

**Martin Kreidl**  
**Martina Štípková**

## ***Jaký byl vliv složení populace rodiček na zdraví novorozenců v ČR mezi roky 1992 a 2004?<sup>1</sup>***

*1) Data ČSÚ použítá v tomto článku byla získána a připravena k analýza s finanční podporou projektu GAČR (projekt číslo 403/06/0184). Provedení prezentovaných analýz a napsání článku bylo podpořeno projektem Specifického výzkumu na FF ZČU.*

### **Abstract**

*This paper explores the impact of the changing structure of fertility upon two important indicators of newborn children's health—average birth weight and the proportion of newborns with low birth weight—in the Czech Republic between 1992 and 2004. We argue that changes in the structure of the population of mothers might have significantly contributed to observed trends in child health. After standardizing population structure we conclude that changes in the age pattern of fertility contributed significantly to improving child health, while improving educational attainment of mothers had only a minor positive effect. We also observe a moderate negative effect of increasing non-marital fertility and no effect of parity. We foresee that the negative structural effects (increasing proportion of older women, increasing out-of-wedlock motherhood) are likely to continue, while the positive effects (diminishing fertility of very young women) are likely to weaken. Hence, we anticipate that both birth outcomes would deteriorate in the coming years.*

### **1. Úvod: struktura plodnosti a porodní hmotnost**

Po roce 1989 jsme mohli sledovat zlepšování zdraví české populace v mnoha ukazatelích, jako jsou například naděje dožití nebo mortalita (RYCHTAŘÍKOVÁ, 2004). Vývoj zdraví dětí a novorozenců byl ale mnohem méně jednoznačný a závisí na použitém indikátoru zdraví. Současná odborná literatura přitom této nejednoznačnosti nevěnuje

větší pozornost. Přitom jde o klíčový fenomén: na popisu a porozumění současným trendům je—mimo jiné—záložena naše schopnost předvídat budoucí vývoj.

Po roce 1989 se v ČR zásadně zlepšila úroveň kojenecké úmrtnosti. Na počátku devadesátých let minulého století v ČR umíralo v prvním roce života přibližně deset kojenců z každého tisíce narozených. V roce 2007 byl kvocient kojenecké úmrtnosti podstatně nižší—3,1 (VÝVOJ OBYVATELSTVA ČESKÉ REPUBLIKY V ROCE 2007), což podle statistiky Organizace spojených národů řadí ČR celosvětově mezi deset zemí s nejnižší mírou kojenecké úmrtnosti (UNITED NATIONS, 2008). Pozitivní vývoj kojenecké úmrtnosti po roce 1989 byl způsoben hlavně snížením novorozenecké úmrtnosti (do 28 dnů života) díky kvalitnější zdravotní péči (KOUPILOVÁ et al., 1999). Zhruba o třetinu se v letech 1989 až 2007 snížila i mrtvorozenost (VÝVOJ OBYVATELSTVA ČESKÉ REPUBLIKY V ROCE 2007).

Podobný pozitivní vývoj však není patrný u jiných významných ukazatelů zdraví novorozenců. Průměrná porodní hmotnost a podíl dětí narozených s nízkou porodní hmotností<sup>2</sup> po roce 1989 víceméně stagnují. V roce 1989 byla v ČR průměrná porodní hmotnost 3308 g, poté během dvou let rychle poklesla až na 3276 g v roce 1991. Následně pomalu rostla až do roku 1999, kdy dosáhla hodnoty 3339 g, tj. 31 gramů nad úroveň z roku 1989. Po roce 1999 se nicméně začala průměrná porodní hmotnost opět snižovat. V roce 2006 dokonce poklesla pod svou úroveň z konce osmdesátých let minulého století a dosáhla pouze 3298 g. V následujícím roce byla ještě o dalších devět gramů nižší (DEMOGRAFICKÁ PŘÍRUČKA 2007).

Podíl narozených s nízkou porodní hmotností byl v roce 1990 5,4 %. V následujících letech se o několik desetin procenta zvýšil, aby se v letech 1994 a 1995 vrátil na stejnou hodnotu. Pak ale procento narozených s nízkou porodní hmotností vytrvale rostlo a v roce 2007 dosáhlo už 7,4 % (DEMOGRAFICKÁ PŘÍRUČKA 2007). Za tento nárůst je zřejmě zodpovědný především zvyšující se počet vícečetných porodů, který se mezi lety 1990 až 2007 více než zdvojnásobil (DEMOGRAFICKÁ PŘÍRUČKA 2007). Z dat o jednočetných porodech, se kterými pracujeme (viz níže) ale vyplývá, že trend ve výskytu nízké porodní hmotnosti byl podobný vývoji průměrné porodní hmotnosti. Podíl novorozenců s nízkou porodní hmotností mezi lety 1992 a 1998 klesl z 4,9 % na 4,3 % a poté se začal opět zvyšovat. V roce 2004 dosáhl 5 % (viz Tabulku 3).

Zdraví novorozenců je—kromě faktorů biologických—silně ovlivněno celou řadou sociálních, ekonomických a demografických charakteristik matek.<sup>3</sup> Studie z vyspělých industri-

alizovaných demokracií dlouhodobě ukazují, že se v průměru zdravější děti rodí ženám s lepším socioekonomickým postavením: ženám vzdělanějším, vdaným, s vyššími příjmy (např. GISSELMANN, 2007; GORTMAKER, 1979; KALLAN, 1993; SPENCER, 2003). Horší zdraví (tj. nižší průměrnou porodní hmotnost a vyšší riziko nízké porodní hmotnosti) mají obvykle děti narozené ženám na okrajích reprodukčního období (ženám velmi mladým nebo ženám nad 35 let). Horší zdraví rovněž charakterizuje děti, které se narodily jako první v pořadí (SPENCER, 2003, s. 69, 95).

Význam socioekonomického postavení matky pro zdraví dítěte byl opakovaně prokázán i v socialistických (BOBAK—LEON, 1999) a post-socialistických (ADEYI et al., 1997; KOUPILOVÁ et al., 1998, 2000; KREIDL—HREŠANOVÁ, 2007; RAUM et al., 2000) společnostech. Dostupná data a analýzy ukazují, že v některých post-socialistických zemích (Estonsko, ČR) došlo v devadesátých letech minulého století dokonce ke zvýšení významu socioekonomických ukazatelů v determinaci porodní hmotnosti (KOUPILOVÁ et al., 1998, 1999, 2000).

Kompozice populace českých rodiček podle zmíněných statusových charakteristik—zejména podle věku, vzdělání a rodinného stavu—se za posledních dvacet let výrazně proměnila a patří k nejvýraznějším charakteristikám proměn české porodnosti v posledních dvou dekadách. Mezi rodičkami výrazně ubylo velmi mladých žen a naopak přibývaly starší ženy (ZEMAN, 2006). Stejně tak se porodnost posunula směrem ke vzdělanějším ženám a velmi výrazně se změnila struktura porodnosti podle rodinného stavu matek: podíl vdaných žen mezi rodičkami poklesl, zatímco podíl svobodných matek výrazně stoupl (RYCHTAŘÍKOVÁ, 2007).

V tomto textu chceme prozkoumat, *zda (a jak) mění se složení populace rodiček ovlivnilo vývoj průměrné porodní hmotnosti a zastoupení narozených s nízkou porodní hmotností* mezi roky 1992 a 2004, pro které máme k dispozici data. Studujeme dílčí efekty měnící se kompozice populace podle vzdělání, věku, rodinného stavu matky a podle pořadí narození.<sup>4</sup> Protože se struktura populace rodiček s ohledem na tyto proměnné výrazně proměnila (viz výše) a protože každá z těchto proměnných patří mezi doložené prediktory porodní hmotnosti, předpokládáme, že efekt kompozice na trend ve zdraví novorozenců může být značný.

Pomocí metody standardizace ukazujeme, jaký by byl vývoj indikátorů novorozeneckého zdraví od roku 1992 do roku 2004, kdyby se složení populace rodiček podle uvedených znaků po roce 1992 nezměnilo. Provádíme i standardizaci s ohledem

2) Vliv na zdraví dětí má i socioekonomický status otců, který je mnohem méně prozkoumaný (srov. RYCHTAŘÍKOVÁ, 2001). Ani my se mu vzhledem k povaze dat, se kterými pracujeme, nemůžeme věnovat.

3) V celé této studii bereme v úvahu biologickou paritu, která odkazuje ke všem dětem, které se kdy dané matce narodily (živě i mrtvě).

4) Průměrná porodní hmotnost dosažená pro jednotlivé kategorie: méně než 1500 g = 1100 g, 1500–2499 g = 2175 g, 2500–2999 g = 2784 g, 3000g–3499 = 3240g, nad 3500 g = 3813 g.

na mnohorozměrnou distribuci rodiček podle všech čtyř sledovaných znaků (vzdělání matky, věk matky, rodinný stav matky, parita) zároveň.

## 2. Data

Analýza je založena na datech sbíraných Českým statistickým úřadem ve formuláři Hlášení o narození. Data pro každý rok nám byla poskytnuta v podobě mnoho-rozměrné frekvenční tabulky, která třídí porody v daném roce podle porodní hmotnosti (kategorie méně než 1500 g, 1500–2499 g, 2500–2999 g, 3000g–3499 g, 3500 a více gramů), věku matky (-17 let, 18–19 let, 20–24 let, 25–29 let, 30–34 let, 35 a více let), vzdělání matky (základní, vyučení, maturita, vysoká škola), rodinného stavu matky (svobodná, vdaná, rozvedená, ovdovělá) a parity (tabulka obsahovala i další proměnné, které v této analýze nevyužíváme). Analyzujeme data o všech živě narozených dětech v jednočetných porodech z let 1992, 1994, 1996, 1998, 2000, 2002 a 2004. Celkem v analýze zpracováváme údaje o 671 727 porodech uspořádaných v šestirozměrné frekvenční tabulce. Tyto údaje používáme ve zbývajících částech článku všude tam, kde výslovně necitujeme jiný zdroj.

ČSÚ nám z důvodu ochrany osobních údajů poskytl data pouze v kategorizované podobě. Zatímco u většiny proměnných, které chceme využívat, kategorizace přirozeně odráží povahu používaných nominálních (rodinný stav) a ordinálních (vzdělání, věk, parita) znaků, v případě porodní hmotnosti jde o kategorizaci původně poměrové proměnné. S porodní hmotností pracujeme v analýze dvěma způsoby. Jednak ji zjednodušujeme na dichotomickou proměnnou (nízká = do 2499 g a normální = od 2500 g) a jednak se snažíme přiblížit původní metrice této proměnné (gramy) pomocí úpravy původní kategorizace. Jednotlivé kategorie porodní hmotnosti jsme převedli na hmotnost v gramech. Vycházeli jsme při tom z porodních dat ÚZIS za roky 1994, 1998, 2002, která jsme měli rovněž k dispozici. V těchto datech jsme pro každý váhový interval spočítali průměrnou porodní hmotnost živě narozených a tou jsme nahradili původní kategorii v tabulce od ČSÚ. Nová proměnná tak sice stále má pouze pět kategorií, ale jde o hmotnost (být přibližnou) v gramech.<sup>8</sup> Zvolený postup nicméně usnadňuje interpretaci výsledných dat.

## 3. Popis dat: měnící se struktura porodnosti

České ženy po roce 1989 odsouvají rození dětí do stále vyššího věku (srov. RABUŠIC–MOŽNÝ, 1998; RABUŠIC, 2001; SOBOTKA et al., 2003). Průměrný věk rodičky se zvýšil od roku 1990 o více než čtyři roky na současných 29 let. Největší podíl na celkovém množství narozených dětí se přesunul z věkové skupiny 20–24 do skupiny 25–29 let (DEMOGRAFICKÁ PŘÍRUČKA 2007). Po roce 1989 výrazně ubylo velmi mladých matek. Na počátku 90. let–podle našeho datového souboru jednočetných porodů s živě narozenými dětmi–dosahoval podíl rodiček, kterým nebylo více než 19 let, 16,3 % (viz Tabulku 1). Poté však poklesl až na 3,8 % v roce 2004.

Tab. 1

Procentní distribuce živě narozených podle věku, vzdělání a rodinného stavu matky a pořadí dítěte v letech 1992–2004. Pouze jednočetné porody. Celkový počet případů 671 727.							
Rok							
Rok	1992	1994	1996	1998	2000	2002	2004
<b>I. Věk matky</b>							
-17	2.4	2.0	1.5	1.2	1.0	1.0	1.0
18–19	13.9	11.5	7.6	5.6	4.0	3.2	2.8
20–24	44.2	44.5	43.5	39.9	32.2	24.7	18.6
25–29	26.5	26.9	29.7	34.4	41.1	44.5	44.2
30–34	9.1	10.7	13.0	13.8	15.7	19.5	25.3
35+	3.9	4.3	4.7	5.1	6.0	7.1	8.1
<b>Celkem</b>	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%
<b>II. Vzdělání matky</b>							
Základní	13.1	13.6	13.9	13.1	12.5	12.4	11.9
Střední bez maturity	41.4	43.1	41.9	40.4	37.7	35.8	32.8
Střední s maturitou	37.3	35.1	35.0	36.7	39.2	40.4	42.1
Vysokoškolské	8.2	8.2	9.2	9.8	10.6	11.4	13.2
<b>Celkem</b>	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%
<b>III. Rodinný stav matky</b>							
Svobodná	7.8	10.7	12.5	14.4	16.8	19.7	24.3
Vdaná	89.3	85.4	83.0	80.8	78.0	74.5	69.1
Rozvedená	2.6	3.6	4.2	4.4	4.9	5.5	6.2
Ovdovělá	0.3	0.3	0.3	0.4	0.3	0.3	0.3
<b>Celkem</b>	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%
<b>IV. Pořadí dítěte</b>							
1	50.4	48.2	47.1	48.3	48.9	48.9	50.0
2	35.7	36.9	38.4	37.8	37.1	36.9	36.2
3	10.0	10.5	9.9	9.7	9.7	10.0	9.7
4+	3.9	4.5	4.6	4.2	4.3	4.2	4.1
<b>Celkem</b>	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%
Procentní základ	119,394	104,558	88,315	87,598	88,124	89,737	94,001

Děti narozené velmi mladým ženám přitom mají v českém prostředí dlouhodobě velmi nízkou porodní hmotnost. V roce 1992 například platilo, že průměrná porodní hmotnost u matek mladších 17 let byla o 200 gramů nižší než u matek ve věku 25–29 let a tento rozdíl se dále zvyšoval až na 260 g v roce 2004 (viz Tabulku 2). Tomu odpovídá dvojnásobný (v roce 1992) až téměř trojnásobný (v roce 2004) podíl novorozenců s nízkou porodní hmotností mezi dětmi nejmladší věkové kategorie matek oproti dětem matek ve věku 25–29 let (viz Tabulku 3). Klesající podíl velmi mladých matek v populaci by se měl – za jinak stejných podmínek – projevit nárůstem průměrné porodní hmotnosti a snížením podílu dětí s nízkou porodní hmotností.

Negativně by se měl na zdraví dětí projevit nárůst počtu rodiček nad 35 let, u nichž je v průměru porodní hmotnost nižší než u žen mladších. Např. v roce 2004 byla průměrná porodní hmotnost u dětí žen nad 35 let 3330 gramů, zatímco u potomků žen ve věku 25–29 let 3383 gramů (viz Tabulku 2). Ženám nad 35 let se také častěji rodí děti s nízkou hmotností, i když rozdíl oproti dětem žen ve věku 25–29 let se ve sledovaném období snížil ze zhruba 4,5 procentního bodu (8,6 % vs. 4,19 %) na 2,5 procentního bodu (6,71 % vs. 4,31 %, viz Tabulku 3). Podíl matek nad 35 let v roce 2004 byl 8,1 %, tedy více než dvojnásobek jejich zastoupení z roku 1992, kdy dosáhl 3,9 % ze všech živých jednočetných porodů (viz Tabulku 1). Rostoucí podíl matek v nejvyšší věkové kategorii by tedy měl – při zachování jinak stejných podmínek – přispívat negativně k vývoji průměrné porodní hmotnosti a podílu novorozenců s nízkou porodní hmotností.

Proměna věkové struktury s sebou – jak jsme viděli – nese dva trendy s opačnými dopady na porodní hmotnost. Klesající podíl velmi mladých matek by měl zlepšovat průměrnou porodní hmotnost a snižovat zastoupení příliš lehkých novorozenců, zatímco rostoucí podíl matek nad 35 let by se měl projevoval poklesem průměrné porodní hmotnosti a zvýšením podílu novorozenců s nízkou hmotností. Jedním z dílčích cílů této studie je ukázat, který z obou efektů věkové struktury populace rodiček v posledních letech převažuje.

Pozitivní vliv na porodní hmotnost má zřejmě zvyšující se vzdělání rodiček. V ČR podobně jako v mnoha jiných zemích platí, že porodní hmotnost v průměru roste s rostoucím vzděláním matky (srov. KREIDL–HREŠANOVÁ, 2007). Efekt vzdělání nicméně není ani přibližně lineární. Největší rozdíl v porodní hmotnosti je mezi potomky matek se základním a matek s jakýmkoli vyšším vzděláním. Například v roce 1996 byl průměrný rozdíl mezi potomky žen se základním vzděláním a ženami vyučenými zhruba 190 g a děti vysokoškolaček vážily v průměru o více než 250 g více než děti žen se základním vzděláním (KOUPILOVÁ et al., 1998, s. 1346; srov. také Tabulku 2). Po celé sledované období mělo kolem 10 % dětí žen s nejnižším vzděláním nízkou porodní hmotnost, což je zhruba dvojnásobek ve srovnání s dětmi vyučených matek a trojnásobek v porovnání s dětmi vysokoškolaček (viz Tabulku 3).

Rodiček, které mají jen základní školu, za posledních téměř dvacet let mírně ubylo. V roce 1992 jich mezi všemi rodičkami bylo více než 13 %, v roce 2004 méně než

12 % (viz Tabulku 1). Výraznější byl v letech 1992–2004 úbytek vyučených matek. Jejich zastoupení v populaci rodiček pokleslo o více než deset procentních bodů a dnes má vyučiční list méně než jedna třetina všech rodiček. Naopak přibýlo rodiček s maturitou nebo vysokou školou. Zatímco v roce 1992 mělo alespoň maturitu 45,5 % všech rodiček, v roce 2000 už to bylo více než 50 % rodiček a jejich podíl narostl do roku 2004 až na více než 55 % (viz Tabulku 1).

Průměrná porodní hmotnost (v gramech) živě narozených podle věku, vzdělání a rodinného stavu matky a pořadí dítěte v letech 1992–2004. Pouze jednočetné porody. Celkový počet případů 671 727.							
	Rok						
	1992	1994	1996	1998	2000	2002	2004
<b>I. Věk matky</b>							
–17	3153.125	3155.349	3167.675	3136.697	3116.413	3060.016	3096.882
18–19	3255.32	3275.589	3256.174	3239.661	3222.835	3174.279	3159.098
20–24	3317.487	3336.929	3352.725	3349.848	3332.562	3310.9	3286.889
25–29	3351.55	3365.361	3388.428	3396.147	3390.929	3370.621	3356.749
30–34	3332.444	3358.967	3378.749	3385.433	3386.604	3378.633	3383.188
35+	3274.949	3298.313	3304.222	3331.248	3329.505	3342.582	3330.038
<b>II. Vzdělání matky</b>							
Základní	3159.155	3175.031	3174.176	3174.868	3175.068	3156.925	3150.589
Střední bez maturity	3311.537	3333.66	3360.711	3367.047	3360.695	3351.559	3342.111
Střední s maturitou	3356.89	3382.408	3402.04	3404.656	3396.249	3384.13	3374.574
Vysokoškolské	3373.496	3398.633	3415.886	3421.457	3424.992	3400.395	3396.687
<b>III. Rodinný stav matky</b>							
Svobodná	3137.488	3177.579	3194.681	3206.652	3227.222	3228.694	3241.384
Vdaná	3331.79	3357.647	3382.572	3392.114	3389.287	3379.021	3377.036
Rozvedená	3231.719	3254.192	3274.997	3299.549	3318.033	3321.012	3317.691
Ovdovělá	3182.082	3328.818	3306.475	3327.463	3287.247	3341.868	3312.269
<b>IV. Pořadí dítěte</b>							
1	3273.308	3295.244	3315.622	3321.334	3319.13	3304.071	3295.487
2	3372.31	3393.658	3412.15	3421.073	3418.725	3406.953	3406.37
3	3339.079	3345.482	3373.663	3374.001	3378.73	3376.631	3363.526
4+	3231.265	3245.32	3224.095	3246.426	3236.663	3229.455	3243.127
<b>Průměrná porodní hmotnost celkem</b>	<b>3313.635</b>	<b>3334.549</b>	<b>3354.29</b>	<b>3361.01</b>	<b>3358.312</b>	<b>3346.106</b>	<b>3340.126</b>

Tab. 3

Procento živě narozených s nízkou porodní hmotností (2499 g a méně) podle věku, vzdělání a rodinného stavu matky a pořadí dítěte v letech 1992–2004. Pouze jednočetné porody. Celkový počet případů 671 727.							
Rok							
	1992	1994	1996	1998	2000	2002	2004
<b>I. Věk matky</b>							
–17	9.16	10.28	9.41	10.96	10.84	13.60	11.24
18–19	5.80	5.34	5.84	7.15	7.39	8.02	9.68
20–24	4.32	4.14	4.04	4.05	4.45	5.04	5.65
25–29	4.19	4.23	3.67	3.43	3.51	3.82	4.31
30–34	5.59	4.84	4.54	4.77	4.44	4.50	4.29
35+	8.60	7.38	7.71	6.97	6.85	6.21	6.71
<b>II. Vzdělání matky</b>							
Základní	10.05	9.44	9.22	9.41	9.53	9.84	10.29
Střední bez maturity	4.76	4.50	4.16	4.03	4.17	4.55	5.08
Střední s maturitou	3.56	3.32	3.17	3.21	3.36	3.51	3.85
Vysokoškolské	3.42	3.11	2.78	3.07	2.92	3.40	3.45
<b>III. Rodinný stav matky</b>							
Svobodná	10.09	8.90	8.03	8.06	7.43	7.39	7.27
Vdaná	4.32	3.97	3.65	3.56	3.60	3.83	4.00
Rozvedená	8.41	7.85	7.80	6.37	6.51	6.08	6.68
Ovdovělá	11.80	6.29	7.60	6.11	5.41	6.02	7.07
<b>IV. Pořadí dítěte</b>							
1	5.30	4.96	4.79	4.88	4.78	5.15	5.64
2	3.73	3.42	3.23	3.01	3.21	3.44	3.53
3	5.08	5.52	4.74	4.71	4.74	4.89	5.07
4+	9.80	9.21	9.20	9.32	9.37	9.02	9.36
<b>Procento s nízkou hmotností celkem</b>	<b>4.89%</b>	<b>4.64%</b>	<b>4.39%</b>	<b>4.34%</b>	<b>4.39%</b>	<b>4.66%</b>	<b>4.97%</b>

Negativně na průměrnou porodní hmotnost obvykle působí zvyšování počtu dětí narozených mimo manželství. Oproti situaci z přelomu 80. a 90. let, kdy se v ČR přes 90 % dětí rodilo vdaným ženám, se v současnosti více než třetina dětí rodí matkám svobodným a dalších 6 % rozvedeným, což je trojnásobek podílu rozvedených matek z roku 1990 (srov. MOŽNÝ, 2002a; ŠALAMOUNOVÁ–NÝVLT, 2006). Děti narozené vdaným ženám přitom v roce 1996 vážily v průměru o 165 g více než děti svobodných matek a o téměř 80 g více než děti rozvedených (KOUPILOVÁ et al., 1998, s.1346; srov. též Tabulka 1). Tabulka 3 ukazuje, že rozdíly v zastoupení dětí s nízkou porodní hmotností mezi potomky vdaných a neprovdaných (tj. svobodných, rozvedených či ovdovělých) matek se snížily, ale přesto se pohybují kolem 3 %. Tyto rozdíly bývají obvykle vysvětlovány jako důsledek většího množství sociálních a ekonomických zdrojů, kterými disponují domácnosti vdaných matek (srov. GOLDMAN, 2001).

#### 4. Metoda

Cílem tohoto článku je zhodnotit, jaký dopad měly výše uvedené kompoziční změny populace rodiček na průměrnou porodní hmotnost a výskyt nízké porodní hmotnosti v České republice. Chceme kvantifikovat jejich dopad, a to jak jednotlivě pro každou proměnnou zvlášť, tak celkově v mnohorozměrné distribuci porodů podle všech zmíněných znaků. Pomocí metody standardizace budeme simulovat, jak by vypadala současná průměrná porodní hmotnost a riziko výskytu nízké porodní hmotnosti, pokud by se kompozice populace rodiček od počátku devadesátých let minulého století nezměnila. Metoda standardizace je po našem soudu ideálním metodologickým nástrojem pro simulaci podobného hypotetického scénáře (srov. BLONDEL ET AL., 2002).

Pro průměrnou porodní hmotnost i pro výskyt nízké porodní hmotnosti platí–stejně jako pro jiné demografické indexy–elementární pravidlo, že hrubá míra (tj. vyjádření hodnoty indexu pro celou populaci) je váženým průměrem skupinově specifických měr (PRESTON–HEUVELINE–GUILLOT, 2000, s. 23–24). Například celková průměrná porodní hmotnost je váženým průměrem průměrných porodních hmotností v subpopulacích. Stejně tak platí, že celkové procento dětí narozených s nízkou porodní hmotností je váženým průměrem zastoupení těchto dětí v jednotlivých subpopulacích.

Nejčastější aplikaci tohoto obecného pravidla najdeme u věkově-specifických měr, nicméně v principu mohou být subpopulace definovány v zásadě libovolným znakem, nebo kombinací znaků (potom je každá unikátní kombinace hodnot jednotlivých znaků považována za jednu ze subpopulací). Váhy pro výpočet váženého průměru jsou dány relativním zastoupením každé části populace na celkové populaci. Přijetí této demografické metodologie nám umožňuje provedení standardizace porodní hmotnosti s ohledem na složení populace a tedy i empirický popis alternativního vývojového scénáře (scénářů) a jeho zhodnocení ve světle skutečně pozorovaných dat.

Formálně můžeme náš postup definovat takto. Populace v roce 1992 o velikosti  $N_{1992}$  je rozdělena do  $j=1, 2, 3, \dots, J$  kategorií podle hodnot nějakého znaku (např. věku). Velikost každé subpopulace můžeme označit  $N_{j,1992}$ , podíl této kategorie na celkové populaci pak můžeme označit  $P_{j,1992}$ , kde

$$P_{j,1992} = \frac{N_{j,1992}}{N_{1992}}$$

Označme dále průměrnou porodní hmotnost v celé populaci v daném roce  $W_{1992}$  a průměrnou porodní hmotnost v každé subpopulaci v daném roce  $W_{j,1992}$ . Potom pro průměrnou porodní hmotnost platí:

$$W_{1992} = \sum_{j=1}^J W_{j,1992} * P_{j,1992}$$

Stejným způsobem lze popsat i podíl narozených s nízkou porodní hmotností. Jako  $L_{1992}$  je označena jeho celková hodnota a jako  $L_{j,1992}$  označujeme hodnoty pro jednotlivé subpopulace:

$$L_{1992} = \sum_{j=1}^J L_{j,1992} * P_{j,1992}$$

Pokud populaci v roce 2004 rozdělíme do stejných  $J$  kategorií zvoleného znaku (např. věku) a budeme respektovat stejné značení jako výše, bude pro průměrnou porodní hmotnost, respektive podíl narozených s nízkou hmotností, v roce 2004 platit:

$$W_{2004} = \sum_{j=1}^J W_{j,2004} * P_{j,2004}$$

$$L_{2004} = \sum_{j=1}^J L_{j,2004} * P_{j,2004}$$

Očekávanou průměrnou porodní hmotnost v roce 2004 ( $W'_{2004}$ ), respektive zastoupení novorozenců s nízkou porodní hmotností ( $L'_{2004}$ ), za hypotetického předpokladu, že se od roku 1992 nezměnilo složení populace podle zvoleného znaku, potom získáme podle následujících předpisů:

$$W'_{2004} = \sum_{j=1}^J W_{j,2004} * P_{j,1992}$$

$$L'_{2004} = \sum_{j=1}^J L_{j,2004} * P_{j,1992}$$

Standardizaci provádíme v několika krocích. Nejdříve standardizujeme složení populace rodiček jednotlivě podle každého z následujících znaků: věk matky, vzdělání matky, rodinný stav matky, parita. Jednotlivé údaje o složení populace v každém roce, o průměrných porodních hmotnostech v každé subpopulaci a o procentech narozených s nízkou porodní hmotností, tj. všechny vstupní údaje pro jednorozměrné standardizace, jsou uvedeny v Tabulkách 1 až 3.

Následně provádíme mnohorozměrnou standardizaci, která bere v úvahu vícerozměrnou distribuci populace rodiček do kategorií, které jsou identifikovány unikátními kombinacemi hodnot všech čtyř znaků. V mnohorozměrné standardizaci tedy – srovnání s výše uvedeným postupem – pouze měníme vymezení subpopulací. Předpokládáme, že subpopulace nejsou vymezeny kategoriemi jednoho znaku, ale že každá unikátní kombinace hodnot zvolených znaků (vzdělání, rodinný stav, věk, parita), podle nichž chceme standardizovat, definuje jednu z  $J$  kategorií.

Proměnná  $J$  má tedy potenciálně 384 kategorií ( $384 = 4$  kategorie vzdělání x 4 kategorie rodinného stavu x 4 kategorie parity x 6 kategorií věku). Přirozeně zdaleka ne všechny tyto kombinace v realu existují u konkrétních rodiček – některé protože jsou logicky nemožné (např. sedmnáctiletá matka s vysokoškolským vzděláním), jiné proto, že jde o velmi neobvyklou kombinaci znaků, která se v populaci zkrátka nevyskytuje. Neexistence pozorování s některými hodnotami znaků však nepředstavuje žádné metodologické úskalí. Mnohorozměrná distribuce je nicméně i tak příliš obsáhlá, než abychom ji v tomto textu mohli v úplnosti prezentovat.

## 5. Výsledky analýzy

Standardizací jsme pro roky 1994–2004 získali hodnoty hypotetické průměrné porodní hmotnosti a procenta narozených s nízkou porodní hmotností, které odpovídají kompozici populace rodiček z roku 1992. Tyto hodnoty porovnáváme se skutečnou průměrnou porodní hmotností a se skutečným procentem narozených s nízkou porodní hmotností v těchto letech. Tabulka 4 uvádí výsledky všech dílčích standardizací průměrné porodní hmotnosti (podle věku, vzdělání, rodinného stavu a pořadí narození) i kombinovanou standardizaci podle všech těchto proměnných v jednotlivých letech. Stejně údaje pro procento narozených s nízkou porodní hmotností prezentuje Tabulka 5. Nejdříve popíšeme výsledky pro průměrnou porodní hmotnost a poté je srovnáme s výsledky podílu narozených s nízkou porodní hmotností.

Největší rozdíly mezi skutečnou a hypotetickou průměrnou porodní hmotností se projeví v závislosti na věku matky. Při zachování kompozice rodiček z roku 1992 by dnes byla průměrná porodní hmotnost výrazně nižší než ve skutečnosti. Po roce 1992 při stabilní věkové struktuře populace rodiček sledujeme postupně se zvětšující

úbytek hmotnosti oproti reálnému vývoji. V roce 1994 by novorozenci bývali vážili průměrně 3332 g, což je jen o 2,5 g méně než ve skutečnosti, v roce 2000 už jde o plných 26 g, a v roce 2004 rozdíl mezi simulovaným a skutečným stavem činil téměř 47 g (hypotetických 3293 g oproti skutečným 3340 g).

Z celkového trendu je zřetelné, že silný pozitivní dopad snížení podílu velmi mladých matek (do 20. roku věku) převážil mírné negativní vlivy rostoucího podílu rodiček nad 35 let. Mladých matek ubylo mezi lety 1992–2004 více než čtyřnásobně, zatímco zastoupení těch starších se „pouze“ zdvojnásobilo (Tabulka 1). Nevýhoda potomků starších matek je také mnohem menší (maximálně desítky gramů) než znevýhodnění dětí velmi mladých matek. Například děti sedmnáctiletých a mladších matek byly ve sledovaném období o 200 až 260 g lehčí než děti matek ve věku 25–29 let (viz Tabulku 2). Současné věkové složení matek je tedy pro porodní hmotnost mnohem příznivější než to, které platilo na počátku 90. let, a kdyby ke změně věkové struktury rodiček nebylo došlo, byli bychom dnes zřejmě svědky mnohem horší situace (výrazně nižší průměrné porodní hmotnosti).

Efekt vzdělanostní kompozice rodiček na vývoj průměrné porodní hmotnosti je naopak víceméně zanedbatelný. Zachování situace z roku 1992 by v dalších letech posunulo průměrnou porodní hmotnost maximálně o několik málo gramů směrem dolů. Nejvíce v roce 2004 ubylo necelých 7 g oproti reálným 3340 g. Zvyšující se vzdělanost matek neměla výraznější vliv zřejmě především kvůli tomu, že se jen velmi málo (o pouhý jeden procentní bod) zmenšilo zastoupení rodiček se základním vzděláním. A právě rozdíl v porodní hmotnosti mezi dětmi matek, které mají jen základní vzdělání, a potomky vzdělanějších žen je největší. Ve sledovaném období dosahoval téměř 200 g oproti dětem matek, které jsou vyučené, zatímco rozdíl mezi ostatními vzdělanostními skupinami se pohybuje jen v desítkách gramů (viz Tabulku 2). Aby se příznivý vliv rostoucí vzdělanosti rodiček projevil na průměrné porodní hmotnosti, musel by se více dotknout nejrizikovější skupiny – žen se základním vzděláním.

Změny kompozice rodiček podle rodinného stavu ovlivnily průměrnou porodní hmotnost negativně, a to poměrně významně. Hypotetická průměrná porodní hmotnost, která simuluje stabilní složení rodiček z roku 1992, vychází oproti té skutečné každým rokem vyšší. Rozdíl rostl konstantním tempem od zhruba šesti gramů v roce 1994 po více než 24 g v roce 2004. Největší podíl na tomto zhoršení má 20% úbytek v kategorii vdaných rodiček, který se přesunul hlavně mezi svobodné matky, kterým se rodily děti v průměru o 140–200 g lehčí. Mírně přibývalo i rozvedených rodiček, jejichž děti byly v průměru o 60–100 g lehčí než děti vdaných žen (viz Tabulku 2). Sílicí tendence rodit děti mimo manželský svazek novorozencům tedy příliš neprospívá a jde o poměrně výrazný vliv.

Prakticky žádný význam neměly pro průměrnou porodní hmotnost změny v kompozici rodiček podle pořadí narození. Mezi lety 1992–2004 se složení rodiček podle parity při zaokrouhlení na celá procenta vlastně vůbec nezměnilo (viz Tabulku 1). I rozdíl mezi prvorozeným s druhorozeným dítětem byl po celé sledované období konstantní. Děti narozené první v pořadí vážily v průměru zhruba o 100 g méně než jejich mladší sou-

rozenci (viz Tabulku 2). Zanedbatelný rozdíl mezi skutečnými hypotetickými hodnotami průměrné porodní hmotnosti proto není překvapivý.

Výsledky mnohorozměrné standardizace průměrné porodní hmotnosti podle všech čtyř proměnných ukazují jen malý rozdíl mezi průměrnou porodní hmotností, která odráží celkovou kompozici matek z roku 1992, a její skutečnou hodnotou. Při zachování tehdejší kompozice by novorozenci v jednotlivých letech vážili v průměru jen o několik málo gramů více (do roku 1998), v letech 2000–2002 téměř stejně jako ve skutečnosti a v roce 2004 o necelých pět gramů méně. Je tedy zřejmé, že ani jeden z vlivů, které působily protichůdně (zejména věk a rodinný stav matky) nebyl natolik silný, aby převážil celkový trend.

Tab. 4

Skutečné a standardizované hodnoty průměrné porodní hmotnosti (v gramech) v letech 1992–2004.							
Rok							
	1992	1994	1996	1998	2000	2002	2004
Skutečné hodnoty průměrné porodní hmotnosti	3313.635	3334.549	3354.29	3361.01	3358.312	3346.106	3340.126
<b>Standardizace podle věku matky</b>							
Kompozice roku 1992		3332.08	3344.80	3344.20	3332.39	3309.10	3293.52
Rozdíl oproti skutečné		-2.47	-9.49	-16.81	-25.93	-37.00	-46.61
<b>Standardizace podle vzdělání matky</b>							
Kompozice roku 1992		3336.46	3356.28	3360.43	3354.98	3342.28	3333.67
Rozdíl oproti skutečné		1.91	1.99	-0.58	-3.33	-3.83	-6.46
<b>Standardizace podle rodinného stavu matky</b>							
Kompozice roku 1992		3340.82	3364.91	3375.06	3374.52	3365.69	3364.74
Rozdíl oproti skutečné		6.27	10.62	14.05	16.21	19.58	24.61
<b>Standardizace podle pořadí dítěte</b>							
Kompozice roku 1992		3333.50	3352.38	3359.34	3357.49	3345.21	3339.89
Rozdíl oproti skutečné		-1.05	-1.91	-1.67	-0.82	-0.90	-0.24
<b>Standardizace podle všech proměnných</b>							
Kompozice roku 1992		3338.21	3358.07	3363.51	3358.23	3345.89	3335.67
Rozdíl oproti skutečné		3.66	3.78	2.50	-0.08	-0.22	-4.46

Výsledky standardizace zastoupení narozených s nízkou porodní hmotností víceméně kopírují výsledky pro průměrnou porodní hmotnost. Jako nejsilnější se opět projevil vliv změněné věkové kompozice rodiček. Pokud by zůstalo zachováno složení rodiček z roku 1992, bylo by se v roce 2004 – za jinak stejných podmínek – narodilo téměř 7 % (přesně 6,89 %) dětí s nízkou porodní hmotností. Ve skutečnosti však v roce 2004 mělo porodní hmotnost pod 2500 gramů méně než 5 % (přesně 4,97 %) živě narozených dětí v jednočetných porodech. Úbytek velmi mladých rodiček má tedy na zdraví dětí pozitivní vliv, i když sledujeme riziko nízké porodní hmotnosti. Opět platí, že kladný vliv ubývajícího počtu velmi mladých matek zatím v součtu převažoval nad negativním vlivem rostoucího počtu matek nad 35 let.

Negativní vliv na zdraví novorozenců mělo měnit se složení rodiček podle rodinného stavu. V roce 1992 se narodilo 4,89 % dětí s nízkou porodní hmotností a jejich podíl do roku 2004 mírně narostl. Při hypotetickém zachování složení matek podle rodinného stavu z roku 1992 i pro další roky podíl narozených s nízkou porodní hmotností mírně klesal tak, že pro rok 2004 dosáhl 4,3 %. To je o 0,64 procentního bodu více než bylo jejich skutečné zastoupení. Tento výsledek potvrzuje negativní vliv rostoucího zastoupení mimomanželských porodů na výsledek porodu.

Skutečné a standardizované hodnoty procenta narozených s nízkou porodní hmotností (2499 g a méně) v letech 1992-2004.							
	Rok						
	1992	1994	1996	1998	2000	2002	2004
Skutečné hodnoty % s nízkou hmotností	4.89%	4.64%	4.39%	4.34%	4.39%	4.66%	4.97%
Standardizace podle věku matky							
Kompozice roku 1992		4.78	4.75	4.97	5.30	6.00	6.89
Rozdíl oproti skutečnosti		0.14	0.36	0.63	0.91	1.35	1.92
Standardizace podle vzdělání matky							
Kompozice roku 1992		4.59	4.34	4.35	4.47	4.76	5.17
Rozdíl oproti skutečnosti		-0.052	-0.052	0.009	0.077	0.10	0.20
Standardizace podle rodinného stavu matky							
Kompozice roku 1992		4.46	4.11	3.99	3.98	4.17	4.33
Rozdíl oproti skutečnosti		-0.18	-0.27	-0.35	-0.41	-0.49	-0.64
Standardizace podle pořadí dítěte							
Kompozice roku 1992		4.63	4.40	4.36	4.39	4.66	4.97
Rozdíl oproti skutečnosti		-0.011	0.011	0.024	0.002	0.006	0.001
Standardizace podle všech proměnných							
Kompozice roku 1992		4.48	4.12	4.16	4.24	4.35	4.63
Rozdíl oproti skutečnosti		-0.17	-0.27	-0.18	-0.14	-0.30	-0.34

Tab. 5

Vlivy složení matek podle ostatních proměnných i jejich celkové kombinace nebyly výrazné. Stejně jako při standardizaci průměrné porodní hmotnosti byl vliv měnícího se složení rodiček podle vzdělání velmi slabý. Nejvyšší rozdíl mezi hypotetickým a skutečným podílem narozených s nízkou porodní hmotností byl pro rok 2004 pouze pětina procentního bodu. Prakticky nulový byl rozdíl skutečného a hypotetického zastoupení narozených s nízkou hmotností při zohlednění složení populace novorozenců podle pořadí narození.

Mnohorozměrná standardizace složení matek podle všech sledovaných proměnných ukázala, že ani při sledování výskytu nízké porodní hmotnosti nepřevážil žádný z dílčích vlivů. V jednotlivých letech by bylo za předpokladu, že by se kompozice rodiček od roku 1992 neměnila, zastoupení novorozenců s nízkou porodní hmotností trochu nižší než ve skutečnosti. Rozdíl byl nejvyšší pro rok 2004, kdy by se při hypotetickém zachování složení matek z roku 1992 narodilo 4,6 % novorozenců s nízkou porodní hmotností místo skutečných 4,9 %. Celkově by tedy bylo složení matek z počátku 90. let s ohledem na výskyt nízké porodní hmotnosti lehce příznivější.

## 6. Závěr

Porodní hmotnost prošla po roce 1989 několika obdobími, která jsou patrná při sledování průměrné porodní hmotnosti i zastoupení narozených s nízkou porodní hmotností. V letech 1989–1991 průměrná porodní hmotnost klesala a rostlo zastoupení novorozenců s nízkou hmotností. Poté se v letech 1992–1999 oba ukazatele zlepšovaly, aby nakonec od roku 2000 opět prošla porodní hmotnost poklesem a podíl novorozenců s nízkou porodní hmotností nárůstem, a to až na úroveň horší než jaká byla v roce 1989.

Celkový vývoj porodní hmotnosti reflektuje řadu faktorů – mezi jinými nepochybně mění se kvalitu lékařské péče a vývoj medicínských technologií, stejně jako proměňující se kvalitu životního prostředí a transformaci životního stylu. Porodní hmotnost ale odráží i změny v ekonomické struktuře společnosti. Projevují se na ní zřejmě nová rizika i příležitosti v ekonomické sféře, které mají dopad na ekonomickou prosperitu domácností, v nichž těhotné ženy žijí.

V této stati jsme z množiny proměnných, které mohou přispívat k proměně ukazatelů zdraví novorozenců, vybrali jen některé. Pokusili jsme se ukázat, jak by se byla mezi lety 1992–2004 mohla vyvíjet průměrná porodní hmotnost a zastoupení novorozenců s nízkou porodní hmotností, kdyby nedošlo k významné proměně struktury porodnosti s ohledem na věk, vzdělání a rodinný stav matek a s ohledem na pořadí narození. Při simulaci hypotetických scénářů pomocí demografické standardizace (jaká by dnes byla průměrná porodní hmotnost, kdyby se struktura populace rodiček nezměnila?) jsme odhlíželi od celé plejády dalších vlivů. Závěry, které zde prezentujeme jsou nutně podmíněné a platí jen „za jinak stejných podmínek“, tj. můžeme na ně spoléhat jen do té míry, do jaké lze z procesu komplexní strukturální proměny české společnosti v posledních dvou dekadách vyčlenit proměnu jen některých proměnných a postulovat pro datové simulace klíčový předpoklad stability ostatních parametrů.



Viděli jsme, že změněná kompozice rodiček se projevila jak na průměrné porodní hmotnosti, tak na výskytu nízké porodní hmotnosti. Shoda výsledků pro oba způsoby měření zdraví novorozenců ukazuje na robustnost závěrů. V této konkrétní analýze by tedy aproximace populačního zdraví novorozenců pouze pomocí průměrné porodní hmotnosti nevedla k chybným závěrům. V dalších analýzách je přesto vhodné používat oba indikátory a případně užít i další proměnné, které zdravotní stav novorozenců a jejich budoucí zdravotní rizika také mohou indikovat. Jako vhodné proměnné se jeví i indikátor předčasného porodu, mrtvorozenost, narození s velmi nízkou porodní hmotností (méně než 1500 gramů), narození s velmi vysokou porodní hmotností (více než 4500 nebo 5000 gramů) a případně i další indikátory (přehled viz např. GISSELMANN 2007, 12–14).

Dílčí změny v kompozici populace rodiček měly různě silný a často protichůdný efekt na výsledek porodu. Z těchto dílčích vlivů hodnotíme – v souladu s obvyklou praxí – jako věcně významné změny v řádu desítek gramů. Například KOUPILOVÁ et al. (2000) interpretovali zvýšení průměrné porodní hmotnosti v Estonsku mezi lety 1992 a 1997 o 32 g jako významné zlepšení průměrného zdravotního stavu novorozenců. V tomto srovnání považujeme za významné vlivy měnicí se struktury matek zejména podle věku a v menší míře podle rodinného stavu.

Z hlediska průměrné porodní hmotnosti i výskytu nízké porodní hmotnosti byly mezi roky 1992–2004 nevýznamnější změny ve věkovém složení populace rodiček. Postupný výrazný úbytek velmi mladých matek a jen mírný nárůst matek ve věku nad 35 let celkově znamenaly příspěvek ke zlepšování průměrné porodní hmotnosti. Kdyby se od roku 1992 věková struktura populace rodiček nezměnila, byla by dnes průměrná porodní hmotnost o téměř 50 gramů nižší, než je ve skutečnosti a s nízkou porodní hmotností by se narodilo o téměř dva procentní body více dětí.

Druhý nejsilnější efekt na porodní hmotnost měl měnicí se rodinný stav matek. Rostoucí zastoupení svobodných a rozvedených matek a klesající podíl matek vdaných přispívaly k poklesu průměrné porodní hmotnosti a to celkem až o téměř 25 gramů ve srovnání s hypotetickým modelem. Stejný vliv se projevil i při simulaci zastoupení novorozenců s nízkou hmotností, které by bylo v roce 2004 o 0,64 procentního bodu nižší, kdyby se od roku 1992 složení rodiček podle rodinného stavu nezměnilo.

Efekt měnicí se vzdělání matek na celkový trend ve zdraví novorozenců byly jen nepatrné. Rostoucí vzdělanost matek sice drobně přispěla k pozitivnímu vývoji průměrné porodní hmotnosti, šlo ale ve srovnání s ostatními efekty jen o malý příspěvek v rozsahu necelých sedmi gramů za období 1992–2004. Rozdíl ve výskytu nízké porodní hmotnosti mezi skutečným a hypotetickým stavem dosáhl jen pětiny procentního bodu. Dopad vzdělání matek byl malý hlavně proto, že jen málo ubylo rodiček, které mají pouze základní vzdělání a které zároveň rodí v průměru nejlehčí děti.

Efekt měnicího se pořadí narození na průměrnou porodní hmotnost i výskyt nízké porodní hmotnosti byl v letech 1992–2004 téměř nulový. Zřejmě zejména proto, že se struktura porodů s ohledem na paritu téměř nezměnila.

Otázkou je, jak se bude vyvíjet struktura populace rodiček v budoucnu a jaký bude její vliv na zdraví novorozenců. Protože již zřejmě nelze očekávat další výrazný pokles porodnosti u nejmladších žen, ale lze očekávat další nárůst plodnosti v nejstarších věkových skupinách, bude zřejmě věková struktura matek do budoucna přispívat již jen ke zhoršování ukazatelů porodní hmotnosti. U mimomanželské plodnosti je možné očekávat další nárůst, což bude i nadále přispívat ke zhoršování porodní hmotnosti dětí. Rostoucí věk matek i pravděpodobný další nárůst mimomanželské plodnosti budou tedy do budoucna zřejmě přispívat k negativnímu vývoji průměrné porodní hmotnosti a podílu dětí s nízkou porodní hmotností.

Vzdělání českých žen bude dále růst, ale dokud nepoklesne mezi rodičkami podíl matek s velmi nízkým vzděláním, nebude příspěvek rostoucí vzdělanosti ke zlepšení zdraví dětí zřejmě ani nadále zásadní. Zda lze očekávat pokles zastoupení matek se základním vzděláním, je nejasné. Někteří sociologové (např. FRIEDMAN–HECHTER–KANAZAWA, 1994) předpokládají, že pro málo vzdělané matky (zejména v ekonomicky stagnujících a sociálně neuspořádaných regionech) je rození dětí středobodem životního programu, který ze životních plánů vytěsňuje manželství, vzdělání a kariéru. Tento jev je hluboce zakořeněn v sociálních a ekonomických strukturách pozdně moderní společnosti a tudíž je velmi obtížně změnitelný (srov. MOŽNÝ, 2002b). Proto je pravděpodobné, že podíl málo vzdělaných žen mezi matkami neklesne a rostoucí vzdělanost žen nebude mít zásadnější dopad na populační zdraví novorozenců.

Protože je obtížné předpovědět, jak se bude nadále vyvíjet porodnost s ohledem na paritu (srov. RABUŠIC–CHROMKOVÁ–MANEA, 2007), netroufáme si její příspěvek k budoucímu vývoji porodní hmotnosti odhadovat. Obecně byl ale efekt parity v naší analýze velmi malý a tak je nepravděpodobné, že by se do budoucna parita stala významným faktorem ovlivňujícím průměrnou porodní hmotnost a podíl dětí s nízkou porodní hmotností.

Připomínáme, že jsme v této analýze pracovali pouze se čtyřmi proměnnými (věk, vzdělání, rodinný stav, parita), které popisují pouze některé aspekty měnicí se struktury populace rodiček. Naš seznam nebyl zdaleka vyčerpávající a byl diktován mimo jiné i dostupností dat. Některé důležité proměnné, které také ovlivňují zdraví novorozenců a jejichž jednorozměrná distribuce v populaci rodiček se po roce 1989 měnila, jsme bohužel neměli k dispozici, a proto jsme je nemohli do analýzy zahrnout. V analýze například nejsou zastoupeny vícečetné porody, které se z hlediska sledovaných indikátorů (průměrná porodní hmotnost, nízká porodní hmotnost) významně (negativně) odlišují od porodů jednočetných. Množství vícečetných porodů v ČR dlouhodobě – zřejmě i v dů-

Martin Kreidl, Martina Štípková

sledku častějšího početí pomocí metod asistované reprodukce–roste a bude zřejmě mít do budoucna stále významnější vliv na vývoj populačního zdraví novorozenců.

Predikce budoucího vývoje průměrné porodní hmotnosti a výskytu nízké porodní hmotnosti je obtížná a závisí na mnoha faktorech, které naše analýza nebrala (a ani nemohla brát) v úvahu–například na vývoji medicíny, lékařského vědění a medicínských technologií. Pokud bychom však brali v úvahu pouze budoucí pravděpodobný vývoj sociální a populační struktury české společnosti, je pravděpodobné, že se bude populační zdraví novorozenců spíše zhoršovat v důsledku pokračujících změn ve věkové struktuře a rodinném stavu matek.

#### Literatura:

- ADEYI, Olusoji et al. (1997): Health Status During the Transition in Central and Eastern Europe: Development in Reverse. *Health Policy and Planning* 1: 132–145.
- BLONDEL, Béatrice et al. (2002): The Impact of Increasing Number of Multiple Births on the Rates of Preterm Births and Low Birthweight: An International Study. *American Journal of Public Health* 92: 1323–1330.
- BOBAK, Martin–LEON, David A. (1999): Pregnancy Outcomes and Outdoor Air Pollution: An Ecological Study in Districts of the Czech Republic. *Occupational and Environmental Medicine* 56: 539–43.
- CONLEY, Dalton–STRULY, Kate W.–BENNETT, Neil G. (2003): *The Starting Gate. Birth Weight and the Life Chances*. Berkeley, Los Angeles, London: University of California Press.
- Demografická příručka 2007 (online), (cit. 14. 6. 2009), dostupné z <http://www.czso.cz/csu/2008edicniplan.nsf/publ/4032-08-2007>.
- FRIEDMAN, Debra–HECHTER, Michael–KANAZAWA, Satoshi (1994). A Theory of the Value of Children. *Demography* 31: 375–401.
- GISSELMANN, Marit (2007): The First Injustice: *Socio-economic Inequalities in Birth Outcome* (Doctoral Thesis). Health Equity Studies No 8, Stockholm University.
- GOLDMAN, Noreen (2001): Social inequalities in health: disentangling the underlying mechanisms. *Annals of the New York Academy of Sciences* 954: 118–139.
- GORTMAKER, Steven (1979): Poverty and Infant Mortality in the United States. *American Sociological Review* 44: 280–297.
- KALLAN, Jeffrey E. (1993): Race, Intervening Variables and Two Components of Low Birth Weight. *Demography* 30 (3): 489–506.
- KOUPILOVÁ, Ilona. et al. (1998): Increasing Social Variation in Birth Outcomes in the Czech Republic After 1989. *American Journal of Public Health* 88: 1343–1347.
- KOUPILOVÁ Ilona et al. (1999): Socioekonomické rozdíly v porodní hmotnosti, délce gestace, novorozenecké a ponovorozenecké úmrtnosti. II. Česká republika po roce 1989. *Česko-slovenská pediatrie* 54: 385–390.
- KOUPILOVÁ, Ilona et al. (2000): Social Determinants of Birthweight and Length of Gestation in Estonia during the Transition to Democracy. *International Journal of Epidemiology* 29: 118–124.
- KREIDL, Martin–HREŠANOVÁ, Ema (2007): Vzestup mimomanželské plodnosti a mezigenerační přenos sociálního statusu prostřednictvím porodní váhy, in Mareš, Petr–Hofírek, Ondřej, eds., *Sociální reprodukce a integrace: Ideály a meze*, s. 153–170. Brno: Masarykova univerzita.
- MOŽNÝ, Ivo (2002a): *Česká společnost. Nejdůležitější fakta o kvalitě našeho života*. Praha: Portál.
- MOŽNÝ, Ivo (2002b): Vzdělanostně diferencovaná legitimita jako symptom pozdní moderny, in: PLAŇAVA, Ivo–PILÁT, Milan, eds., *Děti, mládež a rodiny v období transformace*, s. 58–63. Brno: Barrister and Principal.
- PRESTON, Samuel H.–HEUVELINE, Patrick–GUILLOT, Michel (2000): *Demography: Measuring and Modeling Population Processes*. London: Basil Blackwell.
- RABUŠIC, Ladislav (2001): *Kde ty všechny děti jsou?* Praha: Sociologické nakladatelství.
- RABUŠIC, Ladislav–CHROMKOVÁ-MANEA, Beatrice. (2007): Jednodětnost v českých rodinách. Kdo jsou ti, kdo mají nebo plánují pouze jedno dítě? *Sociologický časopis/Czech Sociological Review* 43: 699–719.
- RABUŠIC, Ladislav–MOŽNÝ, Ivo (1998): Česká rodina, sňatkový trh a reprodukční klima, in VEČERNÍK, Jiří–MATĚJŮ, Petr (eds.), *Zpráva o vývoji české společnosti 1989–1998*, s. 92–110. Praha: Academia.
- RAUM, Elke et al. (2001): The Impact of Maternal Education on Intrauterine Growth: A Comparison of Former West and East Germany. *International Journal of Epidemiology* 30: 81–87.
- RYCHTAŘÍKOVÁ, Jitka (1999): Sociální a biologické faktory kojenecké úmrtnosti. *Demografie* 41: 95–104.
- RYCHTAŘÍKOVÁ, Jitka (2001): Do Maternal and Paternal Characteristics Perform Similar Roles in Adverse

Pregnancy Outcome and Infant Survival? *Acta Universitatis Carolinae. Geographica* 36 (1): 77–94.

RYCHTAŘÍKOVÁ, Jitka (2004): The Case of the Czech Republic. Determinants of the Recent Favourable Turnover in Mortality. *Demographic Research* (online), Special Collection 2, Determinants of Diverging Trends in Mortality: 105–137 (cit. 22. 6. 2009), dostupné z: <http://www.demographic-research.org/special/2/5/>.

RYCHTAŘÍKOVÁ, Jitka (2007): Dvacet let svobodného mateřství v České republice. *Demografie* 49: 1–12.

RYCHTAŘÍKOVÁ, Jitka–DEMKO, George J. (2001): Inequalities in Infant Survival: An Analysis of Czech Linked Records. *European Journal of Population* 17 (4): 323–341.

Sobotka, Tomáš–Zeman, Kryštof–Kantorová, Vladimíra (2003): Demographic Shifts in the Czech Republic after 1989: A Second Demographic Transition View. *European Journal of Population* 19: 249–277.

SPENCER, Nick (2003): *Weighing the Evidence: How is Birthweight Determined?* Oxford: Radcliffe Medical Press.

ŠALAMOUNOVÁ, Petra–NÝVLT, Ondřej (2006): Mimomanželská plodnost–současné trendy v Evropě a v České republice, in Hamplová, D. et al., eds., *Životní cyklus. Sociologické a demografické perspektivy*, s. 118–141. Praha: SoÚ AV ČR.

UNITED NATIONS. 2008. *Demographic Yearbook*.

Vývoj obyvatelstva České republiky v roce 2007 (2008): Praha: ČSÚ.

ZEMAN, Kryštof 2006. Vývoj obyvatelstva České republiky v Roce 2005. *Demografie* 48: 153–165.

#### Summary

*This paper explores the impact of the changing structure of fertility upon birth weight and the risk of low birthweight in the Czech Republic between 1992 and 2004. Major shifts in the structure of fertility include increasing prevalence of out of wedlock childbearing, increasing age at childbirth, increasing education of mothers, and some reductions in higher parity births. Since these structural variables are well known determinants of child health at birth, we argue that structural changes might have significantly contributed to observed trends in average birth weight and in the occurrence of low birth weight.*

*We standardize population structure to simulate birth weight trends and the incidence of low birthweight that would have been observed had the structure of fertility remained the same after 1992. We carry out four uni-variate standardizations and one multivariate standardization of each of the two measures of birth outcomes using birth certificate data from 1992, 1994, 1996, 1998, 2000, 2002, and 2004. We analyze only live singleton births.*

*We conclude that changes in the age pattern of fertility contributed significantly to the increasing average birth weight and to a decreasing proportion of low birthweight newborns, while improving educational attainment of mothers had only a minor positive effect. We, however, also observe a moderate negative effect of non-marital fertility on observed birth weight development. Parity had no effect.*

*We foresee that the negative structural effects (increasing proportion of older women, increasing out-of-wedlock motherhood) are likely to continue, while the positive effects (diminishing fertility of very young women) are likely to weaken. Hence, we anticipate that both birth outcomes would deteriorate in the coming years.*