

经济增长、劳动力流动与空气污染

——基于深圳的空间时序分析

倪红福¹ 赵栩婕² 钟柳青³ 傅 愈¹ 王文军¹

1. 深圳市云天统计科学研究所, 深圳;

2. 澳门科技大学, 澳门;

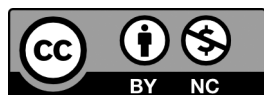
3. 广东医科大学, 东莞

摘 要 | 利用社区尺度的人口、经济与环境数据, 采用空间统计模型实证检验深圳劳动力流动对 $PM_{2.5}$ 浓度的影响。研究结论为深圳人口、经济与环境协同发展的政策制定和评估提供了经验依据。研究结果发现, 劳动力流动与 $PM_{2.5}$ 浓度有正相关关系, 流动劳动力密度过高会影响 $PM_{2.5}$ 浓度上升, 2015 年以前, 流动劳动力占比强化了劳动力流动对 $PM_{2.5}$ 浓度的影响。 $PM_{2.5}$ 浓度受到相邻地区人口、经济、环境因素的空间自相关性影响, 空间模型在环境社会科学研究方面具有独特的优势。最后, 从环境问题的研究尺度、研究内容和政策评估方面提出未来的研究方向。

关键词 | 劳动力流动; $PM_{2.5}$ 浓度; 经济增长; 时空分析

Copyright © 2022 by author (s) and SciScan Publishing Limited

This article is licensed under a [Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License](https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/). <https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>



基金项目: 广东省哲学社会科学“十三五”规划 2020 年度共建项目 (批准号: GD20XYJ03); 深圳市哲学社会科学规划课题 2021 年度一般项目 (批准号: SZ2021B019); 深圳市哲学社会科学规划课题 2021 年度重点项目 (批准号: SZ2021A006); 2021 年度广东省普通高校特色创新类项目 (批准号: 2021WTSX035)。

通讯作者: 傅愈, 深圳市云天统计科学研究所副研究员, 研究方向: 人口与环境, E-mail: 1907094809@qq.com。

文章引用: 倪红福, 赵栩婕, 钟柳青, 等. 经济增长、劳动力流动与空气污染——基于深圳的空间时序分析 [J]. 社会科学进展, 2022, 4 (3): 238–263.

<https://doi.org/10.35534/pss.0403022>

深圳长期以来是全国唯一的流动人口超过户籍人口的超大型城市，2020年末流动人口达到1243.87万，较2010年的786.17万人，增长了58.22%，占常住人口的70.84%，其中劳动年龄的流动人口占比为81.09%。人口持续流入是深圳人口快速增长的主要原因之一，劳动力的流入为深圳社会经济发展提供了源源不断的人口红利（陆杰华，2019），2020年深圳地区生产总值（GDP）达到2.76万亿元，约占当年广东省GDP总量的1/4。

在劳动力自由流动、经济高质量发展与生态环境优化的条件下中，通过理论与实证分析检验劳动力流动对环境影响的作用机制，对于“完善劳动力流动制度”具有重要的意义。一是环境要素是社会经济发展的刚性约束，劳动力流动通过对人口和经济系统的影响，长期积累形成引起环境变化是多种因素，而环境退化初期很难直观地体验（Piguet，2010），发现其中的“机制”以避免环境退化后果就显得非常重要。二是目前正值“六大类40条授权清单”全面落地实施的阶段，深圳的长远发展不能只是被动地解决当前的矛盾，还要有一定的预见性。面对劳动力要素和经济要素大量持续流入的格局，无论是制度体系的顶层设计，还是政策工具的准备，都需要权衡人口红利与环境压力之间的关系，为调控或规避不利后果提供政策线索，劳动力流动与环境变化的关系也就成了理论层面和实践领域共同关注的科学问题。三是深圳是全国唯一流动人口占比过半的超大型城市，劳动力的规模、结构和质量具有明显的流动人口特征，现有的劳动力迁移流动理论与实证结论是否适用于深圳的特殊人口和社会经济条件，需要理论论证和实证检验。

1 文献回顾

人口迁移流动和劳动力迁移流动一直是人口研究的相关主题，关于劳动力迁移流动的经济学、社会学研究，以及劳动力迁移流动的环境影响研究，已经形成了丰富的研究成果，本文仅关注劳动力迁移流动机制及其环境影响方面的文献。

1.1 劳动力迁移的理论脉络

初期的“推拉理论”是研究人口/劳动力迁移流动的重要理论之一，它认为

在市场经济和人口自由流动的情况下,人口迁移流动的原因是人们可以通过搬迁改善生活条件(Lee, 1966)。迁出地的影响因素、迁入地的影响因素、迁移过程的障碍、个体特征、文化差异等对迁移决策产生影响。推拉理论对人口/劳动力的迁移流动研究产生了深远影响,它建立了一个完整的分析框架,解释从迁出地到迁入地的过程中所遇到的推力和拉力以及不同人群对此的反映。但它主要是建立在经验观察基础之上,缺乏科学推断和假设检验,也有一定的局限性(Greenwood, 1997)。同期的二元经济模型认为(Lewis, 1982),发展中国家经济存在两个部门:一个是普遍存在劳动力过剩的传统农业部门,另一个是现代工业部门。经济增长就是现代部门以不变的工资率吸收农村边际生产率为零的无限供给状态下劳动力的过程;现代部门有把积累全部转化为投资的动力,投资越多,吸收劳动力就业越多,直到把农村剩余劳动力吸收完毕为止。修正的二元经济模型成功的解释了城市存在失业的情况下,农村劳动力继续流入城市的问题(Todaro et al., 1992)。二元经济模型及其修正模型从宏观层面科学地展示了劳动力转移的动力和过程,是一个被广泛应用的分析劳动力迁移流动的经济学范式。

中期的新经济迁移理论强调家庭作为决策主体的重要性,根据家庭预期收入最大化和风险最小化的原则,决定家庭成员的外出或迁移(Stark, 2005)。许多学者对本地市场条件与迁移动机,外出收入对社区经济发展、社会网络或制度对迁移决策的影响等方面进行了实证研究,检验了该理论假设的有效性(Zinda et al., 2018)。二元劳动力市场理论假设迁移的动机来自城市经济的二元结构及其内生的劳动力需求(Piore, 1979)。在城市经济或发达国家的经济中存在主导部门和辅助部门,辅助部门由于条件差对本地劳动力没有吸引力,导致劳动力供给长期不足,需要吸引外地劳动力补充,由此产生了迁移动机。尽管二元劳动力市场理论是起源于发达国家劳动力市场的研究(Baffoe-Bonnie, 2003),但中国的经验研究也表明存在劳动力市场分割(郭丛斌, 2004)。

1.2 劳动力迁移理论的丰富和发展

宏观迁移理论将迁移作为人口对社会、经济、环境、政治和文化变迁的

回应,人口/劳动力迁移流动同样对社会经济格局产生影响,研究视角不仅局限于经济学范畴,逐步扩展到迁移流动的选择性、影响因素及其对社会、经济与环境影响等方面(Adams and Page, 2005; Haas, 2010; Chen et al., 2014; Ghimire et al., 2020)。同时,将人口与环境关系的理论框架引入到劳动力迁移研究(Greiner and Sakdapolrak, 2013),认为劳动力迁移流动不仅是适应环境的选择(Cameron, 2018),而且也是环境变化的影响因素(Tai et al., 2012)。

中国的劳动力迁移既有发达国家早期的一般特征,比如年龄、性别、教育程度等方面的选择性(蔡昉、白南生, 2006),也有中国的特殊性,比如劳动力迁移流动中的制度性障碍(王梅、传海, 2005)、劳动力迁移流动的“推力、拉力”变形等(李强, 2003),甚至发现区域房价差异也会导致劳动力流动(高波等, 2012)。

1.3 劳动力迁移流动与环境关系的不同理论观点

其一是马尔萨斯主义认为人口压力、资源消耗必然导致环境退化(Wright, 2015),劳动力迁移、经济扩张导致的人口数量增长和资源消费增加对环境造成危害(袁晓冬、马良瑞, 2017),从而形成了人口压力下的资源环境难以为继的判断(Brundtland, 1987)。尽管没有确切的证据支持马尔萨斯主义观点,但以环境问题为由排斥移民或劳动力迁移(Nagtzaam and Cafaro, 2018),可以避免过多地受到舆论攻击(Hultgren, 2014)。另一是新政治经济学派的反对观点,认为劳动力迁移流动和经济发展并不是环境退化的根本原因(Angus and Butler, 2011),尽管移民与某些环境污染问题有一定的关联,但更多研究指向移民的消费方式、环保意识都优于发达地区的本地人口(Bohon et al., 2008; Chatman and Klein, 2009)。通过劳动力迁移流动及其不平等的生态转移、经济过程中的市场交换和贸易方式等途径将发达地区的环境压力不合理地转移到发展中地区,从而给发展中地区的环境造成压力(Carter et al., 2013)。部分实证研究发现,美国移民消耗资源和产生废弃物更少(Hunter, 2000; Atilas and Bohon, 2003),移民规模与当地空气质量不仅没有负相关,甚至与

某些污染物水平负相关 (Squalli, 2010; Price and Feldmeyer, 2012; Ma and Trough, 2019)。

综上所述,现代人口或劳动力迁移现象十分复杂,不是某一个理论能够完全解释的,需要从多种角度分析。中国劳动力迁移流动的社会经济背景与西方国家相比有巨大差异,其中最突出的差别是由于户籍制度的影响(李晓春、马铁群, 2004),既不同于现有理论的假设条件(李强, 2003),也区别于西方国家的经验结果(周天勇, 2001),深圳有着与国内其他超大型城市完全不同的人口结构,其劳动力迁移与环境的关系需要从更广阔的视角对现有理论的适用性进行实证检验。

2 理论框架

劳动力是人口的特殊组成部分,深圳流动人口中劳动年龄人口的占比高达82.12%。劳动力兼具经济属性和人口属性,本文在人口与环境关系的理论框架下,构建深圳劳动力流动的环境影响机制的理论模型,为实证模型的设置提供理论依据。

2.1 因变量

就人口与环境关系的研究而言,环境概念既包括生态资源,如水环境、土地质量、空气质量、能源等,也包括人类生产生活产生的环境后果,如温室气体排放、生物多样性等(童玉芬, 2004)。

除个别研究整体环境外,都需要具体到环境的某个方面,本文以 $PM_{2.5}$ 浓度作为空气污染的操作化变量,主要是基于以下几个原因:一是数据的可获得性,深圳自2012年设置了18个国家空气质量监测站点以来,陆续增加到全市74个街道 $PM_{2.5}$ 监测站全覆盖,可以在社区尺度上提供可靠的连续性数据。二是 $PM_{2.5}$ 浓度是广泛使用的环境指标之一,它不仅反映居民的生活质量,也是重要的健康影响因素。比如, $PM_{2.5}$ 超标等空气质量问题会降低人们的主观幸福感和心理健康程度(Zhang et al., 2017),并减少外出活动、额外增加防护器材等(Sun et al., 2017)。世界卫生组织对 $PM_{2.5}$ 长期健

康风险评价显示 (WHO, 2006), $\text{PM}_{2.5}$ 浓度从 $10 \mu\text{g}/\text{m}^3$ 上升到 $35 \mu\text{g}/\text{m}^3$, 死亡率增加 15%。三是深圳近年来大力开展大气污染防治, $\text{PM}_{2.5}$ 浓度仍有提升空间, 将其作为环境变量进行研究具有现实指导意义。深圳于 2012 年开始执行《环境空气质量标准》(GB3095-2012), 全面对 $\text{PM}_{2.5}$ 进行监测, 并在《2020 年“深圳蓝”可持续行动计划》中提出了将 $\text{PM}_{2.5}$ 稳定在 $25 \mu\text{g}/\text{m}^3$ 的目标, 介于国家一级标准 ($15 \mu\text{g}/\text{m}^3$) 和二级标准 ($35 \mu\text{g}/\text{m}^3$) 之间, 离世界卫生组织的指导值 ($10 \mu\text{g}/\text{m}^3$) 有明显的差距。

2.2 自变量

根据理论分析模型和现有实证研究结论, 以及研究尺度上的数据可获得性, 并结合深圳人口、社会、经济和环境的特点, 以对 $\text{PM}_{2.5}$ 浓度有潜在影响的人口、经济因素, 以及其他控制变量为自变量, 具体如下。

(1) 劳动力流动指标。采用流动劳动力密度 (F_H_L) 和流动劳动力占劳动力的比重 (F_H_R) 2 个指标测量劳动力流动的强度与规模。流动劳动力密度定义为非户籍劳动年龄人口数量 / 平方公里, 流动劳动力占劳动力的比重 (流动劳动力占比) 定义为非户籍劳动年龄人口数量 / 常住人口中劳动年龄人口数量。流动劳动力密度主要测量劳动力流动的强度, 同时消除空间分析单元区域面积的差异。深圳市内流动人口分布具有很大的差异, 既有宝安、龙岗等流动人口聚集的区域, 也有盐田、大鹏、坪山等流动人口较少的区域, 对应的劳动力流动规模上的差异则通过流动劳动力占比进行测量。

(2) 经济发展指标。经济发展伴随着资源投入的增加, 一定程度上增加了环境的压力, 同时经济发展也对经济结构和经济质量产生影响, 当经济结构和质量持续改善达到某一拐点时, 环境压力将呈逐年下降的趋势 (Grossman and Krueger, 1995)。可见, 经济增长并不是经济因素对环境产生压力的唯一原因, 而经济结构和经济质量也可能造成环境变化。因此, 分析人口与环境关系中经济的中介作用, 需要通过经济总量、经济结构和经济质量三个角度进行考察, 分别反映经济规模、生产力布局和经济发展状态 (曼昆, 2015)。经济规模包括地区生产总值 (GDP)、GDP 增长率 (GDP_R) 2 个测量变量; 在经

济结构方面,在一定的技术条件下,工业制造业的能源消费和废弃物排放相对较多,对空气质量的影响也比较突出(Jänicke et al., 1989),故采用第二产业占GDP的比重(IND_R)作为经济结构的测量变量;在经济质量方面,采用生产总值计算的劳动生产率(P_W_S)作为技术水平的测量指标,代表了经济质量高低。

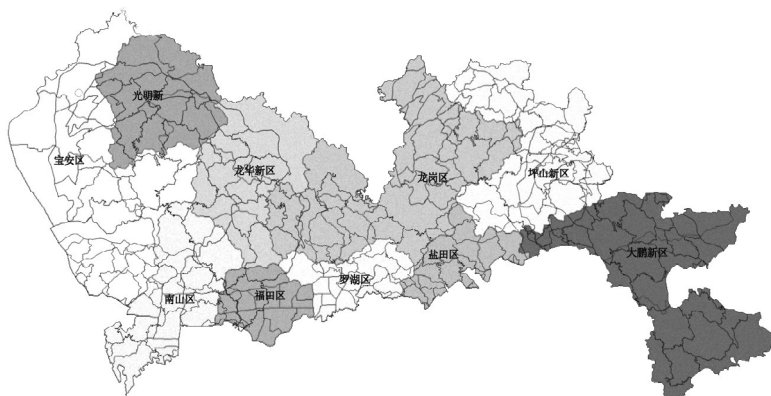
(3)控制变量。居民财富也是影响环境的重要因素(Squalli, 2010),采用家庭消费支出(H_C)作为财富的测量变量。实际上,本文还测试了人均GDP、人均可支配收入以及平均家庭收入等指标,通过比较发现家庭消费支出的统计特性更好。家庭消费支出不仅能够反映居民的财富,还可以间接体现消费水平和消费习惯。

研究表明(孙天乐等, 2019),深圳的PM_{2.5}主要来源中汽车尾气占30%,但在研究尺度上无法获取汽车尾气方面的指标,本文采用路网密度(R_D)间接测量汽车尾气。一般情况下,路网密度越高、道路交通条件越好,通行的汽车也越多。气候自然条件也是影响PM_{2.5}的产生和积累的因素(Price and Feldmeyer, 2012),在深圳区域内的气候条件差异不大,采用绿化覆盖率(G_R)测量自然条件对PM_{2.5}的影响。

3 数据与方法

3.1 空间分析单元

空间分析单元越小,可能提供的信息越丰富(Anselin, 1988),但对数据的要求也更高。在满足数据可获得性的前提下,本文以社区级行政区划为空间分析单元(Spatial Analysis Tract)。一方面社区尺度是可以获取人口、经济与环境指标数据的最小空间分析单元,另一方面,深圳近年来行政区、新区、街道和居民委员会的变动比较频繁,但社区的空间区划基本保持稳定,只是行政隶属关系的转变,可以保证研究时期内连续性数据的可比性。根据上述划分原则,将深圳共划分为如图1所示的644个空间分析单元。



注：根据深圳市政区图（JS（2018）01-428）绘制。

图1 深圳市空间分析单元示意图

Figure 1 Schematic diagram of spatial analysis unit in Shenzhen

3.2 $PM_{2.5}$ 浓度

本文的 $PM_{2.5}$ 浓度数值采用深圳市人居环境委员会官方网站公布的实时监测数据，通过 24 小时滑动平均计算年度平均值。按照《环境空气质量监测规范（试行）》中的要求，深圳市对监测站的点位进行布设，2012 年在全市设立 18 个监测站，至 2018 年增加到 74 个（每个街道 1 个）。为了保持指标的一致性，故本文的时间序列设置为 2012—2020 年，结合上述空间分析单元的数量，共有 5796 个数据点（644 个空间分析单元 $\times$ 9 年）。

$PM_{2.5}$ 浓度监测站的设置综合考虑了自然环境和空气污染发生源的情况，分布相对均匀，虽然每个监测站的观测范围为 5 公里，但它们之间的连线可以覆盖全部空间分析单元。由于空气污染源和污染物多为流动性的，空气中的颗粒物分布相对均匀，每个监测站的监测值都是周围各个污染发生源综合作用的结果，也就是说如果某个空间分析单元靠近某种污染发生源（比如交通主干道），那么它附近的监测值也必然更高。考虑到单个监测站可能不在空间分析单元的质点上，采取周边多个监测站的均值可以更好地逼近真实数值（傅崇辉等，2014）。

因此，可以采用如图 2 所示的方法估计各空间分析单元的 $PM_{2.5}$ 浓度。以空

间分析单元的地理质点为圆心，寻找最近且连线经过该空间分析单元的两个监测站（a 和 b），将其连线并作质点到连线的垂线（c 点），用 c 点的数值近似的代替空间分析单元的 $PM_{2.5}$ 浓度。如果有多条连线经过空间分析单元，则取垂直距离最短的那条。根据等比例估计法（傅崇辉 等，2014），c 点 $PM_{2.5}$ 浓度估算公式为：

$$PM_c = PM_a + d_1 / (d_1 + d_2) \times (PM_b - PM_a) \quad (1)$$

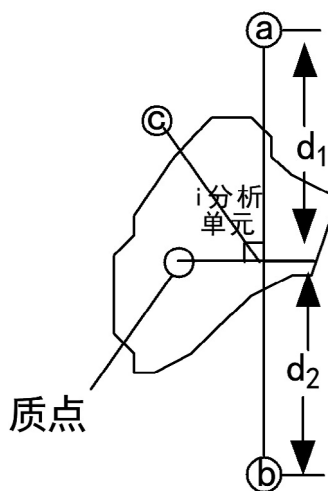


图2 空间分析单元质点的 $PM_{2.5}$ 浓度估计示意图

Figure 2 Schematic diagram of $PM_{2.5}$ estimation of particles of spatial analysis units

$PM_{2.5}$ 年平均浓度最高的区域是光明新区，达到 $30.83 \mu g/m^3$ ，最低的区域是盐田区，为 $21.12 \mu g/m^3$ 。光明新区、龙华新区、宝安区和坪山新区是深圳 $PM_{2.5}$ 浓度较高的区域，盐田区、大鹏新区的 $PM_{2.5}$ 浓度明显低于其他区域。从空间分布看，深圳的 $PM_{2.5}$ 浓度总体呈现东部区域低（较好），西部区域偏高（较差）的格局，如图3所示。

从总体上看，深圳市 2020 年 $PM_{2.5}$ 平均值为 $26.81 \mu g/m^3$ ，比 2012 年的 $41.38 \mu g/m^3$ 下降了 36.88%，也显著低于环保部规定的标准（ $35 \mu g/m^3$ ）。从图3的区级层面已经表现出 $PM_{2.5}$ 浓度的区域内异质性，如果从更小的空间单元来考察这种差异可能会更大。而且，即便是 $PM_{2.5}$ 浓度较低的盐田区、大鹏新区也

远高于国际上认定安全的水平 ($10\mu\text{g}/\text{m}^3$)，研究 $\text{PM}_{2.5}$ 影响因素的区域内异质性具有明确的现实意义。

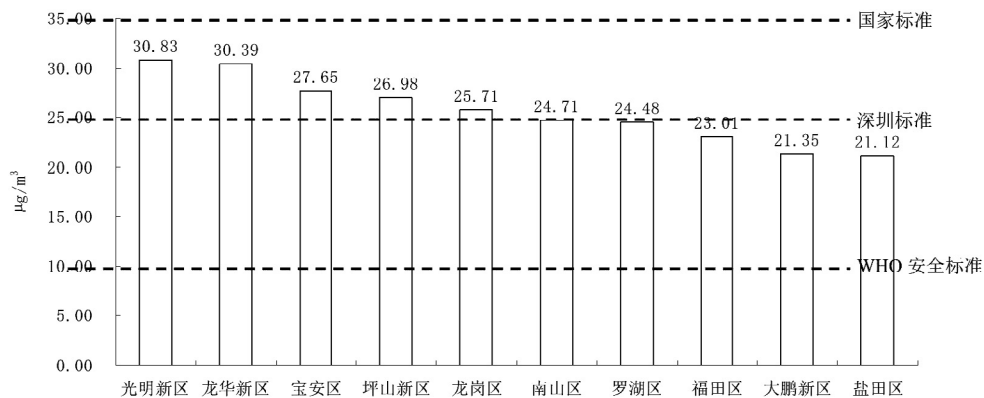


图3 深圳市 $\text{PM}_{2.5}$ 分区年平均值 (2020 年)

Figure 3 Annual Average Value of $\text{PM}_{2.5}$ in Shenzhen (2020)

3.3 人口、经济与环境指标

从表1的描述性统计结果看，流动劳动力密度在不同空间分析单元之间有明显的差异，流动劳动力数量多、区域面积相对较小的福田、罗湖的空间分析单元的流动劳动力密度普遍偏大；而大鹏、坪山的流动劳动力数量少、区域面积相对较大，其空间分析单元的流动劳动力密度较低。深圳作为国内唯一流动人口占比过半的超大型城市，流动劳动力是深圳劳动力的重要组成部分，流动劳动力的占比在 40% ~ 80% 之间，平均约 70%。

深圳是我国经济活力最强的区域之一，经过前期的高速增长，2020 年经济总量 (GDP) 达到 2.76 万亿元，在各空间分析单元中，受产业布局和社区业态差异性影响，GDP 规模最高的达到了 171.28 万亿元，最低的只有 2.18 万亿元。尽管受新冠疫情的影响和经济转型升级的调控，近年来 GDP 增速有所放缓，但 2012 ~ 2020 年间，各空间分析单元的平均 GDP 增长率仍然在 8% 左右。与此同时，经济结构和经济质量也得到明显的改善，各年份、各空间分析单元的平均劳动生产率为 41.83 万元/人；在经济结构方面，第二产业占 GDP 的比重经过前期的下降后，稳定在 50% 以下，宝安、龙华、龙岗等前期工业聚集区域的空间分

析单元的第二产业占 GDP 的比重普遍高于 50% 左右。

在控制变量方面，在经济和人口的双驱动下，尽管广州、深圳实行了“限牌限购”政策（傅崇辉 等，2021），私人汽车保有量维持了稳定增长，路网密度也较高，特别是福田、罗湖、南山的空间分析单元，其路网密度普遍超过 10km/km²；各空间分析单元的平均绿色覆盖率水平为 43.38%，总体上是深圳东部的绿色覆盖率高于西部。

表 1 统计描述

Table 1 Statistical description

变量	定义	均值	标准差	最小值	最大值	数据来源
<i>PM</i>	PM _{2.5} 年均浓度（ $\mu\text{g}/\text{m}^3$ ）	34.19	45.90	17.18	56.09	深圳市人居环境委 “一街一站”网格化 空气监测体系
<i>F_H_L</i>	流动劳动力密度（万人/km ² ）	0.78	0.89	0.02	1.45	广东省全员人口信息 系统历年年末数据 （深圳部分）
<i>F_H_R</i>	流动劳动力占比（%）	69.37	67.16	41.09	75.98	广东省全员人口信息 系统历年年末数据 （深圳部分）
<i>GDP</i>	国内生产总值（亿元）	56.29	95.78	2.18	171.28	街道年度报表
<i>GDP_R</i>	国内生产总值年增长率（%）	8.21	9.73	5.12	16.09	街道年度报表
<i>IND_R</i>	第二产业占 GDP 的比重（%）	41.39	43.19	8.18	61.09	街道年度报表
<i>P_W_S</i>	劳动生产率（万元/人）	41.83	51.37	21.74	56.01	街道年度报表
<i>H_C</i>	家庭消费支出（万元）	9.63	8.37	2.31	13.91	深圳住户调查数据
<i>R_D</i>	路网密度（km/km ² ）	7.09	8.34	3.12	12.93	电子地图
<i>G_R</i>	绿化覆盖率（%）	43.38	39.01	31.09	63.18	街道年度报表

3.4 实证模型

根据空间自相关的一般规律，事物之间存在普遍联系，地理相邻的事物之间的联系大于远距离事物之间的联系（Tobler，1970）。各空间分析单元之间地理相邻，人口、经济与环境因素之间存在统计上的空间相依或空间自相关，使得传统统计方法要求的观测值与残差之间相互独立的假设不成立，需要使用地理加权技术处理空间自相关的问题（Gilbert and Chakraborty，2011）。为此，首先采用 Moran’s I 指数检验各变量的空间自相关性（Anselin，1988）。Moran’s I 指

数通过对空间分析单元进行加权,以表示其不同的影响,取值通常为 $-1 \sim 1$, 0 表示无自相关关系。

表 2 的检验结果显示,不仅 $PM_{2.5}$ 浓度具有空间上的正相关性,而且自变量也存在不同程度的空间自相关现象,除流动劳动力密度是空间负相关外,其他均为空间正相关。流动劳动力密度的空间负相关性表明各空间分析单元之间存在流动劳动力的竞争关系。近年来,深圳加大了对流动人口的吸引力度,出台了从就业保险补贴到各种人才补贴的一系列政策,各区、街道、社区也相继出台了配套政策(陆杰华,2019),客观上形成了对流动劳动力的“国内、市内双竞争”的格局。

由于 $PM_{2.5}$ 浓度存在空间自相关性,表明 $PM_{2.5}$ 不仅受到空间分析单元内劳动力、经济和环境因素的影响,还受到相邻空间分析单元的劳动力、经济和环境因素影响,采用空间面板回归模型是适合的选择(Anselin,1988)。

表 2 空间自相关性的 Moran's I 指数检验

Table 2 Moran's I-index test for spatial autocorrelation

变量	定义	2012	2015	2018	2020
<i>PM</i>	$PM_{2.5}$ 浓度年均值 ($\mu g/m^3$)	0.273	0.283	0.319	0.346
<i>F_H_L</i>	流动劳动力密度 (万人/ km^2)	-0.210	-0.231	-0.217	-0.237
<i>F_H_R</i>	流动劳动力占比 (%)	0.157	0.165	0.173	0.141
<i>GDP</i>	国内生产总值 (亿元)	0.216	0.193	0.225	0.167
<i>GDP_R</i>	国内生产总值年增长率 (%)	0.131	0.141	0.141	0.183
<i>IND_R</i>	第二产业占 GDP 的比重 (%)	0.109	0.102	0.143	0.147
<i>P_W_S</i>	劳动生产率 (万元/人)	0.197	0.121	0.170	0.183
<i>H_C</i>	家庭消费支出 (万元)	0.181	0.199	0.263	0.176
<i>R_D</i>	路网密度 (km/km^2)	0.122	0.124	0.205	0.182
<i>G_R</i>	绿化覆盖率 (%)	0.138	0.196	0.178	0.202

注:采用距离倒数加权法。

3.4.1 空间加权矩阵

通过构建如式(2)的距离倒数空间加权矩阵,定义各空间分析单元之间空间相互影响的强度,以及空间自相关强度的结构关系(Anselin,1988)。

$$W = [w_{i,j}] = \begin{bmatrix} 0 & 1/d_{1,2} \dots & 1/d_{1,n} \\ \vdots & 0 & \vdots \\ 1/d_{n,1} & 1/d_{n,2} \dots & 0 \end{bmatrix} \quad (2)$$

式中, W 为空间加权矩阵; $w_{i,j}$ 为矩阵元素, i, j 为空间分析单元编号, 当 $i=j$ 时, $w_{i,j}=0$; $d_{i,j}$ 为 i 空间分析单元的质点到 j 空间分析单元质点的空间距离。

假设各空间分析单元之间的空间自相关性不随时间变化, 距离倒数空间加权法的含义是空间分析单元之间距离越近、空间自相关性越强。

3.4.2 空间面板模型

空间自相关性主要有三种效应: 一是内生相互作用效应, 指空间分析单元的因变量与其他空间分析单元的因变量相互作用的过程; 二是外生相互作用效应: 空间分析单元的因变量受到相邻空间分析单元自变量的影响; 三是残差因子相互作用效应则是反映未解释因素的空间自相关性 (Elliott and Clement, 2015)。表 2 的空间自相关性检验显示, $PM_{2.5}$ 浓度存在空间自相关性, 也就是说任一空间分析单元的 $PM_{2.5}$ 浓度受到相邻空间分析单元 $PM_{2.5}$ 浓度的影响, 即内生相互作用效应; 自变量的空间自相关则说明, 这些自变量不仅影响当地的 $PM_{2.5}$ 浓度, 而且对相邻空间分析单元的 $PM_{2.5}$ 浓度也会产生影响, 即外生相互作用效应。

因此, 本文首先采用 SDM 面板模型 (Spatial Durbin Model) 进行实证分析。SDM 空间模型综合了空间滞后模型和空间误差模型的特性, 可以处理同时具有内生和外生相互作用效应的时间序列数据 (Elliott and Clement, 2015)。SDM 面板模型表示如下:

$$y_t = aWy_t + bX_t + cWZ_t + \mu + \varepsilon_t \quad (3)$$

式中, y_t 为时点 t 的因变量向量; W 为权重矩阵; a 为因变量内生相互作用的系数向量; X 为非空间自相关的自变量向量, b 为非空间自相关自变量的系数向量; Z 为空间自相关的自变量向量, c 为空间自相关的自变量的系数向量; μ 为不随时间变化的残差向量, ε 为时变残差向量。

通过上述设定, SDM 面板模型可定量测量 $PM_{2.5}$ 浓度受到的本地自变量 (劳动力、经济等理论模型设定的变量)、相邻空间分析单元的 $PM_{2.5}$ 浓度 (内生相互作用效应)、相邻空间分析单元的空间自相关自变量 (外生相互作用效应), 以及未观测因素的影响。

但是，未观测因素也可能具有空间自相关性，为了测量未观测因素空间自相关性的影响，采用 SAM（Spatial Autocorrelation Model）模型进行分析，SAM 空间模型既可以测量内生和外生空间相互作用的影响，同时还可以测量残差项的空间自相关性。SAM 空间模型表示如下：

$$\begin{cases} y_i = aW y_i + bX_i + cWZ_i + \mu + v_i \\ v_i = dW v_i + \varepsilon_i \end{cases} \quad (4)$$

式中， d 为残差项空间自相关的系数向量。

4 实证结果

4.1 模型检验

本文的数据观测时期是 2012—2020 年共 9 年，深圳 10 个行政区 / 新区的 644 个空间分析单元，形成 9（时间）× 644（空间分析单元）的对称面板数据，需要事先对数据进行检验。

首先运用 LLC、IPS、ADF、PP 四种检验方法对基础数据进行单位根检验，表 3 的检验结果显示，模型所选取的变量存在单位根的概率值均小于 0.05，各变量的时间序列是平稳的，可以进一步进行协整检验。

表 3 变量的单位根检验

Table 3 The unit root test for the variable

检验 方法		变量									
		<i>PM</i>	<i>F_H_L</i>	<i>F_H_R</i>	<i>GDP</i>	<i>GDP_R</i>	<i>IND_R</i>	<i>P_W_S</i>	<i>H_C</i>	<i>R_D</i>	<i>G_R</i>
LLC	统计量	-11.757	-13.158	-8.843	-9.187	-5.131	-3.431	-4.365	-6.834	-6.490	-7.195
	P 值	0.008	0.020	0.039	0.036	0.031	0.035	0.000	0.020	0.021	0.020
IPS	统计量	-2.179	-0.261	-0.317	-2.556	-0.789	-3.953	-4.054	-2.169	-4.761	-3.649
	P 值	0.010	0.014	0.013	0.039	0.022	0.008	0.011	0.002	0.020	0.034
ADF	统计量	26.770	14.554	9.245	16.299	43.892	28.849	14.908	28.672	34.152	16.452
	P 值	0.015	0.000	0.001	0.005	0.003	0.016	0.009	0.014	0.002	0.010
PP	统计量	34.383	25.115	21.824	42.774	28.355	56.628	21.119	26.444	33.077	32.944
	P 值	0.001	0.009	0.010	0.015	0.015	0.008	0.018	0.012	0.015	0.001

注：变量名对应于表 1。

其次,运用协整 KAO 方法对各变量的时间序列进行协整检验,协整 KAO 检验的原假设是不存在协整方程,备选假设是存在协整方程。检验结果显示,统计量(T)的P值为0.000,故拒绝原假设,接受本文所选取的因变量和自变量之间存在协整关系的备选假设,基础数据可以用于模型拟合。

最后,面板模型分为个体固定效应模型和个体随机效应模型,区分选择使用哪种模型的最常用方法是 Hausman 检验, Hausman 检验的原假设是使用个体随机效应模型,备选假设是使用个体固定效应模型。检验结果显示,统计量的p值为0.000,故拒绝原假设,选用个体固定效应模型。

4.2 结果分析

为了比较空间模型与普通模型的区别,本文设置了普通面板固定效应模型(模型1),基准空间面板模型(模型2),SDM 空间面板模型(模型3),SAM 空间模型(模型4)。

(1)普通面板模型的统计结果显示,理论模型设定的自变量和控制变量对 $PM_{2.5}$ 浓度有不同程度的影响,流动劳动力占比、劳动生产率和绿化覆盖率的系数为负,其他自变量的系数均为正值且显著。

总体上看,普通面板模型的回归系数普遍大于空间模型的回归系数,可能是由于普通面板模型体现的是整个研究区域的因果关系,而忽略区域内的空间自相关性会导致模型估计的正偏差(Morello-Frosch et al., 2001)。根据普通面板模型提供的线索,需要采用空间模型处理空间自相关性导致的统计偏差。

(2)基准空间模型的结果显示,流动劳动力密度、GDP 增长率、第二产业占比、家庭消费支出、路网密度对 $PM_{2.5}$ 浓度有负面影响,流动劳动力占比、GDP 总量、劳动生产率和绿化覆盖率对 $PM_{2.5}$ 浓度有正向促进作用。因变量空间自相关系数(α)为正值,其统计意义是 $PM_{2.5}$ 浓度不仅受到当地因素的影响,相相邻地区的 $PM_{2.5}$ 浓度以及影响 $PM_{2.5}$ 浓度的自变量也对空间分析单元的 $PM_{2.5}$ 浓度产生影响,这也是本文选择空间模型的根本原因。

但是,流动人口密度与流动人口占比对 $PM_{2.5}$ 浓度的影响相反,GDP 与 GDP 增长率也有类似的情况。一般来说,GDP 总量越大、其增长率相对较低,流动

劳动力密度越大、其占比也不会较低，而流动劳动力密度与流动劳动力占比对 $PM_{2.5}$ 浓度相反影响的统计结果就不好解释，有可能是未观测因素的空间自相关性的原因。总之，基准空间模型发现了 $PM_{2.5}$ 浓度及其影响因素的空间自相关性，为检验 SDM 空间模型和 SAM 空间模型提供了依据。

(3) 根据基准空间模型，构建包括时间交互项的 SDM 空间模型。设时间虚拟变量为 T (2015 年以前, $T=1$; 否则, $T=0$) , $T \times F_H_R$ 表示 2015 年以前, 流动劳动力占比对 $PM_{2.5}$ 浓度的影响; $T \times GDP_R$ 表示 2015 年以前, GDP 增长率对 $PM_{2.5}$ 浓度的影响。

结果显示, 对 $PM_{2.5}$ 浓度有显著性的正相关关系的因素包括流动劳动力密度、第二产业占比、家庭消费支出、路网密度, 流动劳动力密度每增长 1 个单位, $PM_{2.5}$ 浓度上升 0.387 个单位; 而第二产业占比增加 1 个单位, $PM_{2.5}$ 浓度上升 0.051 个单位; 家庭消费支出和路网密度每提高 1 个单位, $PM_{2.5}$ 浓度上升 0.387 个单位分别上升 0.209 和 0.562 个单位。同时, GDP、劳动生产率和绿色覆盖率与 $PM_{2.5}$ 浓度呈负相关关系, GDP 增长、劳动生产率提高、绿色覆盖率上升对 $PM_{2.5}$ 浓度起到下降作用。

在 SDM 空间模型中, 流动劳动力占比和 GDP 增长率的系数不显著, 它们的影响作用通过时间交互项得到体现。时间交互项 ($T \times F_H_R$ 、 $T \times GDP_R$) 的回归系数都是正值且显著, 表示 2015 年前流动劳动力占比和 GDP 增长率与 $PM_{2.5}$ 浓度有正相关关系, 在控制其他社会、经济因素的条件下, 流动劳动力占比和 GDP 增长率每上升 1 个单位, $PM_{2.5}$ 浓度分别上升 0.102 和 0.151 个单位, 而它们对 $PM_{2.5}$ 浓度的效应在 2015 年不再显著, 这也是流动劳动力占比和 GDP 增长率两个指标在模型中不显著的原因。

但是, GDP 总量与 $PM_{2.5}$ 浓度之间的正相关关系可以有多种解释。根据库茨涅茨曲线假设 (Grossman and Krueger, 1995), 当 GDP 超越某一拐点后, 经济对环境的影响开始下降。生态经济学的观点是发达国家或地区通过不平等贸易向不发达地区转移环境压力, 从而减轻经济对本地环境的压力 (Carter et al., 2013)。还有可能是存在残差因子空间相互作用效应, 而 SAM 空间模型并没有捕获这种效应, 在模型估计时被转移到了其他影响因素。

(4) 在 SDM 空间模型的基础上, SAM 空间模型引入了残差因子空间相互作用方程(式 3)。结果显示,在所有显著性自变量中,流动劳动力密度、第二产业占比、家庭消费支出和路网密度的回归系数为正值,与 $PM_{2.5}$ 浓度之间表现为统计意义上的正相关关系;劳动生产率和绿化覆盖率的回归系数为负值,与 $PM_{2.5}$ 浓度之间表现为统计意义上的负相关关系。

流动劳动力占比、GDP 总量和 GDP 增长率的回归系数均不显著,它们对 $PM_{2.5}$ 浓度的影响在时间与流动劳动力占比的交互项和时间与 GDP 增长率的交互项上得到体现,前者为 0.056,后者为 0.048,表明在 2015 之前,流动劳动力占比和 GDP 增长率的提高会导致 $PM_{2.5}$ 浓度上升,但这种影响在 2015 年之后则不再存在, GDP 对 $PM_{2.5}$ 浓度的影响表现为阶段性特征,而劳动力流动对 $PM_{2.5}$ 浓度保持持续性的影响。

另外,在 SDM 空间模型中流动劳动力密度与流动劳动力占比对 $PM_{2.5}$ 浓度相互矛盾的现象在 SAM 空间模型得到解释:流动劳动力占比只是在 2015 年以前对 $PM_{2.5}$ 浓度有正相关关系,流动劳动力密度共同强化了劳动力流动对 $PM_{2.5}$ 浓度的影响。2015 年前后,深圳放宽了户籍迁入的政策,流动人口占比出现了下降(陆杰华, 2019)。2015 年以后 GDP 因素对 $PM_{2.5}$ 浓度的影响不再显著,可以理解为其效应被转移到其他未观测因素(其回归系数 d 为 0.225),比如单位 GDP 能耗下降、能源结构转变、新能源汽车普及率上升等。也就是说,2015 年以后, GDP 及其增长率对 $PM_{2.5}$ 浓度的影响不再显著。

表 4 模型分析结果

Table 4 Analysis Results of Models

变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
$\ln(F_H_L)$	0.512**	0.481**	0.387**	0.298***
F_H_R	-0.187***	-0.088**	-0.032	-0.024
$\ln(GDP)$	0.671*	-0.431***	-0.321***	-0.301
GDP_R	0.118**	0.092**	0.072	-0.052
IND_R	0.103*	0.055***	0.051**	0.038**
P_W_S	-0.098*	-0.071*	-0.056***	-0.601***
$\ln(H_C)$	0.338*	0.225*	0.209**	0.178**
R_D	0.632**	0.669***	0.562***	0.335***

续表

变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
G_R	-0.271***	-0.163***	-0.112**	-0.071***
$T \times F_P_R$			0.102**	0.056***
$T \times GDP_R$			0.311***	0.048***
a		0.190**	0.221**	0.183***
d				0.225***
F	527.10**	489.23	639.72***	771.46***
R^2	33.98.12	46.09	51.92	53.48
AIC	3721.82	2387.74	1899.44	1445.43

注：* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ 。

5 结论与讨论

深圳从 2014 年提出建设“美丽深圳”的决定以来，通过开展一系列大气环境治理行动，空气质量得到显著改善。2020 年，深圳雾霾天数从 2004 年的 187 天降至 3 天， $PM_{2.5}$ 平均浓度降至 $19 \mu g/m^3$ ，但与国际先进城市相比还有一定的差距。在人口和经济要素高度聚集的情况下，未来深圳仍将面对继续保持并改善空气环境质量的挑战，劳动力流动与空气质量变化的关系理论和实践领域共同关注的科学问题。本文通过构建劳动力流动与 $PM_{2.5}$ 浓度变化的空间模型，在社区尺度上分析劳动力流动、经济发展等因素对 $PM_{2.5}$ 浓度的影响，研究结果对于超大型城市的劳动力流动与环境政策的协同具有一定的启示。

(1) 实证结果发现，劳动力流动与 $PM_{2.5}$ 浓度有正相关关系，流动劳动力密度过高会影响 $PM_{2.5}$ 浓度上升，2015 年以前，流动劳动力占比强化了劳动力流动对 $PM_{2.5}$ 浓度的影响。这种统计结果不能简单地将环境压力归因为人口或劳动力迁移流动，而应该结合经济发展方式和社会治理能力综合考量。劳动力过度聚集固然对环境形成压力，但根本原因还是形成劳动力聚集的产业布局和经济结构，在特定的经济结构下，人口 / 劳动力迁移流动也可以保持与环境的良性关系 (Price and Feldmeyer, 2012)。比如，2012—2020 年间，深圳的流动劳动力规模增长了 62.06% (年均增长 6.22%)，而 $PM_{2.5}$ 浓度却下降了 115.79% (年均下降 10.09%)，深圳的流动劳动力规模与空气质量变化没有表现出相同的方向。西方生态经济学观点将人口迁移流动与环境问题关联，但至今也没有有力的支撑证据，而成为反移民倾向的政治工具 (Ma and Trouth, 2019)。

未来我国将早晚进入人口负增长的时期(刘厚莲、原新, 2020), 各区域之间、城市之间的人才竞争可能过渡到流动人口的竞争, 流动劳动力成为区域经济发展的重要变量。中共中央、国务院在“六大类 40 条授权清单”中要求深圳“完善适应超大城市特点的劳动力流动制度”, 为全国提供示范作用, 如何理解劳动力流动、经济增长与环境变化的关系, 也将影响完善劳动力流动制度的政策取向。

(2) 实证结果显示的流动劳动力占比和经济规模与 $PM_{2.5}$ 浓度不相关, 并不构成否定人口、经济与环境关系理论的证据, 而是环境问题的复杂性和表现形式的多样性。比如, SAM 空间模型中的未观测因素对 $PM_{2.5}$ 浓度的显著性影响, 说明未观测因素在环境变化方面起到了重要作用, 这些未观测因素包括家庭结构、生活方式、消费结构等(York and Richard, 2012)。比如, 家庭结构(平均家庭规模)对环境的作用强度远大于人口和家庭数量, 由于生态产品消费的规模效应缺失, 小规模家庭提升了人均消费水平, 从而使得全社会生态产品消费量增加(傅崇辉, 2016)。正确处理劳动力流动与空气质量的关系, 从根本上还需要从生产、生活方式方面找到人口、经济与环境协同发展的有效途径, 本文的研究结果为环境保护的政策取向提供了有力的支撑。

(3) 模型显示的变量之间的空间自相关性, 揭示了 $PM_{2.5}$ 浓度受到相邻地区人口、经济、环境因素的影响, 类似的环境问题还包括水环境、土地污染、自然灾害等(童玉芬, 2004), 空间模型在环境社会科学研究方面具有独特的优势。深圳的人口、经济与环境也存在空间自相关性, 任何一个区域的人口、经济与环境因素发生变化都可能引起整个城市的环境状态发生变化。无论是劳动力流动制度还是环境治理的政策措施, 都需要在顶层设计时充分考虑区域人口、经济与环境要素的协同。

受数据限制, 本文没有对家庭结构、生活方式、生产方式、资源消费等影响 $PM_{2.5}$ 浓度的因素进行详细分析, 未来针对深圳的人口、经济与环境关系研究至少有几个方面值得关注: 一是小尺度空间分析单元对揭示人口、经济与环境系统的内部关系具有重要价值, 但更小的研究尺度对数据的要求更高, 利用基于地理信息系统的人口、经济、社会和环境方面的数据将是未来的研究方向之一; 二是环境问题包括土地、水、自然灾害、生物多样性、气候变化、废弃物排放等多方面的内容, 适合于深圳特点的相关研究还没有形成系统的理论框架和实证体系, 对现有理论和实

证结论的证实或证伪都是有益的补充；三是目前深圳正值“六大类40条授权清单”落地实施的初期阶段，相关政策措施也在密集出台，它们对人口、经济与环境关系的影响评估研究，是后续政策的出台、修订的重要参考。仅从政策效果最大化出发部署推进深圳的“双区”建设，即使人口、经济与环境每个子系统都达到最优状态，整个社会系统的总体状态也可能不是最优的，例如经济政策可能增加资源消耗而造成环境压力，严格的环保政策增加企业成本从而影响经济增长等。

参考文献

- [1] 陆杰华. 深圳人口与健康发展报告 [M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2019: 102-105.
- [2] Bontje M. The challenge of planned urbanisation: Urbanisation and national urbanisation policy in the Netherlands in a Northwest-European perspective [M]. AME, 2001: 102-119.
- [3] 孙铁山, 李国平, 卢明华. 京津冀都市圈人口集聚与扩散及其影响因素: 基于区域密度函数的实证研究 [J]. 地理学报, 2009, 38 (3): 30-45.
- [4] Ma G, Trouth H E. Immigration and environment in the U S: A spatial study of air quality [J]. The Social Science Journal, 2019, 56 (1): 94-106.
- [5] 傅崇辉. 流动人口管理模式的回顾与思考: 以深圳市为例 [J]. 中国人口科学, 2008, 23 (5): 81-86.
- [6] Piguet E. Linking climate change, environmental degradation, and migration: a methodological overview [J]. Wiley Interdisciplinary Reviews Climate Change, 2010, 1 (4): 517-524.
- [7] Lee E. A theory of migration [J]. Demography, 1966, 3 (1): 47-57.
- [8] Greenwood M J. Internal migration in developed countries [J]. Handbook of Population and Family Economics, 1997, 1 (97): 647-720.
- [9] Lewis G J. Human Migration [M]. London: Croom Helm, 1982: 220-238.
- [10] Todaro M P, Kritiz M M, Lin L L. International Migration Systems: A Global

- Approach [J]. *Population and Development Review*, 1992, 18 (4): 765–778.
- [11] Stark O. Migration and Incomes in Source Communities: A New Economics of Migration Perspective from China [J]. *Economic Development & Cultural Change*, 2005, 53 (4): 983–986.
- [12] Zinda J, Zhang Z. Land Tenure Legacies, Household Life Cycles, and Livelihood Strategies in Upland China [J]. *Rural Sociology*, 2018, 78 (4): 134–157.
- [13] Piore M J. *Birds of Passage: Migrant Labor and Industrial Societies* [M]. England: Cambridge England Cambridge University Press, 1979: 404–421.
- [14] Baffoe-Bonnie J. Distributional assumptions and a test of the dual labor market hypothesis [J]. *Empirical Economics*, 2003, 28 (3): 461–478.
- [15] 郭丛斌. 二元制劳动力市场分割理论在中国的验证 [J]. *清华大学教育研究*, 2004, 34 (4): 43–49.
- [16] Adams R H, Page J. Do international migration and remittances reduce poverty in developing countries [J]. *World Development*, 2005, 33 (10): 1645–1669.
- [17] Haas H D. Migration and Development: A Theoretical Perspective [J]. *International Migration Review*, 2010, 44 (1): 227–264.
- [18] Chen R, Ye C, Cai Y. The impact of rural out-migration on land use transition in China: Past, present and trend [J]. *Land Use Policy*, 2014, 40 (6): 101–110.
- [19] Ghimire D J, Axinn W G, Bhandari P. Social change, out-migration, and exit from farming in Nepal [J]. *Population and Environment*, 2020, 43 (1): 1–23.
- [20] Greiner C, Sakdapolrak P. Rural-urban migration, agrarian change, and the environment in Kenya: a critical review of the literature [J]. *Population and Environment*, 2013, 34 (4): 524–553.
- [21] Cameron M P. Climate change, internal migration, and the future spatial distribution of population: a case study of New Zealand [J]. *Population and*

- environment, 2018, 39 (3) : 239–260.
- [22] Tai Xiujun, Li Shuzhuo, Marcus W F. Can Labor Out–Migration Reduce Firewood Consumption by Rural Households in Western Mountainous China[J]. Chinese Journal of Population Resources & Environment, 2012, 10 (2) : 110–119.
- [23] 蔡昉, 白南生. 中国转轨时期劳动力流动 [M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2006: 87–102.
- [24] 王梅, 程传海. 论劳动力流动的制度化障碍 [J]. 开放导报, 2005, 29 (1) : 93–96.
- [25] 李强. 影响中国城市流动人口的推力与拉力因素分析 [J]. 中国社会科学, 2003, 89 (1) : 125–136.
- [26] 高波, 陈健, 邹琳华. 区域房价差异、劳动力流动与产业升级 [J]. 经济研究, 2012, 32 (1) : 66–79.
- [27] Wright G C. How Many Is Too Many? The Progressive Argument for Reducing Immigration into the United States [J]. Journal of Economic Literature, 2015, 53 (4) : 1017–1031.
- [28] 袁晓冬, 马良瑞. 2000–2010 年贵州省环境退化与人口超载时空变化特征分析 [J]. 贵州科学, 2017, 35 (2) : 10–14.
- [29] Brundtland G H. Our Common Future. World Commission On Environment And Development [J]. Environmental Policy & Law, 1987, 14 (1) : 26–30.
- [30] Nagtzaam G. Philip Cafaro, How Many is Too Many? The Progressive Argument for Reducing Immigration into the United States [J]. Environmental Values, 2018, 27 (6) : 716–718.
- [31] Hultgren, John. The “Nature” of American Immigration Restrictionism [J]. New Political Science, 2014, 36 (1) : 52–75.
- [32] Angus I, Butler S, Kovel J. Too Many People: Population, Immigration, and the Environmental Crisis [M]. Haymarket Books, 2011: 109–124.
- [33] Bohon S A, Stamps K, Atilas J H. Transportation and Migrant Adjustment in Georgia [J]. Population Research & Policy Review, 2008, 27 (3) : 273–

291.

- [34] Chatman D G, Klein N. Immigrants and Travel Demand in the United States: Implications for Transportation Policy and Future Research [J] . Public Works Management & Policy, 2009, 20 (2) : 312-327.
- [35] Carter E D, Silva B, Guzmán G. Migration, acculturation, and environmental values: the case of Mexican immigrants in central Iowa [J] . Annals of the Association of American Geographers, 2013, 103 (1) : 129-147.
- [36] Hunter, Lori M. A Comparison of the Environmental Attitudes, Concern, and Behaviors of Native-Born and Foreign-Born U S Residents [J] . Population & Environment, 2000, 21 (6) : 565-580.
- [37] Atilas J H, Bohon, Camas C. Housing adjustments and barriers to social and economic adaptation among Georgia's rural Latinos [J] . Southern Rural Sociology, 2003, 19 (1) : 97-122.
- [38] Price C E, Feldmeyer B. The Environmental Impact of Immigration: An Analysis of the Effects of Immigrant Concentration on Air Pollution Levels [J] . Population Research & Policy Review, 2012, 31 (1) : 119-140.
- [39] 李晓春, 马轶群. 我国户籍制度下的劳动力转移 [J] . 管理世界, 2004, 36 (11) : 47-52.
- [40] 周天勇. 托达罗模型的缺陷及其相反的政策含义: 中国剩余劳动力转移和就业容量扩张的思路 [J] . 经济研究, 2001, 67 (3) : 75-82.
- [41] Keilman N. The threat of small households [J] . Nature, 2003, 421 (6922) : 489-490.
- [42] Morrissey J W. Understanding the relationship between environmental change and migration: The development of an effects framework based on the case of northern Ethiopia [J] . Global Environmental Change, 2013, 23 (6) : 1501-1510.
- [43] 陈林, 肖倩冰. 工资水平, 环境污染对常住人口的影响 [J] . 中国人口科学, 2020, 89 (4) : 76-89.
- [44] Ehrlich P R, Holdren J P. Impact of Population Growth [J] . Science,

- 1971, 171 (3977) : 1212–1217.
- [45] Grossman G M, Krueger A B. Economic Growth and the Environment [J] . Quarterly Journal of Economics, 1995, 110 (5) : 353–377.
- [46] Southwick L R. Environmental Protection, Population Change, and Economic Development in the Rural Western United States [J] . Population & Environment, 2003, 24 (3) : 255–272.
- [47] 曾嵘, 魏一鸣, 范英. 人口、资源、环境与经济协调发展系统分析 [J] . 系统工程理论与实践, 2000, 26 (12) : 1–6.
- [48] 孙伟增, 张晓楠, 郑思齐. 空气污染与劳动力的空间流动 [J] . 经济研究, 2019, 216 (11) : 45–58.
- [49] Cannon T. China's Economic Growth: The Impact on Regions, Migration and the Environment [J] . Journal of Asian Studies, 2002, 61 (2) : 109–115.
- [50] 童玉芬. 国外人口与环境关系研究的理论与方法综述 [J] . 中国人口、资源与环境, 2004, 14 (5) : 115–119.
- [51] Zhang X, Zhang X, Chen X. Valuing Air Quality Using Happiness Data: The Case of China [J] . Ecological Economics, 2017, 137 (7) : 29–36.
- [52] Sun C, Kahn, Zheng S. Self-protection investment exacerbates air pollution exposure inequality in urban China [J] . Ecological Economics, 2017, 131 (6) : 468–474.
- [53] World Health Organization. Air Quality Guidelines Global Update 2005: Particulate Matter, Ozone, Nitrogen Dioxide and Sulfur Dioxide [M] . World Health Organization, 2006: 201–213.
- [54] 曼昆. 经济学原理: 宏观经济学分册 [M] . 北京: 北京大学出版社, 2015: 154–159.
- [55] Jänicke, Mönch H, Ranneberg T. Economic structure and environmental impacts: East–west comparisons [J] . Environmentalist, 1989, 9 (3) : 171–183.
- [56] Squalli J. An empirical assessment of U S state–level immigration and environmental emissions [J] . Ecological Economics, 2010, 69 (5) :

1170-1175.

- [57] 孙天乐, 邹北冰, 黄晓锋. 深圳市大气PM_{2.5}来源解析[J]. 中国环境科学, 2019, 39 (1) : 13-20.
- [58] Anselin L. Spatial Econometrics: Methods and Models [M] . Springer Netherlands, 1988: 48-65.
- [59] 傅崇辉, 王文军, 汤健. PM_{2.5}健康风险的空间人口分布研究: 以深圳为例 [J] . 中国软科学, 2014, 23 (9) : 78-91.
- [60] 傅崇辉, 傅愈, 钟柳青, 等. 粤港澳大湾区人口、经济与环境协同的影响机制研究 [J] . 生态经济, 2021, 29 (8) : 49-67.
- [61] Tobler W R. A computer movie simulating urban growth in the Detroit region [J] . Economic geography, 1970, 46 (1) : 234-240.
- [62] Gilbert A, Chakraborty J. Using geographically weighted regression for environmental justice analysis: Cumulative cancer risks from air toxics in Florida [J] . Social Science Research, 2011, 40 (1) : 273-286.
- [63] Elliott J R, Clement M T. Developing spatial inequalities in carbon appropriation: A sociological analysis of changing local emissions across the United States [J] . Social Science Research, 2015, 51 (2) : 119-131.
- [64] Morello-Frosch R, Pastor M, Sadd J. Environmental justice and Southern California's "Riskscape" The Distribution of Air Toxics Exposures and Health Risks among Diverse Communities [J] . Urban Affairs Review, 2001, 36 (4) : 551-578.
- [65] Mc Millen D P. Geographically Weighted Regression: The Analysis of Spatially Varying Relationships [J] . American Journal of Agricultural Economics, 2004, 86 (2) : 554-556.
- [66] York, Richard. Choking on Modernity: A Human Ecology of Air Pollution [J] . Social Problems, 2012, 59 (2) : 282-300.
- [67] 傅崇辉. 家庭转变的动态过程及其环境负载研究 [J] . 人口研究, 2016, 40 (2) : 23-37.

Economic Development, Labor Mobility and Air Pollution-a Spatial and Timing Study Based on Shenzhen

Ni Hongfu¹ Zhao Xujie² Zhong Liuqing³ Fu Yu¹ Wang Wenjun¹

1. Shenzhen Yuntian Institute of Statistical Science, Shenzhen;

2. Macau University of Science and Technology, Macau;

3. Guangdong Medical University, Dongguan

Abstract: Using community-scale demographic, economic and environmental data, the effect of labor mobility in Shenzhen on $PM_{2.5}$ is tested by spatial statistical models. The conclusions provide an empirical basis for policy formulation and evaluation of Shenzhen's population, economy and environmental development. The results showed that there is a positive correlation between labor mobility and $PM_{2.5}$, and that excessive concentration of migrant labor force induced the increase of $PM_{2.5}$ level, and that the proportion of migrant labor force strengthened the effect of labor mobility on $PM_{2.5}$ before 2015. $PM_{2.5}$ is influenced by the spatial self-correlation of demographic, economic and environmental factors in neighboring areas, and the spatial model has unique advantages in environmental and social science research. Finally, the future research direction is proposed from the research scale, research content and policy evaluation of environmental problems.

Key words: Labor mobility; $PM_{2.5}$ level; Spatial model