Dirka van de Kaa [1997 in Rabušic 2001] vyznačuje logickým sledem demografických proměn, vedoucích k poklesu úhrnné plodnosti na velmi nízkou úroveň. Důležité pro nás je, že tyto změny jsou nastartovány hledáním nové kvality partnerských vztahů. V této souvislosti je nejdůležitějším průvodním jevem pluralizace forem partnerského soužití, tedy zejména rozšíření nesezdaného soužití a zvýšení rozvodovosti. Je ovšem otázkou, zda bychom změny ve vývoji věkové homogamie v ČR od 80. let mohli připisovat druhé demografické tranzici, neboť tyto dva jevy se časově rozcházejí. Interpretace vývoje v posledním čtvrtstoletí by se již mohla opírat o nekategorizovaná data, nicméně tato analýza přesahuje rámec stati a je dalším námětem do budoucna.²⁶

Podle teorie má opakovaná volba svá zvláštní specifika. Buď se lidé učí chybami a podruhé vybírají pečlivěji, a nebo mají méně příležitostí, neboť čas na sňatkovém trhu plyne neúprosně. V českých poměrech se z těchto dvou alternativních hypotéz [viz Gelissen 2003] ukazuje jako platná spíše ta druhá. V opakovaném sňatku mají ženy i muži přibližně poloviční šanci najít věkově blízkého partnera oproti prvnímu pokusu. Heterogamie opakované volby má však ještě tu vlastnost, že je z hlediska šancí mnohem symetričtější pro muže i pro ženy.

Vývoj věkové homogamie a zejména poměru tradiční a netradiční heterogamie,²⁷ můžeme vnímat jako důležitý indikátor proměn genderových rolí [Shorter

²⁴ Průměrný sňatkový věk je v populaci opakovaných sňatků přibližně o sedm až deset let vyšší, s větším rozdílem mezi mužem a ženou. (Například v roce 2000 činil tento průměr zhruba 35 let pro ženy a 39 let pro muže.)

²⁵ Což znamená, že na základě deskriptivních statistik pozorujeme mírný nárůst, či stagnaci homogamie, zatímco log-lineární modely poukazují na stagnaci, či mírný pokles. S podobnými rozpory se setkává také Poppel et al. [2001] v nizozemských datech od 70. let 20. století.

²⁶ Blíže k tomu také Zeman [2006].

²⁷ K definici tradiční/netradiční homogamie viz pozn. 5, s. 721.

1977, Bozon 1991]. U prvních sňatků se sice celkově zvyšuje šance na věkově homogamní manželství, nepoměr mezi tradiční a netradiční heterogamií však zůstává podobný, i když se mírně vyvíjí směrem k větší symetrii. Z tohoto hlediska jsou pro nás zajímavé opakované sňatky, které jsou sice heterogamnější, ale netradiční heterogamie je zde téměř stejně pravděpodobná jako tradiční. Mluvíme-li totiž o proměně genderových rolí ve společnosti, musíme brát v úvahu spíše sumu existujících manželství než uzavírané sňatky. Vzhledem k relativnímu nárůstu opakovaných sňatků hrají charakteristiky opakované volby v celkové podobě instituce manželství stále větší roli. Na základě zjištění o vývoji relativní homogamie je tedy možné konstatovat, že v ČR existuje tendence k oslabování mužské dominance v symbolické oblasti věkového rozdílu. Tyto výsledky však lze chápat s jistými omezeními, která pramení z definice souboru opakovaných sňatků.²⁸ Pro srovnání s prvními sňatky a sledování vývoje jsou tato omezení přijatelná, pro hlubší zkoumání toho, co se děje při opakované volbě, bychom museli dále rozlišovat pořadí sňatku u muže a u ženy.

PETR FUČÍK *v současnosti studuje doktorský studijní program sociologie na Fakultě sociálních studií Masarykovy univerzity v Brně, je zaměstnancem Institutu pro výzkum reprodukce a integrace společnosti při téže fakultě. Jeho výzkumným zájmem je sociologie rodiny, rozvodovost.*

Literatura

- Atkinson, M. P., B. L. Glass. 1985. „Marital age heterogamy and homogamy, 1900–1980.“ *Journal of Marriage and the Family* 47: 685–700.
- Becker, Garry S. 1981. *A Treatise on the Family*. Cambridge: Harvard University Press.
- Bhrolcháin, Máire Ni. 2001. „Flexibility in the Marriage Market.“ *Population: An English Selection* 13 (2): 9–47.
- Blossfeld, Hans-Peter, Andreas Timm (eds.). 2003. *Who Marries Whom? Educational Systems as Marriage Markets in Modern Societies*. Dordrecht: Kluwer Academic Publisher.
- Bozon, Michel. 1991. „Women and the Age Gap Between Spouses: An Accepted Domination?“ *Population: An English Selection* 3 (1991): 113–148.
- Bozon, Michel, Francois Heran. 1989. „Finding a Spouse: A Survey how French Couples Meet.“ *Population: An English Selection* 44 (1): 91–21.
- Český statistický úřad. 1921–2003. *Pohyb obyvatelstva 1919–20; 1925–27; 1928–30; 1934–37; 1938–40; 1945; 1950; 1955; 1959; 1965; 1970; 1975; 1980; 1985; 1990; 1992; 1994; 1996; 1998; 2000; 2002*. Praha: Český statistický úřad.
- Erikson, R., J. H. Goldthorpe. 1993. *The Constant Flux. A Study of Class Mobility in Industrial Societies*. Oxford: Clarendon Press.
- Gelissen, John. 2004. „Assortative Mating after Divorce: a Test of Two Competing Hypotheses Using Marginal Models.“ *Social Science Research* 33: 361–384.
- Giddens, Anthony. 1993. *The Transformation of Intimacy: Sexuality, Love and Eroticism in Modern Societies*. Cambridge: Polity Press.
- Hancock, R., R. Stuchbury, C. Tomassini. 2003. „Changes in the Distribution of Marital Age Differences in England and Wales, 1963 to 1998.“ *Population Trends* 114: 19–25.

- Hernan, Vera. 1990. „Age Irrelevancy in Society: The Test of Mate Selection.“ *Journal of Aging Studies* 4 (1): 81–95.
- Kaa, Dirk J. van de. 1997. „Options and Sequences: Europe’s Demographic Patterns.“ *Journal of the Australian Population Association* 14 (1): 1–29.
- Kalmijn, Matthijs. 1991a. „Shifting Boundaries: Trends in Religious and Educational Homogamy.“ *American Sociological Review* 56 (6): 786–800.
- Kalmijn, Matthijs. 1991b. *From Family Origins to Individual Destinations: The Changing Nature of Homogamy in the United States*. Unpublished Ph.D. dissertation. Los Angeles: University of California.
- Kalmijn, Matthijs. 1994. „Assortative Mating by Cultural and Economic Occupational Status.“ *American Journal of Sociology* 100 (2): 422–452.
- Kalmijn, Matthijs. 1998. „Intermarriage and Homogamy: Causes, Patterns, Trends.“ *Annual Review of Sociology* 24: 395–421.
- Katrňák, Tomáš. 2000. „Moderní partnerské vztahy a jejich proměna v době pozdní modernity“. *Sociologický časopis* 36 (3): 307–316.
- Katrňák, T., M. Kreidl, L. Fónadová. 2003. „Proměna manželské volby v novém sociálním kontextu? Vývoj vzdělanostní homogamie v české společnosti v letech 1988 až 2000.“ Pp. 97–124 in P. Mareš, T. Potočný (eds.). *Modernizace a česká rodina*. Brno: Barrister & Principal.
- Knoke, David, Peter J. Burke. 1980. *Log-Linear Models*. Beverly Hills: Sage.
- Mare, Robert D. 1991. „Five Decades of Educational Assortative Mating.“ *American Sociological Review* 56 (1): 15–32.
- Možný, Ivo, Ladislav Rabušic. 1998. „Česká rodina, sňatkový trh a reprodukční klima.“ Pp. 92–110 in J. Večerník (ed.). *Zpráva o vývoji české společnosti*. Praha: Academia.
- Oppenheimer, Valerie K. 1988. „A Theory of Marriage Timing.“ *American Journal of Sociology* 94 (3): 563–591.
- Parsons, Talcott. 1970. *Social Structure and Personality*. London: The Free Press.
- Poppel, Frans van, Aart C. Liefbroer, Jeroen K. Vermunt, Vilma Smeenk. 2001. „Love, necessity and opportunity: Changing patterns of marital age homogamy in the Netherlands, 1850–1993.“ *Population Studies* 55 (1): 1–13.
- Rabušic, Ladislav. 2001. *Kde ty všechny děti jsou? Porodnost v sociologické perspektivě*. Praha: Sociologické nakladatelství.
- Singly, François de. 1999. *Sociologie současné rodiny*. Praha: Portál.
- Shorter, Edward. 1977. *The Making of the Modern Family*. Glasgow: Fontana.
- Vossen, Ad P. 1999. „Preferences of young adults regarding their partner’s age: Specific patterns and the underlying argumentation. Results from a Dutch survey.“ *Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft* 24 (1): 65–85.
- Vermunt, Jeroen K. 1997. *LEM: A general program for the analysis of categorical data* [online]. Tilburg: Department of Methodology/WORC, Tilburg University [cit. 1. 9. 2004].
Dostupné z:
<<http://www.uvt.nl/faculteiten/fsw/organisatie/departementen/mto/software2.html>>.
- Xie, Yu. 1992. „The Log-Multiplicative Layer Effect Model for Comparing Mobility Tables“. *American Sociological Review* 57 (3): 380–395.
- Zeman, Kryštof. 2006. „Věk při sňatku a rozdíl mezi věkem ženicha a věkem nevěsty v České republice v letech 1991–2004.“ *Demografie* [online] 48 (1): 1–11 [cit. 20. 5. 2006].
Dostupné z:
<[http://www.czso.cz/csu/edicniplan.nsf/t/23002A9C6B/\\$File/Zeman.pdf](http://www.czso.cz/csu/edicniplan.nsf/t/23002A9C6B/$File/Zeman.pdf)>.