

我国围产儿省际健康公平性研究

刘诗婷* 应晓华

复旦大学公共卫生学院 上海 200032

【摘要】目的：系统分析围产儿健康因素对中国围产儿死亡率省际差距贡献度的变化趋势。方法：使用基尼系数刻画围产儿死亡率省际差异变化特征，基于双向固定效应回归分解影响省际因素的贡献度。结果：2002—2020 年围产儿死亡率均值由 12.92‰ 降至 4.64‰，基尼系数由 0.20 降至 0.14，其影响因素包括社会经济（城镇人均可支配收入和城镇人口比重）、卫生系统（财政卫生支出、卫生技术人员和妇幼机构数量以及孕产妇系统管理率）以及人口结构（受教育年限），其对省际不公平贡献度分别是 63.15%，21.75% 和 15.10%，其中，卫生系统的贡献程度先下降后上升。结论：围产儿死亡率的省际不公平主要受社会经济因素的影响。相关改革要从财政支出投入和人力资源配置着手，也要对社会经济进行优先考虑。

【关键词】围产儿死亡率；省际；公平性

中图分类号：R197 文献标识码：A doi:10.3969/j.issn.1674-2982.2023.08.005

Study on the interprovincial health equity in perinatal infants in China

LIU Shi-ting, YING Xiao-hua

School of Public Health, Fudan University, Shanghai 200032, China

【Abstract】 Objective: to systematically analyze the dynamic trend of the contribution of perinatal health factors to the interprovincial gap in perinatal mortality in China. Methods: Gini coefficient is used to characterize the temporal variation characteristics of interprovincial differences in perinatal mortality rate (PMR), and a two-way fixed effect regression is employed to decompose the contribution of the influencing factors of PMR to interprovincial gap. Results: from 2002 to 2020, the average perinatal mortality rate decreased from 12.92‰ to 4.64‰; and the provincial Gini coefficient decreased from 0.20 to 0.14. The influencing factors include socio-economic (per capita disposable income of urban population and the proportion of urban population); health system (financial expenditure on health, the number of health technicians and maternal and child institutions and maternal system management rate), and demographic structure (years of schooling). The contribution of factors to interprovincial inequality is 63.15%, 18.44% and 15.10% respectively. The impact of the health system on inequality first decreased and then increased. Conclusion: Interprovincial inequities in perinatal mortality are mainly affected by socioeconomic factors. Relevant reform should start with finance, health expenditure input and health human resource allocation, and also give priority to the social economy.

【Key words】 Perinatal mortality rate; Interprovincial; Health equity

围产儿死亡率是指妊娠满 28 周至出生后 7 天内发生的死产及新生儿死亡，能反映一个国家或地区妇幼保健工作水平质量。^[1]相较于新生儿死亡率等通常用以刻画儿童健康指标，围产儿死亡率关注到死产问题。死产作为怀孕和分娩的敏感指标，具有较高可预防性。^[2]然而，目前我国围产儿健康改善进

展迟缓。根据华盛顿大学健康指标与评估研究所和联合国儿童基金会的数据，我国围产儿死亡在 5 岁以下儿童死亡占比不断上升，到 2019 年围产儿死亡率占比高达 60.65%；其中死产和极早新生儿健康改善相对于婴儿较为缓慢，2000—2019 年，7~27 天婴儿死亡率下降约 87.76%；死产率下降约 65.66%，极

* 作者简介：刘诗婷（2000 年—），女，博士研究生，主要研究方向为卫生经济与卫生政策。E-mail:22111020075@m.fudan.edu.cn
通讯作者：应晓华。E-mail:xhying@fudan.edu.cn

早新生儿死亡下降约 83.88%。^[3]因此我国公共卫生领域加快死产、极早新生儿死亡率下降速度以均衡各年龄段儿童福祉十分必要。

2009 年新一轮医改启动实施了基本公共卫生服务项目以促进中西部地区、农村地区孕产妇和儿童保健事业的发展并缩小妇幼健康差距,但我国围产儿健康区域不公平性仍然存在。实证研究发现围产儿死亡更多集中于相对贫困的地区^[4],且围产儿死亡与区域的卫生资源配置、基本医疗服务利用等有关^[5]。此外按照“东部—中部—西部”进行区域划分^[6],围产儿健康水平的区域差异总体呈扩大趋势,围产儿健康区域公平性有待改善。

经济学家 Grossman 于 1972 年提出的健康生产理论从微观层面揭示了健康决策和健康状况之间的关系。^[7]个体健康决策受到多因素影响,包括个体的收入、教育水平、社会环境以及与医疗保健相关的因素。同时,个体健康也受到遗传因素和环境因素等的制约。目前健康生产理论也拓展并广泛应用于政策和资源配置对健康状况和健康公平性的评估研究。^[8-9]学者们通过将地区层面变量替换原模型中的个体层面变量,实现宏观层面分析,进而为公共决策提供了理论依据。本文基于健康生产理论总结了中国围产儿健康的影响因素研究,主要集中于四个方面:(1)卫生系统因素,包括卫生资源配置、卫生服务利用与卫生政策^[10-11];(2)个人层面因素,包括人口学特征、生物学因素以及个人健康行为^[1,12-13];(3)社会经济因素,包括收入、职业等^[14-15];(4)自然环境因素,包括大气质量、^[16]水环境等。这四大类因素共同作用于围产儿健康,导致其健康差异与健康不公平。在围产儿健康区域公平性时空变化态势的研究中,^[4,6,12,17]大多以东、中、西部做区域界定,并未见对省际健康差异与趋势进行刻画。

本研究基于 2002—2020 年我国省际面板数据,运用基尼系数描述围产儿死亡率省际差异的历时性变化,并构建涵盖卫生系统、人口结构、社会经济以及自然环境的健康决定因素模型。此外研究进一步通过双向固定效应回归识别围产儿健康关键影响因素,并利用夏普利值分解具有显著影响效应变量对省际差距贡献度的动态变化。本研究旨在观察我国围产儿健康在更长时间跨度中的时空演变特征,并从一系列聚焦于围产儿健康的影响因素中挖掘我国更具优先级的方面。

1 资料与方法

1.1 资料来源

本研究数据来源于 2003—2021 年《中国统计年鉴》及《中国民政统计年鉴》、2003—2012 年《中国卫生统计年鉴》、2013—2017 年《中国卫生和计划生育年鉴》、2018—2021 年《中国卫生健康统计年鉴》、2005 与 2018 年《中国人口和就业统计年鉴》、Wind(万德)数据库和加拿大达尔豪斯大学大气成分分析组。除我国宏观经济和金融市场相关数据外,万德数据库提供部分人口、社会特征的数据。本研究中的流动人口指标来源于万德数据库。加拿大达尔豪斯大学大气成分分析组是研究大气中化学成分和气候变化的学术研究团队,提供卫星监测下的全球 PM2.5 栅格数据。基于此本研究使用 ArcGIS 软件提取了 2002—2020 年中国各省年均 PM2.5 相关数据。

1.2 指标与方法

1.2.1 相关变量与指标

本研究选取中国 31 个省(自治区、直辖市)的围产儿死亡率为被解释变量。综合现有研究成果,本文从卫生资源配置、卫生服务利用、人口结构、社会经济以及自然环境五方面探讨我国围产儿健康公平性的影响因素。以人均财政卫生支出、每千人口卫技人员、每百万人妇幼机构、每万人医院妇产科床位、每十万人妇幼机构床位来刻画卫生资源配置情况;以孕产妇系统管理率刻画卫生服务利用情况;以平均受教育年限、户籍人口与总人口比值、离婚率刻画人口结构特征;以人均国民生产总值、城镇居民可支配收入、农村居民可支配收入、城镇人口比重和城市供水覆盖率刻画社会经济特征;以年均 PM2.5 浓度刻画地区自然环境特征(表 1)。

研究选取基尼系数(Gini coefficient)、广义熵指数(Generalized entropy index)以刻画围产儿健康公平性,其中广义熵指数作为稳健性检验指标。具体而言,研究使用广义熵指数中的平均对数离差与泰尔指数两种测度指标。基尼系数受平均值变化影响更大,平均对数离差受样本较小的值变化影响更大,泰尔指数受样本较大的值变化影响更大。本研究主要利用以下公式进行计算:

$$G = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |y_i - y_j|}{2n(n-1)\mu} \quad (1)$$

$$GE = \frac{1}{a(a-1)} \sum_{i=1}^n f_i \left[1 - \left(\frac{y_i}{\mu} \right)^a \right] \quad (2)$$

其中, G 为基尼系数, GE 为广义熵指数, 当 $a = 0$, GE 为平均对数离差, 当 $a = 1$, GE 为泰尔指数, y_i 为第 i 个省份的围产儿死亡率, y_j 为第 j 个省份

的围产儿死亡率, n 为省份个数, μ 为总体围产儿死亡率的平均值, n 为地区个数, f_i 为各省总量所占比例。

表 1 围产儿死亡率及相关变量定义表

变量	变量含义	变量来源
围产儿死亡率	每千人围产儿死亡数(‰)	《中国卫生健康统计年鉴》(2018—2021)
卫生资源配置		
人均财政卫生支出	人均一般公共预算支出中医疗卫生与计划生育支出(元)	《中国统计年鉴》(2003—2021)
每千人卫生技术人员数	$\frac{\text{卫生技术人员数}}{\text{人口数}} \times 1000$ (人)	《中国卫生统计年鉴》(2003—2012)、《中国卫生和计划生育年鉴》(2013—2017)、《中国卫生健康统计年鉴》(2018—2021)
每百万人妇幼机构	$\frac{\text{妇幼保健院(所、站)数(所)}}{\text{人口数}} \times 1000000$ (个)	
每万人医院妇产科床位	$\frac{\text{医院妇产科床位数}}{\text{人口数}} \times 10000$ (床)	
每十万人妇幼机构床位	$\frac{\text{妇幼保健院(所、站)床位数}}{\text{人口数}} \times 100000$ (床)	
卫生服务利用		
孕产妇系统管理率	年内孕产妇系统管理人数与活产数之比(%) (妊娠至产后 28 天内接受过早孕检查、至少 5 次产前检查、新法接生和产后访视)	《中国卫生统计年鉴》(2003—2012)、《中国卫生和计划生育年鉴》(2013—2017)、《中国卫生健康统计年鉴》(2018—2021)
人口结构		
平均受教育年限	根据人口受教育结构数据计算(年)	《中国统计年鉴》(2003—2021)
人口流动	户籍人口 总人口数	《中国统计年鉴》(2003—2021)、Wind
离婚率	$\frac{\text{离婚登记人数}}{\text{人口数}} \times 100$ (%)	《中国民政统计年鉴》(2003—2021)
社会经济		
人均国民生产总值	当年价格(元)	《中国卫生和计划生育统计年鉴》(2003—2012)、《中国卫生健康统计年鉴》(2018—2021)
城镇居民人均可支配收入	当年价格(元)	中国统计年鉴(2003—2021)
农村居民人均可支配收入	当年价格(元)	《中国统计年鉴》(2003—2021)
城镇人口比重	$\frac{\text{年末城镇人口}}{\text{人口数}} \times 100$ (%)	《中国卫生统计年鉴》(2003—2012)、《中国人口和就业统计年鉴》(2013—2017)、《中国卫生健康统计年鉴》(2018—2021)
城市供水设施覆盖率	$\frac{\text{城市供水供给居民家庭用水人口}}{\text{人口数}} \times 100$ (%)	《中国统计年鉴》(2003—2021)
自然环境		
空气质量	年均空气 PM2.5 浓度(微米/立方米)	加拿大达尔豪斯大学大气成分分析组

1.2.2 双向固定效应回归模型

本研究选取双向固定模型构建围产儿健康水平影响因素的回归模型, 其中对围产儿死亡率以及费用类变量均采取对数处理。依次将卫生系统、社会经济、人口结构以及自然环境四维度影响因素逐步放入回归模型, 以观察全模型回归结果的稳健性。双向固定效应回归方程如下:

$$\ln Y_{it} = \alpha + \delta_i + \tau_t + \beta_j \sum_{j=1}^J X_{jti} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中 Y 为围产儿死亡率, X 为自变量, β 为回归系数, δ 为省份效应, τ 为时间效应, ε_{it} 为随机扰动项。

1.2.3 基于回归的夏普利值分解法

研究采用我国学者万光华提出的基于回归的夏普利值分解法系统地衡量各因素对我国围产儿死亡率省际差异的贡献度, 贡献度越大体现该因素对不公平性的作用越强。^[18,19] 夏普利值理论基础为合作博弈, 分解时分别将解释变量的真实值与均值代入

回归方程,测度两个估计值的不公平性,二者差异即为特定变量贡献度。由于存在博弈,需要经过迭代计算考虑其中分析单元排列组合的情况,具体计算为:

$$K = \sum_{j=0}^{N-1} C_{N-j}^j = \sum_{j=0}^{n-1} \left\{ \frac{(N-1)!}{j! \times [(N-1)-j]!} \right\} \quad (4)$$

$$S_i = \frac{1}{K} \sum_{k=1}^K \{ I[f(X_1, \bar{Z}_i, C_{X'} Z_i)] - I[f(\bar{X}_1, \bar{Z}_i, C_{X'} Z_i)] \} \quad (5)$$

$$P_n = \frac{S_n}{\sum_{n=1}^N S_n} \quad (6)$$

其中,自变量集合为 X_i , K 为选取变量 X_1 后剩余变量集 X' 的子变量集 Z_i 的个数, $C_{X'} Z_i$ 为子集 Z_i 在 X' 的余集, I 为不公平性测度指标, N 个变量的绝对贡献值(S_1, \dots, S_N), P_n 为各变量对不公平的相对贡献度。

在双向固定效应回归模型的基础上,选用反映区域健康公平性的指标来分解不同解释变量对围产儿死亡率影响的贡献度。另外由于夏普利分解的横向可加性,本研究还将各因素贡献度加总到每一大类里。本研究采用 Stata 14.0 进行回归分析以及联合

国世界发展经济学研究开发的 Java 程序完成夏普利分解。

2 结果

2.1 围产儿死亡率及相关影响因素基本情况

2002—2020 年围产儿死亡率的均值由 12.92‰ 降至 4.64‰, 标准差小幅降低。在我国围产儿死亡率改善的同时,省际差异缩小。围产儿健康相关影响因素中,除每百万人妇幼机构数外,其他卫生资源配置因素均体现了一定比例的投入增加,其中相较于 2002 年,2020 年人均财政卫生支出标准差增加且幅度较大。孕产妇系统管理率提高且标准差显著变小。研究期间,人口结构中平均受教育年限由 7.7 年增长至 9.5 年,离婚率由 0.21% 增长至 0.63%, 总体上人口流动结构变化不大。社会经济因素中人均 GDP、城镇居民及农村居民人均可支配收入均增加且标准差明显增大;城镇人口比重与城市供水覆盖率变化较大,分别由 31.85% 和 24.29% 增至 63.73% 和 40.30%。自然环境维度中,年均 PM2.5 的均值标准差也有所下降,其均值由 2002 年的 36.73 微米/立方米降至 2020 年的 27.75 微米/立方米(表 2)。

表 2 我国 2002 年和 2020 年围产儿死亡率及相关因素

变量	2002		2020		总体	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
围产儿死亡率(‰)	12.92	4.47	4.64	2.15	8.06	4.49
人均财政卫生支出(元)	70	58	1 565	641	624	562
每千人卫生技术人员数(人)	3.89	1.58	7.76	1.15	5.26	2.02
每百万人妇幼机构数(个)	3.25	3.33	2.85	2.21	3.04	2.97
每万人医院妇产科床位数(床)	1.97	0.60	3.48	0.88	2.68	0.87
每十万人妇幼机构床位数(床)	6.57	2.28	16.85	6.94	10.90	5.90
孕产妇管理率	76.88	14.13	92.63	4.18	83.25	13.85
平均受教育年限	7.7	1.10	9.50	1.00	8.60	1.20
户籍人口与总人口比值	1.03	0.08	1.04	0.20	1.04	0.16
离婚率(%)	0.21	0.11	0.63	0.16	0.45	0.23
人均 GDP(元)	10 274	7 800	70 787	31 326	38 517	28 454
城镇居民人均收入(元)	7 519	2 014	42 253	11 129	22 228	12 938
农村居民人均收入(元)	2 701	1 173	17 814	5 834	8 621	5 908
城镇人口比重(%)	31.85	16.80	63.73	11.07	50.38	16.90
城市供水覆盖率(%)	24.29	16.14	40.30	18.46	31.98	18.95
年均 PM2.5(微米/立方米)	36.73	12.20	27.75	9.93	39.42	15.34
组数					19	
组内观测数					31	
总观测数					589	

2.2 围产儿健康水平影响因素回归分析

本研究选择双向固定效应模型,同时控制省份和时间效应,根据我国 31 个省市的面板数据,构建围产儿健康水平的影响因素模型,将各维度影响因素逐次放入回归模型,探究四类因素对围产儿死亡率的影响。逐步回归结果显示大多数估计系数的符号和预期一致(表 3)。卫生资源如财政卫生支出、卫生技术人员数、妇幼机构数、医院妇科床位数、妇幼机构床位数对围产儿死亡率具有负向作用,孕产妇系统管理对围产儿死亡率也呈负向作用,人口学特征中流动人口比例与离婚率提高使围产儿死亡率增加但并不显著,社会经济状况中城镇居民可支配收入、城镇人口比重与城市家庭供水覆盖率对围产儿死亡率具有负向作用。总体回归结果显示人均财政卫生支出、每千人口卫生技术人员数、每百万人妇幼

机构、孕产妇系统管理率、平均受教育年限、城镇居民可支配收入、城镇人口比重 6 个因素对围产儿死亡率影响显著。具体而言,人均财政卫生支出在 10% 的显著性水平上对围产儿健康水平存在正向影响,人均财政卫生支出每增加 1%,围产儿死亡率下降 0.85%,每千人卫生技术人员、每百万人妇幼机构在 5% 显著性水平上每增加 1 单位,围产儿死亡率分别下降 2.3% 和 3.1%。孕产妇系统管理率增加 1%,围产儿死亡率显著下降 0.2%。在人口结构因素中,每增加一年平均受教育年限,围产儿死亡率降低 8.1%,是 7 个因素中对围产儿死亡率影响最大的指标。在社会经济因素中,城镇人均可支配收入每增加 1%,围产儿死亡率下降 0.16%。城镇人口比重变化 1 单位,围产儿死亡率下降 0.7%,说明我国城乡围产儿死亡率差距仍然存在。

表 3 我国围产儿死亡率影响因素逐步回归结果($N = 589$)

围产儿死亡率(%)对数	(1)	(2)	(3)	(4)
人均财政卫生支出(元)对数	-0.263 *** (0.089)	-0.259 *** (0.088)	-0.225 ** (0.092)	-0.162 * (0.080)
每千人卫生技术人员数(人)	-0.036 ** (0.017)	-0.037 ** (0.017)	-0.039 ** (0.016)	-0.023 ** (0.011)
每百万人妇幼机构数(个)	-0.037 (0.025)	-0.038 (0.025)	-0.042 (0.025)	-0.031 ** (0.015)
每万人医院妇产科床位(床)	-0.032 (0.033)	-0.028 (0.033)	-0.005 (0.032)	-0.002 (0.033)
每十万人妇幼机构床位(床)	-0.022 (0.038)	-0.024 (0.038)	-0.016 (0.037)	-0.017 (0.034)
孕产妇系统管理率(%)		-0.001 ** (0.000)	-0.001 ** (0.000)	-0.002 ** (0.000)
平均受教育年限(年)			-0.116 ** (0.053)	-0.081 ** (0.044)
总人口/户籍人口			0.460 (0.452)	0.650 (0.393)
离婚率(%)			0.288 (0.173)	0.313 (0.189)
人均 GDP(元)对数				-0.016 (0.138)
城镇人均可支配收入(元)对数				-0.854 ** (0.350)
农村人均可支配收入(元)对数				0.482 (0.397)
城镇人口比重(%)				-0.007 ** (0.003)
城市家庭供水覆盖率(%)				-0.001 (0.004)
年均 PM2.5 浓度(微米/立方米)				-0.000 (0.002)
常数项	3.895 *** (0.351)	3.960 *** (0.372)	4.139 *** (0.780)	7.600 ** (3.675)
R2	0.883	0.883	0.889	0.901
省份效应	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制
Hausman 检验				60.12 ***

注:括号内为标准误; * $P < 0.1$, ** $P < 0.05$, *** $P < 0.01$ 。

2.3 围产儿死亡率省际不公平现状

2002—2020年,围产儿死亡率基尼系数由0.20降至0.14,广义熵指数显示较一致的变化趋势(图1)。2013年不公平程度小幅度增加,2002—2020年我国省际围产儿死亡率不公平程度呈逐步下降趋势。基尼系数数值变动幅度更敏感,可见样本中较小与较大值的变动均小于均值的变动,极端值较少发生。

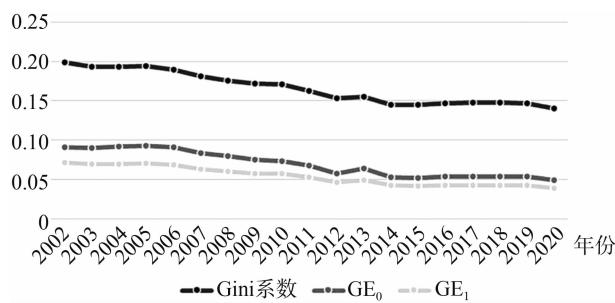


图1 2002—2020年我国围产儿死亡率省际不公平演变

2.4 围产儿死亡率省际不公平来源分析

进一步分解7个具有显著影响效应因素的历年贡献度。稳健性检验显示GE₀以及GE₁分解后各变量贡献度与基于基尼系数分解的结果总体上

均较为一致(下面主要报告基于基尼系数分解的结果),并取各变量贡献度的纵向加权平均得到各变量历年综合贡献度(表4)。城镇人均可支配收入始终居于首位,其贡献率呈波动上升,从2002年31.29%增长至2020年49.67%。城镇人口比重综合排名第二且综合贡献度为22.47%。综合排序第三和第四的分别为平均受教育年限和人均财政卫生支出。人均财政卫生支出贡献度虽在2017年略有回升,但总体上其对省际围产儿死亡率不公平性的贡献呈降低趋势。此外,相较于平均受教育年限而言,2002—2007年间,人均财政卫生支出更大程度导致了省际围产儿健康差距。每千人卫生技术人员数综合贡献排在第五位,其贡献度为7.70%,2009—2018年其对省际围产儿健康差距贡献度高于综合排名第四的人均财政卫生支出。孕产妇系统管理率贡献度排名第六,纵观整个研究期间其贡献度变化幅度较小。最后则是每百万人妇幼机构,其贡献度由2002年的6.60%降至2020年1.77%。2011—2017年的贡献度为负,说明该指标弱化了省际围产儿健康不公平性(图2)。

表4 2002—2020年我国围产儿死亡率省际不公平来源分解结果

年份	人均财政卫生支出		每千人卫技人员		每百万人妇幼机构		孕产妇系统管理率		平均受教育年限		城镇人均收入		城镇人口比重	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
2002	3,3,3	19.85	6,5,5	6.30	5,6,6	6.60	7,7,7	2.83	4,4,4	12.00	1,1,1	31.29	2,2,2	21.14
2003	3,3,3	18.51	5,5,5	6.66	6,6,6	5.87	7,7,7	3.21	4,4,4	11.72	1,1,1	31.98	2,2,2	22.05
2004	3,3,3	18.12	5,5,5	6.75	6,6,6	6.43	7,7,7	3.08	4,4,4	11.42	1,1,1	32.32	2,2,2	21.88
2005	3,3,3	18.03	5,5,5	6.43	7,7,7	3.13	6,6,6	3.17	4,4,4	12.06	1,1,1	35.58	2,2,2	21.61
2006	3,3,3	15.65	5,5,5	6.88	7,7,7	1.32	6,6,6	3.71	4,4,4	13.85	1,1,1	36.49	2,2,2	22.11
2007	3,3,3	14.58	5,5,5	7.66	7,7,7	3.20	6,6,6	3.50	4,4,4	13.06	1,1,1	35.83	2,2,2	22.18
2008	4,4,4	11.16	5,5,5	8.21	7,7,7	1.42	6,6,6	4.06	3,3,3	14.24	1,1,1	38.36	2,2,2	22.55
2009	5,5,5	8.03	4,4,4	9.92	7,7,7	0.44	6,6,6	4.25	3,3,3	15.49	1,1,1	38.90	2,2,2	22.97
2010	5,5,5	7.75	4,4,4	9.13	7,7,7	0.33	6,6,6	4.25	3,3,3	15.21	1,1,1	39.92	2,2,2	23.41
2011	5,5,5	5.09	4,4,4	9.90	7,7,7	-1.38	6,6,6	4.15	3,3,3	15.43	1,1,1	41.98	2,2,2	24.83
2012	5,5,5	5.87	4,4,4	9.66	7,7,7	-3.18	6,6,6	3.39	3,3,3	18.51	1,1,1	42.44	2,2,2	23.29
2013	5,5,6	3.22	4,4,4	10.82	7,7,7	-2.08	6,6,5	3.07	3,3,3	19.17	1,1,1	42.21	2,2,2	23.59
2014	5,5,6	4.50	4,4,4	7.38	7,7,7	-1.71	6,6,5	2.89	3,3,3	19.77	1,1,1	42.38	2,2,2	24.78
2015	5,5,5	4.03	4,4,4	6.47	7,7,7	-1.15	6,6,6	3.45	3,3,3	19.40	1,1,1	44.98	2,2,2	22.82
2016	5,5,5	4.85	4,4,4	7.66	7,7,7	-1.17	6,6,6	3.60	3,3,3	18.54	1,1,1	45.01	2,2,2	21.51
2017	5,5,5	5.75	4,4,4	7.40	7,7,7	-0.09	6,6,6	3.50	3,3,3	15.91	1,1,1	45.54	2,2,2	21.99
2018	5,5,5	6.22	4,4,4	6.41	7,7,7	0.22	6,6,6	2.06	3,3,3	14.05	1,1,1	48.22	2,2,2	22.83
2019	4,4,5	6.17	5,5,4	6.05	7,7,7	0.37	6,6,6	2.62	3,3,3	13.38	1,1,1	49.73	2,2,2	21.69
2020	5,5,5	6.46	4,4,4	6.52	7,7,7	1.77	6,6,6	2.14	3,3,3	13.69	1,1,1	49.67	2,2,2	19.75
综合贡献(%)	9.68		7.70		1.07		3.31		15.10		40.68		22.47	
综合排名	4		5		7		6		3		1		2	

注:(1)贡献度排序,Gini系数、GE₀与GE₁分解中每个自变量的贡献度的排序;(2)基于Gini系数分解得到各因素贡献度。

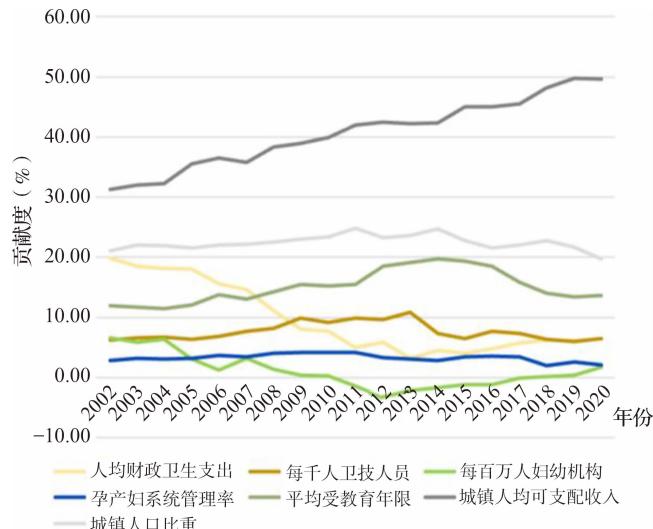


图 2 2002—2020 年围产儿死亡率省际不公平性各因素贡献度及演变

横向加总卫生系统、人口结构、社会经济三个维度对围产儿健康省际不公平性的贡献度发现,社会经济因素在围产儿死亡率省际公平性上至关重要,始终保持在第一位,并且总体处于波动上升趋势,到 2020 年其贡献度达 69.42%。卫生系统对围产儿健康不公平性的贡献度在 2010 年之前高于人口结构层面因素的贡献度,总体上呈波动下降态势,2016—2020 年其贡献度又呈现一定幅度的回升。人口结构层面的贡献水平在 2002—2020 年略有波动,并在 2014 年达到顶峰(图 3)。

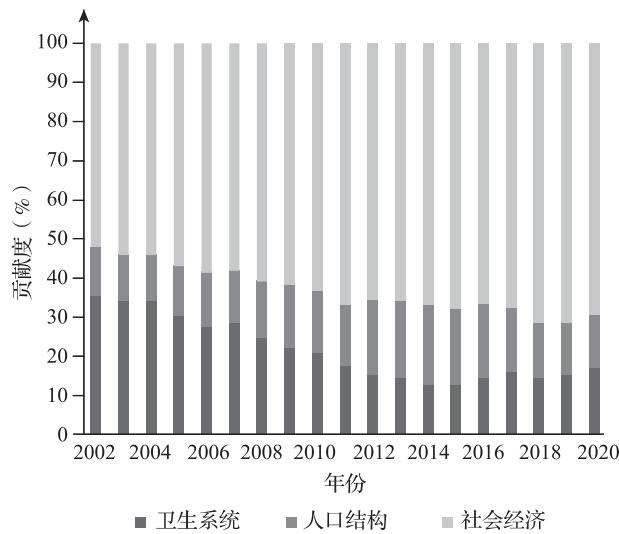


图 3 2002 年—2020 年我国围产儿死亡率省际不公平性各维度平均贡献及演变

3 讨论

根据回归和夏普利值分解结果,收入和城镇化

水平对围产儿死亡公平性贡献水平处于优势地位。现有研究表明较高的收入水平提升了个人保持营养膳食^[20]、获取医疗资源^[21]、决定居住生活环境的能力,进而影响围产儿健康。而城镇化演进中医疗条件和收入水平也在不断提高,孕产妇预防保健服务、产前检查率等公共卫生服务利用率也会提升,人群生命安全保障待遇得到改善将极大地降低围产儿的死亡风险。^[23]

为促进我国居民健康水平及健康公平性,逐步实现基本公共卫生服务均等化成为 2009 年新一轮医疗卫生体制改革重点之一。在城乡经济结构分割的情况下,为了避免和扭转财政分权对基本公共卫生服务供给产生的不平等影响,此轮医改特别加强了中央财政转移支付力度,以促进均等化项目的实施。在过去一段时间里,财政卫生投入、卫生技术人员配置、妇幼机构资源以及孕产妇系统管理服务四个方面的贡献度呈现出波动下降的趋势。卫生系统维度的贡献度下降一定程度上得益于基本公共卫生服务均等化项目的实施和卫生服务体系建设的加强,从而显著改善了服务利用情况。从整体上看,卫生系统维度对围产儿死亡率的公平性的贡献居于次优地位。

教育水平与健康需求密切相关。个人教育水平提高可能伴随行为与生活方式的改善进而直接影响健康。已有研究表明孕产妇教育水平是女性推迟头胎年龄的重要机制,低龄妊娠可能导致诸如流产、畸形引产、死胎死产等问题并影响围产儿健康。^[24]此外,教育水平的提高还会间接影响个人健康,如随着教育水平的提高,个人的收入水平也会相应增加,在促进健康改善方面也起到重要作用。尽管本研究发现,在三个维度中受教育程度贡献程度较低,但在围产儿健康公平性促进方面,教育对个人健康水平的影响有更为广泛的作用,同样不容忽视。

4 建议

4.1 重视社会经济因素对围产儿健康省际不公平性的贡献度优势

相关政策制定中需要重点关注社会经济相关因素。一方面,由于各省份经济发展水平差异扩大阻碍围产儿健康水平省际公平性改善,要求决策者促进机会、规则、权利的公平性以协调好各省城镇人均可支配收入水平。^[25]改善中低收入人群的经济状况是缩小围产儿健康省际不公平程度的可行方案。另

一方面,城镇化水平对我国围产儿健康省际不公平性的贡献度较高,不仅说明我国各省之间城镇化进程并不协调,也提示城乡之间围产儿健康进程存在差距。因此,建议各地在积极发展当地经济的同时,继续加大对中西部经济发展相对滞后地区的扶持和倾斜,重点关注城镇化进程较为迟缓的省份,充分发挥城镇化进程对围产儿健康的积极影响。

4.2 继续实施基本公共卫生服务均等化政策,发挥卫生系统次优贡献度

为发挥卫生系统在改善围产儿省际健康不公平性方面的作用,应继续巩固现阶段基本公共卫生服务均等化成果,并持续发力加速这一进程。因此,除增加经费、人力、机构及服务提供外还应更加重视服务质量的监管,提高资源投入效率的同时,进一步缩小围产儿健康地区之间的差异,改善健康公平性。

4.3 采取跨领域整合的健康导向措施以改善围产儿健康省际公平

资源稀缺性对其配置结构的合理性提出更高的要求,实施积极干预以统筹联合贡献度不同的各因素,发挥协同效应,并最终改善围产儿健康的省际公平状况。政府部门可以适当关注经济劣势地区、农村地区人群,落实我国公共服务型政府的义务。具体而言,加大农村地区基础设施建设,配置充分的医疗资源并完善医疗保障制度。在提供健康相关公共产品与服务时充分考虑个人收入差距问题,确保不因个体收入差距影响其对公共卫生产品和服务的可及性和获得产品及服务的质量,居民能公平地享受相关健康服务。各地政府可通过开展更为精准的健康扶贫行动对城镇人均可支配收入较低人群给予更高的医疗保障力度,增加地方政府财政卫生投入以促进孕产妇预防保健服务、产前检查率等公共卫生服务覆盖率以及提高服务质量。

5 研究局限性

囿于数据可获得性,目前的研究在指标选择方面存在一些不足。一方面,尚未全面反映围产儿相关卫生服务质量在省际健康公平性方面的贡献度。通过孕产妇系统管理率这一关键指标,只能了解产前、产后和新生儿访视的服务利用情况而无法捕捉到基本公共卫生服务均等化政策导向下孕产妇相关公共卫生服务质量变化对围产儿健康及其公平性的影响。这可能会削弱现有结果中卫生系统维度的贡

献度。此外,本研究也未能收集到各省历年分娩镇痛普及程度差异对省际围产儿健康公平性的影响。自2019年我国开启第一批国家分娩镇痛试点医院,随着政策推进和统计指标的完善,未来研究中或可考虑纳入反映分娩镇痛试点成效的指标。另一方面,卫生人力对健康产出具有较大影响,但目前无法收集各省份聚焦于妇幼保健的人力资源数据,故以卫生技术人员数作为服务提供方人力的衡量指标是为权衡之下的替代选择。

另外,本研究虽然揭示了关键要素对围产儿健康水平发展的影响,但未能充分解释其对围产儿健康发展的内在机制。未来可综合质性方法进行中小尺度区域研究,为围产儿相关卫生保健政策提供更有价值的参考。

作者声明本文无实际或潜在的利益冲突。

参 考 文 献

- [1] 庄艳艳, 刘彩霞. 中国围产儿死亡率地区差异可能原因及产科处置对策[J]. 中国实用妇科与产科杂志, 2015, 31(12): 1088-1090.
- [2] Qiao J, Wang Y, Li X, et al. A Lancet Commission on 70 years of women's reproductive, maternal, newborn, child, and adolescent health in China[J]. The Lancet, 2021, 397 (10293): 2497-2536.
- [3] Yip W, Fu H, Chen A T, et al. 10 years of health-care reform in China: progress and gaps in Universal Health Coverage [J]. The Lancet, 2019, 394 (10204): 1192-1204.
- [4] 丁雪, 王芳, 刘晓曦. 基于集中指数的妇幼健康服务和妇幼健康公平性分析[J]. 中国社会医学杂志, 2017, 34 (4): 383-387.
- [5] Fang P, Dong S, Xiao J, et al. Regional inequality in health and its determinants: Evidence from China [J]. Health Policy, 2010, 94(1): 14-25.
- [6] 赵星宇, 王广成, 单海峰, 等. 我国围产儿死亡率时空变化及预测研究[J]. 中国卫生统计, 2021, 38(2): 177-180.
- [7] Grossman M. On the Concept of Health Capital and the Demand for Health [J]. Journal of Political Economy, 1972, 80(2): 223-255.
- [8] Barro R. Health and economic growth[R]. World Health Organization, 1996.
- [9] 赵秋晓. 我国医疗卫生投入对居民健康状况的影响:基于宏观健康生产函数的研究[J]. 经济研究参考, 2018

- (25) : 74-80.
- [10] Xiang K, Song D. Spatial Analysis of China Province-level Perinatal Mortality [J]. Iran J Public Health, 2016, 45: 9.
- [11] 毛文琳, 卫龙宝. 政府卫生支出规模对居民健康的影响研究[J]. 浙江社会科学, 2020; 11-20, 156.
- [12] 谢潇, 盈斌, 杜芳娟, 等. 中国妇幼健康水平的区域差异和影响因素[J]. 世界地理研究: 1-12.
- [13] 于津, 朱丽萍. 上海市 2003—2008 年流动人口围产儿死亡情况分析[J]. 中国儿童保健杂志, 2010, 18(7): 610-612.
- [14] 吴擢春, 励晓红, Viisainen K, 等. 欠发达地区农村围产儿死亡率及其影响因素[J]. 中国公共卫生, 2004 (3): 72-73.
- [15] 谭敏, 苏岱, 张云钒, 等. 社会经济与卫生资源协调发展定量研究: 基于 2010—2018 年 31 个省(自治区、直辖市)的面板数据[J]. 中国卫生政策研究, 2021, 14 (4): 18-27.
- [16] 杜两省, 刘斌, 范丹. 大气污染对围产儿死亡率的影响研究[J]. 环境经济研究, 2018, 3(4): 71-85.
- [17] 赵雪雁, 王伟军, 万文玉. 中国居民健康水平的区域差异: 2003—2013[J]. 地理学报, 2017, 72(4): 685-698.
- [18] Wan G, Zhou Z. Income inequality in rural China: Regression-based decomposition using household data[J]. Review of development economics, 2005, 9(1): 107-120.
- [19] Wan G. Accounting for income inequality in rural China: a regression-based approach [J]. Journal of Comparative Economics, 2004, 32(2): 348-363.
- [20] Lunkenheimer H G, Burger O, Akhauri S, et al. Tradition, taste and taboo: the gastroecology of maternal perinatal diet [J]. BMJ Nutrition, Prevention & Health, 2021, 4(2): 385-396.
- [21] Vidiella-martin J, Been J V, Van Doorslaer E, et al. Association Between Income and Perinatal Mortality in the Netherlands Across Gestational Age [J]. Obstetrical & Gynecological Survey, 2022, 77(5): 259-261.
- [22] Flenady V, Wojcieszek A M, Middleton P, et al. Stillbirths: recall to action in high-income countries [J]. The Lancet, 2016, 387(10019): 691-702.
- [23] 易攀, 董帅气, 纪鸿超. 城镇化改善居民健康状况了吗: 基于省级面板数据的分析[J]. 中国经贸导刊(中), 2021(12): 26-32.
- [24] Finlay J E, Ozaltin E, Canning D. The association of maternal age with infant mortality, child anthropometric failure, diarrhoea and anaemia for first births: evidence from 55 low- and middle-income countries [J]. BMJ Open, 2011, 1(2): e000226-e000226.
- [25] 陈剑. 论健康公平[J]. 中国农村卫生事业管理, 2022, 42 (1): 2-9.

[收稿日期:2023-02-28 修回日期:2023-07-21]

(编辑 刘博)