

上海市新生儿低出生体重发生率的产妇 相关年龄-时期-队列效应分析

周峰¹, 虞慧婷¹, 范和玉², 王春芳¹

1. 上海市疾病预防控制中心信息所, 上海 200336; 2. 罗格斯大学环境与生物科学学院, 新泽西 08901-8525

摘要: **目的** 分析和描述上海市新生儿低出生体重(low birth weight, LBW)发生率的产妇年龄、产婴时期和产妇出生队列效应及其特点。 **方法** 收集覆盖全市所有接产机构报告的 2015—2021 年单胎新生儿出生登记信息; 基于年龄-时期-队列模型, 应用 STATA 的 *apc_ie* 模块分别估计产妇年龄、产婴时期和产妇出生队列对上海市单胎新生儿 LBW 发生率的影响效应。 **结果** 该地产妇的年龄效应表现为 25~31 岁组 *RR* 值均低于 1 (相应 *P* 均 <0.05), 38~42 岁组 *RR* 值均 >1 (除 40~41 岁组外, 相应 *P* <0.05); 非本地产妇 24~32 岁组 *RR* 值均低于 1 (相应 *P* 均 <0.05), 37~42 岁组 *RR* 值均 >1 (相应 *P* 均 <0.05); 年龄别 *RR* 随年龄增加而增大。两类产妇人群的产婴时期效应表现为 2015—2017 年的 *RR* 值均低于 1 (相应 *P* 均 <0.05), 2020—2021 年 *RR* 值均 >1 (相应 *P* 均 <0.05); 时期别 *RR* 呈逐年上升。两类产妇人群出生队列效应表现为大部分队列别 *RR* 的 *P* 均 >0.05 。2015 年以来两类产妇人群高龄比例呈上升趋势, 其变化特征与时期别 *RR* 相似。 **结论** 逐年上升的高龄产妇比例是上海市新生儿 LBW 发生率上升的重要原因, 有关部门应不断完善生育相关福利政策, 以降低高龄生育比例。

关键词: 低出生体重; 年龄效应; 时期效应; 队列效应; 年龄-时期-队列模型

中图分类号: R723.2 **文献标识码:** A **文章编号:** 1006-3110(2023)10-1223-05 **DOI:** 10.3969/j.issn.1006-3110.2023.10.016

Maternal age-period-cohort effects on the incidence rate of neonatal low birth weight in Shanghai Municipality

ZHOU Feng¹, YU Huiting¹, FAN Heyu², WANG Chunfang¹

1. Shanghai Municipal Center for Disease Control and Prevention, Shanghai 200336, China;

2. School of Environmental and Biological Science, Rutgers University, New Brunswick, NJ 08901-8525, USA

Corresponding author: WANG Chunfang, E-mail: wangchunfang@scdc.sh.cn

Abstract: **Objective** To analyze and describe maternal age-period-cohort effects on the incidence rate of neonatal low body weight (LBW) and the features of the effects in Shanghai Municipality. **Methods** We collected the birth medical records of singleton newborns from all delivery service institutions in Shanghai Municipality from 2015 to 2021. Based on the age-period-cohort model, *apc_ie* module in STATA was used to estimate maternal age-period-cohort effects on the incidence rate of LBW in singleton newborns in Shanghai Municipality. **Results** As for Shanghai ID (SID) mothers, the effect of maternal age on the incidence rate of neonatal LBW displayed that the values of relative risks (*RRs*) in the age groups of 25–31 years old were all lower than 1 (all relative *P* <0.05), and those in the age groups of 38–42 years old were all bigger than 1 (all relative *P* <0.05 except those in the age groups of 40–41 years old). As for non-SID mothers, the effect of maternal age on the incidence rate of neonatal LBW revealed that the values of *RRs* in the age groups of 24–32 years were all lower than 1 (all relative *P* <0.05), and those in the age groups of 37–42 years old were all bigger than 1 (all relative *P* <0.05). Maternal age-specific *RRs* increased with the increasing age. As for both SID and non-SID mothers, the effect of birth period on the incidence rate of neonatal LBW exhibited that the values of *RRs* in 2015–2017 were all lower than 1 (all relative *P* <0.05), and those in 2020–2021 were both bigger than 1 (all relative *P* <0.05). Maternal period-specific *RRs* presented an upward trend. As for both SID and non-SID mothers, the effect of maternal cohort on the incidence rate of neonatal LBW showed that most of the cohort *RRs* had *P* values bigger than 0.05. The proportion of pregnancy at very advanced maternal age in both SID and non-SID mothers demonstrated an ascending trend since 2015, and its changing features were similar to those of period-specific *RRs*. **Conclusion** The year-by-year increase in the proportion of pregnancy at very advanced maternal age is an important factor for the increasing

作者简介: 周峰 (1968-), 男, 本科, 副主任医师, 研究方向: 流行病学及卫生统计。

通信作者: 王春芳, E-mail: wangchunfang@scdc.sh.cn。

incidence rate of neonatal LBW in Shanghai Municipality. Relevant departments should continuously improve fertility-related welfare policies so as to reduce the proportion of pregnancy at very advanced maternal age.

Keywords: low birth weight; age effect; period effect; cohort effect; age-period-cohort model

随着我国人口生育水平的不断下降,我国生育管理政策先后经历了严格的“一胎化”“双独二胎”“单独二胎”和“全面二胎”以及 2021 年的“三孩”政策,以应对未来劳动力人口的规模缩减问题。提高人口生育数量和质量(健康水平)将有效控制人口生育水平下降所引起的社会长期发展问题及其影响。

长期以来,新生儿低出生体重(low birth weight, LBW)(新生儿出生时体重低于 2 500 g)流行水平一直是衡量一个地区人口健康水平的重要指标,综合反映了产妇产长期营养、患病以及孕期保健等多方面的公共健康问题。新生儿 LBW 的远期不良影响还表现为对新生儿未来的成长发育和成年健康产生影响^[1]。相关时期趋势性研究描述了新生儿 LBW 发生率(总效应)的时期趋势^[2-3],国内未见相关趋势成因的定量分析,国外仅见美国学者应用相关数据开展趋势成因的定量分析^[4]。本研究将应用年龄-时期-队列模型(age-period-cohort model, APC 模型)系统地定量分析上海市新生儿 LBW 的产妇相关年龄、时期和出生队列效应及其变动趋势,为有关部门制定相关决策、评估和干预措施提供依据。

1 资料与方法

1.1 资料来源 本研究用于分析的上海市活产新生儿数据来自上海市新生儿出生信息系统,其出生年份为 2015—2021 年。该系统由上海市卫生和计划生育委员会开发和主管,覆盖全市所有接产医院,相关管理机构按规范实施接产机构的数据报告管理机制,包括纸质报告的交接、补充缺漏信息、修订逻辑错误等数据审核和修正工作。该系统登记了新生儿出生的基本信息和医学信息,包括新生儿及产妇的生育信息和户籍信息。

1.2 分析方法 本研究所提及的“本地产妇”是其身份证号码归属地为上海的产妇,“非本地产妇”是指其身份证号码归属地为国内其他地区的产妇。本研究仅将单胎新生儿记录纳入分析。

本研究采用 APC 模型定量分析产妇的年龄、时期和队列因素对新生儿 LBW 发生率的影响。该模型系统地某类总效应(如 LBW 发生率)分解为三类效应,即年龄效应、时期效应和队列效应,三类效应中除

了年龄效应反映了单一的年龄因素变化所致影响,其他两类效应分别是其所相关各类因素(不同时期政策、疾病报告或干预水平以及既往暴露史等)的综合影响。该模型的常见形式为对数(以数 e 为底)线性模型,如下:

$$\log(E_{ij}) = \log(P_{ij}) + \mu + \alpha_{ij} + \beta_{ij} + \gamma_k$$

其中 E_{ij} 为年龄组 i (本研究中 1 岁一组)、时期 j (本研究中 1 年为一个时期单位)的发生效应个体计数(如发生 LBW 的产妇数)的估计值(按 poisson 分布估计), P_{ij} 为年龄组 i 、时期 j 的所有暴露于效应的个体计数(相当于所有产妇数), E_{ij}/P_{ij} 为年龄组 i 、时期 j 的效应发生率; α_{ij} 为年龄组 i 效应的估计对数值, β_{ij} 为时期 j 效应的估计对数值, γ_k 为出生队列 k ($k=j-i$, 产妇出生年份)效应的估计对数值; μ 为模型的截距,相当于前述三因素效应对数值均为 0 的独立效应估计对数值,即相应率的对数值。模型拟合和参数估计采用 STATA(12.0)的 `apc_ie` 模块实施。该模块恰当地解决了年龄、时期和队列的共线性相关问题,其对年龄、时期和队列效应的对数估计值是定量无偏估计(真解)。去对数的 APC 模型(相乘模型)中,某因素的效应值则表现为对相应率的放大倍率,即其他两因素效应固定前提下的该因素 RR 值; RR 的 95% 置信区间不含 1,其对应的 $P>0.05$,具有统计显著性^[5]。

由于本研究的时期、年龄和队列的观察单位均为年(或岁),为避免出现 `apc_ie` 模块无法拟合的情况(不符合 $k=j-i$ 的要求),产妇的出生年份(k)以身份证信息为准,年龄(i)根据产婴年份(j)及 k 计算所得。鉴于 24 岁以下和 42 岁以上的产妇数较少(会导致模型无法拟合),故将 24 岁以下组并入 24 岁组,42 岁以上组并入 42 岁组。总效应(率)或比例的趋势检验采用 STATA(12.0)的 `nptrend` 命令实施。

2 结果

2.1 2015—2021 年上海市单胎新生儿 LBW 发生率 2015—2021 年期间上海市本地及非本地产妇的单胎新生儿 LBW 发生率均呈逐年增加的趋势,两类人群各年单胎新生儿 LBW 发生率相近,本地产妇的 LBW 发生率在 2.95%~4.07% 之间,非本地产妇的 LBW 发生率在 2.97%~3.66% 之间,见表 1。

表 1 2015—2021 年上海市单胎新生儿 LBW 发生率(%)

年份(年)	本地新生儿 LBW 数	本地产妇数	本地 LBW 发生率(%)	非本地新生儿 LBW 数	非本地产妇数	非本地 LBW 发生率(%)
2015	1 666	56 566	2. 95	3 757	126 557	2. 97
2016	2 091	70 713	2. 96	4 435	150 768	2. 94
2017	1 735	54 944	3. 16	4 149	135 802	3. 06
2018	1 505	45 326	3. 32	3 861	120 817	3. 20
2019	1 485	42 715	3. 48	3 913	120 771	3. 24
2020	1 238	32 717	3. 78	3 313	98 560	3. 36
2021	1 137	27 967	4. 07	3 352	91 617	3. 66

注:本地发生率趋势检验 $z=2.45, P=0.014$, 非本地发生率趋势检验 $z=2.36, P=0.018$,均拒绝无趋势的假设。

2.2 APC 模型拟合结果 对于本地产妇,25~31 岁组 RR 值均低于 1(相应 P 均 <0.05),38~42 岁组 RR 值均 >1 (除 40~41 岁组外,相应 P 均 <0.05);对于非本地产妇,24~32 岁组 RR 值低于 1(相应 P 均 <0.05),37~42 岁组 RR 值均 >1 (相应 P 均 <0.05);两类人群其他年龄 RR 的 P 均 >0.05 。本地及非本地产妇的单胎新生儿 LBW 发生率年龄别 RR 随年龄逐渐增大,其中本地产妇的年龄别 RR 波动比非本地产妇大,且其 95%置信区间宽度较大;非本地产妇的年龄别 RR 在 37 岁以后持续增大,见表 2、图 1。

表 2 不同户籍产妇的单胎新生儿 LBW 出生率 APC 模型分析结果

因素	本地		非本地	
	$RR(95\%CI)$	P 值	$RR(95\%CI)$	P 值
产妇年龄(岁)				
24	0.89(0.78~1.01)	0.061	0.92(0.88~0.96)	0.000
25	0.81(0.71~0.91)	0.001	0.83(0.79~0.88)	0.000
26	0.82(0.74~0.91)	0.000	0.86(0.82~0.90)	0.000
27	0.83(0.76~0.91)	0.000	0.86(0.82~0.90)	0.000
28	0.87(0.80~0.94)	0.001	0.86(0.83~0.90)	0.000
29	0.90(0.83~0.97)	0.007	0.85(0.82~0.89)	0.000
30	0.88(0.82~0.96)	0.003	0.90(0.87~0.94)	0.000
31	0.90(0.83~0.97)	0.008	0.88(0.85~0.92)	0.000
32	0.96(0.88~1.05)	0.365	0.93(0.89~0.97)	0.002
33	0.95(0.87~1.04)	0.248	1.01(0.96~1.06)	0.747
34	0.99(0.90~1.10)	0.893	0.97(0.91~1.02)	0.196
35	1.09(0.99~1.21)	0.093	1.01(0.95~1.07)	0.831
36	1.02(0.91~1.15)	0.697	1.04(0.98~1.10)	0.233
37	1.07(0.94~1.21)	0.325	1.11(1.03~1.18)	0.003
38	1.23(1.07~1.42)	0.004	1.13(1.05~1.21)	0.001
39	1.33(1.13~1.56)	0.000	1.20(1.11~1.30)	0.000
40	1.20(0.99~1.47)	0.067	1.23(1.12~1.35)	0.000
41	1.04(0.81~1.35)	0.753	1.29(1.15~1.44)	0.000
42	1.50(1.20~1.86)	0.000	1.34(1.21~1.48)	0.000
产要时期(年)				
2015	0.86(0.81~0.91)	0.000	0.93(0.90~0.96)	0.000

续表 2

因素	本地		非本地	
	$RR(95\%CI)$	P 值	$RR(95\%CI)$	P 值
2016	0.88(0.83~0.92)	0.000	0.91(0.89~0.94)	0.000
2017	0.93(0.88~0.98)	0.003	0.95(0.93~0.97)	0.000
2018	0.99(0.94~1.04)	0.594	0.99(0.97~1.02)	0.562
2019	1.04(0.99~1.10)	0.120	1.03(1.00~1.05)	0.055
2020	1.14(1.07~1.21)	0.000	1.05(1.02~1.08)	0.001
2021	1.22(1.14~1.30)	0.000	1.16(1.12~1.19)	0.000
产妇出生队列(年)				
1973	0.71(0.30~1.71)	0.449	0.90(0.67~1.22)	0.501
1974	1.05(0.62~1.78)	0.863	1.38(1.15~1.67)	0.001
1975	1.17(0.81~1.69)	0.415	1.12(0.96~1.31)	0.155
1976	1.26(0.95~1.66)	0.108	1.24(1.10~1.41)	0.001
1977	1.17(0.92~1.47)	0.194	1.06(0.95~1.19)	0.278
1978	1.10(0.90~1.34)	0.366	1.12(1.02~1.23)	0.017
1979	1.20(1.01~1.43)	0.042	1.07(0.98~1.16)	0.133
1980	1.04(0.88~1.23)	0.663	1.02(0.94~1.10)	0.713
1981	1.07(0.91~1.25)	0.404	1.02(0.95~1.10)	0.549
1982	1.09(0.96~1.25)	0.191	1.05(0.98~1.12)	0.150
1983	1.12(0.99~1.28)	0.066	1.02(0.96~1.09)	0.552
1984	1.08(0.96~1.22)	0.181	0.97(0.91~1.03)	0.340
1985	1.07(0.95~1.19)	0.272	1.01(0.95~1.07)	0.745
1986	1.09(0.98~1.20)	0.114	0.95(0.90~1.00)	0.055
1987	0.99(0.90~1.08)	0.777	0.89(0.85~0.94)	0.000
1988	1.01(0.93~1.10)	0.808	0.90(0.86~0.94)	0.000
1989	0.97(0.89~1.05)	0.453	0.94(0.91~0.98)	0.004
1990	0.94(0.87~1.02)	0.160	0.96(0.93~1.00)	0.052
1991	0.89(0.81~0.97)	0.007	0.93(0.89~0.96)	0.000
1992	0.90(0.82~0.99)	0.039	1.00(0.96~1.04)	0.805
1993	0.92(0.82~1.03)	0.160	0.94(0.89~0.98)	0.005
1994	0.80(0.69~0.93)	0.004	0.98(0.93~1.04)	0.533
1995	1.00(0.84~1.19)	0.983	0.88(0.82~0.94)	0.000
1996	0.80(0.61~1.05)	0.110	0.98(0.90~1.06)	0.545
1997	0.80(0.51~1.26)	0.331	0.83(0.74~0.93)	0.002
拟合优度				
Deviance = 103.203, Deviance/df = 1.214,接近于 1,拟合优度佳		Deviance = 63.552, Deviance/df = 0.748,接近于 1,拟合优度佳		

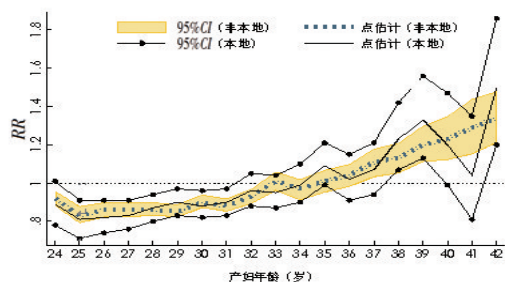


图1 上海市本地及非本地 LBW 发生率的
产妇年龄效应变动情况 95%CI

对于两类产妇人群,2015—2017 年的时期别 RR 值低于 1 (相应 P 均 < 0.05), 2020—2021 年相应 RR 值均 > 1 (相应 P 均 < 0.05)。2015 年以来两类产妇人群的时期别 RR 逐渐增大, 其中本地产妇时期别 RR 的 95% 置信区间宽度较大, 且其上升速度 (变化斜率) 较大, 见表 2、图 2。

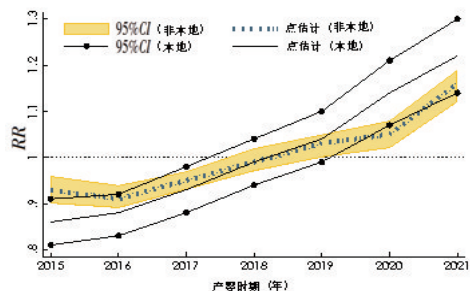


图2 上海市本地及非本地 LBW 发生率的
产婴时期效应变动情况

对于本地产妇, 队列 1979 年的 RR 值为 1.20 ($P < 0.05$), 队列 1991、1992 和 1994 年的 RR 值均低于 1 (相应 P 均 < 0.05); 对于非本地产妇, 队列 1974、1976 和 1978 年的 RR 值 > 1 (相应 P 均 < 0.05), 队列 1987、1988、1989、1991、1993、1995 和 1997 年的 RR 值均低于 1 (相应 P 均 < 0.05)。两类人群的大部分出生队列 RR 值的 P 均 > 0.05 。两类产妇人群的出生队列别 RR 的 95% 置信区间宽度表现为早期较大、近期较窄的特点, 见表 2、图 3。

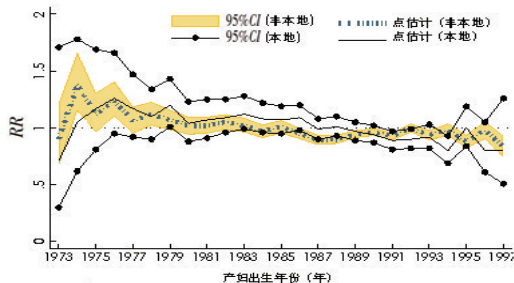


图3 上海市本地及非本地 LBW 发生率的
出生队列效应变动情况

2.3 高龄生育比例趋势 图 4 展示了 2015—2021 年上海市生育单胎新生儿的 35 岁及以上产妇 (简称高

龄产妇) 数占相应全部产妇数的构成, 其中两类产妇人群的高龄比例在 2015—2017 年间相近; 两类产妇人群高龄比例在 2015 年以后均呈上升趋势 ($z_{\text{本地}} = 2.45$, $P = 0.014$; $z_{\text{非本地}} = 2.19$, $P = 0.029$), 本地产妇的高龄比例上升较快, 非本地产妇的高龄比例在 2017 年后变动趋缓, 这与图 2 中本地产妇时期效应变化斜率较大及非本地产妇时期效应变化斜率较小的情况一致。

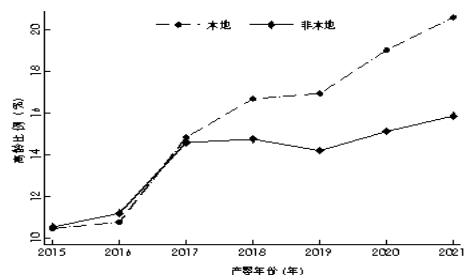


图4 2015—2021 年上海市本地及非本地的
高龄产妇比例变动情况

3 讨论

本研究基于 APC 模型的系统性分析结果, 观察到上海市单胎新生儿 LBW 发生率的产妇年龄效应, 即随产妇年龄 (24 岁起) 增加, 单胎新生儿 LBW 发生风险增加, 与国内外关于 LBW 总效应的相关研究结果一致^[6-7]。美国学者 Margerison-Zilko 应用 APC 模型 (与本研究方法一致) 分析了 1989—2010 年美国单胎足月新生儿 (与本次研究略有差异) LBW 发生率的产妇相关年龄-时期-队列效应, 其所发现的年龄效应呈 U 型, 表现为低龄组 (< 15 、 $15 \sim 19$ 和 $20 \sim 24$ 岁组) 和高龄组 (> 44 岁组) 较高, 中间组 ($24 \sim 29$ 、 $30 \sim 34$ 、 $35 \sim 39$ 和 $40 \sim 44$ 岁组) 较低。如果不考虑低龄组 (本研究把 24 岁以下组归并为 24 岁组), 本研究结果与美国学者研究结果总体相似^[4]。导致新生儿 LBW 发生的根本原因包括早产和宫内发育迟缓^[8]。国内外流行病学研究表明高龄生育不仅是早产和宫内发育迟缓的直接危险因素, 而且还促进早产和宫内发育迟缓的其他危险因素发生, 如胎膜早破等^[9-11]。因此, 高龄生育是单胎新生儿 LBW 发生的重要危险因素。本研究发现, 两类产妇人群的年龄效应变动的总体特点一致, 但非本地产妇年龄效应的 95% 置信区间比本地产妇窄, 可能与非本地产妇的人数较多有关。

本研究结果提示, 2015—2021 年间上海市单胎新生儿 LBW 发生风险持续上升, 与有关 LBW 总效应的时期趋势分析结果一致^[3]。有研究表明, 上海市居民健康素养水平以及上海妇幼保健水平在过去 10 多年里得到了极大的改善^[12]; 《上海市妇女健康服务能力建设专项规划 (2016—2020 年)》确保充足高质量的生

育保健资源覆盖了本地与非本地育龄妇女^[13];有研究提示大气污染水平与上海市新生儿出生体重降低存在正相关联系^[14],上海市大气环境污染水平近年来逐年降低^[15],提示大气污染对上海市单胎新生儿 LBW 发生的影响降低。前述情况提示,2015—2021 年间上海市育龄妇女对早产和宫内发育迟缓以及大气污染等危险因素的总体暴露水平在下降。鉴于接生机构对新生儿出生体重的测量和报告规范及质量长期稳定,因此本研究所观察到的时期效应变动可归因于本研究所观察到的另一情况,即上海市产妇高龄生育比例在 2015—2021 年间呈上升趋势。导致上海市高龄生育比例上升的原因包括:①2011 年后我国连续调整的生育政策放松了生育限制,导致再生育的高龄产妇增多。②2010 年我国学历为本科及以上学历的女性 1 孩平均生育年龄已经超过 30 岁^[16]。上海市不断调整的户籍管理政策有效引入了大量高学历年轻人。由于生存发展环境的改变^[17]、生育观念的改变和城市养育成本较高,高学历女性生育意愿推迟,导致高龄生育的比例增高。③经济压力(如房价上涨)不断增长导致生育意愿的推迟^[18]。上述原因的综合作用推动了上海市高龄生育比例上升,进而推高单胎新生儿 LBW 的发生风险。

本研究结果表明,上海市单胎新生儿 LBW 发生率的产妇出生队列效应总体上可以忽略(大多数队列别 *RR* 值的 *P* 均>0.05),表明两类产妇人群早年所经历的社会经济发展水平以及生育相关支持水平总体较好,且均未经历相关危险因素的高水平暴露。值得关注的是,较早(1986 年以前)队列别 *RR* 值(点估计)>1 的情况比较多,较晚(1985 年以后)队列别 *RR* 值(点估计)<1 的情况比较多,在非本地产妇中尤为明显(且具有统计显著性的 *RR* 值较多)。前述表现提示队列效应呈微弱下降趋势,一方面与各队列的危险因素暴露水平下降有关;另一方面可能与非本地产妇的各队列人数较多有关,同时与该人群就诊于上海接生机构的倾向性较高有关。

综上所述,连续的生育管理政策调整和较高的社会经济发展水平推动上海市高龄产妇比例逐年升高,从而促进上海市单胎新生儿 LBW 发生率呈上升趋势。因此,上海市计划生育管理部门不仅要促进生育,提高出生数,也要基于上海市较高社会经济发展水平不断推动生育相关福利政策的完善,以降低高龄生育比例,从而干预单胎新生儿 LBW 发生率的上升趋势,提高出生人口质量。

从国内外 APC 模型应用情况来看,本研究存在观察时期不够长的局限性^[4-5],但模型拟合结果和分析与

国内外的有关结果及实际情况总体一致,表明本研究所用数据质量可靠,且相关数据的处理是可以接受的。

参考文献

- [1] United Nations Children's Fund and World Health Organization. Low birth weight: country, regional and global estimates[R]. New York: UNICEF, 2004;1
- [2] 沈丽萍,王杰,段一凡,等. 2000—2016 年国内外低出生体重流行趋势[J]. 卫生研究,2020,49(5):850-853
- [3] 周峰,蔡任之,虞慧婷,等. 上海市新生儿低出生体重流行趋势及危险因素分析[J]. 现代预防医学,2018,45(15):79-82,105.
- [4] Margerison-Zilko C. The contribution of maternal birth cohort to term small for gestational age in the United States 1989-2010: an age, period, and cohort analysis[J]. Paediatr Perinat Epidemiol, 2014, 28(4):312-321.
- [5] Yang Y,Fu WJ,Land KC. A methodological comparison of age-period-cohort models: the intrinsic estimator and conventional generalized linear models[J]. Sociol Method, 2004, 34(1):75-110.
- [6] 杨旻,汪吉梅. 产妇年龄对新生儿不良结局影响的回顾性队列研究[J]. 中国循证儿科杂志,2019,14(4):276-281
- [7] Ratnasiri AWG,Parry SS,Arief VN,et al. Recent trends, risk factors, and disparities in low birth weight in California, 2005-2014: a retrospective study [J]. Matern Health Neonatol Perinatol, 2018, 4(1):15-27
- [8] Cutland CL, Lackritz EM, Mallett-Moore T, et al. Low birth weight: case definition & guidelines for data collection, analysis, and presentation of maternal immunization safety data [J]. Vaccine,2017, 35(48 Pt A):6492-6500.
- [9] 樊静洁,刘世新,林一才. 深圳市新生儿早产影响因素的病例对照研究[J]. 实用预防医学, 2019, 26(11):1322-1325.
- [10] 杨旻. 宫内发育迟缓的危险因素分析[J]. 中国当代医药, 2017, 24(25):110-112.
- [11] 陶龙芳,汪洁,陈福芳. 单胎妊娠孕妇胎儿宫内发育迟缓的影响因素分析[J]. 中国妇幼保健, 2020, 35(15):2838-2840
- [12] 夏宇,陈任,陈菲,等. 2008—2017 年上海市居民健康素养时序变化与孕产妇及婴幼儿死亡率的相关性[J]. 山东大学学报(医学版), 2019, 57(12):97-102
- [13] 上海市卫生健康委员会. 关于印发《上海市妇女健康服务能力建设专项规划(2016—2020 年)》的通知[EB/OL]. (2017-06-27)[2022-09-14]. <http://wsjkw.sh.gov.cn/zxghjh/20180815/0012-57462.html>.
- [14] 蔡任之,钱耐思,虞慧婷,等. 母亲孕中期空气污染暴露与新生儿出生体重的相关性[J]. 环境与职业医学, 2017, 34(6):479-482
- [15] 王君悦,刘朝顺. 基于 WRF-Chem 的长三角地区 PM_{2.5} 和 O₃ 污染协同控制研究[J]. 环境科学学报, 2022,42(7):32-42.
- [16] 饶健. 我国受教育程度不同的女性其平均生育年龄情况分析[J]. 劳动保障世界, 2019,31(9):75,77.
- [17] 李肆. 环境差异与移民的生育意愿—基于 CGSS 数据的实证研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2019, 29(12):95-102.
- [18] 胡佩,王洪卫. 住房价格与生育推迟—来自 CGSS 微观数据的证据[J]. 财经研究,2020, 46(4):79-93.