

- severe irritants[S]. OECD Paris, 2009.
- [6] Baxter R A. Anti-aging properties of resveratrol: review and report of a potent new antioxidant skin care formulation[J]. J Cosmet Dermatol, 2008, 7(1):2-7.
- [7] Smoliga J M, Baur J A, Hausenblas H A. Resveratrol and health: a comprehensive review of human clinical trials[J]. Mol Nutr Food Res, 2011, 55(8):1-13.
- [8] Greinert I R B, Henning V S. UVA-induced DNA double-strand breaks result from the repair of clustered oxidative DNA damages[J]. Nucleic Acids Res, 2012, 40(20):10263-10273.
- [9] Afaq F, Syed D N, Malik A. Delphinidin, an antocyanidin in pigmented fruits and vegetables, protects human HaCaT keratinocytes and mouse skin against UVB-mediated oxidative stress and apoptosis[J]. J Invest Dermatol, 2007, 127(1):222-232.
- [10] Corder R, Douthwaite JA, Lees D M, et al. Endothelin-1 synthesis reduced by red wine[J]. Nature, 2001, 414(6866):863-864.
- [11] Bastianetto S, Dumont Y, Duranton A, et al. Protective action of resveratrol in human skin: possible involvement of specific receptor binding sites[J]. PLoS One, 2010, 5(9):e12935.
- [12] Lagouge M, Argmann C, Gerhart-Hines Z, et al. Resveratrol improves mitochondrial function and protects against metabolic disease by activating SIRT1 and PGC-1alpha[J]. Cell, 2006, 127(6):1109-1122.
- [13] Jagdeo J, Adams L, Lev T H, et al. Dose-dependent antioxidant function of resveratrol demonstrated via modulation of reactive oxygen species in normal human skin fibroblast in vitro[J]. J Drugs Dermatol, 2010, 9(12):1523-1526.
- [14] Bae J Y, Choi J S, Kang S W, et al. Dietary compound ellagic acid alleviates skin wrinkle and inflammation induced by UV-B irradiation[J]. Exp Dermatol, 2010, 19(8):e182-e190.
- [15] Fabbrocini G, Staibano S, De Rosa G, et al. Resveratrol-containing gel for the treatment of acne vulgaris: a single-blind vehicle-controlled, pilot study[J]. Am J Clin Dermatol, 2011, 12(2):133-141.
- [16] 程树军, 焦红. 实验动物替代方法原理与应用[M]. 北京: 科学出版社, 2010.
- [17] 步犁, 程树军, 秦瑶, 等. 皮肤抗氧化功效评价动物模型及替代方法[J]. 中国比较医学杂志, 2013, 23(5):62-66.

论著

广州市非伤寒沙门菌感染流行病学负担分析

黄熙^{1,2}, 黄琼^{1,2}, 石玮³, 黄蔚², 梁骏华², 卢玲玲², 邓小玲^{1,2}, 张永慧^{1,2}

(1. 中山大学公共卫生学院, 广东 广州 510010; 2. 广东省疾病预防控制中心, 广东 广州 510430; 3. 皖南医学院, 安徽 芜湖 241002)

摘要:目的 评估广州市非伤寒沙门菌感染流行病学负担, 提出食源性疾病监测策略。方法 在广州市6区设9家食源性疾病主动监测医院, 调查12个月腹泻病例采样率、沙门菌检测率、实验室检测敏感度, 进而推算全市医疗机构相应数据; 在广州市3区开展人群腹泻随机抽样入户调查, 调查腹泻病例就诊率; 通过传染病报告信息管理系统获得监测医院和全市医疗机构沙门菌感染性腹泻报告率; 利用食源性疾病流行病学负担金字塔模型, 通过倍数校正和不确定性分析估计沙门菌感染实际发病数, 比较食源性疾病主、被动监测数据用于疾病负担分析的优劣。结果 监测医院12个月腹泻病例平均采样率38.34%, 沙门菌检测率28.24%, 实验室检测敏感度87.5%, 人群腹泻病例就诊率23.91%, 沙门菌感染性腹泻报告率42.98%; 全市医疗机构推算采样率38.34%, 检测率28.24%, 实验室检测敏感度47.5%, 报告率20.94%, 估计广州市沙门菌感染病例64 586例(95% CI: 44 136~101 921), 年发病率508.5/10万(95% CI: 347.5~802.5/10万), 全年全市被动报告病例仅171例, 报告年发病率1.3/10万; 经估算5岁以下年龄组(3 583.2/10万)年发病率最高, 15~24岁年龄组(23.5/10万)最低。结论 首次验证疾病负担金字塔模型在我国食源性疾病负担研究领域的适用性; 表明主动监测一定程度上提升了食源性疾病尤其是特定病原体感染采样率、检测率、实验室检测敏感度和报告率, 有助于对负担作出更准确和积极有效的估计; 结果提示广州市非伤寒沙门菌感染负担较重, 5岁以下年龄组人群负担水平尤其显著。

关键词: 非伤寒沙门菌感染; 流行病学负担; 金字塔模型; 食源性疾病; 食源性致病菌; 食品安全

中图分类号: R155; R378; TS207.4 文献标志码: A 文章编号: 1004-8456(2014)03-0217-06

DOI: 10.13590/j.cjfh.2014.03.004

收稿日期: 2014-02-08

基金项目: 中美新发再发传染病合作项目子项目6(1U2GHH00018-01); 广东省医学科研基金立项课题(A2013069)

作者简介: 黄熙 女 主管医师 研究方向为食源性疾病监测 E-mail: huangxi_3148@163.com

通讯作者: 张永慧 男 主任医师 研究方向为食品安全及公共卫生管理 E-mail: zyh@cdep.org.cn

黄琼 女 副主任医师 研究方向为食源性疾病监测与应急 E-mail: huangqiong@cdep.org.cn

Epidemiological burden of nontyphoidal *Salmonella* infection in Guangzhou

HUANG Xi, HUANG Qiong, SHI Wei, LIANG Jun-hua, LU Ling-ling,
DENG Xiao-ling, ZHANG Yong-hui

(School of Public Health, Sun Yat-sen University, Guangzhou Guangdong 510020, China)

Abstract; Objective To evaluate the burden of nontyphoidal *Salmonella* infection in Guangzhou and provide information for strategies of foodborne diseases surveillance. **Methods** Based on the active surveillance system established in nine hospitals from six districts, a 12-month population-based household survey in three districts, as well as national notifiable disease reporting system (NNDRS), attendance rates of patients with diarrhea, stool sampling rate, laboratory testing rate for *Salmonella*, sensitivity of testing method, and positive case reporting rate were calculated and adjusted by pyramid model ratio and uncertainty analysis to yield the burden ratio and make a comparison between active and passive surveillance. Then the local actual annual incidence of nontyphoidal *Salmonella* infection was estimated and analyzed according to the foodborne diseases epidemiological burden pyramid model. **Results** The average attendance rate of patients with diarrhea was 23.91%; stool sampling rate, laboratory testing rate for *Salmonella*, sensitivity of the stool culture method and positive case reporting rate of the active surveillance hospitals were 38.34%, 28.24%, 87.5% and 42.98% respectively, extrapolating rates of hospitals around the city as 38.34%, 28.24%, 47.5% and 20.94%. Accordingly, it was estimated that the actual annual incidence rate of nontyphoidal *Salmonella* infection was 508.5 cases (95% CI: 347.5-802.5) per 100 000, with 64 586 (95% CI: 44 136-101 921) as emerging cases, while the reported cases from NNDRS was only 171 and the annual incidence rate was 1.3 cases per 100 000. Among different age groups, the incidence of under 5 years was estimated as the highest (3 583.2 per 100 000), while age group from 15 to 24 years the lowest (23.5 per 100 000). **Conclusion** It was the first time that the pyramid model was used on specific foodborne pathogen burden analysis in China, based on data from local surveys, indicating that active surveillance would help improve the stool sampling, laboratory test for *Salmonella*, sensitivity of the stool culture method, and positive case reporting, and the pyramid model would help gain effective and robust estimate of disease burden. According to the estimate, nontyphoidal *Salmonella* infection was a major public health problem in Guangzhou in terms of disease burden, which was higher than that of the U. S, with the highest incidence occurred in the age group younger than 5 years. The findings highlighted the necessity to carry out further investigations on risk factors and to implement effective intervention measures on *Salmonella* infection.

Key words: Nontyphoidal *Salmonella* infection; epidemiological burden; pyramid model; food-borne disease; food-borne pathogen; food safety

非伤寒沙门菌食源性感染在全球普遍存在,据估计,全球每年约9 375.7万人次因感染沙门菌(本文所指均为非伤寒沙门菌)发生腹泻,约15.5万例死亡病例^[1];沙门菌感染在美国是重要公共卫生问题,估计每年感染病例80~400万例^[2],造成食源性疾病住院率最高^[3];英格兰和威尔士每年沙门菌感染73 193例,在致病菌中列第三,且病死率最高^[4];沙门菌在澳大利亚是引发食源性急性胃肠炎的最主要致病菌^[5];加拿大估计每年沙门菌感染75 271~214 386例,相当于每千人有2.5~6.9例病例^[6];约旦估计每年有6 612例沙门菌感染^[7]。2003—2007年我国因沙门菌感染所致细菌性食源性疾病发病数占第二位^[8];历年监测数据显示沙门菌是引发广东细菌性食源性疾病的主要致病菌之一。

尽管能得到沙门菌感染报告数,但由于病例从发病到报告经过多个监测环节,实际情况不可避免受到低估^[2];并非所有感染病例都就诊,并非

所有就诊病例都采集粪便标本,并非所有标本都检测沙门菌,受检测敏感度影响,并非所有标本都分离到菌株,并非所有阳性结果都得到报告,这就形成自下而上病例数逐渐递减的“金字塔”模型^[9]。

疾病流行病学负担是指疾病相关的发病、住院、伤残及死亡等,常用流行病学指标表示^[10]。特定病原体流行病学负担研究有助于评估病原体感染负担水平,分析流行趋势,同时能为监测系统提供评价依据。本研究基于医院食源性疾病主动监测,结合现场调查,利用食源性疾病流行病学负担金字塔模型(以下简称金字塔模型)构建广州市沙门菌感染金字塔模型,对全年广州市市感染负担进行校正、评估,为进一步研究其他病原体感染负担奠定方法学基础,为食源性疾病监测系统建设提供策略建议和评价依据。

1 资料与方法

1.1 资料

病例资料来源于广州 6 区 9 家食源性疾病主动监测医院(综合性医院 7 家、妇幼保健院和儿童医院各 1 家),9 家医院每月登记就诊腹泻病例,采集粪便标本,检测沙门菌,阳性病例通过中国疾病预防控制中心“传染病报告信息管理系统”报告。监测时间为 2012 年 3 月至 2013 年 2 月。人口学统计资料来源于 2010 年全国第六次人口普查。

1.2 方法

1.2.1 模型构建

在监测医院发现腹泻病例基础上,根据社区人群腹泻就诊率(P_1),病例粪便标本采样率(P_2),沙门菌检测率(P_3),临床实验室沙门菌检测敏感度(以下简称实验室检测敏感度, P_4)及阳性病例报告率(P_5),构建模型,并估计全年非伤寒沙门菌感染实际发病数,见图 1。

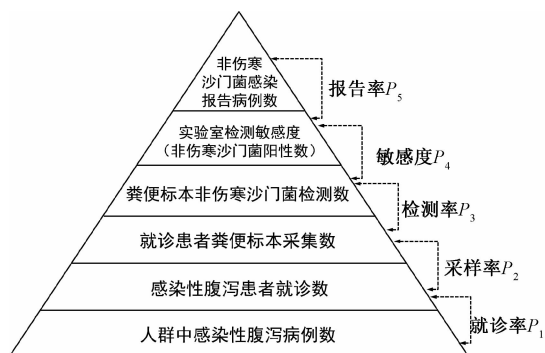


图 1 非伤寒沙门菌感染流行病学负担估计模型

Figure 1 The pyramid model of epidemiological burden for nontyphoidal *Salmonella* infections

模型各指标计算:

(1) P_1 :对 3 区 0~69 岁常住人口进行连续 4 季度腹泻发病情况入户问卷调查,了解调查时点前 1 个月腹泻发病及就诊情况,计算病例总就诊率及不同年龄组就诊率。

(2) P_2 、 P_3 、 P_4 :收集监测医院 12 个月腹泻病例登记数,病例粪便标本采集数、标本沙门菌检测数,分别计算粪便标本采集率和沙门菌检测率,并将该两率(P_2 和 P_3)作为全市医疗机构点估计值;根据启动主动监测后临床实验室能力验证考核,监测医院实验室检测敏感度为 87.5%,收集监测医院主动监测启动前后实验室沙门菌分离率,通过分离率增加值推算主动监测启动前实验室检测敏感度,作为全市医疗机构估计值。

全市医疗机构实验室检测敏感度(%) = 主动监测前实验室检测敏感度(%) = 能力验证考核检测敏感度 $\times \left(1 - \frac{\text{主动监测后分离率} - \text{主动监测前分离率}}{\text{主动监测后分离率}}\right)$

(3) P_5 :查询传染病报告信息管理系统监测医院及全市医疗机构 12 个月丙类传染病中除伤寒、副伤寒、痢疾之外感染性腹泻(以下简称其他感染性腹泻)报告病例数及标注“沙门菌”病例数(以下称沙门菌感染性腹泻),计算监测医院沙门菌感染病例报告率和其他感染性腹泻中沙门菌比例,推算全市医疗机构报告率。

其他感染性腹泻中沙门菌比例(%) = $\frac{\text{监测医院全年沙门菌阳性数}}{\text{监测医院全年其他感染性腹泻报告数}} \times 100\%$

全市医疗机构沙门菌阳性数 = 全年其他感染性腹泻报告数 \times 其他感染性腹泻中沙门菌比例

沙门菌感染性腹泻报告率(%) = $\frac{\text{沙门菌感染性腹泻报告数}}{\text{沙门菌阳性数}} \times 100\%$

(4)模型倍数:取上述各率倒数得金字塔模型每层倍数,可解释模型每层较上层减少的病例^[2];各层倍数相乘得总倍数;通过监测医院调查数据,以及全市医疗机构推算数据,分别推算基于主动和被动监测的模型倍数;根据广州市全年沙门菌报告病例及被动监测模型总倍数,推算实际感染病例:

实际感染病例 = 沙门菌感染病例报告数 \times 被动监测模型总倍数

1.2.2 不确定性分析

为有效利用流行病学数据,对实际情况作出更可靠的估计,并确保将来不同食源性致病菌间的可比性,需进行不确定性分析^[11],用 Beta 分布对模型各层率及总倍数进行概率估计,得到概率估计值及其 95% 置信区间(Credible Interval, CI);进而用负二项分布(Negative Binomial)进行联合概率估计,逐层反推模型相邻两层间减少的病例,得到总病例概率估计值及其 95% CI,详见表 1。

在不确定性分析和概率估计基础上,用 Spearman 等级相关系数描述各因素影响不确定性程度大小,查找模型中对总体估计不确定性贡献最大者,明确监测系统中最需改善的环节。

1.3 统计学分析

用 Epidata 3.1 建立人群入户调查数据库,用 SPSS 21.0、MS Excel 2010 进行数据统计分析(检验水准 $\alpha = 0.05$)。用@Risk 6.0(Palisdade Corporation)进行蒙特卡罗模拟(Monte Carlo simulation)实现概率估计。

2 结果

2.1 入户调查

有效人数 4 668 人,合计发病 92 例,平均月患病率 1.97%(92/4 668),估算广州市全年腹泻发病率 23 640/10 万;病例总就诊率 23.91%(22/92)。

表1 不确定性分析及实际感染发病数概率估计

Table 1 Uncertainty analysis and probability estimate of the actual cases

监测环节	率概率估计 (Beta分布)	补充病例(N)概率估计 (负二项分布)
报告率	$P_5 \sim \text{Beta}(\text{报告数} + 1, \text{阳性数} - \text{报告数} + 1)$	$N_5 \sim \text{Negbin}(s_5, P_5)$
实验室检测敏感度	P_4	$N_4 \sim \text{Negbin}(s_4, P_4)$
检测率	$P_3 \sim \text{Beta}(\text{检测数} + 1, \text{采样数} - \text{检测数} + 1)$	$N_3 \sim \text{Negbin}(s_3, P_3)$
采集率	$P_2 \sim \text{Beta}(\text{采样数} + 1, \text{就诊数} - \text{采样数} + 1)$	$N_2 \sim \text{Negbin}(s_2, P_2)$
就诊率	$P_1 \sim \text{Beta}(\text{就诊数} + 1, \text{病例数} - \text{就诊数} + 1)$	$N_1 \sim \text{Negbin}(s_1, P_1)$
实际感染数	—	$N = N_1 + n$

注: P 为各层率, N 为各层补充病例, s 为各层报告病例与上一层经负二项分布模拟后的补充病例之和, n 为实际就诊病例; 实际感染数为数值, 一为不需用 Beta 分布作概率估计

2.2 医院调查

监测医院 12 个月登记腹泻病例 83 468 例, 其中粪便标本采集率 38.34% (32 002/83 468), 标本沙门菌检测率 28.24% (9 036/32 002), 阳性菌株 242 份。监测医院实验室检测敏感度 87.5%, 推算主动监测前实验室检测敏感度 47.5%。

2.3 报告情况

监测医院 12 个月报告其他感染性腹泻 4 329 例, 其中沙门菌感染 104 例, 报告率 42.98% (104/242), 占其他感染性腹泻的 5.59% (242/4 329); 全市医疗机构报告其他感染性腹泻 14 605 例, 其中沙门菌感染 171 例, 推算全市全年沙门菌阳性 816 例, 估计报告率为 20.96% (171/816)。

2.4 模型构建

根据腹泻病例就诊率 (23.91%) 和监测医院粪便标本采集率、沙门菌检测率、实验室检测敏感度、沙门菌感染性腹泻报告率 (38.34%、28.24%、87.5%、42.98%), 基于主动监测金字塔模型对应各层倍数分别为 4.18、2.61、3.54、1.14、2.33, 总倍数 102.6, 模型比例 102.6:1, 即监测到 1 例沙门菌感染, 其所覆盖社区人群中实际可能有 102.6 例感染病例。根据推算的全市医疗机构采样率、检测率、检测敏感度、报告率 (38.34%、28.24%、47.5%、20.96%), 基于被动监测的金字塔模型对应各层倍数分别为 4.18、2.61、3.54、2.11、4.77, 总倍数 388.7, 模型比例 388.7:1, 即监测到 1 例沙门菌感染, 社区人群实际可能存在 388.7 例感染病例。据被动监测模型估计广州全年沙门菌实际感染病例点估计值为 66 467 例。

2.5 负担估计

2.5.1 不确定性分析

经概率估计, 腹泻病例就诊率为 24.47% (95% CI: 16.37% ~ 33.59%), 粪便标本采集率为 38.34% (95% CI: 38.01% ~ 38.67%), 沙门菌检测率为 28.24% (95% CI: 27.75% ~ 28.73%), 沙门菌感染性腹泻报告率为 21.03% (95% CI: 18.30% ~ 23.88%); 模型总倍数为 378.0 (95% CI: 267.2 ~

575.1); 联合概率估计得沙门菌实际感染 64 586 例 (95% CI: 44 136 ~ 101 921)。

模型各因素和各层率影响总体不确定性程度大小的 Spearman 等级相关系数见图 2, 病例未就诊对总体估计不确定性贡献最大, 表现在总体不确定性与病例未就诊 (补充就诊) 呈最大正相关, 相应地与就诊率呈最小负相关, 说明病例中需补充的就诊病例越多 (即就诊率越低), 对总体估计不确定性的影响越大, 反之, 就诊率越高, 对不确定性影响越小。表明要减少对总病例数估计的不确定性, 增加人群中感染就诊病例估计的精确性是关键环节。

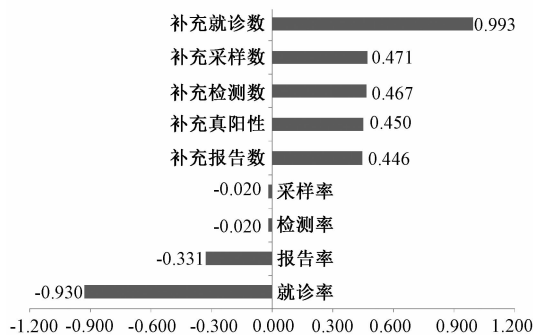


图2 负担模型各因素和各层率与总病例数估计不确定性的等级相关系数

Figure 2 Rank correlation coefficient of factors and proportions in the pyramid model for the overall uncertainty of the totall number of cases

2.5.2 概率估计

经不确定性分析, 广州全年沙门菌实际感染 64 586 例 (95% CI: 44 136 ~ 101 921), 远大于报告数 (171 例), 估计感染发病率 508.5/10 万 (95% CI: 347.5 ~ 802.5/10 万), 高于报告发病率 (1.3/10 万)。各年龄组中 5 岁以下组发病率最高, 15 ~ 24 岁组最低, 各年龄组估计感染病例与发病率均远大于报告病例和发病率 (见表 2)。

3 讨论

传统的疾病被动报告收集发病、死亡等数据, 有助于了解一个地区疾病大致发病特点, 但不能

表2 广州市沙门菌感染年发病数、发病率估计

Table 2 Number and incidence estimation of nontyphoidal *Salmonella* infections in Guangzhou

年龄组/岁	发病数/例		发病率/(/10万)	
	报告	估计(95% CI)	报告	估计(95% CI)
0~4	121	22 385(13 431~61 310)	19.4	3 583.2(2 149.9~9 814.1)
5~14	6	1 332(879~2 425)	0.4	91.1(60.1~165.9)
15~24	3	694(389~2 049)	0.1	23.5(13.2~69.4)
25~44	14	11 329(5 407~39 585)	0.3	226.6(108.1~791.7)
45~64	12	6 659(3 257~22 690)	0.6	353.0(172.6~1 202.7)
65~	15	2 081(1 346~8 856)	1.9	268.7(173.8~1 143.7)
合计	171	64 586(44 136~101 192)	1.3	508.5(347.5~802.5)

真正反映实际流行水平,亦不能提供特定病原体流行信息。本研究利用金字塔模型,通过监测系统各环节率得到模型各层倍数,推算1例确诊病例代表社区中实际病例的总倍数,明确了数据来源,分析了拟合方法,验证了模型在我国相应研究领域的适用性,表明基于运转良好的主动监测,能有效获取疾病负担估计所需数据;同时利用模型将监测中因就诊、采样、检测、报告等遗漏的病例用倍数反推,补充到报告病例中,得到接近真实情况的感染病例估计值,结合实验室检测数据,估计特定病原体负担水平。

基于主动监测的模型比例为102.6:1,被动监测的模型比例为388.7:1,表明主动监测过程遗漏病例数少,低估程度轻,总倍数小,发现病例能力强,能够对疾病尤其是特定病原体负担作出更准确估计;而被动监测过程遗漏病例数量多,总倍数大,发现病例能力弱,对疾病实际情况低估严重,体现主动监测的巨大优势。与美国^[2]、英国^[12]、日本^[13]等研究结果相比(沙门菌感染金字塔模型比例分别为38.6:1、3.2:1、63:1),本研究即使是基于主动监测的模型比例仍然较大,可能与监测医院覆盖范围小造成低估有关。

本研究估计广州市全年腹泻发病率23 640/10万,沙门菌感染64 586例,年发病率508.5/10万;各年龄组人群中5岁以下组发病率最高(3 583.2/10万)。本研究沙门菌感染年发病率稍低于毛雪丹等^[14]用文献综述法估计的全国沙门菌感染年发病率(626.5/10万),但高于美国研究得到的感染发病率(352.1/10万)^[3],5岁以下组人群发病率远高于国内外研究结果,表明广州市沙门菌感染流行病学负担较重,低年龄组尤为突出。基于模型推算的沙门菌感染年发病率、各年龄组人群发病率均大于报告发病率,总体年发病率与国内外同类研究具有可比性,表明在分析监测系统低估基础上对总体情况进行估计接近真实水平。

本研究估计结果可能受下列五个因素影响:一是认为沙门菌感染人群与普通腹泻病例就诊率一

致。实际上,沙门菌感染者病程较长,症状也较重,与普通腹泻病例相比,就诊可能性更大,使用普通腹泻病例就诊率存在低估,造成高估该环节倍数和总倍数,从而高估实际负担;二是使用监测医院粪便标本采集率和沙门菌检测率作为全市医疗机构估计值。监测医院在启动主动监测后,接受了食源性疾病诊疗相关培训,强化腹泻病例诊疗意识,且实验室统一沙门菌检测方法,病例粪便标本采集和检测频率相应增加,因而监测医院该两率高于全市医疗机构平均水平,该点估计值存在高估,造成低估该两级倍数和总倍数,从而低估实际负担;三是认为就诊和采集粪便标本的病例分离到沙门菌的可能性与未就诊和未采集标本病例一致。与就诊率类似,理论上沙门菌感染者采样率与沙门菌检测率应高于非感染病例,但监测医院对病例采集标本和检测沙门菌是随机行为,并非根据统一标准或历史经验实施,对感染病例来说该两率存在低估,造成高估该两级倍数和总倍数,从而高估实际负担;四是用监测医院全年其他感染性腹泻报告病例中沙门菌阳性比例推算全市全年沙门菌阳性数不能确保反映实际情况,高估或低估均可能;五是人群调查中3区及医院调查中9家医院代表性可能影响从样本估计总体的结果。

经估计并与国内外研究^[2-3,12-14]比较,广州市沙门菌感染负担较重,需及时采取有效措施加以控制;由于数据缺乏,尚无法对各类食源性病原体负担进行横向比较,需进一步开展其他病原体负担研究。食源性疾病主动监测对负担数据收集、积累及估计的积极效应值得重视,应扩大医院和实验室联合的疾病综合主动监测系统,积累基线数据,以科学准确估计食源性疾病(尤其是各类病原体负担),有效监控变化趋势。

参考文献

- [1] Majowicz S E, Musto J, Scallan E, et al. The global burden of nontyphoidal *Salmonella* gastroenteritis [J]. *Clin Infect Dis*, 2010, 50(6):882-889.
- [2] Voetsch A C, Van Gilder T J, Angulo F J, et al. FoodNet estimate

- of the burden of illness caused by nontyphoidal *Salmonella* infections in the United States [J]. *Clin Infect Dis*, 2004, 38 (Suppl 3):S127-134.
- [3] Scallan E, Hoekstra R M, Angulo F J, et al. Foodborne illness acquired in the United States-major pathogens [J]. *Emerg Infect Dis*, 2011, 17(1):7-15.
- [4] Adak G K, Meakins S M, Yip H, et al. Disease risks from foods, England and Wales, 1996-2000 [J]. *Emerg Infect Dis*, 2005, 11(3):365-372.
- [5] Hall G, Kirk M D, Becker N, et al. Estimating foodborne gastroenteritis, Australia [J]. *Emerg Infect Dis*, 2005, 11(8):1257-1264.
- [6] Thomas M K, Majowicz S E, Sockett P N, et al. Estimated numbers of community cases of illness due to *Salmonella*, *Campylobacter* and *Verotoxigenic Escherichia coli*: pathogen-specific community rates [J]. *Can J Infect Dis Med Microbiol*, 2006, 17(4):229-234.
- [7] Gargouri N, Walke H, Belbeisi A, et al. Estimated burden of human *Salmonella*, *Shigella*, and *Brucella* infections in Jordan, 2003-2004 [J]. *Foodborne Pathog Dis*, 2009, 6(4):481-486.
- [8] 毛雪丹, 胡俊峰, 刘秀梅. 2003-2007年中国1060起细菌性食源性疾病流行病学特征分析 [J]. *中国食品卫生杂志*, 2010, 21(3):224-228.
- [9] Chalker R B, Blaser M J. A review of human salmonellosis: III. Magnitude of *Salmonella* infection in the United States [J]. *Rev Infect Dis*, 1988, 10(1):111-124.
- [10] 毛雪丹, 胡俊峰, 刘秀梅. 微生物性食源性疾病流行病学负担研究方法与应用 [J]. *中华预防医学杂志*, 2010, 44(6):546-549.
- [11] Powell M, Ebel E, Schlosser W. Considering uncertainty in comparing the burden of illness due to foodborne microbial pathogens [J]. *Int J Food Microbiol*, 2001, 69(3):209-215.
- [12] Wheeler J G, Sethi D, Cowden J M, et al. Study of infectious intestinal disease in England: rates in the community, presenting to general practice, and reported to national surveillance [J]. *BMJ*, 1999, 318(7190):1046-1050.
- [13] Kubota K, Iwasaki E, Inagaki S, et al. The human health burden of foodborne infections caused by *Campylobacter*, *Salmonella*, and *Vibrio parahaemolyticus* in Miyagi Prefecture, Japan [J]. *Foodborne Pathog Dis*, 2008, 5(5):641-648.
- [14] 毛雪丹, 胡俊峰, 刘秀梅. 用文献综述法估计我国食源性非伤寒沙门氏菌病疾病负担 [J]. *中华疾病控制杂志*, 2011, 15(7):622-625.

· 公告 ·

国家卫生计生委等5部门关于调整含铝食品添加剂使用规定的公告

2014年第8号

根据《食品安全法》和《食品添加剂新品种管理办法》的规定,经对《食品添加剂使用标准》(GB 2760—2011)中含铝食品添加剂进行重新评估,现决定撤销酸性磷酸铝钠、硅铝酸钠和辛烯基琥珀酸铝淀粉等3种食品添加剂,不再允许膨化食品使用含铝食品添加剂,并调整硫酸铝钾和硫酸铝铵的使用范围。现公告如下:

一、自2014年7月1日起,禁止将酸性磷酸铝钠、硅铝酸钠和辛烯基琥珀酸铝淀粉用于食品添加剂生产、经营和使用,膨化食品生产中不得使用含铝食品添加剂,小麦粉及其制品(除油炸面制品、面糊(如用于鱼和禽肉的拖面糊)、裹粉、煎炸粉外)生产中不得使用硫酸铝钾和硫酸铝铵。2014年7月1日前已按照相关标准使用上述食品添加剂生产的食品,可以继续销售至保质期结束。

二、各级食品安全监管部门要加强食品安全监督检查,依法查处违法食品生产经营行为。食品工业行业主管部门要加强行业管理,引导企业规范相关食品和食品添加剂生产经营活动。

特此公告。

国家卫生计生委 工业和信息化部
质检总局 食品药品监管总局
粮食局

二〇一四年五月十四日