

## · 现场调查 ·

# 孕前体重指数、孕期体重增加与新生儿窒息的关系

刘英惠 刘建蒙 刘伟宏 马蕊 叶荣伟 陈华 薛明君 成伶春 吴立民  
潘玉娟 陈浩 任爱国 李松 李竹

**【摘要】** 目的 了解孕前体重指数(BMI)、孕期体重增加与新生儿窒息发生危险的关系。方法 数据来自“中美预防出生缺陷和残疾合作项目”中嘉兴地区的围产保健监测数据库。研究对象为 1995-2000 年在嘉兴地区参加婚前/孕前期体检且分娩单胎活产儿孕满 20 周的 83 030 名孕产妇。运用  $\chi^2$  检验或趋势  $\chi^2$  检验比较不同 BMI 组或其他特征人群新生儿窒息发病率的差别,利用多元 logistic 回归分析孕前 BMI、孕期体重增加与新生儿窒息发生危险之间的关系。结果 新生儿窒息发病率为 11.3% (95% CI: 11.1% ~ 11.6%)。新生儿窒息发病率从 BMI < 18.5 kg/m<sup>2</sup> 组的 11.0% (95% CI: 10.5% ~ 11.5%) 逐渐升至 BMI ≥ 25.0 kg/m<sup>2</sup> 组的 12.9% (95% CI: 11.6% ~ 14.4%), 自孕期体重增加 < 0.3 kg/wk 的 12.4% (95% CI: 11.9% ~ 13.0%) 逐渐降至 ≥ 0.5 kg/wk 的 10.6% (95% CI: 10.1% ~ 11.0%)。孕前 BMI ≥ 25.0 kg/m<sup>2</sup> 组的新生儿重度窒息发生率高于 BMI 更低组。在调整了地区、年龄、文化程度、职业、产次、产前检查次数、孕期高危因素、产时高危因素、孕周和出生体重后,以 BMI < 18.5 kg/m<sup>2</sup> 组为参照组, BMI 为 18.5 ~ 22.9 kg/m<sup>2</sup>、23.0 ~ 24.9 kg/m<sup>2</sup> 和 ≥ 25.0 kg/m<sup>2</sup> 组发生新生儿窒息的 OR 值分别为 1.03 (95% CI: 0.97 ~ 1.09)、1.06 (95% CI: 0.96 ~ 1.16) 和 1.14 (95% CI: 1.00 ~ 1.31)。进一步调整孕期增重后,上述 OR 值分别为 1.02 (95% CI: 0.95 ~ 1.09)、1.01 (95% CI: 0.90 ~ 1.13) 和 1.08 (95% CI: 0.92 ~ 1.28)。以孕期体重增加 ≥ 0.5 kg/wk 组作为参照,孕期体重增加为 0.3 ~ kg/wk 和 < 0.3 kg/wk 组发生新生儿窒息的 OR 值分别为 1.06 (95% CI: 1.01 ~ 1.12) 和 1.09 (95% CI: 1.02 ~ 1.20)。结论 孕期体重增加 < 0.5 kg/wk 加大新生儿窒息发生的危险,提示临床上宜对妇女孕前的 BMI 进行监测,并据此进行孕前指导和孕期管理,以保持合理的孕期体重,降低新生儿窒息的发生危险。

**【关键词】** 新生儿窒息; 体重指数; 孕期

**Relations between pre-pregnancy body mass index, gestational weight gain, and the occurrence of neonatal asphyxia** LIU Ying-hui\*, LIU Jian-meng, LIU Wei-hong, MA Rui, YE Rong-wei, CHEN Huan, XUE Ming-jun, CHENG Ling-chun, WU Li-min, PAN Yu-juan, CHEN Hao, REN Ai-guo, LI Song, LI Zhu. \*Institute of Reproductive and Child Health, Peking University Health Science Center, Beijing 100083, China

**【Abstract】** **Objective** To assess the relationship between pre-pregnancy body mass index (BMI), weight gain during pregnancy, and the risk of neonatal asphyxia. **Methods** Data was collected in 6 counties/cities covered by Peri-natal Health Care Surveillance System which was part of a Sino-American cooperative project on neural tube defects prevention established in 1992. The study population consisted of 83 030 women who attended premarital/preconception medical physical examination program and had delivered single live birth with at least 20 gestational weeks from 1995 to 2000 in Jiaying area, Zhejiang province. Results from the Chi-square test were employed to test the differences in the rates of neonatal asphyxia between groups with different BMI and other characteristics. Multivariate logistic regression method was conducted to examine the association between pre-pregnancy BMI, gestational weight gain, and the risk of asphyxia. **Results** The average rate of neonatal asphyxia was 11.3% (95% CI: 11.1% - 11.6%). The rates of neonatal asphyxia among women with BMI < 18.5 kg/m<sup>2</sup>, 18.5-22.9 kg/m<sup>2</sup>, 23.0-24.9 kg/m<sup>2</sup>, and ≥ 25.0 kg/m<sup>2</sup> were 11.0% (95% CI: 10.5% - 11.5%), 11.3% (95% CI: 11.1% -

作者单位: 100083 北京大学生育健康研究所(刘英惠、刘建蒙、刘伟宏、马蕊、叶荣伟、任爱国、李竹); 浙江省嘉兴市妇幼保健院(陈华); 嘉兴市秀洲区妇幼保健院(薛明君); 嘉善县妇幼保健院(成伶春); 平湖市妇幼保健院(吴立民); 海盐县妇幼保健院(潘玉娟); 桐乡市妇幼保健院(陈浩); 北京大学第三医院(李松)

11.6%), 11.8% (95% CI: 11.0%-12.6%), and 12.9% (95% CI: 11.6%-14.4%) respectively. The rates of neonatal asphyxia were 12.4% among women with weight gain < 0.3 kg/wk, higher than women with higher weight gain. After adjusting for residential area, maternal age, educational level, occupation, parity, times of prenatal visit, high-risk experiences during pregnancy, high-risk experiences at time of delivery, gestational week and birth weight, the estimated ORs were 1.03 (95% CI: 0.97-1.09), 1.06 (95% CI: 0.96-1.16) and 1.14 (95% CI: 1.00-1.31), respectively. These ORs became 1.02 (95% CI: 0.95-1.09), 1.01 (95% CI: 0.90-1.13) and 1.08 (95% CI: 0.92-1.28) after further adjusting the variable "gestational weight gain". The estimated ORs for neonatal asphyxia were 1.06 (95% CI: 1.01-1.12) for women with weight gain at 0.3-kg/wk and 1.09 (95% CI: 1.02-1.20) for women with weight gain < 0.3 kg/wk when compared to those with weight gain  $\geq$  0.5 kg/wk. **Conclusion** Lower weight gain seemed to have the effect of increasing the risk of neonatal asphyxia.

**【Key words】** Neonatal asphyxia; Body mass index; Pregnancy

新生儿窒息是引起新生儿死亡和儿童伤残的重要原因之一。全世界每年 390 万新生儿死亡中 29% 与出生时的窒息有关<sup>[1]</sup>；我国新生儿窒息发病率约为 5%~10%，病死率约 2.3%~12.7%<sup>[2]</sup>。全国妇幼卫生监测资料显示，1996-2000 年出生窒息是导致 5 岁以下儿童死亡的重要原因之一<sup>[3]</sup>。新生儿窒息的危险因素有：孕母患有妊娠并发症，孕母有慢性或严重疾病，孕妇吸毒、吸烟或被动吸烟，年龄  $\geq$  35 岁或 < 16 岁及多胎妊娠，前置胎盘，胎盘早剥，脐带脱垂，早产和巨大儿等<sup>[2]</sup>。众多因素中，孕前 BMI 和孕期体重增加也日益受到关注。国内一些以医院为基础的小样本研究发现，孕前 BMI 较高或孕期体重增加较多者其新生儿窒息发生率较高<sup>[4]</sup>。国外关于孕前 BMI、孕期体重增加与新生儿窒息关系的研究结论则不一致<sup>[5-8]</sup>。鉴于此，本研究利用浙江省嘉兴市 1995-2000 年的围产保健监测资料，对孕前 BMI、孕期体重增加与新生儿窒息的关系进行分析。

### 对象与方法

1. 研究对象：资料来源于“中美预防出生缺陷和残疾合作项目”中的围产保健监测系统。研究对象为 1995-2000 年期间在浙江省嘉兴市、海盐县、平湖市、桐乡市和嘉善县接受婚前或孕前体检并分娩的孕满 20 周的孕产妇，共计 83 954 名。剔除孕前身高和体重不详者、阿氏评分不详者及双胎或多胎者后，获得有效样本 83 030 名。

2. 研究方法：新生儿窒息的诊断标准为生后 1 min 阿氏评分  $\leq$  7 分，或 1 min 阿氏评分为 8~10 分但 5 min 阿氏评分 < 7 分。其中，1 min 阿氏评分 4~7 分为轻度窒息，0~3 分为重度窒息；若 1 min 阿氏评分为 8~10 分但 5 min 阿氏评分为 6 分及以下也为重度窒息<sup>[2]</sup>。BMI = 体重 (kg)/身高 (m<sup>2</sup>)。根据

WHO 的推荐<sup>[9]</sup>，BMI 分类： $< 18.5$  kg/m<sup>2</sup>、 $18.5 \sim 22.9$  kg/m<sup>2</sup>、 $23.0 \sim 24.9$  kg/m<sup>2</sup> 和  $\geq 25.0$  kg/m<sup>2</sup>。孕期体重增加为孕期平均每周增加体重 (kg/wk)，即孕妇在孕晚期与孕早期体重的差与两次测量体重日期 (wk) 之差的比值。参考赖毓冕和何平<sup>[10]</sup>开展的研究，将孕期体重增加分类： $< 0.3$  kg/wk、 $0.3 \sim$  kg/wk 和  $\geq 0.5$  kg/wk。对象的其他特征包括城乡 (嘉兴市为城市地区，其余为农村地区)、年龄 (20~、25~、30~ 和  $\geq 35$  岁)、文化程度 (大学及以上、高中、初中、小学及以下)、职业 (农民或农民工、工人、干部或商业)、产次 (初产妇、经产妇)、产前检查次数、孕期是否出现高危因素、产时是否出现高危因素、孕周 (是否早产) 以及出生体重 (低体重儿、正常体重儿和巨大儿)。其中，如果妇女孕期出现高血压、糖尿病、心脏病、肝病、肾病、甲状腺功能亢进或结核病则认为其在孕期出现高危因素，而分娩时出现脐带脱垂、胎盘早剥或前置胎盘，则认为其产时出现高危因素。

3. 统计学分析：利用  $\chi^2$  检验考察不同 BMI 组对象的特征分布以及不同特征对象的新生儿窒息发病率。采用 logistic 回归模型分析孕前 BMI、孕期增重与新生儿窒息的关系。由于孕期体重增加这一变量的缺失率高达 24.6% (20 400/83 030)，为了更详细地考察该变量的影响，故在分析孕前 BMI 与新生儿窒息关系时，首先对孕前 BMI 与孕期体重增加分别进行单因素 logistic 回归分析，即模型 1 和模型 2，然后调整地区、年龄、文化程度、职业、产次、产前检查次数、孕期高危因素、产时高危因素、早产和出生体重之后，进行 3 次多元 logistic 回归分析，模型 3：利用含 83 030 名对象的数据库进行多元 logistic 回归分析，调整上述变量但未调整“孕期体重增加”这一变量；模型 4：只针对“孕期体重增加”无缺失值的 62 630 名对象进行分析，调整上述变量但未调整孕

期体重增加这一变量;模型 5:只针对“孕期体重增加”变量无缺失值的 62 630 名对象进行分析,同时调整上述变量和孕期体重增加。

## 结 果

1. 不同 BMI 组孕产妇的特征分布:83 030 名妇女的 BMI 为  $(20.3 \pm 2.2)$  kg/m<sup>2</sup>。其中, BMI < 18.5 kg/m<sup>2</sup> 者占 18.6%, BMI 为 18.5~22.9 kg/m<sup>2</sup>、23.0~24.9 kg/m<sup>2</sup> 和  $\geq 25.0$  kg/m<sup>2</sup> 者分别占 71.0%、7.7% 和 2.6%。孕期体重增加 <

0.3 kg/wk、0.3~ kg/wk 和  $\geq 0.5$  kg/wk 者分别占 16.2%、36.9% 和 22.3%。孕产妇居住在农村地区的占 89.2%,职业为农民或农民工者占 80.0%,初产妇占 95.8%,孕期出现高危因素者占 25.0%,产时出现高危因素者占 0.2%。孕产妇文化程度为初中的占 62.9%,以下依次为小学及以下和高中文化程度者。早产儿占 3.8%,低出生体重儿和巨大儿分别占 2.1% 和 6.4%。研究对象的平均年龄为  $(25.2 \pm 2.2)$  岁,平均产前检查次数为  $(10 \pm 2)$  次(表 1)。

与 BMI 较低组比较, BMI 较高组中孕期体重

表1 83 030 名孕产妇不同 BMI 组的特征分布

对象特征	BMI(kg/m <sup>2</sup> )				合计
	<18.5	18.5~	23.0~	25.0~	
孕期体重增加(kg/wk)					
<0.3	2 023(13.1)	9 493(16.1)	1 413(22.0)	560(25.6)	13 489(16.2)
0.3~	5 934(38.4)	21 933(37.2)	2 111(32.8)	656(30.0)	30 634(36.9)
$\geq 0.5$	3 862(25.0)	13 142(22.3)	1 194(18.6)	309(14.1)	18 507(22.3)
不详	3 624(23.5)	14 400(24.4)	1 715(26.7)	661(30.2)	20 400(24.6)
地区					
城市	2 068(13.4)	6 195(10.5)	556(8.6)	168(7.7)	8 987(10.8)
农村	13 375(86.6)	52 773(89.5)	5 877(91.4)	2 018(92.3)	74 043(89.2)
年龄(岁)					
20~	8 491(55.0)	34 668(58.8)	3 828(59.5)	1 275(58.3)	48 262(58.1)
25~	6 528(42.3)	22 145(37.6)	2 164(33.6)	689(31.5)	31 526(38.0)
30~	396(2.6)	1 974(3.3)	400(6.2)	199(9.1)	2 969(3.6)
$\geq 35$	28(0.2)	181(0.3)	41(0.6)	23(1.1)	273(0.3)
文化程度					
大学及以上	546(3.5)	1 330(2.3)	63(1.0)	12(0.5)	1 951(2.3)
高中	2 598(16.8)	6 884(11.7)	434(6.7)	124(5.7)	10 040(12.1)
初中	9 479(61.4)	37 580(63.7)	3 879(60.3)	1 251(57.2)	52 189(62.9)
小学及以下	2 782(18.0)	13 034(22.1)	2 045(31.8)	792(36.2)	18 653(22.5)
不详	38(0.2)	140(0.2)	12(0.2)	7(0.3)	197(0.2)
职业					
农民或农民工	11 256(72.9)	47 675(80.8)	5 608(87.2)	1 926(88.1)	66 465(80.0)
工人	2 211(14.3)	6 037(10.2)	455(7.1)	152(7.0)	8 855(10.7)
干部或商业	1 122(7.3)	2 908(4.9)	141(2.2)	31(1.4)	4 202(5.1)
不详	854(5.5)	2 348(4.0)	229(3.6)	77(3.5)	3 508(4.2)
产次					
初产妇	15 034(97.4)	56 624(96.0)	5 936(92.3)	1 941(88.8)	79 535(95.8)
经产妇	409(2.6)	2 337(4.0)	495(7.7)	245(11.2)	3 486(4.2)
不详	0(0.0)	7(0.0)	2(0.0)	0(0.0)	9(0.0)
产前检查次数					
1~4	176(1.1)	898(1.5)	138(2.1)	46(2.1)	1 258(1.5)
5~9	3 507(22.7)	14 341(24.3)	1 647(25.6)	616(28.2)	20 111(24.2)
$\geq 10$	11 725(75.9)	43 631(74.0)	4 640(72.1)	1 519(69.5)	61 515(74.1)
不详	35(0.2)	98(0.2)	8(0.1)	5(0.2)	146(0.2)
孕期是否出现高危					
是	3 939(25.5)	14 436(24.5)	1 675(26.0)	699(32.0)	20 749(25.0)
否	11 487(74.4)	44 471(75.4)	4 750(73.8)	1 486(68.0)	62 194(74.9)
不详	17(0.1)	61(0.1)	8(0.1)	1(0.1)	87(0.1)
产时是否出现高危 <sup>a</sup>					
是	38(0.2)	149(0.3)	15(0.2)	3(0.1)	205(0.2)
否	15 392(99.8)	58 769(99.7)	6 416(99.8)	2 180(99.9)	82 757(99.8)
是否早产 <sup>a</sup>					
否	14 845(96.1)	56 749(96.2)	6 161(95.8)	2 093(95.7)	79 848(96.2)
是	598(3.9)	2 219(3.8)	272(4.2)	93(4.3)	3 182(3.8)
出生体重情况					
低体重	484(3.1)	1 224(2.1)	126(2.0)	46(2.0)	1 880(2.1)
正常体重	14 389(93.2)	53 966(91.5)	5 611(87.2)	1 855(84.9)	75 821(91.3)
巨大儿	570(3.7)	3 778(6.4)	696(10.8)	285(13.0)	5 329(6.4)

注:括号外数据为人数,括号内数据为构成比(%);<sup>a</sup>经 $\chi^2$ 检验,差异无统计学意义

期体重增加这一变量;模型 5:只针对“孕期待重增加”变量无缺失值的 62 630 名对象进行分析,同时调整上述变量和孕期待重增加。

结 果

1. 不同 BMI 组孕产妇的特征分布:83 030 名妇女的 BMI 为 (20.3 ± 2.2) kg/m<sup>2</sup>。其中, BMI < 18.5 kg/m<sup>2</sup> 者占 18.6%, BMI 为 18.5~22.9 kg/m<sup>2</sup>、23.0~24.9 kg/m<sup>2</sup> 和 ≥ 25.0 kg/m<sup>2</sup> 者分别占 71.0%、7.7% 和 2.6%。孕期待重增加 <

0.3 kg/wk、0.3~ kg/wk 和 ≥ 0.5 kg/wk 者分别占 16.2%、36.9% 和 22.3%。孕产妇居住在农村地区的占 89.2%, 职业为农民或农民工者占 80.0%, 初产妇占 95.8%, 孕期待出现高危因素者占 25.0%, 产时出现高危因素者占 0.2%。孕产妇文化程度为初中的占 62.9%, 以下依次为小学及以下和高中文化程度者。早产儿占 3.8%, 低出生体重儿和巨大儿分别占 2.1% 和 6.4%。研究对象的平均年龄为 (25.2 ± 2.2) 岁, 平均产前检查次数为 (10 ± 2) 次(表 1)。

与 BMI 较低组比较, BMI 较高组中孕期待重

表 1 83 030 名孕产妇不同 BMI 组的特征分布

对象特征	BMI(kg/m <sup>2</sup> )				合计
	<18.5	18.5~	23.0~	25.0~	
孕期待重增加(kg/wk)					
<0.3	2 023(13.1)	9 493(16.1)	1 413(22.0)	560(25.6)	13 489(16.2)
0.3~	5 934(38.4)	21 933(37.2)	2 111(32.8)	656(30.0)	30 634(36.9)
≥0.5	3 862(25.0)	13 142(22.3)	1 194(18.6)	309(14.1)	18 507(22.3)
不详	3 624(23.5)	14 400(24.4)	1 715(26.7)	661(30.2)	20 400(24.6)
地区					
城市	2 068(13.4)	6 195(10.5)	556(8.6)	168(7.7)	8 987(10.8)
农村	13 375(86.6)	52 773(89.5)	5 877(91.4)	2 018(92.3)	74 043(89.2)
年龄(岁)					
20~	8 491(55.0)	34 668(58.8)	3 828(59.5)	1 275(58.3)	48 262(58.1)
25~	6 528(42.3)	22 145(37.6)	2 164(33.6)	689(31.5)	31 526(38.0)
30~	396(2.6)	1 974(3.3)	400(6.2)	199(9.1)	2 969(3.6)
≥35	28(0.2)	181(0.3)	41(0.6)	23(1.1)	273(0.3)
文化程度					
大学及以上	546(3.5)	1 330(2.3)	63(1.0)	12(0.5)	1 951(2.3)
高中	2 598(16.8)	6 884(11.7)	434(6.7)	124(5.7)	10 040(12.1)
初中	9 479(61.4)	37 580(63.7)	3 879(60.3)	1 251(57.2)	52 189(62.9)
小学及以下	2 782(18.0)	13 034(22.1)	2 045(31.8)	792(36.2)	18 653(22.5)
不详	38(0.2)	140(0.2)	12(0.2)	7(0.3)	197(0.2)
职业					
农民或农民工	11 256(72.9)	47 675(80.8)	5 608(87.2)	1 926(88.1)	66 465(80.0)
工人	2 211(14.3)	6 037(10.2)	455(7.1)	152(7.0)	8 855(10.7)
干部或商业	1 122(7.3)	2 908(4.9)	141(2.2)	31(1.4)	4 202(5.1)
不详	854(5.5)	2 348(4.0)	229(3.6)	77(3.5)	3 508(4.2)
产次					
初产妇	15 034(97.4)	56 624(96.0)	5 936(92.3)	1 941(88.8)	79 535(95.8)
经产妇	409(2.6)	2 337(4.0)	495(7.7)	245(11.2)	3 486(4.2)
不详	0(0.0)	7(0.0)	2(0.0)	0(0.0)	9(0.0)
产前检查次数					
1~4	176(1.1)	898(1.5)	138(2.1)	46(2.1)	1 258(1.5)
5~9	3 507(22.7)	14 341(24.3)	1 647(25.6)	616(28.2)	20 111(24.2)
≥10	11 725(75.9)	43 631(74.0)	4 640(72.1)	1 519(69.5)	61 515(74.1)
不详	35(0.2)	98(0.2)	8(0.1)	5(0.2)	146(0.2)
孕期待是否出现高危					
是	3 939(25.5)	14 436(24.5)	1 675(26.0)	699(32.0)	20 749(25.0)
否	11 487(74.4)	44 471(75.4)	4 750(73.8)	1 486(68.0)	62 194(74.9)
不详	17(0.1)	61(0.1)	8(0.1)	1(0.1)	87(0.1)
产时是否出现高危 <sup>a</sup>					
是	38(0.2)	149(0.3)	15(0.2)	3(0.1)	205(0.2)
否	15 392(99.8)	58 769(99.7)	6 416(99.8)	2 180(99.9)	82 757(99.8)
是否早产 <sup>a</sup>					
否	14 845(96.1)	56 749(96.2)	6 161(95.8)	2 093(95.7)	79 848(96.2)
是	598(3.9)	2 219(3.8)	272(4.2)	93(4.3)	3 182(3.8)
出生体重情况					
低体重	484(3.1)	1 224(2.1)	126(2.0)	46(2.0)	1 880(2.1)
正常体重	14 389(93.2)	53 966(91.5)	5 611(87.2)	1 855(84.9)	75 821(91.3)
巨大儿	570(3.7)	3 778(6.4)	696(10.8)	285(13.0)	5 329(6.4)

注: 括号外数据为人数, 括号内数据为构成比(%); <sup>a</sup>经 $\chi^2$ 检验, 差异无统计学意义

增加 $\geq 0.5$  kg/wk者较少,居住在城市地区者较少,高中及以上文化程度者较少,职业为农民者较多,经产妇较多,孕期出现高危因素者较多,巨大儿比例较高而低出生体重儿比例较低。但不同 BMI 组的年龄、产前检查次数、产时出现高危因素者的比例以及孕周差别不大(表 1)。

2. 不同特征孕产妇的新生儿窒息发生率:83 030 名孕产妇中,共诊断新生儿窒息 9418 例,新生儿窒息发病率为 11.3% (95% CI: 11.1% ~ 11.6%)。新生儿窒息发病率自 BMI < 18.5 kg/m<sup>2</sup> 组的 11.0% (95% CI: 10.5% ~ 11.5%) 逐渐升至 BMI  $\geq 25.0$  kg/m<sup>2</sup> 组的 12.9% (95% CI: 11.6% ~ 14.4%), 自孕前期体重增加 < 0.3 kg/wk 的 12.4% (95% CI: 11.9% ~ 13.0%) 逐渐降至孕前期体重增加  $\geq 0.5$  kg/wk 的 10.6% (95% CI: 10.1% ~ 11.0%)。经趋势  $\chi^2$  检验,差异均有统计学意义。

农村地区新生儿窒息发病率为 11.6%,略高于城市(9.1%)。孕产妇年龄越大,新生儿窒息的发病率越高,从 20~ 岁组的 11.3% 升至  $\geq 35$  岁组的 12.5%。新生儿窒息发病率随着孕产妇文化程度的降低而升高,由大学及以上文化程度者的 8.8% 逐渐升至小学及以下文化程度者的 12.5%。农民或农民工孕产妇的新生儿窒息发病率高于其他职业者。产前检查次数为 1~4 次者的新生儿窒息发病率为 16.3%,高于产前检查次数更多的孕产妇。孕期出现高危因素者的新生儿窒息率高于未出现高危因素者;产时出现高危因素者的新生儿窒息发病率为 26.3%,为无产时高危因素者的 2 倍以上。早产儿的新生儿窒息发病率为 22.1%,非早产者为 10.9%。低出生体重儿的窒息发病率为 31.2%,为正常体重儿的 2 倍以上,但巨大儿的窒息发病率与正常体重者差别不大。除年龄和产次外,其他特征对象的新生儿窒息发病率的差异均有统计学意义(表 2)。

表2 不同特征对象新生儿窒息发病率比较

对象特征	出生人数	新生儿窒息		$\chi^2$ 值	P 值
		发生人数	发病率 (% , 95% CI)		
BMI(kg/m <sup>2</sup> )				7.377 <sup>a</sup>	0.007
< 18.5	15 443	1 701	11.0(10.5~11.5)		
18.5~	58 968	6 675	11.3(11.1~11.6)		
23.0~	6 433	759	11.8(11.0~12.6)		
25.0~	2 186	283	12.9(11.6~14.4)		
孕前期体重增加(kg/wk)				27.107	0.000
< 0.3	13 489	1 677	12.4(11.9~13.0)		
0.3~	30 634	3 504	11.4(11.1~11.8)		
$\geq 0.5$	18 507	1 955	10.6(10.1~11.0)		
不详	20 400	2 282	11.2(10.8~11.6)		
地区				49.823	0.000
城市	8 987	819	9.1(8.5~9.7)		
农村	74 043	8 599	11.6(11.4~11.8)		
年龄(岁)				1.659 <sup>a</sup>	0.198
20~	48 262	5 431	11.3(11.0~11.5)		
25~	31 526	3 597	11.4(11.1~11.8)		
30~	2 969	356	12.0(10.8~13.2)		
$\geq 35$	273	34	12.5(8.8~17.0)		
文化程度				60.988 <sup>a</sup>	0.000
大学及以上	1 951	172	8.8(7.6~10.2)		
高中	10 040	944	9.4(8.8~10.0)		
初中	52 189	5 941	11.4(11.1~11.7)		
小学及以下	18 653	2 339	12.5(12.1~13.0)		
不详	197	22	11.2(7.1~16.4)		
职业				68.747	0.000
农民或农民工	66 465	7 818	11.8(11.5~12.0)		
工人	8 855	917	10.4(9.7~11.0)		
干部或商业	4 202	357	8.5(7.7~9.4)		
不详	3 508	326	9.3(8.4~10.3)		
产次				0.397	0.529
初产妇	79 535	9 011	11.3(11.1~11.6)		
经产妇	3 486	407	11.7(10.6~12.8)		
产前检查次数				205.824 <sup>a</sup>	0.000
1~4	1 258	205	16.3(14.3~18.5)		
5~9	20 111	2 869	14.3(13.8~14.8)		
$\geq 10$	61 515	6 323	10.3(10.0~10.5)		
不详	146	21	14.4(9.1~21.1)		
孕期是否出现高危				105.543	0.000
是	20 749	2 750	13.3(12.8~13.7)		
否	62 194	6 652	10.7(10.5~10.7)		
不详	87	16	18.4(10.9~28.1)		
产时是否出现高危				45.940	0.000
是	205	54	26.3(20.5~33.0)		
否	82 757	9 359	11.3(11.1~11.5)		
是否早产				382.470	0.000
否	79 848	8 714	10.9(10.7~11.1)		
是	3 182	704	22.1(20.7~23.6)		
出生体重情况				760.212	0.000
低体重	1 880	587	31.2(29.1~33.4)		
正常体重	75 821	8 297	10.9(10.7~11.2)		
巨大儿	5 329	534	10.0(9.2~10.9)		

注:<sup>a</sup>剔除不详值的趋势  $\chi^2$  检验

3. 不同 BMI 组、孕期体重增加组的新生儿窒息严重程度比较: 9418 例新生儿窒息中, 轻度窒息 7867 例 (83.5%), 重度窒息 1551 例 (16.5%)。BMI $\geq$ 25.0 kg/m<sup>2</sup> 组新生儿重度窒息发病率高于 BMI 较低组, 而孕期体重增加 < 0.3 kg/wk 组轻度或重度新生儿窒息发病率均略高于孕期体重增加更多者, 差异均有统计学意义 (表 3)。

4. 孕前 BMI、孕期体重增加与新生儿窒息关系的单因素和多因素 logistic 回归分析: 单因素 logistic 回归分析结果显示, 与孕前 BMI < 18.5 kg/m<sup>2</sup> 者相比, BMI 为 18.5~22.9 kg/m<sup>2</sup>、23.0~24.9 kg/m<sup>2</sup> 和  $\geq$ 25.0 kg/m<sup>2</sup> 者发生新生儿窒息的 OR 值分别为 1.03 (95% CI: 0.98~1.09)、1.08 (95% CI: 0.99~1.18) 和 1.20 (95% CI: 1.05~1.38); 与孕期体重增加  $\geq$  0.5 kg/wk 者相比, 孕期体重增加为 0.3~kg/wk 和 < 0.3 kg/wk 者发生新生儿窒息的 OR 值分别为 1.09 (95% CI: 1.03~1.16) 和 1.20 (95% CI: 1.12~1.29)。在调整了地区、年龄、文化程度、职业、产次、产前检查次数、孕期高危因素、产时高危因素、孕周和出生体重后, 不同 BMI 组发生新生儿窒息的 OR 值变化不大, 即以 BMI < 18.5 kg/m<sup>2</sup> 的孕产妇作为参照组, BMI 为 18.5~22.9 kg/m<sup>2</sup>、23.0~24.9 kg/m<sup>2</sup> 和  $\geq$ 25.0 kg/m<sup>2</sup> 发生新生儿窒息的 OR 值分别为 1.03 (95% CI: 0.97~1.09)、1.06 (95% CI: 0.96~1.16) 和 1.14 (95% CI: 1.00~

1.31)。在剔除了孕期体重增加有缺失值的对象且调整上述变量后, 孕期 BMI  $\geq$  25.0 kg/m<sup>2</sup> 组发生新生儿窒息的 OR 值为 1.10 (95% CI: 0.93~1.30)。进一步调整孕期体重增加这一变量后, 孕前 BMI 与新生儿窒息发病危险之间的关系变化不大, 但孕期体重增加与新生儿窒息之间存在如下关系: 以孕期体重增加  $\geq$  0.5 kg/wk 组作为参照, 孕期体重增加为 0.3~kg/wk 和 < 0.3 kg/wk 组发生新生儿窒息的 OR 值分别为 1.06 (95% CI: 1.01~1.12) 和 1.09 (95% CI: 1.02~1.20) (表 4)。

讨 论

本研究显示, 嘉兴地区的新生儿窒息发病率为 11.3% (95% CI: 11.1%~11.6%), 略高于我国 5%~10% 的水平。这可能与本研究采用不同的新生儿窒息诊断标准有关。新生儿窒息的研究多利用 1 min 阿氏评分作为新生儿窒息的诊断和分度标准, 本研究则采用了第 3 版《实用新生儿学》中的诊断标准, 即生后 1 min 阿氏评分  $\leq$  7 分或 1 min 评分为 8~10 分而 5 min 阿氏评分 < 7 分者均属于窒息<sup>[2]</sup>。这导致本研究中新生儿窒息病例数增加, 发病率偏高。

本研究还显示, 新生儿窒息的发病率随孕前 BMI 的升高而升高, 在调整了地区、年龄、文化程度、职业、产次、产前检查次数、孕期高危因素、产时高危因素、孕周和出生体重后, 以 BMI < 18.5 kg/m<sup>2</sup>

表3 不同 BMI 和孕期增重组新生儿窒息严重程度比较

对象特征	出生人数	新生儿窒息发生例数和发病率 (%)			$\chi^2$ 值	P 值
		无	轻度	重度		
BMI(kg/m <sup>2</sup> )	< 18.5	15 443	13 742(89.0)	1 402(9.1)	22.292	0.000
	18.5~	58 968	52 293(88.7)	5 584(9.5)		
	23.0~	6 433	5 674(88.2)	661(10.3)		
	$\geq$ 25.0	2 186	1 903(87.1)	220(10.1)		
孕期体重增加(kg/wk)	< 0.3	13 489	11 812(87.6)	1 390(10.3)	33.462	0.000
	0.3~	30 634	27 130(88.6)	2 968(9.7)		
	$\geq$ 0.5	18 507	16 552(89.4)	1 619(8.7)		
	不详	20 400	18 118(88.8)	1 890(9.3)		
				392(1.9)		

表4 单因素和多因素 logistic 回归分析结果

对象特征	单因素 logistic 回归分析		多因素 logistic 回归分析		
	模型 1 (n = 83 030)	模型 2 (n = 62 630)	模型 3 (n = 83 030)	模型 4 (n = 62 630)	模型 5 (n = 62 630)
BMI(kg/m <sup>2</sup> )	< 18.5	1.00	1.00	1.00	1.00
	18.5~	1.03(0.98~1.09)	1.03(0.97~1.09)	1.02(0.96~1.10)	1.02(0.95~1.09)
	23.0~	1.08(0.99~1.18)	1.06(0.96~1.16)	1.02(0.91~1.13)	1.01(0.90~1.13)
	$\geq$ 25.0	1.20(1.05~1.38)	1.14(1.00~1.31)	1.10(0.93~1.30)	1.08(0.92~1.28)
孕期增重(kg/wk)	< 0.3	1.20(1.12~1.29)			1.09(1.02~1.20)
	0.3~	1.09(1.03~1.16)			1.06(1.01~1.12)
	$\geq$ 0.5	1.00			1.00

注: 表内数据为 OR 值和 OR 值的 95% CI; 模型 1、模型 4 和模型 5 中的新生儿窒息例数均为 9418 例; 模型 2 和模型 3 中的新生儿窒息例数均为 7136 例

的孕产妇作为参照组, BMI $\geq 25.0$  kg/m<sup>2</sup> 发生新生儿窒息的 OR 值为 1.14 (95% CI: 1.00~1.31), 在剔除孕期体重增加变量缺失的对象后, OR 值为 1.10 (95% CI: 0.93~1.30)。这说明, 孕前 BMI 与新生儿窒息的关系不大。这与大部分研究结论一致。Yogev 等<sup>[5]</sup> 对 6390 名无糖尿病史的孕产妇调查发现, 肥胖组 (BMI $\geq 27.3$  kg/m<sup>2</sup>) 和非肥胖组孕产妇的新生儿窒息发病率差异无统计学意义。Rode 等<sup>[6]</sup> 对 9122 例足月头位单胎妊娠的研究发现, 孕前 BMI $< 25.0$  kg/m<sup>2</sup>、26~29 kg/m<sup>2</sup> 和 $\geq 30$  kg/m<sup>2</sup> 组 5 min 阿氏评分 $< 7$  的比例差别不大, 提示新生儿窒息发病率差别不大。我国罗彩虹<sup>[4]</sup> 对 1120 名单胎足月初产妇调查发现, 孕前 BMI $\geq 23.71$  kg/m<sup>2</sup> 组的新生儿窒息发病率为 5.52%, 高于 BMI $< 16.75$  kg/m<sup>2</sup> 组和 BMI 为 16.75~23.71 kg/m<sup>2</sup> 组, 但该研究未分析调整各混杂因素后 BMI 与新生儿窒息的关系。本研究中, 孕前 BMI 与新生儿窒息发生危险之间的关系并不明显, 这可能在于新生儿窒息更多地受到孕期和产时因素的影响, 如孕周、体重等。如本研究发现: 以非早产者为参照组, 早产儿发生窒息的 OR 值为 1.70 (95% CI: 1.52~1.90); 若以正常足月儿为参照组, 低出生体重儿发生窒息的 OR 值为 2.74 (95% CI: 2.40~3.10)。

本研究对变量“孕期体重增加”无缺失或异常值的 62 630 例对象分析发现, 孕期增加体重 $< 0.5$  kg/wk 可增加新生儿窒息的发生危险, 提示孕期体重增加可能是新生儿窒息的影响因素。Cedergren<sup>[7]</sup> 对 245 526 例单胎足月妊娠开展的以人群为基础的前瞻性研究发现, 以孕前 BMI 分层后, 与孕期体重增加 8~16 kg 的孕产妇比较, 孕期体重增加 $< 8$  kg 或 $> 16$  kg 者发生新生儿窒息的相对危险差异不大, 提示孕期体重增加与新生儿窒息的关系不大, 但该结论的分析对象仅限于孕期体重增加无缺失值对象, 后者仅占总样本的 37.7%。Stotland 等<sup>[8]</sup> 在 20 645 名单胎足月妊娠开展的回顾性队列研究则发现, 与孕期体重增加 7~18 kg 的人群相比, 孕期体重增加 $< 7$  kg 或 $> 18$  kg 者发生新生儿窒息的危险差别不大。上述结论与本研究不一致可能是由于采用了孕晚期和孕早期的体重之差作为孕期体重增加指标, 未考虑孕周的影响, 而本研究采用每周增加的体重作为孕期体重增加指标, 考虑了孕早期和孕晚期体重称量时的孕周。本研究中, 孕期体重增加不足 0.5 kg/wk 可能增加新生儿窒息的发生危险, 可能是由于孕期增重不足, 孕期营养支持不够, 从而影

响新生儿窒息的发生。

本研究通过分析孕前 BMI、孕期体重增加与新生儿窒息的关系, 揭示了孕前 BMI 和孕期体重增加对围产期保健的重要意义。因此, 临床上宜对妇女怀孕前的 BMI 进行监测, 并据此进行孕前和孕期指导, 合理控制孕期体重, 以降低妊娠合并症和不良妊娠结局的发生。

本研究是以人群为基础的大样本 ( $n = 83\ 030$ ) 的前瞻性研究资料, 包含监测地区所有参加婚前/孕前医学体检、分娩结局为单胎活产的孕产妇, 且变量不详率低 ( $< 10\%$ ), 较好地避免了暴露和疾病诊断的错分。但是, 由于监测地区参加婚前/孕前医学体检的孕产妇仅占当地所有孕产妇的 54.7% (83 030/151 833), 可能限制了研究结果的代表性。本研究中, 参加婚前/孕前医学体检者中孕期体重增加 $\geq 0.5$  kg/wk、居住在城市地区、年龄在 25 岁以下、文化程度为初中或以上者、职业为工人、初产妇或产前检查次数 $\geq 8$  次者和孕期出现高危因素者比例较高, 但是进一步的分析发现, 参加和不参加婚前/孕前医学体检者的新生儿窒息发病率分别为 11.3% 和 11.4%, 提示两组人群的结局数据是可比的。此外, 研究中利用 5 个 logistic 回归模型分析了孕前 BMI、孕期体重增加与新生儿窒息关系的影响, 从而最大限度地利用了各变量信息, 并初步明确了孕期增重的作用, 但由于孕期体重增加这一变量的缺失值高达 24.6%, 因此孕期体重增加与新生儿窒息关系的结论仍有待进一步确定。此外, 鉴于模型 1、3 和模型 4、5 关于孕前 BMI 与新生儿窒息的结果尚不一致, 故关于孕前 BMI 与新生儿窒息的关系仍有待研究。

(浙江省嘉兴地区政府和医务工作者对本研究给予大力支持表示感谢)

#### 参 考 文 献

- [1] Robert B, Saul M, Jennifer B. Where and why are 10 million children dying every year? Lancet, 2003, 361: 2226-2234.
- [2] 金汉珍, 黄德珉, 官希吉. 新生儿窒息//石树中. 实用新生儿学 3 版. 北京: 人民卫生出版社, 2003: 400-405.
- [3] 王艳萍, 缪蕾, 钱幼琼, 等. 1996 至 2000 年全国 5 岁以下儿童死亡监测主要结果分析. 中华预防医学杂志, 2005, 39(4): 260-264.
- [4] 罗彩虹. 孕期异常体重指数与妊娠结局关系探讨. 广西医学 2005, 27(9): 1343-1345.
- [5] Yogev Y, Langer O, Xenakis EM, et al. The association between glucose challenge test, obesity and pregnancy outcome in 639 non-diabetic women. J Maternal-Fetal & Neonatal Med, 2005, 1(1): 29-34.
- [6] Rode L, Nilas L, Wojdomann K, et al. Obesity-related complications in Danish single cephalic term pregnancies. Obstet Gynecol, 2005, 105(3): 537-542.
- [7] Cedergren M. Effects of gestational weight gain and body mass index on obstetric outcomes in Sweden. Int J Gynecol Obstet 2006, 93: 269-274.

[8] Stotland NE, Cheng YW, Hopkins LM, et al. Gestational weight gain and adverse neonatal outcomes among term infants. *Obstet Gynecol*, 2006, 108(3 Pt 1): 635-643.  
 [9] WHO Experts Consultation. Appropriate body-mass index for Asian population and its implication for policy and intervention

strategies. *Lancet*, 2004, 363: 157-163.  
 [10] 赖毓毓, 何平. 孕前体重指数和孕期体重增长与早产的关系. *中国妇幼保健*, 2007, 22: 167-169.  
 (收稿日期: 2008-01-09)  
 (本文编辑: 张林东)

• 疾病控制 •

嘉兴市秀洲区甲型肝炎流行期间甲肝灭活疫苗免疫效果评价

沈月根 顾谢君 周建红

2006 年秀洲区洪合镇发生甲型肝炎(甲肝)流行, 流行期间用甲肝灭活疫苗进行应急接种, 并对其抗-HAV 产生的时间、保护效果、不良反应等进行了研究。

1. 对象与方法: 应急接种对象为甲肝病例的密切接触者 and 该镇中小学校学生、托幼机构儿童。受种者接种 1 剂孩尔来福甲肝灭活疫苗, 成年人和儿童每剂含病毒抗原分别为 500 U 和 250 U, 均在有效期内使用。接种不良反应的判定标准参照 1997 年版《预防接种手册》实行。抗-HAV 检测: 人群血清流行病学调查选用万泰生物公司生产的甲肝抗体定性检测试剂, 观察人群选用 Abbott 公司生产的甲肝抗体定量检测试剂, 采用微粒子酶免法 (MEIA) 检测, 均在有效期内使用。抗-HAV 阳转率比较使用  $\chi^2$  检验, 接种组与对照组发病率比较使用 Fisher's 精确概率法检验, GMT 使用 Nemenyi 法做两两比较。

2. 结果:

(1) 甲肝抗体流行率: 2006 年 8-9 月在洪合镇对 532 名不同年龄组人群进行抗-HAV 检测, 总阳性率为 77.82% (表 1)。

表 1 洪合镇 532 名不同年龄组人群抗-HAV 阳性率分布

年龄组 (岁)	检测人数	阳性人数	阳性率 (%)	年龄组 (岁)	检测人数	阳性人数	阳性率 (%)
0~	8	4	50.00	30~	160	120	75.00
5~	19	16	84.21	40~	71	59	83.10
10~	97	78	80.41	50~	41	34	82.93
20~	136	103	75.74	合计	532	414	77.82

(2) 疫苗安全性与免疫原性观察: 108 名密切接触易感者和 3365 名学生共接种甲肝灭活疫苗儿童剂型 3195 支, 成人剂型 278 支。接种后未见即时不良反应, 学生接种疫苗后 24 h 内有 3 例出现发热 (均 < 37.5℃), 有 2 例出现局部红肿反应, 均在 24 h 内消失。甲肝密切接触易感者分别于免疫后 1、2、3、4 周检测抗-HAV 阳转率, 分别为 2.08%、56.67%、75.00% 和 80.00%, 免疫后抗体 GMT (mIU/ml) 分别为 2.84、26.16、50.27 和 40.43。对不同时间点抗体阳转率和 GMT 进行比较, 差异有统计学意义 ( $\chi^2 = 20.65, P < 0.05$ )。

(3) 密切接触者接种疫苗阻止续发病例效果观察: 以 7-8 月份诊断为甲肝的 44 例患者作为对照组, 进行回顾性调查和随访观察, 调查病例密切接触者发病情况。共调查到 115 例密切接触者, 密切接触者均无甲肝疫苗接种史, 其中有 4 例实验室检测诊断为甲肝。对 9 月份起发生甲肝病例的密

密切接触易感者征得本人同意接种甲肝灭活疫苗一剂, 对 108 名易感者进行观察。应急接种时间最短 1 d, 最长 31 d (中位数为接触后 12 d), 对接种对象观察 60 d 后未发现有甲肝临床症状出现者。

(4) 疫苗保护效果观察: 6-8 月份洪合镇中小学和幼儿园共有甲肝病例 7 人, 9 月初进行甲肝灭活疫苗应急接种, 以同学校和幼儿园未接种者为对照组进行观察, 接种组和对照组在甲肝的最短潜伏期 15 d 内出现的甲肝病例不计入内。通过医院和社区疫情监测, 发现疑似病例及时报告并进行实验室检测, 对学校每月上门随访, 共观察 5 个月, 接种组有 1 例在甲肝潜伏期内发病 (接种后 3 d), 不列入发病人数, 疫苗保护率为 100%; 对照组发生 5 例甲肝。疫苗接种组与对照组发病情况经 Fisher's 精确概率法检验差异有统计学意义 ( $P < 0.05$ )。

3. 讨论: 在甲肝流行期间, 采用甲肝灭活疫苗一针应急接种, 免后 2 周抗体阳转率为 56.67%, 4 周抗体阳转率达 80% 左右, 与以往相关研究结果一致<sup>[1]</sup>。对人群保护效果观察, 疫苗保护率达到 100%, 对该镇学生接种甲肝灭活疫苗前后人群甲肝发病构成比进行分析, 20 岁以下年龄组发病构成比从接种疫苗前 38.89% 下降到接种后 3 个月甲肝发病总数的 19.44%。同时观察到仅有个别接种对象出现轻微的局部或全身反应, 表明该疫苗在大范围使用是安全的, 与以往甲肝灭活疫苗研究结果一致<sup>[1,2]</sup>。

采用甲肝疫苗免疫策略长期控制甲肝的发生或流行, 我国张之伦等<sup>[3]</sup>报道天津市自 2000 年采用甲肝疫苗进行免疫预防, 至 2006 年发病率已降为 0.82/10 万, 其效果优于美国实施 10 年的控制效率 (美国 2005 年发病率 1.5/10 万)。徐建荣等<sup>[4]</sup>在浙江省象山县应用甲肝灭活疫苗控制甲肝暴发, 也已证明灭活疫苗对控制疫情的效果。本研究再次证明甲肝灭活疫苗在甲肝流行期间开展应急接种的效果。可以认为甲肝灭活疫苗除了用于常规免疫接种, 在处理甲肝疫情暴发中也起着至关重要的作用。

参 考 文 献

[1] Ren AG, Feng FM, Ma JR, et al. Immunogenicity and safety of a new inactivated hepatitis A vaccine in young adults: a comparative study. *Chin Med J*, 2002, 115(10): 1483-1485.  
 [2] 任银海, 吴文婷, 张玉成, 等. 孩尔来福甲型肝炎灭活疫苗小剂量免疫效果研究. *中国计划免疫*, 2003, 9(2): 114-116.  
 [3] 张之伦, 朱向军, 丁亚兴, 等. 天津市甲型肝炎免疫预防控制措施效果评价. *中华流行病学杂志*, 2007, 28(10): 1000-1003.  
 [4] 徐建荣, 叶众, 杨存军, 等. 应用甲型肝炎灭活疫苗控制甲型肝炎暴发的研究. *中国计划免疫*, 2007, 13(1): 66-68.

(收稿日期: 2007-11-29)  
 (本文编辑: 张林东)