

农村劳动力转移如何影响农村环境污染？ ——基于空间面板模型的实证考察

邵 帅，李宝礼

摘 要：在中国农村环境污染问题日益严重的背景下，本文专门考察了中国农村劳动力转移对农村环境污染的影响。在对 2000—2016 年中国省域农业污染和农村工业污染进行准确估算的基础上，采用空间面板模型检验了农村劳动力转移对农业污染和农村工业污染的影响及其传导机制。研究表明，中国省域农村环境污染呈现出显著的空间溢出效应和空间集聚特征；农村劳动力转移对农业污染和农村工业污染的影响均呈现出显著的“倒 U”型曲线走势，部分东部省份处于农村环境污染随农村劳动力转移强度提高而下降的阶段；基于广义空间两阶段最小二乘法的稳健性检验结果进一步强化了上述结论。机制分析结果显示，农村劳动力转移能够通过改变农业生计资本、闲置耕地比重和农村工业生计资本而对农业污染和农村工业污染产生显著影响，并且其影响存在空间异质性。最后，从持续推进城市化发展，加快改革户籍制度、农村土地产权制度及农地经营模式安排等角度提出了解决农村环境污染问题的政策思路。

关键词：农村劳动力转移；农村工业污染；农业污染；空间溢出效应；环境库兹涅茨曲线

中图分类号：F323.22 **文献标识码：**A **文章编号：**1671-0169(2020)01-0039-17

DOI:10.16493/j.cnki.42-1627/c.2020.01.004

一、引 言

改革开放以来，中国农村社会经济发展在取得突出成就的同时，也付出了生态环境日益恶化的代价。据中国村级环境污染情况的调查研究显示，农村地区的环境污染呈现出不断恶化的趋势，2001—2010 年间出现环境恶化的农村地区占比达 44%^[1]。中国的农村环境污染已经成为影响农村社会经济可持续发展和广大农村居民健康的首要问题，同时也成为了制约中国生态文明建设的关键瓶颈。

目前，学界对中国农村环境污染问题的研究主要聚焦于以下三个方面：一是从农村公共物品供给和环境规制经济学角度出发进行分析^{[2][3]}；二是从新农村建设的角度出发进行讨论^[4]；三是围绕乡村空间规划和区域生态布局开展探讨^[5]。然而，上述研究均忽视了改革开放以来，中国大规模的农村劳动力转移这一特征性事实对农村社会经济结构变化的冲击，进而对农村环境污染产生的重要

基金项目：国家自然科学基金优秀青年科学基金项目“能源开发与消费的外部性治理”(71922015)；国家自然科学基金面上项目“资源供给侧的‘环境诅咒’效应：资源产业依赖对中国区域环境绩效的影响机制”(71773075)；安徽省哲学社会科学规划一般项目“安徽省农村清洁能源支持政策实施绩效评价与路径优化研究”(AHSKY2019D093)

作者简介：邵帅，管理学博士，上海财经大学城市与区域科学学院教授、博士生导师（上海 200433）；李宝礼（通讯作者），上海财经大学城市与区域科学学院博士后，li.baoli@mail.shufe.edu.cn

影响。此外，很多现有研究将农村劳动力转移与农村劳动力流动视为等同的概念，但事实上，农村劳动力流动与农村劳动力转移的含义并不相同。前者强调了农村劳动力的空间位置变动，主要反映于就业由户籍地向非户籍地的转移，而后者除表明农村劳动力流动的状态，更强调了农村劳动力就业形式的改变^[6]。本文专门考察农村劳动力转移对农村环境污染的影响，基于对农村环境污染特征性事实的观察，可将农村污染物的来源区分为农村工业污染、农村生活污染和农业面源污染三类^[1]。这三方面污染来源均与农村劳动力转移存在着密切的联系。农村劳动力转移是我国农村居民提高收入的一种重要生计策略^[7]，同时，劳动力转移还是一种可行的能力，劳动力转移及其带来的汇款能够改变农村家庭所拥有的生计资本，突破农户面临的资本约束，实现生计策略的多样性^[8]。因此，农村劳动力转移及其引致的农户生计策略的改变，在客观上重构了农村居民的生产和生活方式与农村环境之间的联系。

首先，乡镇企业引领的农村工业化运动吸纳了大量的农业剩余劳动力，而农村劳动力的数量和“质量”禀赋决定了乡镇企业大多从事高污染、高排放的劳动密集型低端制造业^[9]。Wang 等指出，乡镇企业的污染排放是中国农村环境质量恶化的主要根源^[10]。本文认为，劳动力转移对农村工业污染的影响方向取决于农村剩余劳动力是省内就地转移还是跨区转移。一方面，农村剩余劳动力的就地转移必然会造成其居住地农村工业生产规模的增加，进而导致当地的农村工业污染排放增加；另一方面，如果农村剩余劳动力流向城市部门或跨区域向原住地以外的农村工业部门转移，那么就会引致原住地农村劳动力资源的流失，不利于原住地农村工业生产规模的扩大，进而降低原住地的农村工业污染，相应地，农村劳动力的跨区域流动会导致迁入地的农村工业污染排放增加。

其次，农村劳动力转移减少了农村青壮年劳动力的数量，使得农业生产方式由劳动密集型转向更加依赖资本要素投入的资本密集型生产方式^[8]，导致出现农业生产中农药和化肥施用量的增加和施用效率低下并存的现象^[11]。饶静等指出，随着农业生产的机械化水平和化学农药使用量的提高，中国农业面源污染日益严重^[12]。同时，农村劳动力转移导致的农业劳动力短缺也造成了农村耕地的大量抛荒和闲置。这一现象在中西部劳动力输出大省尤为明显，引起了政府和学界的关注^[13]。客观而言，尽管耕地抛荒造成了土地资源的浪费，但对农村生态环境的恢复和改善却具有积极作用^[14]。

最后，尽管农村劳动力转移能够显著提高农村居民的非农收入，但是户籍制度的存在阻碍了农村转移劳动力融入迁入地，限制了农村转移劳动力在迁入地的消费，导致农村转移劳动力将在迁入地获得的非农收入以汇款形式回流到其原住地^[15]，从而提高了其原住地家属的生活消费水平，使得农村居民的消费习惯和消费方式逐渐与城市居民趋同。在农村环境治理设施不完善的现实背景下，农村居民的生活用能和食品等生活消费的污染排放就会增加，导致农村生活垃圾等污染排放成为了农村环境污染的重要来源^[1]。此外，大规模的农村劳动力转移同样也减少了农村常住人口的规模，降低了农村居民生产和生活行为的密度及其对农村生态环境的破坏，从而有助于农村生态环境的改善和恢复。

综上，劳动力转移对农户生计资本的改善并导致农业劳动力短缺，可能引致农业生产倾向于过度使用农药、化肥等其他污染型要素投入；资本约束的突破和社会网络的扩大可能推动农村工业化水平的提高；收入水平的提升也可能提高农村居民的能源消费和生活用品消费能力。同时，劳动力转移引致的农户生计资本变化可能有助于农村环境质量的改善，如减少对自然资源的索取，退耕还林、还草等。显然，劳动力转移对农户的生计资本重构使得农户生计策略的选择趋于多元化，而劳动力转移带来的不同生计策略选择形成了农村生态环境的新污染源或改善源。因此，农村劳动力转移对农村环境污染的影响方向取决于农户生计策略选择的综合效果，存在着较大的不确定性。然而，既有研究并未对劳动力转移引致的农户生计策略多元化的环境效应予以关注，非常有必要从学理层面对此问题开展专门探讨。

与现有文献相比, 本文的贡献体现在以下四个方面: (1) 本文根据统计数据中报告的工业污染排放数据, 估算出农村工业污染排放数据, 并以农业化肥和农药施用强度反映农村农业污染程度, 构建了较为全面的农村环境污染面板数据库^①; (2) 考虑到农村环境污染可能存在的空间溢出效应, 本文在同时采用地理距离权重矩阵和经济距离权重矩阵的条件下, 利用探索性空间数据分析方法首次对我国农村环境污染的空间溢出效应进行了实证检验; (3) 本文基于 STIRPAT 模型和环境库兹涅茨曲线 (EKC) 假说构建了空间面板模型, 对农村劳动力转移的环境效应进行了科学、严谨的经验考察, 并利用广义空间面板二阶段最小二乘法 (GS2SLS) 进行了稳健性检验; (4) 本文进一步基于中介效应模型检验了农村劳动力转移影响农村环境污染的作用机制, 识别了其传导途径。

本文余下内容安排如下: 第二部分对农村环境污染数据进行了估算并对其空间溢出效应进行了检验; 第三部分对采用的计量模型及变量指标数据进行了说明; 第四部分对实证结果进行了讨论并开展了稳健性检验; 第五部分进一步识别了劳动力转移影响农村环境污染的传导机制; 最后是总结性评论。

二、农村环境污染估算及空间溢出效应检验

(一) 农村环境污染的估算

目前官方公布的中国环境污染排放统计数据大多为总量数据, 并未对城市和农村的环境污染排放予以区分, 而现有文献对农村环境污染问题开展实证研究时所使用的数据主要来自于抽样调查的截面数据。因此, 大部分相关研究采用的数据样本的空间广度和时间跨度均不理想, 使得研究结论缺乏空间层面的代表性和时间维度的动态性。鉴于此, 我们以 2000—2016 年《中国环境年鉴》和《中国环境统计年鉴》中我国大陆 30 个省份的工业化学需氧量 (COD) 排放总量构成的面板数据为基础, 估算出该样本期间的各省份农村工业 COD 排放量, 并以农业化肥和农药施用强度作为农业污染程度的代理指标, 构建了农村环境污染的省级面板数据库。

根据《中国乡镇企业年鉴》的界定, 乡镇企业是指农村集体经济组织或农民投资为主, 在乡镇 (包括所辖村) 举办的承担支援农业义务的各类企业。根据这一事实, 可以假定农村工业污染排放主要来自于乡镇企业。基于《中国环境年鉴》和《中国环境统计年鉴》中公布的工业污染排放数据, 利用如下公式对农村工业污染排放数据进行估算:

$$Ncod_{it} = Ngyz_{it} \times \frac{1}{gyz_{it}} \times COD_{it} \times \Gamma_{it} \times \frac{1}{POP_{it}} \quad (1)$$

其中, i 表示省份截面单位; t 表示年份; $Ncod$ 为农村人均工业 COD 排放估算值; gyz 和 $Ngyz$ 分别为各省工业企业增加值和乡镇企业工业增加值; COD 为全部工业 COD 排放统计值; Γ 表示 $Ncod$ 的估算参数; POP 为农村总人口。需要说明的是, 考虑到乡镇企业大多具有产业结构低端的特征, 且大多处于环境监管较为薄弱的地区, 所以乡镇企业的污染排放强度通常会高于工业企业整体污染排放强度, 因此, 我们将 Γ 的取值设定为不同省份制定并实施的工业 COD 排放标准最高值与平均值之比, 对于没有制定相应地方排放标准的省份则按照国家相关标准进行计算。

在上述变量数据中, 工业污染排放数据来源于《中国环境年鉴》和《中国环境统计年鉴》, 各省份工业企业增加值来源于《中国统计年鉴》, 而乡镇企业工业增加值则来源于《中国乡镇企业年

^① 随着中国农村生活水平的提高, 生活垃圾排放已逐渐成为农村生活污染的重要来源, 但由于农村生活污染统计数据的缺失, 本文并未将其纳入考察范围。这也是本研究未来需要拓展的方向之一。

鉴》和《中国农业年鉴》。

同时,我们以各省份农药、化肥施用强度来反映农业面源污染程度,以 $Npes$ 表示每千公顷农作物播种面积的农药和化肥施用总强度,其计算公式如下:

$$Npes_i = \frac{ZNpesti_i + ZNfert_i}{Npland_i} \quad (2)$$

其中, $ZNpesti$ 和 $ZNfert$ 分别表示农药和化肥施用总量(单位:吨), $Npland$ 为农作物播种面积(单位:千公顷)。(2)式中的数据均来自于《中国农业年鉴》和《中国农村统计年鉴》。

(二) 农村环境污染的空间溢出效应检验

为了对农村环境污染的空间溢出效应进行全面考察,我们分别采用探索性空间数据分析方法(Exploratory Spatial Data Analysis, ESDA)中的全局和局部空间相关性指数进行检验。全局空间相关性通常采用 Moran's I 指数进行测度,其计算公式为: $I = [n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \omega_{ij} (x_i - \bar{x})] / [\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \omega_{ij} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2]$, 其中, n 表示中国大陆 30 个省份, ω_{ij} 为空间权重矩阵的元素, x 和 \bar{x} 分别为农村环境污染测度指标及其省份均值。为了对农村环境污染的空间关联特征予以系统考察,我们分别构建了地理距离权重矩阵 (W_1), 其中,地理距离权重矩阵元素 ω_{ij} 表示 i 地区省会与 j 地区省会最近公路里程的倒数;经济距离权重矩阵 (W_2) 的元素 ω_{ij} 用 i 区域人均 GDP 年均值与 j 区域人均 GDP 年均值之差绝对值的倒数表示。

全局空间相关性检验结果显示,在 W_1 和 W_2 权重矩阵下, Moran's I 指数均在 5% 的统计水平上大于 0, 表明农业污染排放和农村工业污染排放的分布均呈现出高-高型集聚和低-低型集聚的空间相关特征。图 1 和图 2 分别以地理距离权重矩阵 (W_1) 和经济距离权重矩阵 (W_2) 为例,给出了

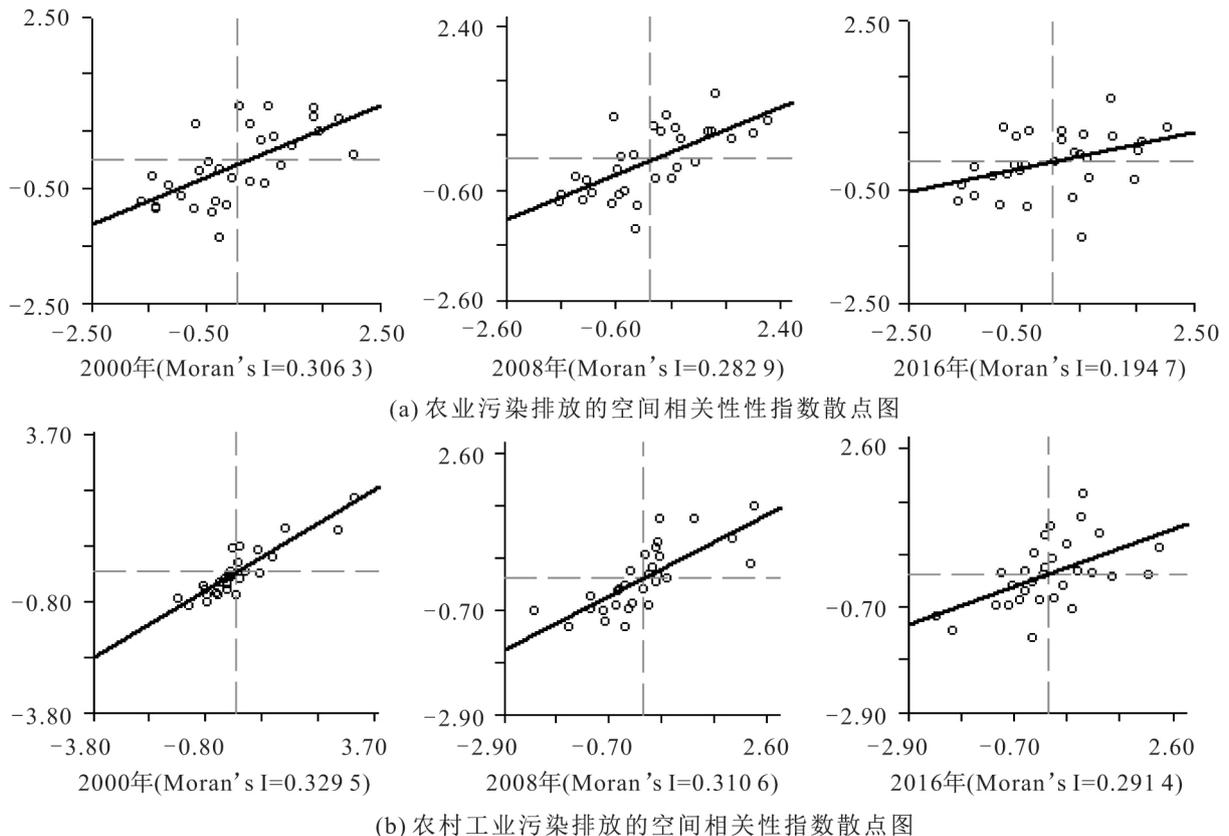


图 1 地理距离权重矩阵下部分年份中国省域农业污染和农村工业污染排放的空间相关性指数散点图

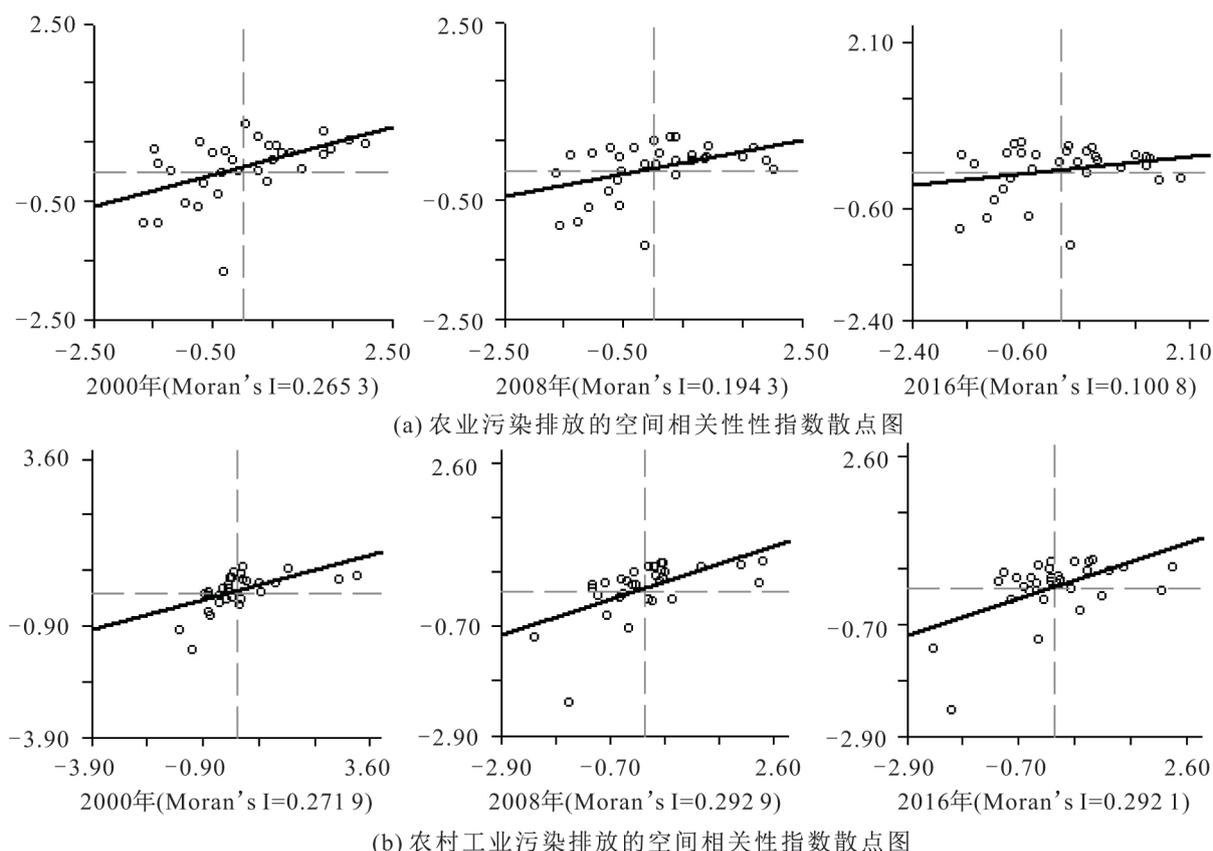


图 2 经济距离权重矩阵下部分年份中国省域农业污染和农村工业污染排放的空间相关性指数散点图

2000年、2008年和2016年三个代表性年份省域农业污染排放和农村工业污染排放的空间分布散点图,其中,横轴为农业污染排放和农村工业污染排放的测度值,纵轴为二者的空间滞后值。从中可以看出,大部分省份位于空间分布散点图的第一象限和第三象限,进一步表明了农业污染排放和农村工业污染排放存在显著的正向空间溢出效应。

上述农村环境污染的全局空间相关性指数反映了农业污染排放和农村工业污染排放的整体空间相关情况,但可能会忽略局部地区的非典型特征,因此还需要对农业污染排放和农村工业污染排放进行局部空间相关性分析。局部 Moran's I 指数分析是进行局部空间相关性分析最常用的指标,其计算公式为: $I_i = [(x_i - \bar{x})/S^2] \cdot \sum_{j \neq i} w_{ij} (x_j - \bar{x})$, 其中 $S^2 = [\sum_i (x_i - \bar{x})^2]/n$ 。I 为正意味着高农村环境污染地区被高农村环境污染地区包围(高-高型)或低环境污染地区被低环境污染地区包围(低-低型),I 为负则表示低农村环境污染地区被高农村环境污染地区包围(低-高型)或高农村环境污染地区被低农村环境污染地区包围(高-低型)。我们利用局部 Moran's I 指数考察农业污染排放和农村工业污染排放的集聚特征,并以地理距离权重矩阵为例,将重点关注的高-高型农村环境污染省份汇总于表 1 中。

从表 1 可以看出,高-高型农业污染区域集中分布在江苏、浙江、山东、河南、安徽、福建、江西、湖北等省份。从动态演变情况来看,2000—2004年,中国高农业污染集聚区主要分布在华东地区的江苏、浙江、山东、安徽、福建、江西,以及华中地区的河南;2006—2008年,江西取代福建加入了高农业污染“俱乐部”;2010—2016年,湖北取代浙江加入了高农业污染“俱乐部”。高-高型农村工业污染集聚区主要分布在经济发达的江苏、浙江、山东、福建、广东等沿海地区,安

表1 地理距离权重矩阵下部分年份高-高型农村环境污染省份

年份	高-高型农业污染省份	高-高型农村工业污染省份
2000	江苏、浙江、山东、河南、安徽、福建	江苏、浙江、山东、福建、广东
2002	江苏、浙江、山东、河南、安徽、福建	江苏、浙江、山东、福建、广东
2004	江苏、浙江、山东、河南、安徽、福建	江苏、浙江、山东、福建、广东
2006	江苏、浙江、山东、河南、安徽、江西	江苏、浙江、山东、福建、广东
2008	江苏、浙江、山东、河南、安徽、江西	江苏、浙江、山东、福建、广东
2010	江苏、山东、河南、安徽、江西、湖北	江苏、浙江、山东、福建、广东、安徽
2012	江苏、山东、河南、安徽、江西、湖北	江苏、浙江、山东、福建、河南、安徽
2014	江苏、山东、河南、安徽、江西、湖北	江苏、浙江、山东、福建、河南、安徽
2016	江苏、山东、河南、安徽、江西、湖北	江苏、浙江、山东、福建、河南、安徽

徽和河南在2010年后也加入了高-高集聚区。从农村工业污染的动态演变情况来看,2000—2008年,高农村工业污染集聚区主要分布在东部沿海地区的山东、江苏、浙江、福建和广东;2010年,高农村工业污染集聚区向西扩展至安徽省;2012—2016年,河南取代广东加入了高农村工业污染“俱乐部”,使得高农村工业污染集聚带继续向内陆地区扩展。

综上所述,中国农村环境污染的高-高集聚区主要分布在山东至广东的东部沿海一线。从高污染集聚区的空间动态演变情况可以看出,无论是农业污染还是农村工业污染,高污染集聚区均呈现出自东向西扩散的趋势。我们认为,中国农村环境污染的空间集聚特征和动态演变趋势与农村劳动力转移之间存在密切的内在联系。首先,东部沿海地区的江苏、浙江、山东、福建等省份,无论在农业污染还是在农村工业污染方面均呈现出高-高集聚状态,这与东部沿海地区农村经济起步早、发展水平高引致的农村非农就业人口比重较高有关。一方面,非农就业人口占比的提高造成了农业劳动力短缺,使得东部地区的农业生产方式由原有的劳动力密集型生产方式向资本密集型生产方式转变,从而造成农业生产过程中农药和化肥使用量的增加^[16],导致农业面源污染加剧。另一方面,东部地区的农村劳动力转移与农村工业发展之间存在着交互强化的“耦合效应”。东部地区农村凭借邻近经济发达城市的区位优势和拥有大量农村剩余劳动力的资源优势,承接了大量由城市转移而来的劳动力密集型的高污染产业^[17]。这些产业在解决了东部地区农村劳动力就地转移问题的同时,也造成了东部地区农村环境污染的不断恶化。

同时,在东部地区经济发展方式的示范和带动效应作用下,中西部地区的农村非农就业人口比重开始逐步提升,但与东部地区农村劳动力的就地转移(省内迁移)方式不同,中西部地区的农村劳动力转移分为省内转移和跨省转移两种模式,尤其以跨省转移所占比重较大^[18]。从局部空间相关性分析结果可以看出,中西部地区劳动力的跨省迁移模式对所在地农村环境污染存在两方面影响。一方面,与东部地区类似,随着农村劳动力的转移,中西部地区的农业劳动力短缺同样会造成中西部地区农业生产方式由劳动密集型向资本密集型转变,从而使得靠近东部地区的部分中部省份的农业污染随着劳动力转移从一开始就呈现出高-高集聚的态势。另一方面,与东部地区不同,中西部地区农村劳动力的跨省迁移模式,使得中西部地区的农村劳动力减少,不利于中西部地区农村工业的发展,从而在2008年之前,虽然这些地区的农村非农就业比重在不断提升,但农村工业污染仍然呈低-低集聚的态势。并且,随着中西部地区农村劳动力向东部的转移,进一步强化了东部地区农村工业污染的高-高集聚态势。2008年之后,由于东部地区产业转型升级步伐的加快,以及农村工业发展空间趋于饱和,东部地区的高污染落后产业开始跟随中西部地区劳动力的回流而向中西部农村地区转移^[19],由此导致农村工业污染高-高集聚区逐渐向中西部内陆地区扩展。

三、实证策略

鉴于 STIRPAT 模型是环境污染影响因素研究的基本理论模型^[20], 本文也以面板数据形式的 STIRPAT 模型作为分析农村劳动力转移对中国农村环境污染影响的基本框架。基于前文所述的农村劳动力转移对农村环境污染存在非线性影响的可能, 我们将 EKC 假说和 STIRPAT 模型相结合来构建农村环境污染影响因素的计量模型。STIRPAT 模型的面板数据形式为: $I_{it} = aP_{it}^b A_{it}^c T_{it}^d e$, 其中 I 、 P 、 A 和 T 分别表示环境影响、人口、人均财富和技术水平, e 为随机扰动项。对 STIRPAT 模型两边取自然对数后可得:

$$\ln I_{it} = a + b \ln P_{it} + c \ln A_{it} + d \ln T_{it} + e_{it} \quad (3)$$

STIRPAT 模型除了可以将各系数作为参数进行估计外, 还可以对模型进行适当的分解和改进^[21]。就本文而言, 在考虑到农业污染和农村工业污染存在空间溢出效应的情况下, 需要将农业污染排放和农村工业污染排放的空间依赖关系引入 (3) 式。根据空间计量经济学理论, 可以将 (3) 式扩展为空间自相关模型和空间误差模型两种基本形式, 以表征农村环境污染排放的空间溢出效应。此外, 为了刻画农村劳动力的跨省转移所引致的农村环境污染排放的空间传导效应, 还需要将农村劳动力转移的空间滞后项引入模型, 以期反映劳动力转移对相邻省份农村环境污染排放的空间传导效应。这样, 我们最终将 (3) 扩展为 (4) 式和 (5) 式的空间杜宾模型形式:

$$\ln I_{it} = a + \rho \sum_j \omega_{ij} \ln I_{jt} + \beta \ln rlabor_{it} + \gamma \sum_j \omega_{ij} \ln rlabor_{jt} + \eta Z_{it} + \epsilon_{it} \quad (4)$$

$$\ln I_{it} = \theta + \vartheta \ln rlabor_{it} + \varphi \sum_j \omega_{ij} \ln rlabor_{jt} + \kappa Z_{it} + \lambda \sum_j \omega_{ij} \mu_{jt} + \delta_{it} \quad (5)$$

(4) 式和 (5) 式分别为包含空间自回归项和空间误差项的空间杜宾模型。其中, I 即农业污染排放和农村工业污染排放; $rlabor$ 为农村劳动力转移; ω_{ij} 为空间权重矩阵的元素; Z 为控制变量; ϵ 和 δ 为随机扰动项。对于 (4) 式和 (5) 式中农村农业污染排放和农村工业污染排放的影响因素及其度量指标的选取说明如下。

1. 农村劳动力转移 ($rlabor$)。基于本文的研究目的, 将 (3) 式中的 P 替换为各省份农村劳动力转移规模。很多现有研究将农村劳动力转移与农村劳动力流动视为等同的概念, 并且通常以农村户籍人口与常住人口之间的差值度量农村劳动力转移^[22]。然而, 农村劳动力流动与农村劳动力转移并非同一概念, 二者的内涵并不相同, 前者强调了农村劳动力的空间位置变动, 即就业由户籍地向非户籍地的转移, 而后者除涵盖了农村劳动力流动的状态, 更强调了农村劳动力就业形式的改变。本文中的农村劳动力转移则主要强调农村劳动力由农业部门向非农业部门的就业转换。因此, 选取更符合本文概念界定的农村非农就业人口占农村总人口的比重对农村劳动力转移予以度量^①。为了对农村劳动力转移与农村环境污染之间是否存在非线性关系进行检验, 我们将 $rlabor$ 的一次项、平方项和立方项同时引入模型, 以期对二者的关系进行更全面的实证考察。

2. 人均纯收入 ($incom$)。我们以农村人均纯收入表征 (3) 式中的人均财富, 并以居民消费价格指数对其进行了平减以消除通货膨胀的影响。较高的农村人均纯收入通常会促使农民加大对农业生产的资本性投入, 通过提高化肥和农药的使用量以达到增产和节省劳动力投入的目的, 从而造成

① 本文中农村劳动力转移的度量指标——非农就业占比包含了劳动力的就地转移和跨区转移两类情况。受数据可得性的限制, 我们无法考察劳动力跨区转移与就地转移对农村环境污染的异质性影响。但是, 从中国农村劳动力转移的特征性事实来看, 不难发现, 东部地区省份的农村劳动力以省内就地转移为主, 而中西部地区的劳动力以跨区转移为主。在这一现实背景下, 我们以非农就业占比作为核心解释变量得到的结论仍具有现实意义。

农业面源污染增加。此外，人均纯收入的提高也为农村私人企业的创办提供了资本积累和抗风险能力保障，有助于促进农村工业发展，进而加剧农村工业污染。另外，根据肖挺的研究，居民的收入水平与其对污染的耐受性之间通常呈反向关系^[23]，即当收入达到一定水平后，民众会更加关注生活质量而排斥污染。因此，该变量对农村环境污染的最终影响方向并不确定。

3. 研发投入 (*rd*)。我们以农村固定资产投资中用于科学研究和技术服务的支出总额度量。该指标数值越大，表明农村科技投入水平越高，农业技术和工业技术的创新能力越强，从而越有助于提高农业生产和农村工业生产的要素利用效率并降低农业污染和农村工业污染排放强度，因此，我们预期该变量的系数符号为负。

4. 受教育程度 (*edu*)。我们以农村高中及以上文化程度人口占农村总人口的比重作为该变量的度量指标。农村居民受教育程度越高，越有助于农村突破传统的农业耕种方式，接受现代化的农业生产方式，从而增加农业生产过程中的化石能源的使用量，造成农业面源污染扩大。农村居民受教育程度的提高，也会加速农村劳动力的就业形式由农业向非农业转变，提高农村地区的工业化水平。当然，居民的环保意识和环保行为也与其受教育水平正关系^[24]，因此，受教育程度对农业污染和农村工业污染的影响方向取决于上述两种相反作用的综合作用力。

5. 农村公共设施投资 (*pi*)。我们以人均农村水利和公共设施投资额作为该变量的度量指标。通常而言，农村农业公共设施建设越完善，越有利于开展现代农业经营和农业生产的资本化运作，从而会造成农业面源污染增加。同时，农村道路、电力等公共设施的改善可为农村工业的发展提供有力保障，有助于促进农村工业化水平提升，进而加剧农村工业污染。因此，我们预期农村公共设施投资对农村农业污染和农村工业污染具有正向影响。

6. 闲置耕地 (*fl*)。我们以当年耕地面积与单季农作物种植面积之间的差额作为该变量的度量指标。农村耕地的闲置和抛荒能够促进农村生态环境的修复和改善^[14]，因此，我们将闲置耕地变量引入农业污染回归模型，并预期其系数符号为负。

7. 产业结构 (*sec*)。来自乡镇企业的污染排放无疑是农村工业污染的重要来源。中国农村地区的产业结构相较于城市地区而言，尚处于产业结构的低端状态，乡镇企业大多为劳动力密集型的低端制造业，具有较高的污染排放强度^[16]。因此，我们选取乡镇企业工业增加值占所在地区工业增加值总额的比重来度量产业结构并引入农村工业污染回归模型，并预期其系数符号为正。

本文的数据样本由 2000—2016 年中国大陆除西藏外的 30 个省级行政区的面板数据组成，相关数据来源于《中国统计年鉴》、《中国农业年鉴》、《中国农村统计年鉴》、《中国乡镇企业年鉴》、《中国环境年鉴》、《中国环境统计年鉴》及各省份各年统计年鉴。各变量的描述性统计结果如表 2 所示。

表 2 主要变量的描述性统计

变量	样本容量	平均值	标准误	最小值	最大值
农业污染 (<i>Npes</i>): 吨/千公顷	510	339.72	116.12	126.43	624.90
农村工业污染 (<i>Ncod</i>): 千克/人	510	2.23	1.72	0.10	9.07
农村劳动力转移 (<i>rlabor</i>): %	510	0.29	0.16	0.034	0.97
人均纯收入 (<i>incom</i>): 元/人	510	5 314.91	3 535.79	1 374.20	21 191.60
研发投入 (<i>rd</i>): 万元	510	2 094.70	4 463.20	0	35 600
受教育程度 (<i>edu</i>): %	510	15.16	6.56	4.85	45.97
农村公共设施投资 (<i>pi</i>): 元/人	510	262.88	400.99	9.28	3 961.66
闲置耕地 (<i>fl</i>): %	510	0.05	0.12	0	0.17
产业结构 (<i>sec</i>): %	510	0.34	0.19	0.03	0.46

四、实证结果

(一) 基准回归结果

前文建立的基准回归模型 (4) 式和 (5) 式分别为空间滞后模型和空间误差模型, 在对其进行参数估计前, 我们需要借助 (robust) LM 检验来对这两个竞争性模型进行比选, 其判断准则为: LM 统计量更显著的模型为最优模型; 若两种模型的 LM 统计量的显著性水平相同, 则需要借助稳健 (robust) 的 LM 统计量的显著性来确定最优的模型形式^[25]。检验结果如表 3 所示, 在地理距离权重矩阵 (W_1) 和经济距离权重矩阵 (W_2) 设定下, 空间滞后模型的 LM 检验值和稳健 (robust) 的 LM 检验值均优于空间误差模型。因此, 在下文的回归结果中, 我们仅报告了包含空间滞后项的空间杜宾模型的回归结果。

表 3 空间面板模型的 LM 检验

LM 检验	权重矩阵: W_1		权重矩阵: W_2	
	卡方统计量	P 值	卡方统计量	P 值
No lag	470.77	0.000 0	442.08	0.000 0
No lag (robust)	17.653	0.000 0	15.751	0.000 0
No error	58.02	0.000 0	90.48	0.000 0
No error (robust)	2.06	0.139	1.893	0.314

我们利用基于固定效应模型的极大似然估计法对 (4) 式进行了参数估计^①, 结果如表 4 所示。

表 4 基准回归模型估计结果

变量	地理距离权重矩阵: W_1						经济距离权重矩阵: W_2					
	农业污染: $\ln Npes$			农村工业污染: $\ln Ncod$			农业污染: $\ln Npes$			农村工业污染: $\ln Ncod$		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
$\ln labor$	0.228 9***	0.124 6***	0.241 9***	1.663 9***	1.377 3***	1.759 9***	0.213 5***	0.125 1***	0.245 7***	1.595 8***	1.415 1***	1.638 6***
$\ln incom$	0.182 7***	0.170 1***	0.243 3***	-0.207 5**	-0.192 4**	-0.150 3**	0.185 6***	0.173 1***	0.215 7***	-0.213 8**	-0.193 3**	-0.154 5**
$\ln rd$	0.006 4*	0.002 8*	0.004 5*	0.052 2**	0.047 9**	0.038 2**	0.004 8*	0.003 5*	0.004 1*	0.053 1**	0.046 7**	0.0375 0**
$\ln edu$	0.015 7	0.018 0	0.015 8	0.175 9**	0.171 9**	0.159 6**	0.018 3	0.015 9	0.014 8	0.176 3**	0.167 5**	0.163 3**
$\ln pi$	0.026 3*	0.036 4*	0.018 5*	0.052 3**	0.053 6**	0.061 2**	0.024 9*	0.023 6*	0.011 7*	0.055 7**	0.052 6**	0.064 3**
$\ln fl$	-0.127 5***	-0.153 7***	-0.136 3***				-0.114 9***	-0.137 7***	-0.127 1***			
$\ln sec$				3.013 9***	2.805 0***	2.426 1***				2.813 9***	2.769 3***	2.514 8***
$(\ln labor)^2$		-0.113 9***	-0.214 4***		-1.323 6**	-1.651 2**		-0.104 5***	-0.214 4***		-1.327 6**	-0.559 8**
$(\ln labor)^3$			0.121 7			0.252 3			0.084 3			0.262 1
$\omega \cdot \ln Npes(\rho)$	0.180 2***	0.175 3***	0.241 1***				0.163 7***	0.175 4***	0.178 6***			
$\omega \cdot \ln Ncod(\rho)$				0.591 2***	0.405 4***	0.308 4***				0.612 2***	0.415 5**	0.323 8***
$\omega \cdot \ln labor(\varphi)$	0.022 5*	0.030 1*	0.019 6*	0.022 5**	0.021 2**	0.021 2**	0.021 4*	0.035 2*	0.015 7*	0.013 8**	0.019 8**	0.022 7**
R^2	0.64	0.68	0.31	0.57	0.35	0.41	0.47	0.62	0.55	0.57	0.42	0.46
Wald 卡方统计量	6.12**	5.38**	7.44**	7.17**	8.21**	8.89**	6.55**	5.38**	7.43**	7.17**	7.72**	7.85**
曲线类型	线性	倒 U	倒 U	线性	倒 U	倒 U	线性	倒 U	倒 U	线性	倒 U	倒 U
拐点(非农就业比)		0.73			0.70			0.82			0.71	

注: **、*、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平; 表中的“拐点”值均通过对回归方程求极值方式得到 (与高等数学中的“拐点”意义不同); 拐点值的计算采用了保留更多位有效数字的直接参数估计结果, 因此与本表中报告的参数估计系数略有差异。

① 本文对所有变量取自然对数后再进行参数估计。由于农村劳动力转移、受教育程度、闲置耕地、产业结构四个变量的实际值均小于 1, 为了避免取自然对数后变量值变为负数, 我们对上述变量原值全部加 1 后再取自然对数。

表 4 中的第 (1)、(7) 列为两种空间权重矩阵下农业污染的线性回归方程；第 (4)、(10) 列为两种空间权重矩阵下农村工业污染的线性回归方程。可以看出，农村劳动力转移均在 1% 的统计水平上对农业污染和农村工业污染存在显著的正向影响。以地理距离权重矩阵的回归结果为例，农村劳动力转移每增加 1%，将导致本地区的农业污染平均提高约 0.23%，农村工业污染平均提高约 1.7%。考虑到农村劳动力转移对农业污染和农村工业污染可能存在的非线性影响，我们借鉴 EKC 假说的思想，分别将农村劳动力转移的二次方项和三次方项引入方程以进行更加全面的考察。由表 4 的 (2)、(3)、(8)、(9) 列可知，在两种权重矩阵下，劳动力转移对农业污染的一次项系数在 1% 的统计水平上显著为正，二次项系数在 1% 的统计水平上显著为负，三次项系数为正，但在统计上不显著，表明农业污染随着农村劳动力转移的增加显现出显著的“倒 U”型曲线走势。从其拐点值的大小来看，仅有少数发达省份的农村劳动力转移越过了拐点值，绝大多数省份仍处于拐点的左侧（如表 5 所示），这表明未来一段时间内各省份的农业污染与农村劳动力转移之间仍将处于正相关阶段。从表 4 的 (5)、(6)、(11)、(12) 列可以看出，在两种权重矩阵下，农村劳动力转移对农村工业污染的影响也呈显著的“倒 U”型曲线走势。

表 5 越过拐点的省份

权重矩阵	省份（越过拐点的年份）	
	农业污染	农村工业污染
W_1	北京（2011）、浙江（2011）、上海（2013）、广东（2014）、江苏（2016）、福建（2016）	北京（2011）、浙江（2011）、上海（2013）、广东（2014）、江苏（2016）、福建（2016）
W_2	北京（2012）、浙江（2013）、上海（2015）、广东（2015）	北京（2011）、浙江（2011）、上海（2013）、广东（2014）、江苏（2016）、福建（2016）

表 5 给出了不同空间权重矩阵下越过农业污染方程拐点值的省份及其越过拐点值的年份。可以看出，越过拐点值的省份全部位于东部地区，中西部省份和部分东部省份（海南、河北、天津、山东、辽宁）则处于拐点的左侧。造成这种差异的主要原因在于拐点值左右两侧省份的农村劳动力转移模式的不同。一方面，处于农业污染方程拐点右侧的东部省份全部为经济发达省份。这些省份的农村剩余劳动力以“离土不离乡”的就地转移模式为主。这一转移模式规避了户籍制度的约束，使得这些省份农村转移劳动力的市民化程度较高，从而随着农村劳动力的转移，这些省份的农业人口和农业生产活动随之减少，进而引致农业污染排放的降低。另一方面，与东部发达省份的农村劳动力转移模式相反，中西部地区和部分东部省份由于经济发展水平，尤其是民营经济发展水平较低，难以吸纳大量的农村剩余劳动力实现就地转移，导致这些省份的农村剩余劳动力以跨区域转移为主，其农村剩余劳动力主要流向东部农村工业部门和城市^[18]。同时，受户籍制度的限制，这些省份的农村剩余劳动力很难真正融入迁入地，其父母和子女通常会留在原地从事农业生产活动^[26]，并通过增加农业资本投入来弥补因劳动力转移而造成的农业劳动力短缺，从而导致这些省份的农业污染排放随着农村劳动力转移的增加而增加。

通过表 5 还可以看出，近五年内农村工业最发达的东部沿海省份均已越过农村工业污染方程的拐点值，而其他大部分省份仍然处于拐点的左侧。我们认为，这种差异主要是由农村经济发展阶段与农村工业结构的差异决定的。越过农村工业污染方程拐点值的省份均是中国最早发展乡镇企业的地区，也是农村工业经济最发达的地区。这些地区的农村工业在经历近 40 年的发展后，拥有了良好的资本和技术积累。要素禀赋结构的改变使得这些地区的农村工业结构开始从最初的劳动力密集型高污染型低端制造业向资本和技术含量更高的新兴制造业转型^[27]。此外，农村环境监管的缺失

造成了东部发达省份在经历农村工业蓬勃发展的同时, 也面临着日益恶化的农村工业污染问题, 环境承载力下降迫使这些地区不得不寻求工业发展路径的转型和升级, 逐渐淘汰污染密集型产业, 发展新兴制造业^[28], 从而推动这些地区过渡到农业劳动力转移与农村工业污染下降并存的、更加可持续的工业发展阶段。与之相反, 中西部省份农村工业起步较晚、发展水平较低, 随着东部地区土地和环境成本的上升, 东部地区的污染密集型低端产业开始向资本和技术要素稀缺而劳动力富余的中西部地区转移。这一过程在提高中西部地区农村劳动力转移的同时, 也造成了中西部地区农村劳动力转移与农村工业污染之间正在经历东部发达地区曾经历过的不可持续发展阶段。

从空间维度上来看, 在两种空间权重矩阵下, 农业污染和农村工业污染的空间滞后项系数 ρ 均在 1% 的水平上显著为正, 再次证明了中国省域农业污染和农村工业污染存在明显的空间集聚特征。在区域间农业生产方式和农村工业发展模式的示范效应和传导效应的作用下, 本地区的农村环境污染与地理或经济地理相近地区的农村环境污染水平密切相关, 表现出“高-高聚集与低-低集聚”的特征。由表 4 可以看出, 邻近地区农业污染排放和农村工业污染排放每提高 1%, 本地区的农业污染排放和农村工业污染排放分别会提高约 0.16%~0.24% 和 0.31%~0.61%。我们认为, 农业污染和农村工业污染在相邻省域之间的空间溢出效应与相邻省份农村剩余劳动力转移模式的示范效应和传导效应密切相关。当相邻省份农村劳动力通过非农就业提高收入水平时, 必然会引起本地区农村剩余劳动力的效仿, 从而造成本地区农村劳动力的转移模式与相邻地区趋同, 进而引致本地区农业生产方式与农村工业发展路径与相邻地区存在空间上的传递性。通过表 4 中农村劳动力转移的空间滞后系数的回归结果可以看出, 农村劳动力转移空间滞后系数分别在 10% 和 5% 的水平上对农业污染和农村工业污染具有显著的正向影响。这表明在相邻地区高农村劳动力转移的示范效应作用下, 本地区农村劳动力转移规模将加大, 从而如前文的分析, 本地区劳动力转移程度提高就会导致本地区农业污染和农村工业污染增加。

从表 4 中控制变量的回归结果可以看出, 农村人均纯收入在两种空间权重矩阵下对农业污染均存在显著正向影响。平均而言, 农村人均纯收入每提高 1%, 农业污染排放会增加约 0.17%~0.24%, 从而证明了农民收入水平越高, 越倾向于增加农药和化肥的使用量。除了借此达到增加农业产出的目的外, 农药和化肥使用量的增加也可以有效减少农业生产过程中的劳动力投入量, 将农民从繁重的农业生产中解放出来, 以弥补农村劳动力转移后农业劳动力的缺口。此外, 与工业污染不同, 农业污染具有较强的“隐蔽性”, 不易被感观察觉^[29]。因此, 居民收入水平提高对农业污染产生的“排斥力”较小, 从而在两种相反力量的综合作用下, 形成了农业污染随农民人均收入水平的提高而上升的状态。从表 4 还可以看出, 两种空间权重矩阵下, 农村人均纯收入均在 5% 的水平上对农村工业污染有显著的负向影响, 说明农民收入水平越高, 对自身的环境利益诉求也会越强。

表 4 中的研发投入对两种权重矩阵下的农业污染和农村工业污染均具有显著的正向影响, 说明农村研发投入更偏向于提高农业和农村工业生产率的技术创新, 而非减排技术创新。因此, 农村研发投入的技术偏好决定了技术创新和技术进步对农村环境污染的影响方向。受教育程度对农业污染的影响系数为正, 但不显著, 这可能与目前中国绝大部分地区仍然以家庭联产承包制下的农户个体经营土地的农业生产制度有关。在这种制度下, 由于无法实现规模经济, 现代农业生产技术难以有效实施, 农业生产仍然停留在依靠增加农药和化肥投入以实现产出增长的粗放式生产经营阶段, 而这一阶段对农户的受教育程度并无门槛限制。相反, 表 4 的回归结果表明, 农村居民受教育程度对农村工业污染具有显著的正向影响, 农民受教育程度的提高可能会通过促进农村工业发展而引致农村工业污染增加。农村公共设施投资对农业污染和农村工业污染的影响系数显著为正, 这与本文的预期一致。闲置耕地对农业污染在 1% 的水平上具有显著的负向影响, 说明耕地抛荒虽然造成了土地资源的浪费, 但却有利于农村生态环境的修复和改善, 与预期一致。产业结构对农村工业污染具

有显著的正向影响，从而表明乡镇企业的污染排放确实是农村工业污染的主要来源。

（二）稳健性检验

在上述基准回归方程中，可能存在由反向因果关系及遗漏变量而导致的内生性问题，从而造成核心解释变量的估计结果出现偏误。对此，我们进一步利用广义空间两阶段最小二乘法（GS2SLS）对基准回归方程重新进行参数估计。GS2SLS 能够在不引入外部工具变量的情况下，通过选取全部解释变量及其空间滞后项作为工具变量对模型的参数进行更加稳健的估计，以削弱内生性对估计结果造成的偏误^[30]。结果如表 6 所示^①。

表 6 基于广义空间两阶段最小二乘法的估计结果

变量	农业污染（地理距离权重矩阵）			农村工业污染（地理距离权重矩阵）		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\ln labor$	0.3484***	0.3921***	0.3198***	1.9299***	1.5203***	1.7756**
$\omega \cdot \ln N_{pes}(\rho)$	0.1793***	0.1718***	0.1648***			
$\omega \cdot \ln N_{cod}(\rho)$				0.1683**	0.1698**	0.3799*
$(\ln labor)^2$		-0.4079***	-0.4876***		-1.1984**	-1.3984*
$(\ln labor)^3$			0.1104			0.9635
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Wald 卡方统计量	1800.39***	2287.51***	3287.89***	298.184***	297.54***	294.55***
曲线类型	线性	倒 U	倒 U	线性	倒 U	倒 U
拐点（非农就业比）		0.62			0.88	

注：***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平；拐点值的计算方法与表 4 相同；限于篇幅，表 6 省略了控制变量的参数估计结果，其基本结论与表 4 一致，有兴趣的读者可以向作者索取。

从表 6 可以看出，地理距离权重矩阵下的农业污染和农村工业污染方程的 Wald 统计量在 1% 的水平上显著，表明模型的整体拟合效果较为理想。表 6 中第（1）和（4）列的线性回归结果表明，农村劳动力转移每增加 1%，将导致农业污染和农村工业污染分别平均提高约 0.35% 和 1.93%。与表 4 对应的基准回归结果相比，可以发现内生性问题的存在使得基准回归低估了农村劳动力转移对农业污染和农村工业污染的影响。GS2SLS 估计结果同样表明，农村劳动力转移对农业污染和农村工业污染存在非线性影响，且同样呈“倒 U”型曲线关系。同时，内生性问题使表 4 中农业污染方程的拐点值高于表 6，农村工业污染方程的拐点值低于表 6。GS2SLS 估计结果表明，尽管前文的基准回归结果中核心解释变量的系数大小存在一定程度的偏差，但核心解释变量对被解释变量的影响方向和显著性与前文保持一致，说明本文的回归结果是可信的。

五、机制分析

通过前文的分析，本文已经得出农村劳动力转移对农业污染和农村工业污染均具有显著影响的结论。本节将进一步基于中介效应模型来考察农村劳动力转移对农村环境污染的作用机制。如前文所述，我们认为农村劳动力转移主要可以通过改变农村的人口结构和农户生计资本，进而影响农村居民的生计策略选择，并最终作用于农村环境污染。因此，农村劳动力转移对农村环境污染影响的传导机制可概括为：劳动力转移→农户生计资本→农户生计策略→农村环境污染。首先，农村劳动

① 为了节省篇幅，我们没有报告基于经济距离权重矩阵 GS2SLS 的回归结果，但其基本结论与表 4 及表 6 一致。有兴趣的读者可以向作者索取。

力转移造成的劳动力短缺导致原有的劳动力密集型农业生产方式发生转变, 逐渐转向依靠增加农药、化肥和机械等资本性投入以维持农业生产^[11], 从而提高了农业面源污染发生的可能性。但同时我们也注意到, 农村劳动力转移后, 农村耕地抛荒、闲置现象无论在劳动力流入地还是流出地均广泛存在^[13], 而耕地抛荒、闲置无疑会对农村生态环境的恢复和改善产生积极影响^[14]。因此, 劳动力转移会通过上述两种路径对农业污染产生方向相反的影响, 最终的影响方向取决于两种力量的合力。我们以农村住户的农业固定资产投资额作为农户农业生计资本的代理变量, 来考察农村劳动力转移是否会通过农业资本积累对农村农业污染产生影响; 同时, 还以闲置耕地比重作为农村劳动力转移影响农业污染的另一个中介变量进行检验。其次, 农村劳动力转移可能会通过两条路径影响农户生计资本进而作用于农村工业污染: 一方面, 农村劳动力转移有利于农村转移劳动力的非农技能知识的积累, 而非农技能知识的积累将有利于农村转移劳动力进行回乡投资创业, 从而促进农村工业的发展, 并影响农村工业污染; 另一方面, 农村劳动力转移提高了转移劳动力的收入水平而有利于农村的基础设施改进, 并为转移劳动力进行投资创业提供了原始的资本积累。受数据可得性的限制, 我们无法获取转移劳动力知识积累的相关数据, 因此以农村住户的制造业固定资产投资额作为农户工业生计资本的代理变量, 来检验农村劳动力转移是否会通过农村工业资本积累对农村工业污染产生影响。

根据 Baron 等提出的检验中介变量因果效应的逐步回归法^[31], 借鉴邵帅等的做法^[32], 我们构建了如下中介效应模型:

$$\ln I_{it} = \alpha_{it} + \beta \ln rlabor_{it} + \tau Z_{it} + \epsilon_{it} \quad (6)$$

$$\ln mediator_{it} = \bar{\omega} + \zeta \ln rlabor_{it} + \varrho Z_{it} + \epsilon_{it} \quad (7)$$

$$\ln I_{it} = \zeta_{it} + \theta \ln rlabor_{it} + \phi \ln mediator_{it} + \Delta Z_{it} + v_{it} \quad (8)$$

在 (6) - (8) 式中, I_{it} 、 $rlabor_{it}$ 的含义及引入方程的形式与 (4) 式相同, Z_{it} 为方程 (4) 中的其他控制变量; $mediator$ 为可能的中介变量, 包括农户农业生计资本 ($acap$)、闲置耕地比重 (fl) 和农户工业生计资本 ($icap$)。根据中介变量的检验思路, 首先需要对 (6) 式进行估计, 如果农村劳动力转移的系数显著, 即可按照中介效应立论。如果 (7) 式中农村劳动力转移对 $mediator$ 具有显著影响, 则可将 $mediator$ 引入 (6) 式形成 (8) 式, 并对其进行参数估计。如果 (8) 式中 $mediator$ 的系数显著, 并且与方程 (6) 相比, 农村劳动力转移的估计系数大小或 (和) 显著性有所变化, 则表明 $mediator$ 是农村劳动力转移影响农村环境污染的传导途径。考虑到前文回归结果中农村劳动力转移对农业污染和农村工业污染存在空间异质性影响, 本节将分别对全样本、东部地区和中西部地区的中介效应进行检验^①。

中介效应模型的估计结果报告于表 7。对农村劳动力转移影响农业污染的作用机制 1 ($acap$) 的回归结果显示, 在全样本、东部地区和中西部地区三组样本下, 模型 (6) - (8) 的核心变量系数均在至少 5% 的水平上显著, 表明农户农业生计资本确实是农村劳动力转移影响农业污染的传导途径。农村劳动力转移既是农户的生计策略也是一种可行能力。它改变了农户的生计资本存量规模和结构, 从而通过农业生计资本的调整重构了农户农业生产方式, 进而作用于农业环境污染排放。值得注意的是, 全样本与中西部地区农村劳动力转移对农业污染的影响系数与前文一致, 而东部地区农村劳动力转移对农业污染的系数在 5% 的水平上显著为负, 这与前文得到的部分东部省份已越过“倒 U”型曲线拐点的结论一致。从表 7 还可以看出, 无论对于全样本还是分组样本, 农业生计资本变量均对农业污染具有显著的正向影响。这主要可以归因于, 中国农业生产方式还处于技术含

① 限于篇幅, 本文没有给出基于经济距离权重矩阵的中介效应检验结果, 其基本结论与表 7 一致。有兴趣的读者可以向作者索取。

量较低的发展阶段，农业固定资产投资仍停留在水利设施、道路交通等基础性建设方面。在中国现有的土地产权制度安排和农业劳动力技能水平的现实背景下，农业资本投入是否能够为中国农村带来土地的集约经营和现代化绿色农业尚有待考察，但却能引致对农业化石能源使用的增多^[33]。另外，农村劳动力转移对农户农业生计资本的影响系数对于全样本和中西部地区样本显著为正，对于东部地区样本则显著为负，存在明显的空间异质性。这进一步说明了，东部地区农村劳动力转移的“市民化”程度较高，农村劳动力不仅可以实现就业方式的转变，也较容易获得户籍身份的转变。在这种条件下，东部地区农村劳动力转移后无须依赖土地提供保障，使其对农业生产的资本投入相应减少。与之相反，由于中西部地区农村经济发展水平低，劳动力难以实现就地转移，在户籍制度的限制下，中西部地区的农村劳动力更难融入流入地而实现“市民化”身份转变，仍需借助土地为自己提供生计安全保障，因此，农村转移劳动力会将更多的非农就业收入用于农业资本投入。

表 7 劳动力转移影响农村环境污染的传导机制

劳动力转移影响农业污染的作用机制 1 (<i>acap</i>)									
	全样本			东部			中西部		
	<i>lnNpes</i>	<i>lnacap</i>	<i>lnNpes</i>	<i>lnNpes</i>	<i>lnacap</i>	<i>lnNpes</i>	<i>lnNpes</i>	<i>lnacap</i>	<i>lnNpes</i>
<i>lnrlabor</i>	0.2127***	1.3366**	0.1746***	-0.0351**	-0.8257**	-0.0247**	0.3075***	1.5649***	0.2566***
<i>lnacap</i>			0.5239***			0.0293***			0.4298***
劳动力转移影响农业污染的作用机制 2 (<i>fl</i>)									
	<i>lnNpes</i>	<i>lnfl</i>	<i>lnNpes</i>	<i>lnNpes</i>	<i>lnfl</i>	<i>lnNpes</i>	<i>lnNpes</i>	<i>lnfl</i>	<i>lnNpes</i>
<i>lnrlabor</i>	0.2127***	0.0169**	0.2289***	-0.0351**	0.0219*	-0.0285*	0.3075***	0.0035**	0.3184***
<i>lnfl</i>			-0.1275***			-0.1829***			-0.0143***
劳动力转移影响农村工业污染的作用机制 (<i>icap</i>)									
	<i>lnNcod</i>	<i>lnicap</i>	<i>lnNcod</i>	<i>lnNcod</i>	<i>lnicap</i>	<i>lnNcod</i>	<i>lnNcod</i>	<i>lnicap</i>	<i>lnNcod</i>
<i>lnrlabor</i>	1.6639***	0.8823***	1.4097***	-0.2167*	1.0529**	-0.1854*	1.2142*	1.2173**	1.0649**
<i>lnicap</i>			2.1651***			-0.0536**			2.4762***

注：***、**、* 分别代表 1%、5%、10% 的显著性水平；限于篇幅，表 7 省略了控制变量的参数估计结果，有兴趣的读者可以向作者索要。

从表 7 中农村劳动力转移影响农业污染的作用机制 2 (*fl*) 的回归结果可以看出，无论对于全样本还是分地区样本，核心解释变量在模型 (6) - (8) 中的系数均在统计上是显著的，说明闲置耕地比重在农村劳动力转移影响农业污染的过程中也充当了中介变量的角色，并且在三组样本下，农村劳动力转移对闲置耕地比重均具有显著的正向影响。同时，闲置耕地比重对农业污染表现出显著的负向影响，表明农村劳动力转移会通过增加闲置耕地比重对农业污染产生显著的促降效应。

按照同样的分析思路，从表 7 中农村劳动力转移对农村工业污染的作用机制 (*icap*) 的检验结果可以看出，农村工业生计资本在全样本和分地区样本下均可被识别为农村劳动力转移影响农村工业污染的中介变量。从回归结果中可以看出，对于全样本和中西部地区样本，农村劳动力转移对农村工业污染均具有显著的正向影响，而对于东部地区样本则表现出显著的负向影响，从而表明农村劳动力转移对农村工业污染的影响存在空间异质性。这与前文得到的不同区域省份在“倒 U”型曲线上的分布结论一致。表 7 中农村劳动力转移在不同样本组中均对农村工业生计资本具有显著的正向影响。究其原因，我们认为：一方面，农村劳动力转移提高了农村居民的收入水平，有利于为农村工业发展提供

重要的资本积累;另一方面,农村劳动力转移能够促进农村劳动力的人力资本提升和社交网络的扩大,有利于提高转移劳动力的创业概率,进而引致农村工业生计资本投资的增加。此外,还可以发现,东部地区农村工业生计资本对农村工业污染的影响系数显著为负,而在全本样和西部地区样本下对应的系数显著为正。这可能源于中国不同区域农村工业经济发展水平存在差距。如前文所述,东部地区的农村工业已经过渡到较高的发展阶段,要素结构的变化和累积的环境压力迫使东部地区的农村工业逐渐由污染密集型的低端制造业向新兴制造业转型升级,同时农村工业固定资产投资也由注重产出效率向追求创新和减排的方向转变。相反,中西部地区的农村工业发展还处于起步阶段,农村工业发展的首要目标还停留在解决就业和提高收入方面,并且其农村工业固定资产投资也成为了承接东部污染密集型低端产业转移的载体。

六、结论与启示

通过考察农村劳动力转移对农村环境污染的影响及其传导机制,我们得到如下主要结论:(1)探索性空间数据分析结果显示,中国农业污染和农村工业污染均存在显著的空间集聚特征,农业污染和农村工业污染的高-高集聚区主要分布在山东至广东的东部沿海一线。此外,不论是农业污染还是农村工业污染,高污染集聚区均呈现出自东向西扩散的趋势。农业污染和农村工业污染的空间集聚特征与动态演变趋势均与农村劳动力转移之间存在密切的内在联系。(2)基于空间面板模型的实证分析结果表明,农村劳动力转移对农业污染和农村工业污染的影响均呈现出显著的“倒U”型曲线走势,部分东部省份处于农村环境污染随农村劳动力转移强度提高而下降的阶段;并且农业污染与农村工业污染均具有显著的空间溢出效应。基于广义空间二阶段最小二乘法的稳健性检验结果进一步强化了这一结论。(3)机制分析结果表明,农村劳动力转移能够通过改变农业生计资本、闲置耕地比重和农村工业生计资本对农业污染和农村工业污染产生影响,并且其影响存在空间异质性。

上述研究结论具有重要的启示与政策含义。首先,解决农村工业污染问题的关键是如何破解农村劳动力转移与污染密集型低端制造业之间的“耦合效应”,否则随着污染密集型产业“由东向西”逐渐转移,东部农村地区受工业污染之困的“昨天”将会成为中西部农村地区的“明天”。这一现实难题的破解不能依赖简单的关停、取缔农村工业企业的方式实现,毕竟农村转移劳动力的就业安置问题关系到数亿农民的生存和社会的和谐稳定。本文认为政策的着力点应当在于:一方面,加快城市化进程,引导农村转移劳动力流向城市服务业部门,同时加快推进现有城乡“二元”户籍制度的突破性改革,增加城市的公共产品供给和社会保障支出,促使农村转移劳动力能够真正融入城市,从根本上实现其市民化转变;另一方面,加强对农村转移劳动力的技能培训,提高农村工业企业的科技含量,引导农村工业企业提高绿色技术进步水平和环境绩效,有效实现农村经济增长与生态环境相互协调的可持续发展模式。

此外,要想彻底解决农村农业污染问题,除了需要在上述城市化发展和户籍制度改革方面做出努力之外,还应该通过改革现有的农村土地产权制度和农地经营模式安排,有效解决农村劳动力转移后农村出现的土地抛荒和过度依赖农药及化肥的农业生产粗放式经营问题。土地集中经营应该成为未来解决农村劳动力短缺造成的农地抛荒和粗放式经营问题的必经之路。而要实现这一目标,就必须在制度上明晰和保护土地产权,确保土地集中经营后对土地的集约利用,避免出现在产权不明晰的情况下在土地集中经营期内对土地的过度索取而造成农业污染加剧的局面。同时,明确土地产权、鼓励土地流转也有利于促使土地真正成为农村转移劳动力拥有的资产而不是负担,为其融入城市、实现市民化转变提供重要的资本支持。

参考文献

- [1] 黄季焜,刘莹.农村环境污染情况及影响因素分析——来自全国百村的实证分析[J].管理学报,2010(11).
- [2] 董磊明.农村公共品供给中的内生性机制分析[J].中国农业大学学报(社会科学版),2015(5).
- [3] 李顶峰.环境规制的范式及其政治经济学分析[J].暨南学报(哲学社会科学版),2007(2).
- [4] 张寒.新农村建设中农民环境权益保护问题研究[J].中国行政管理,2010(1).
- [5] 刘耀彬,李仁东,宋学锋.中国区域城市化与生态环境耦合的关联分析[J].地理学报,2005(2).
- [6] 张永丽,黄祖辉.中国农村劳动力流动研究述评[J].中国农村观察,2008(1).
- [7] 何春,崔万田.农村劳动力转移减贫的作用机制——基于中国省级面板数据的分析[J].城市问题,2018(3).
- [8] 苏芳,周亚雄.新型城镇化背景下劳动力转移对农户生计策略选择的影响分析[J].数理统计与管理,2017(3).
- [9] Tilt, B. Industrial pollution and environmental health in rural china: Risk, uncertainty and individualization [J]. *China Quarterly*, 2013(6).
- [10] Wang, M., M. Webber, B. Finlayson, et al. Rural industries and water pollution in China[J]. *Journal of Environmental Management*, 2008(4).
- [11] 王善高,刘余,田旭,等.我国农业生产中化肥施用效率的时空变化与提升途径研究[J].环境经济研究,2017(3).
- [12] 饶静,许翔宇,纪晓婷.我国农业面源污染现状、发生机制和对策研究[J].农业经济问题,2011(8).
- [13] 黄建强,李录堂.从农村劳动力视角探析耕地抛荒行为——基于会同县农村的实证研究[J].北京理工大学学报(社会科学版),2009(6).
- [14] Gellrich, M., P. Baur, B. Koch, et al. Agricultural land abandonment and natural forest re-growth in the Swiss mountains: A spatially explicit economic analysis[J]. *Agriculture, Ecosystems & Environment*, 2007(4).
- [15] 梁文泉.不安居,则不消费:为什么排斥外来人口不利于提高本地人口的收入?[J].管理世界,2018(1).
- [16] Wang, X., S. Shao, L. Li. Agricultural inputs, urbanization, and urban-rural income disparity: Evidence from China[J]. *China Economic Review*, 2019, 55.
- [17] 李玉红.乡村半城市化地区的工业化与城镇化[J].城市发展研究,2017(3).
- [18] 范方志,张飞杰.中国农业剩余劳动力转移途径研究[J].财经问题研究,2015(9).
- [19] 谢勇,周润希.农民工的返乡行为及其就业分化研究[J].农业经济问题,2017(2).
- [20] 邵帅,李欣,曹建华,等.中国雾霾污染治理的经济政策选择——基于空间溢出效应的视角[J].经济研究,2016(9).
- [21] Shao, S., L. Yang, M. L. Yu, et al. Estimation, characteristics, and determinants of energy-related industrial CO₂ emissions in Shanghai (China), 1994—2009[J]. *Energy Policy*, 2011(10).
- [22] Qin, H., T. F. Liao. The association between rural-urban migration flows and urban air quality in China[J]. *Regional Environmental Change*, 2016(5).
- [23] 肖挺.环境质量是劳动人口流动的主导因素吗?——“逃离北上广”现象的一种解读[J].经济评论,2016(2).
- [24] 周礼广,徐少才,司国良,等.关于农村居民环境意识的探讨[J].中国人口·资源与环境,2014(S2).
- [25] LeSage, J. P., R. K. Pace. *Introduction to Spatial Econometrics*[M]. Boca Raton: Taylor & Francis, 2009.
- [26] 刘军辉,张古.户籍制度改革对农村劳动力流动影响模拟研究——基于新经济地理学视角[J].财经研究,2016(10).
- [27] 刘刚,崔鹏.经济发展新动能与农村继续工业化——基于山东省庆云县农村工业化发展的调查[J].南开学报(哲学社会科学版),2017(2).
- [28] 周曙东,张家峰.江苏农村工业化中环境污染的规模效应、污染排放强度效应与产业结构效应研究[J].江苏社会科学,2014(4).
- [29] 金书秦,沈贵银,魏珣,等.论农业面源污染的产生和应对[J].农业经济问题,2013(11).

- [30] Elhorst, J. P. Specification and estimation of spatial panel data models[J]. *International Regional Science Review*, 2003(3).
- [31] Baron, R. M., D. A. Kenny. The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations[J]. *Journal of Personality and Social Psychology*, 1986(6).
- [32] 邵帅, 张可, 豆建民. 经济集聚的节能减排效应: 理论与中国经验[J]. *管理世界*, 2019(1).
- [33] 于伟咏, 漆雁斌, 余华. 农资补贴对化肥面源污染效应的实证研究——基于省级面板数据[J]. *农村经济*, 2017(2).

Effects of Rural Labor Transfer on Rural Environmental Pollution in China: An Empirical Investigation Based on Spatial Panel Model

SHAO Shuai, LI Bao-li

Abstract: Under the background of the increasingly serious rural environmental pollution in China, this is the first study to specifically examine the impact of rural labor transfer on rural environmental pollution in China. We first estimate the data of China's provincial agricultural pollution and rural industrial pollution from 2000 to 2016. We further use the spatial panel model to investigate the impacts of rural labor transfer on agricultural pollution and rural industrial pollution as well as its mechanism. The results show that rural environmental pollution in China has obvious spatial spillover effect and agglomeration characteristic. There is a significant inverted U-shaped curve relationship between rural environmental pollution and rural labor transfer, and some developed provinces in eastern China are at the stage of decreasing rural environmental pollution with the increase of rural labor transfer. Using the generalized spatial two-stage least squares method (GS2SLS) for robustness test, we find that the baseline regression results are credible. The results of mechanism analysis indicate that rural labor transfer has evident effects on agricultural pollution and rural industrial pollution by changing agricultural livelihood capital, rural idle farmland, and industrial livelihood capital in rural regions. The effects have significant spatial heterogeneity. According to our main findings, we propose some relevant policy recommendations from urbanization, household registration system, rural land property rights system, and farmland management mode and arrangement.

Key words: rural labor transfer; rural industrial pollution; agricultural pollution; spatial spillover effect; Environmental Kuznets Curve (EKC)

(责任编辑 朱 蓓)