

西部地区城市群经济增长对公共健康的作用

赵璟 靳珍¹

【摘要】 利用西部地区城市群 2004–2018 年面板数据，基于空间面板计量模型，分析了西部地区城市群经济增长对公共健康的直接作用、中介作用和调节作用，总结了经济增长对公共健康的作用机制与效果。研究结果表明，在西部地区城市群，经济增长直接对公共健康水平产生 U 型曲线影响，经济增长以教育水平为中介正向影响公共健康水平，经济增长作为调节变量抑制了教育水平对公共健康水平的正向影响，并且城市群公共健康水平存在显著的正向空间关联效应。

【关键词】 经济增长 公共健康 城市群 西部地区

【中图分类号】: F126 **【文献标识码】**: A **【文章编号】**: 1009-2382(2021)05-0038-09

一、引言

伴随《“健康中国 2030”规划纲要》的正式实施，公共健康问题成为全民关注的焦点。中共十九大报告明确提出“实施健康中国战略”。西部地区是建设健康中国的重要组成部分，但是其公共健康水平与东部、中部地区差距较大。在“西部大开发”战略和“一带一路”倡议的推进下，西部地区的社会经济快速发展，特别是各大城市群逐渐成为经济增长的重要引擎与人口的高度集中区。但是这些城市群经济快速增长是否能直接改善公共健康，城市群经济增长在西部地区践行“健康中国战略”中的角色是什么，如何协调西部地区城市群经济增长与公共健康间关系等成为影响西部地区实现全民健康的重大问题。

经济增长对公共健康的影响机制较为复杂。现有研究发现，收入、环境污染、教育水平、医疗卫生等因素对公共健康产生显著影响。杨继生等(2013)发现经济增长通过收入效应增加居民收入，改善居民的生活环境和生活质量，提升公共健康水平，但却会通过替代效应增加居民的心理负担，引发各种疾病。张芬和邹薇(2010)发现经济增长通过提升个人收入水平，使居民能够享受更优越的医疗卫生资源及教育资源，增加自身健康存量。Ebenstein 等(2015)认为空气污染是中国经济增长和健康收益不匹配的重要原因，城市经济增长正向显著影响居民预期寿命，颗粒物污染负向显著影响居民预期寿命。

现有研究大多将经济增长作为公共健康的一个直接影响因素纳入分析，而较少考虑经济增长对公共健康的间接作用(曲卫华和颜志军, 2015)。因此，本文以西部地区城市群为研究对象，引入经济增长与其他公共健康影响因素的交叉项，分析经济增长对公共健康的作用机制及可能的间接路径。另外，针对中国的经验研究较少控制数据的空间依赖性，鉴于忽视空间依赖性可能导致推论错误或不准确的模型估计，本文采用空间计量模型进行实证研究。

二、作用机制假说

Mushkin(1962)将健康作为人力资本的主要组成部分，认为人力资本价值的实现要以健康资本为基础。在此基础上，Becker(1964)研究了以时间和收入作为预算约束条件、健康作为消费品时，个人实现效用最大化的健康需求理论模型。Grossman(1972)将健康作为消费品和投资品，并在 Becker(1964)及 Mushkin(1962)的理论模型基础上建立健康生产函数，发现

¹**作者简介**: 赵璟，西安理工大学经济与管理学院、西安理工大学城市经济与管理研究中心教授(西安 710054)；靳珍，西安财经大学行知学院助教(西安 710038)。

基金项目: 陕西省社会科学基金项目“关中平原城市群资源集聚能力时空演变、形成机理及提升路径研究”(编号: 2020D003)；陕西省高校青年杰出人才项目“关中城市群空间结构演变对经济与环境的影响：机制与政策”(编号: 105-256991821)

收入、卫生医疗、教育、个人居住条件、健康投资时间等都是影响健康的重要因素。此后, Alberini 等(1997)在 Grossman(1972)的健康生产函数基础上发现环境污染也是影响健康的重要因素, 且严重的环境污染会加快个人健康折旧率。基于曲卫华和颜志军(2015)建立的宏观健康生产函数, 本文认为经济、环境、教育、医疗等均为公共健康的重要影响因素, 建立如下健康生产函数:

$$\ln H = \ln A + a \ln Y + b \ln S + c \ln E + d \ln M + e \ln P + f \ln Z + \varepsilon \quad (1)$$

其中, H 表示区域公共健康水平, A 表示初始公共健康水平, Y 表示影响公共健康的经济增长因素, S 表示影响公共健康的社会因素, E 表示影响公共健康的教育因素, M 表示影响公共健康的医疗因素, P 表示影响公共健康的环境因素, Z 表示影响公共健康的其他因素, a 、 b 、 c 、 d 、 e 、 f 分别表示各影响变量投入的弹性系数, ε 表示随机误差项。

基于前期研究, 经济增长可能对公共健康产生如下影响:

(1) 经济增长直接影响公共健康, 但是影响方向并不确定。

一方面, 经济增长会增加居民收入, 提升居民的生活质量, 同时会增加政府对公共服务的投资力度, 有利于公共健康; 另一方面, 经济增长会提升居民之间的竞争压力, 从而使得居民增大工作强度, 减少空闲时间, 不利于公共健康(杨继生等, 2013)。

(2) 经济增长通过环境污染影响公共健康。

环境污染负面影响公共健康, 但是经济增长对环境污染的影响方向并不确定。首先, 环境污染越严重, 所在区域的居民通过锻炼提升健康存量的效率越低。其次, 工业废水、烟尘和粉尘等污染物的排放, 会增加居民心血管病、中风、慢性阻塞性肺病和肺癌等疾病风险, 影响居民的身体机能, 加快健康资本折旧速率。再次, 经济增长对环境污染的影响方向并不确定(Wang 和 He, 2019): 一方面, 产出规模扩张带来了能源和水资源消耗的增长, 这些都会加重环境污染; 另一方面, 产出规模扩张可能因其规模经济节省资源消耗, 还会因其环境正外部性促进环境创新和绿色技术溢出, 有利于治污设施共享和资源优化配置, 从而减轻环境污染。最后, 经济增长还会通过空间溢出效应对环境污染产生复杂影响。

(3) 经济增长通过教育影响公共健康。

首先, 经济增长会增加政府对教育资金的投入力度, 提高教育质量及教育规模, 有利于提升居民的教育水平。其次, 教育水平一方面直接影响个人对健康的认知能力以及为提高健康而获取相关信息的能力, 从而影响个人的健康行为; 另一方面间接改变居民收入、工作环境、生活质量等, 为健康提供基础保障; 但高等教育也会拉大居民的收入及社会地位差距, 增强低收入者心理压力和负面情绪, 恶化居民健康。最后, 经济增长不仅可能以教育水平为中介影响公共健康, 还可能作为调节变量影响教育水平对公共健康的作用。

(4) 经济增长通过医疗卫生影响公共健康。

经济增长水平越高, 所在地区的政府基于社会需求会增大公共卫生支出, 扩容医疗卫生资源。首先, 医疗卫生水平较高的区域, 医疗卫生资源比较丰富, 方便居民就近就医, 从而降低因疾病导致的死亡率。其次, 医疗卫生水平的进步, 会提升各种疑难杂症的治愈力度, 有效改善居民健康水平(曲卫华和颜志军, 2015)。

(5)经济增长通过城镇化影响公共健康。

首先，经济增长会加强资源要素的合理流动及有效配置，通过规模经济效应，带动企业集聚，提升城镇化水平。其次，城镇化能够通过加强医疗、教育等资源集聚，为公共健康提供基础保障。但是城镇化水平提升也加剧了噪声污染、交通拥挤等问题，这种“拥挤效应”会损害居民健康。

(6)经济增长调节科学技术进而影响公共健康。

首先，科学技术发展为提高医疗技术、改进医疗管理模式、创建健康监测体系提供有效的技术支撑(刘卓，2018)。其次，经济增长水平较高的地区一般拥有丰富的教育、科技资源，也会集聚大量高素质人才，这些会放大地区科学技术水平对公共健康的促进作用。

综上，本文认为经济增长不仅可以直接影响公共健康，同时还可能以环境污染、教育、医疗卫生、城镇化为中介对公共健康产生影响。另外，经济增长也可能调节教育水平、科学技术水平对公共健康的作用。经济增长对公共健康的作用机制见图 1。藉此，本研究提出如下经济增长对公共健康的作用机制假说：

假说 1:经济增长直接影响公共健康；

假说 2:经济增长通过环境污染影响公共健康；

假说 3:经济增长通过教育影响公共健康；

假说 4:经济增长通过医疗卫生影响公共健康；

假说 5:经济增长通过城镇化影响公共健康；

假说 6:经济增长调节教育水平对公共健康的影响；

假说 7:经济增长调节科学技术水平对公共健康的影响。

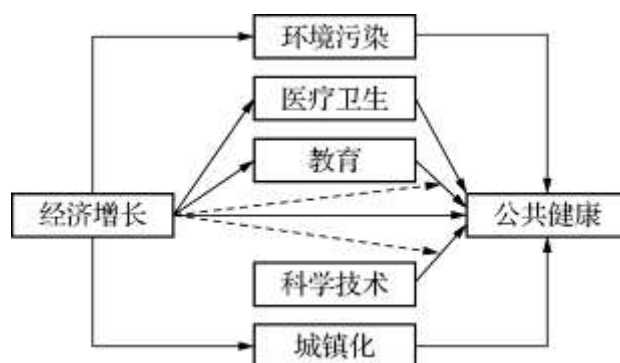


图 1 经济增长对公共健康的作用机制

注：虚线表示调节作用。

三、模型构建与指标选择

1. 模型构建

为了系统探索经济增长对公共健康的影响机制与路径,结合 He 等(2020)的设定,细化健康生产函数式(1),加入经济增长的高次项以更好地反映经济增长对公共健康的非线性作用,加入经济增长与教育水平的交叉项、经济增长与科学技术水平的交叉项以检验经济增长是否作为调节变量调节教育水平、科学技术水平进而影响公共健康,具体见式(2):

$$\ln H_{it} = \ln \alpha + \beta_1 \ln gdp_{it} + \beta_2 (\ln gdp_{it})^2 + \beta_3 \ln pol_{it} + \beta_4 \ln edu_{it} + \beta_5 \ln doc_{it} + \beta_6 \ln urb_{it} + \beta_7 \ln tech_{it} + \beta_8 \ln stru_{it} + \beta_9 \ln gdp_{it} \times \ln edu_{it} + \beta_{10} \ln gdp_{it} \times \ln tech_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, H 表示公共健康水平, gdp 表示经济增长水平, pol 表示环境污染水平, edu 表示教育水平, doc 表示医疗卫生水平, urb 表示城镇化水平, $tech$ 表示科学技术水平, $stru$ 表示产业结构, α 表示初始健康存量, β_i 表示各变量对公共健康水平的影响系数, ε_{it} 表示随机误差项, i 表示第 i 个观测区域, t 表示观测时间。

需要强调的是,一个区域的环境污染、教育、医疗卫生等条件可能会通过风向、交通等途径对周边区域的公共健康产生影响。因此采用空间计量模型,并使用空间面板极大似然法对模型进行估计。空间计量模型主要采用空间滞后模型(Spatial Lag Model, SLM)、空间误差模型(Spatial Error Model, SEM)和空间杜宾模型(Spatial Durbin Model, SDM)。

(1) 空间滞后模型

$$\ln H_{it} = \ln \alpha + \rho W \ln H_{it} + \beta_1 \ln gdp_{it} + \beta_2 (\ln gdp_{it})^2 + \beta_3 \ln pol_{it} + \beta_4 \ln edu_{it} + \beta_5 \ln doc_{it} + \beta_6 \ln urb_{it} + \beta_7 \ln tech_{it} + \beta_8 \ln stru_{it} + \beta_9 \ln gdp_{it} \times \ln edu_{it} + \beta_{10} \ln gdp_{it} \times \ln tech_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, W 为空间权重矩阵, ρ 为空间相关系数, $W \ln H$ 表示公共健康的邻近效应,其他变量含义与式(2)相同。

(2) 空间误差模型

$$\begin{aligned} \ln H_{it} &= \ln \alpha + \beta_1 \ln gdp_{it} + \beta_2 (\ln gdp_{it})^2 + \beta_3 \ln pol_{it} + \beta_4 \ln edu_{it} + \beta_5 \ln doc_{it} + \beta_6 \ln urb_{it} + \beta_7 \ln tech_{it} + \beta_8 \ln stru_{it} + \\ &\beta_9 \ln gdp_{it} \times \ln edu_{it} + \beta_{10} \ln gdp_{it} \times \ln tech_{it} + \mu_{it} \\ \mu_{it} &= \lambda W \mu_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (4)$$

其中, μ 表示随机误差项,空间误差系数 λ 度量空间关联地区关于公共健康水平因变量的误差冲击对本地区公共健康水平的影响, ε 表示正态分布的随机误差项,其他变量含义与式(2)相同。

(3) 空间杜宾模型

$$\begin{aligned} \ln H_i = & \ln \alpha + \rho W \ln H_i + \beta_1 \ln gdp_i + \beta_2 (\ln gdp_i)^2 + \\ & \beta_3 \ln pol_i + \beta_4 \ln edu_i + \beta_5 \ln doc_i + \beta_6 \ln urb_i + \beta_7 \ln tech_i + \\ & \beta_8 \ln stru_i + \beta_9 \ln gdp_i \times \ln edu_i + \beta_{10} \ln gdp_i \times \ln tech_i + \\ & \theta_1 W \ln gdp_i + \theta_2 W (\ln gdp_i)^2 + \theta_3 W \ln pol_i + \theta_4 W \ln edu_i + \\ & \theta_5 W \ln doc_i + \theta_6 W \ln urb_i + \theta_7 W \ln tech_i + \theta_8 W \ln stru_i + \\ & \theta_9 W \ln gdp_i \times \ln edu_i + \theta_{10} W \ln gdp_i \times \ln tech_i + \varepsilon_i \quad (5) \end{aligned}$$

其中， $\theta W \ln X$ 表示相邻区域的所有解释变量 X 的空间溢出对本区域被解释变量 H 产生的影响，系数 θ 表示影响的方向和程度，其他变量含义与式(2)相同。

式(3)、(4)、(5)中的空间权重矩阵 W 均采用两区域距离倒数的平方来表示，具体见式(6)：

$$W = \begin{bmatrix} 0 & \frac{1}{(d_{1,j_2})^2} & \cdots & \frac{1}{(d_{1,j_n})^2} \\ \frac{1}{(d_{j_1,1})^2} & 0 & \cdots & \frac{1}{(d_{j_1,j_n})^2} \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ \frac{1}{(d_{j_n,1})^2} & \frac{1}{(d_{j_n,2})^2} & \cdots & 0 \end{bmatrix} \quad (6)$$

其中， d_{ij} 表示第 i 个城市群的中心城市与第 j 个城市群的中心城市之间的距离。

2. 指标选择

(1) 被解释变量：

公共健康。宏观层面的公共健康概念内涵较广，既包括客观状况，又包括主观感受。鉴于疫苗接种率、婴幼儿死亡率等指标过于微观，不足以全面反映宏观层面的健康水平，而预期寿命相关数据大多为国家层面，因此借鉴曲卫华和颜志军(2015)的设计，采用人口死亡率表征公共健康水平。一般情况下，人口死亡率越高，公共健康水平越差。

(2) 核心解释变量：

经济增长。以 2004 年人均 GDP 为基期，利用 GDP 平减指数计算出各年份的实际人均 GDP，表征经济增长。

(3) 中介变量。

环境污染变量选取人均工业二氧化硫排放量、人均工业烟尘排放量、人均工业废水排放量；教育水平选用地方财政教育事业费支出占地方财政一般预算内支出的比重来衡量；医疗卫生水平选取每万人拥有医生数来衡量；城镇化水平选取城市户籍人口密度来衡量。

(4)控制变量。

选用第二产业增加值占地区生产总值的比重衡量产业结构，选用地方财政科学事业费支出占地方财政一般预算内支出的比重衡量科学技术水平。

具体指标见表 1, 各变量的描述性统计见表 2。

3. 数据来源说明

借鉴方创琳等(2016)对西部地区城市群的空间划分，并参考赵璟等(2009)对西部地区城市群的划分标准，确定西部地区的城市群包括：成渝城市群、滇中城市群、关中城市群、呼包鄂城市群、南北钦防城市群、黔中城市群、兰白西城市群、银川平原城市群、天山北坡城市群和酒嘉玉城市群。另外，由于兰白西城市群、天山北坡城市群和酒嘉玉城市群内大多数城市的公共健康指标数据缺失较多，考虑到数据的可得性和完整性，将这三个城市群剔除，选择其余七个城市群作为研究对象，具体见表 3。需要说明的是，2018 年 2 月国家发展和改革委员会、住房和城乡建设部印发的《关中平原城市群发展规划》扩展了以往关中城市群五市一区的范围，但为了保持样本的一致性，本文根据陕西省人民政府 2009 年印发的《关中城市群建设规划》、陕西省交通厅发布的《关中城市群城际铁路网规划》等文件对关中城市群的界定，将关中地区五市一区作为关中城市群的范围。2017 年 2 月，国家发展和改革委员会、住房和城乡建设部印发了《北部湾城市群发展规划》，在南北钦防城市群的基础上增加了玉林市、崇左市以及广东省、海南省的若干城市。而广东省和海南省不属于西部地区，因此本文仍使用南北钦防城市群作为研究对象之一。由于关中城市群内杨凌区的数据缺失较多，滇中城市群内楚雄彝族自治州的数据缺失较多，因此将其剔除。

表 1 变量说明及指标选择

变量	变量解释	指标选择	单位
H	公共健康	人口死亡率	‰
gdp	经济增长	人均地区生产总值	元/人
SO ₂	环境污染指标 1	人均工业二氧化硫排放量	吨/人
YC	环境污染指标 2	人均工业烟尘排放量	吨/人
WW	环境污染指标 3	人均工业废水排放量	吨/人
edu	教育水平	财政教育事业费支出占财政一般预算内支出的比重	%
doc	医疗卫生水平	每万人拥有医生数	人/万人
urb	城镇化水平	城市户籍人口密度	人/平方公里
tech	科学技术水平	财政科学事业费支出占财政一般预算内支出的比重	%
stru	产业结构	第二产业增加值占 GDP 的比重	%

表 2 变量的描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
H	105	5.306	0.884	3.209	6.787
gdp	105	26225	21295	5764	110977
SO ₂	105	0.028	0.025	0.002	0.106
YC	105	0.013	0.014	0.001	0.064
WW	105	14.193	8.715	3.299	44.855
edu	105	16.750	3.029	10.191	23.122
doc	105	21.365	7.991	8.749	53.664
urb	105	533.055	223.831	161.845	884.918
tech	105	0.934	0.528	0.157	2.784
stru	105	0.469	0.053	0.290	0.556

四、实证检验与结果分析

1. 空间相关性检验

利用全域莫兰指数(Moran' sI)检验西部地区经济增长及公共健康的空间相关性，结果见表4。

表4显示：2004-2018年西部地区城市群经济增长的全域Moran' sI均为正值，并且全部通过了1%的显著性水平检验。西部地区城市群公共健康的全域Moran' sI也均为正值，并且除2013年通过5%的显著性检验外，其余年份都通过了1%的显著性水平检验。这说明西部地区城市群经济增长及公共健康均存在显著的正空间相关性。

表3 西部地区城市群

城市群	城市	中心城市
成渝城市群	重庆市、成都市、自贡市、泸州市、德阳市、绵阳市、广元市、遂宁市、内江市、乐山市、南充市、眉山市、宜宾市、广安市、达州市、雅安市、巴中市、资阳市	重庆市成都市
滇中城市群	昆明市、曲靖市、玉溪市、楚雄彝族自治州	昆明市
关中城市群	西安市、咸阳市、铜川市、宝鸡市、渭南市、杨陵区	西安市
呼包鄂城市群	呼和浩特市、包头市、鄂尔多斯市	呼和浩特市
南北钦防城市群	南宁市、北海市、钦州市、防城港市	南宁市
黔中城市群	贵阳市、遵义市、安顺市	贵阳市

银川平原城市群	银川市、石嘴山市、吴忠市、中卫市	银川市
---------	------------------	-----

表 4 2004-2018 年西部地区城市群的经济增长水平和公共健康水平的全域莫兰指数值

年份	经济增长水平	公共健康水平	年份	经济增长水平	公共健康水平
2004	0.4611*** (3.6293)	0.5853*** (4.6618)	2012	0.5843** (4.9334)	0.4349*** (3.5186)
2005	0.4960*** (4.1257)	0.5271*** (4.4415)	2013	0.5716*** (4.6895)	0.3695*** (2.8852)
2006	0.5367*** (4.6434)	0.5413*** (4.3556)	2014	0.5605*** (4.8558)	0.2886** (2.3233)
2007	0.5588*** (4.4741)	0.5123*** (4.0398)	2015	0.5520*** (4.4087)	0.4643*** (3.8153)
2008	0.5689*** (4.6644)	0.6733*** (5.1308)	2016	0.5418*** (4.5620)	0.4383*** (3.5813)
2009	0.5856*** (4.8194)	0.2609** (2.2115)	2017	0.5343*** (4.3852)	0.4696*** (3.6368)
2010	0.5882*** (5.0055)	0.4412*** (3.6164)	2018	0.5114*** (4.4858)	0.3143*** (2.6526)
2011	0.5899*** (4.9394)	0.4866*** (3.8013)			

2. 经济增长对公共健康的影响机制检验

依据 Anselin 和 Smirnov(1996)的判断原则选择空间计量模型,具体步骤如下:对模型作普通最小二乘估计;对比拉格朗日乘数统计量 LM-Lag 和 LM-Error;若均不显著,则无需进行空间计量分析;若只有一个显著,则设定为与显著统计量对应的空间计量模型;若均显著,再对比 RobustLM-Lag 和 RobustLM-Error,选择显著(相对显著)的统计量对应的空间计量模型,若两个统计量都显著,采用空间杜宾模型。具体结果见表 5。选择三类环境污染指标进行检验发现,LM-Lag 及 RobustLM-Lag 均通过了 1% 的显著性水平检验,而 LM-Error 和 RobustLM-Error 均未通过显著性水平检验,因此选择空间滞后模型(SLM)更合适。

(1) 直接作用与中介作用机制检验。

第一步,检验西部地区城市群经济增长对公共健康的总效应。如果检验系数显著,则存在总效应;反之,总效应不存在。检验模型如下:

$$\ln H_{it} = \ln \alpha + \rho W \ln H_{it} + \beta_1 \ln gdp_{it} + \beta_2 (\ln gdp_{it})^2 + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

式中各变量含义与式(3)相同。

第二步，将经济增长水平作为解释变量，将环境污染水平、教育水平、医疗卫生水平、城镇化水平依次作为被解释变量，判断经济增长是否会影响这四种因素。第三步，检验经济增长及各解释变量对公共健康的影响程度。第四步，综合前述结果，如果总效应存在，再看第二步和第三步中各变量的系数是否显著不为零，若是则存在中介效应，若系数至少有一个不显著，则参考温忠麟等(2005)提出的索贝尔(Sobel)检验过程，进一步判断中介效应是否存在；如果第二步和第三步中的中介变量系数均不显著，则中介效应不存在。

表 5 环境污染指标的拉格朗日乘子检验结果

检验统计量	人均工业二氧化硫排放量		人均工业烟尘排放量		人均工业废水排放量	
	统计值	显著性水平 p 值	统计值	显著性水平 p 值	统计值	显著性水平 p 值
LM-Lag	15.017	0.000	14.747	0.000	8.145	0.004
Robust LM-Lag	15.881	0.000	15.490	0.000	8.667	0.003
LM-Error	1.356	0.244	0.966	0.326	0.361	0.548
Robust LM-Error	2.220	0.136	1.709	0.191	0.884	0.347

(2) 调节作用机制检验。

第五步，与第三步检验结合，纳入交叉项检验调节作用是否存在，即采用式(3)检验经济增长水平与教育水平的交叉项、经济增长水平与科学技术水平的交叉项系数的显著性，判断调节作用是否存在。

第一步检验结果见表 6。西部城市群的经济增长对公共健康的总效应均呈现倒 U 型曲线关系。但是，空间相关系数 ρ 没有通过显著性检验，这说明邻近城市群的公共健康水平不存在显著的溢出效应。

第二步检验结果见表 7。西部地区城市群的经济增长对教育水平、医疗卫生水平、城镇化水平的影响均通过了显著性检验。但是，经济增长并未显著影响工业废水排放量，说明当环境污染指标选择工业废水排放量时，环境污染不是经济增长影响公共健康的中介变量。

表 6 总效应检验结果

变量	总效应模型
lngdp	0.920** (2.25)

$(\ln gdp)^2$	-0.043**(-2.11)
ρ	0.011(0.080)
R-sq	0.125

表 7 中介变量对经济增长的回归结果

变量	$\ln SO_2$	$\ln YC$	$\ln WW$	$\ln edu$	$\ln doc$	$\ln urb$
$\ln gdp$	0.209** (2.07)	0.432*** (4.02)	0.033 (0.45)	0.107*** (5.21)	0.327*** (12.02)	0.119* (1.94)

进一步将公共健康水平作为被解释变量，将经济增长水平及其他变量作为解释变量，纳入交叉项，在混合面板回归的基础上进行豪斯曼检验，具体结果见表 8。豪斯曼检验结果显示：用不同的环境污染变量回归时，大于卡方分布临界值的概率 ($\text{prob} > \chi^2$) 都小于 0.01, 所以应该拒绝原假设，选择固定效应模型 (FE)。

表 8 豪斯曼检验结果

不同的 环境变量	卡方检验统计量 (χ^2)	大于卡方分布临界值 的概率 ($\text{prob} > \chi^2$)
SO_2	22.46	0.0010
YC	23.94	0.0005
WW	19.49	0.0034

此外，在豪斯曼检验的基础上进行 LR 检验，具体结果见表 9。用不同的环境污染变量回归时，双固定效应模型均优于个体固定效应模型以及时间固定效应模型。因此，采用双固定效应模型进行第三步检验，结果见表 10。

表 9 固定效应检验结果

不同的 环境变量	固定效 应类型	卡方检验 统计量 (χ^2)	大于卡方分布 临界值的概率 ($\text{prob} > \chi^2$)
SO_2	time	35.25	0.0001
	ind	40.33	0.0000
YC	time	27.05	0.0026

	ind	33.49	0.0002
WW	time	25.60	0.0043
	ind	34.43	0.0002

表 10 经济增长对公共健康的间接作用检验结果

	普通最小二乘法回归结果(固定)			空间滞后模型回归结果(双固定)		
变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
lngdp	-2.731* (-1.82)	-2.343 (-1.58)	-2.425 (-1.62)	-2.049** (-1.73)	-1.844 (-1.45)	-1.811 (-1.41)
(lngdp) ²	0.067 (1.33)	0.053 (1.07)	0.057 (1.14)	0.039 (0.98)	0.032 (0.75)	0.030 (0.68)
lnSO ₂	0.034 (1.17)	—	—	0.100*** (2.99)	—	—
lnYC	—	0.026 (0.95)	—	—	0.029 (0.96)	—
lnWW	—	—	0.003 (0.08)	—	—	0.035 (0.90)
lnedu	-5.330*** (-2.67)	-4.793** (-2.45)	-4.836** (-2.46)	-4.783*** (-3.07)	-4.026** (-2.48)	-3.931** (-2.40)
lndoc	0.042 (0.79)	0.031 (0.61)	0.030 (0.58)	-0.012 (-0.30)	-0.013 (-0.31)	-0.009 (-0.20)
lnurb	-0.230 (-1.09)	-0.203 (-0.96)	-0.203 (-0.96)	-0.173 (-1.06)	-0.200 (-1.15)	-0.211 (-1.23)
lntech	0.082 (0.22)	0.065 (0.17)	0.094 (0.24)	0.260 (0.67)	0.127 (0.31)	0.081 (0.19)
lnstru	0.478*** (2.96)	0.477*** (2.95)	0.472*** (2.87)	0.590*** (4.29)	0.530*** (3.73)	0.541*** (3.73)
lngdp×lnedu	0.529*** (2.68)	0.478** (2.47)	0.481** (2.47)	0.489*** (3.20)	0.418*** (2.62)	0.406** (2.52)
lngdp×lntech	-0.009 (-0.25)	-0.007 (-0.18)	-0.010** (-0.26)	-0.024 (-0.66)	-0.009 (-0.23)	-0.005 (-0.13)
ρ	—	—	—	-0.578***	-0.495***	-0.501***

				(-3.45)	(-2.92)	(-2.95)
R-sq	0.517	0.510	0.487	0.516	0.409	0.640

表 10 中的模型 1、模型 2、模型 3 表示在没有控制空间依赖性时，选择不同的环境污染指标，西部地区城市群经济增长对公共健康影响的固定效应结果；模型 4、模型 5、模型 6 表示在控制了空间依赖性之后，选择不同的环境污染指标，西部地区城市群经济增长对公共健康影响的双固定效应结果。

综合表 7 和表 10 可以发现，西部地区城市群经济增长一方面直接影响了公共健康，另一方面通过提升教育水平及医疗卫生水平对公共健康产生影响，同时还调节了教育水平对公共健康的影响。具体来看，第一，环境污染在表 10 的 6 个模型中只有人均工业二氧化硫排放量显著影响了公共健康，其他两种污染物排放量均没有显著影响公共健康。这可能是因为工业烟尘和工业废水均属于污染物排放，而不像 SO_2 、 $\text{PM}_{2.5}$ 、 PM_{10} 等与健康直接相关。第二，教育水平的系数显著为负，即教育水平提升有利于公共健康。这可能是因为教育水平提升会增加居民对健康的认知能力，促使居民养成良好的生活习惯，并通过健康投资减少患病风险。第三，医疗卫生水平的系数在表 10 的 6 个模型中并不显著，这一结果与曲卫华和颜志军 (2015) 等研究结果不同。可能的原因是西部地区城市群内部医疗资源配置不公平，每万人拥有的医生数指标未能准确刻画西部地区城市群内部医疗卫生水平。西部地区城市群内部人口空间分布比较分散，医疗卫生资源分布不均，并且农村地区医疗卫生水平较差、居民距离医疗机构较远。第四，城镇化水平在表 10 的 6 个模型中均未显著影响公共健康。这可能是因为西部地区城市群内部存在大量“半城市化”现象，本文在计算城镇化水平指标时使用城市户籍人口而不是城市常住人口，没有贴切地刻画城市人口集中度对居民健康的影响。第五，经济增长水平与教育水平交叉项的系数显著为正，说明经济增长负向调节居民教育水平对公共健康水平的正向作用，即经济增长削弱了教育水平对公共健康的正向影响。这可能是因为经济增长水平高的地区，居民在教育水平提升的同时也要承担更大的工作强度及工作时间，甚至还会由于社会地位差距、竞争压力等而产生抑郁、焦虑等负面情绪，因而负向影响了居民健康。第六，科学技术水平没有显著影响公共健康水平，并且表 10 模型 4、模型 5 和模型 6 中经济增长水平与科学技术水平交叉项也没有显著影响公共健康水平。这可能与西部地区城市群内部科技资源分布不均有关，虽然总体上政府科技投入在不断增长，但是一方面从科技投入增加到医疗技术提高、为医疗管理模式和健康监测体系提供有效技术支撑之间存在时滞，另一方面这些可能的技术支撑对广大农村地区影响微弱。

同时，由于表 7 和表 10 检验结果中部分变量的系数并不显著，因此为了判断是否存在中介效应，分别对人均工业二氧化硫排放量、人均工业烟尘排放量、城镇化水平以及医疗卫生水平进行索贝尔 (Sobel) 检验，结果见表 11。这些变量均不是经济增长影响公共健康的中介变量，说明经济增长并没有以环境污染、城镇化以及医疗卫生水平为中介影响公共健康。另外，表 10 中模型 4、模型 5 和模型 6 中空间相关系数 ρ 均为负，且均通过了统计显著性检验，说明相邻城市群的公共健康发展存在显著的正向空间关联效应。

表 11 索贝尔检验结果

	pol	a	b	S_a	S_b	Sobel	显著性水平 p 值	结论
$\ln\text{SO}_2$	-	0.209	0.100	0.101	0.304	0.325	0.745	中介效应不显著
$\ln\text{YC}$	-	0.432	0.029	0.107	0.030	0.940	0.347	中介效应不显著
$\ln\text{urb}$	SO_2	0.119	-0.173	0.087	0.164	-0.835	0.403	中介效应不显著
$\ln\text{urb}$	YC	0.119	-0.200	0.087	0.174	-0.880	0.379	中介效应不显著

lnurb	WW	0.119	-0.211	0.087	0.172	-0.913	0.361	中介效应不显著
lndoc	SO ₂	0.327	-0.012	0.027	0.041	-0.292	0.769	中介效应不显著
lndoc	YC	0.327	-0.013	0.027	0.043	-0.302	0.762	中介效应不显著
lndoc	WW	0.327	-0.009	0.027	0.043	-0.209	0.834	中介效应不显著

(3) 影响机制总结。

首先，直接作用机制存在。经济增长直接影响了公共健康，而且这种影响呈现 U 型曲线关系，即随着经济增长水平不断提高，公共健康水平呈先下降后上升的趋势，假说 1 成立。其次，中介作用机制部分存在。经济增长显著提升了教育水平，并以教育水平为中介变量影响了公共健康水平。具体来看，经济增长通过提升教育水平从而正向显著影响公共健康水平，假说 3 成立。环境污染、城镇化水平以及医疗卫生水平并没有显著影响公共健康水平，假说 2、假说 4 和假说 5 不成立。最后，调节作用机制部分存在。经济增长负向调节了居民教育水平对公共健康的正向作用，不利于公共健康水平的提升，假说 6 成立。经济增长水平与科学技术水平的交叉项没有通过统计显著性检验，即经济增长没有调节科学技术水平对公共健康的影响，假说 7 不成立。

将西部地区城市群经济增长对公共健康的影响机制归纳成图 2。

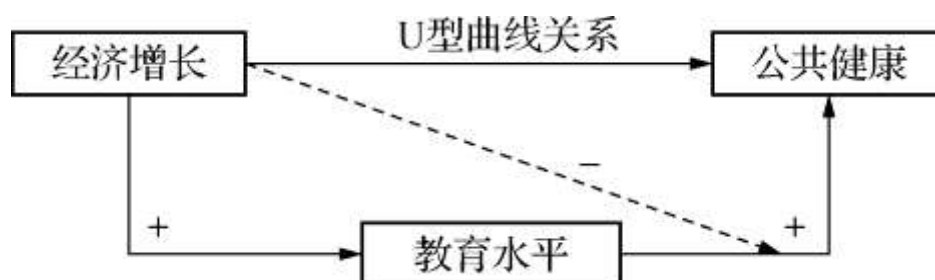


图 2 西部地区城市群经济增长对公共健康的作用机制

注：“+”表示增强，“-”表示削弱；虚线表示调节作用。

五、结论与政策建议

本文利用我国西部地区 7 个城市群 2004-2018 年面板数据，运用空间面板计量模型分析了经济增长对公共健康的直接作用、中介作用和调节作用，总结了经济增长对公共健康的作用机制与效果。主要结论如下：

(1) 西部地区城市群经济增长对公共健康存在 U 型曲线的直接作用，即早期经济增长水平提升会导致公共健康水平恶化，但是随着经济增长水平持续上升，公共健康水平会逐渐改善。

(2) 西部地区城市群经济增长提升了城市群内教育水平，同时教育水平提升显著改善了公共健康水平。

(3) 西部地区城市群经济增长作为调节变量，负向调节了教育水平对公共健康水平的正向影响。西部地区城市群内部的教育

水平提升会提高居民的健康认知能力，减少患病风险，但是在经济增长水平高的地区，居民在教育水平提升的同时也要承担由于社会地位差距和竞争压力而产生的抑郁、焦虑等负面情绪，而这些会负向影响居民健康。

(4)西部地区城市群的公共健康水平存在显著的正空间相关性，即单个城市群公共健康水平提升能够促进其相邻城市群的公共健康发展。另外，城镇化水平与科学技术水平均未显著影响城市群公共健康。

根据上述结论，针对西部地区城市群提出以下政策建议：第一，在促进经济增长的同时要继续保持地方政府对公共服务的投资力度，实现居民收入与区域公共服务水平的同步提升，为居民身心健康提供经济保障。第二，进一步健全医疗卫生服务体制，早日实现“基层首诊、双向转诊、急慢分治、上下联动”的分级诊疗制度，加快医疗卫生服务由覆盖式管理转化为精细化管理的速度，加速医疗资源分配均等化。第三，进一步提高教育质量及扩大教育规模，加强健康宣传，减少不合理的生活方式对居民健康的威胁。第四，加强医疗技术方面的财政资金投入，特别是重点支持与医疗管理模式创新、健康监测体系构建相关的技术，扶持农村地区健康监测体系建设。

参考文献：

- [1]. Anselin, L., and O. Smirnov. Efficient Algorithms for Constructing Proper Higher Order Spatial LAG Operators. *Journal of Regional Science*, 1996, 36(1):67-89.
- [2]. Becker, G. S. *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education*. 3rd Edition, Chicago: University of Chicago Press, 1964.
- [3]. Ebenstein, A., M. Fan, and M. Greenstone, et al. Growth, Pollution and Life Expectancy: China from 1991-2012. *American Economic Review*, 2015, 105(5):226-231.
- [4]. Grossman, M. On the Concept of Health Capital and the Demand for Health. *Journal of Political Economy*, 1972, 80(2):223-255.
- [5]. He, G., T. Liu, and M. Zhou. Straw Burning, PM_{2.5}, and Death: Evidence from China. *Journal of Development Economics*, 2020, 145.
- [6]. Mushkin, Selma J. Health as an Investment. *Journal of Political Economy*, 1962, 70(5):129-157.
- [7]. Wang, Y. Y., and X. B. He. Spatial Economic Dependency in the Environmental Kuznets Curve of Carbon Dioxide: The Case of China. *Journal of Cleaner Production*, 2019, 218:498-510.
- [8]. 方创琳、鲍超、马海涛著：《中国城市群发展报告》，北京科学出版社 2016 年版。
- [9]. 刘卓：《以习近平新时代中国特色社会主义思想引领健康中国建设——“实施健康中国战略”理论与实践研讨会综述》，《中国人口科学》2018 年第 1 期。
- [10]. 曲卫华、颜志军：《环境污染、经济增长与医疗卫生服务对公共健康的影响分析——基于中国省际面板数据的研究》，《中国管理科学》2015 年第 7 期。

-
- [11]. 温忠麟、侯杰泰、张雷：《调节效应与中介效应的比较和应用》，《心理学报》2005 年第 2 期。
- [12]. 杨继生、徐娟、吴相俊：《经济增长与环境和社会健康成本》，《经济研究》2013 年第 12 期。
- [13]. 马宇博、裴桂芬：《京津冀城市群全要素生产率测评与提升路径研究》，《经济问题》2019 年第 6 期。
- [14]. 张芬、邹薇：《健康、经济增长与收入不平等研究新进展》，《经济学动态》2010 年第 3 期。
- [15]. 赵璟、党兴华、王修来：《城市群空间结构的演变——来自中国西部地区的经验证据》，《经济评论》2009 年第 4 期。