

UNIVERZITA KARLOVA

Přírodovědecká fakulta

Katedra demografie a geodemografie

DIPLOMOVÁ PRÁCE

2021

Maria Retter

Univerzita Karlova
Přírodovědecká fakulta

Demografie



Maria Retter

Vliv úrovně plodnosti žen na jejich zaměstnanost v USA mezi lety 1987 a 2003
The effect of female fertility on their employment in the United States between 1987
and 2003

Diplomová práce

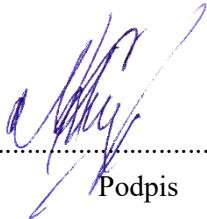
Vedoucí práce: RNDr. Olga Kurtinová, Ph. D.

Praha, 2021

Čestné prohlášení:

Prohlašuji, že jsem závěrečnou práci na téma „Vliv úrovně plodnosti žen na jejich zaměstnanost v USA mezi lety 1987 a 2003“ zpracovala samostatně a že jsem uvedla všechny použité informační prameny a literaturu. Tato práce ani její podstatná část nebyla předložena k získání jiného nebo stejného akademického titulu.

V Praze dne 11. 12. 2020


.....
Podpis

Poděkování:

Mé poděkování patří RDNr. Olze Kurtinové, Ph.D., vedoucí této diplomové práce za odborné vedení, za velmi cenné rady a připomínky k předkládané práci, za ochotu kdykoliv pomoci i navzdory časovým omezením, za trpělivost a čas strávený nad čtením průběžných verzí a síly které mi v průběhu zpracování věnovala. Dále bych chtěla poděkovat své rodině za to, že mi umožnila studovat na vysoké škole. Také bych ráda poděkovala všem svým nejbližším lidem, kteří mi trpělivě poskytli svoji podporu během tvorby této práce.

Vliv úrovně plodnosti žen na jejich zaměstnanost v USA mezi lety 1987 a 2003

Abstrakt

Diplomová práce je zaměřena na odhalení vztahu mezi úrovní plodnosti a zaměstnanosti žen v USA na základě dat longitudinálního šetření, které se uskutečnilo ve třech vlnách v letech 1987–1988, 1992–1994 a 2001–2003 s ohledem na populační vývoj od druhé poloviny 20. století. Cílem je prozkoumat existenci vztahu mezi plodností žen a jejich zaměstnaností s ohledem na přítomnost dětí v domácnosti, charakteristikami ženy, jako úroveň dosaženého vzdělání, rodinný stav a věk. Aplikována je metoda binární a multinomické vícenásobné logistické regrese. Výsledkem analýzy je, že poměr šancí ženy být zaměstnanou je statisticky signifikantně ovlivněn počtem dětí, věkem dětí přítomných v domácnosti a úrovní dosaženého vzdělání na souboru dat šetření první a druhé vlny. Na poměr šancí ženy být zaměstnanou má určitý vliv i rodinný stav a věk ženy. Dalším poznatkem je, že poměr šancí ženy zůstat, přijít nebo sehnat nové zaměstnání je také ovlivněno počtem nově přibylých dětí v domácnosti, úrovní dosaženého vzdělání a věkem ženy.

Klíčová slova: Populační vývoj, plodnost, zaměstnanost žen, USA, logistická regrese

The effect of female fertility on their employment in the United States between 1987 and 2003

Abstract

The master thesis is focused on discovering the relationship between female fertility levels and women's employment in the US based on data from longitudinal surveys, which happened in three waves in 1987–1988, 1992–1994 and 2001–2003, in regards to the demographic trends since the second half of the 20th century. The aim is to examine the existence of a relationship between female fertility and their employment depending on the number of children in the household, their education level, marital status and age. The method of binary and multinomial multiple logistic regression is applied. The result of the analysis is that the women's odds ratio of being employed is statistically significantly affected by the number of children, the age of children present in the household and the level of education in the first and second wave of the survey data set. The women's odds ratio of being employed is also influenced by the women's marital status and age. Another finding is that the women's odds ratio of staying, coming or finding a new job is also affected by the number of new children in the household, the level of education and age.

Keywords: Demographic trends, fertility, women's employment, USA, logistic regression

OBSAH

Přehled použitých zkratk	13
Seznam tabulek	14
Seznam obrázků	17
Seznam příloh	19
Úvod	22
1 Obecná východiska výzkumu	24
2 Výzkumné otázky a hypotézy	30
3 Zdroje dat	32
4 Metody výzkumu	34
5 Socioekonomické podmínky	38
6 Populační vývoj obyvatelstva Spojených států amerických od roku 1950 po současnost	41
6.1 Vývoj počtu, sklady a pohlavně-věkové struktury obyvatelstva USA	41
6.1.1 Vývoj počtu obyvatelstva	41
6.1.2 Pohlavně věková struktura obyvatelstva	43
6.1.3 Struktura obyvatelstva dle rasy	46
6.1.4 Struktura obyvatelstva dle vzdělání.....	48
6.2 Úmrtnost.....	49
6.3 Porodnost	55
6.4 Potratovost.....	64
6.5 Sňatečnost	70
6.6 Rozvodovost.....	77
6.7 Migrace	83
7 Analýza dat z národního průzkumu rodin a domácností	90
7.1 Popis souboru	90
7.1.1 Exploratorní analýza.....	93

7.1.2	Chybějící hodnoty.....	94
7.1.3	Meziskupinová porovnání	94
7.1.4	Testování nezávislosti v kontingenčních tabulkách	95
7.2	Logistický model.....	102
7.3	Obecná analýza	103
7.3.1	První vlna šetření 1987–1988	103
7.3.2	Druhá vlna šetření 1992–1994.....	105
7.3.3	Třetí vlna šetření 2001–2003	107
7.4	Dílčí analýza	108
7.5	Diagnostika výsledných modelů.....	113
7.6	Longitudinální pohled.....	114
7.7	Multinomická logistická regrese	125
	Závěr	129
	Seznam použité literatury.....	135
	Přílohy.....	148

Přehled použitých zkratk

aj.	a jiné
CDC	Centers for Disease Control and Prevention
CIR	Comprehensive Immigration Reform
EU	Evropská unie
Eurostat	statistický úřad Evropské unie
G7	Group of Seven
HDP	hrubý domácí produkt
ILO	International Labour Organization
IRCA	Immigration and Reform Control Act
IRCA	Immigration and Reform Control Act
LPR	Legální trvalí obyvatelé
MISSOC	informační systém o sociální ochraně členských zemí
NCES	National Center for Education Statistics
NCHS	National Center for Health Statistics U. S.
NSFG	National Survey of Family Growth
OECD	The Organisation for Economic Co-operation and Development
OSN	Organizace spojených národů (UN – United Nations)
PAYG	pay as you go
ROC	receiver Operator Characteristic
SAW	special Agricultural Workers
SAW	special Agricultural Workers
SIDS	syndrom náhlého úmrtí kojenců
tj.	to je
tzn.	to znamená
Tzv.	tak zvaných
ÚPT	umělé přerušení těhotenství
USD	americký dolar

Seznam tabulek

Tab. 1 – Základní ukazatele zaměstnanosti, nezaměstnanosti a mediánového příjmu za týden dle pohlaví v USA ve vybraných letech.....	39
Tab. 2 – Základní ukazatele pohlavně-věkové struktury obyvatelstva USA ve vybraných letech 1960, 1970, 1980, 1990, 2000, 2010, 2015 a 2018	42
Tab. 3 – Základní ukazatele úmrtnosti obyvatelstva USA ve vybraných letech 1950, 1960, 1970, 1980, 1990, 2000, 2010 a 2015	49
Tab. 4 – Naděje dožití při narození v USA podle pohlaví v letech 1950–2019	52
Tab. 5 – Základní ukazatele porodnosti obyvatelstva USA ve vybraných letech 1950, 1960, 1970, 1980, 1990, 2000, 2010 a 2015.....	57
Tab. 6 – Míry plodnosti žen, počet živě narozených dětí na 1 000 žen v dané věkové skupině v USA ve vybraných letech 1970, 1980, 1990, 2000, 2010, 2015 a 2018..	59
Tab. 7 – Základní ukazatele potratovosti obyvatelstva USA ve vybraných letech 1950, 1960, 1970, 1980, 1990, 2000, 2010 a 2015.....	67
Tab. 8 – Základní ukazatele sňatečnosti obyvatelstva USA ve vybraných letech 1950, 1960, 1970, 1980, 1990, 2000, 2010, 2015 a 2018	71
Tab. 9 – Základní ukazatele rozvodovosti obyvatelstva USA ve vybraných letech 1950, 1960, 1970, 1980, 1990, 2000, 2010, 2015 a 2018	77
Tab. 10 – Základní ukazatele migrace obyvatelstva USA ve vybraných letech 1960, 1970, 1980, 1990, 2010 a 2015.....	86
Tab. 11 – Přehled použitých proměnných a jejich kódování pro všechny tři vlny šetření NSFH.....	93
Tab. 12 – Zjištěné chybějící hodnoty v souborech za 3 vlny šetření NFSH	94
Tab. 13 – Testovací statistiky Kruskalův-Wallisův a Wilcoxonův testu a jejich statistická významnost.....	95
Tab. 14 – Významné asociace mezi proměnnou zaměstnanosti a kategoriálními proměnnými první vlna, 1987–1988	96
Tab. 15 – Významné asociace mezi proměnnou zaměstnanosti a kategoriálními proměnnými druhá vlna, 1992–1994.....	96
Tab. 16 – Významné asociace mezi proměnnou zaměstnanosti a kategoriálními proměnnými třetí vlna, 2001–2003	96
Tab. 17 – Tabulka četnosti dle počtu dětí a dosaženého vzdělání ženy pro první vlnu v období 1987–1988, v procentech	97

Tab. 18 – Tabulka četnosti dle rodinného stavu a dosaženého vzdělání ženy pro první vlnu v období 1987–1988, v procentech	98
Tab. 19 – Tabulka četnosti dle zaměstnanosti a dosaženého vzdělání ženy pro první vlnu v období 1987–1988, v procentech	98
Tab. 20 – Tabulka četnosti dle počtu dětí a dosaženého vzdělání ženy pro druhou vlnu v období 1992–1994, v procentech	99
Tab. 21 – Tabulka četnosti dle rodinného stavu a dosaženého vzdělání ženy pro druhou vlnu v období 1992–1994, v procentech	99
Tab. 22 – Tabulka četnosti dle zaměstnanosti a dosaženého vzdělání ženy pro druhou vlnu v období 1992–1994, v procentech	100
Tab. 23 – Tabulka četnosti dle počtu dětí a dosaženého vzdělání ženy pro třetí vlnu v období 2001–2003, v procentech	101
Tab. 24 – Tabulka četnosti dle rodinného stavu a dosaženého vzdělání ženy pro třetí vlnu v období 2001–2003, v procentech	101
Tab. 25 – Tabulka četnosti dle zaměstnanosti a dosaženého vzdělání ženy pro třetí vlnu v období 2001–2003, v procentech	102
Tab. 26 – Poměr šancí (OR) pro druhou vlnu šetření, obecná analýza	104
Tab. 27 – Poměr šancí (OR) pro druhou vlnu šetření, obecná analýza	106
Tab. 28 – Poměr šancí (OR) pro třetí vlnu šetření, obecná analýza	107
Tab. 29 – Poměr šancí (OR), statistická významnost jednotlivé proměnné, dílčí analýza, 3 vlny šetření	110
Tab. 30 – Poměr šancí (OR), statistická významnost jednotlivé proměnné, dílčí analýza, 2 vlny šetření	111
Tab. 31 – Tabulka testu a koeficienty pro diagnostiku kvality modelu pro obecnou a dílčí analýzu pro 3 vlny šetření	113
Tab. 32 – Počet a podíl žen dle počtu nově narozených a přibylých dětí ženám dle rodinného stavu a jeho změny mezi první vlnou šetření 1987–1988 a druhou vlnou 1992–1994	116
Tab. 33 – Počet a podíl žen dle počtu nově narozených a přibylých dětí ženám dle stavu soužití s manželem/partnerem a jeho změny mezi první vlnou šetřením 1987–1988 a druhou vlnou šetření 1992–1994	118
Tab. 34 – Počet a podíl žen dle počtu nově narozených a přibylých dětí ženám dle dosažené úrovně vzdělání a její změny mezi první vlnou šetřením 1987–1988	

a druhou vlnou šetření 1992–1994, absolutní počty, podíl na celkovém počtu žen v % 120

Tab. 35 – Počet a podíl žen dle počtu nově narozených a přibylých dětí ženám dle stavu zaměstnanosti ženy a změny mezi první vlnou šetřením 1987–1988 a druhou vlnou šetření 1992–1994, absolutní počty, podíl na celkovém počtu žen v % 122

Tab. 36 – Počet a podíl žen dle počtu dětí ženám dle problematického shánění prací déle než 2 měsíce mezi první vlnou šetřením 1987–1988 a druhou vlnou šetření 1992–1994, absolutní počty, podíl na celkovém počtu žen v % 124

Tab. 37 – Poměr šancí (OR) pro soubor se změnou mezi první a druhou vlnou, referenční skupina vysvětlované proměnné je stále nezaměstnaná 127

Seznam obrázků

Obr. 1 – Míra nezaměstnanosti dle pohlaví v USA v letech 1950–2019	40
Obr. 2 – Hrubá míra přirozeného přírůstku v USA za období 1970–2015.....	42
Obr. 3 – Věkové pyramidy USA ve vybraných letech (1950, 1980, 2000, 2010, 2018), absolutní počty	44
Obr. 4 – Mediánový věk populace USA v období 1970–2015.....	46
Obr. 5 – Věkové pyramidy podle ras v letech 1900, 1950 a 2000, Spojené státy americké	47
Obr. 6 – Věkové pyramidy obyvatelstva hispánského a nehispanického původu v letech 1980 a 2000, Spojené státy americké	48
Obr. 7 – Počet zemřelých v USA celkem a podle pohlaví v letech 1950–2015	50
Obr. 8 – Počet zemřelých kojenců v tisících a kvocient kojenecké úmrtnosti v USA v letech 1950–2015 podle pohlaví	51
Obr. 9 – Naděje dožití při narození v USA podle pohlaví v letech 1950–2017	53
Obr. 10 – Naděje dožití při narození v USA podle původu obyvatel a pohlaví v letech 2006–2017	54
Obr. 11 – Počet živě narozených dětí a hrubá míra plodnosti v USA v letech 1950–2015.....	56
Obr. 12 – Vývoj úhrnné plodnosti žen USA v letech 1950–2017	58
Obr. 13 – Počet dětí na 1000 žen podle věkových skupin v USA v letech 1970–2018	60
Obr. 14 – Průměrný věk matky při narození dítěte v USA od 1950 až 2020 po 5 letech	62
Obr. 15 – Počet živě narozených dětí podle legitimacy matky v USA v letech 1986–2015	64
Obr. 16 – Podíl ÚPT a samovolných potratů v USA v letech 1950–2010	66
Obr. 17 – Počet ÚPT v tisících v USA v letech 1950–2018	67
Obr. 18 – Obecná míra ÚPT žen v USA v letech 1970–2016.....	69
Obr. 19 – Absolutní počet uzavřených sňatků a hrubá míra sňatečnosti v USA v letech 1950–2018	72
Obr. 20 – Podíl vdaných žen dle věku ve vybraných letech 1970, 1980, 1990, 2000 a 2009 v USA.....	73
Obr. 21 – Podíl ženatých mužů dle věku ve vybraných letech 1970, 1980, 1990, 2000 a 2009 v USA.....	74
Obr. 22 – Mediánový věk při uzavření prvního sňatku dle pohlaví v USA v letech 1950–2019	75
Obr. 23 – Průměrný věk prvního sňatku v USA v letech 1970, 1980, 1990, 2000 a 2009	76
Obr. 24 – Počet rozvodů a hrubá míra rozvodovosti v USA v letech 1950–2018.....	78
Obr. 25 – Podíl rozvedených žen na celkovém počtu žen v dané věkové skupině dle věku ve vybraných letech 1970, 1980, 1990, 2000 a 2009 v USA.....	81

Obr. 26 – Podíl rozvedených mužů na celkovém počtu mužů v dané věkové skupině dle věku ve vybraných letech 1970, 1980, 1990, 2000 a 2009 v USA	82
Obr. 27 – Populace celkem a populace imigrantů v milionech v USA v letech 1960–2015.....	85
Obr. 28 – Migrační saldo v USA v letech 1960–2015.....	87
Obr. 29 – Počet uprchlíků v USA v letech 1990–2018.....	88
Obr. 30 – Věkové rozložení žen v souboru první vlny šetření, 1987–1988, obecná analýza.....	91
Obr. 31 – Věkové rozložení žen v souboru druhé vlny šetření, 1992–1994obecná analýza.....	91
Obr. 32 – Věkové rozložení žen v souboru třetí vlny šetření, 2001–2003, obecná analýza.....	92
Obr. 33 – Mozaikový graf rozložení podílů žen dle jejich rodinného stavu a dle počtu nově narozených a přibylých dětí mezi první vlnou šetřením 1987–1988 a druhou vlnou 1992–1994.....	117
Obr. 34 – Mozaikový graf rozložení podílů žen dle stavu soužití s manželem/partnerem a dle počtu nově narozených a přibylých dětí ženám mezi první vlnou šetřením 1987–1988 a druhou vlnou šetření 1992–1994.....	119
Obr. 35 – Mozaikový graf rozložení podílů žen ženám dle dosažené úrovně vzdělání a dle počtu nově narozených a přibylých dětí mezi první vlnou šetřením 1987–1988 a druhou vlnou šetření 1992–1994.....	121
Obr. 36 – Mozaikový graf rozložení podílů žen dle stavu zaměstnanosti ženy a dle počtu nově narozených a přibylých dětí mezi první vlnou šetřením 1987–1988 a druhou vlnou šetření 1992–1994, absolutní počty.....	123

Seznam příloh

Příloha 1 – Popis, definice a vzorce použitých demografických ukazatelů pro popis populačního vývoje	148
Příloha 2 – ROC křivka obecné pojetí metody	154
Příloha 3 – Naděje dožití při narození v USA podle původu obyvatel a pohlaví v letech 2006–2017	154
Příloha 4 – Počet samovolných potratů v tisících v USA v letech 1950–2000	155
Příloha 5 – Počet mrtvě narozených po 20. týdnu těhotenství, samovolné potraty a ÚPT v USA v letech 1950–2000.....	156
Příloha 6 – Index umělé potratovosti v USA v letech 1970–2016.....	157
Příloha 7 – Podíl ženatých mužů dle věku ve vybraných letech 1970, 1980, 1990, 2000 a 2009 v USA.....	157
Příloha 8 – Podíl vdaných žen dle věku ve vybraných letech 1970, 1980, 1990, 2000 a 2009 v USA.....	157
Příloha 9 – Podíl svobodných mužů dle věku ve vybraných letech 1970, 1980, 1990, 2000 a 2009 v USA.....	158
Příloha 10 – Podíl svobodných žen dle věku ve vybraných letech 1970, 1980, 1990, 2000 a 2009 v USA.....	158
Příloha 11 – Podíl rozvedených mužů na celkovém počtu mužů v dané věkové skupině dle věku ve vybraných letech 1970, 1980, 1990, 2000 a 2009 v USA.....	158
Příloha 12 – Podíl rozvedených žen na celkovém počtu žen v dané věkové skupině dle věku ve vybraných letech 1970, 1980, 1990, 2000 a 2009 v USA	159
Příloha 13 – Hrubá míra migračního salda v USA v letech 1950–2019	159
Příloha 14 – Roční změna v procentech hrubé míry migračního salda v USA v letech 1951–2019	160
Příloha 15 – Obecná syntaxe PROC LOGISTIC, použitá v kontextu tyto práce, je následující (SAS Institute).....	160
Příloha 16 – Významnost jednotlivých vysvětlujících proměnných v modelu, výstup ze SAS, proc logistic, soubor pro první vlnu, obecná analýza	160
Příloha 17 – Významnost jednotlivých vysvětlujících proměnných v modelu, výstup ze SAS, proc logistic, soubor pro první vlnu, dílčí analýza	161
Příloha 18 – Významnost jednotlivých vysvětlujících proměnných v modelu, výstup ze SAS, proc logistic, soubor pro druhou vlnu, obecná analýza	161
Příloha 19 – Významnost jednotlivých vysvětlujících proměnných v modelu, výstup ze SAS, proc logistic, soubor pro druhou vlnu, dílčí analýza	161

Příloha 20 – Významnost jednotlivých vysvětlujících proměnných v modelu, výstup ze SAS, proc logistic, soubor pro třetí vlnu, obecná analýza.....	162
Příloha 21 – Významnost jednotlivých vysvětlujících proměnných v modelu, výstup ze SAS, proc logistic, soubor pro třetí vlnu, dílčí analýza.....	162
Příloha 22 – Hodnoty Akaikeovo informačního kritéria, R-kvadrát, upravený R-kvadrát	162
Příloha 23 – Intervaly spolehlivosti pro poměr šancí (OR) pro první vlnu, hladina významnosti 5 %, obecná analýza	163
Příloha 24 – Intervaly spolehlivosti pro poměr šancí (OR) pro druhou vlnu, hladina významnosti 5 %, obecná analýza	163
Příloha 25 – Intervaly spolehlivosti pro poměr šancí (OR) pro třetí vlnu, hladina významnosti 5 %, obecná analýza	164
Příloha 26 – Intervaly spolehlivosti pro poměr šancí (OR) pro první vlnu, hladina významnosti 5 %, dílčí analýza	164
Příloha 27 – Intervaly spolehlivosti pro poměr šancí (OR) pro druhou vlnu, hladina významnosti 5 %, dílčí analýza	165
Příloha 28 – Intervaly spolehlivosti pro poměr šancí (OR) pro třetí vlnu, hladina významnosti 5 %, dílčí analýza	165
Příloha 29 – ROC křivka – Konečný model pro predikci zaměstnanosti ženy v první vlně, obecná analýza.....	166
Příloha 30 – ROC křivka – Konečný model pro predikci zaměstnanosti ženy ve druhé vlně, obecná analýza.....	166
Příloha 31 – ROC křivka – Konečný model pro predikci zaměstnanosti ženy v třetí vlně, obecná analýza.....	167
Příloha 32 – ROC křivka – Konečný model pro predikci zaměstnanosti ženy ve první vlně, dílčí analýza model 1	167
Příloha 33 – ROC křivka – Konečný model pro predikci zaměstnanosti ženy ve druhé vlně, dílčí analýza, model 1	168
Příloha 34 – ROC křivka – Konečný model pro predikci zaměstnanosti ženy v třetí vlně, dílčí analýza.....	168
Příloha 35 – ROC křivka – Konečný model pro predikci zaměstnanosti ženy v první vlně, dílčí analýza, model 2	169
Příloha 36 – ROC křivka – Konečný model pro predikci zaměstnanosti ženy ve druhé vlně, dílčí analýza, model 2	169
Příloha 37 – Podíl žen se základním nebo středním vzděláním bez maturity na počtu všech žen, komu nově přibylo dítě dle rodinného stavu a jeho změny mezi první vlnou šetření 1987–1988 a druhou vlnou 1992–1994.....	170

Příloha 38 – Mozaikový graf rozložení podílu žen se základním nebo středním vzděláním bez maturity na počtu všech žen komu nově přibylo dítě dle rodinného stavu a jeho změny mezi první vlnou šetřením 1987–1988 a druhou vlnou 1992–1994	170
Příloha 39 – Podíl žen s ukončenou odbornou školou nebo středním vzděláním s maturitou na počtu všech žen, komu nově přibylo dítě dle rodinného stavu a jeho změny mezi první vlnou šetřením 1987–1988 a druhou vlnou 1992–1994.....	171
Příloha 40 – Mozaikový graf podílu žen s ukončenou odbornou školou nebo středním vzděláním s maturitou na počtu všech žen komu nově přibylo dítě dle rodinného stavu a jeho změny mezi první vlnou šetřením 1987–1988 a druhou vlnou 1992–1994	171
Příloha 41 – Podíl žen s vysokoškolským vzděláním na počtu všech žen, komu přibylo nově dítě dle rodinného stavu a jeho změny mezi první vlnou šetřením 1987–1988 a druhou vlnou 1992–1994.....	172
Příloha 42 – Mozaikový graf podílu žen s vysokoškolským vzděláním na počtu všech žen, komu nově přibylo dítě dle rodinného stavu a jeho změny mezi první vlnou šetřením 1987–1988 a druhou vlnou 1992–1994.....	172
Příloha 43 – Významnost jednotlivých vysvětlujících proměnných v modelu multinomické vícenásobné logistické regrese, vystup ze SAS, proc logistic, soubor pro změnu mezi první a druhou vlnou.....	173
Příloha 44 – Významnost modelu multinomické vícenásobné logistické regrese, vystup ze SAS, proc logistic, soubor pro změnu mezi první a druhou vlnou	173
Příloha 45 – Akaikeovo informační kritérium pro sestavený model multinomické vícenásobné logistické regrese, vystup ze SAS, proc logistic, soubor pro změnu mezi první a druhou vlnou.....	173
Příloha 46 – Významné asociace mezi kategoriálními proměnnými mezi první a druhou vlnou, pro model multinomické vícenásobné logistické regrese	174
Příloha 47 – Hodnoty asociace mezi ordinálními a kategoriálními proměnnými první vlna, 1987–1988	175
Příloha 48 – Hodnoty asociace mezi ordinálními a kategoriálními proměnnými druhá vlna, 1992–1994	176
Příloha 49 – Hodnoty asociace mezi ordinálními a kategoriálními proměnnými třetí vlna, 2001–2003	177

Úvod

Tato práce je zaměřena na odhalení vztahu mezi úrovní plodnosti a zaměstnanosti žen ve Spojených státech amerických mezi lety 1987 a 2003 s ohledem na populační vývoj od druhé poloviny 20. století. Vztah plodnosti a zaměstnanosti má velký vliv na hospodářský vývoj a produktivitu ekonomiky státu. Vzhledem k tomu, že americká ekonomika patří mezi nejsilnější ekonomiky světa, je zajímavé zkoumat, jaký vztah mezi úrovní plodností a jejich zaměstnaností v této zemi existuje. Úroveň plodnosti a zaměstnanosti je výrazně podmíněn celkovým populačním vývojem státu, proto dílčím cílem je prozkoumat i změny v jednotlivých demografických procesech USA od druhé poloviny 20. století.

V dnešní době, kdy ve vyspělých státech světa je úroveň plodnosti blízko nebo pod hranici prosté reprodukce, je i nadále vztah plodnosti a trhu práce aktuální téma. Je důležité odhalit důvody nízké úrovně plodnosti, co podmiňuje plodnost a jak přispět k případnému navýšení úrovně plodnosti. Pomocí dat longitudinálního šetření, které se ve Spojených státech uskutečnilo ve třech vlnách v letech 1987–1988, 1992–1994 a 2001–2003, se odhaluje vliv plodnosti na zaměstnanost žen. Cílem je prozkoumat existenci vztahu mezi plodností žen a jejich zaměstnaností s ohledem na přítomnost dětí v domácnosti (jejich počtem a věkem), charakteristikami ženy, jako úroveň dosaženého vzdělání, rodinný stav a věk. Použitou metodou je binární a multinomická vícenásobná logistická regrese, jejíž pomocí se modeluje poměr šancí ženy být zaměstnanou i napříč vlnami šetření.

Vývoj zaměstnanosti v USA mezi lety 1950 až 2019 vykazuje rostoucí absolutní počet zaměstnaných osob u obou pohlaví. Míry zaměstnanosti pro muže v celém období jsou vyšší než pro ženy, nicméně rozdíly mezi pohlavím se zmenšují. Míra nezaměstnanosti má naopak klesající tendenci i když hodnoty mají kolísavý charakter v celém období. Od 80. let 20. století jsou hodnoty míry nezaměstnanosti dost obdobné pro obě pohlaví, s tím, že nejvíce klesá míra nezaměstnanosti žen. Co se týče příjmu, tak mediánová hodnota roste pro obě pohlaví a rozdíly mezi muži a ženami klesají. Úroveň plodnosti v období mezi lety 1950 až 2018 klesá a po předchozím prudkém poklesu se začíná pomalu zvyšovat z hodnoty 1,7 dětí na 1 ženu v reprodukčním věku v roce 1980 na hodnotu 2,05 dětí na jednu ženu v roce 2008. V roce 2018 hodnota úhrnné plodnosti odpovídala 1,77 dětí na ženu. Ačkoliv došlo od 80. let k zvýšení hodnot úhrnné plodnosti, stále se pohybuje na úrovni prosté reprodukce a otázkou také je, do jaké míry je změna podmíněna ostatními demografickými procesy, jako např. migrací která má v populačním vývoji USA nezanedbatelné místo. Z uvedeného se může zdát, že plodnost žen v USA neovlivňuje negativně jejich zaměstnanost, jak by se dalo čekat z výzkumu a diskusí věnujících se harmonizaci práce a rodiny, protože obě proměnné v daném období rostly, nicméně opak je pravdou. Lze předpokládat, že jejich vztah není přímočarý a je tak nutné prozkoumat tento vztah ve větším detailu.

V této práci je vztah mezi zaměstnaností a plodností studován na vzorku žen longitudinálního šetření národního průzkumu rodin a domácností. Data tak umožňují vztah prozkoumat jak z průřezového pohledu, tak longitudinálního.

Struktura diplomové práce je následující. Na úvod navazuje první kapitola popisující obecná východiska práce, ve kterých je zahrnut přehled poznatků odborné literatury. Poté jsou ve druhé kapitole uvedeny cíle, výzkumné otázky a hypotézy této práce. Třetí kapitola je o zdrojích dat použitých pro analýzu populačního vývoje a analytickou část s logistickými regresemi. Poté následuje kapitola čtvrtá s popisem metod a pátá kapitola se základními socioekonomickými fakty o USA. Populační vývoj USA od druhé poloviny 20. století do současnosti na základě dostupných dat je popsán v sedmi podkapitolách dle jednotlivých demografických procesů. Poté je představena analytická část se základním popisem souboru dat, výsledky binární vícenásobné logistické regrese pro průřezová data a analýza vztahu zaměstnanosti a plodnosti žen z longitudinálního pohledu a multinomickou vícenásobnou logistickou regresí. Výsledky výzkumu spolu s omezeními jsou shrnuty v závěru práce.

Kapitola 1

Obecná východiska výzkumu

Již více než 30 let mají sociologové, demografové a ekonomové zájem o podstatu vztahu mezi plodností a zaměstnaností žen. Ačkoli je tento vztah široce zkoumán mnoha autory (Cramer, 1980; Felmler, 1993; Hout, 1978; Smith-Lovin and Tickamyer, 1978; Engelhardt, 2002), není jednoznačně jasné, zda přítomnost dítěte v rodině snižuje participaci ženy na trhu práce, nebo zda zaměstnání ženy snižuje pravděpodobnost, že porodí dítě, či jsou obě události vzájemně závislé (tj. platí obousměrné účinky). Nelze opomenout ani to, že vztah mezi plodností a zaměstnaností žen může být falešný a lze jej vysvětlit souborem exogenních proměnných. Zjištění kauzálního vztahu zaměstnanosti žen a jejich plodností je důležitá z hlediska zájmu o zvýšení účasti žen na trhu práce a následným pozitivním ekonomickým vývojem země (Spain a Bianchi, 1996; O'Connell a Bachu, 1987). Pochopení tohoto vztahu je důležité rovněž vzhledem ke zranitelnosti svobodných matek a jejich dětí vůči chudobě (McLanahan et al., 1989). S vyšším podílem žen na trhu práce je intenzivnější ekonomický růst. Vysoká participace žen na trhu práce zvyšuje celkovou produktivitu ekonomiky, zvyšuje ekonomickou diverzifikaci a rovnost příjmů kromě dalších pozitivních výsledků rozvoje (International Monetary Fund, 2018). Dle studie Budig (2003) se ukazuje, že vztah mezi zaměstnaností a plodností není falešný.

Jedním z aspektů působící na úroveň plodnosti a zaměstnanosti je povaha práce, kterou žena vykonává, a postoje ve společnosti k tomu, jaké zaměstnání je vhodné pro ženu. Acker (1990) a Williams (1995) tvrdí: „Kulturní názory o mužskosti a ženskosti jsou zabudovány do struktury pracovního světa“ (Williams, 1995, s. 9). Z tohoto pohledu jsou pracovní místa obvykle strukturována pro určité pohlaví přes obraz „ideálního pracovníka“, který nemá žádné mimopracovní povinnosti, např. není rozptylován rodinnými povinnostmi, a na kterého jsou kladeny obrovské časové nároky. Zaměstnavatelé tak mohou diskriminovat ženy svobodné, těhotné a s dětmi, obzvláště pro práce na plný úvazek, protože nesplňují tyto předpoklady. V důsledku této diskriminace pak zaměstnanost může snižovat úroveň plodnosti, či naopak úroveň plodnosti může snižovat zaměstnanost žen. Neoklasická ekonomická teorie vyrovnávání rozdílů zvoleného zaměstnání mezi muži a ženami naznačuje, že ženy si volí převážně ženská povolání, protože jsou více kompatibilní s rodinou (Polachek, 1981). Pokud si ženské povolání nezvolí, bude mít sníženou plodnost kvůli horší možnosti zakloubení práce a rodinných povinností.

Dalším aspektem působícím na studované procesy je lidský kapitál, zejména vzdělání a seberozvoj. Studie naznačují, že investice do lidského kapitálu zvyšují potenciální mzdu, i když tyto účinky nejsou vždy okamžité. Například vyšší úroveň vzdělání může způsobit strmější trend růstu

mzdy v průběhu celé kariéry, ale počáteční mzda může být nízká, a to i pro ty, kteří mají vysokoškolské vzdělání. Předpokládá se negativní korelace lidského kapitálu, který nevytváří okamžitě vysokou mzdu, s těhotenstvím i pro zaměstnané ženy, protože je více času investovaného do sebezvoje a vzdělávání, který se musí vyplatit. Jedinec dlouho studující nastupuje do práce s nízkou aktuální a potenciální vysokou mzdou a pracuje až se k vyšší mzdě dopracuje a až pak realizuje plodnost. Vyšší úroveň lidského kapitálu může povzbudit potenciální matky pokračovat v práci po celou dobu těhotenství s krátkým volnem po porodu. Výzkum Klermana a Leibowitze (1999) prokázal, že minulé zkušenosti se zaměstnavatelem zvyšují šanci na návrat do zaměstnání po porodu ke stejnému zaměstnavateli.

Dle další literatury vyšší počet let školní docházky snižuje plodnost v mladším věku. Za první školní docházka je činnost, která může snížit možnost chování, které může vést k těhotenství ve věku do 25 let. To se často označuje jako „efekt uvěznění“. Za druhé, vzdělání je investicí do lidského kapitálu a může ovlivnit načasování porodů i počet dětí. Efekt uvěznění je ze své podstaty dočasný. Pokud náklady na příležitost vzdělání ovlivňují plodnost v celoživotní perspektivě, musí to být prostřednictvím efektu lidského kapitálu. Ženy, které mají více let školní docházky, mají vyšší šanci zůstat bezdětné v některých vyspělejších státech např. Norsku (Propper et al., 2008). Naopak v jiných méně vyspělých státech vyšší úroveň vzdělání pouze oddaluje narození prvního dítěte, ale nemění výslednou velikost rodiny (Propper et al., 2008). Ženy s větším počtem let školní docházky mají nižší pravděpodobnost prvního porodu ve věkových skupinách do 25 let ve vyspělých státech. S každým rokem vzdělávání se navíc snižuje pravděpodobnost mateřství do věku 25 let o 8 p. b. Odůvodněná je upozorňující spojitost s vyšším počtem let školní docházky, zejména vysokoškolské způsobující odkládání prvního porodu na konec plodného období. To může mít nepříznivé důsledky, např. zvýšené riziko problémů s plodností ve vyšším věku a s tím spojené náklady v systému financovaném z veřejných prostředků jako systém zdravotní péče. Navíc se mohou měnit preference vysoce vzdělaných žen ohledně načasování prvního porodu z kariérních důvodů, většinou odkládají založení rodiny nejdéle ze všech vzdělanostních skupin. Nicméně počet let školní docházky, co se týče středního vzdělání, nevede prokazatelně k většímu počtu bezdětných žen nebo poklesu úhrnné plodnosti žen. Prokázáno je odkládání prvního porodu do vyššího věku (Propper et al., 2008).

Co se týče rostoucí úrovně vzdělání a zvyšování mzdy, aspekt lidského kapitálu zvyšuje náklady příležitosti mít děti a trávit čas mimo práci. Vzdělání může také zvýšit povědomí žen o antikoncepci a zvolení alternativních životních stylů, které nutně nezahrnují brzký sňatek a děti. S vyšší úrovní vzdělání také roste pravděpodobnost zaměstnanosti jak pro muže, tak ženy (Yousefy a Barateli, 2011; Riddell a Song, 2011; ILO 2019). Ze studie León (2004) pocházející z údajů USA mezi lety 1950 až 1990 je možné určit rozsah vztahu mezi školní docházkou a úhrnnou plodností. Zjištění je, že další 3 roky školní docházky vedou ke ztrátě v průměru 1 dítěte na 1 ženu, přičemž to není ovlivněno nižší úrovní sňatečnosti žen. Vzdělané ženy nemají nižší pravděpodobnost vdát se, ale uzavírají sňatek na konci jejich plodného životního cyklu, a to i bez nutnosti mít děti, což je v souladu s hypotézou, že vzdělání oddaluje věk uzavření manželství a založení rodiny. Autor uvádí, že větší pokles plodnosti v několika západních zemích, jako je Španělsko nebo Irsko, lze připsat zvýšenému podílu vysoce vzdělaných žen (León, 2004).

Dalším aspektem ovlivňujícím úroveň plodnosti a zaměstnanosti žen je sociální prostředí. Co se týká interakce vzdělání, sociálního statusu, zaměstnanosti a plodnosti, tak empirické výsledky z výzkumu Brand a Dwight (2011a) podporují sociologickou teorii vlivu vzdělání na úroveň plodnosti s ohledem na sociální status ženy. Zvýhodněné prostředí – emocionální podpora rodiny, finanční podpora po dobu studia, povzbuzení v průběhu studia od rodičů a přátel a výše příjmu rodičů, významně souvisí s včasným dokončením školy. Pokud tyto aspekty chybějí, tak sociální prostředí ženy je považováno za znevýhodněné prostředí. Vzdělané ženy ze znevýhodněného sociálního prostředí zdánlivě využívají vysokou školu pro ekonomický zisk a následně omezují plodnost, zatímco méně vzdělané ženy ze znevýhodněného prostředí mají obzvláště špatné výhledy na trhu práce a považují mateřství za své prostředky k osobnímu naplnění. Ze studie vyplývá, že vzdělané ženy se znevýhodněným sociálním zázemím mohou vnímat a setkávat se s vysokou mírou neslučitelnosti práce a plodnosti. Naopak vzdělané ženy se zvýhodněným sociálním zázemím mají větší pravděpodobnost k rovnostářským postojům genderových rolí v jejich prostředí, pocitu sebejistoty a sebevědomí. Zaměstnavatel je častěji ochoten se přizpůsobit jejich rodinným potřebám a manžel má častěji relativně vysokou mzdu pro finanční jistotu rodiny (McLanahan a Adams, 1987; Waite a Goldscheider, 1992). Finanční a sociální zdroje se promítají do pomoci v domácnosti a péče o děti, což umožňuje mít děti bez obav z toho, zda budou mít podporu a mohou si dovolit i přijít o zaměstnání.

Dle výzkumu Brand a Dwight (2011b) existuje také významný vliv na pravděpodobnost prvního porodu spojeného se studiem na vysoké škole, ale nikoli s dokončením vysoké školy. Studium na vysoké škole ovlivňuje odkládání prvního porodu a snižuje úroveň úhrnné plodnosti žen, ale na úroveň plodnosti nemá významný vliv dokončení vysoké školy. Vliv navštěvování nebo dokončení vysoké školy na ženy ze znevýhodněného prostředí se odráží nižší a opožděnou plodností než u žen ze stejného prostředí, které nenavštěvují vysokou školu. Vliv vysoké školy má menší negativní dopad na úroveň plodnosti pro ženy ze zvýhodněného prostředí. Dokonce pro ženy ze zvýhodněného prostředí s ukončenou vysokou školou může být opačný vliv a žena bude mít pravděpodobně více dětí než žena ze stejného prostředí, která z nějakého důvodu nedokončila vysokou školu. Vysokoškolské vzdělání má největší negativní vliv na plodnost žen, pro které není očekávané absolvování vysoké školy, tzn. se znevýhodněným zázemím, protože náklady vynaložené na vzdělání mohou být tak vysoké, že zůstane bezdětná. Z těchto poznatků vyplývá, že existuje významný rozdíl v perspektivě založení rodiny mezi vysoce vzdělanou ženou z prostředí zvýhodněného a znevýhodněného (Brand a Dwight, 2011a a 2011b).

Z další studie plyne, že zaměstnanost žen je negativně korelována s úhrnnou plodností a nesplněnou potřebou plánovaného rodičovství, a naopak je pozitivně korelována s užíváním antikoncepce, přičemž to platí pro ženy zaměstnané mimo zemědělskou sféru ve všech regionech světa (Behrman, 2020). Behrman (2020) ve svém výzkumu ukazuje, že těhotenství již zaměstnané ženy nemá velký vliv na zaměstnanost, zato zaměstnanost významně snižuje pravděpodobnost otěhotnění. Překvapující je významný pozitivní vliv proměnných jako touha ženy mít děti spolu s pracovní zkušeností a počtem let vzdělání na plodnost. Ukazuje se, že přispívají ke zvýšení pravděpodobnosti těhotenství ženy. Vysvětlením může být to, že ženy, které odložily porod dítěte na dobu po dokončení vzdělávání nebo pracovní kariéry, po dosažení určité úrovně úspěchu intenzivněji zakládají rodiny a v kratším období odrodí chtěný počet dětí. Dle studie Budig (2003)

na datech pro USA se ukazuje, že přítomnost dětí v předškolním věku snižuje pravděpodobnost zaměstnanosti ženy, naopak přítomnost starších dětí zvyšují šanci zaměstnanosti zejména na plný úvazek mezi vdanými matkami, a to platí ve větší či menší míře pro ženy bez ohledu na rasovou nebo etnickou skupinu. Zaměstnání na plný a částečný úvazek snižuje pravděpodobnost těhotenství pro všechny etnika. Pro nezaměstnané těhotné ženy klesá pravděpodobnost, že vstoupí do nového zaměstnání. Přítomnost dětí v předškolním věku také negativně ovlivňuje pravděpodobnost vstupu do zaměstnání. V kontrastu je přítomnost starších dětí v domácnosti, protože pozitivně ovlivňuje zaměstnání na plný úvazek. Na druhou stranu mají negativní vliv na částečné úvazky žen, protože větší děti jsou spojeny s vyššími náklady, a tudíž je potřeba vyšší příjem rodiny. Toto zjištění je v rozporu s tvrzením, že mateřství do určité míry negativně ovlivňuje zaměstnanost žen.

S ohledem na rodinný stav ženy, přítomnost dětí v předškolním věku v rodině má největší negativní dopad na pravděpodobnost zaměstnání pro svobodné matky, a to platí pro všechny rasy a etnika (Budig, 2003). Přítomnost dítěte v předškolním věku v rodině pozitivně koreluje s narozením dalšího dítěte. Dokonce i dítě ve starším věku zvyšuje pravděpodobnost otěhotnění ženy, a to je významné pro svobodné ženy. U bezdětných žen roste pravděpodobnost otěhotnět po uzavření manželství o 186 % ve srovnání se svobodnými bezdětnými ženami a pravděpodobnost se liší dle rasy. Největší vliv manželství má na pravděpodobnost otěhotnění bezdětných žen bělošského původu (o 289 %), pak u žen hispánského původu (o 125 %) a nejméně pro ženy černošského původu (o 69 %). Vliv manželství je mírně snížen, ale stále má významný pozitivní vliv pro ženy s 1 a více dětmi v jakémkoli věku. Manželství zvyšuje riziko odchodu z práce pro ženy pracující na plný úvazek o 72 %, pokud zaměstnaná žena nemá žádné starší děti a pokud má 1 starší dítě, tak pozitivní vliv manželství na ukončení zaměstnání na plný úvazek není přítomen. Ve skutečnosti ženy s více než 1 starším dítětem vykazují negativní vliv manželství na odchod ze zaměstnání na plný úvazek.

Také z výsledků studie Budig (2003) realizované na datech USA vyplývá, že proměnnými zvyšující pravděpodobnost odchodu ženy ze zaměstnání na plný úvazek jsou výdělek manžela a touha ženy po dětech. Výdělek manžela zvyšuje pravděpodobnost, že žena opustí své zaměstnání, o 5 % za každých dalších 10 tisíc USD. Uvedená touha po dětech zvyšuje pravděpodobnost odchodu ze zaměstnání na plný úvazek o 12 %. Ženy hispánského a černošského původu mají o 23–25 % nižší pravděpodobnost, že opustí zaměstnání na plný úvazek, než je tomu u žen bělošského původu. Pozoruhodné zjištění je, že těhotenství nezvyšuje riziko ztráty práce, což je v rozporu s dřívějšími studiemi. Tento rozdíl může do jisté míry souviset s tím že použité údaje neodrážely změnu sociální normy na pracovišti od 60. a 70. let, kdy byla přijatelnější těhotná žena v zaměstnání. Zatímco těhotenství nemá žádný vliv na setrvání v zaměstnání, přítomnost dítěte v předškolním věku zvyšuje pravděpodobnost ztráty zaměstnání na plný úvazek (ale nemá vliv na pokračování v zaměstnání na částečný úvazek). Platí, že žena nejpravděpodobněji opustí zaměstnání na plný úvazek po porodu než během těhotenství. Přetrvávající zaměstnanost těhotných žen ve Spojených státech amerických vzrostla, a to by mohlo souviset s normativními změnami na pracovišti, anebo rostoucím zájmem, zejména svobodných žen získat zdravotní péči prostřednictvím zaměstnání. Důležité je, že přítomnost dětí v předškolním věku snižuje pravděpodobnost zaměstnanosti ženy a starší děti naopak zvyšují tuto pravděpodobnost zvláště zaměstnanosti na

plný úvazek. Tento kontrastní rozdíl naznačuje neslučitelnost mezi mnoha zaměstnáními a péčí o malé děti a zvýšené finanční nároky starších dětí (Budig, 2003).

Dalším aspektem ovlivňujícím vztah zaměstnanosti a plodnosti ženy je vlastní touha po rodině a zaměstnání, její názory a postoje k rodinnému životu a zaměstnání spolu s převládajícími názory v její prostředí. Některé výzkumy ukázaly, že předběžná určitá touha po rodině a zaměstnání spolu s postoji ke genderovým rolím mohou hrát důležitou roli na schopnost a ochotu ženy kombinovat zaměstnání a péči o děti. Předpokládá se, že plány o plodnosti ovlivňují plány a rozhodování o budoucím zaměstnání (Waite a Stolzenberg, 1976), ale plány o plodnosti a zaměstnanosti pak neodpovídají následnému pozdějšímu chování a realizaci těchto plánů (Smith-Lovin a Tickamyer, 1978; Walker, 2001). Dle studií více rovnostářské postoje k rolím mužů a žen, stejná práva ženy rozhodování v partnerství (Smith-Lovin a Tickamyer, 1978) a pozitivní postoje k zaměstnání ženy mimo domov (Greenstein, 1989) pozitivně korelují s návratem do práce po porodu. Navíc, rovnostářské postoje a moderní orientace genderových rolí jsou v korelaci s menším počtem těhotenství (Booth a Duvall, 1981).

Plodnost má bezpochyby negativní vliv na participaci žen na trhu práce v tom smyslu, že novorozené dítě má dramatický a okamžitě inhibující účinek na zaměstnání pro ženu. Tento efekt je však dočasný a s věkem dítěte klesá. Na druhé straně je vliv zaměstnanosti na plodnost mnohem diskutovanější otázkou. Zdá se, že neslučitelnost zaměstnání a mateřství se v posledních desetiletích ve vyspělých státech světa výrazně zmírnila díky růstu podílu práce na částečný úvazek a rostoucí dostupnosti institucionalizované péče o děti. Z feministického hlediska lze tvrdit, že neslučitelnost práce a mateřství je hlavně důsledkem existujících genderových struktur ve společnosti a následných mocenských vztahů v manželství. Zdá se tedy, že země s pozmeněnými genderovými strukturami mají větší šanci dosáhnout porodnosti blízko úrovně prosté reprodukce (Bernhardt, 2013).

Sociální prostředí a lidský kapitál ovlivňuje zaměstnanost ženy po realizaci plodnosti. Zaměstnanost po porodu dítěte je také ovlivněná prostředím ženy, ve kterém žije, přáteli a kamarády. Podle Ackera (1990) a Williamse (1995) by teorie genderové povahy práce, těhotenství a přítomnost dětí měly snížit schopnost ženy zůstat zaměstnanou nebo získat nové zaměstnání. Období těhotenství a období po porodu dítěte strávené mimo pracoviště také ovlivňuje pravděpodobnost ženy být zaměstnanou. Například studie Munch et al. (1997) zjistila, že se po narození dítěte mění kontaktní síť ženy z profesionální a rodinné sféry. Po porodu si matky udržují méně profesionálních kontaktů. Ukázalo se, že chudší síť profesionálních kontaktů snižuje příležitost získat nové zaměstnání a mobilitu na pracovním trhu (Granovetter, 1974). Za prvé, výzkum Budiga a Englanda (2001) našel důkazy o nižší mzdě matek patřících do různorodých skupin přátel dle lidského kapitálu a pracovních charakteristik. Za druhé, čím více dětí žena má, tím méně jí zbývá z výdělku po odečtení nákladů na péči o dítě tzn. klesá čistý výdělek ze zaměstnání a zaměstnání se stává méně přitažlivé pro ženu. Na druhou stranu, více dětí tvoří větší potřebu finančních zdrojů. Predikce úhrnné plodnosti je tedy nejednoznačná.

Dalším aspektem potenciálně ovlivňujícím úroveň plodnosti ženy je výše mzdy. S rostoucí úrovní dosaženého vzdělání roste pravděpodobnost vyšší mzdy jedince. Plodnost by měla být nepřímou úměrná nákladům, včetně nákladů na příležitost mít děti. Argumentem je, že každé dítě je výdajem na rodinnou jednotku, tedy ty rodiče, kteří čelí vyšším nákladům, budou mít méně

dětí, protože rodiče nesou finanční odpovědnost za děti (Becker, 1981). Z této logiky vyplývá, že kdo má vyšší mzdu, obvykle má méně dětí, protože má vyšší náklady na čas mimo zaměstnání pro péči o děti. Zdá se, že tato předpověď odporuje intuitivnímu předpokladu, že vyšší výdělek dovolí rodičům mít více dětí (což ekonomové nazývají „příjmovým efektem“). Nicméně dle studie Siegel (2012) se na aktuálnějších datech ukazuje, že předpoklad růstu mzdy a poklesu plodnosti žen neplatí. Na konci 20. století a počátkem 21. století se mzdy ve Spojených státech amerických navyšovaly a úroveň plodnosti neklesla. Autor studie Siegel (2012) argumentuje tím, že došlo k zmírnění mzdového rozdílu mezi pohlavími a následným zmírnění rozdílu v objemu realizované domácí práce mezi ženou a mužem. Čím menší je rozdíl v příjmech mezi muži a ženami, tím menší je celkový rozdíl v objemu domácích prací. Naopak čím jsou rozdíly ve mzdě větší, tím pravděpodobněji klesá úroveň plodnosti (Siegel, 2012). Tento výzkum přináší zajímavý pohled na změny úrovně plodnosti, nicméně daný výzkum nezohledňuje rostoucí intenzitu rozpadu partnerství a manželství.

Pokud zaměstnanost žen skutečně závisí na počtu dětí a jejich věku, je nutné se v dalším výzkumu věnovat i otázkám, jak zlepšit dostupnost zaměstnání pro ženy s dětmi v případě jejich zájmu, což spadá i do problematiky populační a rodinné politiky.

Kapitola 2

Výzkumné otázky a hypotézy

Cílem výzkumu je prozkoumat vztah mezi úrovní zaměstnanosti žen a jejich plodností v USA v období 1987 až 2003 s ohledem na populační vývoj v USA od druhé poloviny 20. století do současnosti. Zatímco plodnost a porodnost jsou základní pilíře demografické reprodukce, ostatní demografické procesy ovlivňují nejen plodnost, ale i pracovní trh a zaměstnanost. Dílčí výzkumné otázky a hypotézy vycházejí jak z dostupné odborné literatury, tak dostupných dat.

Došlo k významným změnám v trendech populačního vývoje zahrnujícího plodnost, úmrtnost, potratovost, sňatečnost, rozvodovost a migraci v USA od roku 1950?

H1: V USA od roku 1950 po současnost došlo ke stárnutí populace.

H2: Od roku 1950 po současnost v USA klesá nejen intenzita úmrtnosti, ale snižují se i rozdíly mezi střední délkou života mužů a žen.

H3: Intenzita plodnosti v USA od roku 1950 po současnost klesá a liší se dle původu ženy.

H4: Absolutní počet umělých přerušení těhotenství v USA mezi lety 1950 až do současnosti roste.

H5: Úroveň sňatečnosti v USA od roku 1950 po současnost klesá a roste výskyt alternativních forem soužití, mimo to se zvyšuje úroveň rozvodovosti.

H6: Roste úroveň imigrace v USA od roku 1950 po současnost pro obě pohlaví.

Pro naplnění cíle práce, prozkoumání vztahu mezi zaměstnaností žen a jejich plodností, jsou analyzována data longitudinálního šetření realizovaného v období 1987–2003 v USA. Z toho plyne základní výzkumná otázka:

Jak je v datech šetření národního průzkumu rodin a domácností (dále jen NSFH¹) mezi lety 1987 až 2003 pro USA zaměstnanost ženy podmíněna její plodností?

Na základě odborné literatury jsou formulovány obecné a dílčí výzkumné otázky a hypotézy. *Je šance být zaměstnaná v datech pro USA v období 1987–2003 ovlivněna přítomností dětí v domácnosti?* Hypotézy vztahující se k této otázce a plynoucí z poznatků výzkumu Budig (2003) jsou následující:

H7: Šance být zaměstnaná je v datech NSFH v letech 1987–1988, 1992–1994 a 2001–2003 ovlivněna počtem dětí v domácnosti.

.....
¹ NSFH – z anglického „National Survey of Families and Households“

H8: Přítomnost dětí mladších 5 let v domácnosti snižuje v datech jednotlivých vln šetření NSFH v letech 1987–1988, 1992–1994 a 2001–2003 šance ženy být zaměstnaná.

Roste s vyšším stupněm dosaženého vzdělání v datech pro USA v období 1987–2003 šance být zaměstnaná?

Tato otázka vychází z poznatků výzkumu Yousefy a Barateli (2011) spolu s Gammarano (2015) a vztahuje se k ní hypotéza:

H9: S vyšším stupněm dosaženého vzdělání ženy v datech jednotlivých vln šetření NSFH mezi lety 1987–1988, 1992–1994 a 2001–2003 roste šance, že bude zaměstnaná.

Má rodinný stav ženy v datech pro USA v období 1987–2003 vliv na její zaměstnanost? Hypotéza k čtvrté výzkumné otázce je založena na poznacích výzkumu Budig (2003) a je následující:

H10: Rodinný stav ženy v datech jednotlivých vln šetření NSFH z let 1987–1988, 1992–1994 a 2001–2003 má vliv na její zaměstnanost.

Má v datech pro USA v období 1987–2003 věk ženy vliv na šance být zaměstnaná? Hypotéza k paté výzkumné otázce je založena na poznacích výzkumu Ilmarinen (1997), Ilmarinen a Rantanen (1999) a Chung et al. (2015) a je následující:

H11: Věk ženy v datech jednotlivých vln šetření NSFH z let 1987–1988, 1992–1994 a 2001–2003 má vliv na její zaměstnanost.

S ohledem na povahu analyzovaných dat a výše uvedené výzkumné otázky je formulována šestá výzkumná otázka.

Jak se mění stav zaměstnanosti žen mezi jednotlivými vlnami šetření NSFH mezi lety 1987–1988, 1992–1994 a 2001–2003 v závislosti:

na počtu dětí v domácnosti celkem,

na počtu nových dětí v domácnosti mezi vlnami šetření,

na změně rodinného stavu nebo přítomnosti partnera/manžela v domácnosti,

na úrovni dosaženého vzdělání?

Tato výzkumná otázka vychází z poznatků výzkumu Budig (2003) a vztahují se k ní následující hypotézy:

H12: Počet nově přibylých dětí v domácnosti ženy větší než 0 snižuje šance být stále zaměstnaná nebo získat nové zaměstnané mezi vlnami šetření NSFH 1987–1988 a 1992–1994.

H13: Šance pro ženu být stále zaměstnaná, nezaměstnanou, přijít o práci nebo získat nové zaměstnané mezi vlnami šetření NSFH 1987–1988 a 1992–1994 je ovlivněna úrovní dosaženého vzdělání, založena na poznatků výzkumu Wolbers (2000).

H14: Rodinný stav a změna rodinného stavu ženy mezi vlnami šetření NSFH 1987–1988 a 1992–1994 má vliv na šance být stále zaměstnanou, stále nezaměstnanou, přijít o práci nebo získat nové zaměstnaní.

H15: Šance pro ženu být stále zaměstnaná, nezaměstnanou, přijít o práci nebo získat nové zaměstnané mezi vlnami šetření NSFH 1987–1988 a 1992–1994 je ovlivněna věkem ženy.

Kapitola 3

Zdroje dat

V této práci jsou pro část populačního vývoje od roku 1950 po současnost použita data z databáze OSN (UN data) a ze statického úřadu USA a NCHS, National Vital Statistics System, CDC, World Bank a historických zdrojů dat přístupné skrze články a přepsané do digitální podoby. Data statistického úřadu USA jsou výsledkem práce de facto dalších úřadů: Fedstats, Bureau of Census, Bureau of Economic Analysis, Bureau of Justice Statistics, Bureau of Labor Statistics, Bureau of Transportation Statistics, Office of Energy Statistics, National Center for Health Statistics, The National Center for Education Statistics, United States Department of Agriculture a Economic Research Service. Výhodou dat pro USA je jejich dostupnost a rozsah, na druhou stranu nevýhodou je jejich částečná nekonzistentnost.

Pro analytickou část zaměřenou na vztah zaměstnanosti a plodnosti jsou použita data z národního průzkumu rodin a domácností (dále jen NSFH). Toto šetření je longitudinální průzkum centra pro demografii a ekologii univerzity ve Wisconsin-Madisonu pod vedením Larryho Bumpassa a Jamese Sweeta. Jeho cílem je zkoumat příčiny a důsledky změn v rodinách a domácnostech ve spojených státech amerických. Tento průzkum slouží k lepšímu pochopení fungování amerických rodin v letech 1987–2003, kdy se realizoval. Průzkum je rozdělen na 3 části označované jako vlny, které reprezentují jednotlivé období dotazníkového šetření, přičemž studie nepokrývá období kontinuálně.

Tato studie umožňuje detailně zkoumat jednotlivé členy rodin a celkové fungování domácností. Z celého průzkumu je shromážděno značné množství informací o historii a průběhu života v domácnostech, jako jsou rodinné vztahy a životní podmínky v dětství, manželství, v případě odloučení, rozvodů, soužití, adopce, opatrovnictví a vztahů z nevlastních rodin. Průzkum dále obsahuje informace o věku, pohlaví, rodinného stavu, vzdělání, zaměstnání a ekonomickém blahobytu. Detailně zkoumány jsou spíše jednotlivci, než celé domácnosti či rodiny. Celková struktura výzkumu je „cross-sectional“ s několika retrospektivními sekvencemi, které umožňují detailní popis jak minulých, tak i současných životních uspořádání a dalších charakteristik a zkušeností. Výzkum se uskutečňuje pomocí dotazníkových šetření skrze různé komunikační prostředky, ve kterých se liší dle jednotlivých variant. Data nejsou vážená.

První vlna šetření a data pro první vlnu jsou sbírána od 4. června 1987 do prosince 1988. V první vlně je použito dotazníkového šetření pomocí „Face to face interview a self-enumerated questionnaire“, průzkum této vlny zahrnuje hlavní průřezový vzorek 9 643 domácností. V šetření

nejsou opomenuti Afroameričané, Portorikánci, mexičtí Američané, neúplné rodiny a rodiny s nevlastními dětmi, kohabituující páry a novomanžele. Celkový počet respondentů je vybrán na základě národního, vícestupňového plošného pravděpodobnostního vzorku, který obsahuje cca 17 tisíc bytových jednotek ze 100 oblastí v 48 státech v USA. Přes 74 % potenciálních respondentů z celkového vzorku se účastnilo této studie a to celkem 13 007. Jeden dotazník pokrývá jednu domácnost, přičemž většina otázek je cílena na jednu osobu – na hlavního respondenta. Dále dotazník obsahoval SAQ „self-administered questionnaire“ cílené na dospělého v soužití s hlavním účastníkem průzkumu. Většina respondentů je dotazována v angličtině, 2 % respondentů ve španělštině.

Druhá vlna průzkumu je realizovaná od července 1992 do srpna 1994. Vzorek zahrnuje všechny hlavní respondenty z první vlny. Realizuje se rozhovor se všemi přeživšími členy původního vzorku, osobní rozhovor se současným partnerem v manželství či kohabitaci, který je téměř totožný s předchozí variantou v první vlně. Dále průzkum zahrnuje osobní rozhovor s původním partnerem v případě, že do té doby vztah skončil, telefonický rozhovor s „focal children“, které jsou v první vlně ve věku od 13 do 18 let, krátký telefonní rozhovor s „focal children“, které jsou v první vlně ve věku od 5 do 12 let, krátký rozhovor s pozůstalými v případech, kdy původní respondent zemřel, nebo je příliš nemocný, aby se mohl zúčastnit šetření osobně a nakonec také telefonický rozhovor s náhodně vybraným rodičem hlavního respondenta. Studie se zúčastnilo skoro 78 % respondentů ze vzorku respondentů první vlny, tedy 10 005 respondentů.

Data pro třetí vlnu jsou shromažďována od ledna 2001 do června 2003. Metoda sběru dat probíhá pomocí telefonických rozhovorů a CATI neboli internetové období telefonického rozhovoru. Z důvodu omezení rozpočtu je však vybrána pouze podmnožina vzorku z první vlny. Vzorek zahrnuje hlavní respondenty z šetření první vlny s partnerem v manželství či kohabitaci, s „focal children“ ve věku od 18 do 34 let. Dále vzorek zahrnuje hlavní respondenty z první vlny, kterým je v roce 2000 je 45 let a více, a jejich partnery. Vzorek nezahrnuje nové manžele nebo partnery, kteří v současnosti žijí s hlavním respondentem. Dále do vzorku nejsou začleněni rodiče hlavních respondentů. Celkově se zúčastnilo 7277 respondentů, což je 56 % ze vzorku respondentů první vlny.

Data jsou kvalitní z hlediska pravdivosti z důvodu osobního kontaktu obzvlášť ve dvou prvních vlnách, třetí vlna v tomto ohledu je méně spolehlivá z důvodu částečného vyplňování dotazníku přes internet. Nevýhodou dat je zmenšující se vzorek respondentů s každou další vlnou a také to, že v šetření jsou i otázky, které subjektivně respondent považoval za citlivé a nezodpověděl je. Výsledkem je menší soubor respondentů, který lze skutečně studovat, protože je hodně otázek nezodpovězených.

Kapitola 4

Metody výzkumu

Analýzu a popis populačního vývoje a souvisejících demografických charakteristik jsou použité převážně základní demografické ukazatele a metoda komparace. Celý seznam, popis, definice a vzorce použitých demografických ukazatelů jsou v Příloha 1.

Pro analytickou část práce věnující se vztahu zaměstnanosti žen a jejich plodnosti je použita metoda binární logistické regrese. Regresní metody jsou součástí analýzy dat nejrůznější povahy. Cíl regresní analýzy je najít nejlepší, nejúspornější a smysluplný model popisující vztah mezi predikovanou neboli vysvětlovanou závislou proměnnou (Y) a skupinou nezávislých vysvětlujících proměnných – kovariátů neboli prediktorů (x_1, \dots, x_n). Dle typu predikované proměnné se zvolila vícenásobná binární logistická regrese, kde závislá proměnná je dichotomická. Logistická regrese se liší od lineární regrese tím, že logistická regrese predikuje pravděpodobnost události, která se vyskytne nebo nevyskytne. Pro vytvoření smysluplné souvislosti mezi takovou pravděpodobností a vysvětlujícími proměnnými se využívá logitová transformace. Odvozen je vztah umožňující modelovat pravděpodobnost pro Y pomocí nezávislých náhodných veličin x_1, \dots, x_n . V tomto případě je dichotomická náhodná veličina zaměstnanost ženy v podobě: žena je zaměstnaná ($Y = 1$) nebo není zaměstnaná ($Y = 2$). Předpokládá se, že x je vektor vysvětlujících proměnných. Obecná rovnice logitové transformace pak vypadá následovně:

$$\text{Logit}(\pi) = \ln\left(\frac{\pi}{1-\pi}\right) = \alpha + \beta'x,$$

kde α je parametr zachycení a $\beta = (\beta_1, \dots, \beta_s)'$ jsou k vektory parametrů sklonu (SAS Institute Inc., 2013, User's Guide, s. 4485). Tyto modely jsou zvláštním případem diskrétní volby nebo podmíněných logitových modelů zavedených McFaddenem (1974). U logistických modelů pro nominální proměnnou, kde jsou možné odpovědi $k + 1$ a nedají se upořádat, lze model logit rozšířit na multinomický model známý jako generalizovaný nebo „baseline-category“ logitový model, který má formu:

$$\ln\left(\frac{\text{Pr}(Y=i|x)}{\text{Pr}(Y=k+1|x)}\right) = \alpha_i + \beta'_i x, \quad i=1, \dots, k$$

kde $\alpha_1, \dots, \alpha_k$ jsou parametry k zachycení a β_1, \dots, β_k (SAS Institute Inc, 2013, User's Guide, s. 4486). Další možnosti je (Floam, 2010 s. 4 – dle vlastního značení):

$$\text{pr}\left(y_i = \frac{1}{x_i}\right) = \frac{1}{1 + \sum_{j=2}^J \exp(x_i \beta_j)}, \quad \text{kde } m=1$$

$$\text{pr}\left(y_i = \frac{m}{x_i}\right) = \frac{\exp(x_i \beta_m)}{1 + \sum_{j=2}^J \exp(x_i \beta_j)}, \quad \text{kde } m>1$$

Pro interpretaci se používá poměr šancí $OR(x_i)$ udává, kolikrát se zvětší šance na to, aby se Y realizovala hodnotou 1, když se hodnota nezávisle proměnné e změní (Zlámal, 2013 s. 3 – dle vlastního značení). Pro exploratorní analýzu pro porovnání meziskupinové závislosti jsou použity Kruskal-Wallisův test a Wilcoxonův test. Rozhodování o signifikanci rozdílů se zakládá na výsledcích Wilcoxonova testu, který je neparametrickou obdobou párového t-testu a testuje hypotézu o shodě dvou rozdělení, tedy mediánů pro závisle výběry (Gartner a Drbohlav, 2012). Kruskal-Wallisův test je neparametrická obdoba testu ANOVA pro více výběrů (Ostertagová et. al., 2014), je použit pro ověření a potvrzení výsledků Wilcoxonova testu. U Kruskal-Wallisova testu nulová hypotéza je, že mediány dvou výběrů jsou shodné, tzn. mezi skupinami není žádný rozdíl a alternativní hypotézou je, že mediány alespoň dvou výběrů se nerovnají, tzn. alespoň jedna skupina se významně odlišuje. Wilcoxonův test testuje nulovou hypotézu: medián diferencí je nulový, tzn. mezi skupinami není žádný rozdíl a alternativní hypotézou je, že medián diferencí není nulový, existuje rozdíl mezi skupinami. Vysoká hodnota testovací statistiky znamená nesymetrické rozložení kolem nuly, tzn. že součet kladných a záporných rozdílů není roven 0 – změna je větší s vyšší hodnotou testovací statistiky. Všechny stanovené hypotézy se testují na 95% hladině spolehlivosti a 5% hladině významnosti (pravděpodobnost zamítnutí nulové hypotézy, ačkoliv platí – chyba I. druhu). Pokud p-hodnota – dosažená hladina významnosti p je menší než 0,05, pak existuje evidence pro zamítnutí nulové hypotézy na 5% hladině významnosti a přijímána je alternativní hypotéza.

Pro zjištění existence vztahu mezi proměnnými jsou použity Pearsonův χ^2 test nezávislosti pro kategoriální proměnné a koeficient Cramérovo V . Pearsonův χ^2 test je základním a nejpoužívanějším testem nezávislosti v kontingenční tabulce. Nulovou hypotézou je zde tvrzení, že náhodné veličiny x a y jsou nezávislé, což znamená, že pravděpodobnost nastání určité varianty náhodné veličiny x neovlivňuje nastání určité varianty náhodné veličiny y , tedy jsou nezávislé. Test je založen na myšlence srovnání pozorovaných četností (naměřených hodnot y_i) a tzv. očekávaných četností jednotlivých kombinací náhodných veličin x a y (jim modelem přiřazených skóre s_i). Pokud porovnání testovací statistiky poskytne p-hodnotu větší než 0,05, tedy na hladině významnosti 5 % nelze zamítnout nulovou hypotézu, že veličiny jsou nezávislé (Boiko, 2017 s. 23 – dle vlastního značení). Testovací statistika je spočítána dle vzorce:

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^n \frac{(y_i - s_i)^2}{s_i(1 - s_i)}$$

Cramérovo V koeficient korelace je podobný Pearsonovu korelačnímu koeficientu. Zatímco Pearsonova korelace se používá k testování síly lineárních vztahů, Cramérova V se používá k výpočtu korelace v tabulkách s více než 2 sloupci a řádky. Cramérova V korelace se pohybuje mezi 0 a 1. Hodnota blízká 0 znamená, že existuje velmi malá asociace mezi proměnnými. Cramérovo V blízké 1 naznačuje velmi silnou asociaci. Hodnota 0 znamená žádný vztah, hodnota kolem 0,2 značí slabý vztah, hodnota kolem 0,5 je střední vztah a hodnoty kolem 0,7 a výše znamenají silný vztah.

Předpokladem následné diagnostiky modelu je relativní spokojenost s výsledky pokusů konstruování logistického regresního modelu, tzn. že do modelu jsou zahrnuté nezávisle proměnné, které vysvětlují nejvíce reálných dat, a jsou použité ve správné funkcionální formě. Následně je

ověřování dobré shody výsledného modelu s reálnými daty. Pro hodnocení kvality modelu jsou použité dále popsané metody.

Pro hodnocení modelu je použit upravený R^2 . Upravený R-kvadrát představuje podíl rozptylu pro závislou proměnnou, který je vysvětlen nezávislou proměnnou nebo proměnnými v regresním modelu. Upravený R^2 vysvětluje, do jaké míry rozptyl jedné proměnné vysvětluje rozptyl druhé proměnné, ale na rozdíl od neupraveného R^2 penalizuje přidání vysvětlujících proměnných, které významně nepřispívají modelu snížením hodnoty upraveného R^2 . Pokud je tedy R^2 modelu 0,5, lze přibližně polovinu pozorované variace vysvětlit vstupujícími nezávislými proměnnými do modelu (čím vyšší je hodnota, tím více vysvětluje sestavený model).

Dále jsou použité míry asociace Kendallovo Tau-a (τ_a), Somersovo D_s , Goodman-Kruskal gamma (γ) a c . Vyšší hodnoty Somersovo D_s , Kendallovo Tau-a (τ_a), Goodman-Kruskal gamma (γ) a c označují lepší prediktivní výkon modelu. S_k označuje počet konkordantních párů v souboru (o rozsahu n), S_d počet diskordantních párů, $S_{v,1}$ počet vázaných párů v prvním souboru (y_1, \dots, y_n), $S_{v,2}$ počet vázaných párů v druhém souboru (s_1, \dots, s_n) a $S_{v,12}$ počet vázaných párů v prvním i druhém souboru zároveň. Pomocí počtu párů se porovnává prediktivní výkon modelů. Čím vyšší je procento konkordantních párů, tím lepší je výkon modelu. Somersovo D_s je procentuálním rozdílem mezi konkordantními a diskordantními páry, včetně vázaných párů. Vyšší hodnoty Somersovo D_s označují lepší prediktivní výkon modelu. Například pokud je 75 % párů shodných a 25 % nesouhlasných, pak Somersovo D_s je 0,5. Gamma (γ) je procentuální rozdíl mezi konkordantními a diskordantními páry, s výjimkou vázaných párů. Statistika Somersova D_s a gamma jsou identické, když model předpovídá 0 vázaných párů. Čím více vázaných párů, tím více statistika gamma převyšuje Somersovo D_s . Kendallovo Tau-a (τ_a) je procentuální rozdíl konkordantními a diskordantními páry ze všech možných párů, včetně párů se stejnou hodnotou odezvy. Kendallovo Tau-a je vždy nižší než statistika Somersova D_s a gamma, protože tyto dvě statistiky nezahrnují páry se stejnou hodnotou odezvy (Boiko, 2017 s. 56 – dle vlastního značení).

$$D_s = \frac{S_k - S_d}{S_k + S_d + S_{v,2}}$$

$$K \tau_a = \frac{S_k - S_d}{S_k + S_d + S_{v,1} + S_{v,2} + S_{v,12}}$$

$$\gamma = \frac{S_k - S_d}{S_k + S_d}$$

Dalším ukazatelem je Akaikeovo informační kritérium sloužící k porovnání modelů s různým počtem vysvětlujících proměnných (regresorů). S rostoucím počtem vysvětlujících proměnných roste i hodnota logaritmické věrohodností funkce a s tím i „důvěryhodnost“ modelu, na druhou stranu velký počet regresorů nemusí být vždy vhodný. Podstatou informačního kritéria je penalizace velkého počtu vstupujících vysvětlujících proměnných. Lepším modelem je model poskytující nižší hodnotu informačního kritéria. Označení l je logaritmus věrohodností modelu, který má k regresorů a je vytvořen na základě datového souboru rozsahu n (Boiko, 2017 s. 56 – dle vlastního značení). Akaikeovo informační kritérium je spočítáno dle vzorce:

$$AIC = -2l + 2k$$

Hosmerův–Lemeshowův test je preferován pro nezávisle proměnné a vyžaduje dostatečně rozsáhlý datový soubor. Datový soubor je uspořádán vzestupně podle skóre s_1, \dots, s_n a je rozdělen do G (zpravidla $G = 10$, musí být splněna podmínka $G > k + 1$) přibližně stejně velkých skupin. Nejprve se všechna skoré uspořádají podle velikosti. Do první skupiny se vloží přibližně n/G nejmenších hodnot s_i , do druhé přibližně n/G nejmenších hodnot ze zbývajících skupiny skoré atd. Další H-L testy se mohou lišit způsobem vytvoření skupin. Obecně je test založen na očekávání, že „nulové“ případy by se měli nacházet v nižších skupinách, zatímco „jedničkové“ případy v těch horních (Jasak, 2016 s. 62 – dle vlastního značení). Testovací statistika je vypočítána dle vzorce:

$$H_g = \sum_{k=0}^1 \sum_{g=1}^G \frac{(o_{kg} - e_{kg})^2}{e_{kg}}, \text{ pro porovnání statistické významnosti } H_g \geq \chi_{1-\alpha}^2(G - 2)$$

Pro korektní použití H-L testu je nutné, aby všechny teoretické četnosti byly větší než 1 a většina z nich musí být větší než 5. Zjednodušeně řečeno, pokud Hosmerův–Lemeshowův test poskytne p-hodnotu větší než 0,05, na hladině významnosti 5 % nelze zamítnout nulovou hypotézu, že pozorované a modelované hodnoty se neliší.

ROC křivka (Receiver Operating Characteristic) je nástroj pro hodnocení a optimalizaci binárního klasifikačního systému. Prostřednictvím ROC křivky se hodnotí schopnost logistického modelu rozlišit objekty. Sestavení ROC křivky je pomocí hodnot senzitivity a specifity. Pomocí klasifikační tabulky lze odhadnout senzitivitu a specifitu daného klasifikačního procesu. Pro různé hodnoty prahového bodu P_c dostaneme různé hodnoty senzitivity a specifity. Na vodorovnou osu vynášíme hodnoty odhadu specifity a na svislou osu hodnoty odhadu senzitivity (Boiko, 2017 s. 54 – dle vlastního značení). Graficky tento vztah reprezentuje ROC křivka, nadefinovaná množinou dvojic:

$$\{(1 - F_0(x), F_1(x)), x = P_c \in (0; 1)\}$$

Jedná se o graf závislosti senzitivity na 1 – specifitě.

Pro ideální model má ROC křivka tvar lomené čáry procházející body $[0;0]$; $[0;1]$ a $[1;1]$. Pro čistě náhodný model daná křivka je podobná uhlopříčce, která spojuje body $[0;0]$; $[1;1]$. ROC křivka pro reálný model se pohybuje mezi výše uvedenými křivkami a je tím lepší, čím je blíže k lomené čáře ideálního modelu (Příloha 2, křivka a nebo b).

Kvantitativně ROC křivka hodnotí rozlišovací schopnost modelu pomocí AUC hodnoty (Area Under Curve), která vyjadřuje plochu pod ROC křivkou. V případě ideálního modelu se AUC rovná 1, pro náhodný model nabývá hodnoty kolem 0,5. Hodnota 0,9–1 je výborně, hodnota 0,8–0,9 velmi dobře, hodnota 0,7–0,8 dobře, hodnota 0,6–0,7 dostatečně a hodnota 0,5–0,6 nedostatečně.

Pro výběr použitých proměnných je aplikována také metoda Stepwise, která je jednou z možností nalezení optimální skupiny nezávislých proměnných vhodných pro logistický regresní model. Podstata metody spočívá v postupném přidávání významných (forward – dopředný výběr) a vyřazováním nepřispívajících proměnných do modelu (backward – zpětný výběr) vysvětlujících proměnných na základě statistických kritérií. Vytvoří se tolik odlišných modelů, kolik existuje na vstupu kovariátů, poté se porovnávají mezi sebou pomocí statistických kritérií a vybere se nejvhodnější model. Metoda Stepwise je tedy kombinací forward a backward metod a je automatizovaným postupem výběru proměnných použitých ve výsledném modelu.

Kapitola 5

Socioekonomické podmínky

Spojené státy americké jsou federativní prezidentskou republikou, která zahrnuje 50 států a federální území District of Columbia. Území se rozkládá mezi Tichým oceánem na západě a Atlantským oceánem na východě. Na jihu hraničí s Mexikem a na severu s Kanadou. Tato země je třetí největším státem světa s rozlohou přes 9,8 milionů km². Hustota zalidnění v roce 2019 je stále poměrně nízká 34 obyvatel na km² ve srovnání s některými státy, kde tato hodnota přesahuje i 1000 obyvatel na km².

USA patří do skupiny 7 nejvyspělejších zemí světa G7. Na základě hodnot celkového hrubého domácího produktu (HDP) americká ekonomika patří mezi nejrozvinutější ekonomiky světa. Dle hodnoty HDP na hlavu s hodnotou přes 60 tisíc amerických dolarů v roce 2018 podle OECD Spojené státy americké zaujímají ve světovém žebříčku 15. pozici. Podle dat The World Factbook z roku 2009 převážnou část HDP, jak je charakteristické pro všechny rozvinuté státy, produkuje terciérní sektor, který zaměstnává 78,9 % ekonomicky aktivní populace. V roce 2009 je v primárním sektoru zaměstnáno necelé 1 % a v sekundárním sektoru něco málo přes 20 % ekonomicky aktivní populace. Důležitý rozvoj USA probíhá v období světových válek, protože stát má výhodnou jak pozici politickou, tak geografickou. Dané období umožnilo USA stát se světovou velmocí a také poskytlo podmínky pro výrazný rozvoj v průmyslu, který je tahounem hospodářství. Na druhou stranu USA je jedním z největších konzumentů energie ve světě (The World Factbook, 2020a). Medián příjmu domácností je přes 60 tisíc amerických dolarů v roce 2018. Příjem na hlavu v roce 2018 činí přes 32 tisíc amerických dolarů.

Co se týče zaměstnanosti absolutní počet zaměstnaných osob trvale roste od roku 1970 po současnost pro obě pohlaví. Zatímco v roce 1970 bylo téměř 49 milionů mužů a 29,7 milionů žen zaměstnaných, v roce 2008 bylo již přes 77 milionů mužů a 67,8 milionů žen zaměstnaných (Tab. 1). Absolutní počty se téměř zdvojnásobily u obou pohlaví, nicméně podíl zaměstnaných mužů na celkovém počtu obyvatel klesá, což souvisí s rostoucím počtem obyvatel, stárnutím populace, ilegální migrací a ilegální zaměstnaností. Míra zaměstnanosti pro obě pohlaví stále v čase roste díky vzestupu podílu žen na trhu práce. V roce 1950 rozdíl v míře zaměstnanosti mezi pohlaví je výrazný, míra zaměstnanosti žen činí skoro 32 % a mužů 82 % (Tab. 1). Celková míra zaměstnanosti tvoří 56 % v roce 1950 a v roce 2019 tvoří téměř 61 %. Postupem času se rozdíl v míře zaměstnanosti mezi pohlaví zmenšuje, hodnota ukazatele pro muže klesla na 66,6 % a u žen se naopak zvýšila na 55,4 % v roce 2019. Rozdíl mezi absolutním počtem zaměstnaných mužů a žen se postupem času snižuje. Míra nezaměstnanosti v celém období kolísá mezi hodnotami 4 až

9,6 %. Nejvyšší hodnota 9,6 % je v roce 1983 a nejnižší 4 % v roce 2000, v roce 2008 míra nezaměstnanosti činí 5,8 %. Míra nezaměstnanosti žen je vyšší než u mužů do roku 1980, poté hodnoty jsou dost podobné pro obě pohlaví. Zajímavé je, že v období nárustu míry nezaměstnanosti v první polovině 80. let, první polovině 90. let 20. století a roce 2002 hodnoty byly mírně nižší pro ženy (Obr. 1).

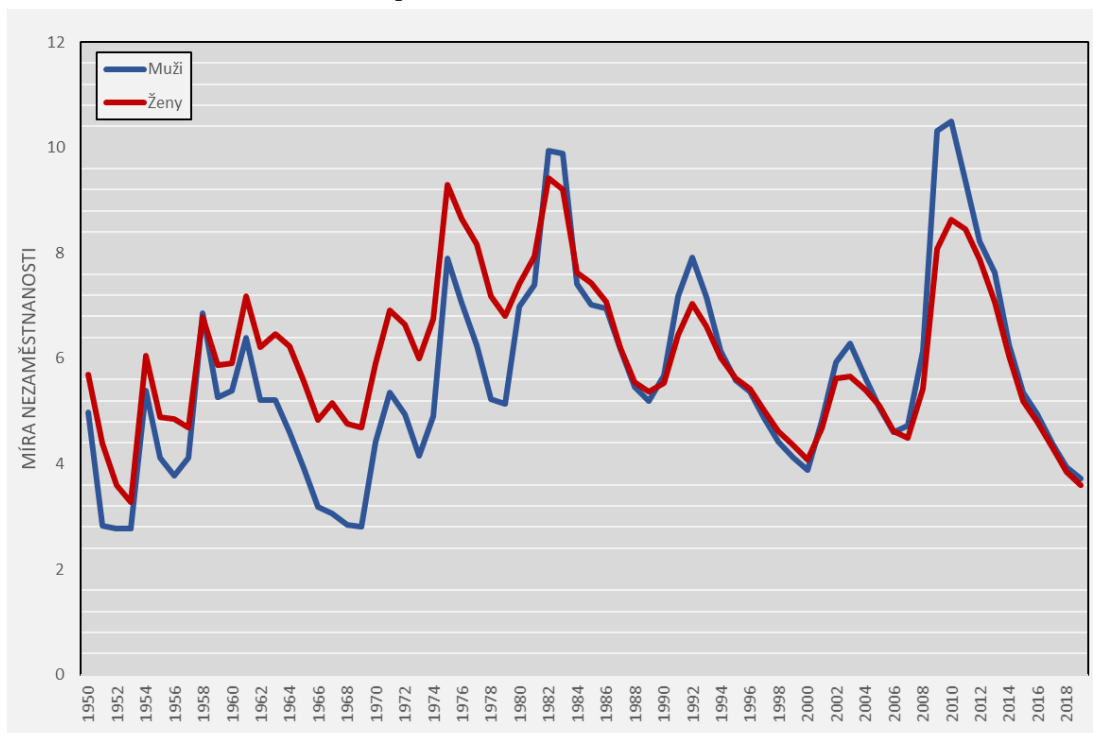
V prvních dekádách 21. století hodnoty klesají a v roce 2019 dokonce hodnota míry nezaměstnanosti byla pro muže 3,7 % a pro ženy 3,6 %. Nejnižší hodnota míry nezaměstnanosti v celém období je u osob s ukončenou vysokou školou. Ve sledovaném období roste příjem pro obě pohlaví. Mediánový příjem za týden roste, jak pro muže, tak pro ženy v celém období. V roce 1980 činil mediánový reálný týdenní příjem 244 dolarů pro ženu a 385 pro muže, když to v roce 2008 tento příjem tvořilo 296 dolarů pro ženu a 368 pro muže. Rostoucí trend pokračuje dodnes a v prvním kvartálu roku 2020 tato hodnota vyrostla na 329 dolarů pro ženy a 408 pro muže. Rozdíly mezi příjmy mužů a žen trvale klesají, v roce 1980 rozdíl mediánového reálného týdenního příjmu byl 140 dolarů a v současné době kolísá mezi 70–80 dolary. Největší podíl mužů pracuje ve sféře velkoobchodu a maloobchodu, opravy motorových vozidel, motocyklů a dalšího zboží a ve výrobě. Ženy nejčastěji jsou zaměstnané ve sféře veřejných, sociálních služeb a zdravotnictví mezi lety 1980 až po současnost.

Tab. 1 – Základní ukazatele zaměstnanosti, nezaměstnanosti a mediánového příjmu za týden dle pohlaví v USA ve vybraných letech

Ukazatel		Rok								
		1950	1960	1970	1980	1990	2000	2010	2015	2019
Míra zaměstnanosti / %	Ženy	31,9	35,5	40,8	47,7	54,4	57,5	53,6	53,7	55,4
	Muži	82,0	78,9	76,2	72,0	72,1	71,9	63,7	65,4	66,6
	Celkem	56,1	56,1	57,4	59,2	62,8	64,4	58,5	59,3	60,8
Míra nezaměstnanosti / %	Ženy	5,7	5,9	5,9	7,4	5,5	4,1	8,6	5,2	3,6
	Muži	5,0	5,4	4,4	7,0	5,7	3,9	10,5	5,4	3,7
	Celkem	5,2	5,5	5,0	7,2	5,6	4,0	9,6	5,3	3,7
Podíl osob ve věku 16–64 let / %	Ženy	66,3	61,4	62,7	74,1	65,3	66,4	66,0	65,4	64,5
	Muži	65,7	61,1	63,3	68,1	67,1	68,1	67,6	67,0	66,2
Mediánový týdenní příjem / USD	Ženy	-	-	-	244	265	286	307	307	321
	Muži	-	-	-	385	373	374	384	377	408
	Celkem	-	-	-	321	319	334	344	341	367

Zdroj dat: UN data (2019) a Federal Reserve Bank of st. Louis (2019), vlastní zpracování.

Obr. 1 – Míra nezaměstnanosti dle pohlaví v USA v letech 1950–2019



Zdroj dat: UN data (2019), vlastní zpracování.

Kapitola 6

Populační vývoj obyvatelstva Spojených států amerických od roku 1950 po současnost

Demografické trendy ve společnosti USA již dlouho sledují pro jasnější porozumění toho, jak se demografická reprodukce a populační struktury mění, nejen američtí demografové. Uvažováním o důsledcích změn v konkrétním demografickém procesu prostřednictvím ukazatelů úmrtnosti, porodnosti, potratovosti, sňatečnosti, rozvodovosti a migrace, je možné vykreslit jasnější náhled na problematiku rodinného života. Demografické ukazatele jsou považované spíše za tvrdé než měkké statistiky, které jsou snadno měřitelné, transparentní a ve smyslu interpretace jasné, za předpokladu, že vycházejí z dobré datové základny.

V této kapitole je popsán populační vývoj Spojených států amerických od 50. let 20. století po současnost, neboť populační vývoj je důležitou proměnnou ovlivňující nejenom aktuální, ale i budoucí plodnost žen a jejich názory o ideálním počtu dětí i rozhodování ohledně reálného počtu dětí v nově založené rodině. Mimo to, populační vývoj podmiňuje i vývoj na pracovním trhu a zaměstnanost. Populační vývoj je popsán z dlouhodobého hlediska, protože jeho dopad se projeví na reprodukční chování žen po uplynutí určité doby. Celá kapitola je rozdělena na několik podkapitol, které se věnují pohlavně-věkové struktuře obyvatelstva a základním demografickým procesům úmrtnosti, porodnosti, potratovosti, sňatečnosti, rozvodovosti a migraci v odpovídajícím pořadí.

6.1 Vývoj počtu, sklady a pohlavně-věkové struktury obyvatelstva USA

Spojené státy americké jsou třetí nejlidnatější zemí planety po Číně a Indii (World Bank, 2019). Spojené státy americké dosáhly v roce 2006 hranice 300 miliónů obyvatel, přičemž v roce 2019 celkový počet obyvatel byl dle Statistického úřadu USA 328 239 523 osob.

6.1.1 Vývoj počtu obyvatelstva

Počet obyvatelstva USA dlouhodobě roste, od roku 1950 rovnoměrně téměř lineárně bez významných rozdílů mezi pohlavím. Od roku 1960 roste počet obyvatel z hodnoty 176,7 milionů obyvatel na 327 milionů v roce 2018 (Tab. 2) díky relativně vysoké úrovni plodnosti a imigrace. Na začátku 20. století hrubá míra přirozeného přírůstku nabývá vysokých hodnot a dále pomalu

klesá. Pokles je zaznamenán v období 1. a 2. světové války. Po 2. světové válce následuje poměrně dlouhý „Baby Boom“ tzn. kompenzační efekt porodnosti a hodnota hrubé míry přirozeného přírůstku po 50. letech stoupá a dosahuje nejvyšších hodnot. V USA právě po skončení 2. světové války byl zaznamenán velmi značný početní růst populace. Počet obyvatel se znásobil téměř 2krát ze 150 milionů obyvatel na 300 milionů.

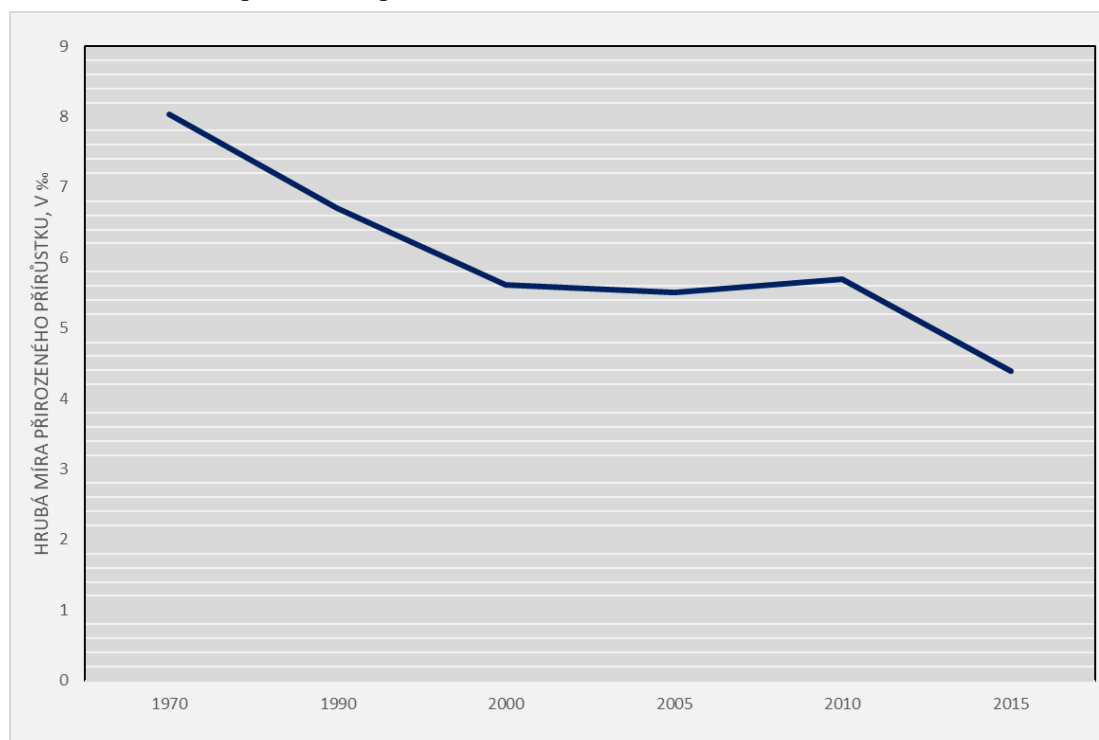
Tab. 2 – Základní ukazatele pohlavně-věkové struktury obyvatelstva USA ve vybraných letech 1960, 1970, 1980, 1990, 2000, 2010, 2015 a 2018

Ukazatel	Rok							
	1960	1970	1980	1990	2000	2010	2015	2018
Počet obyvatel	176 761 000	201 388 000	225 714 000	249 465 000	281 421 906	308 745 538	321 418 820	327 167 434
Podíl osob ve věku 0-14 let / %	29,9	27,0	17,2	21,7	21,4	19,8	19,0	18,6
Podíl osob nad 50 let / %	23,3	24,8	26,5	25,5	27,3	32,1	34,5	35,3
Index maskulinity / mužů na 100 žen	97,7	95,7	94,4	95,1	96,3	96,7	97,0	97,0
Index stáří / na 100 dětí	77,9	91,6	154,3	117,7	127,5	161,8	181,9	189,8
Index ekonomického zatížení / na 100 ekonomicky aktivních osob	63,3	58,8	48,7	52,0	51,2	49,0	51,2	53,0

Zdroj dat: UN data (2019), vlastní zpracování.

Následně hrubá míra přirozeného přírůstku s mírným kolísáním trvale klesá. I když je zaznamenán v 60. letech celkem velký pokles hodnot hrubé míry přirozeného přírůstku, který je následkem snížení úrovně plodnosti, USA dosáhly vysokých hodnot hrubé míry přirozeného přírůstku netypické pro vyspělý stát. V roce 1970 byla hrubá míra přirozeného přírůstku až 8,04 %. Výraznější vzestup byl zaznamenán také na přelomu 80. a 90. let, kdy početné generace „Baby Boomerů“ znásobily v reprodukčním věku počet obyvatel. Tento vzestup je občas nazýván „Mini Baby Boom“. Na začátku 90. let hrubá míra přirozeného přírůstku činila 6,7 %. USA je jedním z vyspělých států, kde je relativně vysoká porodnost a hrubá míra přirozeného přírůstku, ta v roce 2014 činila přes 4,3 % (Obr. 2).

Obr. 2 – Hrubá míra přirozeného přírůstku v USA za období 1970–2015



Zdroj dat: UN data (2019), vlastní zpracování.

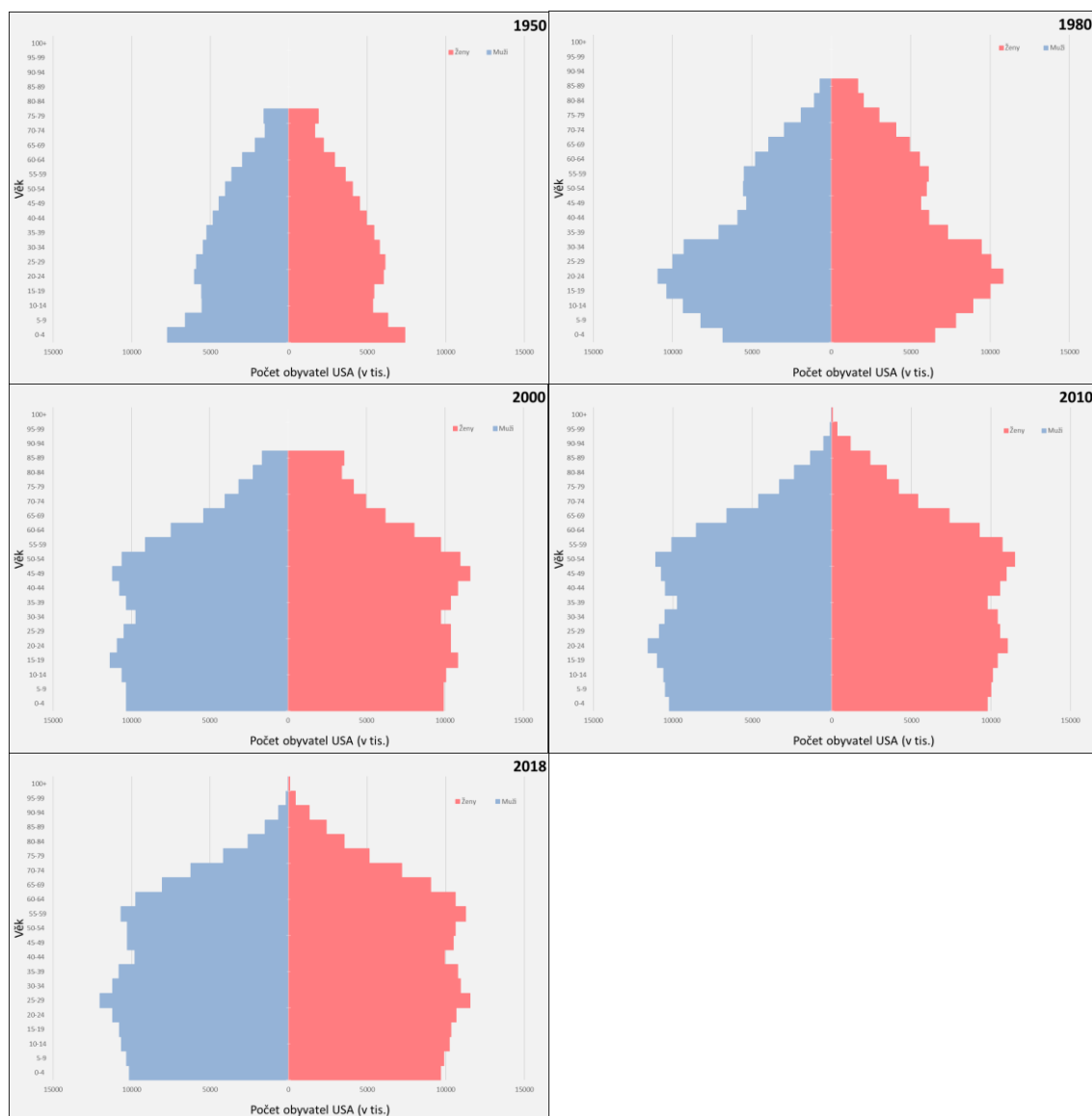
Pohlavní struktura USA je v čase poměrně stabilní. Od druhé poloviny 20. století na 100 žen připadá od 94 do 99 mužů. Je zajímavé, že tato hodnota nikdy nepřesahovala 100. S výjimkou roku 1969, kdy byl index maskulinity nejnižší a to kolem 93 mužů na 100 žen. Maximální hodnoty tento index dosáhl na konci 40. let 20. století, kdy na 100 žen připadalo přes 99 mužů. Poslední roky se index maskulinity dostává do normálu a v roce 2018 připadá již 97 mužů na 100 žen (Tab. 2).

6.1.2 Pohlavně věková struktura obyvatelstva

Pohlavně-věková struktura obyvatelstva odráží demografický vývoj, tj. úmrtnosti, plodnosti a migrace. Zároveň je aktuálním potenciálem pro následující demografický vývoj studované oblasti. Věková pyramida americké populace se značně za poslední století změnila. Na začátku druhé poloviny 20. století se vytvořila ve Spojených státech během období „Baby Boomu“ početně silná kohorta. Tuto dobou podíl dětí do 5 let činil něco přes 10 % populace. V průběhu 20. a 21. století se kohorta „Baby Boomerů“ posouvá věkovou pyramidou nahoru a zřetelně ovlivňuje strukturu obyvatel. Od druhé poloviny 20. století je vždy nejpočetnější pětiletou skupinou ta, která obsahuje narozené v poválečném období „Baby Boomu“. Tato generace má velký vliv i na sociální politiku a ekonomiku státu. V roce 2000 početně nejsilnějšími jsou věkové skupiny 35–39 a 40–44 a to díky generaci z období „Baby Boomu“. V průběhu 20. a 21. století roste počet osob starších 65 let a starší a to z 8,4 milionů na 52 milionů mezi lety 1950–2018.

Od druhé poloviny 20. století věková struktura Spojených států vykazuje progresivní charakter. Poté počet dětí začíná klesat a podíl postreprodukční složky narůstat. Ve druhé polovině 50. let byl podíl osob ve věku 0–14 let na úrovni něco přes 27 % a podíl osob starších 50 let činil necelých 22 %. V roce 1975 podíl dětské složky a podíl osob starších 50 let kolísal kolem hranice 25 %. Nicméně již v roce 1981 se podíly změnily ve prospěch vyššího zastoupení postreprodukční složky, tj. dětská složka tvořila 21 % a postreprodukční složka 26 %. Zatímco v roce 1980 byl podíl dětí ještě větší než 21 %, na začátku 21. století se situace změnila a procento dětské složky postupně klesalo pod hodnotu 20 %. V roce 2018 bylo 18,6 % obyvatel ve věku 0 až 14 let. Věková struktura obyvatel USA začíná mít spíše regresivní charakter. Zastoupení dětské složky kleslo pod 19 %, zatímco postreprodukční složka přesahuje hodnotu 35 %. Aktuální data za rok 2018 ukazují, že podíl postreprodukční složky byl o 16 procentuálních bodů vyšší než podíl dětí mladších 14 let (Obr. 3).

Obr. 3 – Věkové pyramidy USA ve vybraných letech (1950, 1980, 2000, 2010, 2018), absolutní počty



Zdroj dat: UN data (2019), vlastní zpracování.

Pokles úrovně plodnosti, posun silné kohorty „Baby Boomerů“ do vyššího věku a postupně se prodlužující střední délka života obyvatel znamenala od 70. let 20. století začátek procesu stárnutí americké populace. Tento proces v USA ve srovnání s ostatními vyspělými zeměmi západu probíhá pomaleji vzhledem k vyšším mírám plodnosti a přísunu imigrantů především ze sousedních států. Navzdory tomu průměrný věk obyvatel narůstá a spolu s tím i podíl obyvatel ve vyšším věku. Období mezi roky 1990 a 2000 je výjimkou, kdy kvůli nízké intenzitě porodnosti ve 20. letech dočasně dochází k obrácení tohoto trendu a podíl starších osob krátkodobě klesá.

Pozornost k výzkumu stárnutí populace je vyvolána obavami z EU, kde se objevili obtíže v roce 2010 jakmile silná generace „Baby Boomerů“ odešla do důchodu. Pozitivní stránkou/zprávou tohoto jevu je prodlužující se střední délka života a lepší kvalita zdraví osob ve vyšším věku, tedy prarodičů, kteří jsou do určité míry zdrojem podpory dětí a vnoučat. Zároveň jejich přesun do vyššího věku zvyšuje náklady na jejich péči a finanční zátěž pracovní síly. Stárnutí populace získává méně pozornosti ve Spojených státech, než v ostatních vyspělých státech kvůli relativně

vysoké intenzitě plodnosti a velkému množství přistěhovalců zmírňující stárnutí populace: na konci 10. let 21. století je pouze 12 % Američanů starších 65 let². Stárnoucí populace nese s sebou jak pozitivní, tak i negativní dopady na různé aspekty vývoje společnosti. Hlavní z nich je to, že se zvyšuje poměr důchodců k počtu ekonomicky aktivních obyvatel. Index stáří v USA má tendenci růst stejně jako je tomu i v ostatních vyspělých zemích. V 50. letech 20. století index stáří ještě nepřesahuje hodnotu 100 osob. V roce 1960 index dosahoval 77 osob a v 1975 už přesahoval hodnotu 101 osob. V roce 2000 připadalo necelých 155 osob starších 50 let na 100 osob dětské složky, a v roce 2011 tato hodnota kolísala kolem 170 osob. I poté hodnota indexu dále rostla, v roce 2018 index stáří odpovídal téměř 190 osob starších 50 let na 100 osob dětské složky (Tab. 2).

Střední délka života se prodlužuje a více osob se dožívá vyššího věku. Od začátku 20. století, nejintenzivnější procentuální nárůst vykazuje skupina osob starších 75 let. Takový trend ve vývoji neustále vytváří větší tlak na sociální politiku státu, zdravotní systém a veřejné finance.

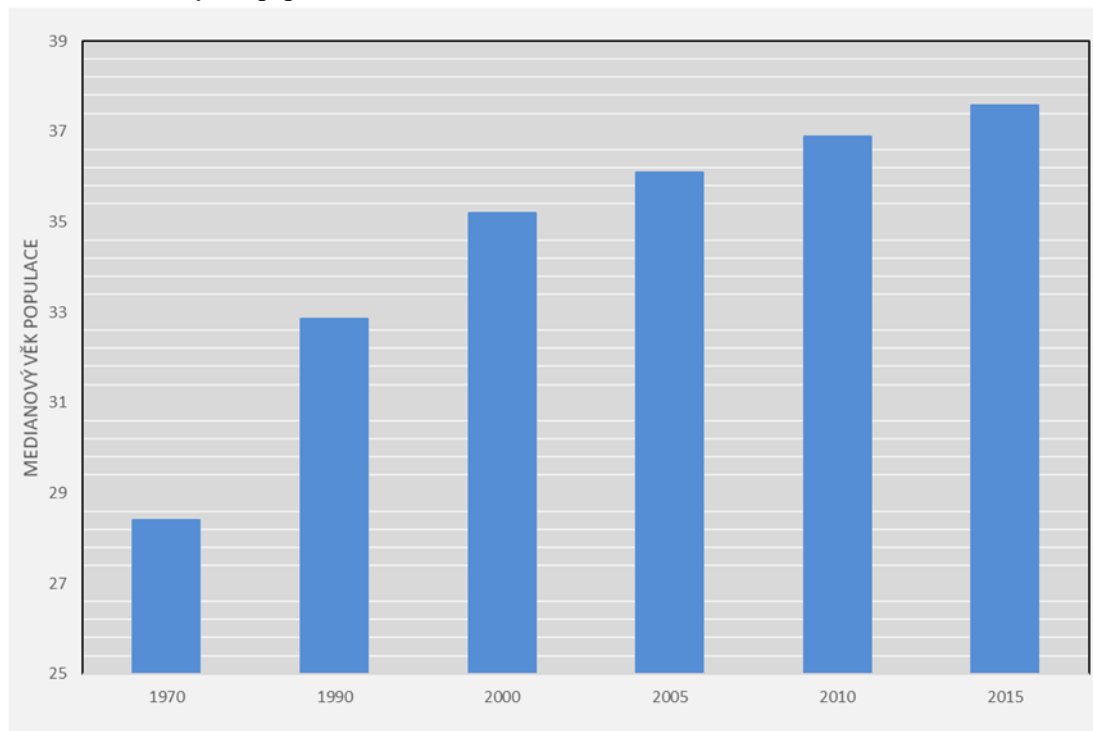
Ačkoliv index stáří vypovídá i o potenciálu budoucího vývoje obyvatelstva a s ním souvisejících sfér, pokud bereme v úvahu hledisko ekonomické aktivity, je více vypovídající index ekonomického zatížení. Index ekonomického zatížení v roce 1950 činil 51 osob a narůstal. Třeba v roce 1960 byl 63, ale v 70. letech klesl díky vstupu silných ročníků do ekonomicky aktivního věku. V roce 1980 se dostal na hodnotu 48 osob. Během 90. let se trend změnil na nárůst. V roce 2010 připadalo 49 závislých osob na 100 ekonomicky aktivních osob. Do konce 20. století index nepřekročil hodnotu 51 osob. V roce 2018 připadalo skoro 53 závislých osob na 100 ekonomicky aktivních osob (Tab. 2). Dosud se vláda snaží zajistit pokles indexu ekonomické závislosti pomocí zvýšení participace starší části populace na pracovním trhu. Významný vliv má také proces imigrace. Do USA přichází velké množství imigrantů z ekonomických důvodů, kteří vykazují nižší průměrný věk, než je tomu např. u nově přichozích z rodinných důvodů, nebo se statusem uprchlíka a tím do určité míry ovlivňují věkovou strukturu obyvatel USA.

Od roku 1950 je v USA kladné migrační saldo a imigrace hraje významnou roli v celkovém růstu populace. Poté, co se USA otevírá imigraci z celého světa, její podíl na hrubé míře celkového růstu populace oproti přirozenému přírůstku roste a dosahuje zhruba 1/3. Mediánový věk americké populace nesporně narůstá od počátku 50. let 20. století (Tab. 2). V 70. letech 20. století dosahuje věku 28,4 let právě polovina populace USA. Mezi roky 1970–2000 mediánový věk rychleji narůstá, až na hodnotu 35,1 let v roce 2000. Následovně je sice pomalejší ale existuje nesporný, dlouhodobý trend růstu mediánového věku, který v roce 2015 činí skoro 37,6 let. (Obr. 1)

.....

² Podle projekce úřadu pro sčítání lidu podíl Američanů starších 65 let vzroste na hodnotu 19 % v roce 2030. Jedním z důvodů také je, že generace „Baby Boomerů“ narozených mezi lety 1945–1965 (v roce 2010, právě odcházející do důchodu) ve svém reprodukčním období porodili mnohem méně dětí než jejich rodiče. V roce 2008 je kolem 5 dospělých lidí v ekonomicky aktivním věku (18–64 let) na 1 člověka staršího 65 let. Podle projekce úřadu pro sčítání lidu v roce 2020 pravděpodobně budou připadat 4 a v roce 2030 3 dospělé osoby na 1 starší osobu (Bureau U.S., 2008b). Následkem je zvýšení důchodového věku a od roku 2020 pravděpodobně budou Američané odcházet do důchodu v 67 letech. Pro ilustraci v roce 1949 bylo podle amerického statistického úřadu necelých 8 % obyvatelstva starších 67 let. V roce 2018 tento podíl činí téměř 13 % a dále je prognózován na vyšší hodnoty. Očekává se i pokles podílu dětí ve věku do 15 let pod hodnotu 17 %.

Obr. 4 – Mediánový věk populace USA v období 1970–2015



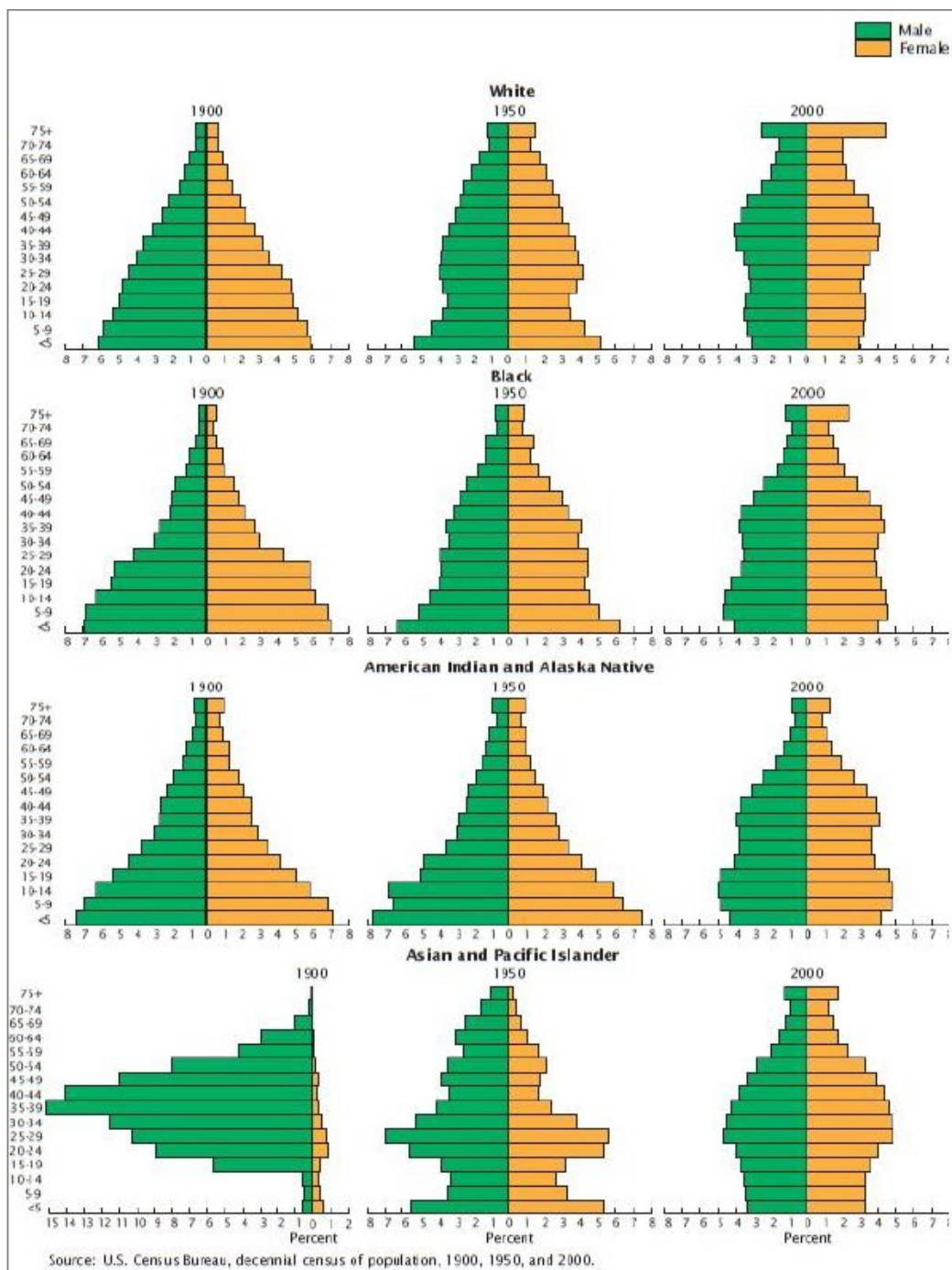
Zdroj dat: UN data (2019), vlastní zpracování.

6.1.3 Struktura obyvatelstva dle rasy

Národnostní, rasová a etnická struktura obyvatelstva Spojených států amerických je determinována historickým vývojem. Obyvatelstvo USA je typické svojí rozmanitou rasovou skladbou, která je důsledkem dlouhodobé imigrace. Nejdříve byla drtivá většina přistěhovalců z Evropy, ale v posledních desetiletích jsou to i obyvatelé Asie a zejména Latinské Ameriky. Od roku 1980 do roku 2000 početní stav rasových menšin se zvýšil více než 10krát rychleji v porovnání s bílou nehispánskou populací. Obyvatelstvo jiné než bílé nebo černé rasy tvořilo v období 1900–1960 méně než 1 % a v posledních desetiletích 20. století začíná tento podíl značně narůstat. Narůstá z 1,4 % v roce 1970 na 12,5 % v roce 2000. Na začátku 21. století převažují v populaci USA běloši nehispánského původu (60,4 %) a největší menšinou se na přelomu 19. a 20. stol. stává obyvatelstvo hispánského původu (18,3 %). Velkou část populace tvoří Afroameričané (13,4 %) a roste i podíl Asiatů (5,9 %). Podíl Indiánů a původního obyvatelstva Aljašky také, ač z malých hodnot, kontinuálně narůstá, v roce 2000 dosahuje tento podíl kolem 1 % (Hobbs, 2002).

Co se týče rasových menšin a jejich věkového složení tak ve 20. století očekávaně převažují mladší věkové skupiny, a to hlavně do 25 let. Podíl osob mladších 25 let v roce 2000 činí 39 % a podíl věkové skupiny starší 65 let tvoří pouze 16 %. Američtí Indiáni a původní obyvatelstvo Aljašky si v období 20. století díky vysoké plodnosti udržují poměrně mladou věkovou strukturu a v roce 2000 podíl osob ve věku 75 let a starší činil 2,1 %. Bělošská a černošská populace nehispánského původu začíná stárnout mnohem dříve v porovnání s ostatními rasami Spojených států. Pro srovnání v roce 2000 kolem 7 % bělošské populace nehispánského původu tvořila věková skupina starší 75 let, u černošské populace to bylo kolem 3,5 % (Obr. 5).

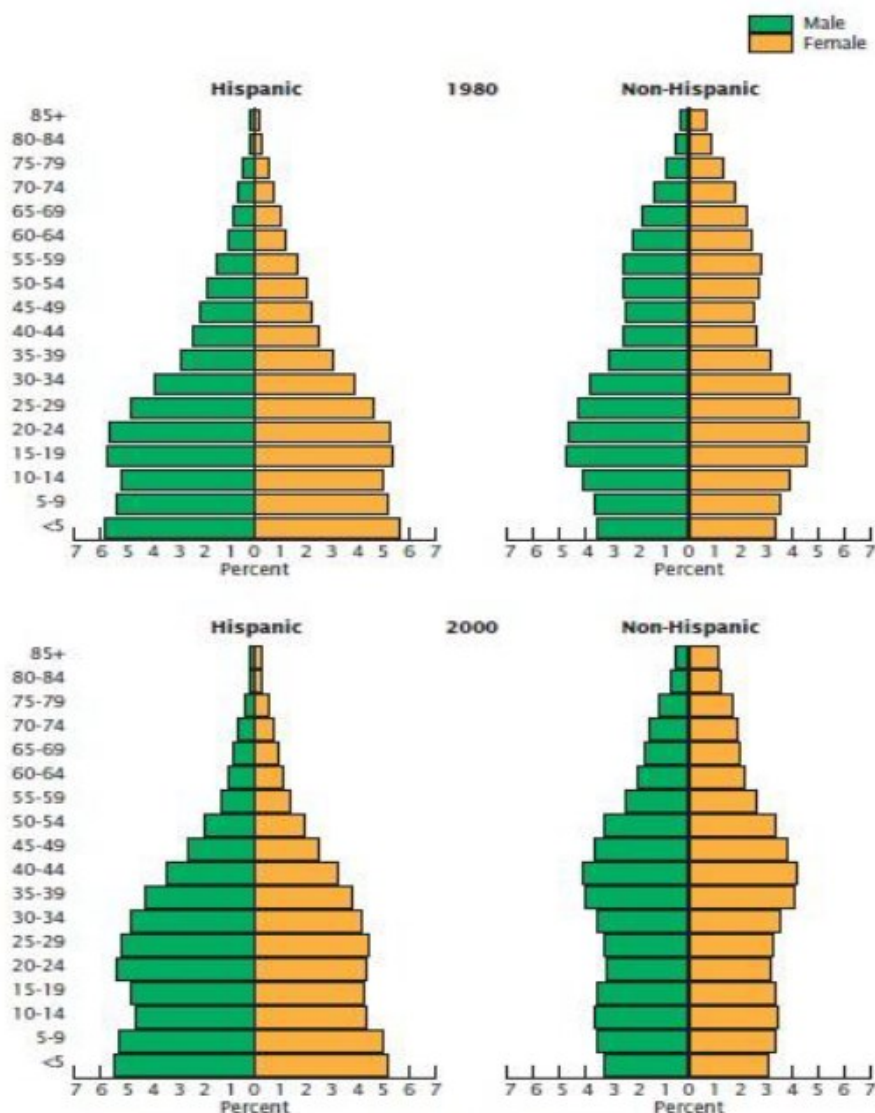
Obr. 5 – Věkové pyramidy podle ras v letech 1900, 1950 a 2000, Spojené státy americké



Zdroj: HOBBS F., STOOPS N. 2002. Demographic Trends in the 20th century[online]. U.S. Census Bureau, 2002. Dostupné z [www: www.census.gov](http://www.census.gov), převzatý graf.

Věkové složení Asijské populace a obyvatel s původem v Pacifiku se výrazně odlišuje neproporcionálním poměrem mezi pohlavím a vysokým podílem produktivní částí populace již od počátku 20. století a přetrvává do 60. let 20. století. Obyvatelstvo hispánského původu se vyznačuje mladou věkovou strukturou v období 1980 až 2000. Nicméně také zaznamenává stárnutí, ale mnohem pomalejší. Početně nejsilnější věková skupina populace hispánského původu je skupina 0–5 let a u populace nehispánského původu to je věková skupina 40–44 let (Obr. 6) (Hobbs, 2002).

Obr. 6 – Věkové pyramidy obyvatelstva hispánského a nehispánského původu v letech 1980 a 2000, Spojené státy americké



Zdroj: HOBBS F., STOOPS N. 2002. Demographic Trends in the 20th century[online]. U.S. Census Bureau, 2002
Dostupné z www.census.gov, převzatý graf.

6.1.4 Struktura obyvatelstva dle vzdělání

Vzdělanostní struktura obyvatelstva je obdobná jako v mnoha vyspělých zemích, drtivá většina populace má ukončené středoškolské vzdělání a roste počet absolventů vysokých škol. Na druhou stranu je vzdělanostní struktura obyvatelstva odlišná podle pohlaví, rasy, věku a regionů (Bureau U.S., 2006). V roce 2019 více než 85 % všech dospělých ve věku 25 let a starší uvádí, že úspěšně ukončili alespoň střední školu. Více než 1 ze 4 dospělých (27 %) má bakalářský titul. Největší nárůst dosaženého vzdělání je dokumentován v období 50–70. let 20. století. Co se týče rozdílu mezi pohlavím, tak více žen, než mužů ukončí střední vzdělání a vysokou školu, naopak více mužů má odborné a doktorské tituly (Bureau U.S., 2006). V roce 2015 získaly ženy více akademických titulů než muži, konkrétně pak 57 % bakalářských titulů, 59 % magisterských titulů a 53 % doktorátů. V roce 2015 podíl absolventek vysokoškolaček odpovídal 56 % a v případě absolventů mužů 44 %.

Zatímco se v 90. letech 20. století zlepšovala vzdělanostní úroveň všech ras v USA a klesaly rozdíly mezi černošskou a bělošskou nehispánskou populací, rozdíly mezi rasami stále přetrvávají. Nejvyšší úroveň vzdělanosti mají Asiaté, pak následuje bělošská populace, která má vyšší podíl absolventů středních škol, ale nižší podíl absolventů vysokých škol. Hispánská populace je charakteristická nejnižším dosaženým vzděláním. Populace hispánského původu je jedinou skupinou, kde podíl osob se středním vzděláním činí méně než 80 %. Tento rozdíl se částečně vysvětluje přílivem osob, kterým nebyla nabídnuta možnost dokončit střední vzdělání ve své domovské zemi a kteří nedokončili střední vzdělání ani ve Spojených státech. Celkově má bakalářský titul téměř amerických občanů asijského původu polovina (49,8 % z celkového počtu obyvatel asijského původu v USA), téměř třetina (30 %) bělošské populace nehispánského původu, 17 % černošské populace nehispánského původu a něco málo přes 11 % populace hispánského nebo latino-amerického původu. Střední vzdělání má 89 % z celé populace nehispánského původu, 87 % z celé populace asijského původu, 80 % černošské populace nehispánského původu a 57 % populace hispánského nebo latino-amerického původu (Bureau U.S., 2006). Nutné je zmínit, že nově příchozí imigranti mají vyšší úroveň vzdělání než občané USA, pokud srovnáme skupiny imigrantů dle původu a obyvatelstvo dle původu (Migration information, 2020).

6.2 Úmrtnost

Demografický proces úmrtnosti spolu s porodností je jednou z hlavních složek demografické reprodukce. Počet úmrtí se ve Spojených státech amerických od počátku 50. let 20. století stále zvyšuje, a to kvůli nárůstu postreprodukční složky populace. Narůst je z hodnoty 1,4 milionu na hodnotu téměř 2 miliony v roce 1980 (Tab. 3). V 90. letech 20. století se nárůst zpomaluje a počty zemřelých mužů jsou o něco nižší, než počet zemřelých žen. V roce 2015 je zaregistrováno celkem 2,7 milionů úmrtí obyvatel ve Spojených státech (Obr. 7).

Tab. 3 – Základní ukazatele úmrtnosti obyvatelstva USA ve vybraných letech 1950, 1960, 1970, 1980, 1990, 2000, 2010 a 2015

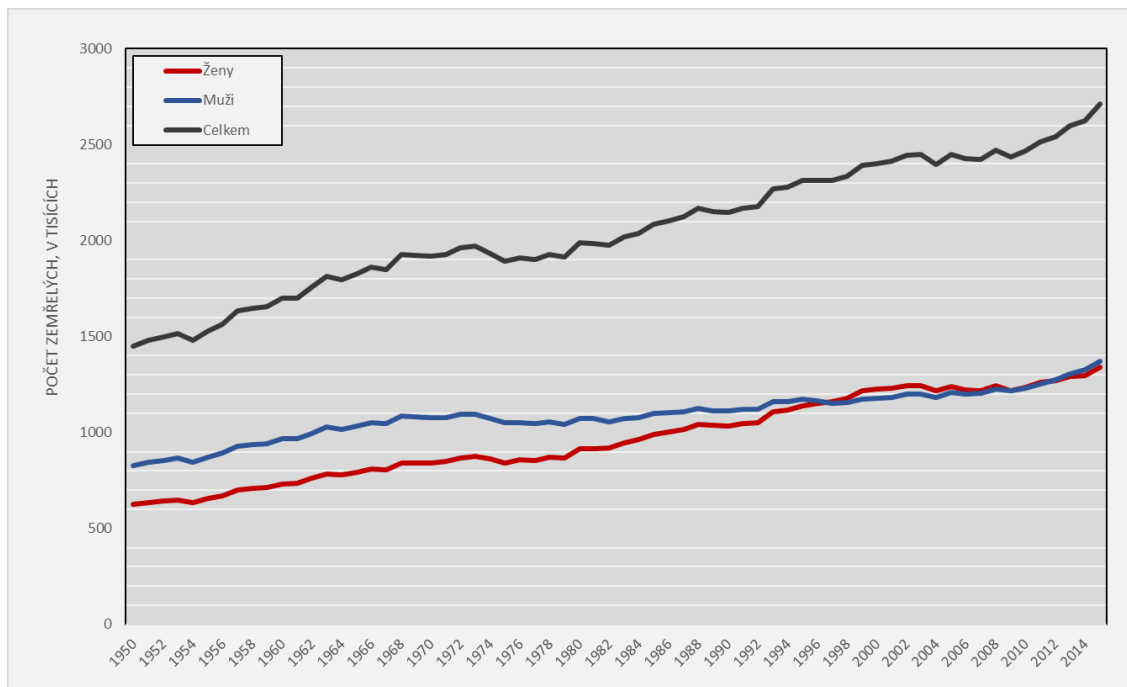
Ukazatel	Rok								
	1950	1960	1970	1980	1990	2000	2010	2015	
Počet zemřelých	Ženy	624 705	733 630	842 553	842 553	1 035 046	1 225 773	1 236 003	1 339 226
	Muži	827 749	968 370	1 078 478	1 078 478	1 113 417	1 177 578	1 232 432	1 373 404
	Celkem	1 452 454	1 702 000	1 921 031	1 921 031	2 148 463	2 403 351	2 468 435	2 712 630
Hrubá míra úmrtnosti / ‰	Ženy	823,50	809,20	807,80	785,00	812,00	855,00	787,40	820,70
	Muži	1 106,10	1 104,50	1 090,30	976,90	918,40	853,00	812,00	868,00
	Celkem	1 929,60	1 913,70	1 898,10	1 761,90	1 730,40	1 708,00	1 599,40	1 688,70
Počet zemřelých kojenců	Dívky	-	46 937	31 820	19 722	-	12 317	10 884	10 447
	Chlapci	-	63 936	42 847	25 804	-	15 718	13 702	13 008
	Celkem	104 355	110 873	74 667	45 526	38 100	28 035	24 586	23 455
Kojenecká úmrtnost / ‰	Celkem	31,95	26,36	20,52	13,02	9,63	7,26	6,45	5,90

Zdroj dat: UN data (2019), vlastní zpracování.

Od 60. let 20. století je hrubá míra úmrtnosti přes 1076,4 lidí na 100 000 obyvatel. V období od 50. a do 90. let tento ukazatel klesá pod úroveň 870 lidí na 100 000 obyvatel a v roce 2010 činí 799,5 lidí na 100 000 obyvatel. Od roku 2011 hrubá míra úmrtnosti znovu narůstá a v roce 2017 je o 1,7 % vyšší než hodnota v předcházejícím roce 2016 (849,3 úmrtí), přesahuje hranici 863 lidí

na 100 000 obyvatel. Od počátku 21. století hodnota ukazatele je pod hranici 10 ‰. Po dosažení nízkých hodnot se vypovídací schopnost hrubé míry ztrácí, protože je příliš ovlivněna věkovou strukturou obyvatelstva (Tab. 3).

Obr. 7 – Počet zemřelých v USA celkem a podle pohlaví v letech 1950–2015



Zdroj dat: UN data (2019), vlastní zpracování.

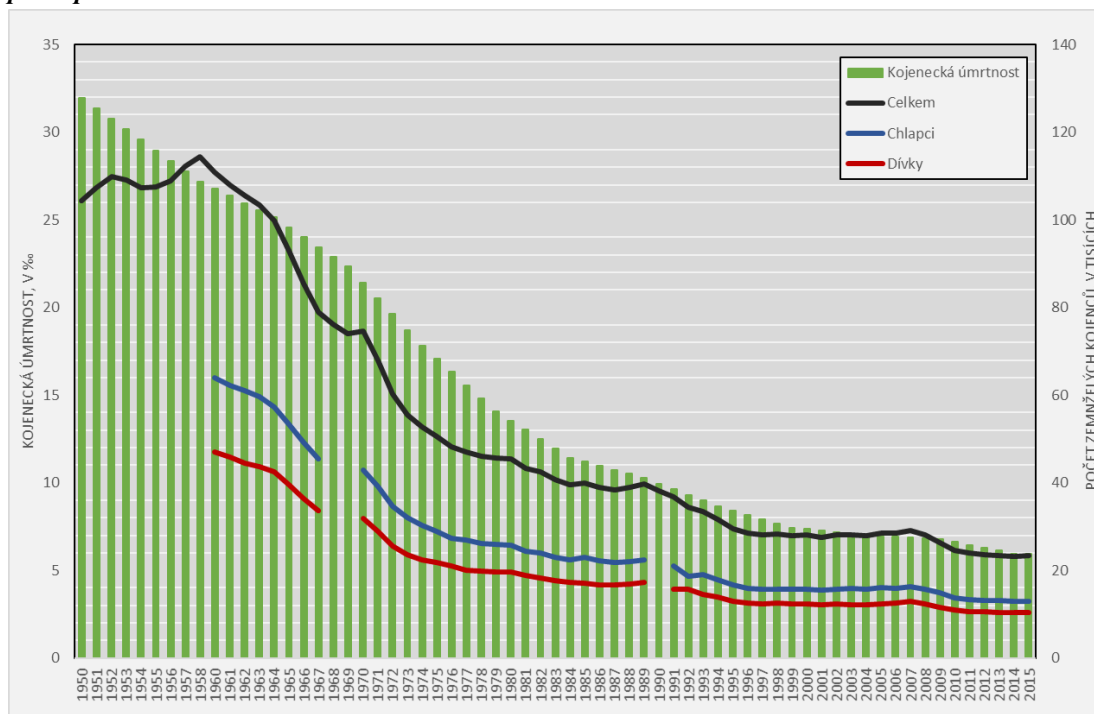
Se zvyšováním podílu starých osob v populaci tento ukazatel přestává být objektivním, a to kvůli odlišným intenzitám úmrtnosti v různých věcích. Což je případ většiny dnešních populací rozvinutých států a také i americké populace, kdy se již od 50. let 20. století podíl postreprodukční složky populace dlouhodobě zvyšuje a v 80. letech tento podíl přesahuje 26 %.

Standardizovaná míra úmrtnosti trvale klesá a za standard je použita populace USA z roku 2000. Hodnota této míry úmrtnosti přizpůsobená věku je v roce 2017 rovna hodnotě 731,9 úmrtí na 100 000 amerických obyvatel ze standardní populace, což je o 0,4 % vyšší než hodnota standardizované míry 728,8 v roce 2016. Standardizovaná míra úmrtnosti ukazuje, jaká úroveň úmrtnosti by byla, pokud by nedošlo ke změnám ve složení věkové struktury populace z roku na rok. Takto přizpůsobená věkovému složení obyvatel míra úmrtnosti je lepším ukazatelem, než je hrubá míra úmrtnosti pro zkoumání změn hodnot za určité období, kdy věkové složení populace není stabilní. Od roku 1980 se hodnoty standardizované míry úmrtnosti každý rok výrazně snižují s některými výjimkami. Tak kupříkladu, přetrvávají v úmrtnostních poměrech rozdíly mezi černošskou populací nehispanšského původu a bělošskou populací nehispanšského původu. Hodnota standardizované míry úmrtnosti je 1,2krát vyšší u černošské populace nehispanšského původu, než u bělošské populace nehispanšského původu od roku 2008. Existují určité rozdíly mezi úmrtnostními poměry mužů a žen, a proto jsou následující ukazatele oddělené pro obě pohlaví.

Při analyzování intenzit úmrtnosti dle věku je patrná poměrně vysoká úroveň úmrtnosti na počátku života. Úroveň kojenecké úmrtnosti je jedním z indikátorů úrovně zdravotní péče a tudíž i úrovně vyspělosti státu. USA patří mezi země s poměrně vysokou úrovní kojenecké úmrtnosti netypicky pro rozvinutý západní stát, což svědčí o limitech dostupnosti a efektivnosti

složité infrastruktury zdravotní péče, její úrovni, různorodosti obyvatel a existenci velkých rozdílů mezi subpopulacemi. V roce 2015 došlo k celkem přes 23 tisícům úmrtí dětí mladších 1 roku, což je o 87 tisíc kojenců méně než v roce 1950 (Obr. 8).

Obr. 8 – Počet zemřelých kojenců v tisících a kvocient kojenecké úmrtnosti v USA v letech 1950–2015 podle pohlaví



Zdroj dat: UN data (2019), vlastní zpracování.

Již od konce minulého tisíciletí se hodnoty kvocientu kojenecké úmrtnosti pohybují pod hranicí 50 ‰ a na začátku 50. let se pohybují kolem hodnoty 31 ‰ (UN, World Population Prospects, 2019). Hodnota kojenecké úmrtnosti v poválečném období výrazně klesá. Pokrok je výsledkem úspěšného boje proti onemocněním, které jsou do té doby hlavními příčinami úmrtí kojenců: střevní katar, tuberkulóza a zápal plic. Velký vliv na pokles hodnot mělo plošné očkování novorozenců. V průběhu celého období hodnoty klesají, pouze v 80. letech je zaznamenána mírná stagnace. Dále se kvocient z hodnoty 13 ‰ stále snižuje na hodnotu 7,2 ‰ v roce 2000 (Tab. 3). V roce 2017 zemře 5,8 dětí z 1000 živě narozených do jednoho roku (Obr. 8). Ačkoliv je ve Spojených státech zaznamenán významný pokles hodnoty kvocientu kojenecké úmrtnosti, tato hodnota je poměrně vysoká a Spojené státy neudržují krok s ostatními rozvinutými státy.

Neonatalní úmrtnost v roce 2017 činí 3,84 kojenců ve věku 0 až 27 dnů na 1000 živě narozených dětí, postneonatalní úmrtnost činí 1,95 kojenců ve věku 28 dnů až 11 měsíců na 1000 živě narozených dětí (u chlapců jsou oba ukazatele dlouhodobě vyšší). Navzdory tomu, že se USA považuje za vyspělý stát úroveň kojenecké úmrtnosti je zde poměrně vysoká, proto je zajímavé, jaké jsou hlavní příčiny úmrtí kojenců. Přes 67,8 % všech úmrtí kojenců ve Spojených státech v roce 2017 je zejména kvůli vrozeným vadám, deformacím a chromozomálním abnormalitám, poruchám spojených s krátkou dobou těhotenství a nízkou porodní váhou, novorozenci postižení mateřskými komplikacemi v těhotenství, syndrom náhlého úmrtí kojenců (SIDS) atd. (NCHS, 2019a)

Zhruba od roku 2000 hodnoty kvocientu kojenecké úmrtnosti stagnují kvůli zvyšování počtů předčasně narozených dětí. Doposud zůstává otázkou, proč hodnoty tohoto kvocientu jsou tak vysoké ve vyspělém státu. Předpokládá se, že jednou z příčin je zvyšující se počet dětí, narozeným starším matkám ve věku 35 let a více. Jako další faktor se uvádí ne vždy dostupná a drahá zdravotní péče (MacDorman a Mathews, 2008; Mošna, 2011). V rámci mezinárodního srovnání hodnot kvocientu můžou mít vliv do jisté míry rozdíly v definici a registračním systému počtu narozených a zemřelých. Některé státy používají odlišný systém definic, kde je odlišně definována porodní váha a doba narození dítěte (počet týdnů do termínu porodu). Z tohoto hlediska mohou některé země publikovat nižší hodnoty kvocientu. To se ale nedá nepovažovat za hlavní faktor výrazně zvyšující se hodnoty kvocientu kojenecké úmrtnosti ve Spojených státech (The Conference Board of Canada, 2012).

Tab. 4 – Naděje dožití při narození v USA podle pohlaví v letech 1950–2019

Ukazatel	Rok								
	1950–1954	1960–1964	1970–1974	1980–1984	1990–1994	2000–2004	2010–2014	2015–2019	
Ženy	71,8	73,7	75,4	78,0	79,0	80,1	81,3	81,1	
Střední Muži	65,9	66,8	67,7	70,8	72,2	75,0	76,5	76,1	
délka Celkem	68,2	69,7	70,8	73,7	75,4	76,8	78,7	78,7	
života Rozdíl mezi ženami a muži	6,0	6,8	7,7	7,2	6,8	5,1	4,8	5,0	

Zdroj dat: UN data (2019), vlastní zpracování.

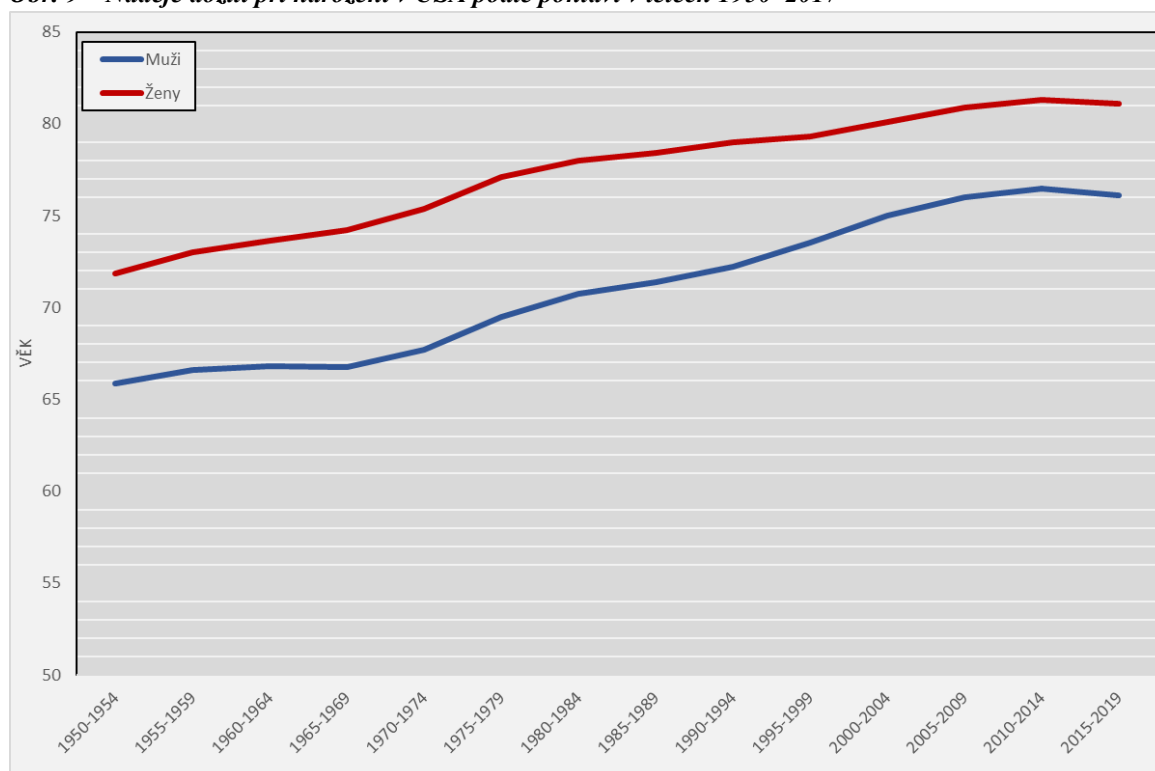
Vzhledem k současné demografické situaci se používá pro charakteristiku úmrtnostních poměrů a posouzení životní a kulturní úrovně spolu s kojeneckou úmrtností i naděje dožití. V industrializovaných státech světa se od začátku 18. století do poloviny 20. století podstatně mění úmrtnostní poměry a výrazně se zvyšuje naděje dožití (Omran, 1971). Pokrok v lékařství a objevení antibiotik Alexandrem Flemingem přispělo k rychlejšímu potlačení epidemií a poklesu počtu úmrtí zejména na infekční choroby, což má velký vliv na zlepšení úmrtnostních poměrů a vzestupu střední délky života neboli naděje dožití o 35 let za 2 století. Intenzita a období pokroku zaleží na socio-ekonomickém vývoji a prostředí daného území (Vallin, Meslé, 2004).

Období po 2. světové válce se v USA vyznačuje stálým prodlužováním střední délky života. Nárůst mírně zpomalil v porovnání s 1. polovinou 20. století. Mezi roky 1950–2019 se naděje dožití při narození prodloužila v průměru pro obě pohlaví o 10,5 roku z 68,2 na 78,7 let, pro muže pak o 10,2 let a ženy 9,3 let (Obr. 9). Podle National Vital Statistics Reports existuje v USA silná korelace mezi střední délkou života a příjmem jedince. Tato závislost je výsledkem vybudované infrastruktury zdravotního zabezpečení a je dána velmi nákladnou zdravotní péčí, která je daleko hůře dostupná pro nižší příjmové skupiny. Značný rozdíl ve střední délce života existuje mezi pohlavími a také mezi bělošským a černošským obyvatelstvem v USA. V posledních letech se tyto rozdíly začaly mírně zmenšovat.

Od roku 1950 střední délka života u žen vzrostla o 10 let a u mužů o 15,3 let (Tab. 4). Úmrtnostní poměry se lepší v průběhu celého minulého století, s výjimkou období mezi roky 1950–1960, kdy je intenzita zlepšení o něco pomalejší. V období 1965–1980 přetrvává u úmrtnostních poměrů mužů stagnace. Rozdíly rostou i dále až do roku 1978, kdy je rozdíl mezi pohlavím ve střední délce života téměř 8 let. Rozdíl ve střední délce života mezi muži a ženami se snižují až do roku 1979, když rozdíl činí 7,8 let. Během období 1980–1990 míra úmrtnosti

u mužů narůstá ve věkových skupinách 15–44 let, a to především kvůli velkému počtu úmrtí na kardiovaskulární onemocnění ve starším věku a rizikovému chování v mladším věku. Tudiž se zvětšuje rozdíl mezi střední délkou života mužů a žen. Poté rozdíly stále klesají a dosahují hodnoty kolem 5 let v roce 2017 (Obr. 9). Při porovnání v čase je patrný výrazný pozitivní posun v úmrtnostních poměrech. V období 2015–2017 však došlo ke snížení střední délky života u mužů a ke stagnaci u žen, a to byl jediný pokles za posledních 20 let. (Tab. 4). Narozený kluk v roce 2017 v USA se může dožít v průměru věku 76,1 let a narozená dívka 81,1 let.

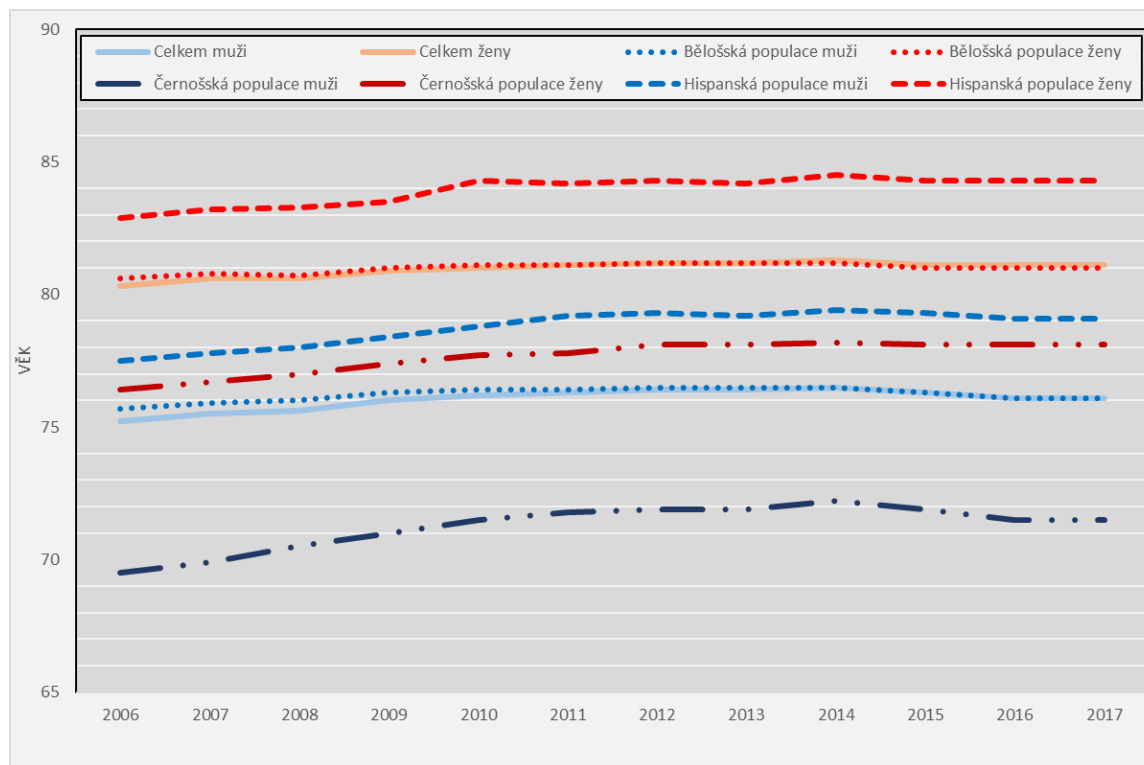
Obr. 9 – Naděje dožití při narození v USA podle pohlaví v letech 1950–2017



Zdroj dat: UN data (2019), vlastní zpracování.

Co se týče rozdílů mezi subpopulacemi, jsou zde pozoruhodné rozdíly. K dispozici jsou údaje o střední délce života podle původu pouze od roku 2006. Střední délka života bělošské populace nehispanšského původu nevykazuje velkou změnu, nicméně střední délka života pro černošskou populaci nehispanšského původu zaznamenává nejintenzivnější změnu, a to nárůst o 1,8 let z hodnoty 73,1 let (2006) na 74,9 let pro obě pohlaví. Střední délka života populace hispanšského původu je nejvyšší a také vykazuje intenzivnější dynamiku vývoje ve sledovaném období (Obr. 10). Rozdíl v naději dožití mezi nehispanšskou bělošskou a černošskou populací nehispanšského původu klesá. Zajímavé je, že střední délka života pro muže i pro ženy u populace hispanšského původu je po celou dobu, kdy jsou dostupná data, nejvyšší (84,3 let pro ženy a 79,1 pro muže v roce 2017). Nejnižší hodnoty naděje dožití vykazují muži černošského původu, tj. 71,5 let v roce 2017 (Příloha 3).

Obr. 10 – Naděje dožití při narození v USA podle původu obyvatel a pohlaví v letech 2006–2017



Zdroj dat: NCHS, National Vital Statistics System, Mortality (2019), vlastní zpracování.

V rozboru procesu úmrtnosti je i pozoruhodné zastoupení jednotlivých příčin smrti v populaci. V USA umírají lidé nejčastěji na nemoci srdce a za tím následuje rakovina. Po 2. světové válce s objevem antibiotik z hlavních příčin smrti zcela zmizely infekční nemoci. Podíl lidí zemřelých na rakovinu, onemocnění srdce a oběhového systému naopak zaznamenává nárůst. Vyšší míry úmrtí v důsledku úrazu jsou patrné zejména u mladších věkových skupin. Nejvýznamnějšími příčinami úmrtí v roce 2017, které odnesly 80 % všech životů ve Spojených státech byly (seřazeno v relevantním pořadí od nejvýznamnějšího):

- onemocnění srdce (srdeční choroby),
- zhoubné novotvary (rakovina),
- nehody (neúmyslná zranění),
- chronická onemocnění dolních dýchacích cest,
- cévní mozková příhoda,
- Alzheimerova choroba,
- diabetes mellitus (diabetes),
- chřipka a pneumonie,
- nefritida, nefrotický syndrom a nefrosa (onemocnění ledvin),
- úmyslné sebepoškození (sebevražda),
- chronické onemocnění jater a cirhóza,
- septicémie,
- esenciální hypertenze a hypertenzní onemocnění ledvin (hypertenze),
- Parkinsonova choroba,
- pneumonitida způsobená pevnými látkami a tekutinami.

Mezi 15 hlavních příčin úmrtí od roku 1997 nepatří onemocnění virem lidské imunodeficiencie (HIV), přesto stále je považováno za hlavní problém veřejného zdraví pro některé věkové skupiny v USA. Historicky pro všechny věkové skupiny dosahuje úmrtnost na HIV nejvyšší úroveň v roce 1995 po období nárůstu mezi lety 1987–1994. Následně se frekvence onemocnění v letech 1995–1998 v průměru snížila o 33 % ročně a v období 1999–2017 se v průměru snížila o 6,4 %. V roce 2017 patří onemocnění HIV mezi 15 hlavních příčin úmrtí ve věkových skupinách 15–24 (15. místo), 25–34 (9.), 35–44 (10.), 45–54 (14.) a 55–64 (14.).

Rozdíly podle příčin smrti také existují mezi subpopulacemi. Tak například, černošská obyvatelstvo nehispanšského původu méně často trpí na prvních 6 nejvýznamnějších příčin smrti, které jsou popsány výše. Nejmenší riziko smrti pro černošskou populaci nehispanšského původu je riziko sebevraždy (NCHS, 2020b); tzn. riziko umřít sebevraždou je o něco více než 2krát vyšší pro bělošskou populaci nehispanšského původu než pro černošskou populaci nehispanšského původu. Výrazně častěji bělošská populace umírá na onemocnění dolních cest dýchacích a sebevraždy v porovnání s hispanšskou populací. Dalšími příčinami smrti, které jsou u bělošské populace ve srovnání s hispanšskou populací pravděpodobnější, jsou neúmyslná zranění a pneumonie způsobená pevnými látkami a tekutinami; srdeční onemocnění, rakovina a Parkinsonova choroba; Alzheimerova choroba, chřipka, pneumonie a septikémie; a mrtvice. Obyvatele hispanšského původu v USA mají vyšší riziko úmrtí na diabetes a chronické onemocnění jater a cirhózy než bílé obyvatelstvo nehispanšského původu.

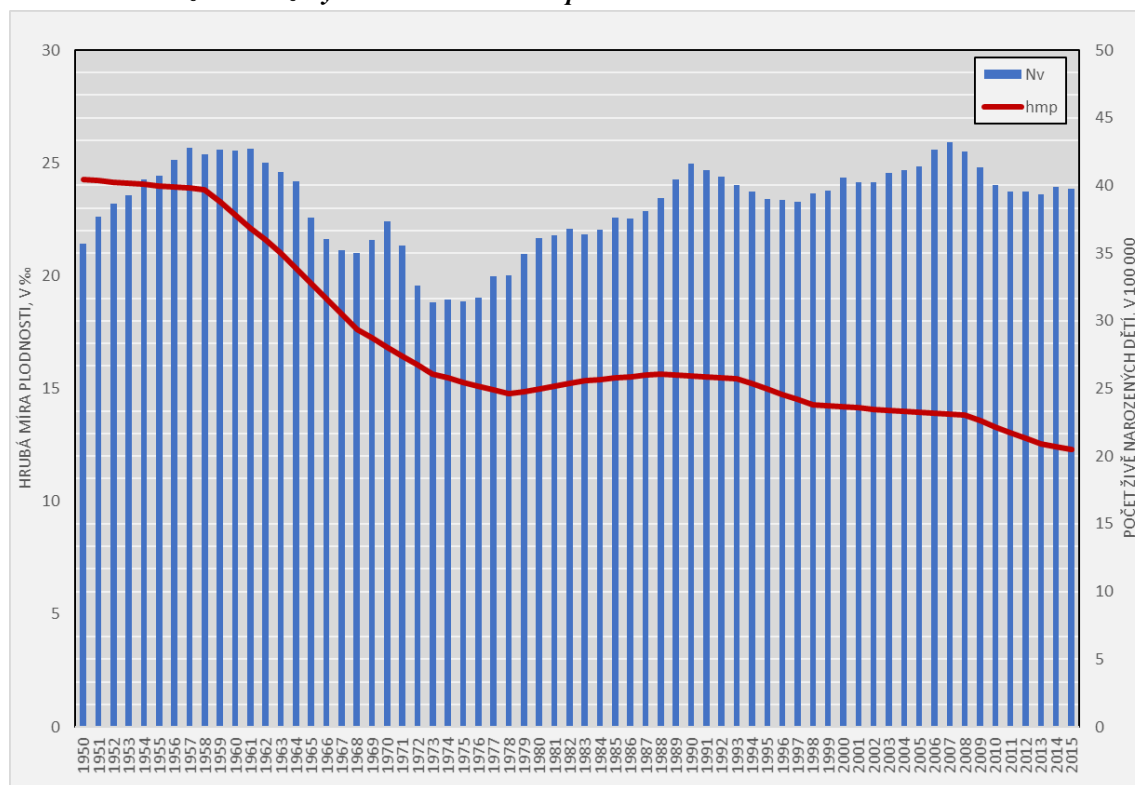
6.3 Porodnost

Proces porodnosti je stejně jako proces úmrtnosti jedním ze základních procesů demografické reprodukce. Po ukončení demografické revoluce a následné stabilizaci hodnot intenzity úmrtnosti má proces porodnosti stále větší a větší vliv než kdy dříve. Úroveň porodnosti je výsledkem sociálního rozvoje populace v nejširším smyslu slova. Úroveň porodnosti závisí jak na fyzických faktorech populace jako plodivosti obyvatelstva, tak na sociálních faktorech, které určují reprodukční chování odlišných populací, kam patří i populační politika, vybudovaná infrastruktura a politická, sociální a ekonomická stabilita a jistota v budoucnosti jednotlivce. Velký vliv má také i ekonomický rozvoj státu jako celku a zabezpečení každého jako jedince, je tedy důležité i jakým způsobem je rozloženo bohatství státu mezi obyvatelstvem (Depillis, 2018; Gallup, 2019). Dostatečný vliv má žebříček hodnot a priorit ve studované společnosti. Úroveň plodnosti jako konečný výsledek procesu porodnosti je mimo jiné ovlivněna i ekonomickým prostředím jedince, což lze zaznamenat z dat z období ekonomické recese. Vysoké hodnoty nezaměstnanosti v určitých věkových skupinách a také vysoká nezaměstnanost žen má velký dopad na úroveň plodnosti celkem. Nejistota v hospodářské politice má silný negativní vliv na intenzitu plodnosti i při kontrole nezaměstnanosti (Comolli, 2017).

Vývoj intenzity plodnosti v 50. letech 20. století měl a stále má značný vliv na demografický vývoj populace USA. Po 2. světové válce počet živě narozených dětí v USA roste až do roku 1957 a absolutní počet dosahuje hodnoty přes 4,25 milionů živě narozených dětí, poté dosahuje minima necelých 3,2 milionů narozených v roce 1973 (Tab. 5). Od té doby počet živě narozených stoupá do počátku 90. let 20. století na hodnoty 4,1 milionů. Následuje pokles do konce 90. let

a zase stoupá počet narozených, až na hodnotu 4,3 milionů živě narozených dětí v roce 2007, což je lokální maximum. V roce 2015 tento počet odpovídá hodnotě 3,9 milionů živě narozených dětí (Obr. 11). V roce 2018 je ve Spojených státech zaregistrováno skoro 3,8 milionů narozených, což je o 2 % méně než v roce 2017. U všech subpopulací počet narozených dětí poslední dobu trvale klesá, i když s odlišnou intenzitou.

Obr. 11 – Počet živě narozených dětí a hrubá míra plodnosti v USA v letech 1950–2015



Zdroj dat: UN data (2019), vlastní zpracování.

Hrubá míra porodnosti, která zohledňuje i vývoj počtu živě narozených dětí, od počátku 50. let 20. století klesá z hodnoty 24,2 ‰ pod hodnotu 20 ‰ v roce 1964 (Obr. 11). Hodnota tohoto základního demografického ukazatele trvale klesá až do 2. poloviny 70. let 20. století, kdy dosahuje hodnoty pod 15 ‰. V roce 2015 hodnota hrubé míry porodnosti v USA činí 12,3 ‰. Vzhledem k trvale probíhajícím proměnám ve složení věkové struktury v populaci však tento ukazatel nic neříká o intenzitě plodnosti.

Z dlouhodobého hlediska jsou výkyvy míry plodnosti v rámci dnešních rozvinutých zemí i v USA obdobné. Nejvyšší intenzita plodnosti v zemi je v 19. století, a na počátku 20. století je zaznamenán pokles úrovně porodnosti. Ve 20. století pak vývoj plodnosti zažívá několik období mírného vzestupů, ale z dlouhodobého hlediska přetrvává trend trvalého poklesu. Po 2. světové válce USA prožívá, tak jako většina evropských zemí, období vyšší intenzity plodnosti, nicméně v USA ve srovnání s jinými zeměmi toto kompenzační období netrvá dlouho.

Tab. 5 – Základní ukazatele porodnosti obyvatelstva USA ve vybraných letech 1950, 1960, 1970, 1980, 1990, 2000, 2010 a 2015

Ukazatel	Rok							
	1950	1960	1970	1980	1990	2000	2010	2015
Počet živě narozených	Dívky	-	2 086 806	1 717 571	1 620 716	1 858 241	1 952 451	1 942 336
	Chlapci	-	2 192 883	1 803 388	1 705 916	1 951 153	2 076 969	2 036 161
	Celkem	3 571 928	4 279 689	3 520 959	3 326 632	3 809 394	4 058 814	3 999 386
Hrubá míra porodnosti / ‰	24,268	22,696	16,832	14,986	15,573	14,182	13,305	12,314
Úhrnná plodnost / na 1 ženu v reprodukčním věku	3,148	3,443	2,337	1,785	1,961	2,014	1,983	1,835
Průměrný věk matky při narození dítěte	26,597	26,501	25,939	26,214	26,676	27,728	28,726	29,293

Zdroj dat: UN data (2019), vlastní zpracování.

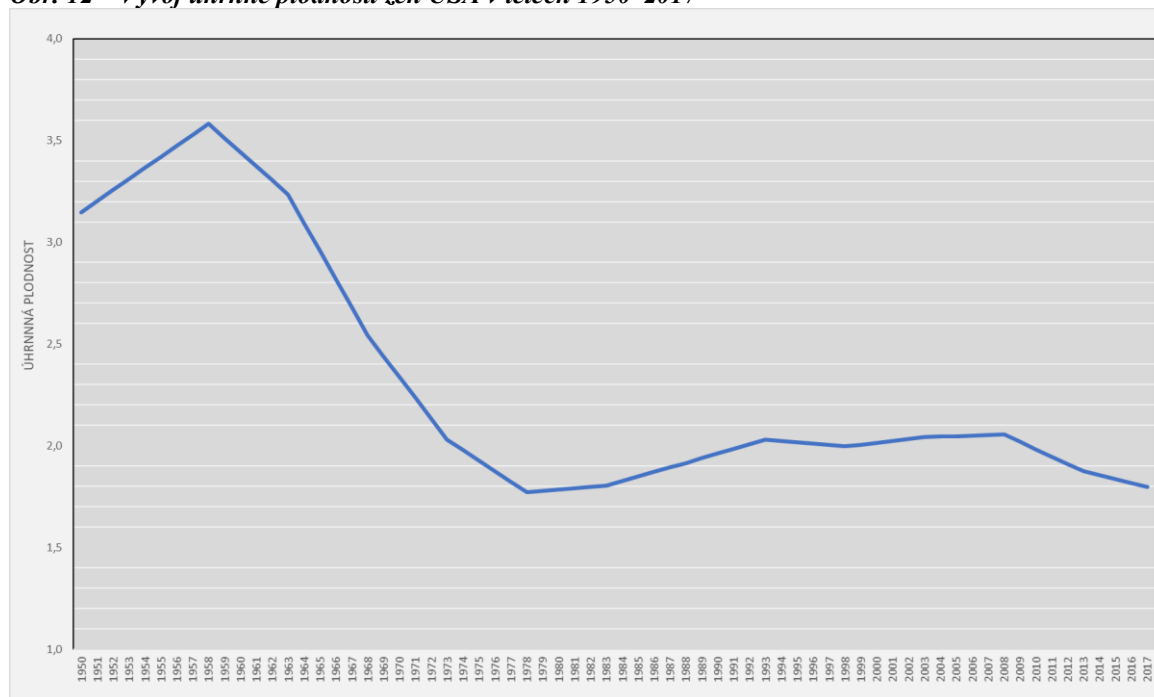
S koncem 2. světové války začíná prudký nárůst úrovně porodnosti, nazývaný „Baby Boom“. Souhra několika faktorů jako např. návrat mužů po válce vede k růstu intenzity sňatečnosti a tímto se zahajuje pořizování „odkládaných dětí“, nebo zlepšení hospodářské situace v zemi, kdy se zvyšuje počet dostupných pracovních míst a rostou také platy. Ve Spojených státech tento pozitivní trend ve směru zaměstnaní je podpořen vládou, která provádí změny ve vzdělávacím systému. V poválečném období vláda umožňuje vzdělávání dospělých lidí a široké veřejnosti, kterým jinak další vzdělávání není dostupné z finančních důvodů. Pozitivní reprodukční trend je podpořen následným zlepšením sociálního postavení ve společnosti nově vzdělaných lidí a jejich lepším platovým ohodnocením (Klein, 2004). Mezi lety 1950–1960 „Baby Boom“ dosahuje svého vrcholu. Hodnota úhrnné plodnosti se dostává v tomto období nad úroveň 3,7 dětí v průměru na 1 ženu v reprodukčním věku. Hodnota hrubé míry přirozeného přírůstku dokonce i v roce 1970 činí až 8,04 ‰. Narozená v tomto období početná generace má do dnes velký vliv na věkové rozložení obyvatelstva a vytváří určitý tlak na americký pracovní trh a dále i na systém zdravotnictví. Po roce 1960 se tendence ve vývoji intenzity plodnosti obrátila opačným směrem a dochází k poklesu plodnosti. Jednou z příčin je změna v postavení žen ve společnosti. Podíl žen s vysokoškolským vzděláním a jejich participace na trhu práce výrazně roste. Další příčinou byl i dodnes přetrvávající problém zvýšení investic a nákladů na výchovu dítěte (Klein, 2004).

Vysoká úroveň plodnosti po 2. světové válce trvá až do 2. poloviny 50. let. Po roce 1960 plodnost mírně klesá. V roce 1965 nejvyšší soud ruší zákony zakazující manželským párům používat antikoncepci, což může mít vliv na pokles intenzity plodnosti, avšak více patrný vliv je pozorovatelný na počtu provedených ÚPT. Na konci 70. let vlivem do určité míry užíváním antikoncepce a legalizace potratů od 70. let klesá hodnota úhrnné plodnosti až na úroveň 1,7 dětí v průměru na 1 ženu v reprodukčním věku, což je nejnižší hodnota. Následuje dlouhodobý pokles hodnot hrubé míry přirozeného přírůstku po poválečném kompenzačním efektu porodnosti a tento pokles trvá dodnes.

V USA se úhrnná plodnost začala mírně zvyšovat od roku 1979. Tento pozvolný vzestup je zapříčiněn z větší části imigrací stále většího počtu přistěhovalců původem z Latinské Ameriky, kteří vykazují jiné reprodukční chování a poměrně vysoké hodnoty úhrnné plodnosti. Mezitím úroveň plodnosti bělošské populace nehispanšského původu pokračuje v poklesu. Začátkem 80. let 20. století pokles plodnosti pomalu končí a mění se na stoupající trend a v roce 1993 činí 2,03 dětí na 1 ženu (Obr. 12). Nicméně od poloviny 70. let 20. století až do současnosti zůstává úroveň plodnosti USA těsně pod úrovní prosté reprodukce, pouze s výjimkou roku 2006, kdy poprvé od období „Baby Boomu“ USA dosahuje úrovně prosté reprodukce. V roce 2006 je úhrnná

plodnost, očekávaný počet dětí, které by žena porodila během svého života v reprodukčním období, 2,10, což je úroveň, která by byla vyžadována k nahrazení populace (Martin et al., NCHS, 2009). Na počátku 21. století úhrnná plodnost v USA sice klesá často i pod hodnotu prosté reprodukce, avšak kolísá kolem hodnoty 2 dětí na 1 ženu. V roce 2015 úhrnná plodnost žen činí pouze 1,83 dítěte, přesto USA patří do skupiny zemí s nejvyšší úrovní plodnosti (Tab. 5).

Obr. 12 – Vývoj úhrnné plodnosti žen USA v letech 1950–2017



Zdroj dat: UN data (2019), vlastní zpracování.

Pozitivním výsledkem vysoké úrovně plodnosti je zejména zpomalení procesu stárnutí populace. Rozdíly v trendu vývoje úrovně plodnosti mezi různými rasami v USA nejsou výrazné, téměř všechny skupiny v roce 2018 vykazují snížení intenzity plodnosti. Nejvíce citlivou skupinou jsou ženy asijského původu a nejmenší pokles vykazují ženy bělošské a černošské populace nehispanšského původu. Nicméně dá se říct, že americká celková plodnost je posílena plodností žen hispanšského původu, jejichž celková plodnost je 2,89 dětí na 1 ženu. Ženy hispanšského původu a afroamerické ženy mají hodnotu úhrnné plodnosti přes 2,11 dětí na 1 ženu, což je hodnota odpovídající celostátnímu průměru. Vysoká úroveň úhrnné plodnosti žen hispanšského původu je velmi ovlivněna plodností žen z Mexika. Mexičané mají vyšší intenzitu sňatečnosti a mají tendenci mít více dětí než většina ostatních skupin imigrantů. Pro Američanky mexického původu je hodnota úhrnné plodnosti 3,06 v roce 2005, v porovnání s 2,14 dětí na 1 ženu pro Portorikánky a 1,58 pro imigrantky pocházející z Kuby (Martin et al., NCHS, 2009). Úroveň plodnosti pro Američany původem z Mexika v druhé a další generaci je nižší než u imigrantů z Mexika první generace. Přistěhovalci z Mexika stále výrazně ovlivňují velikost americké populace. Podle jednoho odhadu mexičtí přistěhovalci a jejich potomci od 80. let 20. století pravděpodobně navýší populaci USA o 36 milionů narozených do roku 2040 (Johnson a Rendall, 2004).

Ženy bělošského nehispanšského původu v období 2001–2006 vykazují hodnotu úhrnné plodnosti kolem 1,86 dětí na 1 ženu, a to je jednou z nejvyšších úrovní plodnosti v Evropě. Například ve Švédsku se tato hodnota rovná 1,85 nebo ve Spojeném království 1,85 dětí na 1 ženu (Institut

National d'Études Démographiques, 2008). Vysoká úroveň plodnosti v kombinaci s vysokou úrovní imigrace do Spojených států zklidňují obavy z početního poklesu populace.

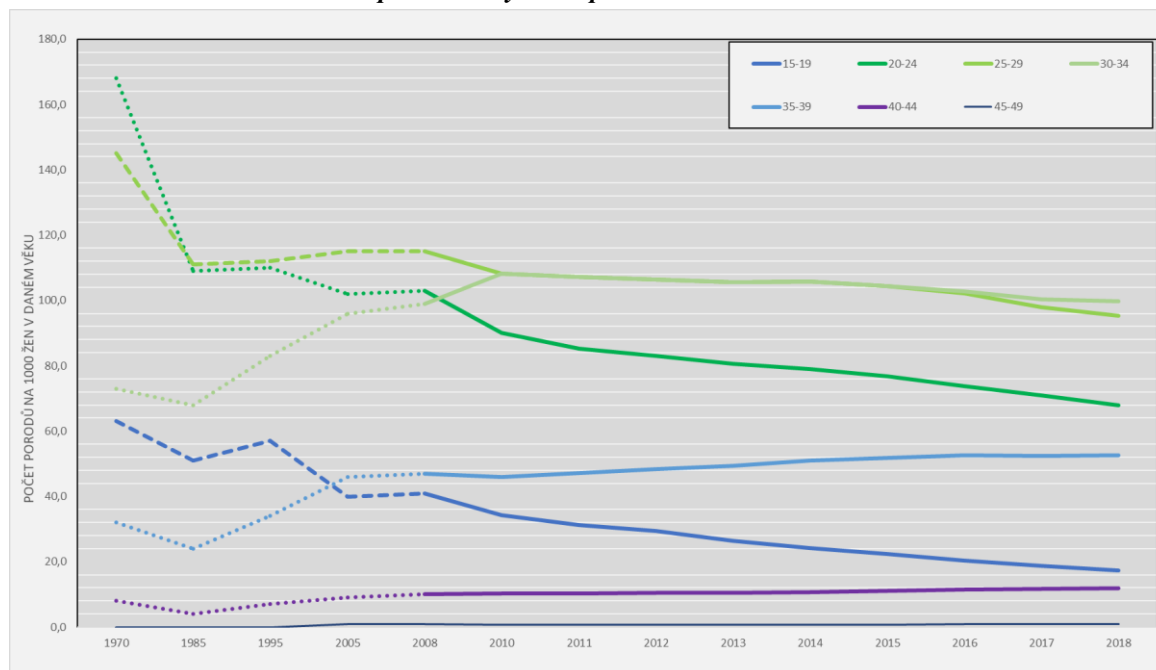
Hodnoty měr plodnosti podle věku žen také vykazují určité změny. V období „Baby Boomu“ dochází v USA ke zvýšení měr plodnosti ve všech věkových kategoriích. Nejvýraznější vzestup zaznamenává skupina žen ve věku 20–24 let. Ve 2. polovině 20. století hodnoty měr plodnosti podle věku žen klesají ve všech věkových kategoriích. Velmi pozitivní zprávou je stálý pokles hodnot měr porodnosti dospívajících žen, tzn. ve věku 15–19 let. Hodnota tyto míry se každoročně od roku 2009 snižuje na nové minimum. Ve všech rasových skupinách se hodnota míry porodnosti žen ve věku 15–19 let snižuje (Tab. 6) Rozdíly v hodnotách měr plodnosti podle věku mezi subpopulacemi také existují.

Tab. 6 – Míry plodnosti žen, počet živě narozených dětí na 1 000 žen v dané věkové skupině v USA ve vybraných letech 1970, 1980, 1990, 2000, 2010, 2015 a 2018

Věková skupina	Rok						
	1970	1980	1990	2000	2010	2015	2018
15–19	63,0	51,0	57,0	40,0	34,2	22,3	17,4
20–24	168,0	109,0	110,0	102,0	90,0	76,8	68,0
25–29	145,0	111,0	112,0	115,0	108,3	104,3	95,3
30–34	73,0	68,0	83,0	96,0	108,3	104,3	99,7
35–39	32,0	24,0	34,0	46,0	45,9	51,8	52,6
40–44	8,0	4,0	7,0	9,0	10,2	11,0	11,8
45–49	0,0	0,0	0,0	1,0	0,7	0,8	0,9

Zdroj dat: UN data (2019), vlastní zpracování.

Nejmenší pokles hodnot měr plodnosti dle věku zaznamenávají ženy bělošské populace nehispanšského původu, což je možné, protože tyto hodnoty již jsou nízké. Naopak největší pokles hodnot měr plodnosti dle věku je zaznamenán u žen asijského původu. Hodnoty měr plodnosti pro ženy ve věkové skupině 20–24 let od roku 2006 obdobně trvale klesají. Se stoupajícím podílem žen studujících na vysoké škole a se stoupajícím podílem žen na trhu práce dochází k odkládání těhotenství do pozdějšího věku a nárůstu věku matky při 1. porodu (Kirmeyer, NCHS, 2011). Šíření metod antikoncepce a legalizací ÚPT nahrává změnám v reprodukčním chování žen a plánovanému rodičovství. Výsledkem je významný pokles hodnot měr plodnosti, zejména v nejmladší věkové skupině žen, a to vede k celkovému zvyšování průměrného věku matky při 1. porodu. Od 90. let 20. století míry plodnosti žen ve věku 20–24 klesají a míra plodnosti starších žen ve věku 30–34 let narůstá (Obr. 13). Mírný pokles zaznamenává i hodnota měr plodnosti žen ve věku 25–29 let. Plodnost žen je častěji realizována ve vyšším věku. Je pozoruhodný vzestup intenzity plodnosti u žen ve věku 40–44 let, pro tuto věkovou skupinu od roku 1985 téměř nepřetržitě platí stoupající trend. Společenské změny od 70. let jako spolehlivější metody antikoncepce a liberálnější přístup k ÚPT zabezpečuje ženám plnou kontrolu nad možnou volbou, kdy a kolik dětí mít.

Obr. 13 – Počet dětí na 1000 žen podle věkových skupin v USA v letech 1970–2018

Zdroj dat: UN data (2019), vlastní zpracování.

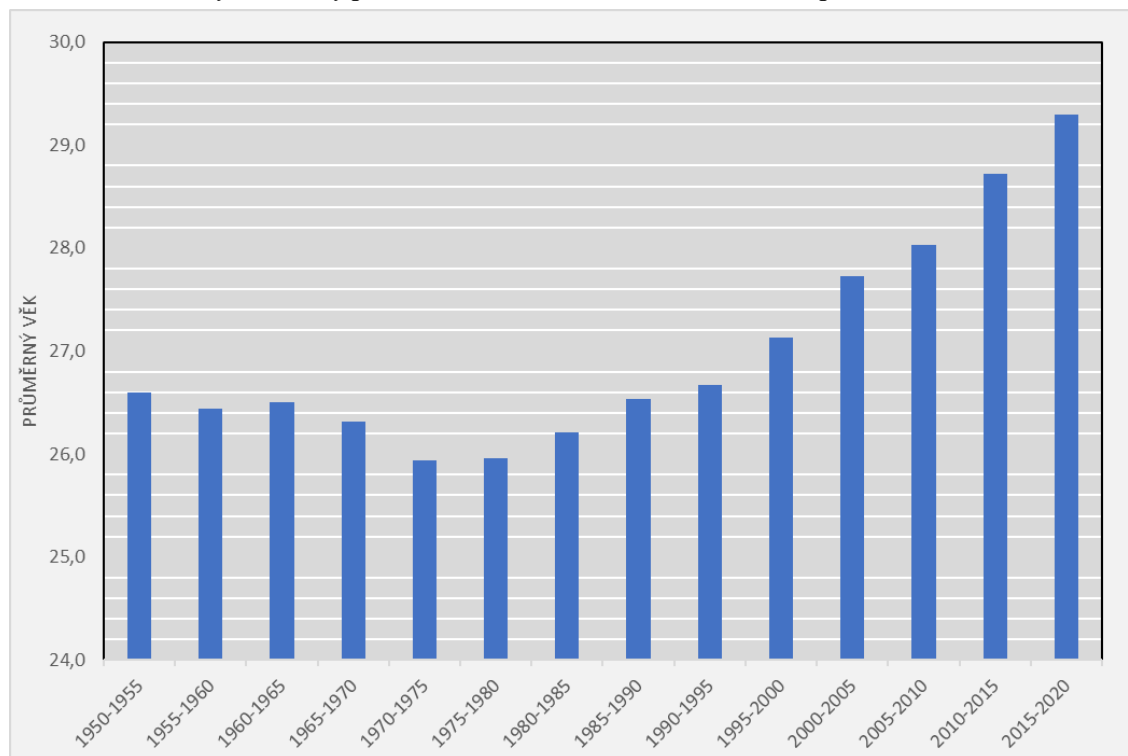
Prosazování rovnosti mezi pohlavím, následující vysoká úroveň účasti žen na pracovním trhu spolu s rostoucí úrovní vzdělanosti a prodlužování délky vzdělání potenciálních matek, se odráží na zvýšení průměrného věku matky při narození dítěte. Roste průměrný věk matky při porodu (Obr. 14), a to z důvodu odkládání narození dítěte do vyššího věku a do určité míry nárůstu podílu žen, které rodí i ve starším věku dětí vyššího pořadí.

Po 2. světové válce díky kompenzačnímu efektu kolísá průměrný věk matky při porodu kolem 26 let. Na konci 70. let 20. století průměrný věk matky při porodu činí 26,3 let, poté dosahuje nejnižší hodnoty 25,9 let v období 1970–1975 a následně opět pokračuje stoupající trend (Obr. 14). Do roku 2015 tato hodnota stoupá o 2,4 let a činí 28,7 let. Hodnota průměrného věku matky při 1. porodu logicky také roste, a to ještě intenzivnějším tempem. Zatímco v roce 1956 je průměrný věk matky při 1. porodu 20,3 let, což je minimem za celé století, do konce 20. století se zvyšuje na hodnotu 25 let (Klein 2004). V roce 2018 je průměrný věk matek při 1. porodu 26,9 let. Nárůst hodnot průměrného věku matky při 1. porodu roste od 2. poloviny 20. století v průměru o 0,10 let a hodnoty průměrného věku matky při porodu 2krát pomaleji, a to v průměru o 0,05 let za rok. Nárůst průměrného věku matky při porodu od 90. let částečně odráží pokles míry plodnosti žen ve věku 15–20 let a ve věku 30–40 let pro dítě 1. pořadí. Průměrný věk matky při 1. porodu se zvyšuje trvalé téměř pro všechny skupiny obyvatel odlišné původem. Nejvyšší průměrný věk je u žen bělošské populace nehispanšského původu (30,5 let v roce 2018) a nejnižší hodnotu vykazují ženy černošské populace nehispanšského původu a hispanšského původu (25 let a 25,1 let v roce 2018).

Co se týče vztahu úrovně plodnosti a vzdělání, tak obecně platí i v USA, že s rostoucím průměrným počtem let strávením vzděláním pro ženy klesá počet narozených dětí a 1 ženu v reprodukčním věku. V období 50. až 70. let 20. století ženy se základním vzděláním mají přibližně o jedno dítě více než ženy s vysokoškolským vzděláním na 1 ženu v reprodukčním věku.

Ženy v roce 1970 ve věku 20–24 let se základním vzděláním mají 2 155 dětí na 1 000 žen v reprodukčním věku, ženy se středním vzděláním mají 1 816 a s vysokou školou 595 dětí na 1 000 žen v reprodukčním věku. Starší ženy ve věku 35–44 let se základním vzděláním mají 4 156 na 1 000 žen, se středním vzděláním 3 366 a ženy s vysokou školou mají 2 898 dětí na 1 000 žen v reprodukčním věku. Ženy s vyšším vzděláním realizují plodnosti v pozdějším věku, proto míra porodnosti vysoce vzdělaných žen je s věkem vyšší, nicméně je nejnižší ze všech vzdělanostních skupin. Úroveň plodnosti žen dle vzdělání různého původu vykazuje obdobné tendence. Postupem času úroveň plodnosti klesá, a to ve všech vzdělanostních skupinách žen. Nepřímo úměrný vztah úrovně plodnosti a výše dosaženého vzdělání je zachován i v 90. letech u žen ve věku 20 až 29 let, změna je u žen starších 30 let. V roce 1994 ženy ve věku 20–24 se základním vzděláním mají 248 na 1 ženu a vysokoškolačky mají pouze 56 za 1 000 žen s reprodukčním věku. Obdobný trend vývoje měr porodnosti je u žen ve věku 25–29 let. Naopak ženy ve věku 30–34 let vysokoškolačky mají nejvyšší úroveň porodnosti 124 dětí, poté následují ženy se středním vzděláním s 107 dětmi na 1 000 žen. Hodnoty v ostatních vzdělanostních skupinách jsou mnohem nižší, a to kolem 54–70 dětí na 1 000 žen. Obdobný trend je pozorován u starších žen. Souvisí to převážně s odkládáním porodu do vyššího věku kvůli vzdělání a práci. Obdobné trendy vykazují ženy černošského a hispánského původu. Celkově vyšší hodnoty úhrnné plodnosti žen dle původu mají ženy se základním vzděláním, poté se středním a nejnižší hodnoty jsou u vysokoškolaček. Naopak ženy bělošského původu se základním vzděláním mají nejnižší úhrnnou plodnost a nejvyšší hodnoty vykazují ženy se středním vzděláním s maturitou a vysokoškolačky. Úhrnná plodnost klesá ve všech vzdělanostních skupinách (Castro-Martin, 1995). Pozoruhodný ale je měnící se trend v 21. století. V roce 2019 nejnižší hodnotu úhrnné plodnosti mají ženy se základním vzděláním a to 34 dětí na 1 000 žen v reprodukčním období. Poté následují ženy s bakalářským titulem s hodnotou 53 dětí, a 56 dětí na 1 000 žen mají ženy se středním vzděláním. Nejvíce dětí mají ženy s magisterským titulem a vyšší úrovni vzdělání a to 61 dětí na 1 000 žen.

Obr. 14 – Průměrný věk matky při narození dítěte v USA od 1950 až 2020 po 5 letech



Zdroj dat: Bureau U. S. (2019), vlastní zpracování.

Co se týče legitimacy narozených dětí, tak v USA jako ve většině vyspělých státech kontinuálně roste podíl dětí narozených mimo manželství. V roce 1950 se pouze 4 % všech dětí narodilo mimo manželství. V roce 1986 tento podíl dětí činí 23 % a do roku 1990 se téměř 70 % dětí narodilo v manželství. Na konci 20. století se narodilo již 32 % dětí mimo manželství a v roce 2015 podíl dětí narozených mimo manželství činí 40,2 %. (NCHS, 2005; Martin et al., NCHS, 2009).

Podíl mimomanželských dětí se liší podle věkových skupin žen, jak ukazují některé studie pocházející z 50 let 20. století a počátku 21. století. V polovině 20. století se mnoho vědců zaměřilo na analýzu narůstající intenzity plodnosti nejmladších žen žijících nesezdaně. Ačkoli kolem 40 % všech narozených dětí ve Spojených státech jsou narozeny mimo manželství, jen určitá část dětí je narozená svobodným matkám samoživitelkám bez partnera. Až do 90. let americká statistika ignorovala, že svobodný rodič může žít nesezdaně s partnerem a podíl dětí narozených mimo manželství spadá do podílu narozených osamělému rodiči. Vysoká intenzita plodnosti mladých žen žijících nesezdaně na konci 20. století vyvolává záměrný výzkum v této oblasti, ale těsně po tom intenzita plodnosti mladších věkových skupin klesá na úroveň, která nebyla zaznamenána za 2 poslední desetiletí. Zatímco v roce 1970 ženy teenagerky porodily 50 % všech nemanželských dětí, v roce 1999 to bylo jen 29 % (Ventura et al., NCHS, 2000). Naproti tomu počet porodů svobodných žen ve věku 20 let prudce roste, protože ženy odkládají manželství, ale neodkládají porod dětí. V období 2000–2010 úroveň plodnosti svobodných žen ve věku 20 let překročil úroveň plodnosti svobodných žen teenagerek (Martin et al., NCHS, 2009). Porod mimo manželství zůstává méně přijatelný mezi vysokoškolsky vzdělanými ženami, které stále mají tendenci následovat konvenční cestu: tzn. dokončit vzdělání, pak se vdát a pak mít děti. Naopak porod mimo manželství se stává mezi méně vzdělanými ženami ve věku 20–30 let mnohem běžnější. V období

1997–2001 je 93 % žen s ukončeným vysokoškolským vzděláním, které porodily v manželství, oproti 71 % žen s ukončením středním odborným vzděláním, 57 % žen se střední školou a 39 % žen bez středoškolského vzdělání (Kennedy a Bumpass, 2008). Z uvedeného je patrný přímo úměrný vztah mezi vzděláním a podílem žen rodičích v manželství. K nárůstu podílu dětí narozených mimo manželství dochází postupně mezi roky 1986–2015 a to z důvodu narození dítěte rodičům žijícím nesezdaně (Obr. 15). Tento fakt naznačuje, že dochází k toleranci narození dítěte mimo manželství a spíše v nesezdaném soužití.

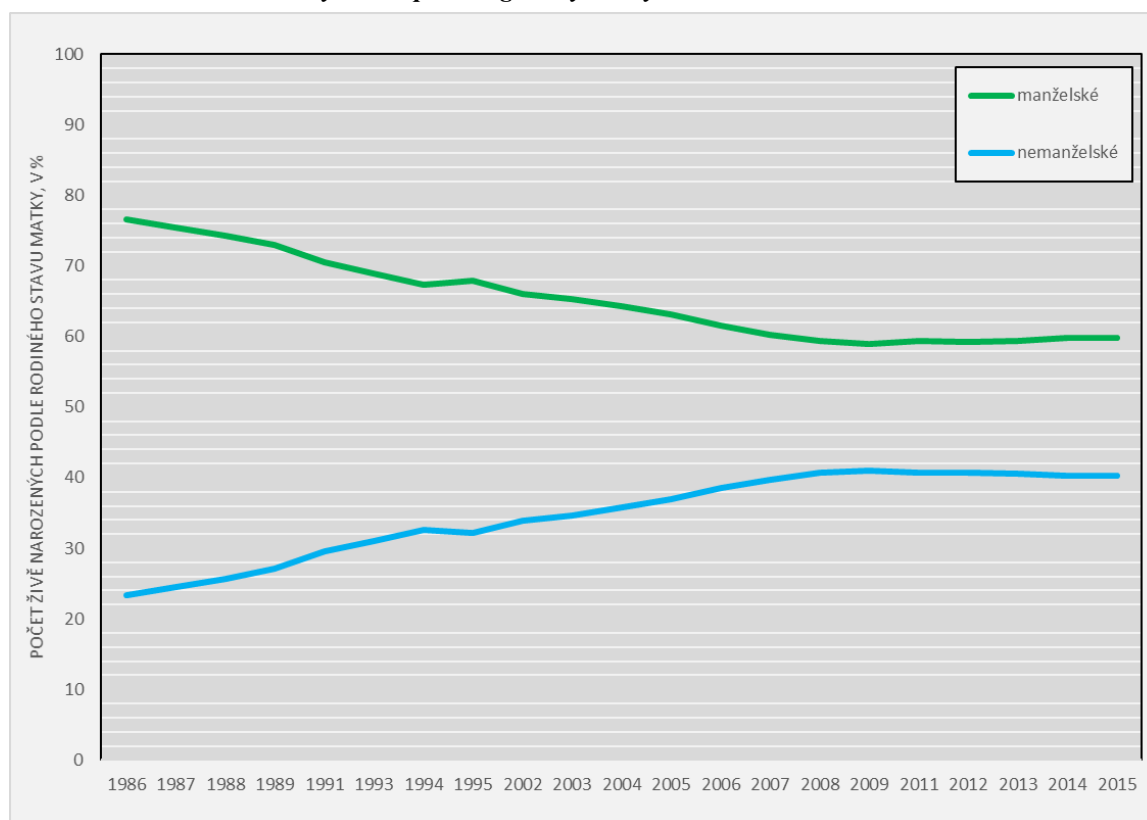
Dle šetření v populaci podle sociálních skupin, kde je v okolí jedince jen několik trvalých manželství, jedinec vnímá manželství jako velké náklady a porod mimo manželství je ekonomicky rozumnější cestou (Edin a Kefalas, 2005). Odhaduje se, že polovina svobodných matek žije v kohabitaci s otcí svých dětí (Kennedy a Bumpass, 2008). Velký vliv na zvýšení podílu nemanželských dětí od 90. let 20. století má právě zvýšení intenzity plodnosti kohabituujících žen. V průběhu 90. let podíl dětí narozených vdaným matkám se v průběhu desetiletí snižuje, ale podíl dětí narozených svobodným osamělým matkám (tj. ani vdaným ani kohabituujícím) zůstává konstantní na úrovni 16 %. Pouze podíl narozených svobodným matkám v kohabitaci roste z 11 % na 18 % v 90. letech 20. století. Kohabitace se stává stále důležitějším aspektem v kontextu plodnosti žen. Předpokládá se, že počet dětí se bude v tomto typu rodiny zvyšovat. Vyšší úroveň tolerance narození dítěte v nesezdaném soužití může vyvolávat pocit nestability a nejistoty. S ohledem na tento vývoj zaleží na adaptaci právního nastavení v konkrétním státě, aby kohabitace z právního hlediska byla brána jako manželství. Největší vliv na pocit jistoty zůstává osobní vnímání jedinců odpovědnosti vyplývající z podobné formy soužití, aby tento faktor měl nejmenší dopad na intenzitu plodnosti žen. Pocit nejistoty a nestability u kohabitací je dokonce podložen statisticky. Pravděpodobnost rozpadu kohabitace je mnohem vyšší než pravděpodobnost rozvodu stejně tak, častěji se rozpadne manželství po zkušenosti s kohabitací (Heuveline et al., 2003; Bumpass a Lu 2000).

Zkušenosti z blízkého okolí s omezením svobody, vysoké náklady materiální a nemateriální v období těhotenství a následující péči o dítě může určitým směrem ovlivnit rozhodování žen o tom mít a kdy mít dítě. Momentální a budoucí náklady a investice přímo závisí na zdravotním stavu matky a dítěte, dostupnosti a využívání zdravotní péče, komplikace spojené s porodem a následky. Náhled do aktuálních dat pomůže lépe porozumět s čím se potýká matka a co může do určité míry mít vliv na rozhodování matek dnes a dalších generací žen o svoji plodnosti.

Plodnost v USA prošla řadou změn, které mají velmi silný vliv na populační vývoj země, zvláště na přirozený pohyb obyvatelstva a jeho strukturu. Úroveň a struktura plodnosti v USA je v tomto ohledu výjimkou se svými hodnotami úhrnné plodnosti kolem 2,1 a poměrně vysokými mírami plodnosti ve věkové skupině žen 20–24 let. Z hlediska perspektivy budoucího populačního vývoje mají Spojené státy lepší předpoklady než některé vyspělé státy. USA dosahuje vyšších hodnot plodnosti díky vysokým mírám plodnosti populace hispánského a černošského původu. Na druhou stranu někteří autoři uvádějí, že vyšší úroveň plodnosti v nižším věku jsou ukazatelem narůstajícího počtu obyvatel žijících v chudobě. Velmi nízké hodnoty plodnosti u bělošského obyvatelstva nehispanšského původu v USA jsou dány změnami chování a podmíněnými socioekonomickým vývojem. „Baby Boom“ z 50. a 60. let 20. století stále výrazně ovlivňuje věkovou strukturu obyvatelstva. Celkově dochází ke stárnutí populace země. Nyní se blíží doba,

kdy celá početně silná generace „Baby Boomerů“ odejde do penze a tím se zvýší ukazatele jako index stáří a index závislosti.

Obr. 15 – Počet živě narozených dětí podle legitimacy matky v USA v letech 1986–2015



Zdroj dat: UN data (2019), vlastní zpracování.

6.4 Potratovost

Studium procesu potratovosti navazuje na analýzu demografické reprodukce díky těsné souvislosti s prenatální úmrtností dětí a porodností. Intenzita potratovosti závisí na celkovém populačním prostředí, propagaci, dostupnosti a rozšiřování antikoncepčních prostředků, legislativou a dalšími způsoby kontroly plodnosti, plánovaného rodičovství a zakládání rodin. Proces potratovosti je skládán z přirozené a indukované potratovosti, nicméně větší podíl a vliv na tento proces má počet umělých přerušení těhotenství od doby legalizace ÚPT.

V roce 1973 je legalizované umělé přerušení těhotenství v USA, ale určení pravidel a omezení spolu s jejich financováním se dodnes liší stát od státu a zůstává v rukou federální vlády jednotlivých států. Od roku 1965 nejvyšší soud zrušil zákony zakazující manželským párům používat antikoncepci, a v roce 1972 zrušil zákony zakazující nesezdaným párům kupovat antikoncepci (*Eisenstadt v. Baird*)³, což také mělo přímý vliv na případný pokles absolutního počtu

³ Případ *Eisenstadt v. Baird* byl ukončen významným rozhodnutím Nejvyššího soudu USA, který povolil nesezdaně žijícím lidem kupovat antikoncepci na stejném právním základě jako manželským párům.

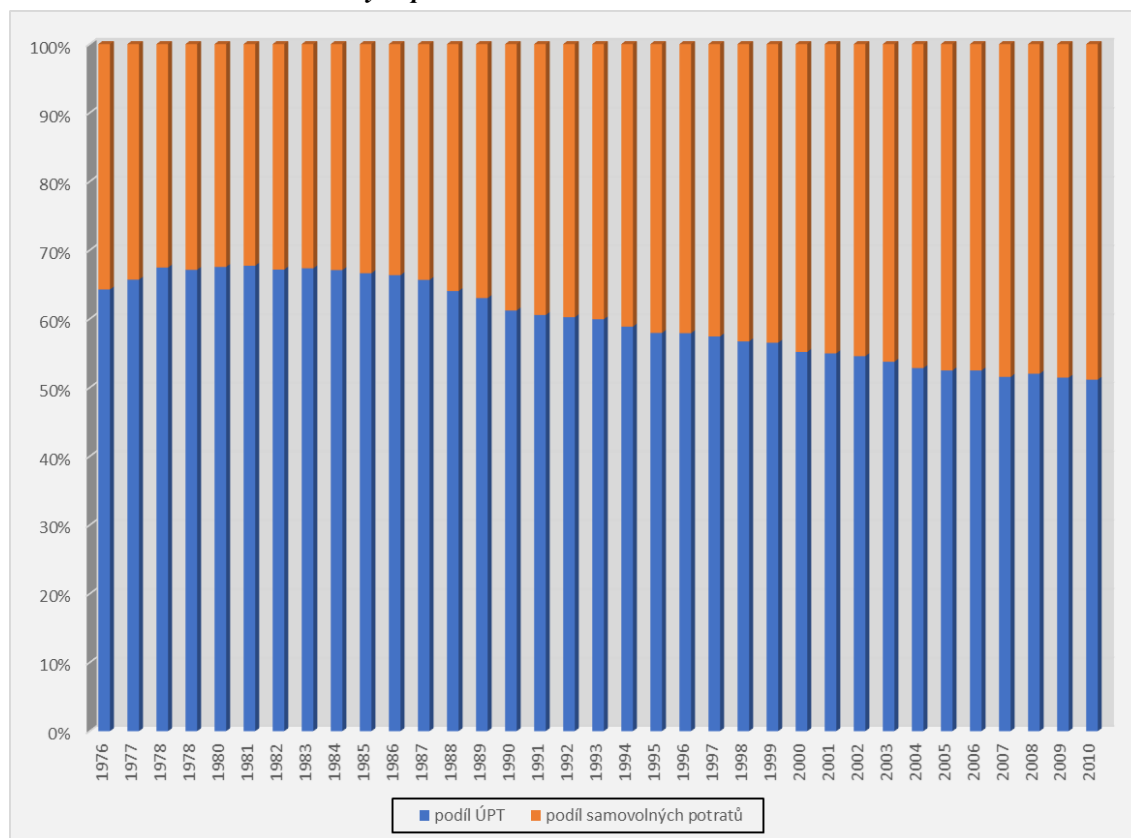
provedených ÚPT. Od roku 1992 je dána větší volnost federální vládě rozhodovat o pravidlech ÚPT, jejich regulaci a omezení.

Ve 2. polovině 20. století počet mrtvě narozených po 20. týdnu těhotenství⁴ činí skoro 100 % všech potratů, ale tato informace není relevantní, protože ÚPT byly zakázané a určitá část se mohla papírově vykazovat jako mrtvě narozené dítě (Příloha 5, rok 1970). Tedy zahrnuté do počtu mrtvě narozených dětí po 20. týdnu těhotenství jsou i počty ÚPT před 20. týdnem těhotenství. Od roku 1973 by mohly být tyto statistiky vypovídající a je vidět, že počet mrtvě narozených je poměrně stabilní v čase a počátkem 21. století dokonce klesá. V období 1950–1960 počet mrtvě narozených po 20. týdnu těhotenství je velmi vysoký a to mezi 80 a 90 tisíci. V roce 2000 tento počet byl kolem 13 až 14 tisíc a po roce 2010 klesá pod 12 tisíc.

Co se týče počtu samovolných potratů data nejsou dostupné za celé studované období, ale od konce 70. let do konce 20. století, kdy jejich počet pomalu narůstá z hodnoty 655 tisíc v roce 1976 na hodnotu 1029 tisíc v roce 2000 (Příloha 4). Podíl samovolných potratů na celkovém počtu potratů v roce 1980 činí 32 % a od té doby trvale roste až na hodnotu skoro 49 % v roce 2010. V roce 1996 pouze 62 % těhotenství skončí porodem živého plodu, 22 % skončí umělým přerušáním těhotenství, 16 % je ukončeno samovolným potratem nebo porodem mrtvého plodu od 20. týdnu těhotenství (Abdelazim, 2017). Trendy v potratovosti v období 1980 až do dnes jsou poměrně stabilní s výjimkou počtu ÚPT (Tab. 7). Podíl ÚPT na celkovém počtu potratů v roce 1980 tvoří 67 % a pomalu stále ve sledovaném období klesá na hodnotu 51 % v roce 2010 (Obr. 16). Od roku 1990 převládá klesající trend: počet živě narozených klesá o 8 %; ÚPT o 16 % a počet mrtvě narozených o 4 %. Naopak umělé přerušování těhotenství ze zdravotních důvodů plodu nebo matky roste z 70 tisíc v roce 2000 na skoro 340 tisíc v roce 2017. Tím, že trendy v procesu potratovosti jsou nejvíce ovlivněny počtem ÚPT, následující část podkapitoly se věnuje právě jim (Příloha 5 a Obr. 16).

.....

⁴ Mrtvě narozené dítě po 20. týdnu těhotenství bylo zahrnuté do procesu potratovosti jako potrat v USA a výrazně ovlivňovalo statistiky hlavně na začátku druhé poloviny 20. století.

Obr. 16 – Podíl ÚPT a samovolných potratů v USA v letech 1950–2010

Zdroj dat: CDC (2019), vlastní zpracování.

Úroveň indukované potratovosti v USA prudce roste od roku 1973. Ve Spojených státech amerických od tohoto roku zůstává problematika umělého přerušení těhotenství žhavou otázkou. Proti sobě stojí průkopnický názor o povolení ÚPT nejvyšším soudem v případě *Roe v. Wade*.⁵ O svobodě volby žen a katolické církve. Progresivní rozvoj ve všech sférách života, početně rostoucí prosperující střední třída a povinné absolvování základní a střední školy pro všechny přispívá k 1. generaci vzdělaných, ekonomicky nezávislých žen, neochotných opakovat životy matek a babiček, kdy reprodukce definovala styl celého života ženy. Navzdory dnešnímu pokroku a obrovskému vlivu feministických hnutí a hnutí k rovnosti pohlaví v USA je problematika ÚPT hodně důležitá, přitahuje neskutečný zájem společnosti a je aktuální každé období voleb. Od roku 2007 je možnost nepovolit ženě umělé přerušení těhotenství po 16. týdnu těhotenství závislá na federální úrovni.

⁵ Případ *Roe v. Wade* je jeden z nejkontroverznějších v americké historii. Tento případ Nejvyššího soudu se týkal zákazu interrupce v USA. Podle rozhodnutí Nejvyššího soudu v tomto případě většina tehdejších protiinterrupčních zákonů porušovala právo na soukromí podle 14. dodatku Ústavy Spojených států, takže je následně musela většina států změnit. Fakticky této rozhodnutí vyústilo v povolení interrupcí na celém území USA. Odpůrci potratů obviňují spolu Nejvyšší soud ze soudcovského aktivismu.

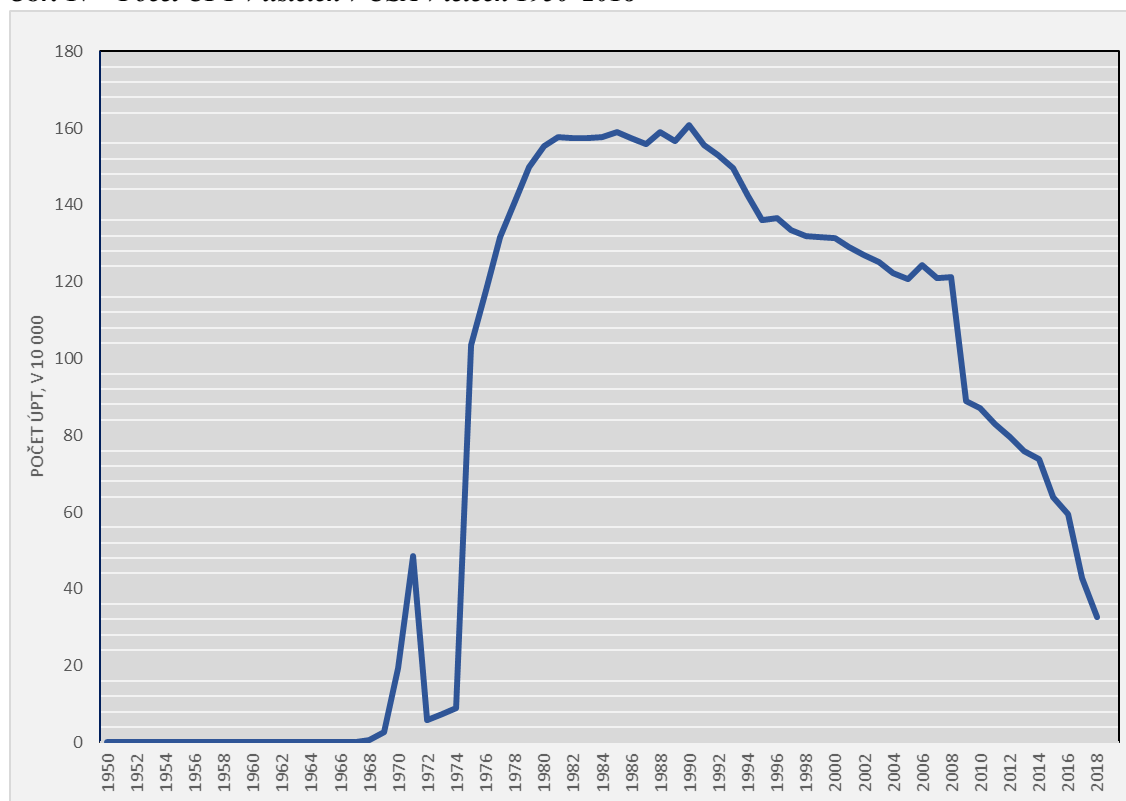
Tab. 7 – Základní ukazatele potratovosti obyvatelstva USA ve vybraných letech 1950, 1960, 1970, 1980, 1990, 2000, 2010 a 2015

Ukazatel	Rok							
	1950	1960	1970	1980	1990	2000	2010	2015
Počet samovolných potratů	-	-	-	746 000	1 011 000	1 029 000	1 053 000	-
Počet mrtvě narozených dětí	83 200	94 500	127 628	78 879	67 696	13 948	11 870	11 354
Počet ÚPT	7	292	193 491	1 553 890	1 608 620	1 313 000	871 053	639 562
Obecná míra potratovosti / na 1000 žen v reprodukčním věku	-	-	5,0	25,0	24,0	16,0	14,4	11,8
Index potratovosti / na 1 000 živě narozených dětí	-	-	52	359	345	246	228	188
Podíl ÚPT / %	-	-	-	67,6	61,2	55,2	51,2	-
Podíl samovolných potratů / %	-	-	-	32,4	38,8	44,8	48,8	-

Zdroj dat: UN data (2019), vlastní zpracování.

Do 70. let 20. století provedení umělého přerušení těhotenství bylo možné pouze v některých případech ohrožujících život ženy, dobrovolné ÚPT nebyly legální, proto statistika z té doby nemá požadovanou vypovídací schopnost tzn. vysoký podíl mrtvě narozených dětí (Příloha 5). Od roku 1973 kdy absolutní počet umělých přerušení těhotenství je nejnižší, skoro 616 tisíc ÚPT, tento počet roste. Maximální počet ÚPT bylo v roce 1991, kdy bylo provedeno přes 1,6 milionů umělých přerušení těhotenství. Po roce 1992, kdy na federální úrovni se mohlo rozhodovat o pravidlech omezování ÚPT, absolutní počet ÚPT klesá. Výkyvy v těchto počtech zaleží na změnách v zákonu jednotlivých států. V roce 1996 počet klesá na 1,36 milionů a již v roce 1998 je menší než 1 milion ÚPT, a to něco málo přes 910 tisíc. Přibližně 862 tisíc ÚPT je provedeno v roce 2017, a to je o 7 p. b. méně než v roce 2014 (926 tisíc ÚPT, Obr. 17). Dá se mluvit o klesajícím trendu, i když počty dodnes jsou ovlivněné omezeními na federální úrovni jednotlivých států.

Obr. 17 – Počet ÚPT v tisících v USA v letech 1950–2018



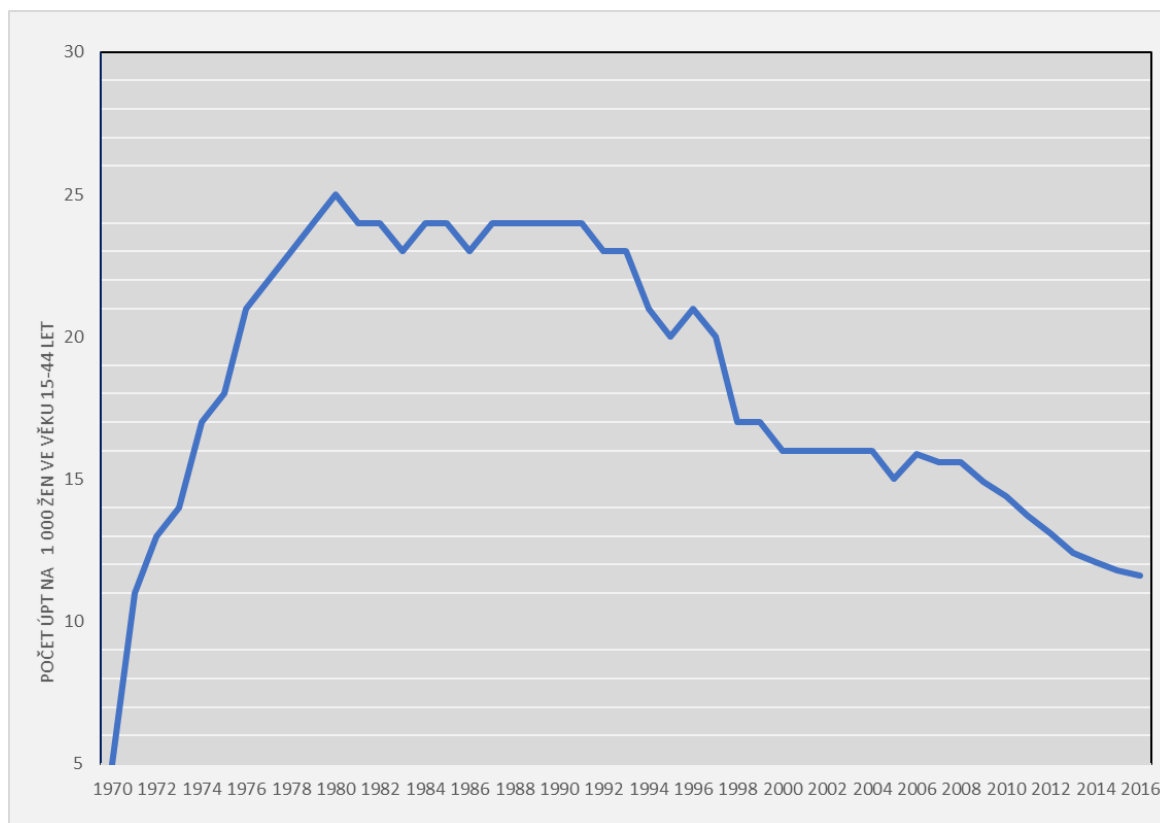
Zdroj dat: Historical abortion statistics, United States. R. Johnston (2019), vlastní zpracování.

Obecná míra potratovosti v roce 1972 a zase v roce 2012 nabývá hodnoty 13 potratů na 1 000 žen v reprodukčním věku. Nicméně mezi tyto lety hodnoty nejsou stabilní, během období 1973–1998 průběh vývoje hodnot obecné míry potratovosti značně kolísá a zaznamenává nejednoznačný vývoj v souvislosti se změnou politiky a názoru ve společnosti. Od 1. září roku 2019 podporuje negativní názor ohledně ÚPT 29 amerických států, 14 států je pro ÚPT a 7 států se přiklonilo k neutrálnímu postoji (Guttmacher institute, 2019).

V roce 1975 bylo přes 18 umělých přerušení těhotenství na 1 000 žen v reprodukčním věku a za 5 let v roce 1980 se tato hodnota téměř zdvojnásobila a činila 25 ÚPT na 1 000 žen, což je maximální hodnota. Nárůst do určité míry byl ovlivněn i změnou zákona v roce 1976, kdy nejvyšší soud zrušil zákon zakazující umělé přerušení těhotenství vdané ženě bez souhlasu manžela. Pak následuje oscilace v rozmezí od 23 do 24 ÚPT na 1 000 žen. V důsledku takto vysokých hodnot v roce 1991 vstupuje v platnost právní předpis, podle kterého je možné provést umělé přerušení těhotenství podle pravidel a omezení nastavených v každém státě jednotlivě. Rok 1992 se stává bodem zlomu.

V roce 1994 hodnota obecné míry potratovosti klesá na úroveň 21 ÚPT. V roce 1997 hodnoty klesají pod hranici 20 umělých přerušení těhotenství na 1 000 žen a rok na to obecná míra potratovosti na hranici 17 umělých přerušení těhotenství na 1 000 žen v reprodukčním věku (Obr. 18). Vývoj legislativy od roku 1948, kdy je zrušen zákaz mezirasového manželství, až do roku 1998, kdy Jižní Karolína je předposledním státem v USA a Alabama v roce 2000 poslední, které zruší zákaz mezirasového manželství, má do určité míry vliv na počet ÚPT (Glad 2014, Hansen, 2001). Pokud pár nemá možnost uzavřít manželství a dojde k těhotenství a nesezdané soužití není možným řešením, tak mohlo být přerušeno nechtěné těhotenství. Od počátku 21. století je ukazatel obecné míry potratovosti dokonce pod hranici 16 umělých přerušení těhotenství na 1 000 žen v reprodukčním věku a po roce 2012 klesá pod 12 ÚPT na 1 000 žen (Obr. 18).

Obr. 18 – Obecná míra ÚPT žen v USA v letech 1970–2016



Zdroj dat: CDC (2020), vlastní zpracování.

Index umělého přerušeni těhotenství má ve vývoji obdobnou tendenci jako obecná míra umělého přerušeni těhotenství (Příloha 6). V roce 1971 bylo 137 ÚPT na 1 000 živě narozených dětí a následně podíl roste až do roku 1980. Do konce 20. století index osciloval kolem hodnoty 350 až 300 ÚPT, zatím následuje období dlouhodobého poklesu. V roce 2000 tato hodnota klesá pod hranici 250 ÚPT a v roce 2016 činila 186 umělých přerušeni těhotenství na 1 000 živě narozených dětí (Tab. 7).

Míry potratovosti se liší podle věku žen. Četnost potratů je nejvyšší u mladých žen ve věku 20–29 let. V roce 2005 téměř 3 % žen z této věkové skupiny podstoupilo umělé přerušeni těhotenství. Podle Guttmacherského institutu sexuálního a reprodukčního zdraví (2019) z dlouhodobého hlediska počet umělých přerušeni těhotenství na 1 000 žen klesá především mezi mladými ženami zejména ve věkových skupinách 15–19 let. Většina žen podstupujících ÚPT, již má jeden porod za sebou, pro ilustraci v roce 2014 to bylo přes 59 % žen, které prošly umělým přerušeni těhotenství. Pro upřesnění, roce 2014 více než polovinu všech umělých přerušeni těhotenství v USA uskutečnily těhotné ženy starší 20 let. Ženy ve věku 20–24 let činily 34 % ze všech žen podstupující umělé přerušeni těhotenství, podíl žen ve věku 25–29 let odpovídal 27 % a ženy ve věku 18–19 let podstoupilo ÚPT v 8 % ze všech umělých přerušeni těhotenství. Nejmladší ženy do 15 let dosáhly 0,2 % v roce 2014. Pokles vykazuje i index potratovosti. Co se týče rozdílu dle vzdělání žen, které podstupují ÚPT, tak u žen se základním vzděláním je vyšší pravděpodobnost ÚPT než u jiných vzdělanostních skupin téměř po celém období. Obecně ženy

s vysokoškolským vzděláním jsou příznivější k potratům než ženy se základním nebo středoškolským vzděláním. Nicméně kategorie žen s vyšší úrovní dosaženého vzdělání má menší podíl uskutečněných ÚPT na celkovém počtu provedených umělých přerušování těhotenství.

Co se týče procentuálního rozložení žen podstupujících ÚPT dle původu s postupem času se rozdíly stávají menší a menší. Ženy bělošského původu činily 39 % v roce 2014 z celkového počtu žen podstupujících ÚPT. Podíl ženy černošského původu odpovídal 28 % a ženy hispánského původu podstoupily ÚPT v 25 %, 9 % žen bylo jiného původu. Něco kolem 16 % těhotných podstupujících ÚPT ve Spojených státech se narodilo mimo Spojené státy americké, poměr je srovnatelný se zastoupením imigrantů v americké populaci v roce 2014 (17 % z celkového počtu obyvatel USA). Chudší ženy upřednostňují ÚPT před porodem častěji než ženy s dostačujícím příjmem. V roce 2014 přibližně 75 % pacientek pocházelo z nižších příjmových skupin, které mají příjem nižší, než je hranice chudoby (15 730 USD na domácnost) na federální úrovni.

6.5 Sňatečnost

Uzavření manželství je bráno jako demografická událost opakovatelného charakteru, ke které může, ale nemusí nutně dojít. Počet uzavřených sňatků záleží na početní velikosti sňatku schopné populace a na věkovém a pohlavním rozložení jedinců v populaci. Do sňatečnosti se tedy promítají základní složky demografické reprodukce. Jen v málo státech USA platí, že narození dítěte je pevně spojeno s manželstvím⁶. Intenzita sňatečnosti je také citlivá k sociálnímu, ekonomickému a politickému stavu, žebříčku hodnot ve společnosti a populační politice.

Dnes sňatek mění svůj význam ve společnosti, což se promítá ve výsledcích analýzy a interpretaci tohoto procesu. Dnes je rodičovství spolu s manželstvím dokonce nově i soužitím jedním z pravděpodobně častěji opakovatelných životních událostí pro větší podíl lidí než dříve (Teachman et al., 2004). Existuje také mnoho rasových, etnických a sociálních rozmanitostí rodinných vzorců v případě manželství. Aktuálně je věnována větší pozornost rozvodu a uzavření následujícího manželství, které se stalo v posledních desetiletích mnohem běžnějším než v první polovině 20. století.

Po 2. světové válce se začíná pomalu projevovat povaleční kompenzační efekt v procesu sňatečnosti a porodnosti, začínají se tvořit nové rodiny s velmi vysokou intenzitou. Tento efekt ještě není na počátku 50. let až do 60. let 20. století v hodnotách statistik jasně zřetelný, absolutní počet uzavřených sňatků v USA totiž klesal a zvyšoval se průměrný věk při uzavření sňatku. Nicméně už v období 1960–1970 nastává vrchol „Baby Boomu“, který se pozitivně odrazil i na úrovni sňatečnosti, nastává tzv. zlaté období nukleární rodiny, kdy počet uzavřených sňatků intenzivně roste.

.....

⁶ S konceptem druhého demografického přechodu souvisí jak pokles intenzity plodnosti, šíření alternativních forem soužití, tak přerušování pevné spojitosti mezi manželstvím a plozením dětí (Van de Kaa a Lesthaeghe, 1986). Porod dítěte v moderním pojetí neznamená manželství a manželství neznamená nutně plození dětí – tedy vztah platí oboustranně.

Tab. 8 – Základní ukazatele sňatečnosti obyvatelstva USA ve vybraných letech 1950, 1960, 1970, 1980, 1990, 2000, 2010, 2015 a 2018

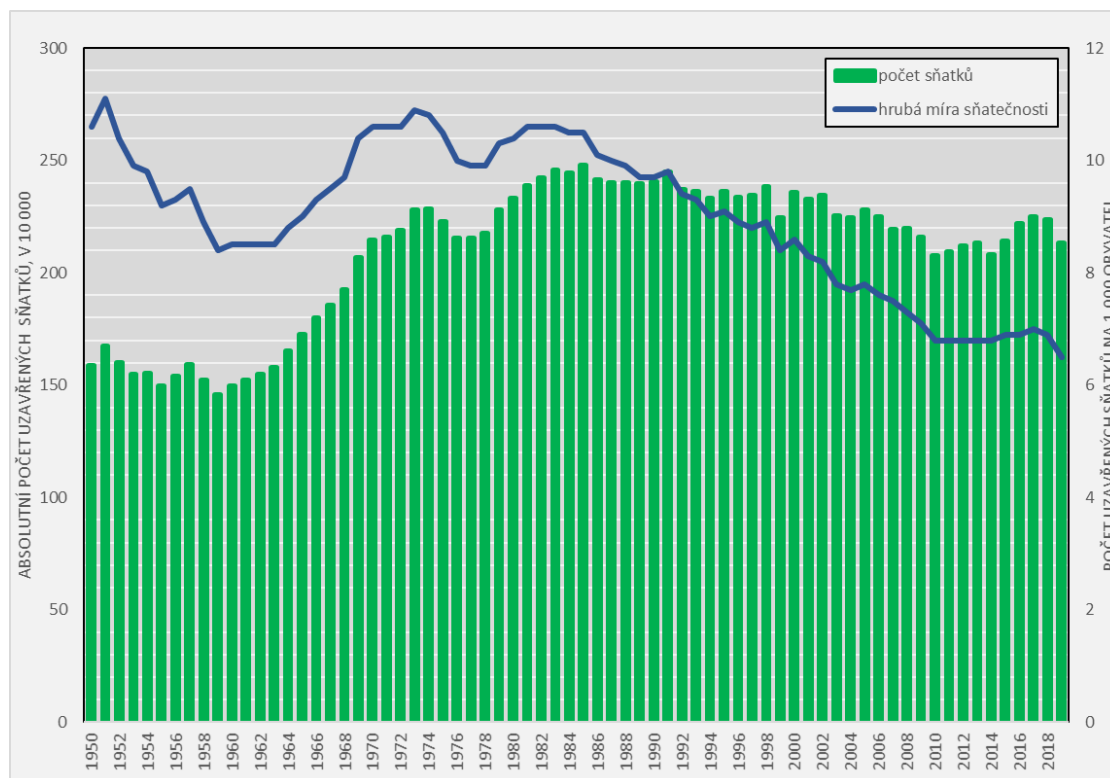
Ukazatel	Rok									
	1950	1960	1970	1980	1990	2000	2010	2015	2018	
Počet sňatků	1 674 528	1 523 381	2 158 802	2 390 252	2 448 000	2 329 000	2 096 000	2 221 579	2 132 853	
Hrubá míra sňatečnosti / ‰	11,1	8,5	10,6	10,6	9,8	8,3	6,8	6,9	6,5	
Mediánový věk při prvním sňatku	Ženy	20,3	20,3	20,8	22,0	23,9	25,1	26,1	27,1	27,8
	Muži	22,8	22,8	23,2	24,7	26,1	26,8	28,2	29,2	29,8
Průměrný věk při prvním sňatku	Ženy	-	-	21,500	23,300	25,400	26,000	-	-	-
	Muži	-	-	23,500	25,200	27,600	27,800	-	-	-

Zdroj dat: UN data (2019), vlastní zpracování.

Počty sňatků v 2. polovině 50. let oscilují na úrovni 1,5 milionů sňatků ročně (Tab. 8). Podíl uzavřených sňatků stoupá v období 1958–1970 a dosahuje vrcholu na počátku roku 1973, kdy je uzavřeno necelých 2,3 milionů sňatků. Po skončení období krátkého mírného poklesu absolutního počtu sňatků v období 1977–1980 dochází postupně k dalšímu menšímu vzestupu. Nárůst sňatečnosti pokračuje do roku 1984, kdy dosahuje hodnoty maxima skoro 2,4 milionů uzavřených manželství. Počet uzavřených manželství osciluje kolem zmíněné hodnoty do počátku 90. let. A poté se zase mírně snižuje. V následujících letech počet klesá pod hodnotu 2,2 milionů sňatků. Pokles pokračuje do roku 2009 kdy tato úroveň je nižší než 2 miliony sňatků ročně a dodnes hodnota osciluje kolem úrovně 2,1 v roce 2018. V současné době se počty sňatků o něco málo navyšují, v důsledku věkové struktury, kdy je poměrně dost lidí ve sňatkuschném věku (Obr. 19).

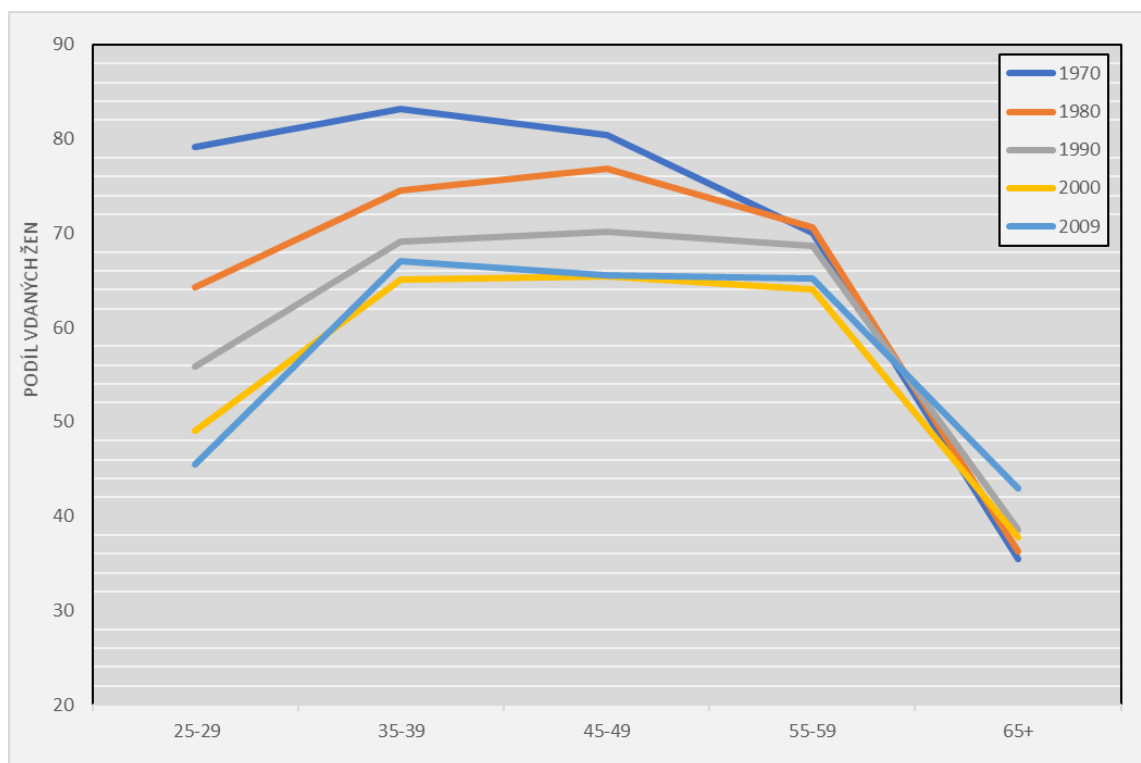
Hrubá míra sňatečnosti v roce 1950 odpovídala 11 sňatků na 1 000 obyvatel. Následuje klesající trend do roku 1959 na hodnotu 8,4 sňatků. Kolem roku 1973 hrubá míra sňatečnosti dosahovala svého vrcholu kolem 10,9 sňatků na 1000 obyvatel, dále se trendy začínají měnit – hodnota ukazatele trochu klesá jen pár let po sobě a zase se střídá s menším nárůstem po roce 1978 na hodnotu kolem 10 sňatků na 1000 obyvatel. Od té doby hrubá míra sňatečnosti trvale klesá, koncem 20. století je pod hranici 8,5 sňatků na 1000 obyvatel a v roce 2018 tvoří 6,5 sňatků na 1000 obyvatel (Obr. 19). Nicméně jak již bylo několikrát uvedeno, hrubé míry, ač jde o základní ukazatele a poskytují vhled do vývoje sňatečnosti nebo jiných demografických procesů, jsou ovlivněny vývojem věkové struktury populace, a proto je nutné zabývat i vývojem dalších demografických ukazatelů, který vliv věkové struktury eliminují.

Obr. 19 – Absolutní počet uzavřených sňatků a hrubá míra sňatečnosti v USA v letech 1950–2018



Zdroj dat: CDC, NCHS National Vital Statistics System, (2019), vlastní zpracování.

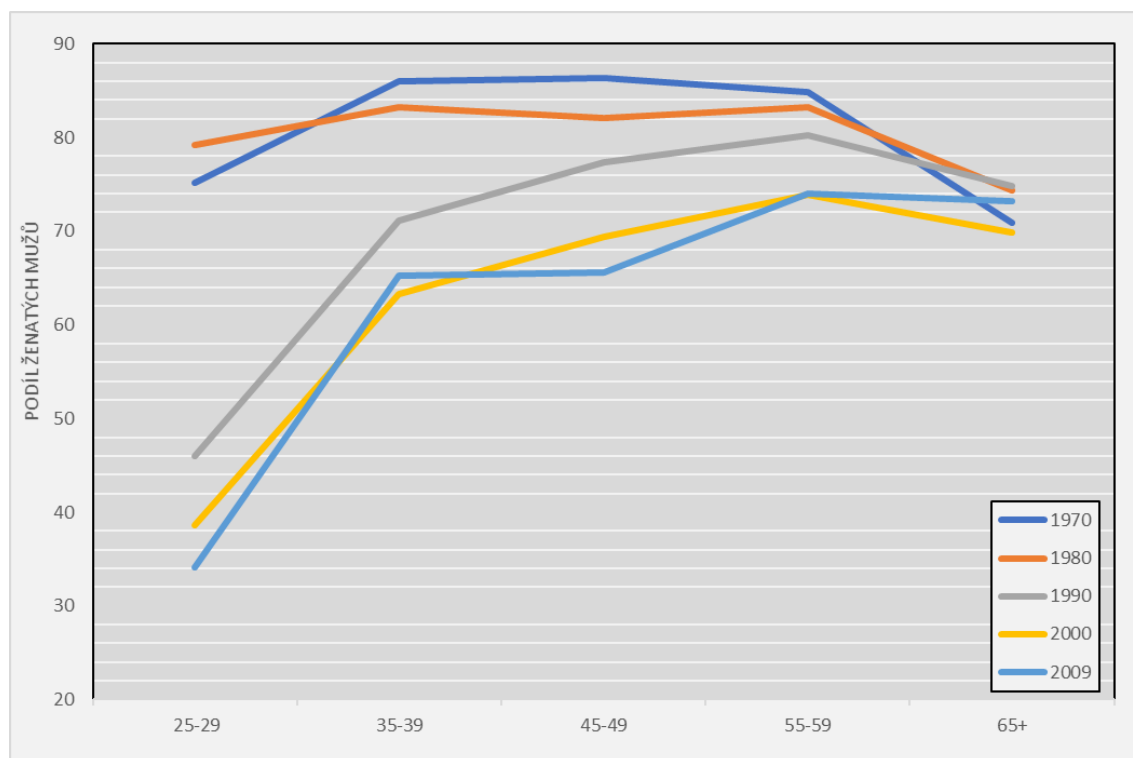
Podíl vdaných žen a ženatých mužů v období 1970–2009 postupně klesá zejména v mladších věkových kategoriích (Obr. 20 a 21). V roce 1970 ve věku 25–29 let je skoro 80 % vdaných žen a 75 % ženatých mužů a do roku 2009 tento podíl klesl až na 45 % žen a 34 % mužů (Příloha 7 a 8). Tento pokles byl největší ve srovnání s ostatními věkovými kategoriemi, o 33 p. b. u žen a 41 p. b. u mužů. Na hodnotách se projevilo posouvání manželství do vyšších věků. Patrné to je i na vzestupu průměrného a mediánového věku při prvním sňatku pro obě pohlaví. Menší pokles vykazují starší věkové skupiny – např. u mužů skoro o 21 p. b. ve věku 35 až 49 let. U žen byl pokles menší o 16 p. b. ve věku 35–39 let a skoro 15 p. b. ve věku 45–49 let, ve věku 55–59 let byl pokles o 5 p. b. a u mužů byl tento pokles také vyšší, činil 10 p. b. Ve věku starší 65 let je naopak zaznamenán nárůst podílu vdaných a ženatých osob, což je v důsledku prodloužení střední délky života.

Obr. 20 – Podíl vdaných žen dle věku ve vybraných letech 1970, 1980, 1990, 2000 a 2009 v USA

Zdroj dat: UN data (2019), vlastní zpracování.

V roce 1950 byl mediánový věk při prvním sňatku 20,3 let pro ženy a 22,8 let pro muže (Tab. 8). Zatímco průměrný věk při prvním sňatku klesal na hodnotu 21,5 let pro ženy a 23,5 let pro muže v roce 1970, mediánový věk u žen činil 20,8 let a pro muže dokonce vzrostl na hodnotu 23,2 let (Obr. 22). Již v roce 1948 a pak 1967 se postupně rušily zákony zakazující obyvatelům mezirasové manželství, což vzhledem k velkému počtu imigrantů v USA pravděpodobně přispělo i vzestupu absolutního počtu sňatků (Obr. 19). Mediánový věk při prvním sňatku trvale roste, v roce 1990 odpovídal 23,9 let pro ženy a 26,1 let pro muže a v roce 2019 hodnota vzrostla o 4 roky u žen a o 3,7 let u mužů. Menší omezenost v manželství a pocit bezpečí pro ženy díky zákonům z roku 1976 spojené s uvolněním ÚPT vdaných žen a od roku 1993 zpřísnění zákona o znásilnění, by mohlo znamenat mírný nárůst absolutního počtu sňatků. Nepřímo se na vzestupu absolutního počtu sňatků mohl podílet i 1. zákon o rozvodu bez zavinění, který byl platný od roku 1969 v Kalifornii. Následně byl přijat i v ostatních státech, což mohlo znamenat ochotnější vstup jedinců do manželství, když rozvod se stal dostupnější.

Obr. 21 – Podíl ženatých mužů dle věku ve vybraných letech 1970, 1980, 1990, 2000 a 2009 v USA

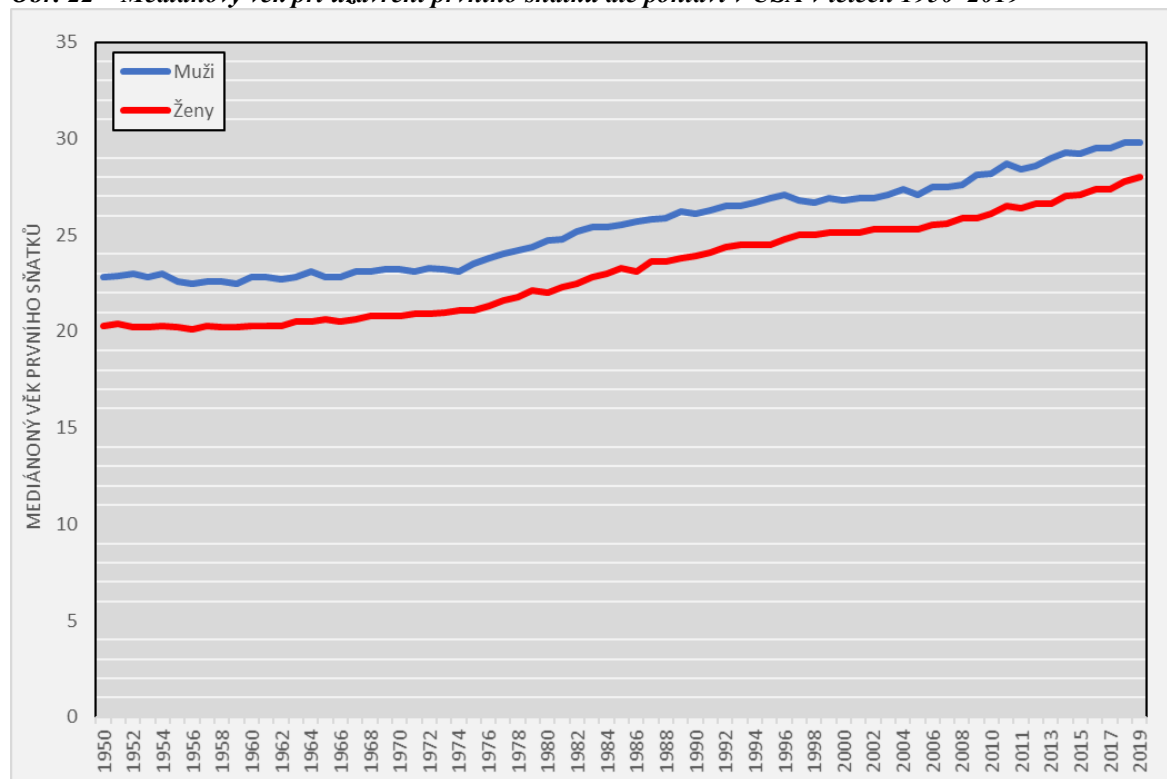


Zdroj dat: UN data (2019), vlastní zpracování.

Generace žen narozených v 70. letech 20. století zahájila nové trendy odkládání manželství a mateřství, a to díky celkovému progresivnímu rozvoji, povinné školní docházce na základní a střední školy. V toto období byla vychovaná 1. generace vzdělaných, ekonomicky nezávislých emancipovaných budoucích matek. Dále se postupně mění postavení žen ve společnosti. Podíl žen s vysokoškolským vzděláním a angažovanost na trhu práce roste. Ze zkušenosti již je známo, že tyto faktory mají za následek negativní vliv na intenzitu sňatečnosti a průměrný věk při sňatku. Přesto je vliv vzdělanosti na pravděpodobnost uzavření sňatku pozoruhodný. Zdá se, že vzdělanost ubírá na kvantitě a přidává na kvalitě. Vzdělaná žena má větší pravděpodobnost se někdy vdát, než má méně vzdělaná žena (Goldstein a Kenney, 2001). Dokonce i muži s ukončenou vysokou školou mají vyšší šanci se oženit než muži s nižším vzděláním. Vzdělané ženy s ukončenou vysokou školou oddalují věk vstupu do manželství víc než jiné vzdělanostní skupiny žen. Před věkem 25 let se nevdají, prioritou je kariéra nebo škola. Na konci 20.–30. roku života jsou však jejich míry sňatečnosti vyšší, než u žen s nižším vzděláním (Martin, 2004). Po dosažení 40. roku života budou tyto ženy nejpravděpodobněji v manželství nebo budou mít první manželství již za sebou. Muži a ženy se základním vzděláním mají mnohem nižší šance uzavřít manželství v porovnání s ostatními skupinami s vyšší úrovní vzdělání. Jednotlivci bez středoškolského vzdělání jsou na druhém konci manželského trhu. Platí pro ně velmi nízká pravděpodobnost, že si vezmou jednotlivce s vyšším vzděláním, než mají sami (Schwartz a Mare, 2005), což v případě zvyšující úrovně vzdělání v populaci snižuje jejich šance na sňatek. Muže a ženy s vysokoškolským uzavírají manželství v straším věku v porovnání s ostatními vzdělanostními skupinami. Průměrný věk při uzavření prvního manželství má ve studovaném období vzestupnou tendenci. To se ukazuje i na podílu svobodných mužů a žen, který postupem času také roste (Příloha 9 a 10). Mezi roky 1970–1975 průměrný věk žen při prvního sňatku odpovídal méně než 21,5 letům. V roce 2009

přesáhl již 26,9 let, což je navýšení o 5,4 let. U mužů pozorujeme stejný trend. Průměrný věk mužů při vstupu do prvního manželství ve stejném období se zvýšil o 5,3 let na hodnotu 28,8 let (Obr. 23).

Obr. 22 – Mediánový věk při uzavření prvního sňatku dle pohlaví v USA v letech 1950–2019



Zdroj dat: Bureau U. S. (2019), vlastní zpracování.

Už od začátku 70. let podstatně klesá míra sňatečnosti svobodných žen mladších 19 let a žen ve věku 20–24 let, což má za následek kompenzační růst měr sňatečnosti svobodných starších žen ve věku 25 a více let v dalších desetiletích. Hodnota míry sňatečnosti svobodných mužů mladších 24 let také od 70. let výrazně klesá a kompenzuje se ve věkové skupině od 35 a více let.

Obr. 23 – Průměrný věk prvního sňatku v USA v letech 1970, 1980, 1990, 2000 a 2009

Zdroj dat: UN data_(2019), vlastní zpracování.

Vzhledem k tomu, že USA nepatří ke státům, kde narození dítěte je těsně vázáno na manželství, nízká intenzita sňatečnosti neznamená přímo úměrný pokles intenzity plodnosti. Takže souběžně roste podíl dětí narozených v kohabitaci a mimo manželství. Přestože i dnes mnoho lidí stále má představu o nesezdaném soužití párů jako o bezdětném páru žijícím společně před svatbou, 39 % všech párů opačného pohlaví v roce 2007 podle Current Population Survey mělo alespoň 1 biologické dítě (Bureau U.S., 2008). Kohabitace je podle některých autorů způsob soužití převážně osob s nízkým socioekonomickým statutem, postupně se stává formou soužití mezi mladými páry jako „manželství na zkoušku“, které se ve 2. polovině 20. století šíří mezi všemi sociálně-ekonomickými a sociálně-kulturními třídami (Noack a Østby, 1981). Podle výzkumu Fomby a Cherlin zveřejněného v roce 2007 se kohabitace stále více rozšiřují nejen ve Spojených státech.

V dnešní době se nesezdané soužití stalo běžným mezi lidmi bez ohledu na dosažené vzdělání. Počet kohabitací v 50. letech 20. století byl v USA velmi nízký a z důvodu nekvalitních dat se odhaduje pod hranici 400 tisíc. V roce 1960 byl počet nesezdaných manželství 439 tisíc, a v roce 2005 podle sčítání lidu 4,85 milionů, což je 10krát více než v roce 1960. V roce 2019 tento počet odpovídal kolem 8,8 milionů kohabitací. Nesezdané soužití jsou ve všech věkových skupinách populace, ale nejvíce je osob ve věku 25–34 let. Kohabitace v USA trvají kratší dobu než ve většině ostatních západních zemí Evropy. Podle souboru srovnatelných průzkumů provedených v polovině 90. let se ukazuje, že střední doba trvání kohabitace pro svobodné ženy ve Spojených státech je 14 měsíců – nejkratší z 11 zemí (Heuveline a Timberlake, 2004).

V poslední době dochází k mírnému nárůstu počtu sňatků, a to z důvodu uzavírání manželství mezi osobami již rozvedených a ovdovělých, nikoliv jenom svobodných. Nicméně míry sňatečnosti zůstávají na historických minimech (Schweizer, 2018) a manželství se stává stále více

selektivním (Lundberg a Pollak 2016). Ve většině států se statistika soustřeďuje na monogamní rodiny, kde základem je pár jedinců opačného pohlaví. Státy, kde se definice liší mají minimální vliv na intenzitu sňatečnosti podle věku na celostátní úrovni.

Rozdíly mezi intenzitou sňatečnosti dle rasy a etnicity jsou patrné z dlouhodobého hlediska. Odlišným chováním se vyznačují imigranti hispánského původu. Jsou zaměřeni i přes horší ekonomické postavení na manželství a zakládání rodiny, což je vysvětleno kulturními faktory. (Landale et al., 2006). Tomuto jevu je dán název „paradox mexické sňatečnosti“ (Oropesa et al., 1994). Například studie Lichter a Qian (2005) ukazuje, že úplná rodina s dítětem a jedním pracujícím rodičem je mezi mexickými americkými rodinami běžnější než u jiných imigrantů hispánského původu. Jak však vědci prokazují, koncept, kde manželství je středem a smyslem života se vztahuje na hispánské imigranty pocházející z Mexika a Kubu více, než na hispánské imigranty pocházející z Puerto-rica nebo Dominikánské republiky. Mezi Mexičany platí dřívější uzavření manželství a vyšší intenzita sňatečnosti pro 1. generaci imigrantů více, než pro 2. nebo 3. generaci (Oropesa a Landale, 2004). Američané mexického původu, tudíž 2. a další generace imigrantů, kteří už se narodili ve Spojených státech, mají tendenci uzavřít manželství v podobném věku jako obyvatelé bělošského původu (Raley et al., 2004).

6.6 Rozvodovost

Demografická událost rozvod je jedním z možných způsobů rozpadu uzavřeného manželství. Rozvod je demografickou událostí úzce spjatou s vývojem sňatečnosti a legislativou dané země. Také je nutné zmínit, že počet zjištěných rozvedených manželství je nižší než počet rozpadlých manželství, které de facto jsou mrtvé, ale zatím nejsou rozvedena. Mimo uvedené je intenzita rozvodovosti ovlivněna náboženstvím a jeho rozšířením napříč populací, úrovní vzdělanosti dospělých lidí, sociálními faktory a populační politikou příslušného státu.

Rozvod v USA z dlouhodobého hlediska nebyl vůbec snadnou cestou zániku manželství. Počátkem 20. století byl rozvod vzácný a obecně se považoval za tabu. Snadnější bylo rozejít se a stále administrativně zůstat ve sňatku, protože to nesnižovalo socioekonomický status jedince. Rozvod byl povolen pouze proto, že jedna strana manželství porušila posvátný slib „nevinnému manželovi“ nebo manžel prokázal „chybu“ manžela.

Tab. 9 – Základní ukazatele rozvodovosti obyvatelstva USA ve vybraných letech 1950, 1960, 1970, 1980, 1990, 2000, 2010, 2015 a 2018

Ukazatel	Rok								
	1950	1960	1970	1980	1990	2000	2010	2015	2018
Počet rozvodů	385 000	393 000	708 000	1 210 000	1 180 000	944 000	872 000	800 909	782 038
Hrubá míra rozvodovosti / ‰	2,5	2,2	3,5	5,2	4,7	4,0	3,6	3,1	2,9
Index rozvodovosti / na 100 sňatků	23,0	25,8	32,8	50,6	48,2	40,5	41,6	36,1	36,7

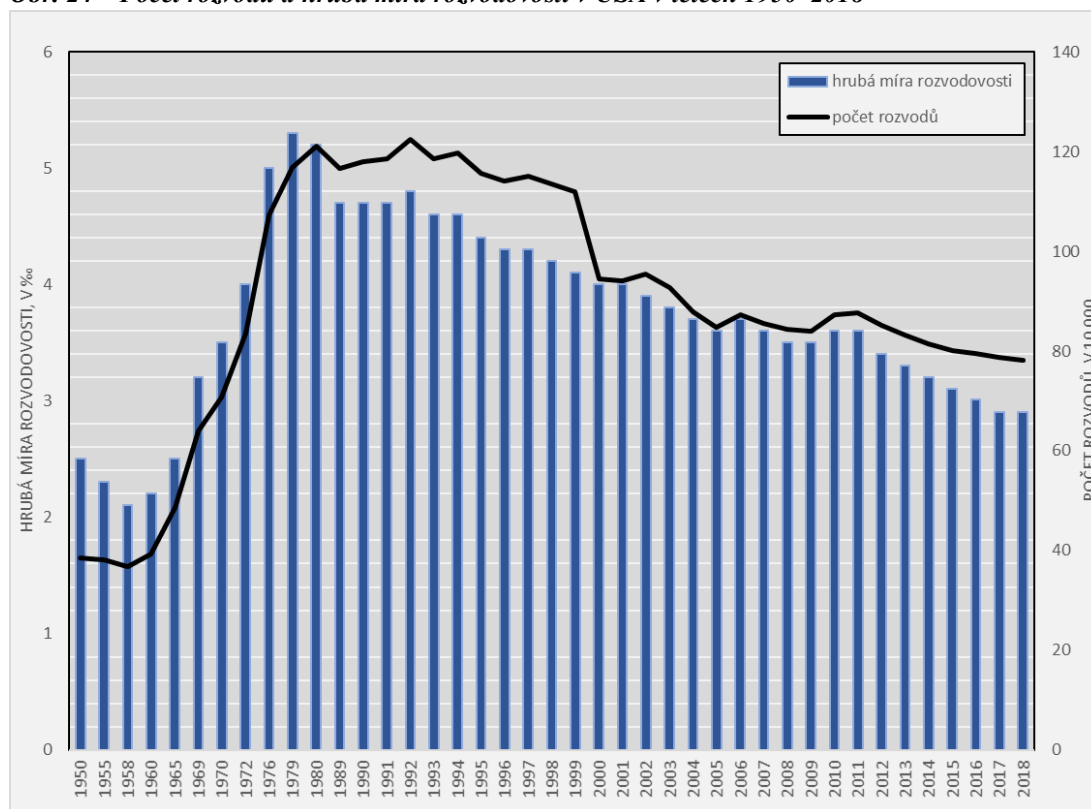
Zdroj dat: CDC (2019), vlastní zpracování.

V období 2. světové války stejně, jako během 1. světové války, se ženy zapojovaly do pracovního procesu. Získaly tak větší ekonomickou nezávislost a svobodu, což vedlo k vyšší rozvodovosti v zemi. Hrubá míra rozvodovosti v roce 1950 činila 2,5 rozvodů na 1 000 osob, což

odpovídalo 397 tisíc rozvodům. Po druhé světové válce bylo v USA propagovaná myšlenka nukleární rodiny, která klade důraz na rodinnou jednotku a manželství. Odrazilo se to i na ukazatelích rozvodovosti. Hrubá míra rozvodovosti v roce 1955 klesla na 2,3 rozvodů na 1000 osob, přičemž v roce 1958 se hodnota snížila na 2,1 rozvodů s absolutním počtem rozvodů 368 tisíc.

V roce 1969 se Kalifornie stala 1. americkým státem, který schválil zákon o rozvodu bez zavinění⁷, což otevřelo cestu ke snazšímu ukončení manželství rozvodem. V roce 1960 hrubá míra rozvodovosti odpovídala 2,2 rozvodům na 1 000 Američanů, v roce 1965 dosáhla hodnoty 2,5 rozvodů na 1 000 obyvatel. Do roku 1969 hrubá míra rozvodovosti vzrostla na 3,2 s absolutním počtem 639 tisíc rozvodů. a i následně v 70. letech spíše zvyšovala nejintenzivněji v druhé polovině desetiletí (Obr. 24). Vysoké hodnoty hrubé míry rozvodovosti v 70. letech jsou do určité míry dané rozšířením hippies a názorem o svobodné lásce. Ve společnosti byl kladen důraz na skupinovou lásku a neexistenci právních vazeb odporující manželství, rozvodovost se během tohoto desetiletí dramaticky zvýšila a dosáhla historického maxima. V roce 1975 počet rozvodů přesáhl 1 milion. V roce 1979 připadlo 5,3 rozvodů na 1 000 obyvatel s absolutním počtem skoro 1,2 milionů rozvodů.

Obr. 24 – Počet rozvodů a hrubá míra rozvodovosti v USA v letech 1950–2018



Zdroj dat: CDC (2019), vlastní zpracování.

„Rozvodový boom“ začíná v 80. letech 20. století v USA zpomalovat (Braswell, 2018). V roce 1980 hrubá míra rozvodovosti činí 5,2 rozvodů na 1 000 obyvatel a do roku 1989 klesá na

.....
⁷ Národní sdružení právniček napomohlo přesvědčit Americkou advokátní komoru, aby pomohla vytvořit sekci rodinného práva na mnoha státních soudech, a silně usilovala o rozvodové právo bez zavinění kolem roku 1960 (srov. Jednotný zákon o manželství a rozvodu).

4,7 rozvodů na 1000 obyvatel (Obr. 24). V tomto období se rozvody v USA řídí spíše státem než federálním zákonem. Platí zákony státu dle bydliště v době rozvodu nikoli zákony místa, kde manželský pár uzavírá sňatek. Dřívější ztěžující omezení jsou již zrušené skoro po celém území USA. Většina států umožňuje rozvod bez zavinění z důvodů, jako jsou nesmiřitelné rozdíly, nenapravitelné zhroucení a ztráta náklonnosti. Mississippi, Jižní Dakota a Tennessee jsou jediné státy, které vyžadují vzájemný souhlas pro rozvod bez zavinění. Ostatní státy umožňují rozvod bez vzájemného souhlasu manželů. Od poloviny 90. let několik států přijalo zákony o manželství, které umožňují párům dobrovolně ztěžovat podmínky rozvodu propsané ve smlouvě. Například páry, které se rozhodnou uzavřít smluvní manželství, mohou být požádány, aby se před rozvodem poradili nebo aby své konflikty podrobili mediaci. Ve státech, kde taková ustanovení chybí, popisují některé páry smlouvy, které splňují stejné povinnosti. Hodnoty hrubé míry rozvodovosti zůstávají v 90. letech 20. století stabilní na úrovni kolem 4 rozvodů na 1 000 obyvatel, ale v průběhu desetiletí pomalu klesají (Obr. 24).

Index rozvodovosti roste v celém sledovaném období. V roce 1950 připadá 23 rozvodů na 100 sňatků z důvodu nízkého absolutního počtu rozvodů. V 80. letech 20. století hodnota indexu rozvodovosti je jednou z nejvyšších a to 50,6 rozvodů na 100 uzavřených sňatků. Od té doby hodnota poklesla a v roce 2018 připadá 36,7 rozvodů na 100 uzavřených sňatků, souvisí to s tím, že klesá, jak absolutní počet rozvodů, tak uzavřených sňatků (Tab. 9). Od přelomu 20. a 21. století rozvodovost stále rychle klesá. Od roku 2000 přestávají Kalifornie, Georgie, Havaj, Louisiana a Minnesota publikovat údaje o rozvodovosti, nicméně, v souvislosti s aktuálními trendy v ostatních amerických státech se dá předpokládat stálý pokles celostátního počtu rozvodů. Dokonce v období 2008–2017 klesá i pravděpodobnost rozvést se, nicméně existují rozdíly dle věkové skupiny, původ manželů, vzdělání a délky trvání manželství (Cohen, 2019). Do roku 2010 klesla hrubá míra rozvodovosti na 3,6 na 1 000 osob a v roce 2017 dosahuje 2,9 rozvodů na 1000 obyvatel s počtem pouze něco málo přes 787 tisíc rozvodů, což je nejnižší počet od roku 1968. Generace, které uzavřeli manželství v minulém století se stále rozvádějí a tím přispívají aktuálnímu počtu rozvodů. Pozorovaný stálý pokles je způsoben i tím, že menší počet osob z mladších generací uzavírá sňatek. Vzhledem k tomu, že mladší generace uzavírají manželství v pozdějším věku a uzavírá se mnohem méně sňatků, protože jejich vnímání rodiny a manželství se již proměnilo, intenzita rozvodovosti se bude pravděpodobně nadále snižovat kvůli nízkému počtu sňatků.

Míry rozvodovosti jako ukazatele zachycující rozpad partnerství mají omezený význam, protože nezachycují rozchody kohabitujících párů, které jsou v USA velmi časté. Nedávný pokles počtu rozvodů a pravděpodobný nadcházející další pokles představují ostrý kontrast s rostoucím trendem nesezdaného soužití (Sassler a Miller, 2017) spolu s vyšší pravděpodobností rozpadu soužití (Guzzo, 2014). Ve většině ekonomicky vyspělých zemí mají podle výzkumu Heuveline et al. (2003) kohabitující páry vyšší riziko se rozejít než manželský pár, a to i po narození dítěte. Obraz o počtu osob v kohabitaci a o zániku nesezdaného soužití je neúplný, protože je problematické data shromáždit, nicméně dostupná data ukazují, že osoby žijící v kohabitaci se rozcházejí častěji než manželské páry. Pravděpodobnost rozchodu ale klesá s dobou společného soužití. Průzkumy také ukazují, že děti, jejichž rodiče žijí v kohabitaci, mají větší pravděpodobnost zažít rozchod rodičů (Perelli-Harris, 2013; Perelli-Harris et al., 2016).

Stejně jako míry manželství se rozvodovost liší podle vzdělání. Nižší pravděpodobnost rozvodu vykazují vzdělanější skupiny populace, přičemž trend je opačný u méně vzdělaných skupin, které mají vyšší pravděpodobnost rozvodu (McLanahan, 2004). Během 60. a 70. let 20. století pravděpodobnost, že manželství skončí rozvodem, se pro všechny vzdělanostní skupiny v USA prudce zvyšuje (Cherlin, 1992). Od té doby však pravděpodobnost rozvodu mezi vysokoškolsky vzděláními manželskými páry klesá, zatímco pravděpodobnost rozvodu zůstává zhruba stejná nebo dokonce zvýšená pro méně vzdělané. Dle výsledku studie z longitudinálního šetření mezi lety 1979–1994 Aughinbaugh et al. 2013 více než polovina sňatků mužů a žen se základním a středním vzděláním bez maturity skončily rozvodem. Manželství mezi jedince se středním vzděláním s maturitou nebo odbornou školou skončili rozvodem kolem 46 % sňatků. Manželství vysokoškoláků v 30 % případech skončilo rozvodem. Střední délka manželství v USA je dnes 11 let, přičemž 90 % všech rozvodů je urovnáno mimosoudně. Studie však ukazují, že páry s nižšími příjmy se v současné době častěji rozvedou než páry s vyššími příjmy. Na základě údajů je rozvodovost mezi vysoce vzdělanými lidmi, kteří se vzali mezi lety 2000–2005 pouze 11 %. Míra rozvodovosti pro páry bez vysokoškolských titulů je 17 %.

Retrospektivní analýza Martina (2006) za období 1975–1994 zkoumá poměr sňatků, která skončí trvalým rozchodem nebo rozvodem během prvních 10 let manželství. I když vždy ženy s vysokoškolským vzděláním mají nižší pravděpodobnost odloučení nebo rozvodu, rozdíl je mnohem větší mezi ženami, které se vdávaly v období 1990–1994 a ženami, které se vdávaly v období 1970–1974. V 60. a 70. letech je pravděpodobnost rozvodu nebo odloučení pro všechny ženy, které vstupovaly do manželství v této období hodně vysoká. Raley a Bumpass (2003) potvrzují tyto názory a uvádějí podobné poznatky pro období 1980–1994 pro rozpad všech svazků, ať už manželských nebo kohabitaci. Pravděpodobnost rozpadu svazku se zvyšuje pro všechny vzdělanostní skupiny kromě skupin s vysokoškolským vzděláním, mezi nimiž pravděpodobnost zůstává nezměněna.

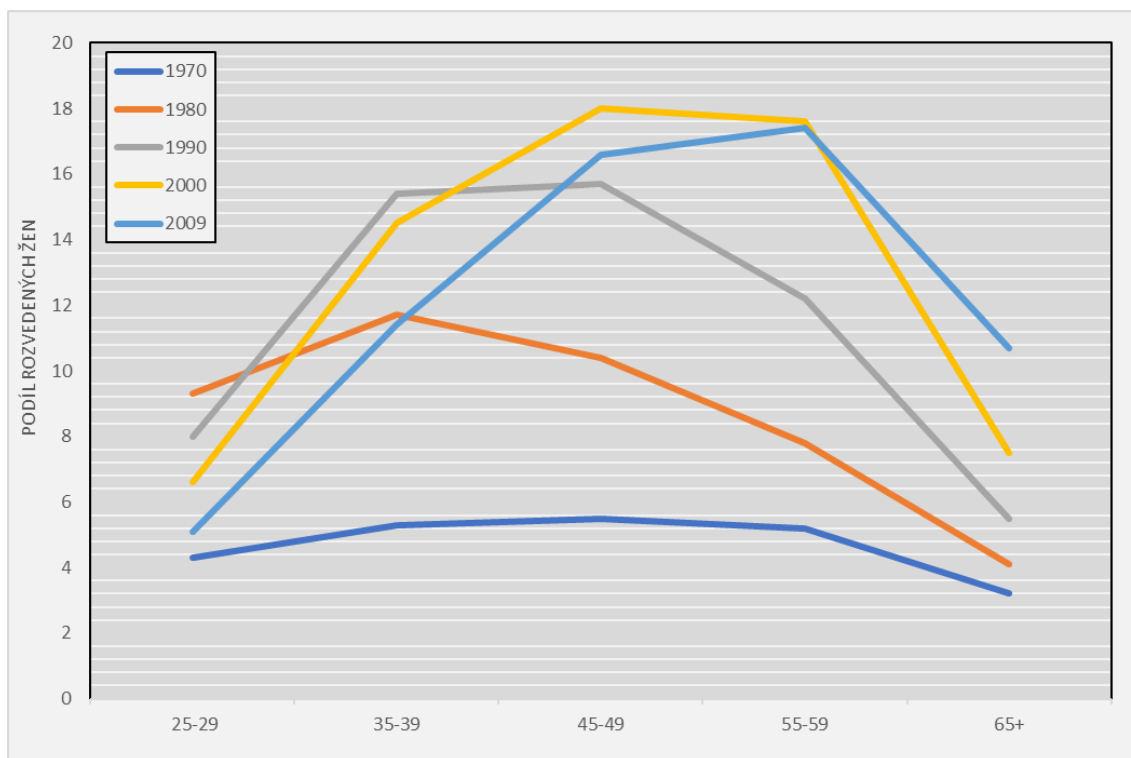
Partnery s horším postavením na trhu práce a nízkým příjmem mohou mít nižší pravděpodobnost sňatku a také vyšší pravděpodobnost rozvodu v manželství. Zatímco vzdělané skupiny obyvatel s vysokou školou uzavřou sňatek a upevňují si postavení na trhu práce a příjmy.

Celkové riziko, že manželství skončí rozvodem, klesá v USA od roku 1980, kdy je dosaženo vrchol. Téměř 50 % manželství uzavřených v té době skončí rozvodem, ale úroveň rozvodu během celého života jedince nemusí být tak vysoká pro dnes uzavřené manželství. Téměř všechny studie naznačují, že pravděpodobnost rozvodu během celého života jedince je mezi 40 % a 50 % (Raley a Bumpass, 2003; Schoen a Standish, 2001; Stevenson a Wolfers, 2007; Kreider, Bureau U.S., 2005). Na základě údajů z roku 1995 Národní průzkum růstu rodiny (NSFG) v roce 2002 publikoval statistiku, že 43 % 1. manželství žen ve věku 15–44 let bude rozvedeno do 15 let od uzavření sňatku. Předpokládá se, že celoživotní pravděpodobnost uzavření manželství s rozvodem je 40 % až 50 % (NSFG, 2012).

Z Obr. 25 a 26 je vidět, že i pro muže i pro ženy po 60 letech podíl rozvedených na celkovém počtu osob v daném věku klesá. Ukazuje se také, že postupem času podíl rozvedených pro obě pohlaví roste ve všech věkových kategoriích a počátkem 21. století více starších osob se rozvádí v porovnání s lety 1970–1990, tzn. že postupem času roste pravděpodobnost rozvodu manželství i pro manžele ve vyšším věku. Rozvod se stává běžnější i pro mladší i pro starší muže a ženy.

V roce 1970 je pouze 3,2 % žen z celkového počtu v dané věkové kategorii a 3 % mužů rozvedených ve věku 65 + let, zatímco v roce 2009 tento podíl činí 10,7 % žen a 8,3 % mužů ve stejném věku (Příloha 11 a 12). Narůst je zaznamenán ve všech věkových kategoriích pro obě pohlaví, o 10 p. b. u mužů ve věkových skupinách 45–49 a 55–59 let a o 11 až 12 p. b. u žen v období mezi lety 1970–2009.

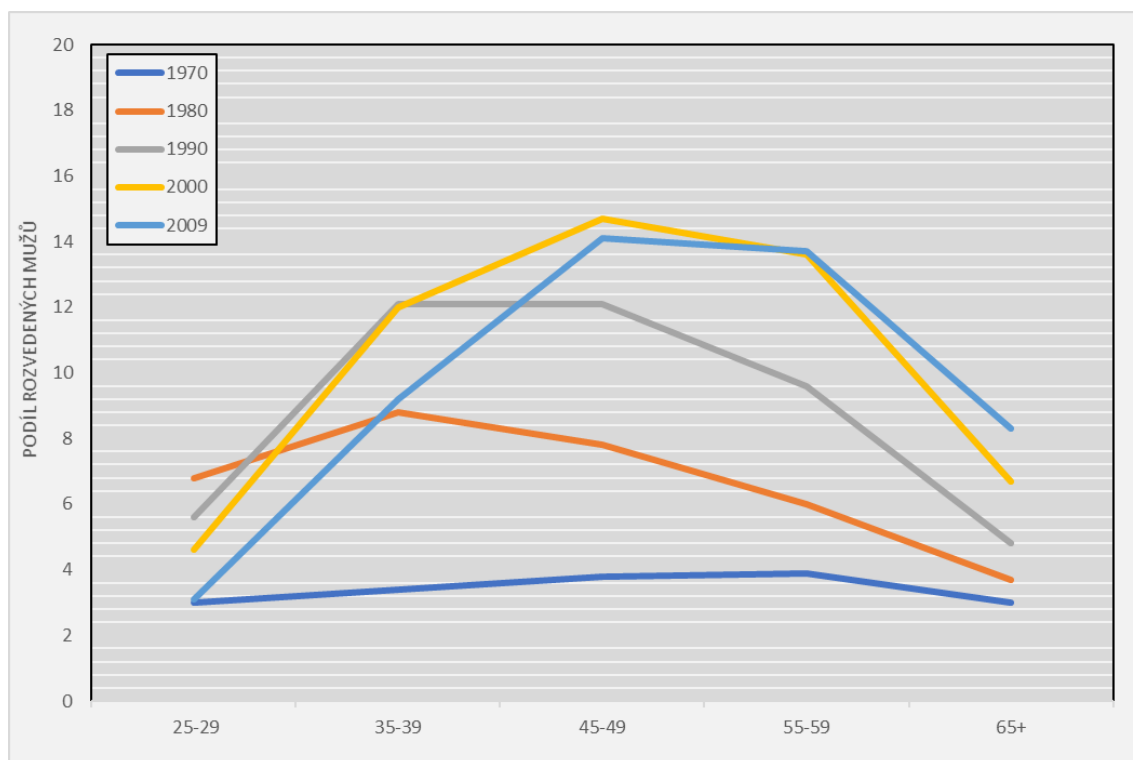
Obr. 25 – Podíl rozvedených žen na celkovém počtu žen v dané věkové skupině dle věku ve vybraných letech 1970, 1980, 1990, 2000 a 2009 v USA



Zdroj dat: UN data (2019), vlastní zpracování.

Srovnání napříč manželskými kohortami odhaluje, že mezirasové páry mají vyšší rozvodovost, zejména ty, které uzavřeli manželství během pozdních 80. let (Green, 2013; Bratter a King, 2008). Podle upravených modelů z výzkumu Brattera a Kinga (2008) na základě dat sňatkové kohorty z 80. let 20. století, které předpovídají rozvod po 10. roce manželství, jsou mezi nejohroženějšími mezirasové manželství tvořící žena bělošského původu a muž nebělošského původu výjimkou manželství mezi ženou bělošského původu a mužem hispánského původu v porovnání s manželstvím mezi partnery bělošského původu. Manželství ženy bělošského původu a muže černošského původu uzavřené v 80. letech 20. století se do 10. roku manželství 2krát pravděpodobněji ukončí rozvodem ve srovnání s manželstvím mezi partnery bělošského původu. Naopak manželství mezi mužem bělošského původu a ženou jiného původu, než bělošského vykazují, buď velmi malé nebo žádné rozdíly v pravděpodobnosti rozvodu ve srovnání s manželstvím mezi partnery bělošského původu. Manželství stejné sňatkové kohorty mezi ženou asijského původu a mužem bělošského původu vykazují pouze o 4 % vyšší pravděpodobnost rozvodu do 10. roku než manželství mezi partnery bělošského původu. V případě manželství ženou černošského původu a mužem bělošského původu je rozvod do 10. roku manželství o 44 % méně pravděpodobný než mezi manžely bělošského původu.

Obr. 26 – Podíl rozvedených mužů na celkovém počtu mužů v dané věkové skupině dle věku ve vybraných letech 1970, 1980, 1990, 2000 a 2009 v USA



Zdroj dat: UN data (2019), vlastní zpracování.

V důsledku vysoké úrovně rozpadu partnerství, a to buďto manželství nebo kohabitací, je stále vysoká pravděpodobnost, že nezletilé dítě bude žít bez jednoho biologického rodiče v domácnosti (Ellwood a Jencks, 2004). Na začátku 20. století okolo 25 % dětí nebydlelo s oběma rodiči ve věku 16 let. Na počátku 20. století bylo takto vysoké procento dáno vysokou úrovní úmrtnosti a jen malý podíl byl z jiných důvodů, a to převážně z důvodu rozvodu nebo rozluky. Od té doby do 50. let 20. století míry úmrtnosti dospělých klesly a spolu s tím i procento dětí, které ztratilo rodiče úmrtím. Na druhou stranu se zvýšila rozvodovost natolik, že podíl dětí, které nebydlí s oběma rodiči, přetrvává téměř nezměněný, ale přesto byl nejnižší v celém století (Ellwood a Jencks, 2004). Míra rozvodovosti manželství v 50. letech 20. století se navýšila na hodnotu 1 rozvod na 3 manželství (Cherlin, 1992), což je velmi nízká intenzita v porovnání s dnešní úrovní. 50. léta 20. století jsou v USA zenitem nukleární rodiny. Počátkem 60. let je však zaznamenán prudký nárůst intenzity rozvodovosti a odloučení, přičemž se zvýšil podíl dětí narozených mimo manželství. Od 60. let 20. století roste počet dětí žijících pouze s 1 rodičem. Tak v roce 1970 je přes 8 tisíc dětí a v roce 2019 je skoro 19 tisíc. Celkové procento dětí, které nebydlelo s oběma rodiči prudce vrostlo a je poměrně vysoké i v současnosti.

Proces rozvodovosti a rozpadu kohabitací může mít určitý vliv na proces plodnosti žen a proces sňatečnosti budoucích generací a také jejich vzorce demografického chování. Aktuální výzvou je zachycení a následovné analýzy tohoto procesu, což je otázka sledování rozpadu kohabitací, protože nesezdané soužití pro vysoký podíl obyvatel nabývá významu partnerství rovnocennému manželství.

6.7 Migrace

Od začátku 20. století narůstá význam migrace pro populační vývoj USA, obzvláště pak imigrace. Nicméně je nutné zmínit, že imigrace byla důležitá pro populační trendy na území USA vždy. Proces migrace se skládá z imigrace a emigrace. Počty emigrantů jsou těžce podchyitelné a z tohoto důvodu nejsou většinou dostupné a jejich počty v porovnání s počty imigrantů jsou velmi nízké. V současnosti se imigrace nezanedbatelně podílí na nárůstu počtu obyvatel, a to skrze samotného počtu přistěhovaných, tak jako jejich zvýšenou plodností ve srovnání s původními obyvateli a usedlíky. Množství příchozích ovlivňuje i ostatní demografické procesy, tudíž ji v hodnocení populačního vývoje USA od druhé poloviny 20. století nelze opomenout.

Migrační saldo sice kolísá v průběhu času v závislosti na migrační politice a situaci za hranicemi USA. Na začátku 20. století je tok imigrantů pozastaven vypuknutím 1. světové války. Po ukončení války v roce 1921 jsou přijaté restriktivní vládní opatření omezující příliv imigrantů. Spolu s předchozím vývojem následující světová ekonomická krize započatá v roce 1929 ovlivňuje pokles atraktivity Spojených států, ta je snižena i začátkem 2. světové války. Během a hned po skončení 2. světové války počet imigrantů dosahuje nejnižších hodnot v historii Spojených států (odhaduje se od 23 do 38 tisíc ročně). Po ukončení válečného stavu, státy zlepšují hospodářskou situaci a vykazují rostoucí hodnoty ekonomických ukazatelů, čímž se znovu stávají atraktivním migračním regionem. Absolutní počty imigrantů rostou.

Imigrace je po 2. světové válce ovlivněna legislativou, konkrétně právními úpravami z roku 1952 a 1965. V roce 1952 byl schválen kongresem McCarran-Walterův akt o imigraci a nacionalitě (McCarran-Walter, Immigration and Nationality Act, 1952), který zrušil omezení imigrace na základě etnického původu. Po tomto roce USA zažívá novou vlnu imigrace, která je početnější a nese s sebou rozmanitost původu nově příchozích imigrantů. Jediné omezení a docela přísné pro přestěhování je jakýkoliv vztah s komunistickou organizací. V roce 1965 je přijat nový systém rozdělení imigrantů podle příčin ke stěhování. Platí omezení imigrace z Latinské Ameriky. Následkem je významný růst ilegální imigrace. Mezi lety 1945–1980 počet imigrantů stoupá o 7 % ročně a dále se tento stoupající trend příliš nemění.

Pád „Železné opony“ v Evropě na začátku 90. let 20. století se stává příčinou rychlého vzestupu počtu imigrantů v USA v tomto období. Počty legálně přijatých imigrantů vláda omezuje pro lepší kontrolu tohoto procesu. V roce 2000 je zaznamenán výrazný vzestup počtu imigrantů. Počet schválených žádostí o imigraci do Spojených států byl téměř o 1/3 vyšší než v předchozích letech. Podle údajů OECD důvodem tohoto vzestupu nejsou náhle a vážné změny v reálných počtech imigrantů, ale důvodem se stává snaha amerických úřadů o redukci počtu hromadících se nevyřízených žádostí. Dodnes přetrvává silný tok imigrantů jak legální, tak i nelegální cestou. Ilegální imigrace se stává stále větším problémem, který pořád vyžaduje adekvátní řešení.

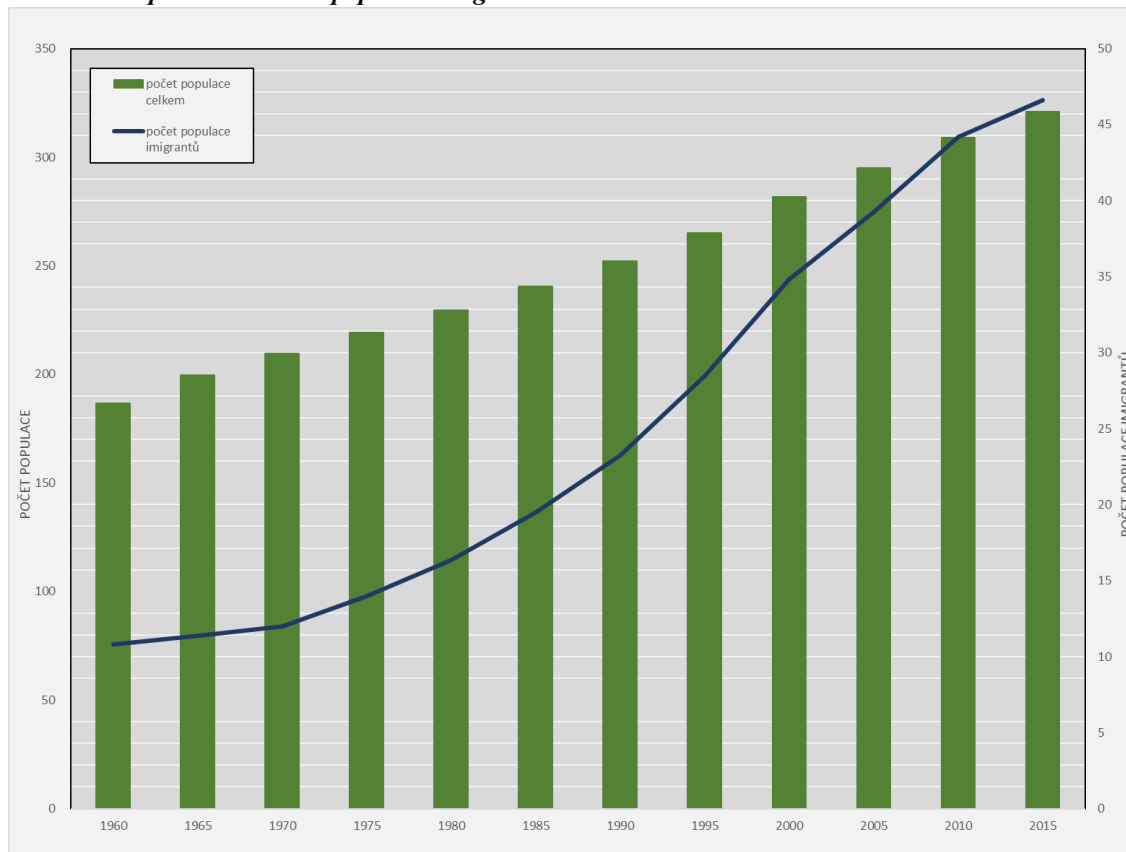
Vláda USA se snaží ilegální migraci vyřešit zpřísněním hraničních kontrol a pokut za pomoc ilegálním imigrantům a při jejich zaměstnávání. Tuto strategii vláda zvolila již v roce 1986, kdy byl přijat IRCA, (Böhm, 2015). Navzdory očekáváním IRCA nezabránila zvyšujícímu se objemu mexicko-americké migrace ať už legální, tak ilegální.

V nedávných letech, za vlády George W. Bushe a Baracka Obamy, byly podané návrhy všeobecné imigrační reformy (CIR), které zahrnovaly reformy LPR⁸ a neimigračního vízového systému za účelem zvýšení objemu legálního přistěhovalectví a snížení objemu ilegální migrace, také legalizace pro určité neautorizované cizince a nové opatření kontroly migrace (Brown et al., 2005). Kongres během tohoto období zvažuje několik bodů CIR a souvisejících s tím návrhů, ale žádný z nich není přijat na úrovni zákona (Böhm, 2015). Každoročně od roku 2003 je ze země vystěhováno kolem 100 tisíc ilegálních cizinců, přičemž téměř 3/4 jsou imigranti z Mexika (Wassem, 2012). V roce 2003 je vystěhováno 127 tisíc legálních a 84 tisíc ilegálních imigrantů. Tyto počty rostou a v roce 2013 to je 240 tisíc legálních a 198 tisíc ilegálních přistěhovalců. Za vlády D. Trumpa byly prosazované radikální politické postoje k imigraci a rostl počet vysídlených neautorizovaných cizinců.

Počet populace imigrantů trvalé roste od roku 1950 (Obr. 27). Trvalé rostoucí počet přistěhovalců na území USA má za následek rostoucí podíl populace imigrantů na celkovém počtu obyvatel. Populace imigrantů, tzn. počet lidí narozených mimo USA zahrnující také uprchlíky, dlouhodobě stoupá. Do 80. let 20. století populace imigrantů činí méně, než 20 milionů, a to je něco málo přes 7 % celkové populace. Data ze sčítání lidu ukazují, že od roku 1990 trend počtu imigrantů do USA má ryze rostoucí charakter. V roce 1960 populace imigrantů činila 10,8 milionů osob, a do roku 1990 se tento počet skoro zdvojnásobil a dosahoval hodnoty již 23,2 milionů osob, což představuje 9,2 % celkové populace USA (Tab. 10). Další nárůst byl nižší a počet populace imigrantů mezi lety 2000–2005 se zvýšil o něco přes 12,5 % stejně jako v následujících 5 letech v období 2005–2010. Absolutní počet přistěhovalců v roce 2015 činí 46,6 milionů, (Obr. 27) což odpovídá přibližně 14,5 % z celkové populace USA. Americký statistický úřad i na dále očekává budoucí růst počtu obyvatel převážně díky čisté imigraci.

.....

⁸ Legální Trvalí Obyvatelé jsou cizí občané, kteří právoplatně a trvale žijí ve Spojených státech a běžně jsou oprávněni zažádat si o americké občanství pět let od obdržení svého víza.

Obr. 27 – Populace celkem a populace imigrantů v milionech v USA v letech 1960–2015

Zdroj dat: World Bank (2019), vlastní zpracování.

Změny se odehrávají nejen v počtech, ale i v zemích původu imigrantů. Až do změn v zákonu a vládních zásahů do procesu imigrace v roce 1952 a 1965 byla drtivá převaha imigrantů evropského původu. Poté podíl Evropanů začal náhle klesat. Nejsilnější imigrační tok směřuje do USA z Latinské Ameriky a poté v pořadí následuje imigrační proud z Asijských zemí. V etnickém složení přistěhovalecké populace převládají imigranti hispánského původu a imigranti asijského původu. Hlavními emigračními regiony jsou Latinská Amerika, především Mexiko a Asie. Mezi Hispánci Mexičané tvoří největší skupinu národností. Přistěhovalci hispánského původu tvoří již ve 40. letech více než 1/3 imigrantů. Co se týče podílu přistěhovalců asijského původu tak jsou to pouze 4 %. Do roku 1970 se podíly přistěhovalců hispánského původu navýšily na hodnotu 44 % a na 35 % pro imigranty z asijských zemí. Zajímavá je také vlna směřující z Portorika hlavně na severovýchod USA, která je ekonomicky nejsilnější v 50. a 60. letech. Přesto, že tento imigrační proud není zahraniční, ale je pouze vnitřní mobilitou obyvatel, protože Portoričané mají od roku 1916 americké občanství, význam má prakticky stejně velký kvůli odlišné kultuře těchto obyvatel. Jen v 50. a 60. letech se z Portorika rozhodlo odejít do USA 684 tisíc lidí. Imigrace výrazně proměňuje etnickou strukturu populace Spojených států, Afroameričani tak už nejsou největší menšinovou skupinou (Raley et al., 2015). Počátkem 21. století obyvatelstvo hispánského původu početně převažuje počet Afroameričanů a stává se tak největší menšinou. V roce 2019 je přes 18 % populace hispánského původu a 13 % populace černošského původu.

Až do nedávna jsou studie o imigrantech do značné míry omezeny na výzkum imigrantů mužů, což odráží vzdálenou minulost, v níž imigrovalo převážně mužské obyvatelstvo Evropanů a Asiátů za pracovními příležitostmi. Z tohoto důvodu se velká část minulého demografického

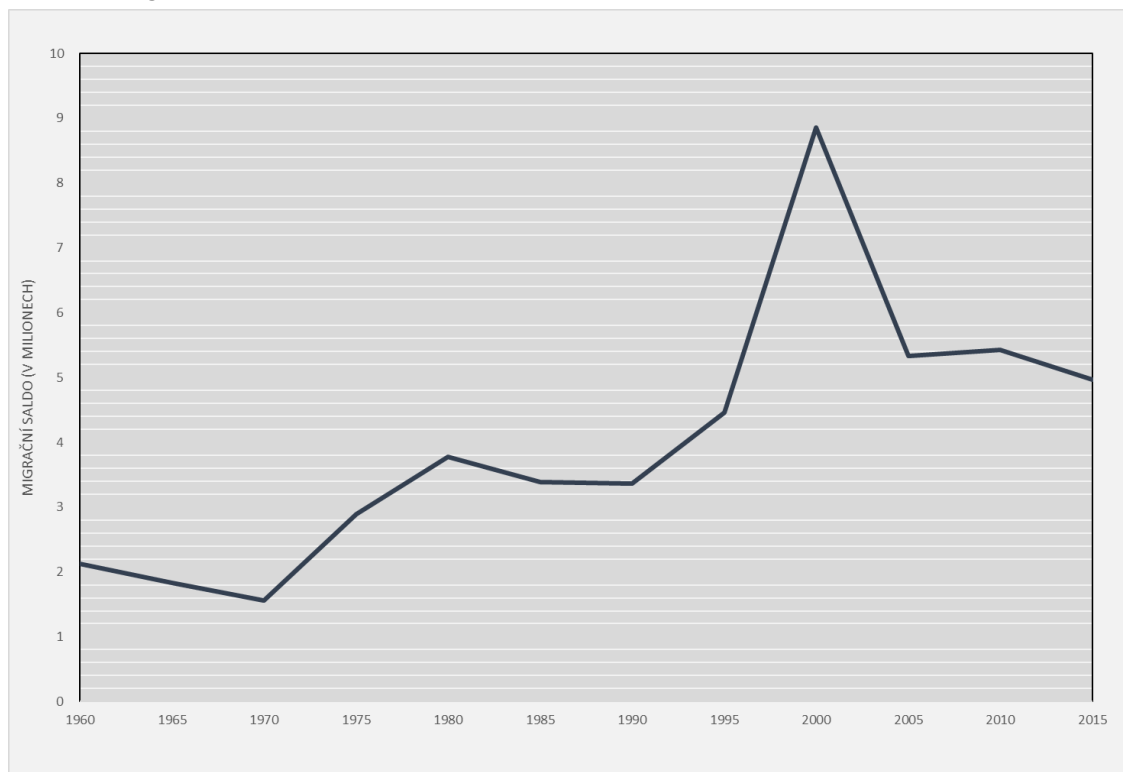
výzkumu imigrace v USA nezaměřuje na rodinný život. To však již dnes neplatí. Populace cizinců ve Spojených státech je relativně rovnoměrně rozdělena mezi ženy a muže již od poloviny 20. století (Tyree a Donato, 1985). Kupříkladu v roce 2003 bylo 50 % populace starší 18 let narozené mimo USA tvořeno ženami (Larsen, Bureau U.S., 2004). Některé z žen imigrantek vstoupily do Spojených států jako manželky na základě imigračního zákona reunifikací rodiny a ostatní za účelem práce, a to může mít vliv na odlišné reprodukční chování těchto žen. V 90. letech, a ještě více na počátku 21. století, je velký podíl žen, které emigrují do Spojených států, aby se dostaly do práce jako pečovatelky amerických dětí nebo jako uklízečky domácností (Ehrenreich a Hochschild, 2004; Hondagnau-Sotelo a Avila, 1997; Parreñas, 2001). Co je na této skupině žen pozoruhodné z pohledu výzkumu rodiny je to, že mnoho z nich opustí své vlastní děti ve své domovské zemi. Matky se snaží zůstat v kontaktu pomocí telefonů a internetu s dětmi a podporují potomky pomocí remitencí. Tyto tzv. „nadrárodní rodiny“ jsou studovány sociology a dalšími vědci zabývající se významem oblasti studia „obstarávání práci“ (England, 2005). Tento jev vyvolává řadu otázek, týkajících se přínosu takového rozhodnutí matek pro děti po celém světě. V literatuře je tento jev označován jako „care drain“, kdy matky z méně bohatých zemí imigrují do bohatších zemí (Ehrenreich a Hochschild, 2004).

Tab. 10 – Základní ukazatele migrace obyvatelstva USA ve vybraných letech 1960, 1970, 1980, 1990, 2010 a 2015

Ukazatel	Rok						
	1960	1970	1980	1990	2000	2010	2015
Počet populace USA	186 720 571	209 513 341	229 476 354	252 120 309	281 710 909	309 011 475	320 878 310
Počet populace imigrantů	10 825 599	11 973 787	16 364 410	23 251 026	34 814 053	44 183 643	46 627 102
Podíl imigrantů na celkovém počtu	5,80	5,72	7,13	9,22	12,36	14,30	14,53
Hrubá míra migračního salda / ‰	2,183	1,991	3,169	3,021	5,368	3,417	3,062
Počet uprchlíků za rok	-	-	-	464 887	508 222	264 574	273 202

Zdroj dat: Bureau U.S. (2019), vlastní zpracování.

Na přelomu 20. a 21. století jsou Spojené státy americké zemí s nejvyšší hodnotou čisté migrace (migrační saldo) na světě. Hodnota čisté migrace z dlouhodobého hlediska s malými výjimkami během druhé poloviny 20. století roste, přičemž hodně prudce. V roce 1960 bylo o 2,1 milionů více imigrantů vůči emigrantům, pak následoval pokles, kdy v roce 1970 byl rozdíl 1,5 milionů. Nadále tento počet roste až na 8,8 milionů v roce 2000. Poté přetrvává klesající trend a v roce 2015 migrační saldo činilo ve Spojených státech amerických skoro 5 milionů osob (Obr. 28), což je jedno z nejvyšších hodnot celosvětového migračního salda.

Obr. 28 – Migrační saldo v USA v letech 1960–2015

Zdroj dat: Bureau U.S. (2019), vlastní zpracování.

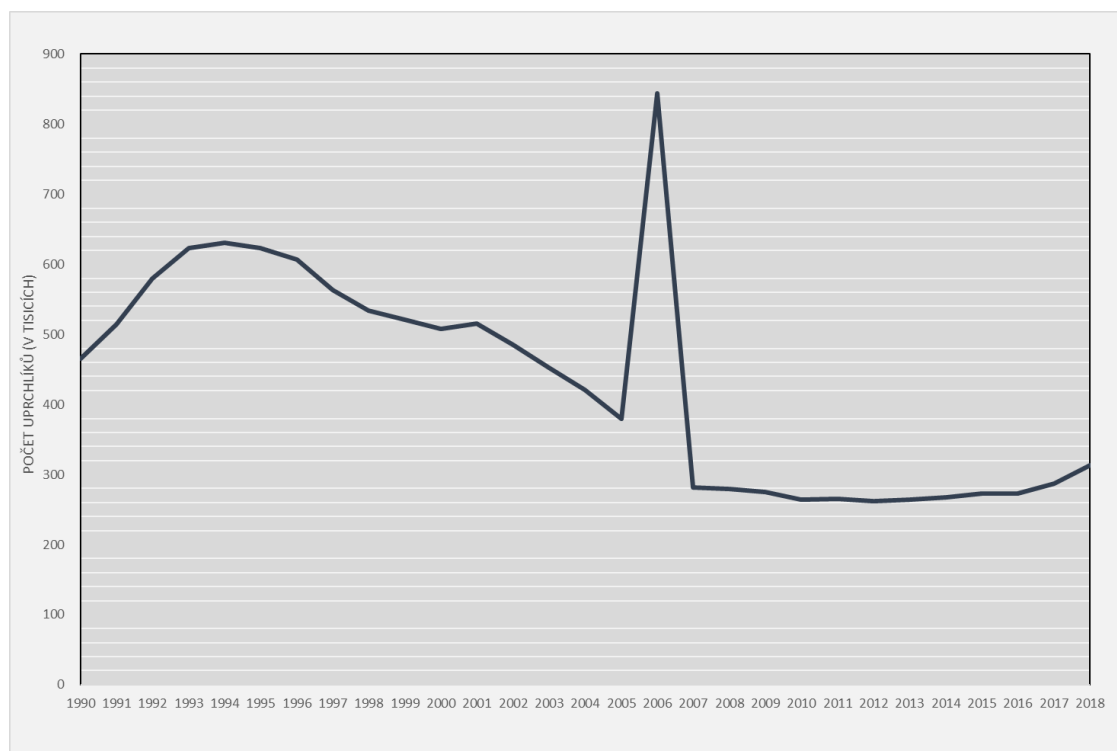
Hrubá míra migračního salda odráží vývoj hodnot migračního salda (Příloha 13). Od roku 1950 je hodnota hrubé míry migračního salda v USA kladná. Do roku 1958 hodnoty vykazují rostoucí trend, pak je krátké období poklesu a od roku 1968 zase hodnoty hrubé míry stoupají, což je do určité míry ovlivněno změnou zákona o migraci již zmíněném dříve. Další dekádu hodnota hrubé míry migračního salda narůstá z 1,52 na hodnotu 3,36 migrantů na 1 000 obyvatel v roce 1978. Následující 10 let je klesající vývoj, to může souviset se zpřísněním kontroly hranic a programy legalizace neautorizovaných přistěhovalců. V roce 1988 se hrubá míra migračního salda rovná 2,73 imigrantů na 1 000 obyvatel. Až do konce 90. let úroveň hrubé míry stoupá. Úroveň imigrace se na počátku 21. století pohybuje téměř na rekordní úrovni ze 20. století, ačkoli ekonomická recese na konci první dekády 21. století zpomaluje tok přistěhovalců. Hrubá míra migračního salda dosahuje hodnoty 2,9 imigrantů na 1 000 obyvatel v roce 2018.

Roční změna migračního salda ve 2. polovině 20. století vykazuje vysoké hodnoty, zejména v období po roce 1952 a pak 1965 se změnou zákona. V roce 1968 činila roční změna migračního salda přes 15 %. Roční změna v letech 1977–1988 byla záporná, což ovlivnilo vládní programy lepší kontroly nad migrací. Dá se předpokládat, že se to odrazilo na ilegální imigraci. Na konci 90. let každoročně dochází k menšímu počtu přestěhování než v předchozím roce. (Příloha 14) Úroveň roční změny dodnes osciluje v záporných hodnotách pravděpodobně v souvislosti s aktuální zpřísněnou imigrační politikou.

Práce je stále nejdůležitějším důvodem pro emigraci ze země původu do USA v posledních letech. Nicméně od roku 2004 počty přistěhovalců za práci klesají a vzhledem k nynější politické situaci v zahraničí roste podíl uprchlíků na počtu přistěhovalých v USA. V roce 1990 bylo 465 tisíc přijatých uprchlíků, tento počet vrostl na hodnotu 623 tisíc v roce 1993 (Tab. 10). Poté tento

počet klesá až do roku 2005 na hodnotu 379 tisíc uprchlíků. V roce 2006 byl přijat maximální počet uprchlíků za celé období, bylo přijato 843 tisíc (Obr. 29).

Obr. 29 – Počet uprchlíků v USA v letech 1990–2018



Zdroj dat: World Bank (2019), vlastní zpracování.

Počet a struktura populace imigrantů má vliv na všechny demografické charakteristiky celkového obyvatelstva. Podle studií Syse a kol. (2016) mají určité skupiny přistěhovalců nižší intenzitu úmrtnosti než tuzemská populace a tyto hodnoty jsou posledních 20 let v čase stabilní. Intenzita úmrtnosti se liší u imigrantů podle země původu. Nejvyšší hodnotu střední délky života mají imigranti hispánského původu. To platí pro obě pohlaví. S rostoucí délkou pobytu imigrantů na území Spojených států konvergují hodnoty intenzity úmrtnosti k hodnotám intenzity úmrtnosti americké populace. Úroveň plodnosti je podpořena plodností žen afroamerického a hispánského původu, převážně z Mexika (viz kapitola 3.3). Věkový profil imigrantů je mladší než u celkové populace Spojených států amerických z důvodu pracovní migraci a spojení rodin. Tento aspekt do určité míry ovlivňuje pracovní trh a proces porodnosti ve státu. Podle studií Zschirnt a Ruedin (2016) spolu se studií Riach a Rich (2002) našli důkazy o etnické a rasové diskriminaci na americkém trhu práce. V letech 1990 až 2015 platí zjištění, že jedince z rasových menšin musí zaslat přibližně o 50 % více žádostí o pozvání na pohovor v porovnání s původním obyvatelstvem. Dokonce dle výzkumu Pager et al. (2009) afroamerickým uchazečům bez záznamu v trestním rejstříku byla nabídnuta stejně nízká pracovní pozice jako uchazečům bělošského původu, kteří měli záznamy v rejstříku trestů. Z tohoto důvodu se dá předpokládat nižší sociální postavení imigrantů a osob rasových menšin a nižší příjmy. Úroveň plodnosti žen afroamerického a hispánského původu druhé a další generaci imigrantů konvergují k úrovni plodnosti tuzemského obyvatelstva, ale mají stále poměrně vysoké hodnoty úhrnné plodnosti. Zejména imigranti původem z Mexika výrazně ovlivňují velikost americké populace. Úroveň kojenecké úmrtnosti vykazuje opačné trendy, ale její hodnoty se liší podle země původu matky. S rostoucí délkou

pobytu matek na území USA se hodnoty ukazatele přibližují nižším hodnotám kojenecké úmrtnosti v americké populaci. Dítě narozené matce černošského původu má stále vysokou pravděpodobnost zemřít do 1 roku, skoro 3krát vyšší než matce bělošského nehispanšského původu. Děti narozené matce hispanšského původu mají o 16 % vyšší pravděpodobnost zemřít do 1 roku života než dítě narozené matce bělošského nehispanšského původu. Podle analýz mají imigranti mužského pohlaví větší šanci emigrovat než ženy, mladší přistěhovalci v produktivním věku mají vyšší pravděpodobnost emigrovat než ve středním věku a starším věku a pravděpodobnost emigrace přistěhovalců klesá s délkou pobytu na území. Obecně platí, že cirkulační migrace a opakovaná emigrace je relativně vzácný jev. Děti narozené v USA imigrantům mají výrazně nižší míru emigrace než jejich rodiče.

Kapitola 7

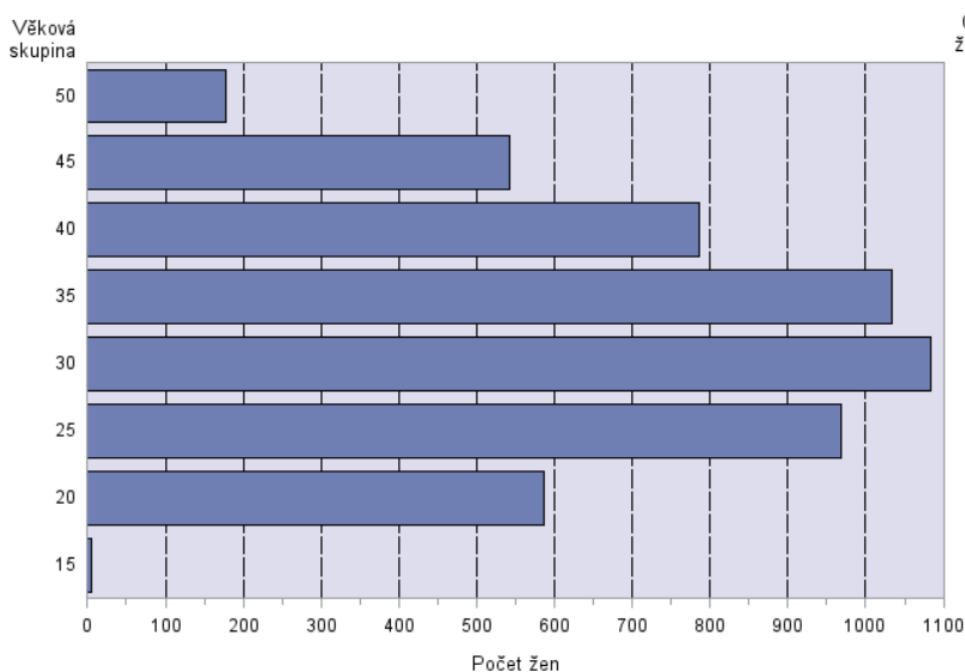
Analýza dat z národního průzkumu rodin a domácností

V této kapitole jsou s ohledem na stanovený cíl práce analyzována data šetření národního průzkumu rodin a domácností NSFH v letech 1987–2003, použitou metodou je logistická regrese konstruovaná v softwaru SAS 9.4. Nejběžnějším postupem používaným v SAS pro provádění logistické regrese je PROC LOGISTIC, která má široké možnosti (Příloha 15).

7.1 Popis souboru

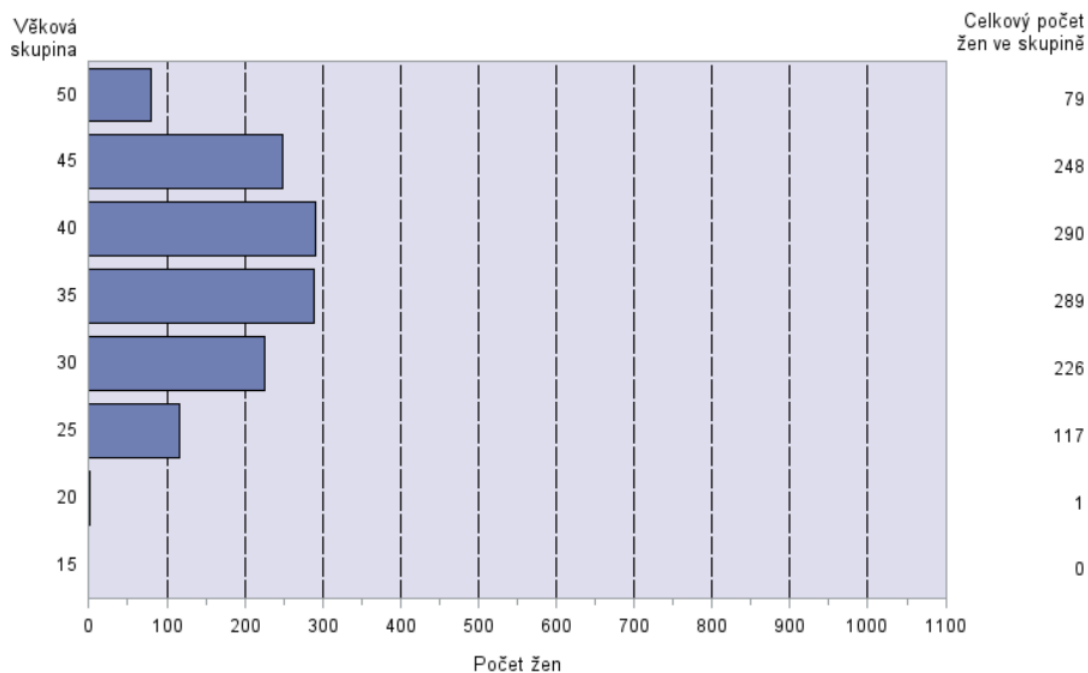
Z dat každé vlny šetření NSFH je pro analýzu vytvořen soubor pouze žen ve věku od 15 až 49 let, přičemž jde o ženy jako hlavní respondenty. Uvažované jsou i ženy jako manželky nebo partnerky hlavních respondentů mužů, nicméně nejsou začleněny do analyzovaného souboru z důvodu často chybějících dat. Nejvíce žen je logicky v první vlně a to 5207, ve druhé vlně je 3817 žen, a ve třetí vlně je 923 žen. V první vlně rozložení žen odpovídá realitě, a ve druhé je méně žen mladších 25 let z důvodu posunu do starších věkových kategorií. Šetření je longitudinální (Obr. 30 a 31). Ze třetí vlny je dostupný pouze menší vzorek žen hlavních respondentek, přičemž jejich věkové rozložení není optimální, a to jednak kvůli posunu o 10 až 12 let oproti první vlně a chybějící mladší věkové skupině, které nejsou relevantně zastoupené, která kvůli nižšímu podílu účasti respondentů. Soubor zahrnuje pouze ženy ve věkových kategoriích 25 až 45 let (Obr. 32). Obecná analýza je založená na souboru žen všech vzdělanostních skupin a dílčí analýza je založena na souboru žen se středním vzděláním s maturitou nebo ukončenou odbornou školou.

Obr. 30 – Věkové rozložení žen v souboru první vlny šetření, 1987–1987, obecná analýza

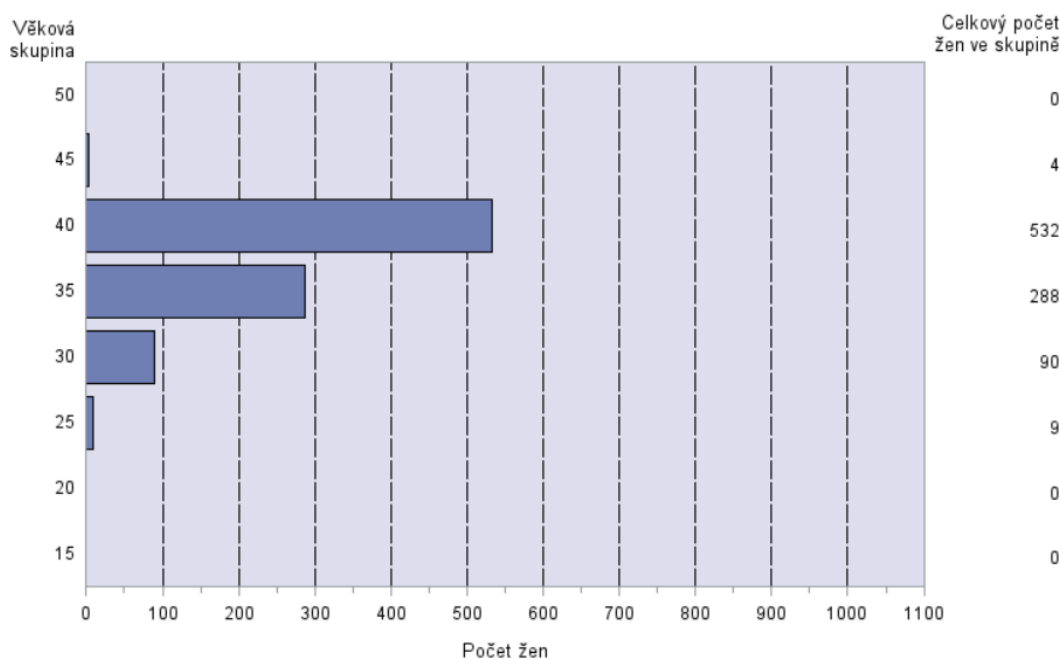


Zdroj dat: National Survey of Families and Households (2019), vlastní zpracování.

Obr. 31 – Věkové rozložení žen v souboru druhé vlny šetření, 1992–1994 obecná analýza



Zdroj dat: National Survey of Families and Households (2019), vlastní zpracování.

Obr. 32 – Věkové rozložení žen v souboru třetí vlny šetření, 2001–2003, obecná analýza

Zdroj dat: National Survey of Families and Households (2019), vlastní zpracování.

Kontrola kvality dat v souboru první, druhé a třetí vlny šetření je provedená pomocí ověření platnosti všeobecně známého předpokladu, kdy s vyšším stupněm vzdělání roste příjem jedince. V dotazníkovém šetření není odpověď na citlivou otázku o příjmu jedince, proto je použita odpověď o příjmu domácnosti jedince. Struktura domácnosti a výběr partnera také úzce souvisí s úrovní dosaženého vzdělání jedince, proto je předpokladem, že příjem jedince může být zaměněn za příjem domácnosti tohoto jedince a výše uvedený předpoklad vztahu příjmu a úrovně dosaženého vzdělání bude stále splněn. Skutečně to platí pro vše 3 vlny.

Do obecné analýzy vstupuje 9 veličin, které jsou kategoriální (Tab. 11). Snahou bylo zařadit i data vztahující se k problematice čerpání státní podpory pro výchovu dítěte, počet hodin strávených na výchovu dítěte mladšího 18 let, zda jsou v domácnosti přítomné děti jejichž výchovu žena považuje za problematickou. Nicméně uvedené nebylo možno zahrnout z důvodu chybějících dat pro velký počet žen v souboru.

Tab. 11 – Přehled použitých proměnných a jejich kódování pro všechny tři vlny šetření NSFH

Kód v SASu	Název	Kategorie	Typ proměnné	Vysvětlení
pocetdeti1	Počet dětí	0	ordinální	kategorie žen bez dětí
		1		kategorie žen s 1 dítětem
		2		kategorie žen se 2 dětmi
		3		kategorie žen se 3 dětmi
		4		kategorie žen se 4 a více dětmi
rabotaet1	Zaměstnanost	1	dichotomická	žena aktuálně zaměstnaná
		2		žena aktuálně nezaměstnaná
rodistav1	Rodinný stav	1	nominální	svobodná
		2		vdaná
		3		odděleně žijící
		4		rozvedená
		5		ovdovělá
ed1	Dokončené vzdělání	1	ordinální	ukončená základní škola/střední vzdělání bez maturity
		3		střední vzdělání s maturitou/ukončena odborná škola
		4		vysokoškolské vzdělání
vekskupina11	Věková skupina	1	ordinální	mladší 25 let
		2		25–29 let
		3		30–34 let
		4		35–39 let
		5		straší 40 let
pomocrod1	Výpomoc rodinných příslušníků v hlídání dětí	1	dichotomická	žena dostává výpomoc od rodinných příslušníků (rodiče, sourozenci atd.)
		2		žena nedostává výpomoc od rodinných příslušníků (rodiče, sourozenci atd.)
shanen1	Žena hledala práci 2 a více měsíců	1	dichotomická	žena hledala práci 2 a více měsíců
		2		žena nehledala práci 2 a více měsíců
lucru9	Zaměstnanost	1	dichotomická	zaměstnaná — žena pracuje u zaměstnavatele/má vlastní živnost/pracuje ve stejný práci jako ve předchozí vlně šetření. Konzistentnost dat je kontrolována a doplněna odpovědi na otázku o druhé práci.
		2		nezaměstnaná
detivdommale	Nepřítomnost/přítomnost dítěte v domácnosti ve věku do 5 let	1	ordinální	nejsou děti
		2		v domácnosti jsou děti starší 5 let
		3		v domácnosti jsou děti mladší 5 let

Poznámky: prvních 7 proměnných jsou pro první vlnu šetření, v dalších vlnách jsou použité stejné proměnné jen se liší číslem na konci názvu dle pořadí vlny, např. rodistav3 je proměnná použitá ve třetí vlně. Výjimkou je pocetdeti33 pro třetí vlnu a proměnná lucru9 na konci tabulky, která je použitá obdobně jako proměnná rabotaet v první a druhé vlně. Vymezení daných proměnných zohledňuje kvalitu vstupních dat, tak aby jednotlivé skupiny byly dostatečně zastoupeny.

Zdroj: National Survey of Families and Households (2019), vlastní zpracování.

7.1.1 Exploratorní analýza

Před samostatným vytvořením logistického modelu je provedena exploratorní analýza dat s cílem detekovat chybějící hodnoty, prozkoumat možnosti asociace mezi kategoriálními proměnnými pomocí testu nezávislosti v kontingenčních tabulkách. Hladina významnosti v celé následující analýze činí $\alpha = 0,05$. Předpoklady normality dat a detekce extrémních hodnot nejsou provedené z důvodu vyloučení spojitých proměnných z analýzy.

7.1.2 Chybějící hodnoty

Z důvodu velkého počtu chybějících hodnot pro proměnné *shaneni1*, *shaneni2* a *shaneni3*, kdy žena hledala práci 2 a více měsíce je vyloučena z další analýzy (Tab. 12). Vstupující soubor do logistické regrese je omezen na počet nechybějících hodnot pro proměnnou zaměstnanosti ženy *rabotaet1*, *rabotaet2* a *lucru9*.

Tab. 12 – Zjištěné chybějící hodnoty v souborech za 3 vlny šetření NFSH

Proměnná	Chybějící hodnoty	Celkem soubor
<i>pocetdeti1</i>	0	5 207
<i>rabotaet1</i>	24	
<i>rodinstav1</i>	1	
<i>ed1</i>	20	
<i>vekskupina11</i>	0	
<i>pomocrod1</i>	0	
<i>detivdommale1</i>	0	
<i>shaneni1</i>	1 925	
<i>pocetdeti2</i>	0	3 817
<i>rabotaet2</i>	2 567	
<i>rodinstav2</i>	2	
<i>ed2</i>	10	
<i>vekskupina22</i>	0	
<i>pomocrod2</i>	0	
<i>detivdommale2</i>	0	
<i>shaneni2</i>	2 999	
<i>pocetdeti33</i>	0	923
<i>lucru9</i>	0	
<i>rodinstav3</i>	0	
<i>ed3</i>	1	
<i>vekskupina33</i>	0	
<i>pomocrod3</i>	0	
<i>shaneni3</i>	729	

Zdroj: National Survey of Families and Households (2019), vlastní zpracování.

7.1.3 Meziskupinová porovnání

K porovnání rozdílů skupin žen zaměstnaných a nezaměstnaných je použit Kruskalův-Wallisův a Wilcoxonův test. Nulová hypotéza je, že skupiny nejsou odlišné. Nulová hypotéza je zamítnuta skoro pro všechny proměnné. Statisticky významně se liší skupina žen aktuálně zaměstnaných a nezaměstnaných dle počtu dětí, vzdělání a věkových skupin pro všechny vlny šetření (Tab. 13). Podle rodinného stavu se tyto 2 skupiny neliší signifikantně ve druhé ani ve třetí vlně šetření. Co se týče dílčí analýzy souboru žen pouze se středním vzděláním s maturitou nebo ukončenou odbornou školou, tak není nulová hypotéza zamítnutá ve druhé vlně dle proměnné *rodinný stav* a dle věkové skupiny v třetí vlně.

Tab. 13 – Testovací statistiky Kruskalův-Wallisův a Wilcoxonův testu a jejich statistická významnost

			Kruskalův-Wallisův test		Wilcoxonův test	
			χ^2	p-hodnota	S	p-hodnota
Obecná analýza	1. vlna	pocetdeti1	263,032	<0,0001*	5191881,5	<0,0001*
		ed1	375,317	<0,0001*	3554353,0	<0,0001*
		rodinstav1	8,715	0,0032	4257872,0	0,0016
		vekskupina11	66,897	<0,0001*	3993649,5	<0,0001*
	2. vlna	pocetdeti2	95,168	<0,0001*	257301,5	<0,0001*
		ed2	104,719	<0,0001*	155293,5	<0,0001*
		rodinstav2	1,917	0,1662	195940,5	0,0831
		vekskupina22	9,097	0,0016	187070,5	0,0008
	3. vlna	pocetdeti3	8,450	0,0037	199827,5	0,0018
		ed3	15,345	<0,0001*	175005,0	<0,0001*
		rodinstav3	2,425	0,1194	183000,0	0,0597
		vekskupina33	4,196	0,0405	180904,5	0,0203
Dílčí analýza	1. vlna	pocetdeti1	124,065	<0,0001*	2083385,0	<0,0001*
		rodinstav1	13,244	0,0003	1702645,5	0,0001
		vekskupina11	39,816	<0,0001*	1628854,5	<0,0001*
	2. vlna	pocetdeti2	43,723	<0,0001*	108059,0	<0,0001*
		rodinstav2	2,804	0,0940	83436,5	0,0470
		vekskupina22	6,191	0,0128	81422,0	0,0064
	3. vlna	pocetdeti3	4,607	0,0318	94772,5	0,0159
		rodinstav3	6,025	0,0141	85053,0	0,0071
		vekskupina33	1,782	0,1820	87178,5	0,0910

Zdroj: National Survey of Families and Households (2019), vlastní zpracován.

7.1.4 Testování nezávislosti v kontingenčních tabulkách

Pearsonovým χ^2 testem nezávislosti se provádí zjišťování významnosti vztahu mezi 8 kategoriálními proměnnými; zaměstnanost, počet dětí, vzdělání, rodinný stav, výpomoc rodinných příslušníků v hlídání dětí, věková skupina, nepřítomnost nebo přítomnost v domácnosti dítěte mladšího 5 let nebo staršího 5 let a shánění práce déle než 2 měsíce. Na základě χ^2 testu se zjišťuje existence vztahu mezi proměnnými. Nulová hypotéza o neexistenci vztahu je zamítnutá (p-hodnota je menší než 0,05) pro všechny tři vlny, z tohoto důvodu dál tabulka pokračuje Cramérovým V.

Zmíněným Cramérovým koeficientem kontingence je měřena míra asociace pro věkové skupiny, úroveň vzdělání a počet dětí. Je nalezeno 28 statisticky významných vztahů v první vlně, 26 ve druhé vlně a 16 v třetí vlně (z 28 možných – Příloha 47, 48 a 49). Největší hodnotou Cramérova koeficientu kontingence je u dvojice počet dětí*přítomnost v domácnosti dítěte mladšího nebo staršího 5 let pro první a druhou vlnu a to kolem 0,6–0,7. Nicméně obě proměnné jsou použité odděleně v samostatných modelech dílčí analýzy na základě výsledku metody Stepwise o významnosti těchto proměnných (Příloha 17 a 19) v modelu. Druhá největší hodnota Cramérova koeficientu kontingence je u dvojice počet dětí* výpomoc rodinných příslušníků v hlídání dětí (0,3797 – pro první vlnu, 0,2691 – pro druhou vlnu a 0,3764 – pro třetí vlnu). Z důvodu malého přesahu přes hodnotu 0,3 proměnné výpomoc rodinných příslušníků v hlídání dětí, spolu s výsledkem metody Stepwise o statistické významnosti proměnné v modelu a nesignifikantními rozdíly mezi jednotlivými kategoriemi, je vyloučená z analýzy. Co se týče vztahu mezi zaměstnaností a ostatních proměnných, nejvyšší hodnota Cramérova koeficientu kontingence je u dvojice zaměstnanost*vzdělání, druhá nejvyšší pak u dvojice zaměstnanost*počet dětí, což platí pro druhou a třetí vlnu (Tab. 14, 15 a 16). V první vlně je druhá nejvyšší hodnota u dvojice zaměstnanost*ne/přítomnost v domácnosti dítěte mladšího nebo staršího 5 let. Zbývající hodnoty

jsou menší než 0,3, a tudíž jsou tyto míry asociace slabé nebo zanedbatelné a jsou použité v následné analýze.

Tab. 14 – Významné asociace mezi proměnnou zaměstnanosti a kategoriálními proměnnými první vlna, 1987–1988

Vztah mezi zaměstnaností a proměnou	χ^2	DF	p-hodnota	Cramérovo V
počet dětí	282,141	4	<0,0001	0,2333
rodinný stav	70,246	4	<0,0001	0,1164
věková skupina	71,246	4	<0,0001	0,1172
pomoc rodiny	16,698	1	<0,0001	-0,0568
vzdělání	407,587	2	<0,0001	0,2808
shánění práce 2+ měsíce	131,090	1	<0,0001	0,2005
nepřítomnost/přítomnost dítěte v domácnosti ve věku do 5 let	360,850	2	<0,0001	0,2639

Zdroj: National Survey of Families and Households, Wave 1 (2019), vlastní zpracování.

Tab. 15 – Významné asociace mezi proměnnou zaměstnanosti a kategoriálními proměnnými druhá vlna, 1992–1994

Vztah mezi zaměstnaností a proměnou	χ^2	DF	p-hodnota	Cramérovo V
počet dětí	99,749	4	<0,0001	0,2825
rodinný stav	10,795	4	0,029	0,093
věková skupina	13,688	4	0,0084	0,1046
pomoc rodiny	4,307	1	0,038	-0,0587
vzdělání	107,882	2	<0,0001	0,294
shánění práce 2+ měsíce	0,394	1	0,5304	-0,0418
nepřítomnost/přítomnost dítěte v domácnosti ve věku do 5 let	91,210	2	<0,0001	0,2701

Zdroj: National Survey of Families and Households, Wave 2 (2019), vlastní zpracování.

Tab. 16 – Významné asociace mezi proměnnou zaměstnanosti a kategoriálními proměnnými třetí vlna, 2001–2003

Vztah mezi zaměstnaností a proměnou	χ^2	DF	p-hodnota	Cramérovo V
počet dětí	8,822	4	0,0657	0,0978
rodinný stav	8,313	4	0,0808	0,0949
věková skupina	7,470	3	0,0583	0,09
pomoc rodiny	4,614	1	0,0317	-0,0707
vzdělání	16,346	2	0,0003	0,1331
shánění práce 2+ měsíce	0,238	1	0,6257	-0,035

Zdroj: National Survey of Families and Households, Wave 3 (2019), vlastní zpracování.

Studovány jsou i tabulky četnosti zastoupení žen dle různých skupin. Tabulka 20 obsahuje četnosti žen v souboru dle počtu dětí a dosaženého vzdělání pro první vlnu v období 1987–1988. Nejpočetnější skupinou jsou ženy se středním vzděláním s maturitou nebo ukončenou odbornou školou – něco přes 66 %, poté skoro 17 % je žen s vysokoškolským vzděláním a 16 % se základním vzděláním nebo středním bez maturity. Co se týče rozložení dle počtu dětí a dosaženého vzdělání ženy je zřejmé, že je nejméně žen s vysokoškolským vzděláním s 3 nebo víc než 4 dětmi

a to kolem 1,3 % a 0,5 % v odpovídajícím pořadí. Nejvíce žen mají 1 nebo 2 děti, což odpovídá podílu kolem 26 % pro všechny vzdělanostní skupiny. Kolem 30 % žen v souboru nemají děti. Nejpočetnější vzdělanostní skupina je nejvíce zastoupená ženami, které mají 1 dítě (18 %), 2 děti (18 %), 3 děti (8 %) a více než 4 děti (3 %). Nejnižší je podíl žen s vysokoškolským vzděláním pro skupiny se dvěma a více dětmi (Tab. 17). Důležité je rozložení dětí dle věku, převážně mladších dětí vyžadující více péči. Celkem 31,5 % žen má dítě v domácnosti ve věku 0–4 let. Přes 11,5 % žen má 1 dítě v domácnosti ve věku 0–4 let, kolem 10,5 % žen má aspoň 2 děti v domácnosti ve věku 0–4 let, přes 6 % má 3 děti v domácnosti ve věku 0–4 let a skoro 3,5 % žen má 4 a více dětí v domácnosti ve věku 0–4 let. Větší podíl žen má v domácnosti děti starší 5 let a to 38,5 %. Pouze 1 dítě starší 5 let v domácnosti má skoro 15 % žen stejně tak jako 2 děti, přes 6 % žen má 3 děti starší 5 let v domácnosti a 4 a více dětí starší 5 let má v domácnosti 2,5 % žen souboru. V souboru jsou skoro stejné podíly žen, které nemají děti, mají v domácnosti děti ve věku 0–4 let a starší 5 let, což je výhodou využití pro dílčí analýzu.

Tab. 17 – Tabulka četnosti dle počtu dětí a dosaženého vzdělání ženy pro první vlnu v období 1987–1988, v procentech

Počet dětí	Dosažené vzdělání			
	základní/střední bez maturity	střední vzdělání s maturitou/odborné	vysokoškolské	Celkem
0	3,20	19,39	7,40	30,00
1	3,88	18,41	4,05	26,34
2	4,03	17,89	3,66	25,58
3	3,14	7,75	1,37	12,26
4 a více	2,08	3,26	0,48	5,82
Celkem	16,33	66,71	16,97	100,00

Zdroj: National Survey of Families and Households Series (2019).

Co se týče rozložení souboru dle rodinného stavu a dosaženého vzdělání ženy pro první vlnu šetření je zřejmé, že největší podíl žen tvoří ženy vdané a to 51 % (Tab. 18). Nejmenší podíl vdaných žen je ve vzdělanostní skupině se základním a středním vzděláním bez maturity – necelých 7 % a nejvíce se středním vzděláním s maturitou, 34 % z celkového počtu. Nejméně je žen odděleně žijících a ovdovělých ve všech vzdělanostních skupinách. Žen s vysokoškolským vzděláním odděleně žijících a ovdovělých je 0,44 % a 0,35 % v odpovídajícím pořadí. Největší podíl je ve skupině se středním vzděláním s maturitou nebo ukončenou odbornou školou 4 % a 1 % v odpovídajícím pořadí. V souboru je necelých 22 % svobodných žen, tento podíl činí 4 % jak pro ženy se základním a středním vzděláním bez maturity, tak s vysokoškolským vzděláním. Celkem je skoro 18 % rozvedených žen, z toho nejvíce žen se středním vzděláním s maturitou nebo ukončenou odbornou školou.

Tab. 18 – Tabulka četnosti dle rodinného stavu a dosaženého vzdělání ženy pro první vlnu v období 1987–1988, v procentech

Rodinný stav	Dosažené vzdělání			
	základní/střední bez maturity	střední vzdělání s maturitou/odborné	vysokoškolské	Celkem
svobodná	3,70	14,54	3,66	21,91
vdaná	6,90	34,28	10,24	51,43
odděleně žijící	2,28	4,09	0,44	6,81
rozvedená	2,89	12,53	2,28	17,70
ovdovělá	0,56	1,25	0,35	2,16
Celkem	16,33	66,70	16,97	100,00

Zdroj: National Survey of Families and Households Series (2019).

Co se týče rozložení dle zaměstnanosti a dosaženého vzdělání ženy je zřejmé, že je nejvíce 46 % zaměstnaných žen je se středním vzděláním s maturitou nebo ukončenou odbornou školou a nejméně necelých 3 % nezaměstnaných žen s vysokoškolským vzděláním (Tab. 19). Celkem je téměř 67 % zaměstnaných žen. Nejmenší podíly zaměstnaných žen jsou pro skupiny se základním nebo středním vzděláním bez maturity a to 6,6 % a podíl nezaměstnaných žen v této vzdělanostní skupině je skoro 10 %.

Tab. 19 – Tabulka četnosti dle zaměstnanosti a dosaženého vzdělání ženy pro první vlnu v období 1987–1988, v procentech

Zaměstnanost	Dosažené vzdělání			
	základní/střední bez maturity	střední vzdělání s maturitou/odborné	vysokoškolské	Celkem
zaměstnaná	6,56	46,54	14,24	67,33
nezaměstnaná	9,83	20,14	2,71	32,67
Celkem	16,38	66,67	16,94	100,00

Zdroj: National Survey of Families and Households Series (2019).

Následují tabulky četnosti zastoupení žen dle obdobných charakteristik jako pro první vlnu. Ve druhé vlně je menší počet žen, které se zúčastnily longitudinálního šetření. Pro srovnatelnost výsledků analýzy jsou proměnné a jejich rozdělení do skupin stejné jako v první vlně (Tab. 20 a 17). Nejprve je tabulka četnosti žen dle počtu dětí a dosaženého vzdělání. Nejpočetnější skupinou, jako je tomu i v první vlně, je představená ženami se středním vzděláním s maturitou nebo ukončenou odbornou školou – něco přes 66 %, poté skoro 19 % je žen s vysokoškolským vzděláním a 14,5 % se základním vzděláním nebo středním bez maturity. Co se týče rozložení dle počtu dětí a dosaženého vzdělání ženy, je zřejmé slabší zastoupení žen s vysokoškolským vzděláním se 3 nebo více než 4 dětmi a to kolem 1 % a 0,6 % v odpovídajícím pořadí, což je srovnatelné s první vlnou. I když je trend nárůstu počtu dětí očekávaný u většiny žen ve všech kategoriích díky uplynulé době mezi vlnami šetření, tak v této skupině se to neprojevilo.

Celkem 23,7 % žen v souboru nemá děti, což je o něco méně než v první vlně. Nejvíce žen má 2 děti, přes 26 % pro všechny vzdělanostní skupiny. Nejpočetnější vzdělanostní skupina s ukončenou odbornou školou nebo středním vzděláním s maturitou je nejvíce zastoupená ženami, které mají 1 dítě (13,6 %), 2 děti (20,7 %), 3 děti (11 %) a více než 4 děti (9 %). Nejnižší je podíl žen se základním vzděláním nebo středním bez maturity bez dětí a s 1 nebo 2 dětmi

(Tab. 20). Dle rozložení podle věku dětí celkově skoro 16 % žen má v domácnosti dítě ve věku 0–4 let, což je 2krát méně než v první vlně. Tento rozdíl se do jisté míry vysvětluje posunem souboru žen do vyšších věkových kategorií. Přes 2,5 % žen má 1 dítě v domácnosti ve věku 0–4 let, přes 4 % žen má 2 děti v domácnosti ve věku 0–4 let stejně jako 3 děti a dokonce 4 a více dětí v domácnosti ve věku 0–4 let. Celkově 50,5 % žen má v domácnosti dítě starší 5 let, což je dostatečný nárůst oproti první vlně, a to z důvodu časového posunu o 5 až 7 let mezi vlnami šetření. Pouze 1 dítě starší 5 let v domácnosti má skoro 14 % žen, něco málo přes 17,5 % žen má 2 děti starší 5 let v domácnosti. Skoro 11 % žen má 3 děti starší 5 let v domácnosti a kolem 8 % žen má 4 a více dětí starší 5 let v domácnosti.

Tab. 20 – Tabulka četnosti dle počtu dětí a dosaženého vzdělání ženy pro druhou vlnu v období 1992–1994, v procentech

Počet dětí	Dosažené vzdělání			
	základní/střední bez maturity	střední vzdělání s maturitou/odborné	vysokoškolské	Celkem
0	1,36	11,70	10,66	23,72
1	2,08	13,62	3,61	19,31
2	2,72	20,75	2,96	26,43
3	4,25	11,38	1,04	16,67
4 a více	4,17	9,13	0,56	13,86
Celkem	14,58	66,58	18,83	100,00

Zdroj: National Survey of Families and Households Series (2019).

Co se týče rozložení dle rodinného stavu a dosaženého vzdělání ženy v druhé vlně šetření je zřejmé, že největší podíl žen jsou vdané a to 59 %, ale pokud se soubor omezí na dostupná data za aktuálně zaměstnané ženy, což je vstupním souborem do modelu, tak je skupina vdaných žen skoro nezastoupená (méně než 1 %). Poté je nejméně žen odděleně žijících a ovdovělých ve všech vzdělanostních skupinách (Tab. 21). Ženy s vysokoškolským vzděláním odděleně žijících a ovdovělých je méně než 1 %. Největší podíl je ve skupině se středním vzděláním s maturitou nebo ukončenou odbornou školou odděleně žijících a ovdovělých žen a to je 8 % a 3 % v odpovídajícím pořadí. V souboru je necelých 36 % svobodných žen, tento podíl činí téměř 9,5 % pro ženy s vysokoškolským vzděláním, a skoro 5 % se základním a středním vzděláním bez maturity. Celkem je skoro 45 % rozvedených žen, což je skoro stejný podíl jako v první vlně. Z toho nejvíce žen se středním vzděláním s maturitou nebo ukončenou odbornou školou. Tyto podíly se nedají porovnávat s podíly v první vlně, a to kvůli nízkému zastoupení vdaných žen.

Tab. 21 – Tabulka četnosti dle rodinného stavu a dosaženého vzdělání ženy pro druhou vlnu v období 1992–1994, v procentech

Rodinný stav	Dosažené vzdělání			
	základní/střední bez maturity	střední vzdělání s maturitou/odborné	vysokoškolské	Celkem
svobodná	4,97	21,81	9,46	36,24
vdaná	0,08	0,16	0,08	0,32
odděleně žijící	2,97	8,50	0,96	12,43
rozvedená	5,13	32,16	7,38	44,67
ovdovělá	1,44	3,93	0,96	6,33
Celkem	14,59	66,56	18,84	100,00

Zdroj: National Survey of Families and Households Series (2019).

Z dat rozložení dle zaměstnanosti a dosaženého vzdělání ženy v druhé vlně šetření je zřejmé, že nejvíce je zaměstnaných žen se středním vzděláním s maturitou nebo ukončenou odbornou školou, konkrétně 49 % a nejmenší podíl necelých je zaměstnaných žen se základním vzděláním nebo středním vzděláním bez maturity, konkrétně 7 % (Tab. 22). Tyto podíly jsou srovnatelné s předchozí vlnou. Podíl žen s vysokoškolským vzděláním a aktuálně zaměstnaných je 17 %, což je o něco méně než v první vlně. Celkem je 74 % zaměstnaných žen, podíl je o něco málo menší než v první vlně. Nejmenší podíl nezaměstnaných žen je ve vzdělanostní skupině s vysokou školou a to pouze 1,3 %. Tento podíl se zmenšil oproti první vlně. Malý podíl je zaznamenán i u nezaměstnaných žen se základním nebo středním vzděláním bez maturity a to 7,6 %, což je naopak trochu vyšší podíl oproti první vlně.

Tab. 22 – Tabulka četnosti dle zaměstnanosti a dosaženého vzdělání ženy pro druhou vlnu v období 1992–1994, v procentech

Zaměstnanost	Dosažené vzdělání			
	základní/střední bez maturity	střední vzdělání s maturitou/odborné	vysokoškolské	Celkem
zaměstnaná	6,97	49,52	17,47	73,96
nezaměstnaná	7,61	17,07	1,36	26,04
Celkem	14,58	66,59	18,83	100,00

Zdroj: National Survey of Families and Households Series (2019).

Z tabulek četnosti zastoupení žen dle obdobných kategorií pro třetí vlnu je vidět, že zastoupení v některých kategoriích jsou velmi nízké. Navíc proměnná o zaměstnanosti je konstruovaná ze souvisejících proměnných kvůli nedostupnosti přímé informace o zaměstnanosti. Zaměstnaná žena je brána jako respondent, který odpověděl, že pracuje pro zaměstnavatele nebo má vlastní živnost nebo odpověděla kladně na otázku, že pracuje ve stejné práci jako v předchozí vlně šetření. Konzistentnost těchto dat je kontrolována a doplněna odpovědí na otázku o druhé práci. Ve třetí vlně je celkově menší počet žen, které se zúčastnily longitudinálního šetření – pouze 923, přičemž u 922 žen je uvedena hodnota pro proměnnou zaměstnanosti. Třetí vlna není brána v důsledku malého souboru v následné analýze a uvedená data mají ryze informativní charakter pro obecnou analýzu.

Proměnné a jejich rozdělení do skupin je stejné jako pro první a druhou vlnu šetření s výjimkou zaměstnanosti. Nejpočetnější skupinou, jako je tomu i v první vlně, je představená ženami se středním vzděláním s maturitou nebo ukončenou odbornou školou – něco přes 68 %, poté 22 % je žen s vysokoškolským vzděláním a 9 % se základním vzděláním nebo středním bez maturity. Co se týče rozložení dle počtu dětí a dosaženého vzdělání ženy, je zřejmé slabší zastoupení žen s vysokoškolským vzděláním s 3 nebo více než 4 dětmi, a to kolem 4,8 % a 2,5 % v odpovídajícím pořadí, což je vyšší podíl v porovnání s první a druhou vlnou. Podíl žen bez dětí 3krát menší a to na 7 % žen. Zejména z důvodu časového posunu mezi vlnami a již realizovanou plodností žen. Nejvíce žen má 2 děti – kolem 32 % pro všechny vzdělanostní skupiny, pak následuje podíl žen se 3 dětmi 24 % a 21 % žen s 4 a více dětmi. Vzdělanostní skupina s ukončenou odbornou školou nebo středním vzděláním s maturitou je nejvíce zastoupená ženami, které mají 1 dítě (10 %), 2 děti (23 %), 3 děti (17 %) a více než 4 děti (14,6 %). Navýšení těchto podílů oproti předchozím vlnám je očekávané s posunem žen do vyšších věkových kategorií. Nejnížší je podíl žen se

základním vzděláním nebo středním bez maturity bez dětí a s 1, 2 a 3 dětmi (Tab. 23). Nejnižší podíly s počtem dětí 1 až 3 jsou v první a druhé vlně pro ženy s vysokoškolským vzděláním a na konci se tento trend obrátil. Dá se předpokládat, že konečná plodnost vysokoškolaček není nejnižší.

Tab. 23 – Tabulka četnosti dle počtu dětí a dosaženého vzdělání ženy pro třetí vlnu v období 2001–2003, v procentech

Počet dětí	Dosažené vzdělání			
	základní/střední bez maturity	střední vzdělání s maturitou/odborné	vysokoškolské	Celkem
0	0,11	3,25	4,45	7,81
1	1,19	10,63	2,82	14,64
2	1,84	23,10	7,38	32,32
3	2,17	17,03	4,88	24,08
4 a více	4,01	14,64	2,49	21,15
Celkem	9,33	68,66	22,02	100,00

Zdroj: National Survey of Families and Households Series (2019).

V případě rozložení souboru třetí vlny dle rodinného stavu a dosaženého vzdělání ženy je zřejmé, že největší podíl žen jsou vdané a to 59 % (Tab. 24). Nejmenší podíl vdaných žen je ve vzdělanostní skupině se základním a středním vzděláním bez maturity (něco přes 4 %) a nejvíce se středním vzděláním s maturitou (39 %), totéž platí v první vlně. Nejméně je žen odděleně žijících a ovdovělých ve všech vzdělanostních skupinách a to kolem 3 %. Ženy s vysokoškolským vzděláním odděleně žijících a ovdovělých je nejméně (méně než 0,5 %), což je obdobné jako v první, a dokonce druhé vlně. Největší podíl je ve skupině se středním vzděláním s maturitou nebo ukončenou odbornou školou odděleně žijících a ovdovělých žen a to kolem 2 %. V souboru je přes 9 % svobodných žen, tento podíl činí 2 % pro ženy s vysokoškolským vzděláním, necelých 6 % žen se středním vzděláním s maturitou nebo ukončenou odbornou školou a 1 % se základním a středním vzděláním bez maturity. Podíly klesají oproti předchozím vlnám, což je očekávané. Zatímco v první vlně byl tento podíl svobodných žen srovnatelný s podílem svobodných vysokoškolaček, nejméně svobodných zůstává žen se základním a středním vzděláním bez maturity. Celkem je skoro 25 % rozvedených žen, což je vyšší podíl než v předchozích vlnách. Z toho nejvíce žen se středním vzděláním s maturitou nebo ukončenou odbornou školou a více vysokoškolaček než v první vlně.

Tab. 24 – Tabulka četnosti dle rodinného stavu a dosaženého vzdělání ženy pro třetí vlnu v období 2001–2003, v procentech

Rodinný stav	Dosažené vzdělání			
	základní/střední bez maturity	střední vzdělání s maturitou/odborné	vysokoškolské	Celkem
svobodná	1,19	5,97	2,28	9,44
vdaná	4,45	39,70	15,62	59,76
odděleně žijící	0,65	1,95	0,33	2,93
rozvedená	2,49	19,09	3,36	24,95
ovdovělá	0,54	1,95	0,43	2,93
Celkem	9,33	68,66	22,02	100,00

Zdroj: National Survey of Families and Households Series (2019).

Co se týče rozložení dle zaměstnanosti a dosaženého vzdělání ženy je zřejmé, že nejvíce téměř 38 % zaměstnaných žen je se středním vzděláním s maturitou nebo ukončenou odbornou školou a nejmenší podíl necelých 4 % zaměstnaných žen je se základním vzděláním (Tab. 25). Oba tyto podíly jsou nižší než v předchozích vlnách šetření. Podíl žen s vysokoškolským vzděláním a aktuálně zaměstnaných je 14 %, což je srovnatelný s podílem v první vlně. Celkem je 56 % zaměstnaných žen ze studovaného souboru – nejvyšší podíl mezi vlnami šetření. Nejmenší jsou podíly skupiny nezaměstnaných žen se základním nebo středním vzděláním bez maturity a to necelých 6 % a tento podíl je nižší než v první a druhé vlně. Důvodem může být praxe na trhu práce. Podíl nezaměstnaných žen ve vzdělanostní skupině s vysokou školou je poměrně vysoký, a to méně než 8 %, což je více než 2krát. Může to souviset s tím, že vysoce vzdělané ženy si zajišťují blahobyt alternativním způsobem.

Tab. 25 – Tabulka četnosti dle zaměstnanosti a dosaženého vzdělání ženy pro třetí vlnu v období 2001–2003, v procentech

Zaměstnanost	Dosažené vzdělání			
	základní/střední bez maturity	střední vzdělání s maturitou/odborné	vysokoškolské	Celkem
zaměstnaná	3,69	37,85	14,32	55,86
nezaměstnaná	5,64	30,80	7,70	44,14
Celkem	9,33	68,65	22,02	100,00

Zdroj: National Survey of Families and Households Series (2019), vlastní zpracování.

7.2 Logistický model

Díky velkému počtu chybějících hodnot za proměnnou *shánění práce* a vyšší míry asociace mezi proměnnou *výpomoc rodinných příslušníků v hlídání dětí* a počtem dětí jsou tyto proměnné vyloučené. Obecný vzorec pro logistický model vypadá následovně:

$$\text{Logit}(\pi) \equiv \ln\left(\frac{\pi}{1-\pi}\right) = \alpha + \beta'x,$$

kde π je poměr šancí být zaměstnanou, α je parametr zachycení a $\beta = (\beta_1, \dots, \beta_s)'$ jsou k vektory parametrů sklonu vysvětlujících proměnných x pro jednotlivou vlnu šetření. Pro obecnou analýzu založenou na souboru žen všech vzdělanostních skupin vysvětlujícími proměnnými jsou: *pocetdeti1*, *ed1*, *rodinstav1* a *vevskupina11* pro první vlnu, *pocetdeti2*, *ed2*, *rodinstav2* a *vevskupina22* pro druhou vlnu a *pocetdeti33*, *ed3*, *rodinstav3* a *lucru9* pro třetí vlnu (SAS Institute Inc, 2013, User's Guide, s. 4485). Pro dílčí analýzu založenou na souboru žen pouze se středním vzděláním s maturitou nebo ukončenou odbornou školou vysvětlující proměnné jsou *pocetdeti1*, *rodinstav1* a *vevskupina11* pro první vlnu; *pocetdeti2*, *rodinstav2* a *vevskupina22* pro druhou vlnu; *pocetdeti33*, *rodinstav3* a *lucru9* pro třetí vlnu; *detivdommale1*, *rodinstav1* a *vevskupina11* pro první vlnu a *detivdommale2*, *rodinstav2* a *vevskupina22* pro druhou vlnu.

Výpočty se realizují pomocí proc logistic v softwaru SAS (syntaxi v příloze 15). V případě longitudinálního přístupu, kdy jsou analyzovány přechody mezi jednotlivými stavy mezi dvěma vlnami šetření, je aplikována multinomická vícenásobná logistická regrese, kde obecný vzorec je následující:

$$\text{Ln}\left(\frac{\text{Pr}(Y=i|x)}{\text{Pr}(Y=k+1|x)}\right) = \alpha_i + \beta'_i x, \quad i=1, \dots, k$$

kde je použita jako referenční skupina stále nezaměstnané ženy pro vysvětlovanou proměnnou, $\alpha_1, \dots, \alpha_k$ jsou parametry k zachycení a β_1, \dots, β jsou k vektory parametrů sklonu vysvětlujících proměnných počtu nové přibylých dětí, změna rodinného stavu a změna v úrovni dosaženého vzdělání spolu s posunem do vyšších věkových kategorií mezi první a druhou vlnou šetření (SAS Institute Inc, 2013, User's Guide, s. 4486).

Pro výběr nejlepší varianty logistického modelu je použita metoda Stepwise založené na hodnotě Akaikeova informačního kritéria AIC. Pomocí této metody byly vyloučené proměnné *přítomnost dětí v předškolním věku v domácnosti a starších dětí již navštěvujících školu a výpomoc rodinných příslušníků s výchovou dětí*. Původní model je zachován se 4 kategoriálními proměnnými. Do logistické regrese vstupují 3 vytvořené soubory s cílem získat přehled jak proměnné vzdělání, počet dětí a rodinný stav ovlivňují šanci ženy být zaměstnána.

7.3 Obecná analýza

V rámci obecné analýzy založené na souboru žen ve věku 15–49 let všech vzdělanostních skupin je zpracována výzkumná otázka, zda pravděpodobnost ženy být zaměstnána v datech pro USA v období 1987–2003 je ovlivněna přítomností dětí v domácnosti a dalšími faktory jako rodinný stav, úroveň dosaženého vzdělání a věk ženy. Zkoumané jsou hypotézy H7, H9, H10 a H11 v jednotlivých vlnách šetření.

7.3.1 První vlna šetření 1987–1988

Do modelu vstupuje 5 169 pozorování. Modeluje se případ zaměstnanosti ženy pomocí 5 nezávislých kategoriálních proměnných, jejichž přidáním klesá hodnota Akaikeova informačního kritéria. Použité vysvětlující proměnné statisticky významně zlepšují vytvořený model, kde je pro všechny proměnné p -hodnota menší než 0,05. Pro první vlnu šetření všechny 4 použité proměnné statisticky významně přispívají ke zlepšení kvality konstruovaného modelu na 5% hladině významnosti a dokonce i na 1% hladině významnosti (Příloha 16).

Z výsledku analýzy dat první vlny šetření vyplývá (Tab. 26), že žena s nižším počtem dětí má vyšší poměr šancí být zaměstnána vůči referenční skupině žen se 4 a více dětmi, jestliže všechny ostatní proměnné jsou neměnné. Kupříkladu žena bez dětí má de facto 6,6krát větší šanci být zaměstnána v porovnání s ženou se 4 a více dětmi. Žena s 1 dítětem má skoro 3krát vyšší poměr šancí být zaměstnán, než žena s 4 dětmi. Žena s 2 dětmi má 2krát vyšší poměr šancí být zaměstnána, než žena se 4 a více dětmi. Žena se 3 dětmi má 1,7krát větší poměr šancí být zaměstnána, než žena se 4 dětmi. Rozdíly mezi uvedenými kategoriemi jsou statisticky významné (viz Příloha. 23 – interval neobsahuje 1). Pro ženy v první vlně šetření platí, že s vyšším počtem dětí poměr šancí být zaměstnána klesá oproti skupině žen v referenční kategorii, tj. se 4 a více dětmi.

Vdaná žena má pouze jen o něco málo vyšší poměr šancí být zaměstnána než svobodná žena, a to 1,06krát. Výsledek je překvapující, jestliže zvážíme, že vdané ženy by mohly mít menší finanční nátlak než samostatně žijící ženy. Nicméně by mohl o něco málo vyšší poměr šancí pro vdané ženy být vysvětlen poměrně mladou věkovou strukturou žen v souboru a vysokým podílem žen bez dětí, které teprve vstupují na trh práce a realizují své ambice. Navíc některé svobodné

ženy mohou ještě získávat podporu rodičů, což znamená ztrátu této podpory po uzavření manželství. Všechny skupiny žen dle rodinného statusu, kromě rozvedených žen, mají nižší poměr šancí být zaměstnané, než referenční skupina svobodných žen. Žena odděleně žijící od manžela má pouze 90% poměr šancí být zaměstnána ve srovnání se svobodnou ženou. V praxi to může být díky částečnému finančnímu zajištění manželem. Také z důvodu předpokládaného mladšího profilu žen odděleně žijících v porovnání s rozvedenými ženami, a proto menším počtem žen s dětmi, jsou očekávané nižší finanční nároky na domácnost v porovnání s domácností starší rozvedené ženy s dítětem. Dále, pokud žena ovdověla, má ještě nižší poměr šancí a to pouze 68% poměr šancí být zaměstnána ve srovnání se svobodnou ženou. Nicméně rozdíly nejsou statisticky signifikantní. Žena rozvedená má 1,8krát větší poměr šancí být zaměstnána, než žena svobodná a tento rozdíl mezi skupinami je jako jediný statisticky významný. Samostatně žijící žena bez finanční podpory partnera má větší finanční náklady a rostoucí nároky, pokud má děti v domácnosti, tím se do jisté míry vysvětluje statisticky významný vysoký poměr šancí pro rozvedenou ženu v porovnání se svobodnou.

Tab. 26 – Poměr šancí (OR) pro druhou vlnu šetření, obecná analýza

Proměnná	Kategorie proměnné	Referenční kategorie	Odhad poměru šancí	Intervaly spolehlivosti	
Počet dětí	0	vs. 4 a více dětí	6,592*	4,919	8,833
	1		3,250*	2,459	4,295
	2		2,070*	1,576	2,720
	3		1,781*	1,325	2,394
Úroveň dosaženého vzdělání	střední vzdělání s maturitou/ukončena odborná škola	vs. ukončená základní škola/střední vzdělání bez maturity	3,065*	2,596	3,620
	vysokoškolské vzdělání		5,519*	4,335	7,026
Rodinný stav	vdaná	vs. svobodná	1,068	0,893	1,276
	odděleně žijící		0,909	0,688	1,201
	rozvedená		1,838*	1,456	2,320
	ovdovělá		0,680	0,436	1,060
Věková skupina	mladší 25 let	vs. starší 40 let	0,418*	0,337	0,519
	25–29 let		0,694*	0,566	0,852
	30–34 let		0,861	0,705	1,052
	35–39 let		1,149	0,929	1,421

Zdroj: National Survey of Families and Households Series (2019), vlastní zpracování.

Co se týče vztahu poměru šancí být zaměstnána a vzdělanostní úrovně žen platí, že žena s vyšší úrovní vzdělání má vyšší poměr šancí být zaměstnána v porovnání s referenční skupinou žen se základním vzděláním nebo středním vzděláním bez maturity, jestliže všechny ostatní proměnné jsou nezměněné. Žena s ukončenou odbornou školou nebo středním vzděláním s maturitou má 3krát vyšší poměr šancí být zaměstnána v porovnání s ženou se základním nebo středním vzděláním bez maturity. Vysokoškolačka má 5,5krát vyšší poměr šancí být zaměstnána, než žena se základním nebo středním vzděláním bez maturity. Rozdíly mezi skupinami jsou statisticky významné (Příloha 23). Tyto výsledky jsou v souladu s výstupy obdobných výzkumů, které ukazují na významnost vzdělání člověka na jeho uplatnění na pracovním trhu (Yousefy a Barateli,

2011). Hypotéza o vyšším vzdělání a vyšším poměru šancí uplatnění na trhu práce je prokázána na první vlně šetření. Ohledně věkových skupin lze konstatovat statisticky významné rozdíly pouze mezi ženami ve věku mladších 30 let v porovnání s ženami ve věku starších 40 let. Existuje 41% a 69% poměr šancí být zaměstnána u žen ve věku do 30 let ve srovnání s hodnotou poměru šancí pro ženy starších 40 let za jinak nezměněných podmínek. Všechny ženy ve věkových skupinách mladších 40 let mají nižší poměr šancí být zaměstnány s výjimkou žen ve věkové skupině 35–39 let než ženy starší 40 let. Tento rozdíl mezi skupinami ale není statisticky významný a činí 1,1krát vyšší poměr šancí v porovnání s ženami staršími 40 let. Tento výsledek je v rozporu s podstatou tzv. ageismu, kdy jde o ztrátu pracovních dovedností v důsledku stárnutí a navýšením nákladů pro zaměstnavatele. Může být nákladnější najmout starší pracovníky než mladší, pokud je výše mzdy založena na odpracovaných letech bez ohledu na jejich produktivitu. Další náklady jsou školení a příspěvky na důchod, které také rostou s věkem zaměstnance. Dokonce se již někteří zaměstnavatelé domnívají, že se pracovní dovednosti se s věkem zlepšují, alespoň do věku 50 let (Carlsson a Eriksson, 2017). Naopak se projevuje diskriminace mladších skupin žen, což může být spojené s náklady na zdravotnictví pro budoucí matky, různými příspěvky pro potenciální matky a čas inhibovaný dítětem, a tedy mimo práci. Možná je existence preference zaměstnavatele, kdy raději najme starší a zkušenější ženu s již realizovanou plodností a staršími dětmi. Také nižší poměr šancí u mladších skupin může souviset s rozšiřováním vzdělávacích příležitostí na sekundární a terciární úrovni.

7.3.2 Druhá vlna šetření 1992–1994

Do modelu vstupuje 1 247 pozorování, které jsou ve vytvořeném souboru z dat šetření NSFH. Modeluje se případ být zaměstnána pomocí 4 nezávislých kategoriálních proměnných, jejichž přidáním klesá hodnota Akaikeova informačního kritéria. Proměnné statisticky významně zlepšují vytvořený model na 5 % hladině významnosti, kde je pro všechny proměnné p-hodnota menší než 0,05. Postup kódování je v příloze 15. Ve druhé vlně všechny proměnné statisticky významně přispívají ke zlepšení kvality konstruovaného modelu na 5% hladině významnosti (Příloha 18).

Z výsledku modelu (Tab. 27) vyplývá, že žena bez dětí má *ceteris paribus* 6krát větší šanci být zaměstnána v porovnání s ženou s 4 a více dětmi. Žena s 1 dítětem má skoro 4krát vyšší poměr šancí být zaměstnána, než žena s 4 dětmi a více dětmi. Žena s 2 dětmi má 2krát vyšší poměr šancí být zaměstnána než žena s 4 a více dětmi. Žena s 3 dětmi má 1,9krát větší poměr šancí být zaměstnána než žena z referenční kategorie. Rozdíly mezi uvedenými kategoriemi jsou statisticky významné (viz Příloha 24 – interval neobsahuje 1). Poměry šancí jsou dost podobné jako v první vlně. Pro ženy ve druhé vlně šetření platí, že s vyšším počtem dětí poměr šancí být zaměstnána klesá oproti poměru šancí skupiny žen s 4 a více dětmi.

Vdaná žena ze studovaného souboru má pouze 64% šanci být zaměstnána, než svobodná žena za jinak nezměněných podmínek, ale vzhledem k zastoupení žen v této kategorii se nedá tento výsledek považovat za relevantní. Ostatní skupiny žen dle rodinného statusu mají vyšší poměr šancí být zaměstnané. Žena odděleně žijící od manžela má 1,4krát vyšší šanci být zaměstnána, než žena svobodná. V porovnání s první vlnou tato hodnota je mnohem vyšší. Do jisté míry může změna souviset s tím, že postupem času ženy realizovaly svoji plodnost a odděleně žijící ženy

s dětmi mají vysoké finanční nároky domácnosti motivující k jejich uplatnění na trhu práce. Žena ovdovělá má pouze o něco málo větší poměr šancí být zaměstnána, než žena svobodná (1,014krát – o 1,4 p. b.), nicméně tyto rozdíly nejsou statisticky signifikantní. Žena rozvedená má skoro 1,6krát větší šanci být zaměstnána, než žena svobodná a tento rozdíl mezi skupinami je statisticky významný. Stejně jako u žen odděleně žijících se dá předpokládat vyšší finanční náročnost domácnosti.

Tab. 27 – Poměr šancí (OR) pro druhou vlnu šetření, obecná analýza

Proměnná	Kategorie proměnné	Referenční kategorie	Odhad poměru šancí	Intervaly spolehlivosti	
Počet dětí	0	vs. 4 a více dětí	6,453*	3,798	10,964
	1		4,167*	2,593	6,697
	2		2,197*	1,461	3,305
	3		1,913*	1,236	2,963
Úroveň dosaženého vzdělání	střední vzdělání s maturitou/ukončena odborná škola	vs. ukončená základní škola/střední vzdělání bez maturity	2,599*	1,824	3,702
	vysokoškolské vzdělání		7,372*	3,986	13,635
Rodinný stav	vdaná	vs. svobodná	0,643	0,072	5,710
	odděleně žijící		1,476	0,944	2,308
	rozvedená		1,646*	1,165	2,325
	ovdovělá		1,014	0,564	1,822
Věková skupina	mladší 25 let	vs. starší 40 let	0,365	0,107	1,247
	25–29 let		0,519*	0,334	0,807
	30–34 let		0,561*	0,381	0,828
	35–39 let		0,698	0,481	1,011

Zdroj dat: National Survey of Families and Households Series (2019), vlastní zpracování.

V případě vzdělanostní úrovně, žena s ukončenou odbornou školou nebo středním vzděláním s maturitou má 2,6krát vyšší poměr šancí být zaměstnána v porovnání s ženou se základním nebo středním vzděláním bez maturity, jestliže ostatní proměnné jsou nezměněny. Vysokoškolačka má 7krát vyšší poměr šancí být zaměstnána, než žena se základním nebo středním vzděláním bez maturity. Rozdíly mezi skupinami jsou statisticky významné (Příloha 24). Výsledky jsou srovnatelné s výsledky v první vlny šetření. Ohledně věkových skupin lze na základě výsledků konstatovat, že statisticky významné rozdíly jsou pouze mezi ženami ve věku 25–29 let a 30–34 let v porovnání s ženami ve věku starších 40 let. Existuje 51% a 56% šance být zaměstnána u žen ve věku 25–29 let a 30–34 let ve srovnání s ženami starších 40 let. Všechny ženy ve věkových skupinách mladších 40 let mají nižší poměr šancí být zaměstnané než ženy starší 40 let. V porovnání s první vlnou mladší věkové skupiny do 25 let nejsou dostatečně zastoupené, proto nelze považovat výsledek za relevantní. Nicméně signifikantní rozdíly mezi skupinami žen ve věku 30–34 let a 40 let a více do jisté míry vylučují důvod prodlužující se doby studia, protože ve věku 30–34 let je ve většině případů již dokončená žádoucí úroveň vzdělání jedince. Důvodem nižší hodnoty poměru šancí být zaměstnána ve věku 25–29 let a 30–34 let ve srovnání s ženami staršími 40 let může být v důsledku přítomnosti dětí v rodině, což se zdá být realitou vzhledem k navyšujícímu věku matky při porodu.

7.3.3 Třetí vlna šetření 2001–2003

Do modelu vstupuje 922 pozorování. Modeluje se případ být zaměstnána pomocí 4 nezávislých kategoriálních proměnných, jejichž přidáním klesá hodnota Akaikeovo informačního kritéria z 1267,48 na hodnotu 1257,96 (Příloha 22). Pokles hodnoty AIC informačního kritéria pro prázdný model po přidání vysvětlujících proměnných není srovnatelný s předchozími modely. V této vlně signifikantně přispívá ke zlepšení kvality modelu pouze proměnná o dosaženém vzdělání (Příloha 20). Výsledky analýzy nesou pouze informativní charakter.

Z výsledků analýzy vyplývá (Tab. 28), že žena bez dětí má 1,5krát větší šanci být zaměstnána v porovnání s ženou s 4 a více dětmi za jinak nezměněných podmínek. Žena s 1 dítětem má skoro 1,6krát vyšší poměr šancí být zaměstnána, než žena se 4 a více dětmi. Žena se 2 dětmi má 1,14krát vyšší poměr šancí být zaměstnána, než žena se 4 a více dětmi. Žena se 3 dětmi má téměř stejný poměr šancí být zaměstnána jako žena se 4 a více dětmi. Rozdíly mezi uvedenými kategoriemi nejsou statisticky významné s výjimkou rozdílu mezi skupinou žen s 1 dítětem a referenční skupinou (viz Příloha 25 – interval obsahuje 1), nicméně i tak lze konstatovat, že výsledky třetího modelu založeného na datech třetí vlny šetření potvrzují negativní souvislost mezi počtem dětí a zaměstnaností ženy.

Vdaná žena má 1,5krát a rozvedená 1,9krát vyšší poměr šancí být zaměstnána než svobodná žena. Žena ovdovělá má 1,9krát vyšší poměr šancí být zaměstnána než žena svobodná (Tab. 28). Vyšší věkový profil souboru žen celkem a v daných skupinách dle rodinného stavu v porovnání s věkovým profilem svobodných žen může vysvětlovat výsledné hodnoty. Žena odděleně žijící od manžela má pouze 84 % poměr šancí být zaměstnána ve srovnání s ženou svobodnou. Žádné rozdíly nejsou statisticky signifikantní.

Tab. 28 – Poměr šancí (OR) pro třetí vlnu šetření, obecná analýza

Proměnná	Kategorie proměnné	Referenční kategorie	Odhad poměru šancí	Intervaly spolehlivosti	
Počet dětí	0	vs. 4 a více dětí	1,463	0,784	2,728
	1		1,616*	1,018	2,566
	2		1,146	0,788	1,666
	3		1,006	0,678	1,494
Úroveň dosaženého vzdělání	střední vzdělání s maturitou/ukončena odborná škola	vs. ukončená základní škola/střední vzdělání bez maturity	1,781*	1,108	2,861
	vysokoškolské vzdělání		2,564*	1,473	4,463
Rodinný stav	vdaná	vs. svobodná	1,558	0,942	2,577
	odděleně žijící		0,838	0,333	2,109
	rozvedená		1,884*	1,102	3,221
	ovdovělá		1,910	0,762	4,789
Věková skupina	mladší 25 let	vs. straší 40 let			
	25–29 let		0,478	0,228	1,003
	30–34 let		0,895	0,590	1,357
	35–39 let		0,885	0,649	1,205

Zdroj dat: National Survey of Families and Households Series (2019), vlastní zpracování.

S ohledem na vzdělanostní úrovně žen, tak žena s ukončenou odbornou školou nebo středním vzděláním s maturitou má 1,8krát vyšší poměr šancí být zaměstnána v porovnání s ženou se základním nebo středním vzděláním bez maturity za jinak nezměněných podmínek. Vysokoškolačka má 2,6krát vyšší šanci být zaměstnána než žena se základním nebo středním vzděláním bez maturity. Rozdíly mezi skupinami jsou statisticky významné (Příloha 25). I v tomto případě se na základě dat třetí vlny potvrzuje, tak jako v předchozích dvou modelech, důležitost vzdělání ženy na její zaměstnanost. Ohledně věkových skupin se nedá říct o statisticky významných rozdílech žádných věkových skupin v porovnání s referenční skupinou. Nejmladší věková skupina do 25 let je z důvodu časového posunu prázdná, proto není uvedena v tabulce 31.

7.4 Dílčí analýza

V rámci celé dílčí analýzy založené na souboru žen se středním vzděláním s maturitou nebo ukončenou odbornou školou je zpracována výzkumná otázka; zda šance ženy být zaměstnána na datech pro USA v období 1987–2003 je ovlivněna přítomností dětí v domácnosti, rodinným stavem, úrovni dosaženého vzdělání a věkem ženy, a navíc i věkem přítomného dítěte. Daná vzdělanostní skupina má nejvyšší zastoupení žen v americké populaci. Mimo uvedené, demografické chování a chování na trhu práce se liší dle dosaženého vzdělání ženy, přičemž odlišné interakce vysvětlujících proměnných mohou být v modelu vzájemně vykompenzované, tudíž nebudou podchycené. Navíc mohou zkreslovat celkové výsledky. Vyloučením skupiny žen se základním vzděláním a ukončeným vysokoškolským vzděláním ze souboru se lze vyhnout zkreslení výsledků odlišným chováním těchto skupin žen, přičemž výsledky budou relevantní pro nejvíc zastoupenou vzdělanostní skupinu žen v USA. Zkoumané jsou stejné hypotézy jako v obecné analýze H7, H9, H10, H11, a navíc H8 v jednotlivých vlnách šetření.

První dílčí analýza se zabývá otázkou, zda je šance ženy být zaměstnána ovlivněna přítomností dětí v domácnosti, rodinným stavem, úrovní dosaženého vzdělání a věkem ženy. První vlna obsahuje 3 446 počet žen. Ve druhé vlně je 830 žen. Analýza třetí vlny je pouze informativní kvůli malému počtu žen ve zkoumaném vzorku a nízkému zastoupení dle jednotlivých skupin (celkem 633). Například je prázdná skupina žen mladších 25 let díky podstatě longitudinálního šetření, a tedy posunu v čase. Navíc není konstruován model s použitím proměnné o přítomnosti dítěte v domácnosti s ohledem na věk kvůli nízkému zastoupení žen s dětmi předškolního věku v domácnosti, a to kvůli věkovému profilu souboru žen a menšímu vzorku.

Modeluje se případ být zaměstnána pomocí 3 nezávislých kategoriálních proměnných *pocet dětí*, *rodinný stav* a *vevskupina*, jejichž přidání klesá hodnota Akaikeovo informačního kritéria (Příloha 22). Budování obdobného modelu je opakované pro každou vlnu šetření.

Co se týče první vlny, tak proměnná *pocet dětí*, *rodinný stav* a *věková skupina* statisticky významně zlepšují vytvořený model dle hodnot tabulky 32, kde pro všechny proměnné p-hodnota je menší 0,05 (<0.0001). Ve druhé vlně pouze proměnné *pocet dětí* a *věková skupina* statisticky významně zlepšují vytvořený model. Proměnná *rodinný stav* má p-hodnotu větší 0,05 a nedá se tvrdit, že statisticky významně zlepšuje vytvořený model.

Z výsledků dílčí analýzy dat první a druhé vlny šetření je zjištěn stejný trend jako v obecné analýze pro 2 první vlny a to, že žena s nižším počtem dětí má vyšší poměr šancí být zaměstnána vůči referenční skupině žen se 4 a více dětmi, jestliže jsou všechny ostatní proměnné neměnné. Rozdíly jsou signifikantní pro všechny kategorie porovnané vůči referenční skupině (Tab. 29 a Příloha 26 a 27). Například žena bez dětí má 7krát větší šanci být zaměstnána v porovnání se ženou se 4 a více dětmi pro první vlnu. A ve druhé vlně je hodnota poměru šancí 10krát větší. Žena s 1 dítětem má 3krát vyšší poměr šancí být zaměstnána než žena se 4 dětmi a ve druhé vlně tato hodnota je 5krát. Žena s 2 dětmi má 2krát vyšší poměr šancí být zaměstnána než žena se 4 a více dětmi a ve druhé vlně poměr šancí činí skoro 3krát. Žena se 3 dětmi má 1,7krát větší poměr šancí být zaměstnána než žena s 4 dětmi, což ve druhé vlně je zase vyšší a odpovídá hodnotě 2,7krát. Vyšší hodnota poměru šancí ve druhé vlně může souviset s věkem dětí, které jsou starší oproti první vlně a tedy ženy možná mají větší časové kapacity pro zaměstnání. Oproti obecné analýze jednotlivé hodnoty poměru šancí jsou také o něco vyšší, což do určité míry může být dáno vyloučením rušivých interakcí v ostatních vzdělanostních skupinách.

Proměnná rodinného stavu je statisticky významná v první vlně šetření, ve druhé není, a to kvůli nízkému zastoupení žen hlavně v kategorii vdané ženy. V první vlně šetření má vdaná žena pouze jen o něco málo vyšší poměr šancí být zaměstnána než svobodná žena, a to 1,13krát, což je srovnatelné s obecnou analýzou. Jedním z vysvětlení se nabízí mladší věkový profil žen v souboru s vysokým podílem ještě bezdětných žen teprve se realizujících na trhu práce. Také další skupiny žen dle rodinného statusu kromě ovdovělých žen mají vyšší poměr šancí být zaměstnané na rozdíl od obecné analýzy v první vlně. Žena odděleně žijící od manžela má 102% poměr šancí být zaměstnána ve srovnání s ženou svobodnou v první vlně a 1,5krát ve druhé vlně. Rozdíl mezi referenční skupinou a výše uvedenou není signifikantní pro obě vlny. Statistická nedostatečná významnost rozdílů a pouze o něco málo vyšší hodnota poměru šancí vůči referenční skupině může souviset s tím, zda žena má finanční podporu manžela a zdali má děti v domácnosti. Pro obě vlny šetření rozvedená žena má skoro 2krát větší poměr šancí být zaměstnána, než žena svobodná a tento rozdíl mezi skupinami je jako jediný statisticky významný. Vysvětlením je, že rozvedená žena po rozvodu ve většině případů musí hradit určité finanční náklady rostoucí s počtem dětí v domácnosti. V obou vlnách šetření má pouze ovdovělá žena nižší poměr šancí, a to pouze 58% poměr šancí v první vlně a 88% poměr šancí v druhé vlně být zaměstnána ve srovnání se svobodnou ženou. Nicméně rozdíly nejsou statisticky signifikantní.

Další proměnná věkových skupin je statisticky významná pro celkový model v obou vlnách. Dá se mluvit o statisticky významných rozdílech pouze mezi ženami ve věku mladších než 30 let v porovnání s ženami ve věku starších 40 let pro obě vlny. Zjištěný trend v dílčí analýze odpovídá trendu v obecné analýze. Mladší ženy mají nižší poměr šancí být zaměstnané vůči ženám starším 40 let. Existuje 43% a 66% poměr šancí v první vlně a 16% a 54% poměr šancí ve druhé vlně být zaměstnána u žen ve věkových kategoriích do 25 let a 25–29 let ve srovnání s ženami starších 40 let za jinak nezměněných podmínek. Všechny ženy ve věkových skupinách mladších 35 let mají nižší poměr šancí být zaměstnané s výjimkou žen ve věkové skupině 35–39 let než ženy starší 40 let, ale pouze ve druhé vlně (Tab. 29). Znovu nižší poměr šancí pro mladší ženy se dá odůvodnit rostoucí časovou nákladností vzdělání a vyšší pracovní zkušeností žen starších 40 let na pracovním trhu a ukončenou plodností.

Tab. 29 – Poměr šancí (OR), statistická významnost jednotlivé proměnné, dílčí analýza, 3 vlny šetření

Vlna šetření	Proměnná	Kategorie proměnné	Referenční kategorie	Poměr šancí	Významnost proměnné v modelu
1. vlna	pocetdeti1	0 dětí	vs. 4 a více dětí	7,135*	<0,0001*
		1 dětí		3,235*	
		2 dětí		2,04*	
		3 dětí		1,688*	
	rodinstav1	vdaná	vs. svobodná	1,135	<0,0001*
		odděleně žijící		1,026	
		rozvedená		1,923*	
		ovdovělá		0,584	
	ve skupina11	do 25 let	vs. 40+	0,437*	<0,0001*
		25–29		0,667*	
		30–34		0,883	
		35–39		1,231	
2. vlna	pocetdeti2	0 dětí	vs. 4 a více dětí	10,039*	<0,0001*
		1 dětí		5,263*	
		2 dětí		2,8*	
		3 dětí		2,730*	
	rodinstav2	vdaná	vs. svobodná	<0,001	0,0644
		odděleně žijící		1,479	
		rozvedená		1,727*	
		ovdovělá		0,889	
	ve skupina22	do 25 let	vs. 40+	0,162*	0,0274*
		25–29		0,545*	
		30–34		0,565*	
		35–39		0,668	
3. vlna	pocetdeti33	0 dětí	vs. 4 a více dětí	1,143	0,1837
		1 dětí		1,887*	
		2 dětí		1,214	
		3 dětí		1,042	
	rodinstav3	vdaná	vs. svobodná	1,182	0,0975
		odděleně žijící		0,749	
		rozvedená		1,786	
		ovdovělá		2,089	
	ve skupina33	do 25 let	vs. 40+		0,3352
		25–29		0,481	
		30–34		0,891	
		35–39		0,934	

Zdroj dat: National Survey of Families and Households Series (2019), vlastní zpracování.

V modelu dílčí analýzy třetí vlny šetření není žádná z proměnných signifikantní pro konstruovaný model. Nicméně z výsledku analýzy dat je také naznačen trend nižšího počtu dětí a vyššího poměru šancí být zaměstnána v porovnání se skupinou žen se 4 a více dětmi, pokud všechny ostatní proměnné jsou neměnné. Pouze rozdíl mezi skupinou žen s 1 dítětem a referenční skupinou žen je statisticky významný (Tab. 29 a Příloha 28). Co se týče věku, tak ve třetí vlně chybí skupina žen mladších 25 let z důvodu časového posunu longitudinálního šetření. Nicméně pro ženy ve věku 25–39 let je stejně nižší poměr šancí být zaměstnána v porovnání s ženami staršími 40 let. V rozporu s výsledky předchozích modelů je pouze poměr šancí pro ženu odděleně žijící v porovnání se svobodnou ženou. V tomto případě je poměr šancí nižší. Ostatní skupiny dle rodinného stavu mají vyšší poměr šancí než referenční skupina. Rozdíly nejsou signifikantní.

Tab. 30 – Poměr šancí (OR), statistická významnost jednotlivé proměnné, dílčí analýza, 2 vlny šetření

Vlna šetření	Proměnná	Kategorie proměnné	Referenční kategorie	Poměr šancí	Významnost proměnné v modelu
1. vlna	detivdommale1	nejsou děti v domácnosti	vs. přítomnost dětí mladších 5 let v domácnosti	4,416*	<0,0001*
		přítomnost dětí starších 5 let v domácnosti		2,458*	
	rodistav1	vdaná	vs. svobodná	1,225	<0,0001*
		odděleně žijící		1,085	
		rozvedená		2,016*	
		ovdovělá		0,608	
vekskupina11	do 25 let	vs. 40+	0,801	0,1439	
	25–29		1,040		
	30–34		1,018		
	35–39		1,132		
2. vlna	detivdommale2	nejsou děti v domácnosti	vs. přítomnost dětí mladších 5 let v domácnosti	4,370*	<0,0001*
		přítomnost dětí starších 5 let v domácnosti		3,156*	
	rodistav2	vdaná	vs. svobodná	<0,001	0,2009
		odděleně žijící		1,190	
		rozvedená		1,397	
		ovdovělá		0,691	
	vekskupina22	do 25 let	vs. 40+	0,382	0,6478
		25–29		1,174	
		30–34		0,916	
35–39		0,906			

Zdroj dat: National Survey of Families and Households Series (2019), vlastní zpracování.

Druhá dílčí analýza se zabývá otázkou, zda je šance ženy být zaměstnána ovlivněna přítomností dětí v domácnosti, přítomností dětí mladších 5 let a starších 5 let v domácnosti, rodinným stavem, úrovní dosaženého vzdělání a věkem ženy. V analýze je místo proměnné počtu dětí použita proměnná nepřítomnosti dítěte v domácnosti nebo přítomnosti dítěte mladší 5 let nebo starší

5 let v domácnosti. Z výsledků analýzy vyplývá statistická signifikantnost dané proměnné v první a druhé vlně. Dokonce jsou také statisticky významné rozdíly mezi skupinami vůči referenční skupině v obou vlnách šetření (Tab. 30).

V první vlně žena, která nemá v domácnosti dítě, má 4,4krát vyšší poměr šancí být zaměstnána v porovnání se ženou, která má v domácnosti dítě mladší 5 let, za předpokladu neměnnosti ostatních proměnných. Ve druhé vlně je tato hodnota téměř stejná a činí 4,3krát vyšší poměr šancí. Vysvětlením je, že péče o dítě mladší 5 let je časově náročnější a pokud není sladěno s ostatními aktivitami ženy pomocí institucionální péče o dítě nebo pomocí ostatních členů domácnosti, má žena omezené časové kapacity pro zaměstnání. V první vlně šetření žena, která má v domácnosti dítě starší 5 let má skoro 2,5krát vyšší poměr šancí být zaměstnána v porovnání se ženou, která má v domácnosti dítě mladší 5 let, za předpokladu neměnnosti ostatních proměnných. Ve druhé vlně tato hodnota tvoří 3,2krát vyšší poměr šancí. Jedním z důvodů je to, že dítě starší 5 let vyžaduje méně času nutné přítomnosti matky a je již pravděpodobně ve škole nebo školce, čímž se do jisté míry uvolní časové kapacity ženy. Navíc jak je již známo z literatury, starší dítě klade větší finanční nároky pro domácnost, to může působit jako hnací síla pro získání zaměstnání.

Rozdíl mezi první a druhou vlnou může souviset s věkovým profilem žen v souboru. Pro ověření výsledků obecné analýzy je vypočítán poměr šancí pro ženy bez dětí s dětmi staršími 5 let v domácnosti. Výsledkem je, že nepřítomnost dítěte v domácnosti znamená pro ženu 179% poměr šancí být zaměstnanou ve srovnání se ženou s dítětem starším 5 let v domácnosti za předpokladů neměnicích se podmínek pro první vlnu. Pro druhou vlnu je tento poměr šancí nižší a to 138%. Dá se předpokládat, že s delší dobou uplynulou po porodu roste schopnost ženy skloubit více aktivit dohromady spolu s péčí a výchovou dítěte.

Proměnná rodinný stav je statisticky významná v modelu v první vlně, zatímco ve druhé vlně není, a to kvůli nízkému zastoupení ve skupině vdaných žen. Pro první vlnu platí, že vdaná žena má 1,2krát vyšší poměr šancí být zaměstnána v porovnání se svobodnou ženou za jinak nezměněných podmínek. Je zajímavé, že vdané ženy mají vyšší poměr šancí být zaměstnané, i když mají finanční podporu manžela. Dá se to odůvodnit tím, že mají více dětí a s tím předpokládané větší náklady domácnosti ve srovnání se svobodnými ženami. Žena odděleně žijící má 108,5% poměr šancí ve srovnání se svobodnou ženou být zaměstnána, ve druhé vlně poměr šancí odpovídá 119%. Tyto rozdíly nejsou pro obě vlny signifikantní. Ovdovělé ženy v první vlně mají pouze 60,8% poměr šancí a ve druhé vlně 69% poměr šancí ve srovnání se svobodnými ženami. I když tyto rozdíly nejsou signifikantní, výsledky odpovídají výsledkům získaných v předchozích modelech. Rozvedená žena má 2krát vyšší poměr šancí být zaměstnána vůči referenční skupině žen za jinak nezměněných podmínek a jediný tento rozdíl mezi skupinami je signifikantní v první vlně šetření. Pro vdané a rozvedené ženy jsou získány obdobné výsledky jako v obecné analýze v první vlně a v dílčí analýze v modelu s proměnnou *pocetdeti1* a *pocetdeti2* pro obě vlny (Tab. 29).

Co se týče proměnné věkových skupin, tak ani v jedné vlně šetření není v modelu signifikantní proměnná, což se úplně liší od předchozích modelů. Objasněním může být větší významnost proměnné *detivdommale1* a *detivdommale2*, která snižuje příspěvek proměnné *vekskupina1* a *vekskupina2* v modelech. Rozdíly mezi skupinami také nejsou statisticky významné, nicméně výsledek je opačný než v předchozích modelech. Neplatí, že mladší ženy mají

nižší poměr šancí být zaměstnané oproti ženám starším 40 let. V první vlně ženy ve věku 25–39 let mají vyšší poměr šancí být zaměstnané než ženy starší 40 let. Ve druhé vlně pouze žena ve věku 25–29 let má vyšší poměr šancí být zaměstnaná než ženy starší 40 let. Ostatní věkové skupiny mají nižší poměr šancí.

7.5 Diagnostika výsledných modelů

Pro účely diagnostiky výsledných logistických regresních modelů jsou použité koeficienty ze softwaru SAS, které jsou uvedené v Tab. 31. I když výsledky analýzy třetí vlny nelze považovat za relevantní, pro srovnání jsou uvedené tytéž charakteristiky pro již redukované modely po aplikované metody Stepwise pro všechny 3 vlny šetření.

Tab. 31 – Tabulka testu a koeficienty pro diagnostiku kvality modelu pro obecnou a dílčí analýzu pro 3 vlny šetření

		Hosmerův-Lemeshovův koeficient	p-hodnota	Somersovo D	Gamma	c	AUC
Obecná analýza	1. vlna	14,0672	0,080	0,454	0,459	0,727	0,727
	2. vlna	4,1816	0,840	0,493	0,498	0,747	0,747
	3. vlna	7,5643	0,373	0,236	0,241	0,618	0,618
Dílčí analýza	1. vlna 1. model	18,6173	0,017	0,345	0,354	0,673	0,673
	1. vlna 2. model	5,2265	0,733	0,386	0,394	0,693	0,693
	2. vlna 1. model	5,3185	0,723	0,198	0,206	0,599	0,599
	2. vlna 2. model	2,8876	0,895	0,314	0,330	0,657	0,657
	3. vlna 1. model	5,3185	0,723	0,198	0,206	0,599	0,599

Zdroj dat: National Survey of Families and Households Series (2019), vlastní zpracování.

Hypotézu o „dobrém“ proložení dat modelem vzhledem k p-hodnotám pro Hosmerovy-Lemeshovovy koeficienty nezamítáme s výjimkou první vlny dílčí analýzy. P-hodnoty jsou větší než 0,05 proto není dostatečně důkazů pro zamítnutí nulové hypotézy, že se pozorované a modelované hodnoty neliší. Nicméně nízká p-hodnota pro obecnou analýzu v první vlně naznačuje důvod k obavám aplikovaného modelu.

Porovnáním Somersova D a Gamma koeficientu lze soudit, že kvalita proložení dat všemi 5 modely je téměř stejná kolem 0,35–0,5 s výjimkou obecné a dílčí analýzy pro třetí vlnu, kde jsou hodnoty nižší (Tab. 31). Dle hodnot upraveného R-kvadrát, jehož hodnota se zvyšuje pouze tehdy, když vylepšuje přidaná proměnná přizpůsobení modelu více, než se očekávalo náhodou, a naopak se snižuje, pokud proměnná dostatečně nezlepšuje přizpůsobení modelu, model obecné analýzy pro první a druhou vlnu vysvětluje větší podíl variability závisle proměnné (Příloha 22). Nicméně pro všechny sestavené modely se zamítá nulová hypotéza o tom, že vysvětlující proměnné nemají žádný vliv na vysvětlovanou proměnnou na základě hodnot Waldova testu a testu pravděpodobnostního poměru (likelihood ratio) a přijímá se alternativní hypotéza o existenci vlivu vysvětlujících proměnných na vysvětlovanou proměnnou (Příloha 22).

Pro zhodnocení výsledných modelů jsou představené grafy ROC křivek a hodnoty AUC (Příloha 29–36), což charakterizuje schopnost daného modelu „diagnostikovat“ stav zaměstnanosti ženy. V případě obecné a dílčí analýzy pro první a druhou vlnu hodnota AUC kolísá kolem čísla 0,7, což naznačuje, že výsledné modely mají určitou diagnostickou schopnost předpovídat zaměstnanost ženy. Pro třetí vlnu, jak v obecné analýze, tak i dílčí analýze, je hodnota AUC nižší

ve srovnání s modely založené na předchozích vlnách šetření, a to kolem hodnoty 0,6, což znamená horší schopnost modelu předpovídat, že zaměstnanost je v oblasti pod křivkou (AUC) vůči ostatním modelům.

Ačkoliv je zjištěn významný rozdíl mezi výslednými modely z pohledu uvedených hodnot, lze konstatovat, že relevantní výsledky poskytuje obecná analýza pro první a druhou vlnu šetření a pro dílčí analýza pro druhou vlnu šetření. Ačkoli jde o statisticky významné výsledky, lze předpokládat, že na zaměstnanost žen budou mít vliv i další faktory, které však nebylo možné z důvodu analyzovaných datových souborů do modelů zahrnout.

7.6 Longitudinální pohled

Zatímco logistické modely byly založeny na průřezových datech, šetření NSFH je longitudinální a umožňuje tak sledovat respondenty po delší časové období. Konkrétně jde o období 1987–2003. Na rozdíl od průřezových dat je soubor výrazně menší, protože podíl respondentů, kteří se šetření opakovaně účastnili s každou další vlnou šetření klesá. Nicméně i tak lze sledovat, k jakým změnám ohledně počtu dětí, rodinného stavu a zaměstnanosti během studovaných let u respondentů došlo.

Z hlediska změny rodinného stavu jsou uvažovány všechny možnosti změn, buďto rodinný stav zůstane stejný ve druhé vlně jako byl v první vlně, anebo se svobodná žena vdá, rozvedená/ovdovělá se vdá, vdaná se rozvede nebo bude žít odděleně od manžela nebo ovdoví. Z důvodu přehlednosti v tabulce 35 je uvedený konečný rodinný stav ve druhé vlně bez původního rodinného stavu v první vlně. Původní stav je uveden pouze u skupiny svobodných žen, které se poprvé vdaly. V tabulkách je 10 kategorií dle rodinného stavu pro 3 792 žen ze souboru ve druhé vlně šetření a pro 57 žen ve třetí vlně šetření.

Změny v počtu dětí jsou rozdělené na 9 skupin, buď se nové děti ženě nenarodily nebo se narodilo od 1 do 4 a více dětí, tzn. tento počet znamená, kolik dětí přibylo ženě v období mezi první a druhou vlnou šetření, ač to nutně neznamená, že by je porodila. Změny ve stavu soužití s manželem nebo partnerem jsou rozdělené celkem na 4 kategorie, tzn. buď stav je stejný jako v předchozí vlně šetření (2 možnosti – zůstat s manželem/partnerem nebo zůstat bez manžela/partnera), anebo žena žila v manželství/kohabitaci v období první vlny šetření a kohabitace nebo sňatek se ukončil ve druhé vlně, anebo žena žila bez manžela/partnera v domácnosti v první vlně a ve druhé vlně žije v kohabitaci/manželství.

Úrovně dosaženého vzdělání je kategorizována do 5 skupin, jelikož je tu pohyb pouze jedním směrem. Tři kategorie zahrnují ženy, které nezměnily úroveň dosaženého vzdělání a 2 kategorie pro ženy, které zvýšily úroveň ze základního vzdělání nebo středního bez maturity na úroveň ukončené odborné školy nebo střední vzdělání s maturitou, a ženy, které zvýšily úroveň svého vzdělání z ukončené odborné školy nebo střední vzdělání s maturitou na úroveň vysokoškolského vzdělání.

Změna ve stavu zaměstnanosti žen je zachycena ve čtyřech kategoriích, buď je žena stále zaměstnaná nebo nezaměstnaná jako v první, tak i ve druhé vlně šetření, nebo v první vlně je zaměstnaná a ve druhé vlně přišla o práci. Poslední varianta je, že žena v první vlně šetření není zaměstnaná a ve druhé vlně již získala práci.

Popis změn je chronologický, nejdříve jsou popsány změny uskutečněné u žen mezi roky 1987–1988 a 1992–1994 a poté 2001–2003. V období od 80. let 20. století úhrnná plodnost mírně narůstá a kolísá kolem hodnoty 2 děti na ženu do poloviny 90. let 20. století. Úroveň rozvodovosti stoupá od 70. let 20. století a sňatečnosti naopak klesá, čímž do určité míry může být vysvětlen vysoký podíl rozvedených žen. Rodinný stav se moc nezměnil mezi 2 vlnami šetření, 73 % žen z celkového počtu nezměnily svůj rodinný stav ve sledovaném období. Pouze 298 žen se rozvedly (7 %), 46 žen ovdovělo a 132 žen žilo odděleně od manžela. Pozoruhodný je počet svobodných žen, které se poprvé vdaly a těch je s ohledem na velikost studovaného vzorku relativně vysoký počet 265 žen, což je 7 % celkového počtu žen v souboru. Nicméně tato změna není překvapivá, protože v první vlně bylo větší zastoupení žen mladších věkových kategorií. Další 7 % žen (274 osob) se vdaly opakovaně ve studovaném období. Ostatní ženy rodinný stav mezi prvními dvěma šetřeními nezměnily, nejvíce je vdaných žen a to 44 % (1 699 žen) a skoro 11 % (416 žen) rozvedených.

V případě změny počtu dětí, celkově v souboru přibylo 2 543 dětí 1 288 ženám, 66 % žen zůstalo se stejným počtem dětí jako v předchozím období šetření. Nejčastěji přibylo 1 dítě a to u 15 % (574) žen, pak 2 děti 10 % (399) žen a skoro 5 % žen se narodily 3 děti. Téměř 60 % žen, kterým se ve druhé vlně rozrostla domácnost o dítě jsou vdané (Obr. 33). Zajímavé je, že přibyli děti relativně vysokému podílu stále rozvedených žen také ve studovaném období. Nejčastěji 1 nebo 2 děti přibývají ženám, které zachovaly svůj rodinný stav mezi 2 vlnami šetření, a to vdaným a rozvedeným (vdané – 7 % a 5 %, rozvedené – kolem 2 %, jak pro 1 tak i pro 2 děti). Poté následuje skupina žen, které se nově v období mezi šetřeními vdaly nebo rozvedly (Tab. 32). Relativně velký počet dětí přibývá překvapivě stále i nově rozvedeným ženám. Poprvé provdané ženy mezi první a druhou vlnou činí přes 7 % celkového počtu žen, nicméně pouze 1,5 % těchto žen v tomto období porodí dítě. Co se týče žen odděleně žijících a ovdovělých, tak jim přibývá nejmenší počet dětí. Téměř 40 % žen je v období druhé vlny šetření v manželství, nicméně žádné dítě ve sledovaném období se jim nenarodí.

Překvapivě největší podíl žen, kterým se rozšířila domácnost o dítě ve sledovaném období je nejen u vdaných žen, ale i u rozvedených žen. Tento vztah podílu je zachován napříč vzdělanostními skupinami při rozdělení souboru dle úrovně dosaženého vzdělání. Vdaných žen, kterým přibylo dítě ve studovaném období, se základním vzděláním nebo středním vzděláním bez maturity je 30 %, rozvedených se stejnou dosaženou úrovní vzdělání je 13 % a podíl svobodných činí také 13 %. Nově vdaných žen mezi první a druhou vlnou šetření se stejnou dosaženou úrovní vzdělání, kterým přibylo v daném období dítě je 18 %, nově rozvedených žen je 10 %. Podíl svobodných žen se základním vzděláním, kterým přibylo dítě mezi vlnami šetření, je poměrně vysoký a je srovnatelný s podílem pro rozvedené ženy, kterým se rozšířila domácnost o dítě. Tento podíl je relativně vysoký v porovnání s ostatními vzdělanostními skupinami, 13 % (Příloha 37, 39 a 41) a je skoro poloviční jako pro vdané ženy ve stejné vzdělanostní skupině. U ostatních vzdělanostních skupin je tento podíl nižší.

Podíl vdaných žen se středním vzděláním s maturitou nebo ukončenou odbornou školou, kterým přibylo dítě v domácnosti, je vyšší a to 43 %, pro rozvedené ženy je to 17 %, a pro svobodné pouze 6 %. Tento podíl nově vdaných žen činí 16 %, a 9 % pro nově rozvedené, což je srovnatelný podíl s ženami se se základním vzděláním nebo středním vzděláním bez maturity (Příloha 38

a 40). Co se týče vysokoškolaček tak podíl vdaných, kterým přibylo dítě mezi první a druhou vlnou je nejvyšší z předchozích vzdělanostních skupin a to 53 %. Tento podíl pro rozvedené ženy tvoří 13 %, což je srovnatelné s podílem pro ženy se základním vzděláním nebo středním vzděláním bez maturity (Příloha 40 a 42). Stejný podíl pro svobodné ženy je pouze 3 %, nejnižší podíl ve srovnání s předchozími vzdělanostními skupinami.

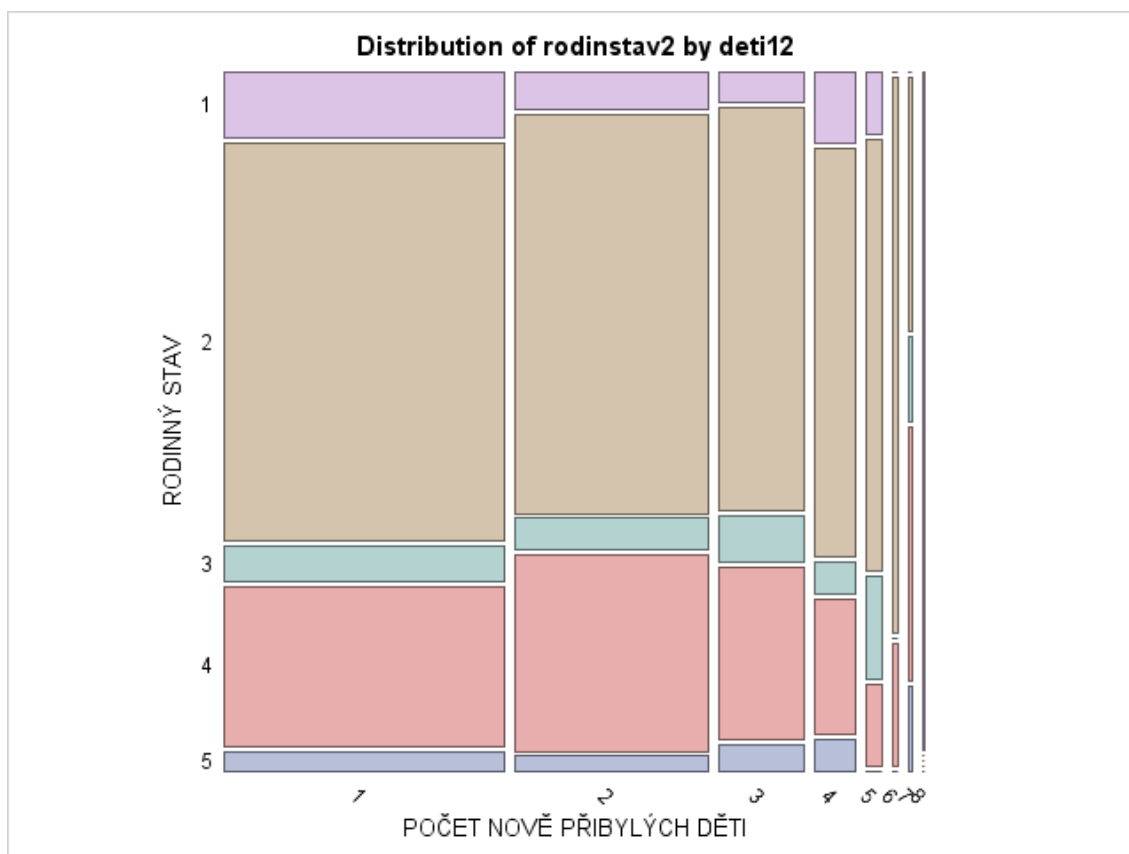
Podíl nově vdaných žen mezi první a druhou vlnou šetření s vysokoškolským vzděláním, kterým přibylo v rodině v daném období dítě, je 19 %, což je nejvyšší podíl ze všech vzdělanostních skupin. V případě nově rozvedených vysokoškolaček je podíl skoro 9 %. Tento podíl je srovnatelný s podílem jako u ostatních vzdělanostních skupin (Příloha 37, 39 a 41). Vysoký podíl rozvedených žen ve všech vzdělanostních skupinách, kterým se rozšířila domácnost o dítě, může znamenat narození dítěte v předchozím a již zaniklém manželství nebo v další kohabitaci, což zachycuje Tab. 32.

Tab. 32 – Počet a podíl žen dle počtu nově narozených a přibylých dětí ženám dle rodinného stavu a jeho změny mezi první vlnou šetření 1987–1988 a druhou vlnou 1992–1994

Rodinný stav / změna rodinného stavu	Počet nově přibylých dětí mezi 1. a 2. vlnou									Celkem
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	
svobodná / absolutní hodnota	470	48	21	7	9	3	0	0	2	560
svobodná / %	12,39	1,27	0,55	0,18	0,24	0,08	0,00	0,00	0,05	14,77
vdaná / absolutní hodnota	1 148	261	181	58	39	8	3	1	0	1 699
vdaná / %	30,27	6,88	4,77	1,53	1,03	0,21	0,08	0,03	0,00	44,80
žijící odděleně / absolutní hodnota	32	11	9	4	2	1	0	0	0	59
žijící odděleně / %	0,84	0,29	0,24	0,11	0,05	0,03	0,00	0,00	0,00	1,56
rozvedená / absolutní hodnota	212	85	74	29	13	1	0	2	0	416
rozvedená / %	5,59	2,24	1,95	0,76	0,34	0,03	0,00	0,05	0,00	10,97
ovdovělá / absolutní hodnota	26	8	4	2	3	0	0	0	0	43
ovdovělá / %	0,69	0,21	0,11	0,05	0,08	0,00	0,00	0,00	0,00	1,13
svobodná > vdaná / absolutní hodnota	208	37	11	5	0	3	1	0	0	265
svobodná > vdaná / %	5,49	0,98	0,29	0,13	0,00	0,08	0,03	0,00	0,00	6,99
rozvedená/ovdovělá/... > vdaná / absolutní hodnota	116	44	43	42	12	10	5	2	0	274
rozvedená/ovdovělá/... > vdaná / %	3,06	1,16	1,13	1,11	0,32	0,26	0,13	0,05	0,00	7,23
vdaná/... > oděleně žijící / absolutní hodnota	89	19	9	8	2	4	0	1	0	132
vdaná/... > oděleně žijící / v	2,35	0,50	0,24	0,21	0,05	0,11	0,00	0,03	0,00	3,48
vdaná/... > rozvedená / absolutní hodnota	178	52	42	16	4	3	2	1	0	298
vdaná/... > rozvedená / %	4,69	1,37	1,11	0,42	0,11	0,08	0,05	0,03	0,00	7,86
vdaná/... > ovdovělá / absolutní hodnota	25	9	5	5	1	0	0	1	0	46
vdaná/... > ovdovělá / %	0,66	0,24	0,13	0,13	0,03	0,00	0,00	0,03	0,00	1,21
Celkem / absolutní hodnota	2 504	574	399	176	85	33	11	8	2	3 792
Celkem / %	66,03	15,14	10,52	4,64	2,24	0,87	0,29	0,21	0,05	100,00

Zdroj dat: National Survey of Families and Households Series (2019), vlastní zpracování.

Obr. 33 – Mozaikový graf rozložení podílů žen dle jejich rodinného stavu a dle počtu nově narozených a přibylých dětí mezi první vlnou šetření 1987–1988 a druhou vlnou 1992–1994



Poznámky: *osa Ox počet dětí, které nově přibyly v domácnosti;

*osa Oy rodinný stav ženy ve druhé vlně šetření: 1 – svobodná žena, 2 – vdaná, 3- odděleně žijící od manžela, 4 – rozvedená a 5 – ovdovělá žena;

Zdroj dat: National Survey of Families and Households Series (2019), vlastní zpracování.

Co se týče změny soužití s manželem nebo partnerem, jak je vidět z tabulky 36, že nejčastěji přibude dítě ženě stále nebo nově žijící s manželem nebo partnerem v jedné domácnosti a to 23 % žen z celkového počtu žen. Největšímu počtu žen stále žijící s partnerem nebo manželem se narodí nově dítě a to 16 % žen z celkového počtu žen v souboru. Podle počtu dětí se nejčastěji narodí pouze 1 dítě a to 293 (7 %) ženám, 202 ženám přibyly 2 děti mezi období 1987–1988 a 1992–1994 (5 %) a 3 děti přibudou pouze 79 ženám (2 %) mezi první a druhou vlnou šetření. Celkově to je 50 % žen z celkového počtu žen v souboru bez ohledu na přítomnost partnera nebo manžela, kterým se nově narodí dítě v tomto období (Obr. 34).

Celkem 304 ženám, které žijí bez manžela nebo partnera, se v období mezi šetřeními narodí dítě a to je 8 % z celého souboru. Nejčastěji šlo o 1 dítě (skoro 4 %, 154 žen), to může svědčit o nechtěném těhotenství nebo soužití „living apart together“⁹, kdy partneři sice žijí v různých domácnostech, ale mají roli nesezdaného páru ve společnosti. Dokonce 2 % a to 91 ženám bez partnera nebo manžela v domácnosti přibudou 2 děti a skoro 1 % s absolutním počtem 37 ženám dokonce i 3 děti. Celkem 8 % žen z celkového studovaného souboru bez partnera nebo manžela

⁹ „Living apart together“ jedná se o „soužití spolu avšak zvlášť“, kdy je partnerství plnohodnotné manželství.

v domácnosti porodí dítě mezi první a druhou vlnou šetření, to je podíl 23 % z celkového počtu žen, kterým přibude dítě v tomto období.

Dále následují ženy, které začaly mezi šetřeními bydlet s manželem nebo partnerem, a to je 574 žen. 255 ženám se rozroste domácnost o dítě ve sledovaném období. Skoro 20 % z celkového počtu žen, kterým přibude dítě v tomto období (Obr. 34). V období mezi roky 1987–1988 a 1992–1994 přibude 1 dítě 2 % žen, 2 děti 2 % žen a 1 % žen se narodí 3 děti. Nejméně děti přibude ženám, které v první vlně žily s partnerem nebo manželem v domácnosti a ve druhé vlně žijí bez partnera nebo manžela, a to je celkem něco málo přes 7,5 % z celkového počtu žen, kterým nově přibude dítě v tomto období. Ve sledovaném období 33 % žen stále žije v domácnosti s manželem nebo partnerem a 8 % žen mají nový vztah, nicméně se jim nerozroste domácnost o žádné dítě.

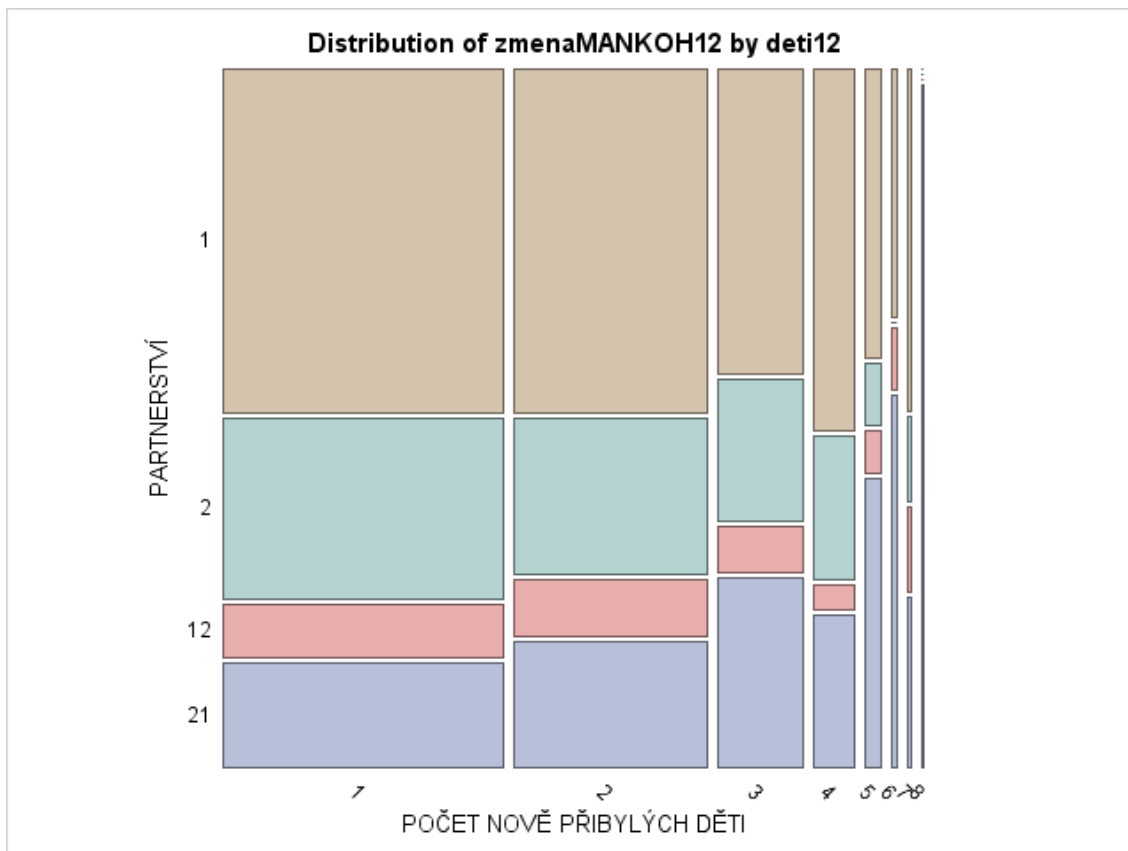
Tab. 33 – Počet a podíl žen dle počtu nově narozených a přibylých dětí ženám dle stavu soužití s manželem/partnerem a jeho změny mezi první vlnou šetření 1987–1988 a druhou vlnou šetření 1992–1994

Partner v domácnosti	Počet nově přibylých dětí mezi 1. a 2. vlnou									Celkem
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	
s manželem/partnerem / absolutní hodnota	1 270	293	202	79	45	14	4	4	0	1 911
s manželem/partnerem / %	33,28	7,68	5,29	2,07	1,18	0,37	0,10	0,10	0,00	50,08
bez manžela/partnera / absolutní hodnota	728	154	91	37	18	3	0	1	0	1 032
bez manžela/partnera / %	19,08	4,04	2,38	0,97	0,47	0,08	0,00	0,03	0,00	27,04
rozpad vztahu / absolutní hodnota	201	46	33	12	3	2	1	1	0	299
rozpad vztahu / %	5,27	1,21	0,86	0,31	0,08	0,05	0,03	0,03	0,00	7,84
nový vztah / absolutní hodnota	319	89	74	49	19	14	6	2	2	574
nový vztah / %	8,36	2,33	1,94	1,28	0,50	0,37	0,16	0,05	0,05	15,04
Celkem / absolutní hodnota	2 518	582	400	177	85	33	11	8	2	3 816
Celkem / %	65,99	15,25	10,48	4,64	2,23	0,86	0,29	0,21	0,05	100,00

Zdroj dat: National Survey of Families and Households Series (2019), vlastní zpracování.

Obr. 34 – Mozaikový graf rozložení podílů žen dle stavu soužití s manželem/partnerem a dle počtu nově narozených a přibylých dětí ženám mezi první vlnou šetření 1987–1988 a druhou vlnou šetření 1992–1994

Poznámka: *osa 0x počet dětí, které nově přibyly v domácnosti;



*osa 0y partnerství: 1 – žena žije s partnerem nebo manželem v domácnosti, 2 – žena žije bez partnera nebo manžela v domácnosti, 12 – žena v období mezi roky 1987–1988 a 1992–1994 přestala bydlet s manželem nebo partnerem v domácnosti, 21 – žena v období mezi roky 1987–1988 a 1992–1994 má nový vztah a začala bydlet s manželem nebo partnerem v domácnosti;

Zdroj dat: National Survey of Families and Households Series (2019), vlastní zpracování.

V případě dosaženého vzdělání lze konstatovat, že k velkým změnám nedošlo s ohledem k věkovému rozložení zkoumaného souboru (Tab. 34). Pouze 4,5 % a to 173 žen ukončily další stupeň vzdělání mezi 2 vlnami šetření. Nejvíce dětí přibylo ženám se středním vzděláním s maturitou anebo ukončenou odbornou školou a to 909 ženám, což je 24 % z celkového počtu žen a 72 % z žen, kterým se narodilo nebo přibylo dítě v domácnosti (Obr. 35). Poté následují ženy se základním nebo středním vzděláním bez maturity, konkrétně 202 ženám s daným dosaženým vzděláním přibyl nový člen domácnosti, což je 5 % z celkového počtu všech žen ze studovaného souboru. Nižší podíl žen je s vysokoškolským vzděláním a to 4 % na celkovém počtu všech žen a 12 % z celkového počtu žen, kterým se nově rozšířila domácnost o dítě.

Ve sledovaném období se 1 dítě narodilo 2 % žen se základním nebo středním vzděláním bez maturity, téměř 11 % žen se středním vzděláním s maturitou anebo ukončenou odbornou školou a skoro 2 % žen s vysokoškolským vzděláním. Svoji domácnost si o 2 děti rozšířilo 1,5 % žen se základním nebo středním vzděláním bez maturity, 7 % žen se středním vzděláním s maturitou anebo ukončenou odbornou školou a 1 % žen s vysokoškolským vzděláním. Mezi první a druhou vlnou se žádné dítě nenarodilo skoro 7 % žen se základním nebo středním vzděláním bez maturity,

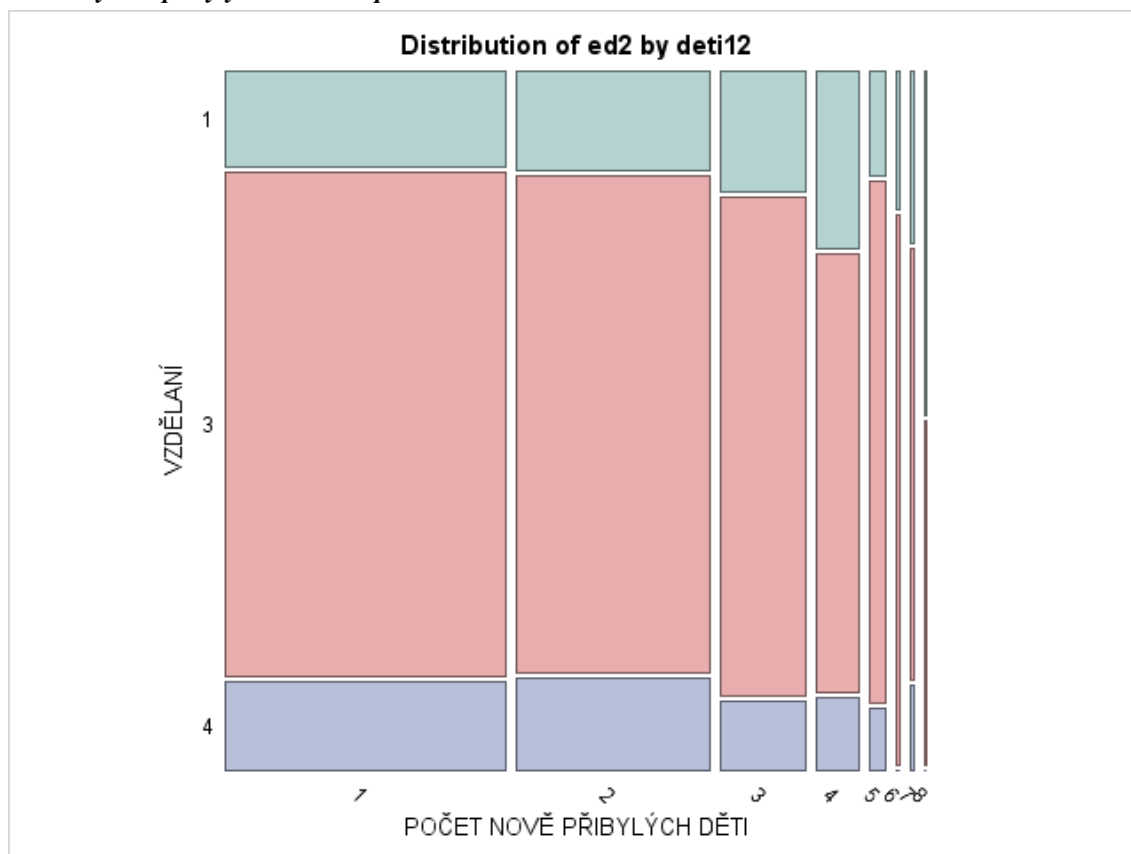
41 % žen se středním vzděláním s maturitou anebo ukončenou odbornou školou a 17 % žen s vysokoškolským vzděláním.

Tab. 34 – Počet a podíl žen dle počtu nově narozených a přibylých dětí ženám dle dosažené úrovně vzdělání a její změny mezi první vlnou šetření 1987–1988 a druhou vlnou šetření 1992–1994, absolutní počty, podíl na celkovém počtu žen v %

Úroveň dosaženého vzdělání	Počet nově přibylých dětí mezi 1. a 2. vlnou									Celkem
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	
základní/střední bez maturity / absolutní hodnota	259	81	58	31	22	5	2	2	1	461
základní/střední bez maturity / %	6,80	2,13	1,52	0,81	0,58	0,13	0,05	0,05	0,03	12,11
střední s maturitou/ukončená odborná škola / absolutní hodnota	1 553	412	280	124	54	25	8	5	1	2 462
střední s maturitou/ukončená odborná škola / %	40,79	10,82	7,35	3,26	1,42	0,66	0,21	0,13	0,03	64,67
vysokoškolské / absolutní hodnota	564	68	50	17	8	3	0	1	0	711
vysokoškolské / %	14,81	1,79	1,31	0,45	0,21	0,08	0,00	0,03	0,00	18,68
základní/střední bez maturity > střední s maturitou/ukončená odborná škola / absolutní hodnota	37	12	8	4	0	0	0	0	0	61
základní/střední bez maturity > střední s maturitou/ukončená odborná škola / %	0,97	0,32	0,21	0,11	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	1,60
střední s maturitou/ukončená odborná škola > vysokoškolské / absolutní hodnota	99	7	4	1	1	0	0	0	0	112
střední s maturitou/ukončená odborná škola > vysokoškolské / %	2,60	0,18	0,11	0,03	0,03	0,00	0,00	0,00	0,00	2,94
Celkem / absolutní hodnota	2 512	580	400	177	85	33	10	8	2	3 807
Celkem / %	65,98	15,24	10,51	4,65	2,23	0,87	0,26	0,21	0,05	100,00

Zdroj dat: National Survey of Families and Households Series (2019), vlastní zpracování.

Obr. 35 – Mozaikový graf rozložení podílů žen ženám dle dosažené úrovně vzdělání a dle počtu nově narozených a přibylých dětí mezi první vlnou šetření 1987–1988 a druhou vlnou šetření 1992–1994



Poznámky: *osa 0x počet dětí, které nově přibily v domácnosti;

*osa 0y dosažené vzdělání: 1 – ukončená základní škola/střední vzdělání bez maturity, 2 – střední vzdělání s maturitou/ukončena odborná škola, 3 – vysokoškolské vzdělání;

Zdroj dat: National Survey of Families and Households Series (2019), vlastní zpracování.

V období mezi první vlnou šetření 1987–1988 a druhou vlnou šetření 1992–1994 stále mělo zaměstnaní 60 % žen z celkového dostupného počtu žen, 9 % žen přišlo o práci, téměř 16 % získalo zaměstnaní a přes 16 % zůstalo nezaměstnané (Tab. 35). Nejčastěji se dítě narodilo ženám zaměstnaným ve sledovaném období (53 % na celkovém počtu žen, kterým přibýlo nové dítě), potom následuje skupina žen stále bez zaměstnaní (20 %), a pak jsou ženy které získaly zaměstnaní ve studovaném období (17 %). Nejméně často se domácnost rozšířila o nové dítě ženám, které mezi vlnami šetření přišly o práci (Obr. 36).

Podíl stále zaměstnaných žen, kterým nepřibýlo žádné dítě v tomto období činí 42 % na celkovém počtu žen. V období mezi první a druhou vlnou šetření nově přibýlo něco málo přes 8 % celkového počtu žen 1 dítě v domácnosti, 4,7 % přibýly 2 děti, 2,4 % přibýly 3 děti a 4 a více dětí nově přibýlo méně než 1 % žen. Tyto podíly jsou nejvyšší vzhledem k ostatním skupinám žen dle zaměstnanosti.

Skoro 3 % stále nezaměstnaným ženám se narodilo 1 dítě a přes 2 % žen, které získaly práci se narodilo 1 dítě. Nejvyšší podíl žen, které přišly o práci a to skoro 1,3 % ženám se rozrostla domácnost o 2 nové děti, a to je nejvyšší podíl v této skupině. Dá se předpokládat, že narození dětí mohlo způsobit určité obtíže spojené se zaměstnáním. Nejčastěji se narodí dítě ženám se stabilním stavem zaměstnanosti ve sledovaném období. Poté následuje skupina žen, které nově získaly práci, což by bylo možné interpretovat tak, že se zaměstnáním získává určitá finanční

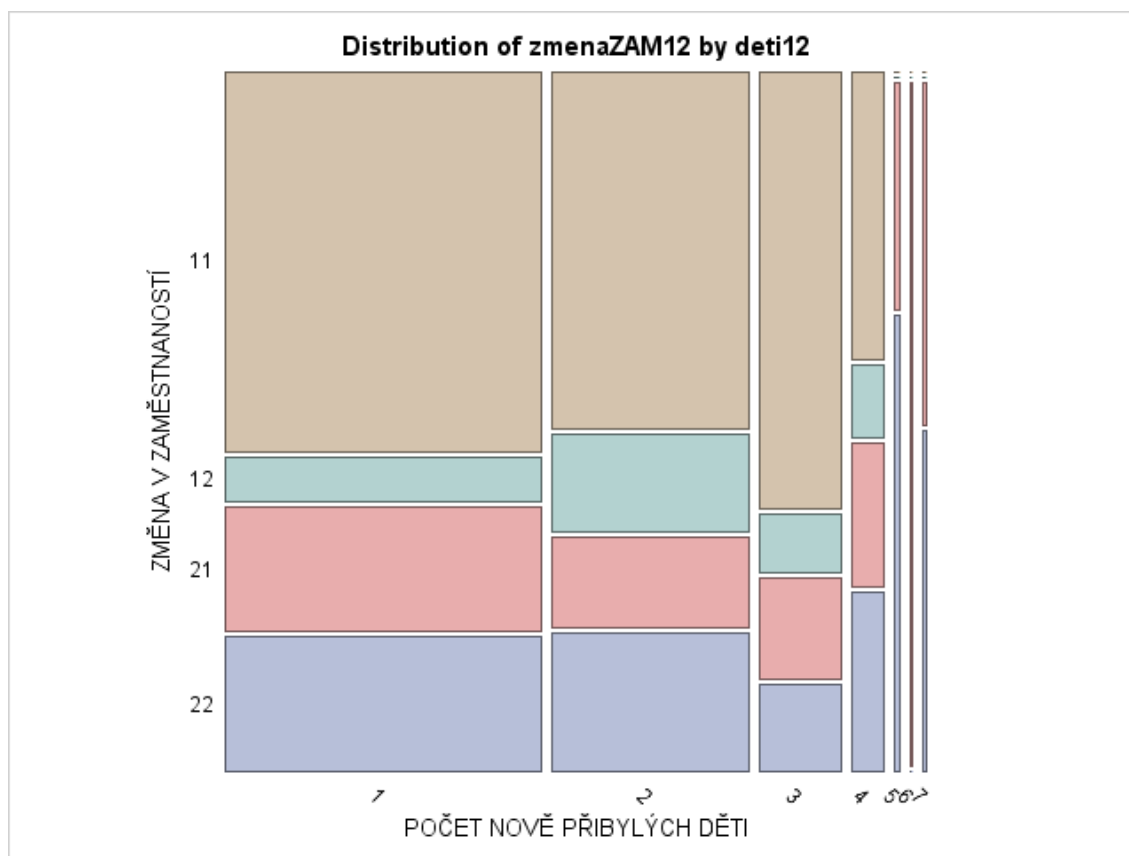
stabilita a žena ochotněji realizuje svoji plodnost nebo s rostoucím počtem dětí jsou finanční nároky domácnosti vyšší, což nutí získávat zaměstnání. Úzce spjatý vztah těchto dvou procesů je těžko uchopitelný pomocí kvantitativní analýzy, nicméně je důležité mít na paměti, že tento vzájemný vztah existuje, a navíc je pravděpodobně podmíněn i dalšími faktory.

Tab. 35 – Počet a podíl žen dle počtu nově narozených a přibylých dětí ženám dle stavu zaměstnanosti ženy a změny mezi první vlnou šetření 1987–1988 a druhou vlnou šetření 1992–1994, absolutní počty, podíl na celkovém počtu žen v %

Změna v zaměstnanosti	Počet nově přibylých dětí mezi 1. a 2. vlnou									Celkem
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	
zaměstnaná / absolutní hodnota	523	101	59	30	8	0	0	0	0	721
zaměstnaná / %	42,01	8,11	4,74	2,41	0,64	0,00	0,00	0,00	0,00	57,91
zaměstnaná > nezaměstnaná / absolutní hodnota	82	12	16	4	2	0	0	0	0	116
zaměstnaná > nezaměstnaná / %	6,59	0,96	1,29	0,32	0,16	0,00	0,00	0,00	0,00	9,32
nezaměstnaná > zaměstnaná / absolutní hodnota	137	33	15	7	4	1	1	1	0	199
nezaměstnaná > zaměstnaná / %	11,00	2,65	1,20	0,56	0,32	0,08	0,08	0,08	0,00	15,98
nezaměstnaná / absolutní hodnota	136	36	23	6	5	2	0	1	0	209
nezaměstnaná / %	10,92	2,89	1,85	0,48	0,40	0,16	0,00	0,08	0,00	16,79
Celkem / absolutní hodnota	878	182	113	47	19	3	1	2	0	1 245
Celkem / %	70,52	14,62	9,08	3,78	1,53	0,24	0,08	0,16	0,00	100,00

Zdroj dat: National Survey of Families and Households Series (2019), vlastní zpracování.

Obr. 36 – Mozaikový graf rozložení podílů žen dle stavu zaměstnanosti ženy a dle počtu nově narozených a přibylých dětí mezi první vlnou šetření 1987–1988 a druhou vlnou šetření 1992–1994, absolutní počty



Poznámky: *osa 0x počet dětí, které nově přibily v domácnosti;

*osa 0y aktuální stav zaměstnanosti ženy: 11 – stále zaměstnaná žena mezi první a druhou vlnou šetření, 22 – stále nezaměstnaná žena mezi první a druhou vlnou šetření, 12 – žena přišla o práci mezi první a druhou vlnou šetření, 21 – žena získala zaměstnání mezi první a druhou vlnou šetření;

Zdroj dat: National Survey of Families and Households Series (2019), vlastní zpracování.

V případě, pokud jde o diskriminaci žen s dětmi na trhu práce, dá se předpokládat problematické shánění práce u žen s větším počtem dětí. Z tohoto důvodu je dále představena tabulka 39 s absolutním počtem žen, které uváděly, že měly problém se sháněním práce déle než 2 měsíce mezi šetřeními první a druhé vlny a dle počtu dětí ve druhé vlně. Z následující tabulky je zřejmé, že největší podíl žen, které měly problém se sháněním práce měly 2 děti a to 2,25 %. Skoro stejný podíl žen 1,4 % mělo problém se sháněním práce, jestliže měly 1 dítě nebo 3 a více dětí. Celkem pouze 8 % žen uvedlo, že měly problém se sháněním práce déle než 2 měsíce, ostatní 92 % z celkového počtu žen v souboru neuvedly problematické shánění práce, což může být vysvětleno citlivostí otázky, neochotou odpovídat na danou otázku.

Tab. 36 – Počet a podíl žen dle počtu dětí ženám dle problematického shánění prací déle než 2 měsíce mezi první vlnou šetřením 1987–1988 a druhou vlnou šetření 1992–1994, absolutní počty, podíl na celkovém počtu žen v %

Problém se sháněním práce déle než 2 měsíce	Počet dětí ve 2. vlně					Celkem
	0	1	2	3	4	
měla problém / absolutní hodnota	65	55	86	51	52	309
měla problém / %	1,70	1,44	2,25	1,34	1,36	8,10
neměla problém / absolutní hodnota	481	563	1 113	709	642	3 508
neměla problém / %	12,60	14,75	29,16	18,57	16,82	91,90
Celkem / absolutní hodnota	546	618	1 199	760	694	3 817
Celkem / %	14,30	16,19	31,41	19,91	18,18	100,00

Zdroj dat: National Survey of Families and Households Series (2019), vlastní zpracování.

Změny mezi druhou a třetí vlnou šetření jsou popsány jen stručně z důvodu hodně malého souboru žen, kterým se rozšířila domácnost o dítě a nízké vypovídací schopnosti výsledků. Nicméně výše uvedené trendy jsou potvrzené. Nejvíce dětí přibylo ženám stále vdaným mezi druhým a třetím obdobím (58 % ze všech žen, kterým nově přibyly děti). Dále následují ženy stále rozvedené (15 %) a stále svobodné (10 %). Nejčastěji přibude 1 dítě v domácnosti (75 % žen ze všech žen, kterým nově přibyly děti) a méně často 2 a více dětí. Nejčastěji se o 2 děti rozšíří domácnost stále vdaných žen a to 12 % ze všech žen, kterým přibyly děti.

Dle úrovně dosaženého vzdělání nejvíce dětí přibylo ženám s neměnnou úrovní vzdělání mezi vlnami, a to ženám s ukončenou odbornou školou nebo středním vzděláním s maturitou (58 % žen, kterým nově přibyly děti). Druhé dle hodnoty podílu následují ženy s dosažením vysokoškolským vzděláním ve druhé vlně (15 %) a poté přibývají děti ženám stále se základním vzděláním nebo středním bez maturity (14 % ze všech žen, kterým nově přibyly děti) a poté ženám, které ukončily vysokoškolské vzdělání mezi druhou a třetí vlnou (9 % žen). Častěji přibývá dětí ženám s partnerem nebo manželem (72 % ze všech žen, kterým nově přibyly děti). Za podmínky, že se soubor rozdělí dle vzdělání, tak nejvíce dětí přibude ve všech vzdělanostních skupinách ženám s nezměněným rodinným stavem mezi druhou a třetí vlnou, nejvíce stále vdaným ženám mezi druhou a třetí vlnou. Nejvyšší podíl stále vdaných žen, kterým se rozšíří domácnost o dítě v dané vzdělanostní skupině mezi šetřeními je u vysokoškolaček, a to 66 % v porovnání s 50 % u méně vzdělaných žen. S rostoucí úrovní vzdělanosti může růst preference narození dětí v manželství než v kohabitaci. Nejčastěji přibude dítě stále svobodným matkám se středním vzděláním s maturitou nebo ukončenou odbornou školou, což může znamenat větší tolerance narození dítěte v kohabitaci. Zajímavý trend toho, že se rozroste domácnost o dítě rozvedené ženě, je zachován napříč vzdělanostními skupinami žen. Nejvyšší podíl 25 % ze všech žen, kterým přibude dítě v dané vzdělanostní skupině, jsou rozvedené ženy se základním nebo středním vzděláním bez maturity v porovnání s 2krát nižším podílem rozvedených žen s vyšší úrovní vzdělání.

7.7 Multinomická logistická regrese

Do této části analýzy vstupuje soubor obsahující data pouze za ženy ve věku 15–49 let s ohledem na to, zda se změnil rodinný stav, úroveň dosaženého vzdělání nebo jim přibyly děti mezi první vlnou šetření v letech 1987–1988 a druhou vlnou šetření v letech 1992–1994. Daný soubor obsahuje vzorek o velikosti 1 045 žen. Analýza souboru ohledně změn mezi druhou a třetí vlnou není použita z důvodu nízkého počtu žen ve zkoumaném vzorku (celkem 57 žen).

V konstruovaném modelu je referenční skupinou vysvětlované proměnné případ být stále zaměstnanou mezi první a druhou vlnou šetření. Vysvětlující proměnné jsou 4 nezávislé kategoriální proměnné z_{12} , z_{21} , z_{22} a z_{23} , po jejichž přidání klesá hodnota Akaikeovo informačního kritéria (Příloha 46). Každá z použitých vysvětlujících proměnných je statisticky signifikantní v modelu na 5% hladině významnosti (Příloha 43) a jejich přidání do modelu je opodstatněné navýšením hodnoty R-kvadrát. Hodnota R-kvadrátu činí 0,2204 a upraveného R-kvadrátu tvoří 0,2456, což je nejvyšší hodnota ze všech modelů. Také se dá na 5% hladině významnosti a dokonce i na 1% hladině významnosti zamítnout nulová hypotéza, že predikující proměnné nemají žádný vliv na predikovanou proměnnou v modelu (Příloha 44) a parametry pro vysvětlující proměnné jsou signifikantně odlišné od 0. Pomocí Cramérového koeficientu kontingence je měřena míra asociace pro změnu věkové skupiny, úroveň dosaženého vzdělání, rodinného stavu a počtu nově přibylých dětí. Je nalezeno 9 statisticky významných vztahů (z 10 možných). Podle hodnot Cramérova koeficientu kontingence jsou všechny výše uvedené proměnné použité v modelu (Příloha 46).

Pro interpretaci výsledku analýzy se používá poměr šancí kategorií vysvětlované proměnné vždy vůči referenční kategorii stále zaměstnaných žen mezi první a druhou vlnou. Dále jsou popsány pouze statisticky významné rozdíly poměru šancí. Největší počet statisticky významných rozdílů mezi kategoriemi skupin jsou u proměnné posunu do vyšších věkových kategorií a proměnné úrovně dosaženého vzdělání. Poté následuje proměnná rodinného stavu a počet nově přibylých dětí.

Žena stále rozvedená mezi první a druhou vlnou šetření v porovnání s ženou svobodnou mezi první a druhou vlnou šetření má 47% poměr šancí být stále nezaměstnaná než zaměstnaná mezi první a druhou vlnou šetření, za jinak se neměnicích podmínek. Totéž platí i pro ženu, která se rozvede v období mezi první a druhou vlnou s obdobnou hodnotou poměru šancí. Vysvětlením může být větší finanční tlak na rozvedené ženy oproti stále svobodným ženám, jelikož pravděpodobněji mají finanční zajištění jen díky vlastnímu zaměstnání, a navíc je pravděpodobnější, že v domácnosti budou mít děti. Žena stále vdaná v porovnání se ženou stále svobodnou ve studovaném období má 18krát vyšší poměr šancí přijít o zaměstnání oproti zaměstnané ženě. Výsledek do určité míry souvisí s plodností vdaných žen a finanční podpoře manžela. Nicméně žena, stále odděleně žijící od svého manžela v porovnání se ženou stále svobodnou ve studovaném období má 2,5krát vyšší poměr šancí najít nové zaměstnání oproti zaměstnané ženě. V daném případě je pravděpodobné, že náklady na oddělený partnerský život jsou vyšší, a tudíž je nezbytná nutnost placeného zaměstnání.

Co se týče věku, tak žena ve věku 25–39 let v porovnání se ženou starší 40 let má vyšší poměr šancí najít si nové zaměstnání než žena zaměstnaná, za jinak nezměněných podmínek. Tento výsledek může být odůvodněn do určité míry ukončením vzdělání nebo starším věkem dětí v domácnosti, také vyšší mobilitou na trhu práce mladších žen z kariérních důvodů. Nicméně žena ve věku 25–29 let v porovnání s ženou starší 40 let má *ceteris paribus* 3krát vyšší poměr šancí přijít o zaměstnání a 2,6krát vyšší poměr šancí zůstat stále nezaměstnaná než zaměstnaná žena. Dokonce žena ve věku 30–34 let v porovnání se ženou starší 40 let má 3,4krát vyšší poměr zůstat stále nezaměstnaná a 2,3krát vyšší poměr šancí přijít o zaměstnání než zaměstnaná žena. I žena ve věku 35–39 let v porovnání se ženou starší 40 let má téměř 2krát vyšší poměr šancí zůstat stále nezaměstnaná než zaměstnaná žena. Dané pozoruhodné zjištění je v souladu s výsledky předchozích modelů a napovídá o existenci preference žen v zaměstnání ve strašším věku.

Ohledně vzdělání, žena s ukončenou odbornou školou nebo středním vzděláním s maturitou v porovnání se ženou se základním vzděláním nebo středním bez maturity a stále zaměstnaná mezi prvními dvěma vlnami šetření má *ceteris paribus* 47% poměr šancí přijít o zaměstnání. Mnohem nižší je hodnota tohoto poměru šancí u ženy s vysokoškolským vzděláním a to pouze 16% poměr šancí. Také s vyšší úrovní dosaženého vzdělání je nižší poměr šancí zůstat stále bez zaměstnání. Žena s ukončenou odbornou školou nebo středním vzděláním s maturitou v porovnání se ženou se základním vzděláním nebo středním bez maturity má pouze 18% poměr šancí zůstat stále bez zaměstnání od poměru šancí ženy stále zaměstnané mezi první a druhou vlnou šetření. Pro ženu s vysokoškolským vzděláním tato hodnota činí pouze 2% ve srovnání se ženou stále zaměstnanou mezi první a druhou vlnou šetření. Tyto výsledky pouze potvrzují obecnou platnost předpokladu, že s vyšší úrovní dosaženého vzdělání je nižší šance být nezaměstnanou nebo přijít o zaměstnání (Wolbers, 2000; Yousefy a Barateli, 2011).

Nicméně překvapivý může být výsledek, že žena s ukončenou odbornou školou nebo středním vzděláním s maturitou v porovnání se ženou se základním vzděláním nebo středním vzděláním bez maturity a stále zaměstnanou mezi první a druhou vlnou šetření má *ceteris paribus* pouze 51% poměr šancí získat nové zaměstnání od poměru šancí ženy stále zaměstnané mezi první a druhou vlnou šetření. To stejné platí i pro ženy v dosaženém vysokoškolským vzděláním a s hodnotou 24% poměru šancí získat nové zaměstnání od poměru šancí ženy stále zaměstnané mezi první a druhou vlnou šetření. Jedním z důvodů může být realizovaná plodnost ve vyšším věku u žen s vyšší úrovní dosaženého vzdělání a také to, že zaměstnaná mezi první a druhou vlnou šetření si nemůže dle vymezení proměnné najít nové zaměstnání.

Dále jsou představené výsledky pro počet nově přibylých dětí v domácnosti ženy. Žena, které přibýlo 1 dítě v domácnosti ve srovnání se ženou, které nepřibýly žádné děti, má *ceteris paribus* téměř 2krát vyšší poměr šancí zůstat stále nezaměstnanou vůči ženě zaměstnané. Poměr šancí zůstat stále nezaměstnanou je téměř 3krát vyšší pro ženy, které přibýly 2 děti v domácnosti mezi lety 1987–1994 v porovnání se ženou, které nepřibýly žádné děti s ohledem na uvedené referenční kategorie. Navíc žena, které přibýly 2 děti v domácnosti ve srovnání se ženou, které nepřibýly žádné děti, má *ceteris paribus* téměř 2,7krát vyšší poměr šancí přijít o zaměstnání vůči ženě zaměstnané. Pozoruhodný je výsledek, že žena, které přibýlo 1 dítě v domácnosti ve srovnání s ženou, které nepřibýly žádné děti, má *ceteris paribus* téměř 2krát vyšší poměr šancí získat nové zaměstnání vůči ženě zaměstnané. Dokonce žena, které přibýly 4 a více dětí v domácnosti

ve srovnání s ženou, které nepříbyly žádné děti, má ceteris paribus více než 4krát vyšší poměr šancí získat nové zaměstnání vůči ženě zaměstnané. To je dáno do jisté míry tím, že stále zaměstnaná žena dle vymezení proměnné nemůže mít nové zaměstnání mezi šetřeními, souvisí to také s věkem jak dítěte, tak ženy a s rodinným stavem ženy. Mimo to děti mezi jednotlivými vlnami šetření se mohly objevit v domácnosti jak porodem, tak s příchodem nového partnera. Nemusí tak být ve věku 0–4 let, kdy je péče o dítě nejnáročnější a snižuje flexibilitu ženy na pracovním trhu. Věk dítěte do tohoto modelu s ohledem na množství dat a vypovídající schopnosti modelu nebylo možné pro změny mezi první a druhou vlnou šetření testovat. Výsledky zmíněné v odborné literatuře se z části potvrdily a přítomnost dítěte dle výsledků zvyšuje poměr šancí zůstat nezaměstnanou a přijít o zaměstnání ve srovnání se ženou stále zaměstnanou.

Výsledky modelu potvrdily významnost dosažené úrovně vzdělání na zaměstnanost ženy, tak jako význam přítomnosti dětí v domácnosti, věku a rodinného stavu ženy, na druhou stranu s ohledem na strukturu dat neposkytly jednoznačný výsledek ohledně přibylých dětí v domácnosti ženy.

Tab. 37 – Poměr šancí (OR) pro soubor se změnou mezi první a druhou vlnou, referenční skupina vysvětlované proměnné je stále zaměstnaná

Porovnané kategorie proměnných	Modelovaný stav zaměstnanosti ženy, referenční skupina stále zaměstnaná žena	Odhad poměru šancí	Intervaly spolehlivosti	
vdaná vs. svobodná	nově nezaměstnaná	18,181*	1,060	311,776
odděleně žijící vs. svobodná	nově zaměstnaná	2,458*	1,007	5,997
rozvedená vs. svobodná	stále nezaměstnaná	0,470*	0,271	0,814
nově rozvedená vs. svobodná	stále nezaměstnaná	0,502*	0,285	0,886
ženy kterým přibyl 1 dítě vs. 0 dětí	nově zaměstnaná	1,960*	1,126	3,412
ženy kterým přibyl 1 dítě vs. 0 dětí	stále nezaměstnaná	1,889*	1,060	3,368
ženy kterým přibyl 2 dítě vs. 0 dětí	nově nezaměstnaná	2,686*	1,227	5,881
ženy kterým přibyl 2 dítě vs. 0 dětí	stále nezaměstnaná	2,883*	1,392	5,972
ženy kterým přibyl 4 a více dětí vs. 0 dětí	nově zaměstnaná	4,279*	1,214	15,084
střední vzdělání s maturitou/ukončená odborná škola vs. základní/střední bez maturity	nově nezaměstnaná	0,476*	0,246	0,920
střední vzdělání s maturitou/ukončená odborná škola vs. základní/střední bez maturity	nově zaměstnaná	0,518*	0,295	0,910
střední vzdělání s maturitou/ukončená odborná škola vs. základní/střední bez maturity	stále nezaměstnaná	0,183	0,114	0,293
vysokoškolské vzdělání vs. základní/střední bez maturity	nově nezaměstnaná	0,165*	0,061	0,446
vysokoškolské vzdělání vs. základní/střední bez maturity	nově zaměstnaná	0,241*	0,112	0,515
vysokoškolské vzdělání vs. základní/střední bez maturity	stále nezaměstnaná	0,022*	0,007	0,065
posun žen mladších 25 let do věkové skupiny 25–29 vs. 40+	nově nezaměstnaná	3,153*	1,510	6,582
posun žen mladších 25 let do věkové skupiny 25–29 vs. 40+	nově zaměstnaná	3,795*	2,068	6,964
posun žen mladších 25 let do věkové skupiny 25–29 vs. 40+	stále nezaměstnaná	2,608*	1,353	5,029
posun žen z věkové skupiny 25–29 let do věkové skupiny 30–34 vs. 40+	nově nezaměstnaná	2,346*	1,189	4,630
posun žen z věkové skupiny 25–29 let do věkové skupiny 30–34 vs. 40+	nově zaměstnaná	3,489*	2,003	6,079
posun žen z věkové skupiny 25–29 let do věkové skupiny 30–34 vs. 40+	stále nezaměstnaná	3,437*	1,931	6,118
posun žen z věkové skupiny 30–34 let do věkové skupiny 35–39 vs. 40+	nově zaměstnaná	1,734*	1,022	2,942
posun žen z věkové skupiny 30–34 let do věkové skupiny 35–39 vs. 40+	stále nezaměstnaná	1,990*	1,159	3,417

Zdroj dat: National Survey of Families and Households Series (2019), vlastní zpracování.

Závěr

V této diplomové práci je zkoumán vztah mezi úrovní plodnosti a zaměstnaností žen na základě dat z longitudinálního šetření národního průzkumu rodin a domácností NSFH mezi lety 1987–2003 v USA v rámci třech vln šetření. Cílem je stanovit, zda je šance být zaměstnaná ovlivněna počtem dětí, jejich věkem, rodinným stavem, úrovní dosaženého vzdělání a věkem žen v reprodukčním věku v USA s ohledem na populační vývoj od 50. let 20. století do současnosti.

Od roku 1950 došlo k významným změnám v trendech populačního vývoje v USA. Potvrzuje se H1, od roku 1950 po současnost došlo ke stárnutí americké populace. Potvrzena je i H2, že ve studovaném období v USA klesá intenzita úmrtnosti a dochází ke snížení rozdílů mezi střední délkou života mužů a žen, což se odráží menším podílem ovdovělých žen. Změna věkového profilu obyvatelstva, větší podíl osob starších 50 let a klesající podíl osob v ekonomicky aktivním věku spolu s vyšší střední délkou života ovlivňuje zaměstnanost a podmínky a chování na trhu práce. Např. motivuje trh práce se přizpůsobovat většímu podílu starších zaměstnanců. Dále platí H3, že intenzita plodnosti v USA od roku 1950 po současnost klesá. Nicméně úroveň plodnosti se liší dle původu ženy. Ženy hispánského původu, které mají nejmladší věkovou strukturu, mají nejvyšší hodnoty úhrnné plodnosti, a to v celém studovaném období. Je potvrzená H4, že absolutní počet umělých přerušení těhotenství v USA mezi lety 1950–1990 roste, a to do určité míry kvůli uvolnění legislativy, a poté se snižuje zejména díky zvýšení celkového rozvoje státu, úrovni vzdělanosti žen a rozšíření antikoncepce. To může mít pozitivní vliv na plánovanou plodnost a snížení nežádoucích negativních následků ÚPT na zdraví ženy spojené s potenciální plodivostí ženy.

Platí H5, že od roku 1950 po současnost klesá úroveň sňatečnosti v USA a roste výskyt alternativních forem soužití, mimo jiné se zvyšuje úroveň rozvodovosti. Pokles úrovně sňatečnosti může do určité míry ovlivňovat úroveň plodnosti, protože stále je prioritou pro ženu porod dítěte v manželství. Nicméně se zvyšuje tolerance narození dítěte v alternativní formě soužití partnerů. Kohabitace mají vyšší pravděpodobnost rozpadu (Heuveline et al., 2003; Bumpass a Lu 2000) a to spolu s rostoucí úrovní rozvodovosti vyvolává pocit nestability u ženy, která následně méně ochotně realizuje svou plodnost. Žena musí získat finanční stabilitu, a to může znamenat odkládání narození dítěte po dobu dokončení vzdělání a seberealizace v práci. Potvrzená je H6, že roste úroveň imigrace v USA od roku 1950 až do současnosti pro

obě pohlaví. Vzhledem k vysokému podílu populace imigrantů na celkovém počtu obyvatel spolu s odlišnou věkovou strukturou, úrovní sňatečnosti, sociálním postavením, strukturou zaměstnanosti a reprodukčním chováním dokonce i potomků imigrantů v USA, má proces imigrace významný vliv na úroveň plodnosti a strukturu trhu práce.

Z výsledků analytické části založené na datech mezi lety 1987 až 2003 pro USA vyplývá, že zaměstnanost ženy je podmíněna její plodností. Na datech jednotlivých vln šetření NSFH v letech 1987–1988, 1992–1994 platí H7, že šance být zaměstnaná je ovlivněna počtem dětí v domácnosti a je v souladu s výsledky studie Budig (2003). Pomocí výsledného modelu se odhalil statisticky významný vyšší poměr šancí být zaměstnanou pro ženy bez dětí nebo s menším počtem dětí, například s 1, 2 a 3 dětmi, v porovnání s ženami se 4 a více dětmi v prvních dvou vlnách šetření. Toto zjištění platí jak na celém vzorku žen s odlišnou úrovní dosaženého vzdělání v rámci obecné analýzy, tak i na vzorku žen s ukončenou odbornou školou nebo středním vzděláním s maturitou v rámci dílčí analýzy. Odůvodněním je rostoucí časová náročnost objemu prací v domácnosti, kterou z velké části zajišťuje žena spolu s péčí o dítě, zvláště v mladším věku dítěte, jeho výchovou a také obstaráváním domácnosti s dětmi. V dnešní době, kdy je menší rozdíl v příjmech mezi muži a ženami, a je menší celkový rozdíl v objemu domácích prací, se dá očekávat menší vliv počtu dětí na pravděpodobnost ženy být zaměstnanou. Dle Siegela (2012) platí, že čím jsou rozdíly ve sféře činnosti větší mezi pohlavím, tím pravděpodobněji klesá úroveň plodnosti, což v období šetření mezi lety 1987–1994 mohlo být platné v praxi.

Na vzorku žen všech vzdělanostních skupin je potvrzena platnost H9, že s vyšším stupněm dosaženého vzdělání ženy roste šance být zaměstnanou. Na datech první a druhé vlny šetření je zjištěn statisticky signifikantní vyšší poměr šancí být zaměstnanou pro ženy s vyšší úrovní dosaženého vzdělání. Daný výsledek je v souladu s výsledky výzkumů a předpoklady v odborné literatury, které se věnují vlivu vzdělání jedince na jeho uplatnění na pracovním trhu (Yousefy a Barateli, 2011).

Na datech první a druhé vlny platí H11, že věk ženy má vliv na její zaměstnanost. Zajímavým zjištěním je statisticky významný nižší poměr šancí být zaměstnaná ve věku 25–29 let v porovnání se ženami ve věku 40 let a více. V první vlně v rámci obecné analýzy na vzorku žen všech vzdělanostních skupin a v rámci dílčí analýzy tedy na vzorku žen s ukončenou odbornou školou nebo středním vzděláním s maturitou, je statisticky signifikantně nižší poměr šancí být zaměstnaná i pro ženy mladších 25 let v porovnání s ženami staršími 40 let. Ve druhé vlně je také na obou souborech žen statisticky významný nižší poměr šancí být zaměstnaná pro ženy ve věku 30–34 let vůči ženám ve věku 40 a více let. Uvedený výsledek je v rozporu s očekáváním diskriminace starších osob kvůli ztrátě pracovních dovedností a flexibility v důsledku stárnutí spolu s rostoucími náklady ze strany zaměstnavatele s vyšším věkem zaměstnance (Ilmarinen, 1997; Ilmarinen a Rantanen, 1999; Chung et al., 2015). Do určité míry to může souviset s dlouhodobým a pokračujícím stárnutím obyvatelstva, proto pracovní trh je již přizpůsoben ke starším zaměstnancům. Z odborné literatury je známo, že může být nákladnější najmout staršího pracovníka než mladšího za předpokladu, že výše jeho mzdy se

odvíjí od délky praxe bez ohledu na jeho produktivitu. Dalšími náklady jsou příspěvky na důchod, které také rostou s věkem zaměstnance. Ve studovaném případě se dá předpokládat opačný přístup, kdy zaměstnavatelé očekávají lepší pracovní dovednosti s vyšším věkem, alespoň do věku 50 let (Carlsson a Eriksson, 2017). Nižší poměr šancí být zaměstnanou v mladším věku může být spojen jednak s prodlužující se délkou vzdělání převážně u žen mladších 25 let a maximálně do 30 let, tak i s plodností žen mladších 40 let. Nicméně signifikantní rozdíly mezi skupinami žen ve věku 30–34 let a ženami staršími 40 let naznačují na diskriminaci mladších skupin žen. Vysvětlení daného jevu může být do určité míry spojené s náklady na zdravotnictví, příspěvky pro potenciální matky a čas strávený mimo práci kvůli narození dítěte. Dá se předpokládat existence preference u zaměstnavatele, kdy upřednostňuje starší a zkušenější ženy s již realizovanou plodností, tedy se staršími dětmi.

Také je potvrzena H10, že rodinný stav ženy má vliv na její zaměstnanost. Poměr šancí být zaměstnanou souvisí s rodinným stavem ženy. V první a druhé vlně šetření v rámci obecné a dílčí analýzy, tedy jak na vzorku žen všech vzdělanostních skupin, tak na vzorku žen s ukončenou odbornou školou nebo středním vzděláním s maturitou, je statisticky signifikantně vyšší poměr šancí být zaměstnanou u žen rozvedených v porovnání s ženami svobodnými. Toto zjištění je statisticky signifikantní i ve třetí vlně šetření obecné analýzy. Vysvětlení může být dost pragmatické. Postupem času je více a více žen ve vyšších věkových kategoriích, kdy už realizují svoji plodnost a pokud žena je rozvedená a má v domácnosti děti, které ve většině případů zůstávají s matkou po rozvodu, tak její domácnost má vysoké finanční nároky motivující k uplatnění na trhu práce. Samostatně žijící žena bez dostatečné finanční podpory partnera nebo bývalého manžela má vyšší náklady s přítomností dětí v domácnosti. Tím se do jisté míry vysvětluje statisticky významný vysoký poměr šancí být zaměstnanou pro rozvedenou ženu v porovnání se svobodnou ženou.

V rámci dílčí analýzy je potvrzena platnost H8, že přítomnost dětí mladších 5 let v domácnosti snižuje šanci ženy být zaměstnaná. Zjištěn je statisticky signifikantně vyšší poměr šancí být zaměstnaná pro ženu, která nemá děti nebo má děti starší 5 let v domácnosti v porovnání se ženou, která má děti mladší 5 let v domácnosti. Dané zjištění platí jak na souboru žen první, tak i druhé vlny šetření. Hypotéza, že s přítomností dětí mladších 5 let v domácnosti, klesá šance ženy být zaměstnaná, nemůže být zamítnutá a je také v souladu s výsledky výzkumu Budig (2003). Vyšší poměr šancí být zaměstnanou u žen s dětmi staršími 5 let v domácnosti vůči ženám, které mají děti v domácnosti mladší 5 let, může být odůvodněn vysokými finančními náklady rodin, kde jsou starší děti. To znamená, že ne všechny formy plodnosti negativně ovlivňují zaměstnanost žen. Důležité je, že přítomnost v domácnosti dětí mladších 5 let snižuje šanci na zaměstnání ženy spolu s tím, že přítomnost dětí starších 5 let naopak zvyšují tuto šanci. Dané zjištění může znamenat neslučitelnost nebo složité skloubení mezi zaměstnáním a péčí o děti mladších 5 let.

Z výsledku longitudinálního pohledu na změny zaměstnanosti žen mezi jednotlivými vlnami šetření v závislosti na počtu dětí celkem a dle počtu nově přibylých dětí mezi vlnami

šetření, plyne, že více dětí přibývá ženám se stabilním stavem zaměstnanosti mezi vlnami šetření, buď stále zaměstnaným nebo stále nezaměstnaným. Nejméně dětí přibývá ženám, které mezi vlnami přišly o práci. Dá se mluvit o tom, že za stabilních podmínek ženy ochotněji realizují plodnost. Co se týče změny rodinného stavu tak platí totéž a ženám se stabilním rodinným stavem mezi vlnami šetření přibývá nejvíce dětí, převážně stále vdaným a rozvedeným ženám. Z výsledku plyne, že největšímu podílu žen se rozšíří domácnost o dítě v manželství, tzn., že instituce manželství je ještě respektována. Nicméně druhý největší podíl žen, kterým přibývá dítě jsou rozvedené ženy, a to naznačuje rozšíření kohabitace jako tolerovanou formu soužití i narození dítěte. Další vysoké podíly žen, kterým se rozrůstá rodina o dítě jsou ženy, které se vdaly mezi vlnami šetření a poté následují ženy, které se rozvedly mezi vlnami šetření. Nejméně dětí přibývá ženám ovdovělým, což do jisté míry může souviset s věkovým profilem ovdovělých žen. Podíl svobodných žen, kterým přibyly děti není vysoký. Stejně trendy platí ve všech vzdělanostních kategoriích žen, ničemné největší podíl žen, kterým přibyly děti v manželství jsou vysokoškolačky a většímu podílu svobodných žen přibývají děti v nižších vzdělanostních skupinách. Blahodárný vliv stability se odráží na počtu nově přibylých dětí i v závislosti na přítomnosti partnera/manžela v domácnosti. Největší je podíl žen, kterým přibývá dítě a které mají stále partnera nebo manžela v domácnosti mezi vlnami šetření a druhé v pořadí dle hodnoty podílu následují ženy, které nemají partnera ani manžela v domácnosti. Toto může naznačovat existenci v literatuře zmiňovaného relativně nového, ale stávajícího se stále rozšiřujícímu fenoménu vztahu páru žijících odděleně (Strohm et al., 2009). Poté následují ženy, které mezi vlnami šetření začaly bydlet ve společné domácnosti s partnerem a manželem. Co se týče počtu nově přibylých dětí v závislosti na úrovni dokončeného vzdělání, tak největší podíl žen, kterým se rozšíří domácnost o dítě, jsou ženy s ukončenou odbornou školou nebo středním vzděláním s maturitou, poté následují ženy se základním nebo středním vzděláním bez maturity.

Z výsledků sestaveného multinomického logistického regresního modelu plyne platnost H13, že šance pro ženu být stále zaměstnaná, nezaměstná, přijít o práci nebo získat nové zaměstnání mezi vlnami šetření NSFH 1987–1988 a 1992–1994 je ovlivněna úrovní dosaženého vzdělání. S vyšší úrovní dosaženého vzdělání ženy v porovnání se ženou stále zaměstnanou mezi první a druhou vlnou šetření má ceteris paribus nižší poměr šancí zůstat stále nezaměstnaná, a i přijít o zaměstnání vůči skupině žen se základním vzděláním nebo středním bez maturity. Tyto výsledky jsou statisticky signifikantní. Zajímavé je, že jak ženy s vysokou školou, tak ženy s ukončenou odbornou školou nebo středním vzděláním s maturitou v porovnání se ženami se základním vzděláním nebo středním bez maturity mají nižší poměr šancí najít si nové zaměstnání, než ženy stále zaměstnané mezi první a druhou vlnou šetření za jinak neměnných podmínek. Jedním z důvodů může být i realizovaná plodnost ve vyšším věku u žen s vyšší úrovní dosaženého vzdělání.

Dále platí H14, že rodinný stav a změna rodinného stavu ženy mezi vlnami šetření NSFH 1987–1988 a 1992–1994 má vliv na šanci být stále zaměstnanou, stále nezaměstnanou, přijít

o práci nebo získat nové zaměstnání. Statisticky signifikantní jsou rozdíly mezi stále rozvedenými, nově rozvedenými, oddělně žijícími a vdanými ženami v porovnání se svobodnými ženami. Ženy stále odděleně žijící od manžela mezi první a druhou vlnou šetření, v porovnání se ženami stále svobodnými mají větší poměr šancí najít nové zaměstnání než zaměstnané mezi první a druhou vlnou šetření, za jinak se neměnicích podmínek. Odůvodnění je pragmatické, a to větší finanční tlak, jelikož tyto ženy získávají finanční zajištění prostřednictvím vlastního zaměstnání, a navíc můžou mít děti v domácnosti. Ze stejných důvodů ženy stále rozvedené a nově rozvedené v porovnání se ženami svobodnými mají nižší poměr šancí být stále nezaměstnané oproti zaměstnaným ženám mezi první a druhou vlnou šetření. Vdané ženy v porovnání se ženami svobodnými mají vyšší poměr šancí přijít o práci než zaměstnané mezi první a druhou vlnou šetření, za jinak se neměnicích podmínek. To se dá vysvětlit finanční podporou manžela a realizací plodnosti vdaných žen. Také je potvrzena platnost H15, že šance pro ženu být stále zaměstnaná mezi vlnami šetření NSFH 1987–1988 a 1992–1994 je ovlivněna věkem ženy. V tomto modelu platí trend, že mladší ženy mají vyšší šanci zůstat stále nezaměstnané nebo přijít o práci v porovnání se ženou starší 40 let. Také platí, že žena ve věku 25–39 let v porovnání se ženou starší 40 let má vyšší poměr šancí najít si novou práci než zaměstnaná, což do jisté míry souvisí s ukončením vzdělání v mladším věku a poté s dospíváním dětí a mobilitou na trhu práce z kariérních důvodů. Je potvrzena platnost H12, že počet nově přibylých dětí v domácnosti ženy zvyšuje šanci být stále nezaměstnanou nebo přijít o zaměstnání mezi vlnami šetření NSFH 1987–1988 a 1992–1994. Žena, které přibylo 1 nebo 2 děti v domácnosti v porovnání se ženou, která žádné děti v domácnosti mezi lety 1987–1994 nemá, má *ceteris paribus* vyšší poměr šancí zůstat stále nezaměstnanou vůči stále zaměstnané. A žena, které přibyly 2 děti v domácnosti v porovnání se ženou, která žádné děti v domácnosti nemá, má vyšší poměr šancí ztratit zaměstnání než stále zaměstnaná žena. Tyto výsledky jsou v souladu s předpokladem. Navíc se zjistilo, že žena, které přibylo 1 nebo 4 a více dětí má vyšší poměr šancí získat nové zaměstnání než zaměstnaná žena. Důvodem může být věk dítěte a finanční náklady s větším počtem dětí v domácnosti.

Odpověď na položenou otázku je-li stav zaměstnanosti ženy ovlivněn plodností žen a existuje-li jejich vzájemný vztah, zní rozhodně ano. Vzájemná závislost mezi těmito proměnnými je různými způsoby nuancována odlišnými charakteristikami jednotlivých skupin žen, které se mimo jiné liší v úrovni plodnosti a úrovni účasti na trhu práce.

Hlavními omezeními analýzy jsou malý vzorek žen ve třetí vlně a chybějící data o ženách, které se zúčastnily šetření v třetí vlně. Dalšími omezeními jsou chybějící data o složitosti sehnání práce ženou dle počtu dětí a jejich věku, což by se hodilo pro detailnější vysvětlení vztahu zaměstnanosti a plodnosti ženy. Bylo by zajímavé prozkoumat vývoj pracovní pozice a příjmu žen v závislosti na počtu dětí a jejich věku. Dále také nemožnost ověření závislosti pracovní pozice ženy na počtu dětí a jejich věku. Dalším výrazným omezením mohou být faktory ovlivňující rozhodování o realizované zaměstnanosti a plodnosti, které jsou těžko podchytitelné, například psychologické, behaviorální či sociální aspekty života jedince. Trh práce

je dynamicky se měnící prostředí a zjištění platné na datech 1987–2003 nemusí platit na datech minulých let nebo v dnešní době.

Nicméně z výsledků analýzy se dá říct, že existují určité potíže skloubení péče a výchovy o děti v mladším věku a zaměstnání. To je důvodem motivovat zaměstnavatele do zavedení „home office“ nebo zkrácených úvazků a další přizpůsobení infrastruktury pro snazší, spojení rodinného života s dětmi a zaměstnáním. Také by bylo nápomocné rozvíjení povědomí ve společnosti o rovnostářských přístupech mezi muži a ženami na domácích pracích, péči a výchovu dětí pro zjednodušení skloubení práce a rodinného života převážně pro ženy (například prostřednictvím otcovské kvóty po porodu). Rozvoj institucionální péče o děti může mít jistý pozitivní vliv na pocit stability a zajištění ženy a rodiny. Nicméně vzhledem k častému rozpadu manželství a partnerství největší pozitivní vliv by byl zajištění stability zejména finanční pro ženy. Právě z tohoto důvodu zaměstnanost žen je jedním z aspektu rovnováhy stability a spokojenosti, jehož vyvážením se může pozitivně ovlivnit úroveň plodnosti. Vysoký podíl účasti žen na trhu práce není důvodem snížení úrovně plodnosti, ale nejdůležitějším důvodem je nevyváženost tohoto procesu s dalšími aspekty života ženy. Vzhledem k tomu, že vysoká úroveň zaměstnanosti žen je relativně mladým jevem, tak se snad postupem času dostane do rovnováhy a doufejme, že nebude mít tak signifikantní a negativní vliv na úroveň plodnosti. Zatím ale tento vliv rozhodně existuje.

Seznam použité literatury

- ABDELAZIM, Ibrahim A., Mohannad ABUFAZA, Prashant PUROHIT a Rania H. FARAG, 2017. Miscarriage Definitions, Causes and Management: Review of Literature. [online] [cit. 12.05.2020] DOI: [10.20431/2456-0561.0203005](https://doi.org/10.20431/2456-0561.0203005)
- ACKER, J., 1990. Hierarchies, jobs, and bodies: a theory of gendered organizations. *Gender and Society* 4, 139–158.
- ANON., 2019. Guttmacher institute. *Good reproductive health policy starts with credible research*. [online] [cit. 12.05.2020] Získáno z: <https://www.guttmacher.org/>
- ANON., nedatováno. The Immigration and Nationality Act of 1952 (The McCarran-Walter Act). *Office of the Historian*. [online] [cit. 20.05.2020] Získáno z: [https://history.state.gov/milestones/1945-1952/immigration-act#:~:text=NOTE%20TO%20READERS-,The%20Immigration%20and%20Nationality%20Act,\(The%20McCarran%20Walter%20Act\)&text=It%20also%20ended%20Asian%20exclusion,skill%20sets%20and%20family%20reunification](https://history.state.gov/milestones/1945-1952/immigration-act#:~:text=NOTE%20TO%20READERS-,The%20Immigration%20and%20Nationality%20Act,(The%20McCarran%20Walter%20Act)&text=It%20also%20ended%20Asian%20exclusion,skill%20sets%20and%20family%20reunification)
- AUGHINBAUGH, Alison, Omar ROBLES a Hugette SUN, 2013. Marriage and divorce: patterns by gender, race, and educational attainment. *Monthly labor review / U.S. Department of Labor, Bureau of Labor Statistics*. [online] [cit. 20.05.2020] DOI: [10.21916/mlr.2013.32](https://doi.org/10.21916/mlr.2013.32)
- BALUJA, Kaari F., Jane Lawler DYE, Joseph M. COSTANZO a Cynthia J. DAVIS, 2003. *Census 2000 Brief: The Foreign-Born Population: 2000*. C2KBR-34. B.m.: U.S. Department of Commerce Economics and Statistics Administration U.S. CENSUS BUREAU. [cit. 20.05.2020] Získáno z: <http://www.census.gov/prod/2003pubs/c2kbr-34.pdf>
- BECKER, G.S., 1981. *A Treatise on the Family*. Harvard University Press, Cambridge.
- BEHRMAN, Julia a Pilar GONALONS-PONS, 2020. Women's employment and fertility in a global perspective (1960–2015). *Demographic Research*. roč. 43, č. 25. [online] [cit. 10.01.2020] DOI: [10.4054/DemRes.2020.43.25](https://doi.org/10.4054/DemRes.2020.43.25)
- BERNHARDT, Eva M., 1993. Fertility and Employment. *European Sociological Review*. roč. 9, č. 1. [online] [cit. 10.01.2020] DOI: [10.1093/oxfordjournals.esr.a036659](https://doi.org/10.1093/oxfordjournals.esr.a036659)
- BÖHM, Matěj, 2015. *Mexická migrace do Spojených států amerických: Srovnání migračních politik Clintonovy, Bushovy a Obamovy administrativy*. Brno. Diplomová práce.

- Mendelova univerzita v Brně, Faculty of Regional Development and International Studies. [online] [cit. 20.05.2020] Získáno z: <https://theses.cz/id/ived4g/>
- BOIKO, Tetiana, 2017. Logistická regrese v systému STATISTICA. B.m. Diplomová práce. Masarykova univerzita, Přírodovědecká fakulta, Ústav matematiky a statistiky.
- BOOTH, A., DUVALL, D., 1981. Sex roles and the link between fertility and employment. *Sex Roles* 7, 847–856.
- BRAND, J.E. a Dwight DAVIS, 2011a. The impact of college education on fertility: evidence for heterogeneous effects. *Demography*. roč. 48, č. 3. [online] [cit. 10.01.2020] DOI: [10.1007/s13524-011-0034-3](https://doi.org/10.1007/s13524-011-0034-3)
- BRAND, Jennie E. a Dwight DAVIS, 2011b. The Impact of College Education on Fertility: Evidence for Heterogeneous Effects. *Demography*. roč. 48, č. 3. [online] [cit. 10.01.2020] DOI: [10.1007/s13524-011-0034-3](https://doi.org/10.1007/s13524-011-0034-3)
- BRASWELL, Sean, 2018. THE GOLDEN AGE OF DIVORCE ON THE DUDE RANCHES OF NEVADA. *OZY*. [online] [cit. 10.01.2020] Získáno z: <https://www.ozy.com/true-and-stories/the-golden-age-of-divorce-on-the-dude-ranches-of-nevada/85725/>
- BRATTER, Jenifer L. a Rosalind B. KING, 2008. „But will it last?": Marital instability among interracial and same-race couples. *Family Relations: An Interdisciplinary Journal of Applied Family Studies*. roč. 57, č. 2. [online] [cit. 20.05.2020] DOI: [10.1111/j.1741-3729.2008.00491.x](https://doi.org/10.1111/j.1741-3729.2008.00491.x)
- BROWN, Susan K. a Frank D. BEAN, 2005. International Migration. In: D.L. POSTON a M. MICKLIN *Handbook of Population. Handbooks of Sociology and Social Research*. [online] [cit. 12.05.2020] ISBN 978-0-387-23106-8.
- BUDIG, M.J., ENGLAND, P., 2001. The wage penalty for motherhood. *American Sociological Review* 66, 204–225.
- BUDIG, Michelle, 2003. Are women's employment and fertility histories interdependent? An examination of causal order using event history analysis. *Social Science Research*. roč. 32, č. 3. [online] [cit. 12.05.2020] DOI: [10.1016/S0049-089X\(03\)00012-7](https://doi.org/10.1016/S0049-089X(03)00012-7)
- BUMPASS, Larry L. a Hsien-hen LU, 2000. Trends in Cohabitation and Implications For Children's Family Contexts in The United States. *Population Studies*. roč. 50, č. 1. [online] [cit. 12.05.2020] DOI: [10.1080/713779060](https://doi.org/10.1080/713779060)
- Bureau of Labor Statistics, 2020 *National Longitudinal Surveys A Program of the U.S. Bureau of Labor Statistics*. [cit. 20.05.2020] Získáno z: <https://www.nlsinfo.org/>
- CARLSSON, Magnus a Stefan ERIKSSON, 2017. The effect of age and gender on labor demand – evidence from a field experiment. *WORKING PAPER*. roč. 8. ISSN 1651-1166. [online] [cit. 20.05.2020] Získáno z: <https://www.ifau.se/globalassets/pdfs/se/2017/wp2017-08-the-effect-of-age-and-gender-on-labor-demand.pdf>

- CASTRO-MARTIN, Teresa, 1995. Women's Education and Fertility: Results from 26 Demographic and Health Surveys. *Studies in Family Planning*. roč. 26, č. 4. [online] [cit. 20.05.2020] DOI: [10.2307/2137845](https://doi.org/10.2307/2137845)
- CENSUS, United States Bureau, 2016. *National Intercensal Tables: 1900-1990*. [online] [cit. 20.05.2020] Získáno z: <https://www.census.gov/data/tables/time-series/demo/pest/pre-1980-national.html>
- CENSUS, United States Bureau, nedatováno. *2010 Census Data*. [online] [cit. 20.05.2020] Získáno z: <https://www.census.gov/topics/population/data.html>
- CENSUS, United States Bureau, nedatováno. *National Population Projections*. [online] [cit. 20.05.2020] Získáno z: <https://www.census.gov/topics/population/data.html>
- CENSUS, United States Bureau, nedatováno. *Population and Housing Unit Estimates ACS County-County Migration Flow*. [online] [cit. 20.05.2020] Získáno z: <https://www.census.gov/topics/population/data.html>
- CENTERS FOR DISEASE CONTROL AND PREVENTION, CDC, 2020a. *Deaths and Mortality Data are for the U.S.* [online] [cit. 12.05.2020] Získáno z: <https://www.cdc.gov/nchs/fastats/deaths.htm>
- CENTRAL INTELLIGENCE AGENCY, 2020b *Country comparison: electricity- consumption*. [online] [cit. 12.05.2020] Získáno z: <https://www.cia.gov/library/publications/the-world-factbook/rankorder/2233rank.html>
- COHEN, Philip N., 2019. The Coming Divorce Decline. *Socius Sociological Research for a Dynamic World*. roč. 5, č. 6. [online] [cit. 12.05.2020] DOI: [10.1177/2378023119873497](https://doi.org/10.1177/2378023119873497)
- COMOLLI, Chiara Ludovica, 2017. The fertility response to the Great Recession in Europe and the United States: Structural economic conditions and perceived economic uncertainty. *Demographic Research*. roč. 36, č. 1. [online] [cit. 12.05.2020] DOI: [10.4054/DemRes.2017.36.51](https://doi.org/10.4054/DemRes.2017.36.51)
- CRAMER, J., 1980. Fertility and female employment: problems of causal direction. *American Sociological Review* 45,167–190.
- Český Statistický úřad (ČSÚ), 2015. [online]. Demografická ročenka České republiky – 2015, Metodické poznámky[online]. ČSÚ [cit. 2017-03-30]. Dostupné z: <https://www.czso.cz/csu/czso/demograficka-rocenka-ceske-republiky>
- DEPILLIS, Lydia, 2018. What does America's falling birth rate mean to the economy? Just look at Arizona. *CNN Business*. [online] [cit. 12.05.2020] Získáno z: <https://money.cnn.com/2018/06/27/news/economy/arizona-birth-rates-economy/index.html>
- EDIN, Kathryn a Maria J. KEFALAS, 2005. *Promises I Can Keep: Why Poor Women Put Motherhood before Marriage*. 1. B.m.: University of California Press. [online] [cit. 12.05.2020] ISBN 978-0-520-24113-8.

- EHRENREICH, Barbara a Arlie Russell HOCHSCHILD, 2004. *Global Woman: Nannies, Maids, and Sex Workers in the New Economy*. New York: Metropolitan Book. [online] [cit. 20.05.2020] ISBN 978-0-8050-7509-0.
- ELLWOOD, David T. a Christopher JENCKS, 2004. The Uneven Spread of Single-Parent Families: What Do We Know? Where Do We Look for Answer. *Social Inequality*.
- ENGELHARDT, Henriette a Alexia PRSKAWETZ, 2002. On the Changing Correlation Between Fertility and Female Employment over Space and Time. *European Journal of Population*. roč. 20, č. 35–62. [online] [cit. 20.05.2020] Získáno z: https://is.muni.cz/el/1431/jaro2006/Z7044/um/On_the_Changing_Correlation_Between_Fertility_and_Female_Employment_over_Space_and_Time.pdf
- ENGLAND, Paula, 2005. Emerging Theories of Care Work. *Annual Review of Sociology*. [online] [cit. 20.05.2020] DOI: [10.1146/annurev.soc.31.041304.122317](https://doi.org/10.1146/annurev.soc.31.041304.122317)
- FELMLEE, D. H., 1993. The dynamic interdependence of women's employment and fertility. *Social Science Research* 22, 333–359. [online] [cit. 12.05.2020]
- FLOAM, Peter, 2010. Multinomial and ordinal logistic regression using PROC LOGISTIC. In: *Conference: Northeast SAS Users Group*. B.m.: National Development and Research Institutes, Inc. [online] [cit. 10.01.2020] Získáno z: <https://www.lexjansen.com/nesug/nesug05/an/an2.pdf>
- GALLUP, Sean, 2019. Americans are having fewer babies, and it might have to do with the economy. *Marketplace*. roč. Fertility and the economy. [online] [cit. 10.01.2020] Získáno z: <https://www.marketplace.org/2019/01/22/americans-are-having-fewer-babies-and-it-might-have-do-economy/>
- GAMMARANO, Rosina a Yves PERARDEL, 2015. Education and labour markets: Analysing global patterns with the KILM. *International Labour Organization, Key Indicators of the Labour Market 2015 (KILM)*. [online] [cit. 10.01.2020] Získáno z: https://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/---dgreports/---stat/documents/publication/wcms_424077.pdf
- GÄRTNER, M. a D. DRBOHLAV, 2012. Acculturation of expatriate executive managers in Czechia. *Geografie*, 117, No. 4, pp. 349–370.
- GLAD, 2014. *Marriage – A History of Change*. 2014. B.m.: GLBTQ Legal Advocates & Defenders. [online] [cit. 12.05.2020] Získáno z: <https://www.glad.org/wp-content/uploads/2017/01/marriage-history-of-change.pdf>
- GOLDSTEIN, Joshua R. a Catherine T. KENNEY, 2001. Marriage Delayed or Marriage Forgone? New Cohort Forecasts of First Marriage for U.S. Women. *American Sociological Review*. roč. 66, č. 4. [online] [cit. 11.04.2020] DOI: [10.2307/3088920](https://doi.org/10.2307/3088920)
- GRANOVETTER, M.S., 1974. *Getting a Job: A Study of Contacts and Careers*. Harvard University Press, Cambridge.

- GREEN, Matthew, 2013. The Supreme Court Ended Mixed-Race Marriage Bans Less than 50 Years Ago. *The Lowdown*. [online] [cit. 11.04.2020] Získáno z: <https://web.archive.org/web/20141016171345/http://blogs.kqed.org/lowdown/2013/03/24/less-than-50-years-ago-the-supreme-court-put-an-end-to-race-based-marriage-bans>
- GREENSTEIN, T., 1989. Human capital, marital and birth timing, and the postnatal labor force participation of married women. *Journal of Family Issues* 10,359–382.
- GUZZO, Karen Benjamin, 2014. Trends in Cohabitation Outcomes: Compositional Changes and Engagement Among Never-Married Young Adults. *Journal of Marriage and Family*. roč. 76, č. 4. [online] [cit. 20.05.2020] DOI: [10.1111/jomf.12123](https://doi.org/10.1111/jomf.12123)
- HANSEN, Suzy, 2001. Mixing it up. *Salon*. [online] [cit. 12.05.2020] Získáno z: <https://www.salon.com/2001/03/08/sollors/>
- HEUVELINE, Patrick a Jeffrey M. TIMBERLAKE, 2004. The Role of Cohabitation in Family Formation: The United States in Comparative Perspective. *Journal of Marriage and Family*. roč. 66, č. 5. [online] [cit. 20.05.2020] DOI: [10.1111/j.0022-2445.2004.00088.x](https://doi.org/10.1111/j.0022-2445.2004.00088.x)
- HEUVELINE, Patrick, Jeffrey M. TIMBERLAKE a Frank F. FURSTENBERG, 2003. Shifting Childrearing to Single Mothers: Results from 17 Western Countries. *Population and Development Review*. roč. 29, č. 1. [online] [cit. 12.05.2020] DOI: [10.1111/j.1728-4457.2003.00047.x](https://doi.org/10.1111/j.1728-4457.2003.00047.x)
- HOBBS, Frank a Nicole STOOPS, nedatováno. *Census 2000 Special Reports: Demographic Trends in the 20th Century*. CENSR-4. B.m.: U.S. Department of Commerce Economics and Statistics Administration U.S. CENSUS BUREAU. [online] [cit. 20.05.2020] Získáno z: <https://www.census.gov/prod/2002pubs/censr-4.pdf>
- Homeland Security, Migration information 2020. *Yearbook of Immigration Statistics 2018*. [online] [cit. 20.05.2020] Získáno z: <https://www.dhs.gov/immigration-statistics/yearbook/2018>
- HONDAGNEU-SOTELO, Pierrette a Ernestine AVILA, 1997. „I’m Here, but I’m There”: The Meanings of Latina Transnational Motherhood. *Gender & Society*. [online] [cit. 20.05.2020] Získáno z: <https://www.jstor.org/stable/190339>
- HOUT, M., 1978. The determinants of marital fertility in the United States, 1968–70: inferences from a dynamic model. *Demography* 15,139–160.
- CHERLIN, Andrew J., 1992. *Marriage, Divorce, Remarriage*. B.m.: Harvard University Press. [online] [cit. 20.05.2020] ISBN 978-0-674-55082-7.
- CHUNG, Jaeyeop, Juhyung PARK, Milim CHO a Yunhee PARK, 2015. A study on the relationships between age, work experience, cognition, and work ability in older employees working in heavy industry. *Journal of Physical Therapy Science*. roč. 27, č. 1. [online] [cit. 10.01.2020] DOI: [10.1589/jpts.27.155](https://doi.org/10.1589/jpts.27.155)

- ICPSR, 2020 *National Survey of Families and Households, Wave 1: 1987-1988, [United States]*. [online] [cit. 01.002.2020] Získáno z: <https://www.icpsr.umich.edu/web/ICPSR/series/193>
- IES NCES, 2017. *Historical summary of faculty, enrollment, degrees conferred, and finances in degree-granting postsecondary institutions: Selected years, 1869-70 through 2015-16*. Získáno z: https://nces.ed.gov/programs/digest/d17/tables/dt17_301.20.asp
- ILG, Randy E. a Steven E. HAUGEN, 2000. Earnings and employment trends in the 1990s. *Monthly Labor Review*. Získáno z: <https://www.bls.gov/opub/mlr/2000/03/art2full.pdf>
- ILMARINEN, Juhani a Jorma RANTANEN, 1999. Promotion of Work Ability During Ageing. *American Journal of Industrial Medicine Suppl.* roč. 1, č. 1. [online] [cit. 10.01.2020] DOI: [10.1002/\(SICI\)1097-0274\(199909\)36:1+<21::AID-AJIM8>3.0.CO;2-S](https://doi.org/10.1002/(SICI)1097-0274(199909)36:1+<21::AID-AJIM8>3.0.CO;2-S)
- ILMARINEN, Juhani, K. TUOMI a M. KLOCKARS, 1997. Changes in the Work Ability of Active Employees over an 11 – Year Period. *Scandinavian Journal of Work, Environment & Health*. roč. 23, č. 1.
- INSTITUT NATIONAL D'ÉTUDES DÉMOGRAPHIQUES, 2008. Total fertility (mean number of live births per woman), [online] [cit. 22.06.2020] from http://www.ined.fr/en/pop_figures/developed_countries/total_fertility/
- International Monetary Fund, 2018. Pursuing Women's Economic Empowerment. [online] [cit. 12.05.2020] Získáno z: <https://www.imf.org/en/Publications/Policy-Papers/Issues/2018/05/31/pp053118pursuing-womens-economic-empowerment>
- JASAK, Zoran, 2016. BENFORD'S LAW AND HOSMER-LEMESHOW TEST. *Journal of Mathematical Sciences: Advances and Applications*. roč. 41. [online] [cit. 10.01.2020] DOI: [10.18642/jmsaa_7100121718](https://doi.org/10.18642/jmsaa_7100121718)
- JOHNSTON, Wm. Robert, 2020. *Historical abortion statistics, United States*. [online] [cit. 12.05.2020] Získáno z: <http://www.johnstonsarchive.net/policy/abortion/ab-unitedstates.html>
- JONSSON, Stefan Hrafn a Michael S RENDALL, 2004. The Fertility Contribution of Mexican Immigration to the United States. *Demography*. roč. 41, č. 1. [online] [cit. 12.05.2020] DOI: [10.1353/dem.2004.0006](https://doi.org/10.1353/dem.2004.0006)
- KALIBOVÁ, Květa. Úvod do demografie. Učební texty. 52 s. Praha: Karolinum, 2001. ISBN 80-246-0222-9.
- KENNEDY, Sheela a Larry BUMPASS, 2008. Cohabitation and Children's Living Arrangements: New Estimates from the United States'. *Demographic Research*. roč. 19.
- KIRMEYER, Sharon E. a Brady E. HAMILTON, 2011. Childbearing differences among three generations of U.S. women. [online] [cit. 12.05.2020] *NCHS data brief*. roč. 68, č. 1–8.

- KLEIN, Herbert S., 2004. *A Population History of the United States*. B.m.: Cambridge University Press. [online] [cit. 13.03.2020] ISBN 978-1-107-61362-1.
- KLERMAN, J.A., LEIBOWITZ, A., 1999. Job continuity among new mothers. *Demography* 36, 145–155. [online] [cit. 21.04.2020]
- KOCHANEK, Kenneth D., Sherry L. MURPHY, Jiaquan XU a Elizabeth ARIAS, 2019a. *National Vital Statistics Reports: Deaths: Final Data for 2017*. 68 9. B.m.: U.S. DEPARTMENT OF HEALTH AND HUMAN SERVICES Centers for Disease Control and Prevention National Center for Health Statistics. [online] [cit. 12.06.2020] Získáno z: https://www.cdc.gov/nchs/data/nvsr/nvsr68/nvsr68_09-508.pdf
- KOCHANEK, Kenneth D., Sherry L. MURPHY, Jiaquan XU a Elizabeth ARIAS, 2019b. *National Vital Statistics Reports*. 68, 9. B.m.: Centers for Disease Control and Prevention. [online] [cit. 20.05.2020] Získáno z: https://www.cdc.gov/nchs/data/nvsr/nvsr68/nvsr68_09-508.pdf
- KREIDER, Rose M. a Diana B. ELLIOT, 2009. *Population Characteristics: America's Families and Living Arrangements: 2007*. Current Population Reports P20-561. B.m.: U.S. Department of Commerce Economics and Statistics Administration U.S. CENSUS BUREAU. [online] [cit. 20.05.2020] Získáno z: <https://www.census.gov/prod/2009pubs/p20-561.pdf>
- KREIDER, Rose M., 2005. *Household Economic Studies: Number, Timing, and Duration of Marriages and Divorces: 2001*. Current Population Reports P70-97. B.m.: U.S. Department of Commerce Economics and Statistics Administration U.S. CENSUS BUREAU. [online] [cit. 20.05.2020] Získáno z: <http://www.census.gov/prod/2005pubs/p70-97.pdf>
- LANDALE, Nancy S., R. Salvador OROPESA a Christina BRADATAN, 2006. Hispanic Families in the United States: Family Structure and Process in an Era of Family Change. In: M TIENDA a F MITCHELL *Hispanics and the Future of America*. [online] [cit. 20.05.2020] Získáno z: <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/books/NBK19902/>
- LARSEN, Luke J., 2004. *Population Characteristics: The Foreign-Born Population in the United States: 2003*. Current Population Reports P20-551. B.m.: U.S. Department of Commerce Economics and Statistics Administration U.S. CENSUS BUREAU. [online] [cit. 20.05.2020] Získáno z: <https://www.census.gov/prod/2004pubs/p20-551.pdf>
- LEÓN, Alexis, 2006. The Effect of Education on Fertility: Evidence from Compulsory Schooling Laws. [online] [cit. 10.01.2020] Získáno z: <https://core.ac.uk/download/pdf/6388153.pdf>
- LICHTER, Daniel T. a Z. QIAN, 2005. Marriage and family in a multiracial society. *American People, The: Census 2000*.
- LUNDBERG, Shelly, Robert A. POLLAK a Jenna STEARNS, 2016. Family Inequality: Diverging Patterns in Marriage, Cohabitation, and Childbearing †. *Journal of Economic Perspectives*. roč. 30, č. 2. [online] [cit. 20.05.2020] DOI: [10.1257/jep.30.2.79](https://doi.org/10.1257/jep.30.2.79)

- MACDORMAN, Marian F. a T.J. MATHEWS, 2008. Recent Trends in Infant Mortality in the United States. *NCHS data brief*. roč. 9, č. 9. [online] [cit. 12.05.2020] DOI: [10.1037/e565122009-001](https://doi.org/10.1037/e565122009-001)
- MARTIN, Joyce A., Brady E. HAMILTON, Michelle J.K. OSTERMAN a Anne K. DRISCOLL, 2019. *National Vital Statistics Reports: Births: Final Data for 2018*. 68–13. B.m.: U.S. DEPARTMENT OF HEALTH AND HUMAN SERVICES Centers for Disease Control and Prevention National Center for Health Statistics. [online] [cit. 20.05.2020] Získáno z: https://www.cdc.gov/nchs/data/nvsr/nvsr68/nvsr68_13-508.pdf
- MARTIN, Joyce A., Brady E. HAMILTON, Paul D. SUTTON, Stephanie J. VENTURA, Fay MENACKER, Sharon KIRMEYER a T.J. MATHEWS, 2009. *National Vital Statistics Reports: Births: Final Data for 2006*. 57–7. B.m.: U.S. DEPARTMENT OF HEALTH AND HUMAN SERVICES Centers for Disease Control and Prevention National Center for Health Statistics. [online] [cit. 12.05.2020] Získáno z: https://www.cdc.gov/nchs/data/nvsr/nvsr57/nvsr57_07.pdf
- MARTIN, Steven P., 2004. Women's education and family timing: Outcomes and trends associated with age at marriage and first birth. *Social Inequality*.
- MARTIN, Steven P., 2006. Trends in Marital Dissolution by Women's Education in the United States. *Demographic Research*. roč. 15, č. 20. [online] [cit. 20.05.2020] DOI: [10.4054/DemRes.2006.15.20](https://doi.org/10.4054/DemRes.2006.15.20)
- MATHER, Mark, 2012. The Decline in U.S. Fertility. *Population Reference Bureau*. [online] [cit. 20.05.2020] Získáno z: <https://www.prb.org/us-fertility/>
- MATHEWS, T.J. a Stephanie J. VENTURA, 1997. Birth and Fertility Rates by Educational Attainment: United States, 1994. *Monthly Vital Statistic Report*. roč. 45, č. 10. [online] [cit. 20.05.2020] Získáno z: https://www.cdc.gov/nchs/data/mvsvr/supp/mv45_10s.pdf
- MCFADDEN, Daniel, 1974. Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behavior. In: *Frontiers in econometrics*. B.m.: New York: Academic Press. [online] [cit. 10.01.2020] ISBN 0-12-776150-0.
- MCLANAHAN, S.S., SORENSEN, A., WATSON, D., 1989. Sex differences in poverty. *Signs* 15, 102–122.
- MCLANAHAN, Sara a Julia ADAMS, 1987. Parenthood and Psychological Well-Being. *Annual Review of Sociology*. roč. 13. [online] [cit. 10.01.2020] DOI: [10.1146/annurev.so.13.080187.001321](https://doi.org/10.1146/annurev.so.13.080187.001321)
- MCLANAHAN, Sara, 2004. Diverging Destinies: How Children Are Faring under the Second Demographic Transition. *Demography*. roč. 41, č. 4. [online] [cit. 20.05.2020] Získáno z: <https://www.jstor.org/stable/1515222>
- MOŠNA, Pavel, 2011. *Porovnání populačního vývoje USA a Kanady*. B.m. Bakalářská práce. UK, Přírodovědecká fakulta, Katedra demografie a geodemografie.

- MUNCH, A., MCPHERSON, J.M., SMITH-LOVIN, L., 1997. The effects of childrearing for men and women. *American Sociological Review* 62,509–520.
- NCHS U.S. Bureau of the Census, 2008 Table 2B: Primary child care arrangements of preschoolers under 5 years old living with employed mothers by selected characteristics: Spring 2005. Retrieved August 21, 2008, [online] [cit. 12.05.2020] from <http://www.census.gov/population/socdemo/child/ppl-2005/tab02B.xls>
- NCHS U.S. Bureau of the Census, 2009. Table MS-2. Estimated median age at first marriage, by sex: 1890 to the present. Families and Living Arrangements, [online] [cit. 20.05.2020] from <http://www.census.gov/population/socdemo/hh-fam/ms2.xls>
- NCHS U.S. National Center for Health Statistics, 2005. Number and percent of births to unmarried women, by race and Hispanic origin: United States, 1940–2000, [online] [cit. 12.05.2020] from <http://www.cdc.gov/nchs/data/statab/t001x17.pdf>
- NOACK, Turid a Lars ØSTBY, 1981. *Fertility among Norwegian women: Results from the fertility survey 1977*. Samfunnøkonomiske studier, 49. ISBN 82-537-1621-4. [online] [cit. 12.05.2020] Získáno z: https://www.ssb.no/a/histstat/sos/sos_049.pdf
- NSFG, 2020. *National Survey of Family Growth*. 2020. B.m.: Centers for Disease Control and Prevention. [online] [cit. 20.05.2020] Získáno z: https://www.cdc.gov/nchs/nsfg/index.htm?CDC_AA_refVal=https%3A%2F%2Fwww.cdc.gov%2Fnchs%2Fnsfg.htm
- O'CONNELL, M., BACHU, A., 1987. Fertility of American women. June 1986, Current Population Report Series P-20, No. 421. Government Printing Office, Washington, DC. [online] [cit. 12.05.2020]
- OMRAN, nedatováno. The Epidemiologic Transition: A Theory of the Epidemiology of Population Change. [online] [cit. 12.05.2020] DOI: [10.1111/j.1468-0009.2005.00398.x](https://doi.org/10.1111/j.1468-0009.2005.00398.x)
- OROPESA, R. S., Daniel T. LICHTER a Robert N. ANDERSON, 1994. Marriage Markets and the Paradox of Mexican American Nuptiality. *Journal of Marriage and Family*. roč. 56, č. 4. [online] [cit. 20.05.2020] DOI: [10.2307/353601](https://doi.org/10.2307/353601)
- OROPESA, RS a Nancy S. LANDALE, 2004. The Future of Marriage and Hispanics. *Journal of Marriage and Family*. roč. 66, č. 4. [online] [cit. 20.05.2020] DOI: [10.1111/j.0022-2445.2004.00061.x](https://doi.org/10.1111/j.0022-2445.2004.00061.x)
- OSTERTAGOVÁ, Eva, Oskar OSTERTAG a Jozef KOVÁČ, 2014. Methodology and Application of the Kruskal-Wallis Test. *Applied Mechanics and Materials*. [online] [cit. 10.01.2020] DOI: [10.4028/www.scientific.net/AMM.611.115](https://doi.org/10.4028/www.scientific.net/AMM.611.115)
- PAGER, Devah, Bonikowski BONIKOWSKI a Bruce WESTERN, 2009. Discrimination in a Low-Wage Labor Market: A Field Experiment. *American Sociological Review*. [online] [cit. 20.05.2020] DOI: [10.1177/000312240907400505](https://doi.org/10.1177/000312240907400505)
- PARREÑAS, Rhacel Salazar, 2001. Mothering from a Distance: Emotions, Gender, and Intergenerational Relations in Filipino Transnational Families. *Feminist Studies*. [online] [cit. 20.05.2020] DOI: [10.2307/3178765](https://doi.org/10.2307/3178765)

- PAVLÍK, Zdeněk, Jitka RYCHTÁŘOVÁ a Alena ŠUBRTOVÁ, 1986. *Základy demografie*. B.m.: Praha: Academia.
- PERELLI-HARRIS, Brienna a Mark AMOS, 2016. Partnership Patterns in the United States and across Europe: The Role of Education and Country Context. *Social Forces*. [online] [cit. 20.05.2020] DOI: [10.1093/sf/sow054](https://doi.org/10.1093/sf/sow054)
- PERELLI-HARRIS, Brienna, 2013. The heterogeneity of relationship patterns: An examination of 15 countries using latent class growth models. *ESRC Centre for Population Change Working Paper Series*. ISSN 2042-4116. [online] [cit. 20.05.2020] Získáno z: <https://eprints.soton.ac.uk/354980/>
- POLACHEK, S.W., 1981. Occupational self selection: a human capital approach to sex differences in occupational structure. *Review of Economics and Statistics* 58,60–69. [online] [cit. 12.05.2020]
- PROPPER, Carol, Kjell G. SALVANES a Karin MONSTAD, 2008. Education and Fertility: Evidence from a Natural Experiment. *Scandinavian Journal of Economics*. roč. 110, č. 4. [online] [cit. 12.05.2020] DOI: [10.1111/j.1467-9442.2008.00563.x](https://doi.org/10.1111/j.1467-9442.2008.00563.x)
- RALEY, Kelly a Larry BUMPASS, 2003. The topography of the divorce plateau: Levels and trends in union stability in the United States after 1980. *Demographic Research*. roč. 8.
- RALEY, Kelly, Elizabeth DURDEN a Elizabeth WILDSMITH, 2004. Understanding Mexican-American Marriage Patterns Using a Life-Course Approach. *Social Science Quarterly*. roč. 85, č. 4. [online] [cit. 20.05.2020] DOI: [10.1111/j.0038-4941.2004.00249.x](https://doi.org/10.1111/j.0038-4941.2004.00249.x)
- RALEY, R. Kelly, Megan M. SWEENEY a Danielle WONDRA, 2015. The Growing Racial and Ethnic Divide in U.S. Marriage Patterns. *The Future of Children*. [online] [cit. 20.05.2020] DOI: [10.1353/foc.2015.0014](https://doi.org/10.1353/foc.2015.0014)
- RIACH, P.A. a J. RICH, 2002. Field Experiments of Discrimination in the Market Place. *The Economic Journal*. roč. 112, č. 483. [online] [cit. 20.05.2020] Získáno z: <https://www.jstor.org/stable/798458>
- RIDDELL, W. Craig a Xueda SONG, 2011. The Impact of Education on Unemployment Incidence and Re-employment Success: Evidence from the U.S. Labour Market. *Discussion Paper*. roč. 5572. [online] [cit. 12.05.2020] Získáno z: <http://ftp.iza.org/dp5572.pdf>
- SAS Institute Inc., 2013. *SAS/STAT® 13.1 User's Guide The LOGISTIC Procedure*. B.m.: SAS/STAT®. [online] [cit. 10.01.2020] Získáno z: <https://support.sas.com/documentation/onlinedoc/stat/131/logistic.pdf>
- SASSLER, Sharon a A. J. MILLER, nedatováno. Cohabitation Nation: Gender, Class, and the Remaking of Relationships. *University of California Press*. [online] [cit. 20.05.2020] DOI: [10.1525/9780520962101](https://doi.org/10.1525/9780520962101)

- SCHOEN, Robert a Nicola STANDISH, 2001. The Retrenchment of Marriage: Results from Marital Status Life Tables for the United States, 1995. *Population and Development Review*. roč. 27, č. 3. [online] [cit. 20.05.2020] DOI: [10.1111/j.1728-4457.2001.00553.x](https://doi.org/10.1111/j.1728-4457.2001.00553.x)
- SCHWARTZ, Christine R. a Robert D. MARE, 2005. Trends in Educational Assortative Marriage From 1940 to 2003. *Demography*. roč. 42, č. 4. [online] [cit. 12.05.2020] DOI: [10.1353/dem.2005.0036](https://doi.org/10.1353/dem.2005.0036)
- SCHWEIZER, Valerie, 2020. First Marriage Rate in the U.S., 2018. *Family Profile*. roč. 20, č. 1, Bowling Green, OH: National Center for Family & Marriage Research. [online] [cit. 20.05.2020] DOI: [10.25035/ncfmr/fp-20-01](https://doi.org/10.25035/ncfmr/fp-20-01)
- SIEGEL, Christian, 2012. Female Employment and Fertility – The Effects of Rising Female Wages. *CEP Discussion Paper No 1156*. ISSN 2042-2695. [online] [cit. 10.01.2020]
- SIMMONS, Tavia a Martin O'CONNELL, 2003. *Census 2000 Special Reports: Married-Couple and Unmarried-Partner Households: 2000*. CENSR-5. B.m.: U.S.Department of Commerce Economics and Statistics Administration U.S. CENSUS BUREAU. [online] [cit. 20.05.2020] Získáno z: <https://www.census.gov/prod/2003pubs/censr-5.pdf>
- SMITH-LOVIN, L., Tickamyer, A., 1978. Nonrecursive models of labor force participation, fertility behavior and sex role attitudes. *American Sociological Review* 43,541–557.
- SPAIN, D. a S. M., BIANCHI, 1996. *Balancing Act: Motherhood, Marriage, and Employment Among American Women*. Russell Sage, New York.
- STEVENSON, Betsey a Justin WOLFERS, nedatováno. Trends in marital stability. *Research Handbook On The Economics Of Family Law*. [online] [cit. 20.05.2020] DOI: [10.4337/9780857930644.00009](https://doi.org/10.4337/9780857930644.00009)
- STROHM, Charles Q, Judith A SELTZER, Susan D COCHRAN a Vickie M MAYS, 2009. „Living Apart Together”: Relationships in the United States. *Demographic Research*. roč. 21, č. 7. [online] [cit. 20.05.2020] DOI: [10.4054/DemRes.2009.21.7](https://doi.org/10.4054/DemRes.2009.21.7)
- SYSE, Astri, Bjorn H. STRAND, Oyvind NAESS, Ólöf Anna STEINGRÍMSDÓTTIR a Bernadette N. KUMAR, 2016. Differences in all-cause mortality: a comparison between immigrants and the host population in Norway 1990–2012. *Demographic Research*. [online] [cit. 20.05.2020] DOI: [10.4054/DemRes.2016.34.22](https://doi.org/10.4054/DemRes.2016.34.22)
- TEACHMAN, Jay D., Lucky M. TEDROW a Kyle D. CROWDER, 2004. The Changing Demography of America's Families. *Journal of Marriage and the Family*. [online] [cit. 20.05.2020] DOI: [10.1111/j.1741-3737.2000.01234.x](https://doi.org/10.1111/j.1741-3737.2000.01234.x)
- The World Bank, 2020. *Life expectancy at birth, total (years) - United States*. Získáno z: https://data.worldbank.org/indicator/SP.DYN.LE00.IN?locations=US&most_recent_value_desc=false
- TYREE, A. a K. M. DONATO, 1985. The sex composition of legal immigrants to the United States. *Sociology and social research*. roč. 69.

- U.S. Bureau of Labor Statistics, 2020. *Employed full time: Median usual weekly real earnings: Wage and salary workers: 16 years and over: Women [LES1252882800Q]*. B.m.: FRED, Federal Reserve Bank of St. Louis. [online] [cit. 10.05.2020] Získáno z: <https://fred.stlouisfed.org/series/LES1252882800Q>
- U.S. DEPARTMENT OF COMMERCE ECONOMICS AND STATISTICS ADMINISTRATION U.S. CENSUS BUREAU, 2007. *Statistical Abstract of the United States: 2008*. B.m.: Bernan Press. [online] [cit. 20.05.2020] ISBN 978-1-59888-181-3.
- UN data, 2019 *Infant deaths by sex and urban/rural residence*. [online] [cit. 20.05.2020] Získáno z: <http://data.un.org/Data.aspx?d=POP&f=tableCode%3a9>
- UN data, 2019 *Population by age, sex and urban/rural residence*. [online] [cit. 20.05.2020] Získáno z: <http://data.un.org/Explorer.aspx?d=POP&f=tableCode%3a22>
- United Nations, 2019. *U.S. Birth Rate 1950-2020*. [online] [cit. 20.05.2020] Získáno z: <https://www.macrotrends.net/countries/USA/united-states/birth-rate>
- USAGov, 2019. *Data and Statistics about the U.S.* Získáno z: <https://www.usa.gov/statistics>
- VALLIN, Jacques a France MESLÉ, 2004. Convergences and divergences in mortality. A new approach to health transition. *Demographic Research*. roč. 2, č. 2. [online] [cit. 12.05.2020] DOI: [10.4054/DemRes.2004.S2.2](https://doi.org/10.4054/DemRes.2004.S2.2)
- VANDESCHRIK, Christophe. *Demografická analýza*. Praha: Univerzita Karlova, 2000, 203 s. ISBN 8090268641.
- VENTURA, Stephanie J. a Christine A. BACHRACH, 2000. *National Vital Statistics Reports: Nonmarital Childbearing in the United States, 1940–99*. 48–16. B.m.: U.S. DEPARTMENT OF HEALTH AND HUMAN SERVICES Centers for Disease Control and Prevention National Center for Health Statistics. [online] [cit. 13.07.2020] Získáno z: https://www.cdc.gov/nchs/data/nvsr/nvsr48/nvs48_16.pdf
- VENTURA, Stephanie J., 2009. *NCHS Data Brief: Changing Patterns of Nonmarital Childbearing in the United States*. 18. B.m.: U.S. DEPARTMENT OF HEALTH AND HUMAN SERVICES Centers for Disease Control and Prevention National Center for Health Statistics. [online] [cit. 20.05.2020] Získáno z: <https://www.cdc.gov/nchs/data/databriefs/db18.pdf>
- VINCENT, Grayson K. a Victoria A. VELKOF, 2010. *Population Estimates and Projections: THE NEXT FOUR DECADES The Older Population in the United States: 2010 to 2050*. Current Population Reports P25-1138. B.m.: U.S. Department of Commerce Economics and Statistics Administration U.S. CENSUS BUREAU. [online] [cit. 20.05.2020] Získáno z: <https://www.census.gov/prod/2010pubs/p25-1138.pdf>
- WAITE, L., STOLZENBERG, R., 1976. Intended childbearing and labor force participation of young women: insights from nonrecursive models. *American Sociological Review* 41,235–252.

- WAITE, Linda J.; GOLDSHEIDER, Frances K., 1992. Work in the Home: The Productive Context of Family Relationships. In: South, Scott J.; Tolnay, Stewart E., editors. *The Changing American Family*. Boulder, CO: Westview Press. p. 267-300.
- WALKER, J.A., 2001. Adolescents_ expectations regarding birth outcomes. In: Michael, R.T. (Ed.), *Social Awakening: Adolescent Behavior as Adulthood Approaches*. Russell Sage, New York (Chapter 7).
- WASEM, Ruth Ellen, 2012. U.S. Immigration Policy on Permanent Admissions. *CRS Report for Congress*. [online] [cit. 20.05.2020] Získáno z: <https://www.everycrsreport.com/reports/RL32235.html>
- WILLIAMS, C., 1995. *Still a Man_s World*. University of California Press, Berkeley. [online] [cit. 12.05.2020]
- WOLBERS, Maarten H. J., 2000. The Effects of Level of Education on Mobility between Employment and Unemployment in the Netherlands. *European Sociological Review* [online] [cit. 20.05.2020] Dostupné z: doi:10.1093/esr/16.2.185
- YOUSEFY, Alireza a Maryam BARATALI, 2011. Women, Employment and Higher education schoolings. *Procedia – Social and Behavioral Sciences*. roč. 15. ISSN 1877-0428. [online] [cit. 12.11.2020] DOI: [10.1016/j.sbspro.2011.04.386](https://doi.org/10.1016/j.sbspro.2011.04.386)
- ZLÁMAL, Filip, 2013. *Logistická regrese v R*. B.m. Bakalářská práce. Přírodovědecká fakulta, Masarykova univerzita, Ústav matematiky a statistiky. [online] [cit. 10.10.2020] Získáno z: https://is.muni.cz/th/jkx3p/bakalarska_prace_Filip_Zlamal.pdf
- ZSCHIRNT, Eva a Didier RUEDIN, 2016. Ethnic discrimination in hiring decisions: a meta-analysis of correspondence tests 1990–2015. *Journal of Ethnic and Migration Studies*. roč. 42. [online] [cit. 20.05.2020] DOI: [10.1080/1369183X.2015.1133279](https://doi.org/10.1080/1369183X.2015.1133279)

Přílohy

Příloha 1 – Popis, definice a vzorce použitých demografických ukazatelů pro popis populačního vývoje.

Popis pohlavně-věkové struktury a početního stavu obyvatelstva USA je realizován pomocí počtu obyvatel k 1. 1. daného roku vždy dle dokončeného věku. Pro popis struktury obyvatelstva podle pohlaví je také využit index maskulinity (*ima*) a je vypočítán dle vzorce:

$$ima = \frac{P^m}{P^{\bar{z}}} \times 100,$$

kde P^m je počet mužů a $P^{\bar{z}}$ je počet žen v populaci P , vyjádřený na 100 žen (Kalibová, 2001, s. 17 – dle vlastního značení).

Úroveň přirozené reprodukce je popsána pomocí hrubé míry přirozeného přírůstku (*hmpp*). Hrubá míra přirozeného přírůstku (*hmpp*) vyjadřuje poměr mezi absolutním přirozeným přírůstkem nebo úbytkem a středním stavem populace ve studovaném roce na tisíc obyvatel středního stavu a počítá se následujícím způsobem:

$$hmpp = \frac{N^v - D}{P_{1.7.}} \times 1000,$$

kde je absolutní přirozený přírůstek rozdílem mezi absolutním počtem živě narozených N^v a absolutním počtem zemřelých D za určité časové období, a $P_{1.7.}$ je střední stav populace ve studovaném časovém úseku (Kalibová, 2001, s. 34 – dle vlastního značení). Hodnoty *hmpp* jsou ovlivněny věkovou strukturou populace, což ovlivňuje vypovídací schopnost všech hrubých ukazatelů.

Pro vytvoření věkových pyramid jsou použité počty obyvatel dle jednotek věku a pohlaví. Použité jsou podíly obyvatel ve 3 věkových skupinách. Věkové hranice jsou nastavené podle Kalibové (2001, s. 18). První skupinou je dětská složka, tzn. osoby ve věku 0–14 let. Druhou skupinou je reprodukční složka, která je určena z hlediska statistických účelů rodivým věkem žen, tzn. osoby ve věku 15–49 let a poslední skupinou je postreprodukční složka zahrnující osoby starší 50 let včetně. Podíly obyvatelstva jsou vyjádřené v procentech a jsou vypočtené dle vzorce:

$$P_x^{r,\bar{z}} = \frac{P_x^{\bar{z}}}{\sum P_x} \times 100, \quad P_x^{r,m} = \frac{P_x^m}{\sum P_x} \times 100,$$

kde $P_x^{\bar{z}}$ je absolutní počet žen v daném dokončeném věku, P_x^m je absolutní počet mužů v daném dokončeném věku x , a $\sum P_x$ je celkový počet obyvatel. Také jsou okrajově zmíněné podíly obyvatel starších 67 let. Daný věk je zvolen proto, že 67 let je v USA aktuální věk odchodu do důchodu, což je důležitým mezerníkem, pokud jde o ekonomickou aktivitu obyvatelstva a je vypočten obdobně jako předchozí podíly.

Intenzita stárnutí je vyjádřena vývojem hodnot indexu stáří (*is*). Vypočítané podíly obyvatel ve výše uvedených 3 věkových skupinách jsou aplikované pro výpočet indexu stáří. Index stáří udává počet obyvatel starších 50 let na 100 osob ve věku 0–14 let (Kalibová, 2001, s. 19 – dle vlastního značení) a je vypočten následovně:

$$iS = \frac{P_{50+}}{P_{0-14}} \times 100,$$

kde P_{50+} je absolutní počet obyvatel ve věku 50 a více let a P_{0-14} je absolutní počet osob v dětské složce ve věku 0–14 let (Kalibová, 2001, s. 19 – dle vlastního značení).

Z hlediska ekonomické aktivity jedinců na trhu práce dává přehled o struktuře populace index ekonomického zatížení (*iez*), který je také vhodný pro popis věkové struktury populace. Index ekonomického zatížení popisuje vztah mezi ekonomicky aktivní složkou nadefinovanou počtem osob ve věku 15–64 let a ekonomicky závislou složkou populace ve věku do 14 let a starších 65 let a je vypočten následovně:

$$iez = \frac{P_{0-14} + P_{65+}}{P_{15-64}} \times 100,$$

kde v čitateli je součet absolutního počtu osob ve věku 0–14 (P_{0-14}) a absolutního počtu osob starších 65 let (P_{65+}) a ve jmenovateli je absolutní počet osob ve věku 15–64 (P_{15-64}), tj. ekonomicky aktivní složka populace (Kalibová, 2001, s. 19 – dle vlastního značení).

Kromě výše zmíněných ukazatelů je věková struktura popsána pomocí mediánového věku obyvatel (\tilde{x}). Preference mediánového věku obyvatel před průměrným věkem obyvatel je dána výhodou eliminace vlivu odlehlých hodnot, tedy je méně náchylný vůči zkreslení věkovou strukturou. Mediánový věk je vždy nižší než průměrný věk a udává věk, kterého by dosáhla polovina zkoumané populace daného území (Kalibová, 2001, s. 19). Je vypočten podle následujícího vzorce:

$$\tilde{x} = \frac{x\left(\frac{n}{2}\right) + x\left(\frac{n}{2}+1\right)}{2} - \text{pro } n \text{ sudé}; \quad \tilde{x} = x\left(\frac{n+1}{2}\right) - \text{pro } n \text{ liché}.$$

V daném případě vyšetřovanou veličinou x je věk, n je symbol označující počet pozorování a dolní index u veličiny x vyjadřuje pořadí ve variační řadě (Zvára, 2008, s. 19 – dle vlastního značení).

Úmrtnost v USA je popsána vývojem hodnot absolutního počtu zemřelých, hrubé míry úmrtnosti, intenzit úmrtnosti podle věku a pohlaví, intenzit kojenecké úmrtnosti, naděje dožití při narození pro obě pohlaví odděleně.

Nejjednodušším ukazatelem je hrubá míra úmrtnosti (*hmú*), která vyjadřuje poměr mezi absolutním počtem zemřelých ke střednímu stavu obyvatel ve studované populaci ve sledovaném kalendářním roce a počítá se podle vzorce:

$$hmú = \frac{D}{P_{1.7}} \times 1000,$$

kde D je celkový počet zemřelých osob z jednotlivých generací v různém věku a $P_{1.7}$ je střední stav dané populace (Kalibová, 2001, s. 21 – dle vlastního značení).

V určitých věkových skupinách intenzita úmrtnosti se liší i podle pohlaví, proto se dále úmrtnost popisuje pomocí měr úmrtnosti podle věku a pohlaví ($ú_x^z$, $ú_x^m$). Míra úmrtnosti ve věku x udává počet zemřelých ve věku x z 1000 žijících ve věku x , a je vypočtena následujícím způsobem:

$$ú_x^z = \frac{D_x^z}{P_x^z} \times 1000; \quad ú_x^m = \frac{D_x^m}{P_x^m} \times 1000,$$

kde $D_x^{\bar{z}}$ je absolutní počet zemřelých žen ve věku x , D_x^m je absolutní počet zemřelých mužů ve věku x , $P_x^{\bar{z}}$ je absolutní počet žijících žen ve věku x a P_x^m je absolutní počet žijících mužů ve věku x (Kalibová, 2001, s. 21 – dle vlastního značení).

Úroveň úmrtnosti v prvním roce života je vyjádřena kvocientem kojenecké úmrtnosti (ku), který udává počet zemřelých v dokončeném věku 0 na 1000 živě narozených dětí ve studovaném kalendářním roce a počítá se následovně:

$$ku = \frac{D_0}{N^v} \times 1000,$$

kde D_0 je absolutní počet zemřelých v dokončeném věku 0 a N^v je celkový počet živě narozených dětí ve daném kalendářním roce (Kalibová, 2001, s. 21 – dle vlastního značení).

Souhrnným ukazatelem vystihujícím úroveň úmrtnosti ve sledované populaci je střední délka života při narození neboli naděje dožití při narození (e_0). Naději dožití při narození spolu s kvocientem kojenecké úmrtnosti charakterizují jak úmrtnostní poměry v populaci, tak jsou vhodné pro mezinárodní porovnání kulturní a životní úrovně daného území. Naději dožití při narození lze definovat jako průměrný počet let, který zbývá prožít osobě při narození, pokud je po celou dobu svého života vystavena současným úmrtnostním podmínkám a vypočítán je dle vzorce:

$$e_0 = \frac{T_0}{l_0},$$

kde T_0 je ukazatel úmrtnostní tabulky a vyjadřuje počet „člověkolet“, jaký má zkoumaná populace před sebou ve věku 0, a l_0 je tabulkový počet dožívajících ve věku 0 (Kalibová, 2001, s. 25 – dle vlastního značení).

S cílem eliminaci vlivu věkové struktury, je použita standardizovaná míra úmrtnosti. Pro dosažení standardizované míry úmrtnosti je využita metoda přímé standardizace odděleně pro obě pohlaví. Metoda standardizace aplikuje populaci standardní na věkově specifické míry úmrtnosti reálné populace. Jako standard je zvolena věková struktura standardní populace USA (Bureau, U.S.). Standardizované míry úmrtnosti jsou vypočteny podle vztahu (Pavlík et al., 1986, s. 159):

$${}^{pst}hmú = \sum_0^{85+} u_{x,x+n} \frac{P_{x,x+n}^{st}}{P^{st}},$$

kde ${}^{pst}hmú$ je přímo standardizovaná míra úmrtnosti, $P_{x,x+n}^{st}$ je počet obyvatel ve standardní populaci ve věkovém intervalu $x, x+n$, P^{st} celkový počet žijících ve standardní populaci, $u_{x,x+n}$ je specifická míra úmrtnosti v intervalu $x, x+n$.

Proces porodnosti a jeho výsledný efekt tedy úroveň plodnosti, je popsána pomocí 6 ukazatelů. Pomocí absolutního počtu živě narozených dětí, hrubé míry porodnosti, měř plodnosti žen podle věku, úhrnné plodnosti žen, průměrného věku matky při narození prvního dítěte a podílu dětí živě narozených podle rodinného stavu matky je získán přehled o úrovni plodnosti.

Hrubá míra porodnosti žen (hmp) ukazuje poměr mezi počtem živě narozených dětí a středním stavem obyvatelstva v ročním omezení a je vypočtena podle níže uvedeného vzorce:

$$hmp = \frac{N^v}{P_{1.7.}} \times 1000,$$

kde N^v je počet živě narozených dětí v daném roce a $P_{1.7.}$ je střední stav obyvatelstva v daném roce (Kalibová, 2001, s. 27 – dle vlastního značení).

Intenzity plodnosti v reprodukčním období žen od 15–49 let jsou relativně odlišné a proměnlivé v čase, proto úroveň plodnosti je popsána podrobněji, pomocí specifických měr plodnosti. Míry plodnosti žen podle věku nebo specifické míry plodnosti žen (f_x) ukazují počet živě narozených dětí ženám v reprodukčním věku x na 1 000 žen středního stavu v reprodukčním věku x a jejich výpočet je podle následujícího vzorce:

$$f_x = \frac{N_x^v}{P_{1.7.}^{\bar{x}} x} \times 1000,$$

kde N_x^v je absolutní počet živě narozených dětí ženám v reprodukčním věku x a $P_{1.7.}^{\bar{x}} x$ je střední stav žen v reprodukčním věku x (Kalibová, 2001, s. 28 – dle vlastního značení).

Úhrnná plodnost ($úp$) žen popisuje úroveň plodnosti žen z transverzálního pohledu a udává, kolik v průměru dětí by se narodilo 1 ženě ve věku 15–49 let, kdyby hodnoty měr plodnosti žen podle věku zůstaly neměnné po dobu 35 let. Vzorec pro výpočet úhrnné plodnosti je:

$$úp = \sum f_x,$$

kde $\sum f_x$ je součet všech měr plodnosti žen podle věku x (Kalibová, 2001, s. 28 – dle vlastního značení).

Popis načasování plodnosti je realizován pomocí průměrného věku matky při narození (\bar{x}^z) a průměrný věk matky při narození prvního dítěte ($\bar{x}^{z,1}$), který je de facto váženým průměrem věků x , a měr plodnosti žen podle věku jsou váhy. Vzorce pro výpočet jsou:

$$\bar{x}^z = \frac{\sum f_x \times x}{\sum f_x}; \quad \bar{x}^{z,1} = \frac{\sum f_x^1 \times x}{\sum f_x^1},$$

kde je f_x je míra plodnosti žen v daném věku a f_x^1 je míra plodnosti žen při porodu prvního pořadí v daném věku x (Vandeschrick, 2000, s. 90 – dle vlastního značení).

Posledním ukazatelem je podíl dětí živě narozených podle rodinného stavu matky. Daný podíl je neméně důležitou charakteristikou plodnosti, protože může zachytit častěji rozšířené alternativní formy soužití. Tento ukazatel je vyjádřen v procentech a udává podíl živě narozených dětí, které se narodily matkám v manželství, a matkám s jiným statutem rodinného stavu (zaleží na kvalitě statistických dat daného území). Je vypočten níže uvedeným způsobem:

$$N_m^v = \frac{N^{v,m}}{N^v} \times 100, \quad N_s^v = \frac{N^{v,s}}{N^v} \times 100$$

kde $N^{v,m}$ je počet živě narozených dětí, které se narodily matkám v manželství; $N^{v,s}$ je počet živě narozených dětí, které se narodily svobodným matkám; N^v je celkový počet živě narozených dětí.

Stejně tak jako i předchozí demografické procesy, proces potratovosti je nejdříve popsán absolutním počtem umělých přerušení těhotenství (ÚPT). Poté následuje obecná míra potratovosti ($ompo$) definována jako počet potratů na 1000 žen v reprodukčním věku. Pro výpočet je použit následující vzorec:

$$ompo = \frac{A}{P_{15-49}^z} \times 1000,$$

kde A je celkový počet potratů a P_{15-49}^z je absolutní počet žen ve věku 15–49 let (Kalibová, 2001, s. 29 – dle vlastního značení). Hodnocení intenzity potratovosti je také charakterizováno pomocí indexu potratovosti (*ipo*). Index potratovosti je poměr počtu potratů a počtu narozených dětí ve sledovaném období a je vypočítán takto:

$$ipo = \frac{A}{N} \times 1000,$$

kde A je celkový počet potratů a N je počet narozených dětí (Kalibová, 2001, s. 30 – dle vlastního značení).

Proces sňatečnosti je popsán pomocí 4 charakteristik absolutního počtu sňatků, podílu vdaných žen a ženatých mužů dle věku, hrubé míry sňatečnosti a průměrný věk při sňatku. První je absolutní počet sňatků ve studované populaci.

Hrubá míra sňatečnosti (*hmsň*) – nejjednodušší ukazatel sňatečnosti je vypočítán jako počet sňatků v kalendářním roce na 1000 obyvatel podle stavu 1. 7. daného kalendářního roku.

$$hmsň = \frac{S}{P_{1.7.}} \times 1000,$$

kde S je celkový počet sňatků v daném kalendářním roce z jednotlivých generací v různém věku a $P_{1.7.}$ je střední stav dané populace (Kalibová, 2001, s. 21 – dle vlastního značení). Tento ukazatel je ovlivněn nejen intenzitou sňatečnosti, ale i strukturou obyvatelstva podle rodinného stavu a věku. Podíly vdaných a ženatých podle věku jsou vypočtené v poměru k celkovému počtu osob v dané věkové skupině. Důležitou veličinou při hodnocení sňatečnosti je věk jedince při uzavření sňatku (Pavlík et al., 1986), který může být vypočten zvlášť pro obě pohlaví a také podle pořadí uzavřeného manželství. Dále je popsán vzorec pro průměrný věk při uzavření prvního manželství konstruovaný odděleně pro pohlaví (\bar{x}^s), a který je citlivý na změny ve vývoji sňatečnosti, zejména v aktuální situaci posouvání vstupu do manželství do pozdějšího věku. Průměrný věk při uzavření prvního sňatku poskytuje prvotní představu o načasování vstupu do manželství v dané populaci. Průměrný věk při uzavření prvního sňatku je vypočítán z rozložení tabulkové funkce d_x^m :

$$\bar{x}^s = \frac{\sum_{15}^{49} (x+1) \times d_x^m}{\sum_{15}^{49} d_x^m},$$

kde d_x^m je tabulkový počet prvních sňatků svobodných osob daného pohlaví v průběhu roku

a x je věk na počátku roku (Metodické poznámky, ČSÚ 2015, s. 5). Z důvodu citlivosti tohoto ukazatele na odlehle hodnoty je používán mediánový věk při uzavření prvního sňatku zvlášť pro muže a ženy.

Co se týká popisu procesu rozvodovosti tak jsou použité: absolutní počet, hrubá míra rozvodovosti a podíly rozvedených mužů a žen dle věku k celkovému počtu osob v dané věkové kategorii. Hrubá míra rozvodovosti (*hmro*) – nejjednodušší ukazatel rozvodovosti je vypočítán jako počet rozvodů v kalendářním roce na 1000 obyvatel podle stavu 1. 7. daného kalendářního roku.

$$hmro = \frac{R}{P_{1.7}} \times 1000,$$

kde R je celkový počet rozvodů v daném kalendářním roce z jednotlivých generací v různém věku a $P_{1.7}$ je střední stav dané populace (Kalibová, 2001, s. 21 – dle vlastního značení). Ukazatel je ovlivněn jak intenzitou rozvodovosti, tak i strukturou obyvatelstva podle rodinného stavu a věku.

Index rozvodovosti je poměr počtu rozvodů a počtu uzavřených sňatků ve sledovaném období a je vypočítán takto:

$$iro = \frac{R}{S} \times 100,$$

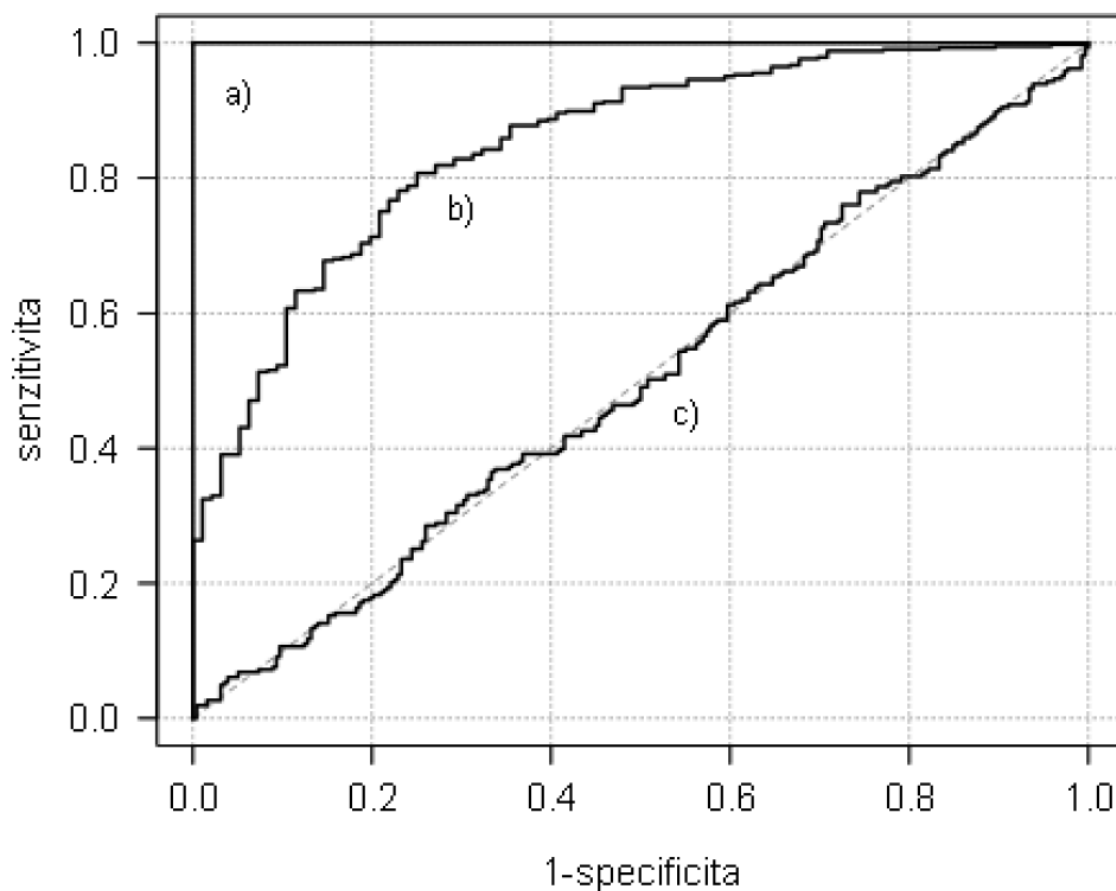
kde R je celkový počet rozvodů a S je počet uzavřených sňatků (Kalibová, 2001, s. 30 – dle vlastního značení). Vypovídací schopnost tohoto ukazatele je do značné míry omezena podmínkou dostatečné stability, tedy neexistence extrémních výkyvů trendu počtu uzavřených sňatků. De facto se jedná o zkreslující ukazatel, protože číselník a jmenovatel jsou jak věcně, tak časově odlišné. Nicméně se v praxi, a to i v zahraničí, zcela běžně používá.

Proces migrace kromě absolutního počtu imigrantů a emigrantů podle věku, pohlaví, úrovně vzdělání, země původu, počtu uprchlíků je také popsán pomocí hrubé míry migračního salda (hmi). Hrubá míra migračního salda je rozdíl počtu přistěhovalých a vystěhovalých za určité období ve zkoumaném územním celku na 1000 obyvatel středního stavu dané populace a je vypočtená podle vzorce:

$$hmms = \frac{I-E}{P_{1.7}} \times 1000,$$

kde I je celkový počet přistěhovalých na zkoumaném území v daném roce, E je celkový počet vystěhovalých na zkoumaném území v daném roce a $P_{1.7}$ je střední stav obyvatel v daném roce (Pavlík et al., 1986. s. 487 – dle vlastního značení). Také se používá absolutní hodnota migračního salda tedy „čistá migrace“ je pouhým rozdílem počtu přistěhovalých a vystěhovalých za určité období ve zkoumaném územním celku.

Příloha 2 – ROC křivka obecné pojetí metody



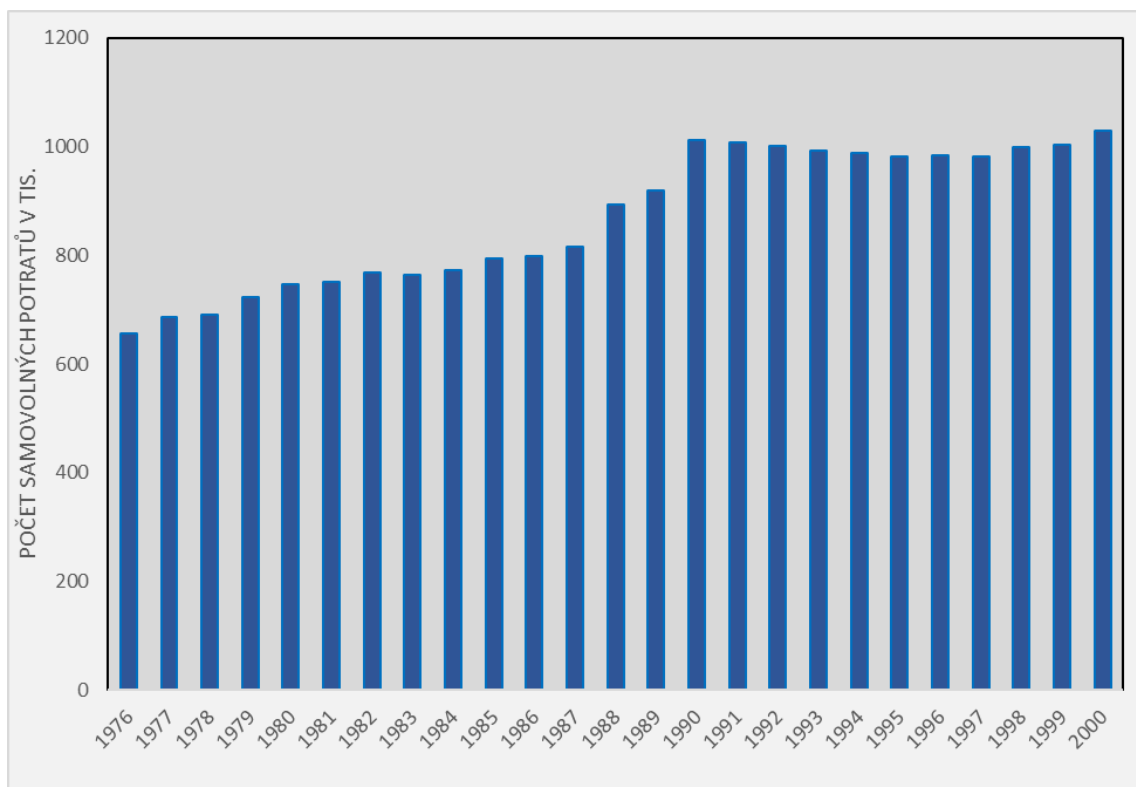
Zdroj: Obrázek je převzat z bakalářské práce Filipa Zlámala Logistická regrese v R)

Příloha 3 – Naděje dožití při narození v USA podle původu obyvatel a pohlaví v letech 2006–2017

Populace		Rok											
		2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
Celkem	obě pohlaví	77,8	78,1	78,2	78,5	78,7	78,7	78,8	78,8	78,9	78,7	78,6	78,6
	muži	75,2	75,5	75,6	76,0	76,2	76,3	76,4	76,4	76,5	76,3	76,1	76,1
	ženy	80,3	80,6	80,6	80,9	81,0	81,1	81,2	81,2	81,3	81,1	81,1	81,1
Bělošská	obě pohlaví	78,2	78,4	78,4	78,7	78,8	78,7	78,9	78,8	78,8	78,7	78,5	78,5
	muži	75,7	75,9	76,0	76,3	76,4	76,4	76,5	76,5	76,5	76,3	76,1	76,1
	ženy	80,6	80,8	80,7	81,0	81,1	81,1	81,2	81,2	81,2	81,0	81,0	81,0
Černošská	obě pohlaví	73,1	73,5	73,9	74,4	74,7	75,0	75,1	75,1	75,3	75,1	74,9	74,9
	muži	69,5	69,9	70,5	71,0	71,5	71,8	71,9	71,9	72,2	71,9	71,5	71,5
	ženy	76,4	76,7	77,0	77,4	77,7	77,8	78,1	78,1	78,2	78,1	78,1	78,1
Hispánská	obě pohlaví	80,3	80,7	80,8	81,1	81,7	81,8	81,9	81,9	82,1	82,0	81,8	81,8
	muži	77,5	77,8	78,0	78,4	78,8	79,2	79,3	79,2	79,4	79,3	79,1	79,1
	ženy	82,9	83,2	83,3	83,5	84,3	84,2	84,3	84,2	84,5	84,3	84,3	84,3

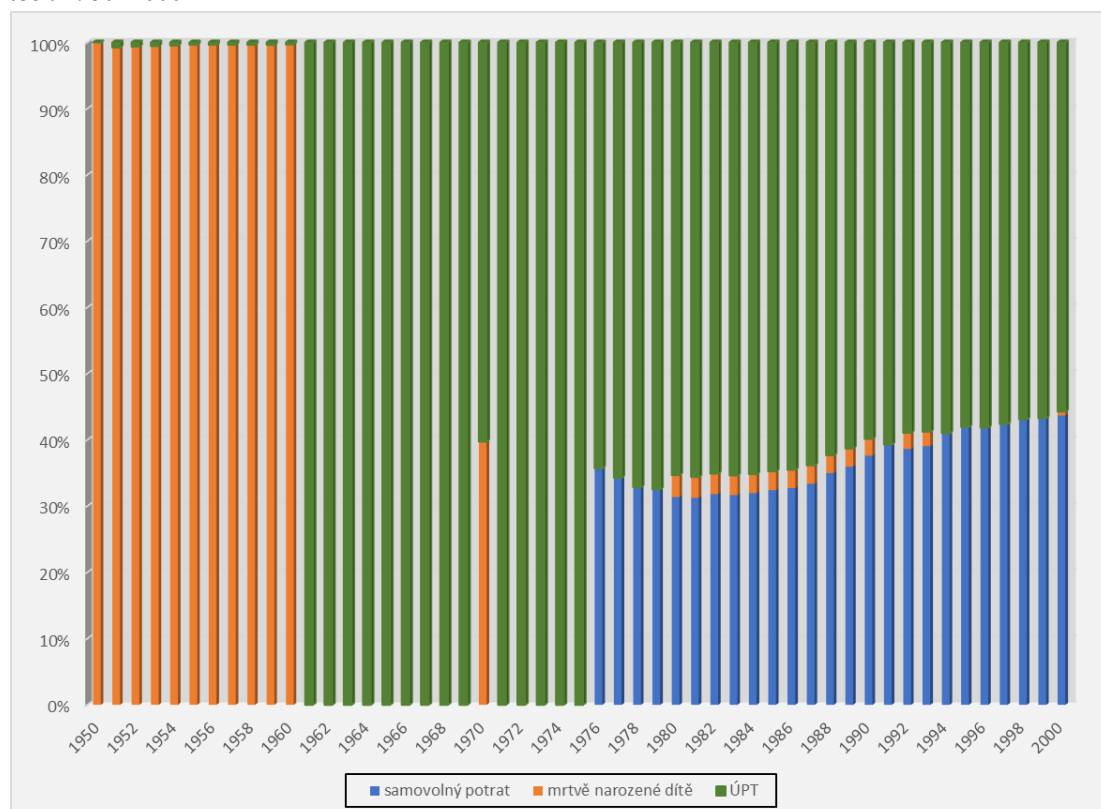
Zdroj dat: NCHS, National Vital Statistics System, Mortality (2019), vlastní zpracování.

Příloha 4– Počet samovolných potratů v tisících v USA v letech 1950–2000



Zdroj dat: Historical abortion statistics, United States. R. Johnston (2019), vlastní zpracování.

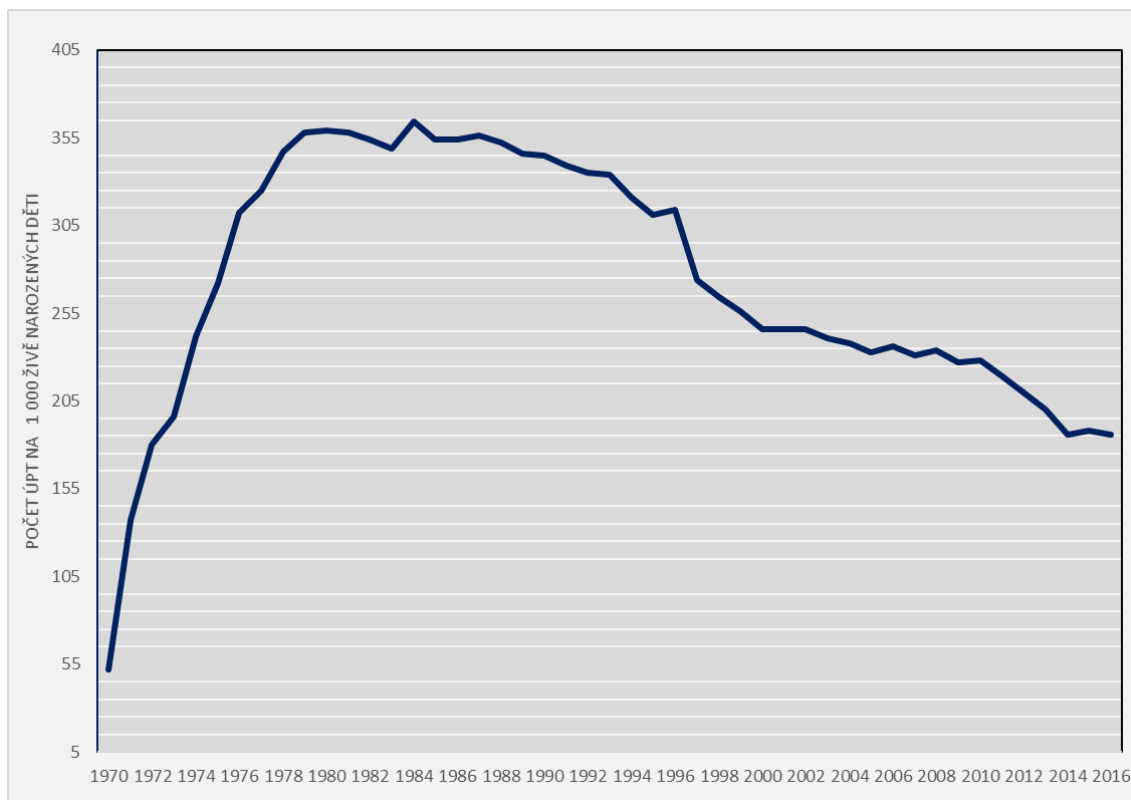
Příloha 5 – Počet mrtvě narozených po 20. týdnu těhotenství, samovolné potraty a ÚPT v USA v letech 1950–2000



Poznámky: Do roku 1973 není umělé přerušení těhotenství v USA legalizované (pouze ze zdravotních důvodů). V roce 1970 se mohla určitá část ÚPT papírově vykazovat jako mrtvě narozené dítě. Do roku 1976 nejsou dostupná data o počtu samovolných potratech.

Zdroj dat: Historical abortion statistics, United States. R. Johnston (2019), vlastní zpracování.

Příloha 6 – Index umělé potratovosti v USA v letech 1970–2016



Zdroj dat: CDC (2019), vlastní zpracování.

Příloha 7 – Podíl ženatých mužů dle věku ve vybraných letech 1970, 1980, 1990, 2000 a 2009 v USA

Věková skupina	Rok				
	1970	1980	1990	2000	2009
25-29	75,2	79,2	46,0	38,6	34,1
35-39	86,0	83,2	71,1	63,3	65,2
45-49	86,4	82,1	77,4	69,4	65,6
55-59	84,8	83,2	80,2	73,9	74,0
65+	70,9	74,4	74,8	69,9	73,2

Zdroj dat: UN data (2019), vlastní zpracování.

Příloha 8 – Podíl vdaných žen dle věku ve vybraných letech 1970, 1980, 1990, 2000 a 2009 v USA

Věková skupina	Rok				
	1970	1980	1990	2000	2009
25-29	79,2	64,3	55,9	49,1	45,5
35-39	83,2	74,5	69,1	65,1	67,0
45-49	80,4	76,8	70,2	65,4	65,6
55-59	70,1	70,6	68,7	64,1	65,2
65+	35,4	36,3	38,6	37,8	43,0

Zdroj dat: UN data (2019), vlastní zpracování.

Příloha 9 – Podíl svobodných mužů dle věku ve vybraných letech 1970, 1980, 1990, 2000 a 2009 v USA

Věková skupina	Rok				
	1970	1980	1990	2000	2009
25-29	19,6	32,9	46,0	49,2	61,1
35-39	8,2	11,2	13,4	17,9	22,5
45-49	6,6	6,4	6,8	9,7	17,0
55-59	6,4	5,8	5,6	6,0	7,9
65+	7,5	5,7	4,9	4,4	4,4

Zdroj dat: UN data (2019), vlastní zpracování.

Příloha 10 – Podíl svobodných žen dle věku ve vybraných letech 1970, 1980, 1990, 2000 a 2009 v USA

Věková skupina	Rok				
	1970	1980	1990	2000	2009
25-29	12,2	22,0	32,0	38,1	46,3
35-39	5,9	8,1	10,0	13,4	16,4
45-49	5,4	4,8	5,6	8,0	11,5
55-59	6,5	4,9	4,6	5,3	7,1
65+	8,1	6,7	5,5	4,3	4,0

Zdroj dat: UN data (2019), vlastní zpracování.

Příloha 11 – Podíl rozvedených mužů na celkovém počtu mužů v dané věkové skupině dle věku ve vybraných letech 1970, 1980, 1990, 2000 a 2009 v USA

Věková skupina	Rok				
	1970	1980	1990	2000	2009
25-29	3,0	6,8	5,6	4,6	3,1
35-39	3,4	8,8	12,1	12,0	9,2
45-49	3,8	7,8	12,1	14,7	14,1
55-59	3,9	6,0	9,6	13,6	13,7
65+	3,0	3,7	4,8	6,7	8,3

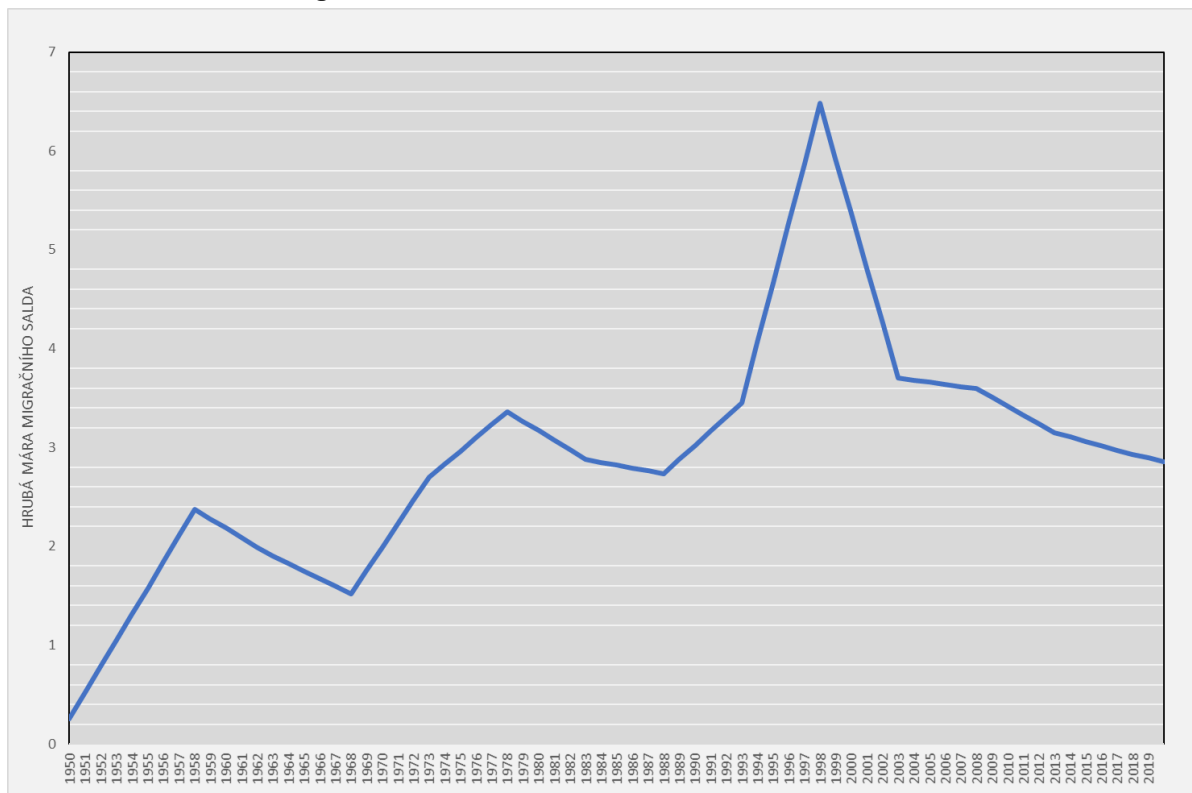
Zdroj dat: UN data (2019), vlastní zpracování.

Příloha 12 – Podíl rozvedených žen na celkovém počtu žen v dané věkové skupině dle věku ve vybraných letech 1970, 1980, 1990, 2000 a 2009 v USA

Věková skupina	Rok				
	1970	1980	1990	2000	2009
25-29	4,3	9,3	8,0	6,6	5,1
35-39	5,3	11,7	15,4	14,5	11,4
45-49	5,5	10,4	15,7	18,0	16,6
55-59	5,2	7,8	12,2	17,6	17,4
65+	3,2	4,1	5,5	7,5	10,7

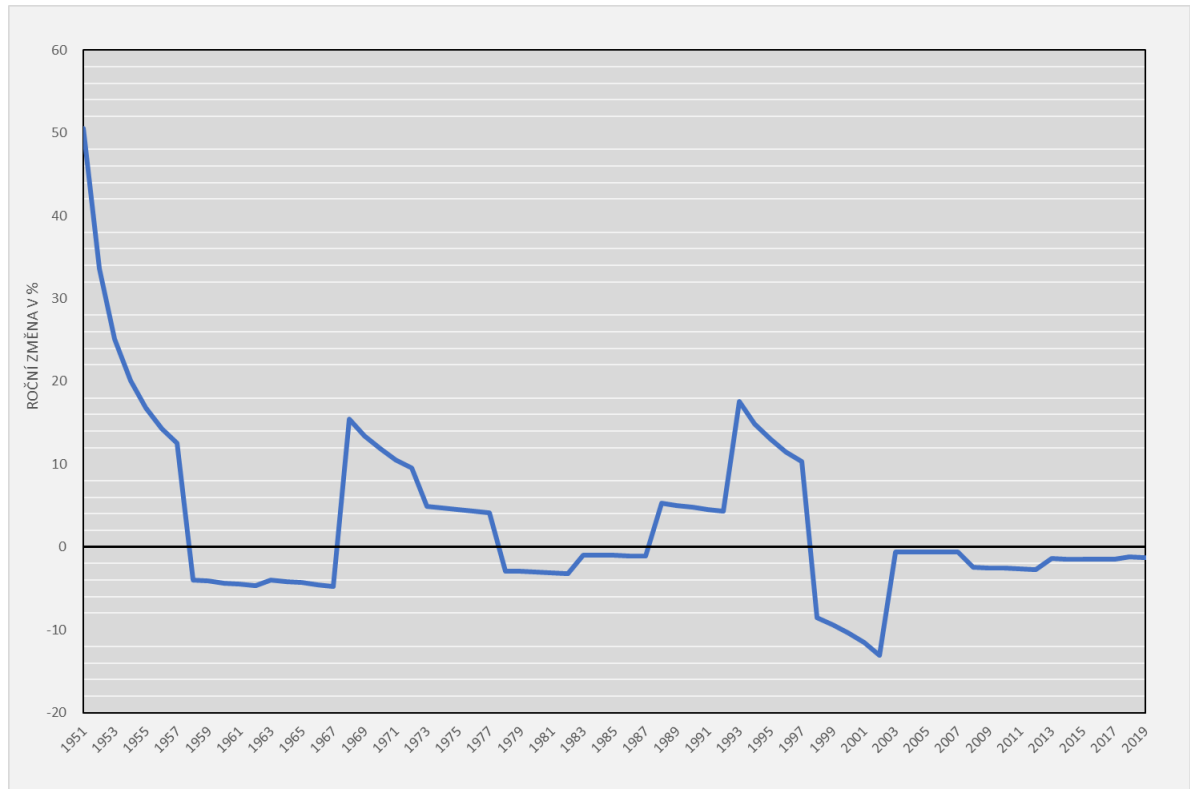
Zdroj dat: UN data (2019), vlastní zpracování.

Příloha 13 – Hrubá míra migračního salda v USA v letech 1950–2019



Zdroj dat: World Bank (2019), vlastní zpracování.

Příloha 14 – Roční změna v procentech hrubé míry migračního salda v USA v letech 1951–2019



Zdroj dat: World Bank (2019), vlastní zpracování.

Příloha 15 – Obecná syntaxe PROC LOGISTIC, použitá v kontextu tyto práce, je následující (SAS Institute)

```
proc logistic < options >;
  where where-expression-1 < logical-operator where-expression-n>;
  class variable ... > < / v-options >;
  model events/trials = < effects > < / options >;
  output < OUT=SAS-data-set > < keyword=name...keyword=name > / < option >;
run;
```

Zdroj: SAS Institute Inc., 2013, User’s Guide (2019)

Příloha 16 – Významnost jednotlivých vysvětlujících proměnných v modelu, vystup ze SAS, proc logistic, soubor pro první vlnu, obecná analýza

Type 3 Analysis of Effects			
Effect	DF	Wald Chi-Square	Pr > ChiSq
pocetdeti1	4	228.4036	<.0001
ed1	2	235.8409	<.0001
rodinstav1	4	46.0294	<.0001
vekskupina11	4	90.8445	<.0001

Zdroj dat: National Survey of Families and Households (2019), vlastní zpracování.

Příloha 17 – Významnost jednotlivých vysvětlujících proměnných v modelu, výstup ze SAS, proc logistic, soubor pro první vlnu, dílčí analýza

Type 3 Analysis of Effects			
Effect	DF	Wald Chi-Square	Pr > ChiSq
pocetdeti1	4	165.5611	<.0001
rodinstav1	4	34.1477	<.0001
vekskupina11	4	64.3109	<.0001

Zdroj dat: National Survey of Families and Households (2019), vlastní zpracování.

Příloha 18 – Významnost jednotlivých vysvětlujících proměnných v modelu, výstup ze SAS, proc logistic, soubor pro druhou vlnu, obecná analýza

Type 3 Analysis of Effects			
Effect	DF	Wald Chi-Square	Pr > ChiSq
pocetdeti2	4	58.6991	<.0001
ed2	2	47.4049	<.0001
rodinstav2	4	10.0331	0.0399
vekskupina22	4	13.2510	0.0101

Zdroj dat: National Survey of Families and Households (2019), vlastní zpracování.

Příloha 19 – Významnost jednotlivých vysvětlujících proměnných v modelu, výstup ze SAS, proc logistic, soubor pro druhou vlnu, dílčí analýza

Type 3 Analysis of Effects			
Effect	DF	Wald Chi-Square	Pr > ChiSq
rodinstav2	4	8.8708	0.0644
vekskupina22	4	10.9243	0.0274
pocetdeti2	4	57.5672	<.0001

Zdroj dat: National Survey of Families and Households (2019), vlastní zpracování.

Příloha 20 – Významnost jednotlivých vysvětlujících proměnných v modelu, výstup ze SAS, proc logistic, soubor pro třetí vlnu, obecná analýza

Type 3 Analysis of Effects			
Effect	DF	Wald Chi-Square	Pr > ChiSq
pocetdeti33	4	5.8374	0.2116
ed3	2	11.2029	0.0037
rodinstav3	4	7.8684	0.0965
vevskupina33	3	3.8924	0.2733

Zdroj dat: National Survey of Families and Households (2019), vlastní zpracování.

Příloha 21 – Významnost jednotlivých vysvětlujících proměnných v modelu, výstup ze SAS, proc logistic, soubor pro třetí vlnu, dílčí analýza

Type 3 Analysis of Effects			
Effect	DF	Wald Chi-Square	Pr > ChiSq
pocetdeti33	4	6.2144	0.1837
rodinstav3	4	7.8438	0.0975
vevskupina33	3	3.3908	0.3352

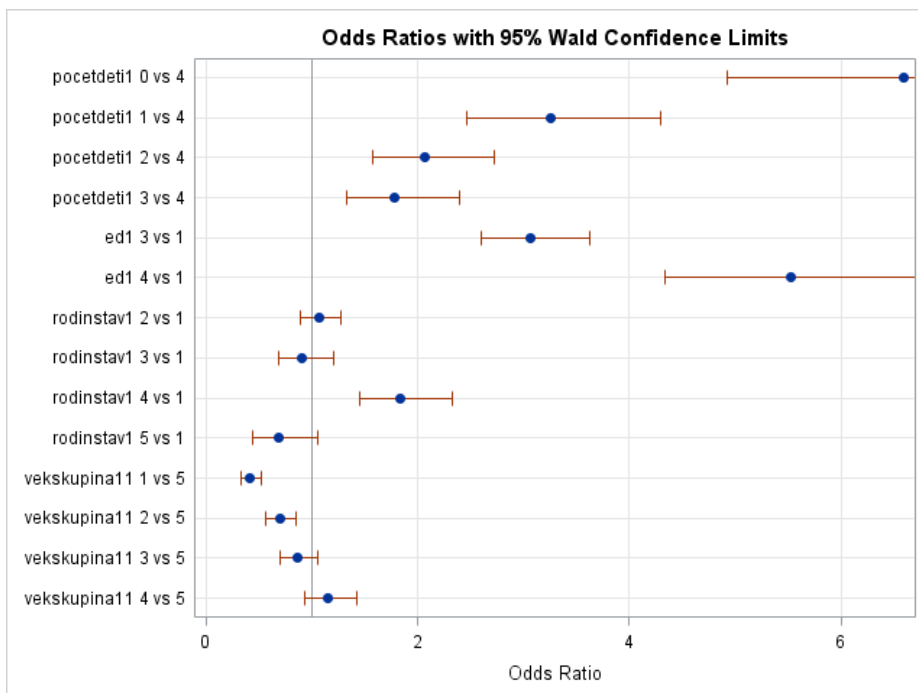
Zdroj dat: National Survey of Families and Households (2019), vlastní zpracování.

Příloha 22 – Hodnoty Akaikeovo informačního kritéria, R-kvadrát, upravený R-kvadrát

		Aic		R ²	Max-rescaled R ²	χ ²	p-hodnota
		Intercept Only	Intercept with Covariates				
Obecná analýza	1. vlna	6 532,69	5 795,95	0,1375	0,1917	764,745	<0,0001
	2. vlna	1 430,74	1 269,25	0,1424	0,2087	191,492	<0,0001
	3. vlna	1 267,48	1 257,96	0,0378	0,0506	35,520	0,0007
Dílčí analýza	1. vlna 1. model	4 222,53	3 982,18	0,0700	0,1046	264,352	<0,0001
	2. vlna 1. model	945,23	886,48	0,0949	0,1398	82,755	<0,0001
	3. vlna 1. model	872,84	875,02	0,0308	0,0412	19,816	0,0479
	1. vlna 2. model	4 222,53	3 957,45	0,0794	0,1124	285,083	<0,0001
	2. vlna 2. model	945,23	906,87	0,0679	0,1000	58,367	<0,0001

Zdroj dat: National Survey of Families and Households (2019), vlastní zpracování.

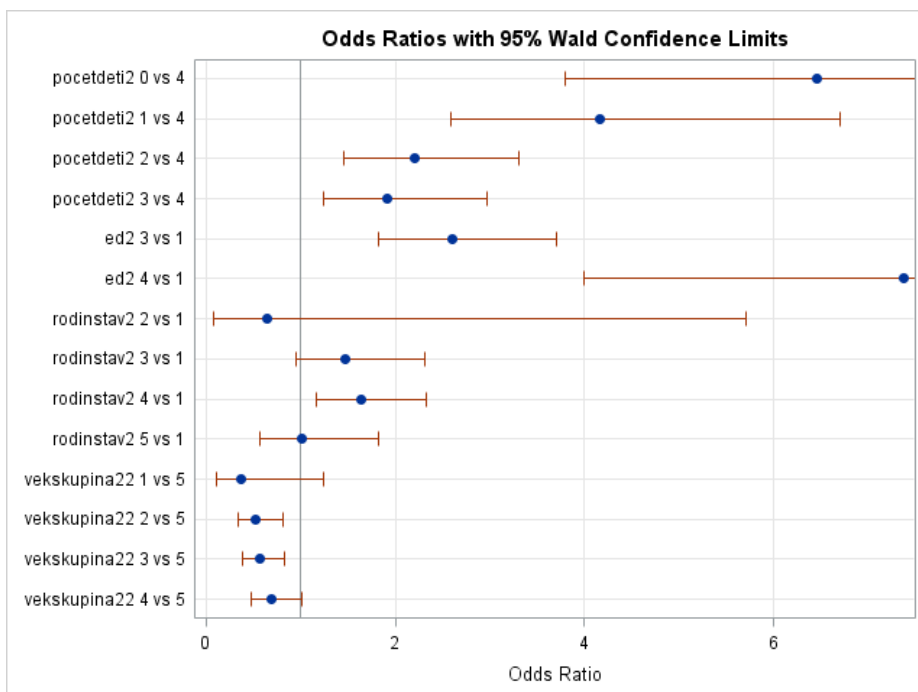
Příloha 23 – Intervaly spolehlivosti pro poměr šancí (OR) pro první vlnu, hladina významnosti 5 %, obecná analýza



Poznámka: Pokud interval neobsahuje 1 (vyznačeno šedou čarou na grafu) – je statisticky významný rozdíl.

Zdroj: National Survey of Families and Households Series (2019), vlastní zpracování.

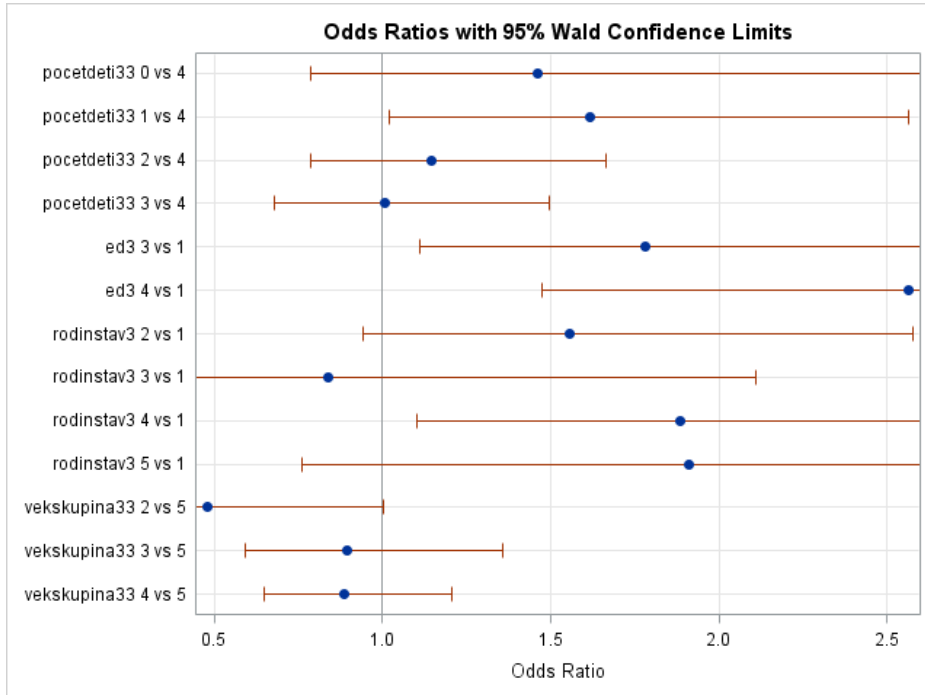
Příloha 24 – Intervaly spolehlivosti pro poměr šancí (OR) pro druhou vlnu, hladina významnosti 5 %, obecná analýza



Poznámka: Pokud interval neobsahuje 1 (vyznačeno šedou čarou na grafu) – je statisticky významný rozdíl.

Zdroj dat: National Survey of Families and Households Series (2019), vlastní zpracování.

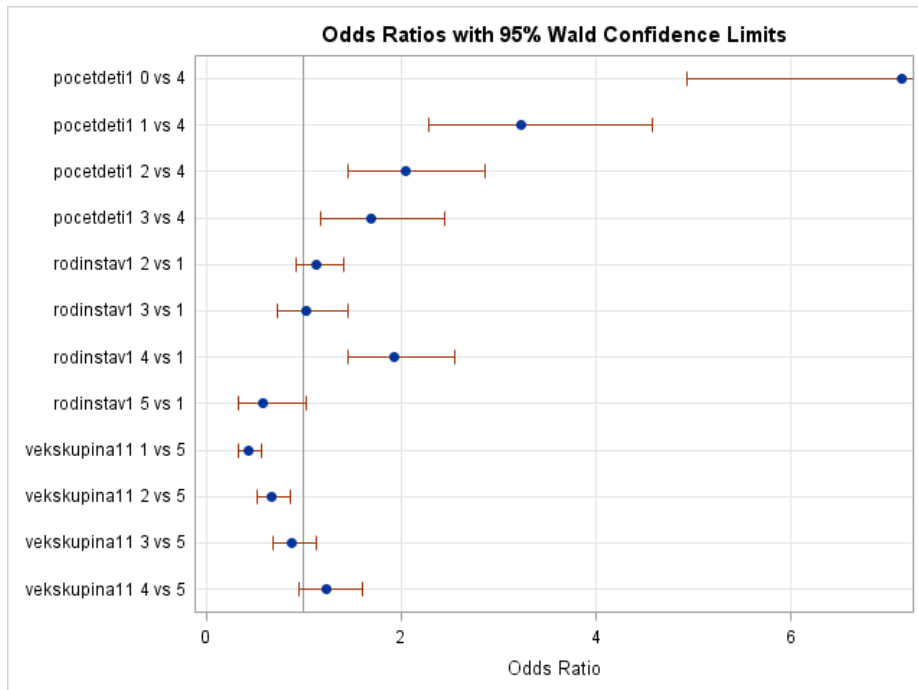
Příloha 25 – Intervaly spolehlivosti pro poměr šancí (OR) pro třetí vlnu, hladina významnosti 5 %, obecná analýza



Poznámka: Pokud interval neobsahuje 1 (vyznačeno šedou čarou na grafu) – je statisticky významný rozdíl.

Zdroj dat: National Survey of Families and Households Series (2019), vlastní zpracování.

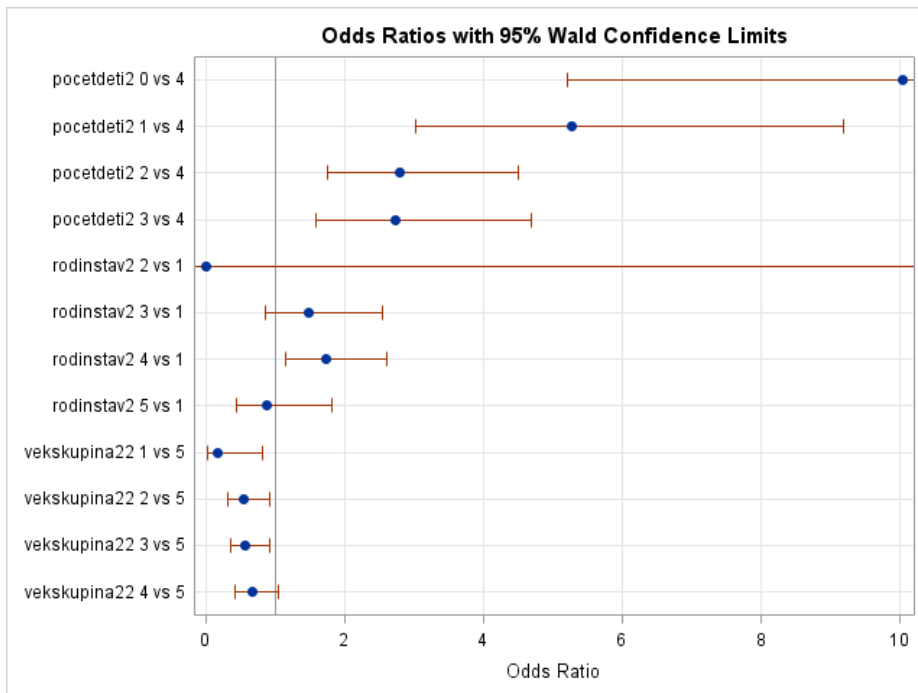
Příloha 26 – Intervaly spolehlivosti pro poměr šancí (OR) pro první vlnu, hladina významnosti 5 %, dílčí analýza



Poznámka: Pokud interval neobsahuje 1 (vyznačeno šedou čarou na grafu) – je statisticky významný rozdíl.

Zdroj dat: National Survey of Families and Households Series (2019), vlastní zpracování.

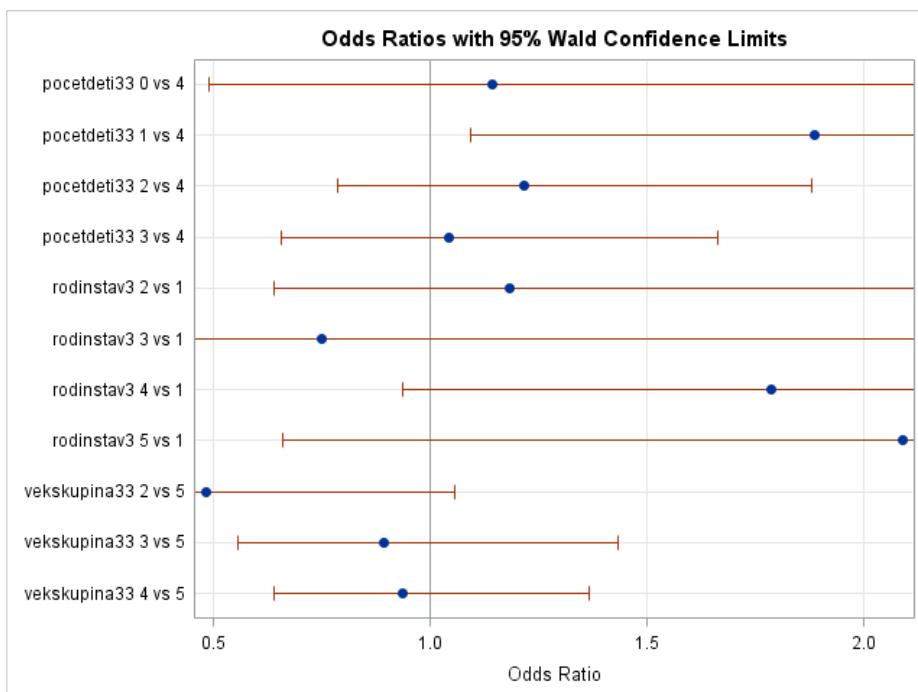
Příloha 27 – Intervaly spolehlivosti pro poměr šancí (OR) pro druhou vlnu, hladina významnosti 5 %, dílčí analýza



Poznámka: Pokud interval neobsahuje 1 (vyznačeno šedou čarou na grafu) – je statisticky významný rozdíl.

Zdroj dat: National Survey of Families and Households Series (2019), vlastní zpracování.

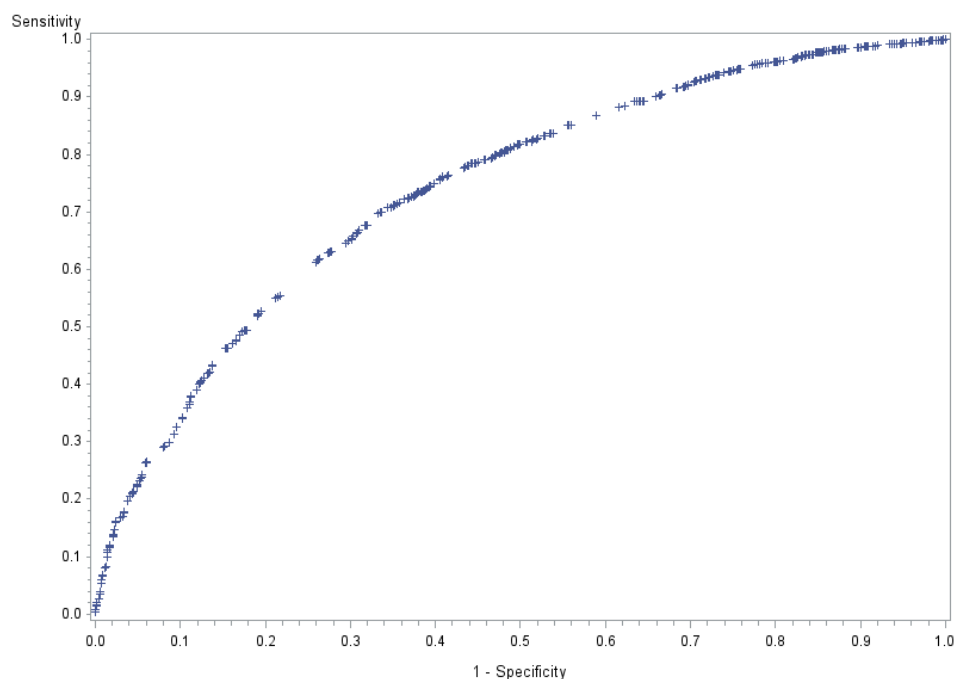
Příloha 28 – Intervaly spolehlivosti pro poměr šancí (OR) pro třetí vlnu, hladina významnosti 5 %, dílčí analýza



Poznámka: Pokud interval neobsahuje 1 (vyznačeno šedou čarou na grafu) – je statisticky významný rozdíl.

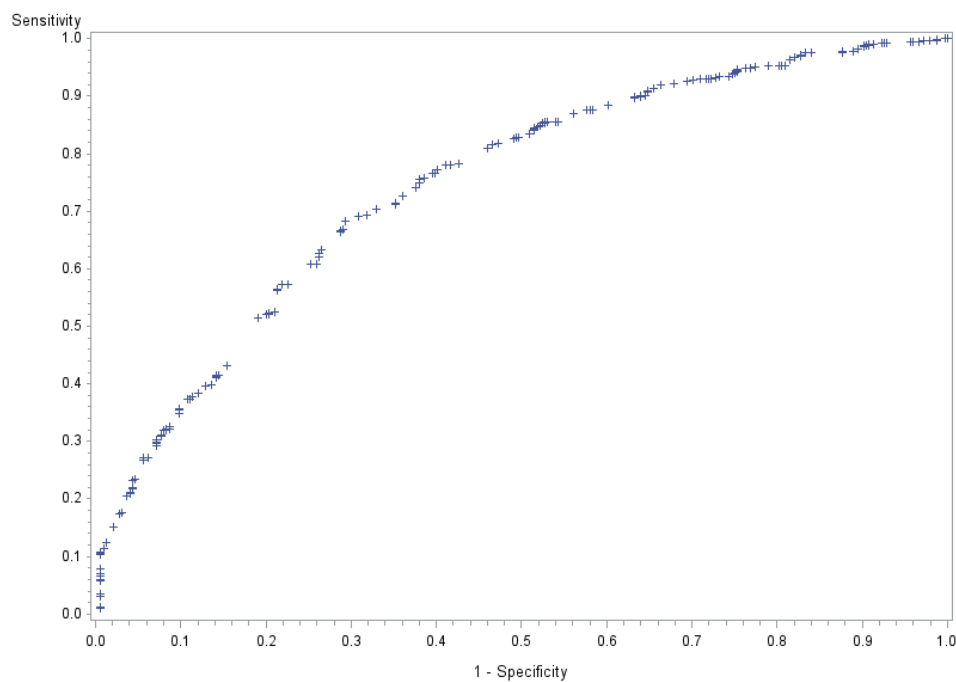
Zdroj dat: National Survey of Families and Households Series (2019), vlastní zpracování.

Příloha 29 – ROC křivka – Konečný model pro predikci zaměstnanosti ženy v první vlně, obecná analýza



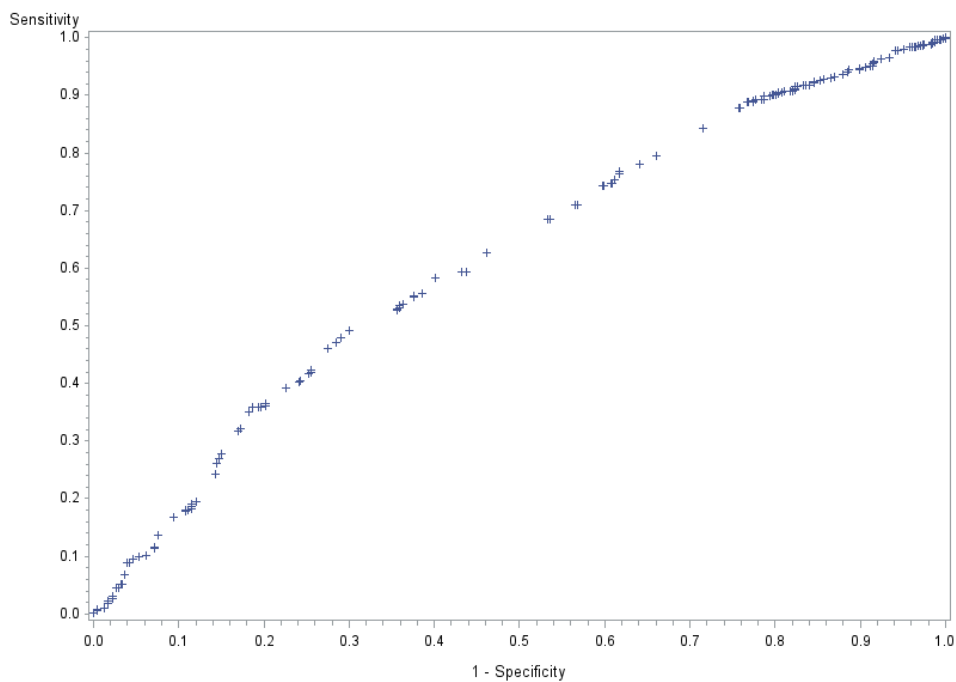
Zdroj dat: National Survey of Families and Households (2019), vlastní zpracování.

Příloha 30 – ROC křivka – Konečný model pro predikci zaměstnanosti ženy ve druhé vlně, obecná analýza



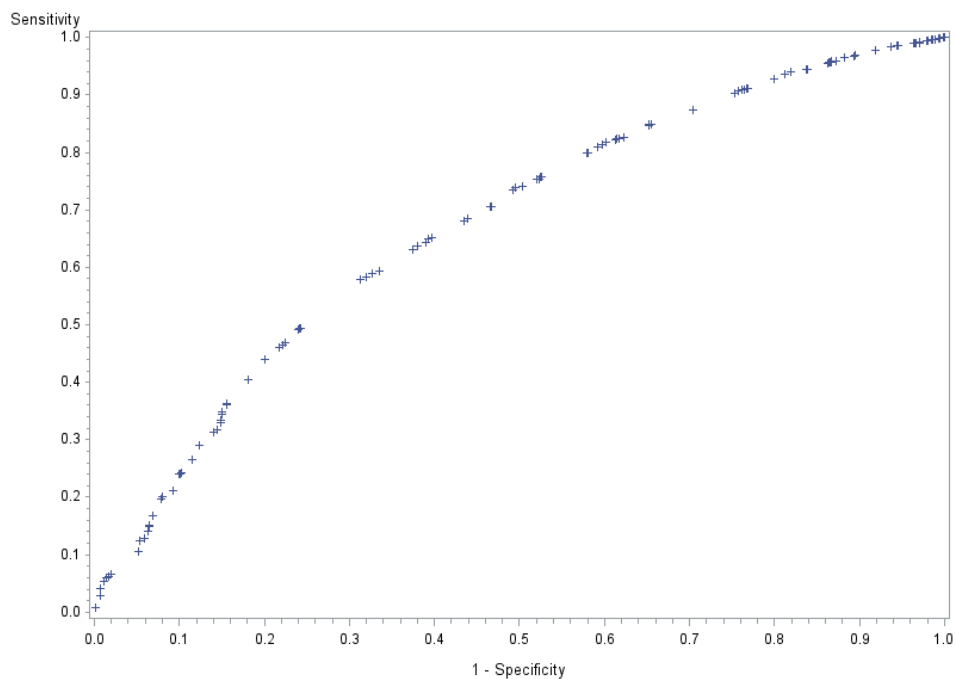
Zdroj dat: National Survey of Families and Households (2019), vlastní zpracování.

Příloha 31 – ROC křivka – Konečný model pro predikci zaměstnanosti ženy v třetí vlně, obecná analýza



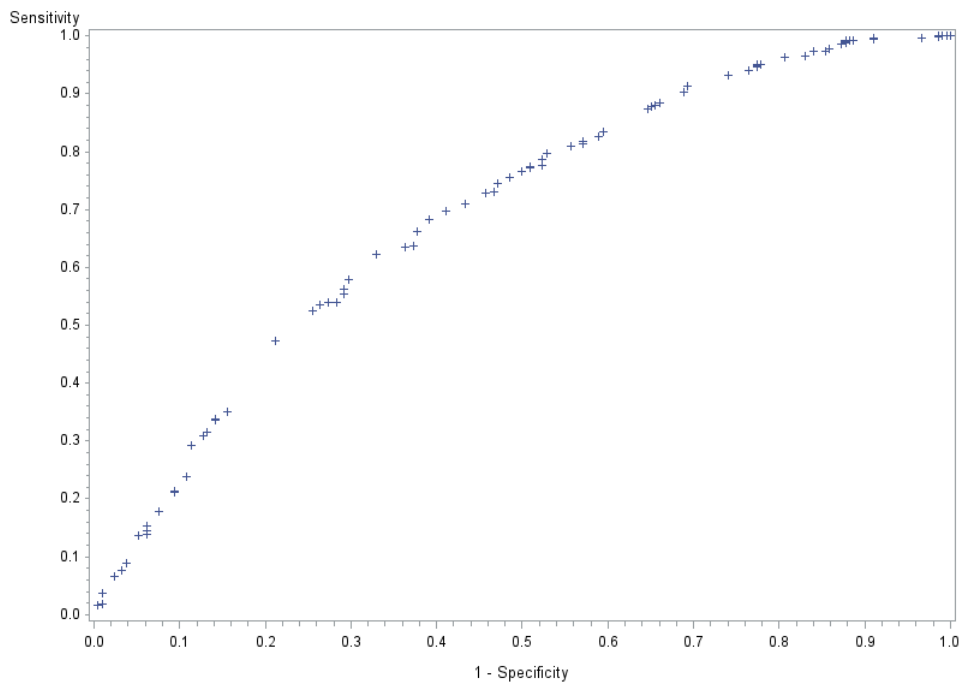
Zdroj dat: National Survey of Families and Households (2019), vlastní zpracování.

Příloha 32 – ROC křivka – Konečný model pro predikci zaměstnanosti ženy ve první vlně, dílčí analýza model 1



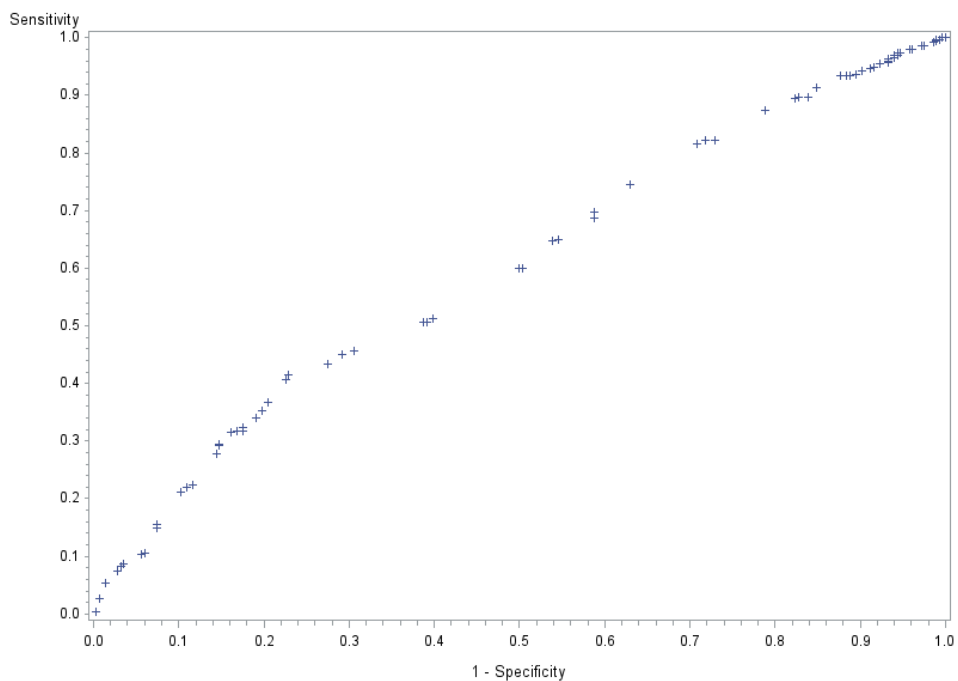
Zdroj dat: National Survey of Families and Households (2019), vlastní zpracování.

Příloha 33 – ROC křivka – Konečný model pro predikci zaměstnanosti ženy ve druhé vlně, dílčí analýza, model 1



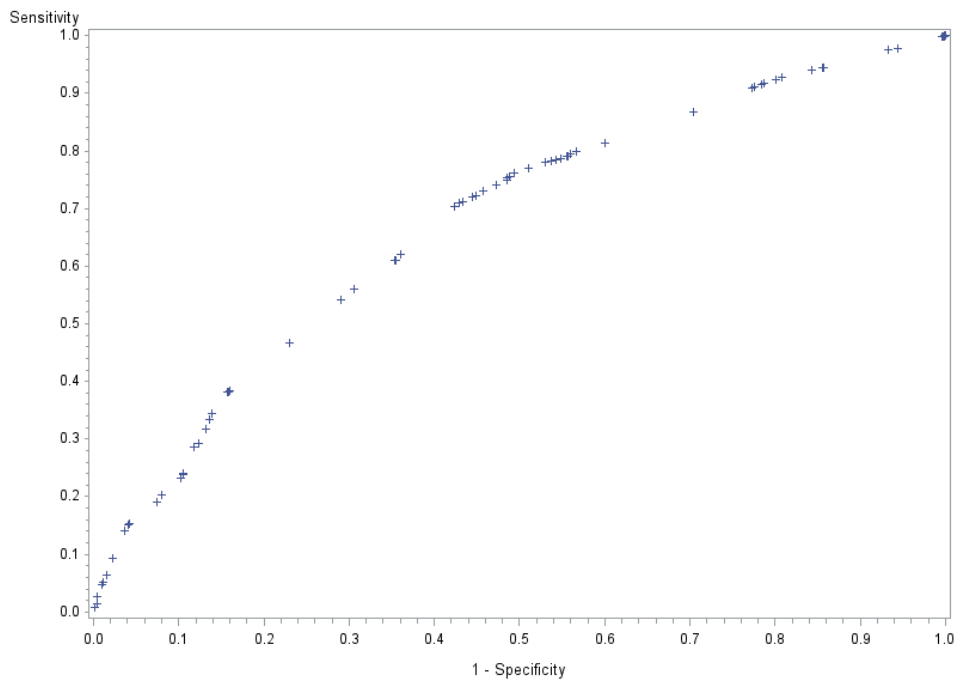
Zdroj dat: National Survey of Families and Households (2019), vlastní zpracování.

Příloha 34 – ROC křivka – Konečný model pro predikci zaměstnanosti ženy v třetí vlně, dílčí analýza



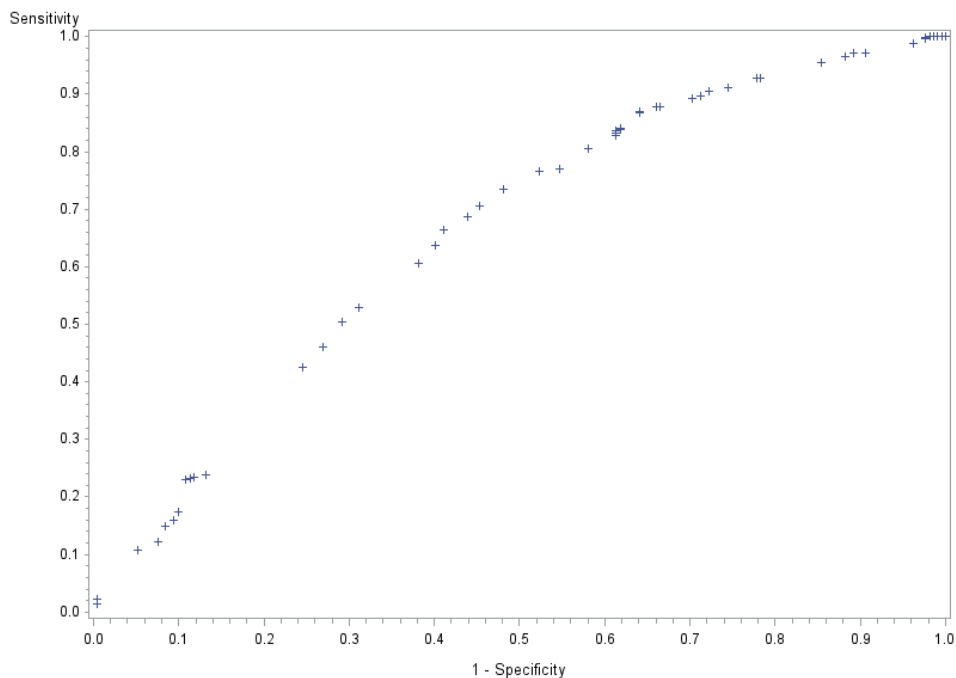
Zdroj dat: National Survey of Families and Households (2019), vlastní zpracování.

Příloha 35 – ROC křivka – Konečný model pro predikci zaměstnanosti ženy v první vlně, dílčí analýza, model 2



Zdroj dat: National Survey of Families and Households (2019), vlastní zpracování.

Příloha 36 – ROC křivka – Konečný model pro predikci zaměstnanosti ženy ve druhé vlně, dílčí analýza, model 2



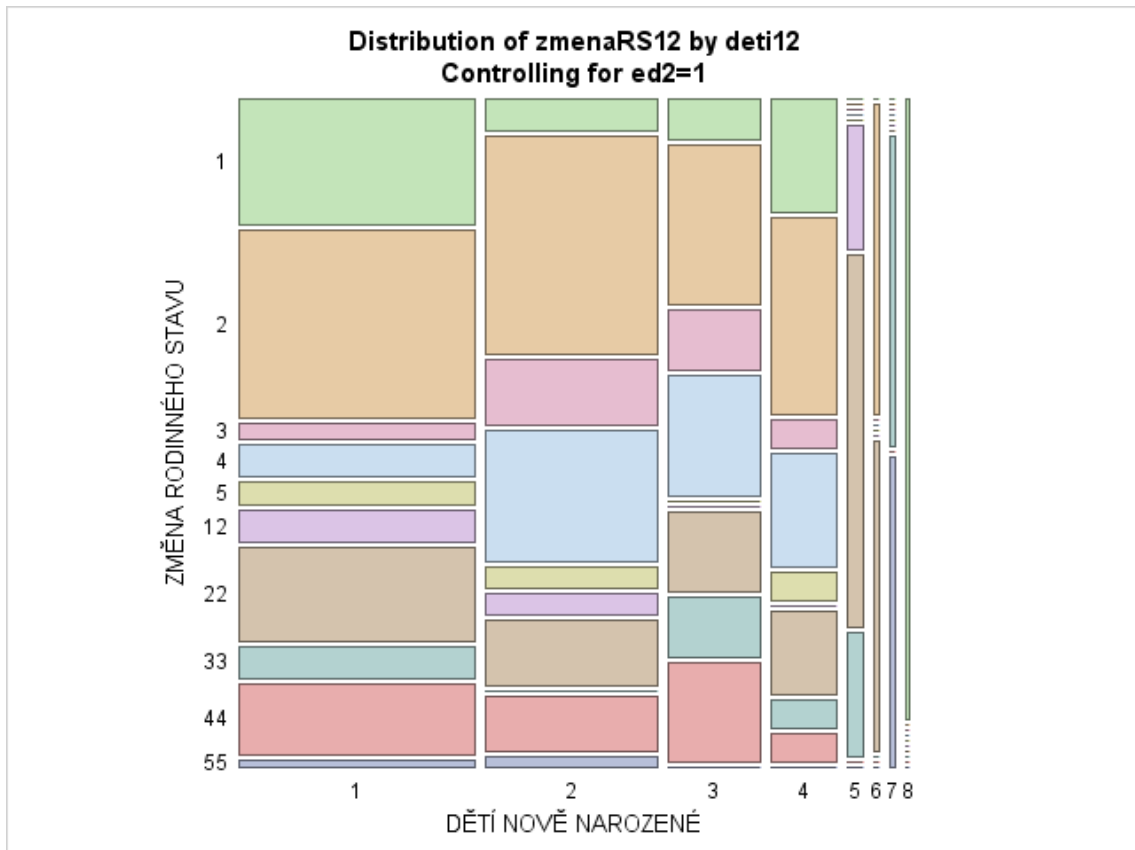
Zdroj dat: National Survey of Families and Households (2019), vlastní zpracování.

Příloha 37 – Podíl žen se základním nebo středním vzděláním bez maturity na počtu všech žen, komu nově přibylo dítě dle rodinného stavu a jeho změny mezi první vlnou šetřením 1987–1988 a druhou vlnou 1992–1994

Změna rodinného stavu	Počet nově přibylých dětí mezi 1. a 2. vlnou								Celkem
	1	2	3	4	5	6	7	8	
svobodná	8,0	1,5	1,0	2,0	0,0	0,0	0,0	0,5	13,1
vdaná	12,1	10,1	4,0	3,5	0,0	0,5	0,0	0,0	30,2
žijící odděleně	1,0	3,0	1,5	0,5	0,0	0,0	0,0	0,0	6,0
rozvedená	2,0	6,0	3,0	2,0	0,0	0,0	0,0	0,0	13,1
ovdovělá	1,5	1,0	0,0	0,5	0,0	0,0	0,0	0,0	3,0
svobodná > vdaná	2,0	1,0	0,0	0,0	0,5	0,0	0,0	0,0	3,5
rozvedená/ovdovělá/... > vdaná	6,0	3,0	2,0	1,5	1,5	0,5	0,0	0,0	14,6
vdaná/... > odděleně žijící	2,0	0,0	1,5	0,5	0,5	0,0	0,5	0,0	5,0
vdaná/... > rozvedená	4,5	2,5	2,5	0,5	0,0	0,0	0,0	0,0	10,1
vdaná/... > ovdovělá	0,5	0,5	0,0	0,0	0,0	0,0	0,5	0,0	1,5
Celkový počet	79	57	31	22	5	2	2	1	199
Celkový podíl	39,7	28,6	15,6	11,1	2,5	1,0	1,0	0,5	100

Zdroj dat: National Survey of Families and Households (2019), vlastní zpracování.

Příloha 38 – Mozaikový graf rozložení podílu žen se základním nebo středním vzděláním bez maturity na počtu všech žen komu nově přibylo dítě dle rodinného stavu a jeho změny mezi první vlnou šetřením 1987–1988 a druhou vlnou 1992–1994



Poznámky: *osa 0x počet dětí, které nově přibyly v domácnosti; *osa 0y rodinný stav ženy ve druhé vlně šetření: 1 – svobodná žena, 2 – vdaná, 3- odděleně žijící od manžela, 4 – rozvedená a 5 – ovdovělá žena, 12 – svobodná žena, které se vdaly mezi první a druhou vlnou šetření, 22 – ženy které se opakovaně vdaly mezi první a druhou vlnou šetření, 33 – ženy, které již bydlí odděleně od manžela na rozdíl od první vlny šetření, 44 – ženy, které se rozvedly mezi první a druhou vlnou šetření, 55 – ženy, které ovdověly mezi první a druhou vlnou šetření;

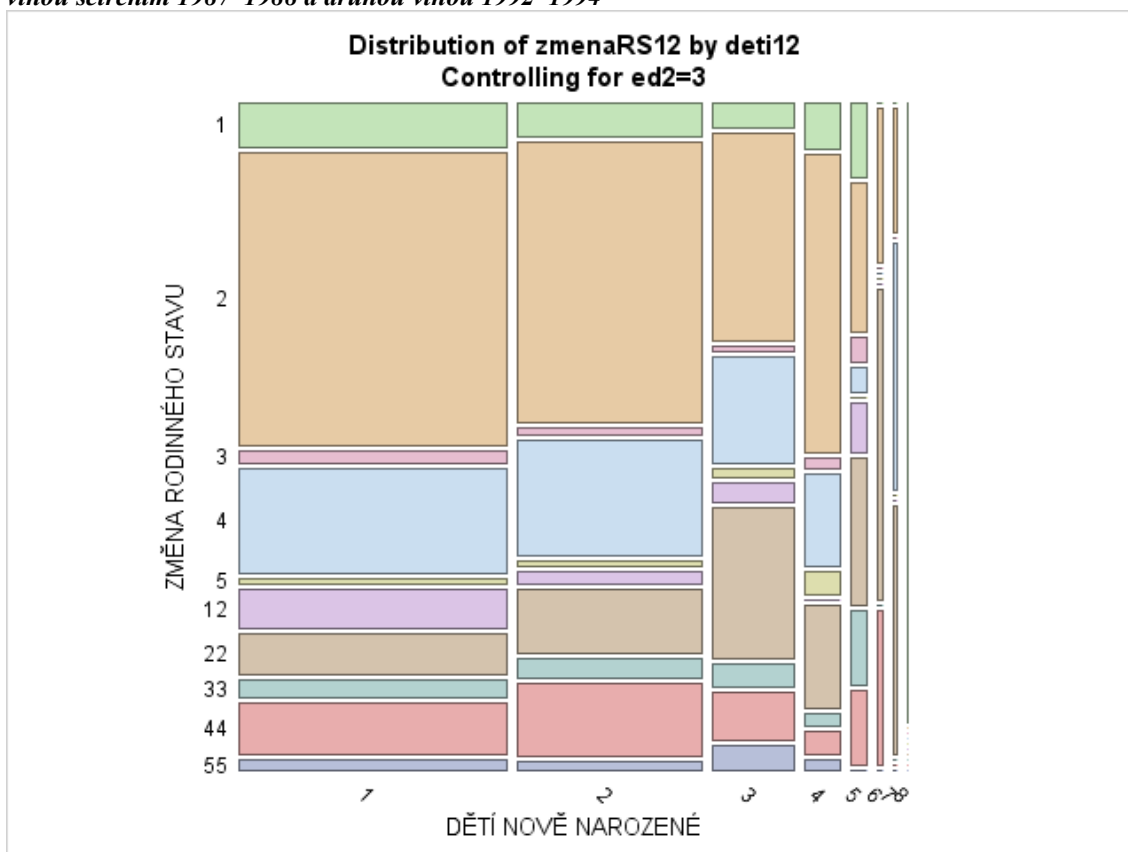
Zdroj dat: National Survey of Families and Households (2019), vlastní zpracování.

Příloha 39 – Podíl žen s ukončenou odbornou školou nebo středním vzděláním s maturitou na počtu všech žen, komu nově přibylo dítě dle rodinného stavu a jeho změny mezi první vlnou šetření 1987–1988 a druhou vlnou 1992–1994

Změna rodinného stavu	Počet nově přibylých dětí mezi 1. a 2. vlnou								Celkem
	1	2	3	4	5	6	7	8	
svobodná	3,2	1,7	0,5	0,4	0,3	0,0	0,0	0,1	6,4
vdaná	21,3	14,0	4,6	2,8	0,7	0,2	0,1	0,0	43,7
žijící odděleně	1,0	0,3	0,1	0,1	0,1	0,0	0,0	0,0	1,6
rozvedená	7,6	5,8	2,4	0,9	0,1	0,0	0,2	0,0	16,9
ovdovělá	0,4	0,2	0,2	0,2	0,0	0,0	0,0	0,0	1,1
svobodná > vdaná	2,9	0,7	0,4	0,0	0,2	0,0	0,0	0,0	4,2
rozvedená/ovdovělá/... > vdaná	2,9	3,2	3,3	1,0	0,7	0,4	0,2	0,0	11,8
vdaná/... > odděleně žijící	1,3	1,0	0,5	0,1	0,3	0,0	0,0	0,0	3,2
vdaná/... > rozvedená	3,8	3,7	1,1	0,2	0,3	0,2	0,0	0,0	9,3
vdaná/... > ovdovělá	0,8	0,4	0,5	0,1	0,0	0,0	0,0	0,0	1,8
Celkový počet	418	288	128	54	25	8	5	1	927
Celkový podíl	45,1	31,1	13,8	5,8	2,7	0,9	0,5	0,1	100

Zdroj dat: National Survey of Families and Households (2019), vlastní zpracování.

Příloha 40 – Mozaikový graf podílu žen s ukončenou odbornou školou nebo středním vzděláním s maturitou na počtu všech žen komu nově přibylo dítě dle rodinného stavu a jeho změny mezi první vlnou šetření 1987–1988 a druhou vlnou 1992–1994



Poznámky: *osa 0x počet dětí, které nově přibyly v domácnosti; *osa 0y rodinný stav ženy ve druhé vlně šetření: 1 – svobodná žena, 2 – vdaná, 3- odděleně žijící od manžela, 4 – rozvedená a 5 – ovdovělá žena, 12 – svobodná žena, které se vdaly mezi první a druhou vlnou šetření, 22 – ženy které se opakovaně vdaly mezi první a druhou vlnou šetření, 33 – ženy, které již bydlí odděleně od manžela na rozdíl od první vlny šetření, 44 – ženy, které se rozvedly mezi první a druhou vlnou šetření, 55 – ženy, které ovdověly mezi první a druhou vlnou šetření;

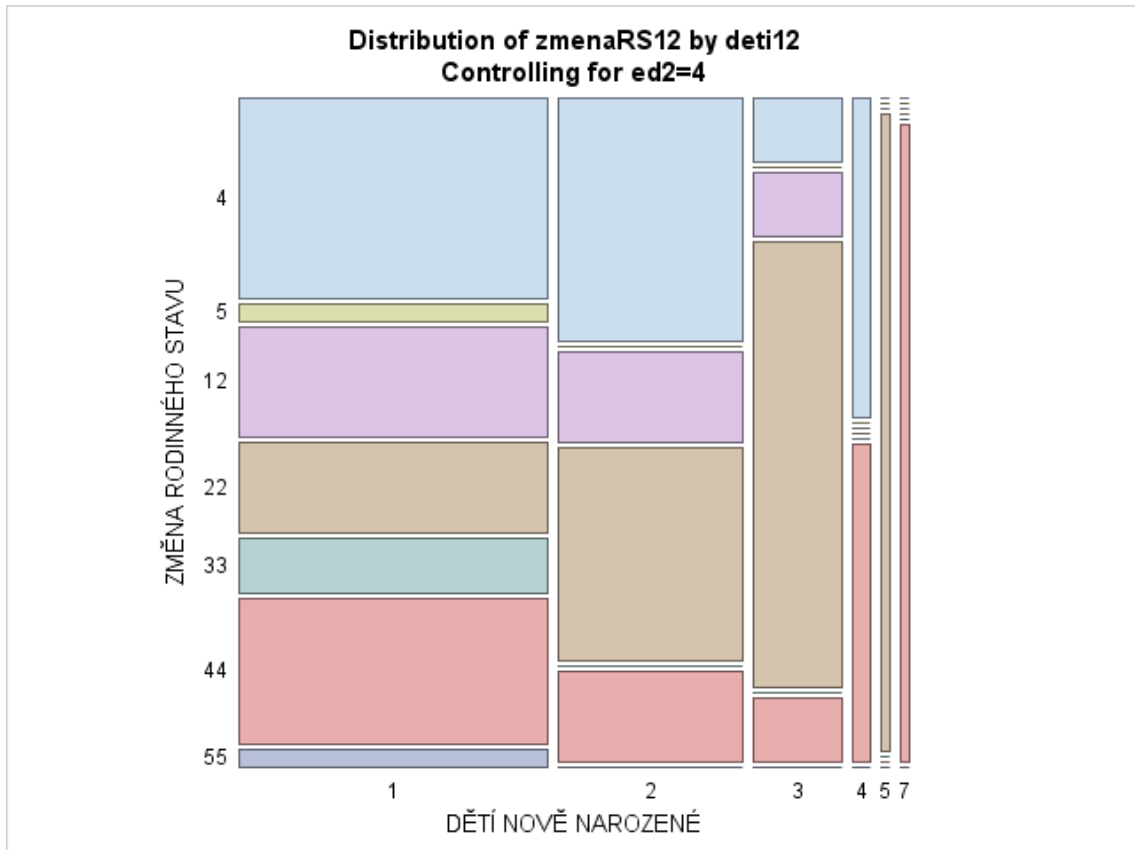
Zdroj dat: National Survey of Families and Households (2019), vlastní zpracování.

Příloha 41 – Podíl žen s vysokoškolským vzděláním na počtu všech žen, komu přibýlo nově dítě dle rodinného stavu a jeho změny mezi první vlnou šetření 1987–1988 a druhou vlnou 1992–1994

Změna rodinného stavu	Počet nově přibýlých dětí mezi 1. a 2. vlnou								Celkem
	1	2	3	4	5	6	7	8	
svobodná	1,3	1,3	0,0	0,6	0,0	0,0	0,0	0,0	3,1
vdaná	23,9	19,5	4,4	3,8	1,3	0,0	0,0	0,0	52,8
žijící odděleně	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
rozvedená	6,9	5,0	0,6	0,6	0,0	0,0	0,0	0,0	13,2
ovdovělá	0,6	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,6
svobodná > vdaná	3,8	1,9	0,6	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	6,3
rozvedená/ovdovělá/... > vdaná	3,1	4,4	4,4	0,0	0,6	0,0	0,0	0,0	12,6
vdaná/... > odděleně žijící	1,9	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	1,9
vdaná/... > rozvedená	5,0	1,9	0,6	0,6	0,0	0,0	0,6	0,0	8,8
vdaná/... > ovdovělá	0,6	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,6
Celkový počet	75	54	17	9	3	0	1	0	159
Celkový podíl	47,2	34,0	10,7	5,7	1,9	0,0	0,6	0,0	100

Zdroj dat: National Survey of Families and Households (2019), vlastní zpracování.

Příloha 42 – Mozaikový graf podílu žen s vysokoškolským vzděláním na počtu všech žen, komu nově přibýlo dítě dle rodinného stavu a jeho změny mezi první vlnou šetření 1987–1988 a druhou vlnou 1992–1994



Poznámky: *osa 0x počet dětí, které nově přibýli v domácnosti; *osa 0y rodinný stav ženy ve druhé vlně šetření: 1 – svobodná žena, 2 – vdaná, 3- odděleně žijící od manžela, 4 – rozvedená a 5 – ovdovělá žena, 12 – svobodné ženy, které se vdaly mezi první a druhou vlnou šetření, 22 – ženy které se opakovaně vdaly mezi první a druhou vlnou šetření, 33 – ženy, které již bydlí odděleně od manžela na rozdíl od první vlny šetření, 44 – ženy, které se rozvedly mezi první a druhou vlnou šetření, 55 – ženy, které ovdověly mezi první a druhou vlnou šetření;

Zdroj dat: National Survey of Families and Households (2019), vlastní zpracování.

Příloha 43 – Významnost jednotlivých vysvětlujících proměnných v modelu multinomické vícenásobné logistické regrese, výstup ze SAS, proc logistic, soubor pro změnu mezi první a druhou vlnou

Type 3 Analysis of Effects			
Effect	DF	Wald Chi-Square	Pr > ChiSq
zmenaRS12	21	38.0400	0.0128
novedeti12	12	22.4258	0.0330
ZMENAED12	12	90.3237	<.0001
vek12	9	39.9971	<.0001

Zdroj dat: National Survey of Families and Households (2019), vlastní zpracování.

Příloha 44 – Významnost modelu multinomické vícenásobné logistické regrese, výstup ze SAS, proc logistic, soubor pro změnu mezi první a druhou vlnou

Testing Global Null Hypothesis: BETA=0			
Test	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq
Likelihood Ratio	260.1259	54	<.0001
Score	259.6737	54	<.0001
Wald	190.3724	54	<.0001

Zdroj dat: National Survey of Families and Households (2019), vlastní zpracování.

Příloha 45 – Akaikeovo informační kritérium pro sestavený model multinomické vícenásobné logistické regrese, výstup ze SAS, proc logistic, soubor pro změnu mezi první a druhou vlnou

Model Fit Statistics		
Criterion	Intercept Only	Intercept and Covariates
AIC	2384.324	2232.198
SC	2399.180	2514.449
-2 Log L	2378.324	2118.198

Zdroj dat: National Survey of Families and Households (2019), vlastní zpracování.

Příloha 46 – Významné asociace mezi kategoriálními proměnnými mezi první a druhou vlnou, pro model multinomické vícenásobné logistické regrese

		χ^2	DF	p-hodnota	Cramérovo V	Kendalovo tau b
Vztah mezi změnou stavu zaměstnanosti a	posunu žen do starší věkové skupiny	43,885	9	<0,0001	0,1176	-
	změnou urovně dosaženého vzdělání	171,624	12	<0,0001	0,2145	-
	počtu nově přibylých dětí	18,813	12	0,0932	0,0710	-
	změnou rodinného stavu	70,600	24	<0,0001	0,1382	-
Vztah mezi změnou rodinného stavu a	posun žen do starší věkové skupiny	553,221	27	<0,0001	0,2372	-
	změna urovně dosaženého vzdělání	256,639	36	<0,0001	0,1302	-
	počet nově přibylých dětí	318,971	36	<0,0001	0,1450	-
Vztah mezi změnou počtu dětí a	posunu žen do starší věkové skupiny	345,796	12	<0,0001	0,1870	0,2671
	změnou urovně dosaženého vzdělání	124,942	16	<0,0001	0,0906	-0,1445
Vztah mezi změnou urovně dosaženého vzdělání a	posunu žen do starší věkové skupiny	202,787	12	<0,0001	0,1434	0,0082

Zdroj dat: National Survey of Families and Households (2019), vlastní zpracování.

Příloha 47 – Hodnoty asociace mezi ordinálními a kategoriálními proměnnými první vlna, 1987–1988

Vztah proměnných	χ^2	DF	p-hodnota	Cramérovo V	Kendalovo tau b
počet dětí – rodinný stav	612,786	16	<0,0001	0,1715	-
počet dětí – pomoc rodiny	750,582	4	<0,0001	0,3797	-
počet dětí – vzdělání	236,207	8	<0,0001	0,1509	-0,16281
počet dětí – věková skupina	589,311	16	<0,0001	0,1682	0,09029
počet dětí – zaměstnanost	282,141	4	<0,0001	0,2333	-
zaměstnanost – pomoc rodiny	16,698	1	<0,0001	-0,0568	-
zaměstnanost – rodinný stav	70,246	4	<0,0001	0,1164	-
zaměstnanost – vzdělání	407,587	2	<0,0001	0,2808	-
zaměstnanost – věková skupina	71,246	4	<0,0001	0,1172	-
vzdělání – pomoc rodiny	8,676	2	0,0131	0,0409	-
vzdělání – rodinný stav	134,994	8	<0,0001	0,1141	-
vzdělání – věková skupina	120,760	8	<0,0001	0,1079	0,03758
pomoc rodiny – rodinný stav	83,338	4	<0,0001	0,1265	-
pomoc rodiny – věková skupina	243,066	4	<0,0001	0,2161	-
rodinný stav – věková skupina	937,465	16	<0,0001	0,2122	-
shánění – zaměstnanost	131,090	1	<0,0001	0,2005	-
shánění – počet dětí	4,000	55	<0,0001	0,1290	-
shánění – rodinný stav	146,139	4	<0,0001	0,2110	-
shánění – pomoc rodiny	3,332	1	0,0679	0,0319	-
shánění – vzdělání	13,698	2	0,0011	0,0648	-
shánění – věková skupina	97,577	4	<0,0001	0,1724	-
nepřítomnost/přítomnost dítěte v domácnosti ve věku do 5 let – rodinný stav	740,379	8	<0,0001	0,2673	-
nepřítomnost/přítomnost dítěte v domácnosti ve věku do 5 let – pomoc rodiny	1025,122	2	<0,0001	0,4447	-
nepřítomnost/přítomnost dítěte v domácnosti ve věku do 5 let – vzdělání	131,067	4	<0,0001	0,1126	-
nepřítomnost/přítomnost dítěte v domácnosti ve věku do 5 let – věková skupina	1378,057	8	<0,0001	0,3646	-
nepřítomnost/přítomnost dítěte v domácnosti ve věku do 5 let – zaměstnanost	360,850	2	<0,0001	0,2639	-
nepřítomnost/přítomnost dítěte v domácnosti ve věku do 5 let – shánění	68,208	2	0,0179	0,1446	-
nepřítomnost/přítomnost dítěte v domácnosti ve věku do 5 let – počet dětí	5233,739	8	<0,0001	0,7106	-

Zdroj: National Survey of Families and Households, Wave 1 (2019), vlastní zpracování.

Příloha 48 – Hodnoty asociace mezi ordinálními a kategoriálními proměnnými druhá vlna, 1992–1994

Vztah proměnných	χ^2	DF	p-hodnota	Cramérovo V	Kendalovo tau b
počet dětí – rodinný stav	497,577	16	<0,0001	0,1806	-
počet dětí – pomoc rodiny	276,477	4	<0,0001	0,2691	-
počet dětí – vzdělání	383,258	8	<0,0001	0,2244	-0,23885
počet dětí – věková skupina	183,984	16	<0,0001	0,1098	0,14581
počet dětí – zaměstnanost	99,749	4	<0,0001	0,2825	-
zaměstnanost – pomoc rodiny	4,307	1	0,0380	-0,0587	-
zaměstnanost – rodinný stav	10,795	4	0,0290	0,0930	-
zaměstnanost – vzdělání	107,882	2	<0,0001	0,2940	-
zaměstnanost – věková skupina	13,688	4	0,0084	0,1046	-
vzdělání – pomoc rodiny	20,811	2	<0,0001	0,0739	-
vzdělání – rodinný stav	122,502	8	<0,0001	0,1269	-
vzdělání – věková skupina	28,744	8	0,0004	0,0614	0,04018
pomoc rodiny – rodinný stav	51,441	4	<0,0001	0,1161	-
pomoc rodiny – věková skupina	346,200	4	<0,0001	0,3012	-
rodinný stav – věková skupina	260,764	16	<0,0001	0,1307	-
shánění – zaměstnanost	0,394	1	0,5304	-0,0418	-
shánění – počet dětí	23,278	4	0,0001	0,1687	-
shánění – rodinný stav	56,099	4	<0,0001	0,2619	-
shánění – pomoc rodiny	27,620	1	<0,0001	-0,1838	-
shánění – vzdělání	8,679	2	0,0130	0,1030	-
shánění – věková skupina	7,349	4	0,1186	0,0948	-
nepřítomnost/přítomnost dítěte v domácnosti ve věku do 5 let – rodinný stav	127,223	8	<0,0001	0,2257	-
nepřítomnost/přítomnost dítěte v domácnosti ve věku do 5 let – pomoc rodiny	224,462	2	<0,0001	0,4238	-
nepřítomnost/přítomnost dítěte v domácnosti ve věku do 5 let – vzdělání	112,992	4	<0,0001	0,2128	-
nepřítomnost/přítomnost dítěte v domácnosti ve věku do 5 let – věková skupina	182,120	8	<0,0001	0,2699	-
nepřítomnost/přítomnost dítěte v domácnosti ve věku do 5 let – zaměstnanost	91,210	2	<0,0001	0,2701	-
nepřítomnost/přítomnost dítěte v domácnosti ve věku do 5 let – shánění	79798,000	2	0,0185	0,1883	-
nepřítomnost/přítomnost dítěte v domácnosti ve věku do 5 let – počet dětí	794,646	8	<0,0001	0,5638	-

Zdroj: National Survey of Families and Households, Wave 2 (2019), vlastní zpracování.

Příloha 49 – Hodnoty asociace mezi ordinálními a kategoriálními proměnnými třetí vlna, 2001–2003

Vztah proměnných	χ^2	DF	p-hodnota	Cramérovo V	Kendalovo tau b
počet dětí – rodinný stav	116,058	16	<0,0001	0,1773	-
počet dětí – pomoc rodiny	130,783	4	<0,0001	0,3764	-
počet dětí – vzdělání	87,184	8	<0,0001	0,2174	-0,19234
počet dětí – věková skupina	30,588	12	0,0023	0,1051	-0,09636
počet dětí – zaměstnanost	8,822	4	0,0657	0,0978	-
zaměstnanost – pomoc rodiny	4,614	1	0,0317	-0,0707	-
zaměstnanost – rodinný stav	8,313	4	0,0808	0,0949	-
zaměstnanost – vzdělání	16,346	2	0,0003	0,1331	-
zaměstnanost – věková skupina	7,470	3	0,0583	0,0900	-
vzdělání – pomoc rodiny	6,068	2	0,0481	0,0811	-
vzdělání – rodinný stav	27,507	8	0,0006	0,1221	-
vzdělání – věková skupina	50,713	6	<0,0001	0,1658	0,12992
pomoc rodiny – rodinný stav	10,137	4	0,0382	0,1048	-
pomoc rodiny – věková skupina	72,829	3	<0,0001	0,2809	-
rodinný stav – věková skupina	33,059	12	0,0009	0,1093	-
shánění – zaměstnanost	0,238	1	0,6257	-0,0350	-
shánění – počet dětí	10,002	4	0,0404	0,2271	-
shánění – rodinný stav	6,393	4	0,1717	0,1815	-
shánění – pomoc rodiny	9,132	1	0,0025	-0,2170	-
shánění – vzdělání	4,824	2	0,0897	0,1577	-
shánění – věková skupina	3,529	3	0,3170	0,1349	-

Zdroj: National Survey of Families and Households, Wave 3 (2019), vlastní zpracování.