

**DETERMINANTY POKLESU SŇATEČNOSTI V DEVADESÁTÝCH LETECH  
DVACÁTÉHO STOLETÍ V ČESKÉ REPUBLICE\***

*Tomáš Katrňák*  
([katrnak@fss.muni.cz](mailto:katrnak@fss.muni.cz))

*verze 16. 9. 2003*

(vyjde v *Demografii* 2004, č. 1)  
(necitujte prosím bez svolení autora)

---

\* Napsání této stati bylo podpořeno grantem GAČR 403/01/1099 „Veřejnost, demografické procesy a populační politika – Česká republika 2001“. Za konzultaci některých statistických výpočtů děkuji Martinu Kreidlovi.

Když populace západní Evropy procházely podobnou proměnou demografického chování jakou v devadesátých letech dvacátého století prochází populace České republiky, Peter Berger a Hansfried Kellner (1964) tenkrát v závěru svého slavného článku konstatovali, že mladí lidé neuzavírají manželství proto, že by jim sňatek a rodina přestaly cokoli říkat, ale spíše proto, že manželství je pro ně natolik důležitou institucí, že jej nechtějí uzavřít s kýmkoliv. Partnera si mladí lidé pečlivě vybírají, rozvážně plánují, zdali a kolik budou mít děti a navíc, pokud nejsou v manželství zcela spokojeni, bez problémů se rozvádějí a hledají si partnera, který jim bude více vyhovovat.

Dnes už asi ne zjistíme, nakolik byl tento závěr poznamenán osobním přesvědčením autorů a nakolik se v něm obrážela skutečnost. Faktem ovšem zůstává, že podobné demografické změny, které byly v západní Evropě do jisté míry podmíněny kulturně a probíhaly pozvolna, jsou v české populaci kondenzovány do několika málo let a jejich rychlost překvapila nejednoho prognostika. Vedle poklesu porodnosti a nárůstu nemanželských dětí roste v české populaci v devadesátých letech především počet lidí, jež zůstávají svobodní. Zatímco v roce 1989 uzavřelo sňatek 73% mladých lidí (věková skupina 20-35 let) a pouze 27% z nich zůstalo svobodných, v roce 2001 v té samé věkové skupině již najdeme stejný podíl svobodných jako těch, jež se rozhodli pro manželství (viz graf 1). Tato skutečnost ovšem neznamena, že mladí lidé nemají partnery a partnerky, nebo že nežijí v nesezdaných soužitích. Jak jsem ukázal na jiném místě (Katrňák, 2002), změny v demografickém chování české populace doprovází proměna české rodiny od jedné normy párového soužití k pluralitě norem. Společnost, v níž byla legitimní jedna verze partnerského soužití, se proměňuje do společnosti, v níž se více verzí stává nejen legitimními, ale také žádoucími. Mladé lidé se pak mnohem více než kdy v minulosti rozhodují o způsobu partnerského soužití, přičemž uzavření sňatku je pouze jednou z palety možností, mezi nimiž se rozhodují.

### ***zde vlož graf 1***

Tato stat' testuje hypotézu, že z hlediska sňatečnosti česká populace prochází po roce 1989 stejnou změnou, již prošly o tři desetiletí dříve západoevropské populace, a kterou někteří autoři (srov. např. Rabušic, 1996, 1997, 2001; Možný, Rabušic, 1998) uchopují termínem druhá demografická tranzice.<sup>1</sup> Podle této hypotézy by v české

---

<sup>1</sup> Původní význam tohoto termínu, v širším slova smyslu konceptualizujícího demografické změny v polovině šedesátých let v západoevropských zemích a v užším slova smyslu označujícího pokles porodnosti pod míru reprodukovatelnosti obyvatelstva, viz van de Kaa (1994, 2003).

společnosti neměli uzavírat sňatky (a neměli zakládat případné rodiny) především mladí vzdělaní lidé, kteří díky svému vzdělání, hodnotové orientaci a možnostem na trhu práce volí jiné typy partnerského soužití než je manželský svazek, protože více vyhovují jejich životnímu stylu, úhlu pohledu na svět a celkovému pojetí života. Tento článek se tedy zabývá proměnou vlivu determinantů na uzavření sňatku v průběhu devadesátých let a pokouší se odpovědět na otázku, zdali to jsou především mladí vzdělaní lidé, kteří na rozdíl od méně vzdělaných lidí, rozšiřují skupinu svobodných v české společnosti.

### **Data, jejich deskripce a způsob analýzy**

Data, která budeme analyzovat, pocházejí ze *Sčítání lidu, domů a bytů* z roku 1991 a 2001 (viz tabulka 1). Údaje zobrazené grafem 1 v roce 1991 (73% mladých lidí, kteří uzavřeli sňatek, oproti 27% lidí, jež zůstali svobodní) a v roce 2001 (50% mladých, kteří uzavřeli sňatek, oproti 50%, jež zůstali svobodní) zachycuje poslední řádek tabulky 1. Každý vyšší řádek v tabulce pak tyto údaje rozkládá podle jednotlivých proměnných.

Rozdíly v tabulkových podílech naznačují, že z hlediska pohlaví mezi lety 1991 a 2001 přibylo o něco více svobodných žen než mužů (rozdíl 25% : 23%), z hlediska pohlaví a věku přibylo nejvíce svobodných žen v nejmladší věkové skupině, a z hlediska pohlaví, věku a vzdělání je největší nárůst svobodných u vysokoškolsky vzdělaných žen v mladších věkových skupinách (ve věku 20-24 let je rozdíl 48%, ve věku 25-29 let je tento rozdíl 34%) a vysokoškolsky vzdělaných mužů rovněž v mladších věkových skupinách (ve věku 20-24 let je rozdíl 35%, ve věku 25-29 let je tento rozdíl 34%). V nejstarší věkové skupině (30-35 let) nárůst svobodných pak není mezi roky 1991 a 2001 tak dramatický a jeho velikost je oproti mladším věkovým skupinám podle vzdělání poměrně vyrovnaná.

### ***zde vlož tabulku 1 (celá stránka)***

Abychom zjistili efekt jednotlivých proměnných na rozhodnutí člověka uzavřít sňatek, použijeme jako analytický nástroj logistickou regresi. Vysvětlovanou (závisle) proměnnou bude *rodinný stav* člověka (0 svobodný, 1 uzavřel/a sňatek) a vysvětlujícími (nezávisle) proměnnými budou *rok* (1 1991, 2 2001), *pohlaví* (1 muž, 2 žena), *věk* (1 20-24 let, 2 25-29 let, 3 30-35 let) a *vzdělání* (1 základní, 2 vyučen/a, 3 středoškolské, 4 vysokoškolské). Na podkladě odhadnutého a nejlépe sedícího logitového modelu na data pak budeme moci rozpoznat strukturu dat, identifikovat vliv jednotlivých nezávisle

proměnných na variaci závisle proměnné a nakonec i ukázat, jak se tento vliv změnil mezi roky 1991 a 2001.

### **Zjištění a interpretace**

Koeficienty tří odhadnutých logitových modelů představuje tabulka 2.<sup>2</sup> Model (1) obsahuje hlavní efekty nezávisle proměnných a nepředpokládá změnu vlivu vysvětlujících proměnných na vysvětlovanou proměnnou v čase. Další dva modely vycházejí z tohoto modelu, přičemž se od něj liší počtem interakcí,<sup>3</sup> které k němu přidávají. Model (2) obsahuje navíc interakci mezi rokem a pohlavím (předpoklad, že efekt času poznamenal uzavírání sňatků u mužů a žen), interakci mezi rokem a věkem (předpoklad, že efekt času poznamenal věk, kdy člověk uzavírá sňatek) a interakci mezi rokem a vzděláním (předpoklad, že čas ovlivnil počet lidí podle vzdělání, kteří vstupují do manželství). Model (3) obsahuje ještě navíc interakci mezi věkem a vzděláním a interakci mezi pohlavím a vzděláním a předpokládá, že jednak věk ovlivňuje vzdělání a jednak pohlaví vzdělanostní stupeň, který člověk získá.

### ***zde vlož tabulku 2***

Jelikož se jedná o vyčerpávající šetření, nemůžeme při volbě nejvhodnějšího modelu použít testovací kritéria statistické inference. Nicméně to neznamená, že bychom měli na techniku logistické regrese rezignovat a zjištění, které přináší, nebrat v potaz. Pro použití logistické regrese v našem případě existují tři důvody.

Za prvé: máme agregovaná data uspořádaná do tabulky o pěti rozměrech (rok, pohlaví, věk, vzdělání a rodinný stav). Vztahy mezi jednotlivými proměnnými v takovém

---

<sup>2</sup> Z hlediska interpretace jsou pro nás v logistické regresi nejměrodatnější vedle regresních koeficientů ( $b$ ) především exponenciované koeficienty ( $e^b$ ), které interpretujeme jako poměry šancí, a jejich procentuální vyjádření (%). Exponenciované koeficienty mohou nabývat hodnot od 0 do  $\infty$ . Přitom hodnota 1 znamená, že se s proměnou nezávisle (vysvětlující) proměnné o jeden stupeň nemění šance na změnu v závisle (vysvětlované) proměnné. Hodnoty větší než 1 u nezávisle proměnné znamenají vyšší šance na proměnu v závisle proměnné a hodnoty menší než 1 u nezávisle proměnné pak nižší šance na proměnu závisle proměnné (% v tabulce pak ukazují ten samý údaj, ovšem v procentuálním vyjádření). Poměr šancí vyjádřený jako  $1/e^b$  znamená vliv kontrastní varianty nezávisle proměnné na závisle proměnnou a jeho interpretace je stejná. Pozoruhodnou vlastností logistické regrese přitom je, že efekt poměru šancí zůstává konstantní bez ohledu na velikost hodnot kovariátů v rovnici (více k tomu srov. Long, 1997; Powers, Xie, 2000; Long, Freese, 2001; Hosmer, Lemeshow, 2001; Gould, 2000). Odhady všech modelů jsem provedl v programu STATA. Dofiles a vstupní soubory poskytnu na požádání (katrnak@fss.muni.cz).

<sup>3</sup> Obecně řečeno, interakce mezi dvěma vysvětlujícími proměnnými znamená, že vliv jedné proměnné není stejný podle druhé proměnné. Variace druhé vysvětlující proměnné ovlivňuje vliv první vysvětlující proměnné na vysvětlovanou proměnnou.

případě klasickými koeficienty asociace nemůžeme postihnout. Musíme odhadnout model, který ukáže strukturu dat.

Za druhé: kdybychom předpokládali, že česká populace je reprezentativním výběrem ze souboru podobných populací, například populací zemí bývalého sovětského bloku, což s ohledem na podobnost a intenzitu demografických, sociálních a politických trendů, k nimž ve všech postsocialistických zemích v průběhu devadesátých let dochází, předpokládat můžeme, pak testové statistiky význam mají a jejich velikost nás opravňuje pro volbu toho nejvhodnějšího modelu.

A za třetí: i když při výběru nejvhodnějšího modelu spoléhání se na testovací kritéria není ve skutečnosti zdůvodněné, přesto lze intuitivně na podkladě změn distribucí vysvětlujících proměnných v průběhu devadesátých let rozhodnout, které vztahy mezi nimi by v modelech neměly scházet a které naopak nejsou substantivně příliš významné. Když vyjdeme z modelu (1), který obsahuje hlavní efekty nezávisle proměnných, a zajímá-li nás proměna vlivu nezávisle proměnných na variaci závisle proměnné, tak by v modelu neměla chybět interakce času a ostatních vysvětlujících proměnných (model 2). Dále bychom neměli opomenout interakci mezi věkem a vzděláním, která kvůli hierarchicky uspořádanému vzdělanostnímu systému podle věku je nabíledni a interakci mezi pohlavím a vzděláním, protože vzdělanostní kategorie nejsou v české populaci z hlediska pohlaví rovnoměrně obsazeny (model 3). Přidání další interakce mezi pohlavím, věkem a vzděláním, jež rozložení dat v tabulce může ještě smysluplně ovlivňovat, již velikosti odhadnutých koeficientů prakticky neproměnilo (pouze přiblížilo velikost testovacích kritérií k jejich hodnotám u saturovaného modelu), a proto jsem se rozhodl data interpretovat na základě modelu (3).

Podle interakce mezi rokem a pohlavím v tomto modelu efekt pohlaví na uzavření sňatku v průběhu devadesátých let oslabil. Počet žen, jež se vdávají, vzhledem k počtu mužů, kteří se žení, mezi roky 1991 a 2001 poklesl o 19% a počet mužů, kteří se žení, vzhledem k počtu žen, jež se vdávají, naopak mezi těmito lety vzrostl o 23% (vypočítáno jako  $1/e^b$ ). Interakce mezi rokem a věkem přinášejí stejné zjištění jako demografická data o sňatečnosti: mladí lidé v České republice posouvají uzavření sňatku do pozdějšího věku. Konkrétně to znamená, že šance na uzavření sňatku ve věku 25 až 29 let vzrostla vzhledem k věku 20 až 24 let mezi roky 1991 a 2001 o 42% a ve věku 30 až 35 let vzhledem k věku 20 až 25 let dokonce o 145% (šance uzavřít sňatek naopak v nejmladší věkové skupině vzhledem ke skupině 25 až 30 let v tomto období poklesla o 30% a vzhledem k nejstarší věkové skupině poklesla o 60% (rovněž vypočítáno jako  $1/e^b$ )). A

konečně interakce mezi rokem a vzděláním ukazují, že se mezi roky 1991 a 2001 u každého vyššího vzdělanostního stupně vzhledem k základnímu vzdělání šance uzavřít sňatek přímo úměrně snížily (u lidí vyučených o 7%, u lidí středoškolsky vzdělaných o 23% a u lidí vysokoškolsky vzdělaných o 30%).

Rozrůstající se skupinu svobodných lidí v české populaci v devadesátých letech tvoří tedy lidé mladší, s vyšším vzděláním a podíl žen se v ní postupně přibližuje podílu mužů. Nelze ovšem předpokládat, že by tito mladí svobodní a vzdělaní lidé nežili v partnerském svazku. Partneři a partnerky mají, váhají pouze uzavřít sňatek. V roce 2001<sup>4</sup> sice polovina české populace (51.3%) preferovala život v manželství, nicméně celá třetina (30.1%) a v ní především lidé mladší preferovali před uzavřením sňatku život v nesezdaném soužití (graf 2).<sup>5</sup> Tyto údaje naznačují, že mladí vzdělaní lidé, kteří jsou v české populaci zatím svobodní, se sice manželství jako způsobu partnerského soužití zcela nezřikají, nicméně jej chtějí uzavřít až poté, co si společný život s partnerem vyzkoušejí. Bergerova a Kellnerova (1964) hypotéza, jíž jsme tento článek otevřeli, o manželství jako pečlivě zváženém rozhodnutí, které je oproštěno od emocí a partneři je dělají po určité společně strávené době, se zdá být nosnou pro mladé svobodné v devadesátých letech v české populaci. Samozřejmě, že nemalá část mladých lidí právě kvůli společnému soužití s partnerem sňatek nikdy neuzavře a zůstane trvale svobodná. Nicméně jejich racionální postoj k manželství, související s celkovou proměnnou jejich demografického chování po roce 1989, se zdá být tím, co je odlišuje od předchozích generací mladých lidí v české společnosti.

***zde vlož graf 2***

## **Závěr**

V úvodu této stati jsme představili pokles sňatečnosti a nárůst svobodných v mladých věkových skupinách, k nimž dochází v průběhu devadesátých let v české populaci, a položili jsme si otázku, co jsou to za lidé, kteří neuzavírají sňatky a rozšiřují řady svobodných. Konkrétně jsme zjišťovali efekty vybraných faktorů mezi roky 1991 a 2001 na uzavření sňatku. Odhadli jsme logitový model pro vícerozměrná agregovaná data

<sup>4</sup> Údaje pocházejí z reprezentativního výzkumu *Druhý evropský výzkum možných účinků populační politiky ČR 2001*, krátce *PPA2*. Data byla sebrána na vzorku 1094 respondentů na přelomu října a listopadu v roce 2001.

<sup>5</sup> Ve stejném výzkumu třetina české populace (28,8%) považovala nárůst nesezdaných párů za dobrý trend. K podobnému závěru o přijatelnosti nesezdaného soužití v české populaci, ovšem na odlišných datech, došla rovněž Hamplová a Pikálková (2002).

z celé české populace a konstatovali jsme, že v průběhu devadesátých let dvacátého století z determinant uzavření sňatku oslabuje efekt ženského pohlaví a naopak posiluje efekt mužského pohlaví, posiluje vliv vyššího věku a výrazněji oslabuje efekt středoškolského a především vysokoškolského vzdělání. Jsou to mladí, vysokoškolsky vzdělaní lidé (spíše ženy), kteří v průběhu devadesátých let v české populaci neuzavírají sňatky. Hypotézu o druhé demografické tranzici, podle níž mladí vzdělaní lidé preferují před manželstvím spíše jiné typy partnerského soužití, jež více vyhovují jejich hodnotové orientaci, jejich názorům a individuální realizaci na trhu práce, se nám nepodařilo vyvrátit. Navíc naše analýza ukázala rostoucí efekt diferenciací ve sňatkovém chování podle vzdělanostních skupin v průběhu devadesátých let. Od nynějška bychom proto v analýzách sňatečnosti neměli opomíjet sociální strukturu a spíše než o sňatečnosti celé populace hovořit o sňatečnosti jednotlivých vzdělanostních skupin.

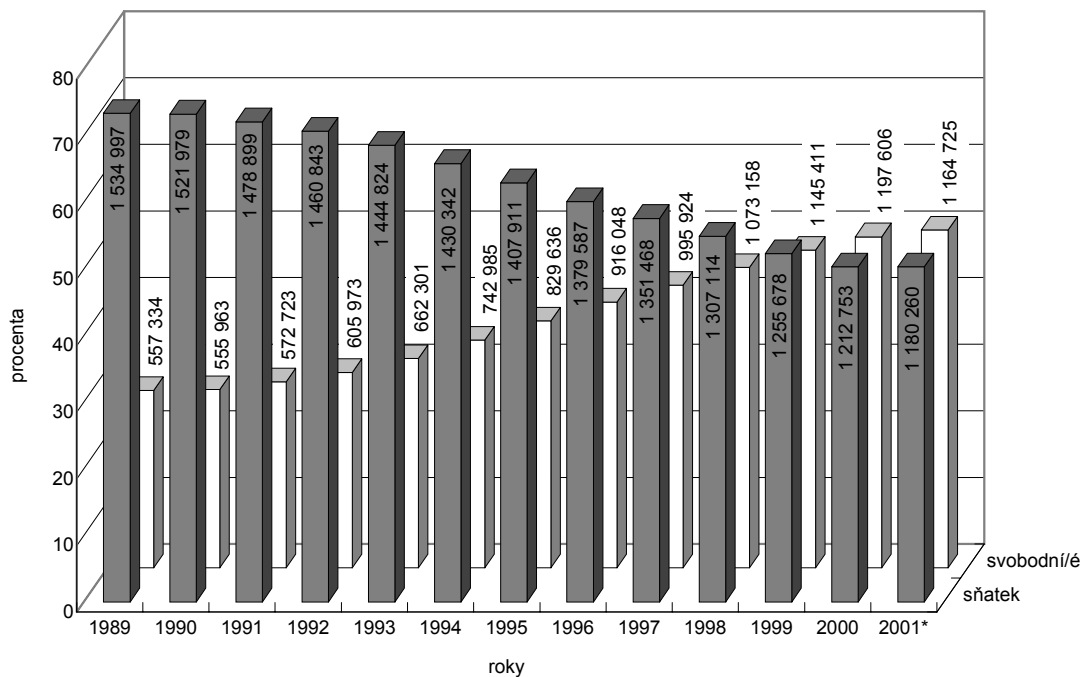
### Literatura

- Berger, L. Peter; Hansfried Kellner: „Marriage and the Construction of Reality.“  
*Diogenes* 46 (1964), str. 1-23.
- Gould, William: „Interpreting logistic regression in all its form.“ *Stata Technical Bulletin* STB 53, 2000, str. 19-29.
- Hamplová, Dana; Simona Pikálková: „Manželství, nesezdaná soužití a partnerský vztah.“  
In: Zdenka Mansfeldová, Milan Tuček: *Současná česká společnost: sociologické studie*. SOÚ, Praha 2002, str. 127-147.
- Hosmer, W. David; Stanley Lemeshow: *Applied Logistic Regression*. (2<sup>nd</sup> Edition),  
Wiley, New York 2001.
- Katrnák, Tomáš: „Proměny české rodiny v devadesátých letech.“ In: Vladimír Smékal,  
Petr Macek (Ed.): *Utváření a vývoj osobnosti: Psychologické, sociální a pedagogické aspekty*. Barrister & Principal, Brno 2002, str. 227-246.
- Long, J. Scott: *Regression Models for Categorical and Limited Dependent Variables*. Sage, Thousand Oaks 1997.
- Long, J. Scott; Jeremy Freese: *Regression Models for Categorical Outcomes Using Stata*.  
Stata Press, College Station 2001.
- Možný, Ivo; Ladislav Rabušic: Česká rodina, sňatkový trh a reprodukční klima. In: Jiří  
Večerník (Ed.): *Zpráva o vývoji České společnosti*. Academia, Praha 1998, str. 92-110.  
*Pohyb obyvatelstva v roce 1989 až 2000*. ČSÚ, Praha 1999 až 2001.
- Powers A. Daniel, Yu Xie: *Statistical Methods for Categorical Data Analysis*. Academic  
Press, San Diego 2000.
- Rabušic, Ladislav: „O současném vývoji manželského a rodinného chování v České  
republice.“ *Demografie* 38, 1996, č. 3, str. 173-180.
- Rabušic, Ladislav: „Polemicky k současným změnám charakteru reprodukce v ČR  
(sociologická perspektiva v demografii).“ *Demografie* 39, 1997, č. 2, str. 114-119.
- Rabušic, Ladislav: *Kde ty všechny děti jsou? Porodnost v sociologické perspektivě*. Slon,  
Praha 2001.
- Sčítání lidu, domů a bytů v roce 1991*. Český statistický úřad, Praha 2003 (agregovaná  
data).

- Sčítání lidu, domů a bytů v roce 2001*. Český statistický úřad, Praha 2003 (agregovaná data).
- van de Kaa, Dirk: „The Second Demographic Transition Revisited: Theories and Expectations.“ In. Beets, Gijs et al. (Eds.): *Population and Family in the Low Countries 1993*. Swets & Zeitlinger, Amsterdam 1994, str. 81-126.
- van de Kaa, Dirk: „Demographies in Transition: An Essay on Continuity and Discontinuity in Value Change.“ In. Irena E. Kotowska; Janina Jóźwiak (Eds.): *Population of Central and Eastern Europe. Challenges and Opportunities*. Statistical Publishing Establishment, Warsaw 2003, str. 641-663.



**Graf 1.** Lidé, kteří se rozhodli pro sňatek, versus svobodní a svobodné ve věkové skupině 20-35 let v letech 1989-2001 v ČR (v procentech)



Poznámka: Velikost sloupce označuje podíl, čísla ve sloupcích a nad sloupci jsou absolutními počty. V kategorii sňatek jsou lidé, kteří se rozhodli uzavřít sňatek, tedy ženatí a vdané, rozvedení a rozvedené a vdovci a vdovy. Údaje z roku 2001 jsou označeny \*, protože pocházejí ze Sčítání lidu, domů a bytů, zatímco předchozí údaje pocházejí z Pohybů obyvatelstva.

Pramen: Pohyb obyvatelstva 1989 až 2000, Sčítání lidu, domů a bytů v roce 2001.

**Tabulka 1. Rodinný stav obyvatelstva ve vzdělanostních skupinách podle pohlaví a věku v roce 1991 a v roce 2001 v České republice**

Věk	Pohlaví	Vzdělání	rok 1991				rok 2001				nárůst svobodných v %		
			Rodinný stav			Σ	Rodinný stav			Σ			
			svobodní	%	sňatek		%	svobodní	%			sňatek	%
20-24	muži	základní	20 321	66	10 643	34	30 964	32 430	88	4 270	12	36 700	22
		vyučen	111 684	63	66 326	37	178 010	156 426	87	23 520	13	179 946	24
		sš	91 569	73	34 111	27	125 680	181 589	95	10 018	5	191 607	22
		vš	6 695	60	4 538	40	11 233	13 098	95	713	5	13 811	35
	ženy	základní	9 580	31	21 243	69	30 823	21 341	68	10 037	32	31 378	37
		vyučena	33 777	26	94 803	74	128 580	69 257	64	39 376	36	108 633	38
		sš	68 334	42	93 593	58	161 927	206 435	83	41 341	17	247 776	41
		vš	3 764	39	5 837	61	9 601	14 849	87	2 146	13	16 995	48
25-29	muži	základní	12 783	40	19 186	60	31 969	18 001	63	10 572	37	28 573	23
		vyučen	40 338	24	131 511	76	171 849	107 571	50	109 872	50	217 443	26
		sš	24 650	26	69 123	74	93 773	76 785	56	60 361	44	137 146	20
		vš	16 332	34	31 542	66	47 874	32 576	68	15 440	32	48 016	34
	ženy	základní	5 366	13	35 352	87	40 718	9 850	36	17 208	64	27 058	23
		vyučena	8 380	7	108 842	93	117 222	38 041	24	123 927	76	161 968	17
		sš	14 463	11	122 946	89	137 409	59 129	33	120 268	67	179 397	22
		vš	7 154	19	30 938	81	38 092	24 432	53	21 917	47	46 349	34
30-34	muži	základní	10 598	31	23 988	69	34 586	8 692	40	13 150	60	21 842	9
		vyučen	24 528	14	157 620	86	182 148	38 855	23	128 273	77	167 128	9
		sš	8 510	12	65 094	88	73 604	23 547	22	82 541	78	106 088	10
		vš	6 413	13	42 708	87	49 121	12 769	27	34 305	73	47 074	14
	ženy	základní	4 184	7	57 516	93	61 700	4 251	17	20 455	83	24 706	10
		vyučena	4 152	3	116 821	97	120 973	10 050	8	113 036	92	123 086	5
		sš	5 995	5	105 398	95	111 393	13 332	9	127 992	91	141 324	4
		vš	3 592	10	33 358	90	36 950	6 954	17	34 037	83	40 991	7
Σ	muži		374 421	36	656 390	64	1 030 811	702 339	59	493 035	41	1 195 374	23
	ženy		168 741	17	826 647	83	995 388	477 921	42	671 740	58	1 149 661	25
Σ			543 162	27	1 483 037	73	2 026 199	1 180 260	50	1 164 725	50	2 345 035	23

Poznámka: Kategorie sňatek v proměnné rodinný stav označuje rozhodnutí pro manželský život a obsahuje stav vdaná/ženatý, rozvedená/rozvedený, vdovec/vdova.

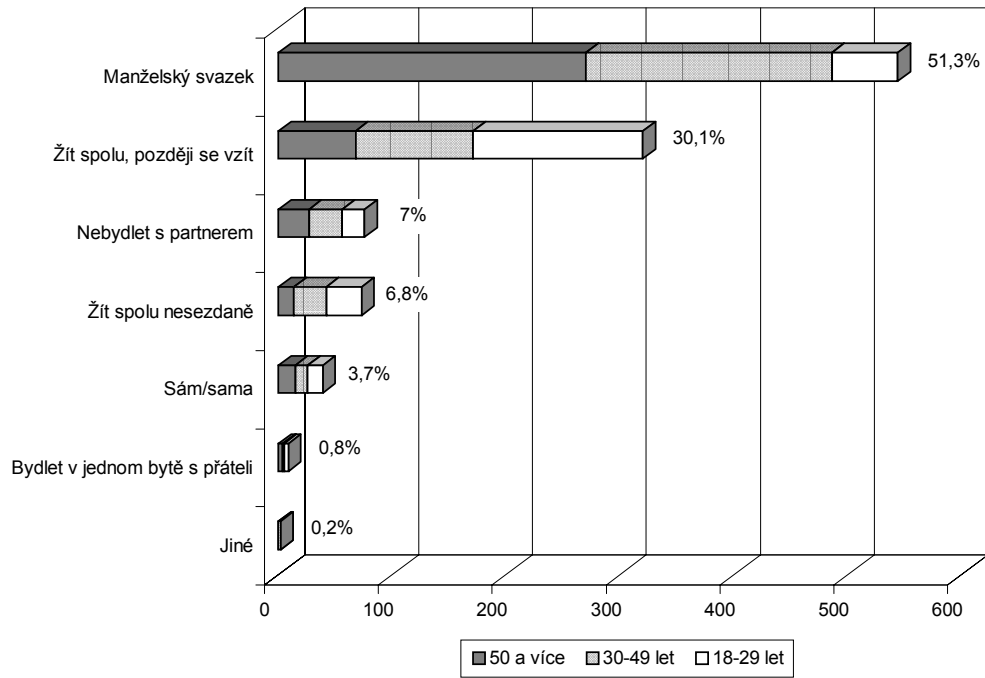
Pramen: Sčítání lidu, domů a bytů v roce 1991 a 2001 (datové soubory). Výpočty provedl ing. Josef Škrabal, Český statistický úřad, Praha 2003.

**Tabulka 2. Odhadnuté logitové modely pro uzavření sňatku podle pohlaví, věku a vzdělání mezi roky 1991 a 2001 v České republice**

proměnná	model (1)				model (2)				model (3)			
	b	z	e <sup>b</sup>	(%)	b	z	e <sup>b</sup>	(%)	b	z	e <sup>b</sup>	(%)
konstanta	-1.07	-230			-1.01	-162			-0.65	-76		
2001 rok	-1.32	-525	0.27	-73	-1.46	-157	0.23	-77	-1.39	-155	0.25	-75
žena	1.16	463	3.17	217	1.30	338	3.66	266	1.48	184	4.40	340
25-29 věk	1.83	652	6.21	520	1.65	389	5.18	418	1.05	112	2.90	190
30-34 věk	3.00	870	20.02	1902	2.41	479	11.09	1009	1.56	155	4.75	374
vyučení	0.56	125	1.75	75	0.56	91	1.75	75	0.20	23	1.23	23
sš	0.12	27	1.13	13	0.17	27	1.18	18	-0.33	-35	0.72	-28
vš	-0.18	-32	0.84	-16	0.06	8	1.07	7	-0.10	7	1.11	11
2001 X žena					-0.22	-44	0.80	-20	-0.22	-42	0.81	-19
2001 X 25-29					0.40	69	1.49	49	0.35	61	1.42	42
2001 X 30-35					1.02	148	2.76	176	0.90	128	2.45	145
2001 X vyučení					-0.06	-7	0.94	-6	-0.08	-9	0.93	-7
2001 X sš					-0.13	-15	0.88	-12	-0.26	-30	0.77	-23
2001 X vš					-0.45	-40	0.64	-36	-0.36	-33	0.70	-30
25-29 X vyučení									0.51	50	1.66	66
25-29 X sš									0.93	91	2.54	154
25-29 X vš									0.17	11	1.19	19
30-35 X vyučení									0.69	63	2.00	100
30-35 X sš									1.40	122	4.04	304
30-35 X vš									0.82	50	2.26	126
žena X vyučení									-0.14	-2	0.99	-1
žena X sš									-0.25	-29	0.78	-22
žena X vš									-0.70	-64	0.50	-50
X <sup>2</sup>		67	234.6			36	985.5			4	204.3	
G <sup>2</sup>		64	627.3			36	288.9			4	190.1	
df			40				34				25	
Log L		-2	156	030.6		-2	141	861.4		-2	125	812
Model $\chi^2$		1	550	790.3		1	579	128.7		1	611	227.5
df $\chi^2$			7				13				22	
BIC		-62	526	414.3		-62	554	661		-62	586	622.1

Poznámka:  $X^2$  je Pearsonův chí-kvadrát a  $G^2$  je poměr maximální věrohodnosti. Obě statistiky s ohledem na *df.* (stupně volnosti, z anglického *degrees of freedom*), což je v tomto případě počet omezení, ukazují, jak dobře odhadnutý model predikuje pozorovaná data, neboli nakolik se liší od saturovaného modelu (model, který obsahuje všechny varianty, jež strukturu dat ovlivňují). *Log L* a *model  $\chi^2$*  jsou statistiky, které s ohledem na *df.*, což je v tomto případě počet proměnných, srovnávají sednutí odhadnutého modelu na data se sednutím nulového modelu na data (všechny parametry s výjimkou konstanty jsou rovny 0). *BIC* je Bayesovské informační kritérium, obecně platí, že čím nižší zápornou hodnotu má, tím lépe odhadnutý model reprodukuje pozorovaná data.

Graf 2. Preference partnerského soužití



Pramen: PPA2 (2001)