

# 发展方式绿色转型对农民工就业的影响\*

——来自碳排放权交易试点的证据

齐秀琳 汪心如 张 恬

**【摘 要】**文章结合碳排放权交易试点和 2011~2018 年中国流动人口动态监测调查数据,利用多期双重差分法考察了发展方式绿色转型对农民工就业的影响。研究表明:(1)绿色转型有助于提高农民工就业率,碳排放权交易试点政策使农民工就业率提高了 4.4 个百分点,该结果在处理多期双重差分权重异质性后依然成立;(2)绿色转型改变了农民工就业结构,使大量农民工流入到非技能密集型行业;(3)绿色转型在提高农民工就业率的同时恶化了其就业状况,表现为工资水平与劳动合同签订概率均显著下降。文章的结论对兼顾推动绿色转型和促进农民工就业的政策建设具有一定的参考意义。

**【关键词】**农民工 绿色转型 碳排放权交易试点

**【作 者】**齐秀琳 郑州大学商学院,副教授;汪心如 郑州大学商学院,硕士研究生;张 恬(通讯作者) 郑州大学商学院,硕士研究生。

## 一、引 言

农民工是中国劳动力市场的重要组成部分。据国家统计局发布的《2022 年农民工监测调查报告》,2022 年全国农民工总量为 29 562 万人,比上年增长 311 万人,增长 1.1%。从宏观层面看,改革开放以来持续多年的以高能耗和高污染为代价的粗放型增长,为农民工进城务工创造了大量就业机会(张车伟等,2022)。目前中国经济正在经历发展方式的深刻转变。2015 年党的十八届五中全会首次提出绿色发展理念,2023 年政府工作报告明确指出要推动发展方式绿色转型。绿色转型意味着产业及其结构的调整,市场所能提供的就业岗位会随之改变。因此,研究发展方式绿色转型对农民工就业的影响,具有重要的现实意义。

目前学界关于绿色转型如何影响劳动力就业的研究结论并不一致。一些研究认为

\* 本文为河南省哲学社会科学规划项目“河南数字农业发展赋能农业固碳减排的实现路径研究”(编号:2022BJJ095)和河南省高等学校哲学社会科学创新团队支持计划“数字经济与产业创新”(编号:2023-CXTD-01)的阶段性成果。

绿色转型对劳动力就业产生了负面影响(Liu等,2021),另一些研究则表明绿色转型促进了劳动力就业(Yamazaki,2017;Ren等,2020)。出现截然相反的实证结果,其根本原因在于从理论上来看绿色转型同时产生要素替代效应和产出效应(Yip,2018)。一方面,绿色转型要求企业更新设备和生产经营方式,由此可能挤出原本处于就业状态的劳动力(袁家海等,2023);另一方面,绿色转型意味着一系列环境规制政策的施行,适宜的环境规制强度有助于激励企业通过研发新技术提高生产率,进而促进劳动力就业(谢强、封进,2023)。对拥有不同技能的劳动力而言,上述两种效应的强度有所不同(余东华、孙婷,2017;Cerny等,2023)。本文所聚焦的农民工群体有低技能特征,但由于其在户籍身份等方面的特殊性,以往针对绿色转型与低技能劳动力关系的研究结论是否可外推至农民工群体并不确定。范洪敏(2017)考察了环境规制对农民工就业的影响,并从产业转移和升级的视角探讨了其内在机制;然而该研究的样本期截至2014年,未能直接检验中国绿色发展理念提出后的发展变化。

降碳是绿色转型最重要的内涵之一。2022年12月召开的中央经济工作会议提出,“要推动经济社会发展绿色转型,协同推进降碳、减污、扩绿、增长,建设美丽中国”。利用碳排放权交易机制控制温室气体排放是推动发展方式绿色转型的重要政策手段,在世界范围内被广泛采用。本文结合碳排放权交易试点和2011~2018年中国流动人口动态监测调查数据,利用多期双重差分法考察了绿色转型对农民工就业的影响。本文可能的边际贡献有以下几点。(1)系统考察绿色转型中的农民工就业问题,不仅补充了相关文献,而且有助于把握高质量发展背景下农民工的就业特征。(2)以碳排放权交易试点作为政策冲击,有助于有效识别绿色转型与农民工就业之间的因果关系。(3)本文还考察了农民工就业结构和就业质量的变化,深化了对绿色转型中农民工就业状况的讨论,为新时代改善农民工就业状况的政策构想提供了理论依据。

## 二、政策背景与理论分析

### (一) 政策背景

2011年10月29日,国家发展和改革委员会办公厅发布了《关于开展碳排放权交易试点工作的通知》,提出逐步建立国内碳排放交易市场的要求,同意北京、天津、上海、重庆、湖北、广东及深圳开展碳排放权交易试点。2013年起,试点地区的碳市场陆续开始上线交易。2016年底,福建正式启动碳交易市场。从区位分布看,碳排放权交易试点横跨中国东、中、西部,经济体量巨大,且各试点的资源禀赋和发展程度差异显著。各碳排放权交易试点在实践中相互独立且侧重点有所不同,如北京和上海更注重履约管理,而湖北则更重视市场流动性。与之相适应,不同试点发展出了差异化的交易标准与机制。但在政策实施方式上,各试点均遵循两级交易市场的基本框架。一级市场上,政府将初

始碳排放权分配给控排企业。分配方式有无偿和有偿两种：前者的分配额主要基于历史排放量、行业特征和减排成本等因素来确定；后者通过拍卖或由政府定价的固定价格出售等形式来实现。二级市场上，企业自主决定购买或出售碳排放配额：若当期碳排放量超过配额，则需要购买新的配额；反之则可以在市场上出售多余配额。这样的交易方式一方面“内部化”了碳排放的社会成本，另一方面也激励企业通过创新和生产经营方式改良，节省碳排放配额以获得利润。

控排企业是碳排放权交易系统的核心主体，但该系统并不封闭。其他法人机构、组织和个人同样被鼓励参与碳交易，企业则可利用一定比例的国家核证自愿减排量（Chinese Certified Emission Reduction，简称为 CCER）抵消碳排放。以深圳市为例，“管控单位可以使用核证自愿减排量抵消年度碳排放量。一份核证自愿减排量等同于一份配额，最高抵消比例不高于管控单位年度碳排放量的百分之十”<sup>①</sup>。为保障试点政策的约束力，碳排放权交易中的违规行为会受到惩罚。据国家发展和改革委员会发布的《碳排放权交易管理暂行办法》，重点排放单位未按时履行配额清缴义务的，由所在省、自治区、直辖市的省级碳交易主管部门责令其履行配额清缴义务；逾期仍不履行配额清缴义务的，由所在省、自治区、直辖市的省级碳交易主管部门依法给予行政处罚。

试点地区的碳排放权交易市场经历了一个不断成熟的过程。从碳价来看，初期各试点基本维持在开盘价格，随着交易制度的完善和企业对交易流程的了解，碳价逐渐呈现出自然波动状态。2021年7月14日，在国新办举行的启动全国碳排放权交易市场上线交易国务院政策例行吹风会上，碳排放权交易试点的实施效果被总结为“重点排放单位履约率保持很高水平，市场覆盖范围内碳排放总量和强度保持双降，对于促进企业温室气体减排，强化社会各界低碳发展的意识，为全国碳市场建设积累了宝贵经验。”

表 1 碳排放权交易试点基本情况

试点	启动时间	碳配额分配方式	主要惩罚机制
深圳	2013.06	无偿 + 有偿	补缴配额；罚款
北京	2013.11	无偿 + 有偿	罚款；影响授信和补贴
上海	2013.11	无偿	罚款
广东	2013.12	无偿 + 有偿	罚款；扣除下年配额；影响授信和补贴
天津	2013.12	无偿 + 有偿	补缴配额；扣除下年配额
湖北	2014.04	无偿	罚款；扣除下年配额
重庆	2014.06	无偿	罚款
福建	2016.12 <sup>②</sup>	无偿	罚款；扣除下年配额

资料来源：作者根据各试点省市政府网站信息整理而得。

(二) 理论

分析

绿色转型的核心是在发展中对环境污染防治等负外部性行为进行治理。早期治理理念的代表是“庇古

① 参见《深圳市碳排放权交易管理暂行办法》第三十七条。  
② 福建执行过碳配额拍卖，但仅有一次，用于市场价格调控。

税”,即针对排污产生的社会成本高于个体成本的部分进行征税(庇古,2022)。随着科斯定理的提出,在明晰产权基础上依靠市场力量进行治理被认为是治理污染的更有力手段(Coase,1960;Stigler,1966)。不同治理方式意味着差异化的交易费用,而交易费用决定了实践中选择哪种治理方式。目前施行的碳排放权交易政策兼具上述两种治理方式的特征:一方面类似于“庇古税”,政府作为社会福利的代表,在碳排放权交易中直接决定碳排放配额总量及其分配;另一方面,与科斯定理的理念一致,市场主体的谈判和交易成为碳排放治理的核心环节。因此,碳排放权交易试点对农民工就业的影响,既源于政府政策的外部冲击,又是企业行为的直接结果。

1. 绿色转型对农民工就业率的影响。绿色转型增加了控排企业在进行最优决策时面对的约束条件。碳配额的发放方式包括无偿和有偿两种,两种分配方式对企业决策而言均意味着新增了“紧约束”:碳配额的有偿分配多以拍卖形式施行,从而直接增加了企业成本;无偿分配中虽配额免费,但由于政策目标在于治理排碳行为,控排企业所分配的额度必然小于其在不受约束时的碳排放量。在新增的“紧约束”下,企业的策略可分为3种(胡珺等,2023)。策略1:维持原有生产经营模式和产量,在碳排放权交易市场上购买碳配额;策略2:维持原有生产经营模式,通过降低产量减少碳排放;策略3:维持原有产量,利用更“低碳化”的生产经营方式减少碳排放。企业选择不同策略会对农民工就业率产生不同影响。具体而言:策略1不会影响农民工就业水平;策略2会降低农民工就业水平;根据波特假说,策略3意味着企业进行技术革新,生产率的提升可通过提供更多就业机会的方式提高农民工就业水平(Porter等,1995;谢强、封进,2023)。虽然企业对上述策略的选择最终取决于各自的禀赋特征、产品特性及所处的市场条件(例如,若企业“低碳化”成本过高,则策略1和策略2优于策略3;若企业擅长绿色创新或生产经营方式优化,即“低碳化”成本较低,则策略3更优),但在绿色转型的大背景下,革新生产经营方式才是企业实现长期发展的理性选择。基于此,本文提出假设1:绿色转型有助于提高农民工就业率。

2. 绿色转型对农民工就业结构的影响。随着绿色转型的推进,农民工就业结构也会发生变化。在碳排放权交易试点政策影响下,企业基于对自身利益的考量会改变生产经营方式,进而在供给端改变岗位分布。首先,企业生产经营的“低碳化”意味着一系列对原有固定资产的投资和更新,其中如厂房修建和设备安装等工作都需要大量农民工。其次,企业生产经营“低碳化”伴随的技术革新依赖于高技能劳动力(范洪敏,2017),以往研究表明高技能劳动力与以低技能水平为特征的农民工之间存在很强的互补性(梁文泉、陆铭,2015;余泳泽、潘妍,2019)。不同技能劳动力的互补性一方面体现在企业内部的分工上,即高技能劳动力负责管理和非常规性工作,农民工负责常规性工作;另一方面体现在更大范围的分工上,如农民工在餐饮等服务行业中提供的产品和服务满足了高技



能劳动者的需求(Autor等,2013)。上述分析意味着,在碳排放权交易试点政策影响下,农民工获得的主要是技能要求较低的工作岗位。基于此,本文提出假设2:绿色转型促使农民工流入非技能密集型行业。

3. 绿色转型对农民工就业质量的影响。绿色转型背景下,农民工就业结构的变化会进一步影响其就业质量。根据工资议价理论,农民工就业质量取决于劳企双方的谈判能力,当前工作是否具有可替代性是影响谈判能力的重要因素(Cahuc,2006)。农民工所具备的技能对完成当前工作越难以替代,其议价能力就越高,就业质量也越高。有研究表明,当农民工进入低技能岗位,高强度体力劳动和超常规劳动时间不仅是其谋求生计的主要方式,而且会阻碍其“再技能化”或进行技能升级。这导致大部分农民工在劳动力市场上具有很强的可替代性,因此往往只能在低技能、不稳定就业岗位之间频繁切换(崔岩、黄永亮,2023)。根据上述分析,绿色转型促使农民工流入技能要求较低的非技能密集型行业,这些行业中农民工的可替代性很高,导致其就业质量下降。基于此,本文提出假设3:绿色转型降低了农民工就业质量。

### 三、研究设计

#### (一) 数据来源

本文以碳排放权交易试点作为政策冲击,利用2011~2018年中国流动人口动态监测调查数据(China Migrants Dynamic Survey,CMDS)考察绿色转型对农民工就业的影响。本文以地级市为基本分析单位,原因有以下几点。(1)本文查找并整理了历年各碳排放权交易试点划定的控排企业名单,发现试点地区所有地级市在每一年都分布有控排企业。这意味着这些地级市均受到碳排放权交易试点政策的冲击。(2)以地级市作为基本分析单位可以更好地与农民工就业数据进行匹配。(3)相较于省级数据,地级市数据信息更丰富,有助于变量间因果关系的识别。

碳排放权交易试点数据来自本文对国家发展和改革委员会批准开展试点的文件,以及各试点碳交易市场启动时间的整理。农民工相关数据来自CMDS(2011~2018)。CMDS采用PPS抽样方法,调查对象为在流入地居住1个月以上、非本区(县、市)户口的流动人口。CMDS年度调查覆盖几乎所有地级市,具有长时段、跨年度的特征,且在历年调查中抽样的目标总体和抽样方式有较高的一致性,因此是最适合本研究的数据库之一。由于本文考察对象为农民工,因此对数据做如下处理:(1)删除非农业、农转居、非农转居、居民和其他户籍样本,只保留农业户籍样本;(2)删除非务工或经商的流动人口样本;(3)仅保留16周岁及以上的样本。本文所用地级市层面其他数据来自历年《中国城市统计年鉴》、各省市统计年鉴及国民经济和社会发展统计公报。在删除有异常值和缺失值的观测值后,样本中地级市为244个,总样本量为1218。

## (二) 变量定义与描述性统计

1. 被解释变量。本文被解释变量为地级市农民工就业率。由于不同年份 CMDs 数据中农民工就业总量不具有可比性,而直接以就业人数占比计算的农民工就业率无法排除个体特征的影响,因此本文使用剔除个体差异后的农民工就业率衡量(齐秀琳、江求川,2023)。为计算该指标,本文参考以往文献(Card,2001;张丹丹等,2018)构建如下估计方程:

$$Y_{ijt} = \sum_j emp_{jt} city_{jt} + \alpha X_{ijt} + \mu_{ijt} \quad (1)$$

其中,下标  $i$  代表农民工个体, $j$  代表城市, $t$  代表年份。 $Y_{ijt}$  代表在  $j$  城市的个体  $i$  在  $t$  年是否就业,若就业则变量赋值为 1,否则赋值为 0; $X_{ijt}$  为个体层面控制变量,包括农民工的性别、年龄、受教育水平、本地居留时间、流动范围、婚姻状况和家属随迁情况等; $city_{jt}$  为城市虚拟变量。在进行无截距回归后,系数  $emp_{jt}$  即为剔除了个体差异后地级市层面的农民工就业率。

2. 核心解释变量。本文核心解释变量为碳排放权交易试点政策交互项  $did_{jt}$ 。若城市  $j$  在  $t$  年被纳入碳排放权交易试点,则赋值为 1;否则赋值为 0。各试点的碳交易市场启动时间不一,本文依据各试点地区推行碳排放权交易的具体情况<sup>①</sup>,将深圳市的政策实施时间定为 2013 年,福建省定为 2017 年,其他省市定为 2014 年。

3. 控制变量。本文的控制变量主要考虑以下几方面的因素。首先,本文控制了人均地区生产总值(取对数)、公共预算支出、固定资产投资(取对数)和外商直接投资(取对数),以反映城市基本经济特征的差异(齐秀琳、江求川,2023)。其次,不同经济部门对农民工需求程度不同,因此本文进一步控制了城市产业结构,以第三产业增加值占地区生产总值的比重衡量(朱明宝、杨云彦,2017)。再次,考虑到人力资本可能与生产智能化相关、城市化水平与农民工就业相关,本文控制了人力资本水平和城市化率,分别以普通高等学校在校生数量与地区年末人口总数之比和城镇常住人口与地区常住人口之比衡量。

本文主要变量的定义与描述性统计如表 2 所示。本文将碳排放权交易试点政策交互项赋值为 1 的样本归于处理组,其他样本归于控制组。处理组的农民工就业率高于控制组,初步支持了绿色转型促进农民工就业的判断。

## (三) 计量模型设定

为检验碳排放权交易试点政策对农民工就业率的影响,本文构建如下模型:

$$emp_{jt} = \beta_0 + \beta_1 did_{jt} + \beta_2 Z_{jt} + \lambda_j + \eta_t + \varepsilon_{jt} \quad (2)$$

<sup>①</sup> 例如深圳市试点启动于 2013 年 6 月,此时深圳市已完成了对排放量在 5 000 吨以上的 635 家工业企业和其他单位的碳配额分配;同样启动于 2013 年的广东省试点,当年 12 月中旬才完成碳配额分配。因此,前者的政策实施时间被界定为 2013 年,后者为 2014 年。

表 2 变量描述性统计

变 量	全样本	控制组	处理组
被解释变量			
农民工就业率	0.844(0.099)	0.843(0.099)	0.862(0.097)
核心解释变量			
试点政策交互项	0.075	0	1
控制变量			
人均地区生产总值(万元)	5.157(3.426)	5.014(3.142)	6.925(5.636)
公共预算支出占 GDP 比重	0.075(0.055)	0.073(0.054)	0.098(0.054)
固定资产投资(万元)	1721.304(1678.817)	1635.577(1429.177)	2783.002(3365.276)
外商直接投资(万元)	67.352(152.787)	56.71(114.504)	199.148(364.209)
产业结构(%)	38.655(9.650)	38.262(9.364)	43.515(11.677)
人力资本水平	0.021(0.027)	0.025(0.027)	0.020(0.032)
城镇化率(%)	53.900(14.965)	52.941(14.303)	65.775(17.737)

注：表中括号外数字为均值，括号内数字为标准差。

其中， $emp_{jt}$  为上文介绍的剔除了个体差异后的地级市层面农民工就业率， $did_{jt}$  为基于碳排放权交易试点构建的政策交互项。 $Z_{jt}$  为控制变量， $\lambda_j$  为城市固定效应， $\eta_t$  为年份固定效应， $\varepsilon_{jt}$  为误差项。为克服模型可能存在的异方差问题，本文在回归中使用了城市层面的聚类标准误。 $\beta_1$  是本文关注的重点，代表碳排放权交易试点政策对农民工就业率的影响。

为考察碳排放权交易试点对农民工就业结构的影响，本文构建如下模型：

$$structure_{jt} = \gamma_0 + \gamma_1 did_{jt} + \gamma_2 Z_{jt} + \lambda_j + \eta_t + \varepsilon_{jt} \tag{3}$$

其中， $structure_{jt}$  代表农民工就业结构，分别以技能密集型行业就业比例和高技能劳动力占比来衡量。其他变量同式(2)。

为考察碳排放权交易试点对农民工就业质量的影响，本文构建如下模型：

$$quality_{ijt} = \kappa_0 + \kappa_1 did_{jt} + \kappa_2 C_{ijt} + \lambda_j + \eta_t + \mu_{ijt} \tag{4}$$

其中， $quality_{ijt}$  代表农民工就业质量，分别以工资、工作时间、是否签合同和是否有保险衡量。 $C_{ijt}$  为一系列个体层面的控制变量。其他变量同式(2)。

四、实证分析

(一) 基准回归

表 3 报告了碳排放权交易试点政策对农民工就业率影响的基准回归结果。模型 1 仅控制了城市固定效应和时间固定效应，模型 2 进一步加入其他控制变量。从估计结果来看，在控制了模型 2 中其他因素的影响后，碳排放权交易试点政策使农民工就业率提高了 4.4 个百分点，且在 1% 的水平上显著。这表明绿色转型对农民工就业有正向影响，验证了假设 1。

鉴于一线和新一线城市无论在绿色转型还是吸引农民工就业方面均具有特殊性,本文剔除这些样本重新进行回归。模型 3 的回归结果表明,在剔除一线和新一线城市样本后,碳排放权交易试点政策依然显著提高了农民工就业率。另外,全国碳排放权交易市场的运行可能会影响对试点地区政策冲击效果的识别。例如,2017 年末国家发展和改革委员会发布《全国碳排放权交易市场建设方案》,并与试点地区及江苏省共同签署了全国碳排放权注册登记系统建设和运维工作的合作原则协议。全国碳交易市场的第一个履约周期始于 2019 年,但为了排除企业对政策预期可能产生的影响,本文剔除了 2017 和 2018 年的样本重新进行回归。模型 4 的结果表明,碳排放权交易试点政策仍显著提高了农民工就业率。

表 3 基准回归结果

变 量	全样本 模型 1	全样本 模型 2	剔除一线和新一线城市样本 模型 3	2011~2016 年样本 模型 4
试点政策交互项	0.034*** (0.012)	0.044*** (0.013)	0.058*** (0.014)	0.045*** (0.013)
人均地区生产总值		0.047* (0.025)	0.037 (0.030)	0.044* (0.026)
公共预算支出		0.001 (0.054)	-0.002 (0.052)	0.156 (0.169)
固定资产投资		-0.016 (0.014)	-0.026* (0.015)	-0.032* (0.017)
外商直接投资		0.003 (0.005)	0.002 (0.005)	0.010** (0.005)
产业结构		0.003** (0.001)	0.002* (0.001)	0.004** (0.002)
人力资本		-0.175 (0.160)	0.101 (0.498)	-0.238 (0.189)
城市化率		0.000 (0.000)	0.001 (0.000)	0.000 (0.000)
常数项	0.8479*** (0.0009)	0.4188 (0.3074)	0.7341** (0.3254)	0.6068* (0.3664)
观测值	1218	1218	1064	988
R <sup>2</sup>	0.627	0.632	0.624	0.659

注:括号内为城市层面聚类标准误。\*、\*\* 和 \*\*\* 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。各模型均控制了城市固定效应和时间固定效应。如无其他说明,下表同。

### (二) 平行趋势检验

双重差分估计结果一致性的前提是处理组和对照组满足平行趋势假设,即在没有政策干预时,结果变量在处理组和对照组的变动趋势相同。本文基于 Jacobson 等(1993)提出的事件研究法检验平行趋势假设是否成立,方程如下:

$$emp_{jt}=\theta_0+\sum_{k=-5,k\neq 1}^{k=3}\delta_k DID_{jkt}+\theta_2 Z_{jt}+\lambda_j+\eta_t+\varepsilon_{jt} \tag{5}$$

其中, $DID_{jkt}$ 为相对碳排放权交易试点政策实施时间的政策冲击虚拟变量,政策实施第  $k$  年赋值为 1,其他年份赋值为 0。当  $k$  取 0 时为碳排放权交易试点政策实施当年, $k$  为负数表示政策实施前  $|k|$  年, $k$  取正数表示实施后  $k$  年。其他变量定义与式(2)相同。 $\delta_k$  代表碳排放权交易试点政策冲击前后年份的一系列系数估计值。遵循事件研究法的一



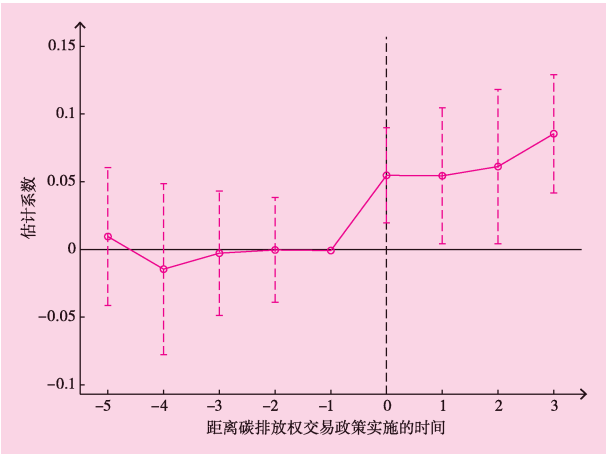


图 1 平行趋势检验结果

(三) 考虑多期双重差分权重异质性

当政策冲击时间不同时,双重差分的估计系数可被视为每个时间点上处理效应的加权平均值,由此可能会因为负权重的存在而出现较大偏差(Goodman-Bacon, 2021)。为解决这一问题,本文参考 Chaisemartin 等(2020)的方法,计算出负权重占比为 3.30%,表明上文回归结果是稳健的。另外,本文分别参考 Chaisemartin 等(2020)、Sun 等(2021)和 Gardner(2021)的做法,用 3 种方法分别估计在处理多期双重差分权重异质性后的回归结果。由于 Sun 等(2021)的方法不能计算样本期的平均处理效应,本文参考余林徽和马博文(2022)的做法,计算了政策冲击当期的

表 4 考虑多期双重差分权重异质性的结果

	调整后的回归系数
Chaisemartin 等(2020)的方法	0.067*** (0.015)
Sun 等(2021)的方法	0.067*** (0.017)
Gardner (2021)的方法	0.029*** (0.008)

回归结果(见表 4)。表 4 报告的结果表明,在充分处理了多期双重差分权重异质性后,碳排放权交易试点对农民工就业率的影响仍显著为正。

(四) 稳健性检验

1. PSM-DID。在双重差分分析前先进进行匹配有助于更好地检验因果效应。本文以逐期匹配的方式对原样本进行处理,匹配后各变量在对照组和处理组之间不存在显著差异。表 5 模型 5 的结果表明,在利用匹配后的数据进行回归时,碳排放权交易试点政策仍显著提高了农民工就业率,支持了本文结论的有效性。

2. 标准误聚类到省级层面。本文基准回归以地级市作为基本分析单位,但在碳排放权交易试点的政策实践中,除 4 个直辖市和深圳外均为以省份作为试点对象,为进一步克服与分析层次相关的异方差问题,本文在稳健性检验中将标准误聚类到省份。模型 6 的结果表明,更改标准误聚类层次后,碳排放权交易试点政策仍显著提高了农民工就业率。

3. 控制不同城市的时间趋势。本文在基准回归中已经控制了年份固定效应,但为了

表 5 稳健性检验结果

变 量	PSM-DID	标准误聚类到省份	控制不同城市时间趋势	市内流动样本
	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8
试点政策交互项	0.039*** (0.013)	0.033** (0.014)	0.068*** (0.024)	0.033** (0.014)
观测值	1038	1218	1218	1218
R <sup>2</sup>	0.630	0.593	0.736	0.594

注：受限于篇幅，未汇报控制变量的估计系数。如无其他说明，下表同。

排除不同城市时间趋势的影响，本文进一步控制了城市固定效应与时间趋势项的交互项。模型 7 的结果表明，在控制了不同城市的时间趋势后，碳排放权交易试点政策仍显著提高了农民工就业率。

4. 控制政策外溢性。在使用双重差分法进行政策效应评估时，须假定政策不存在外溢性。就本文所讨论的问题而言，若碳排放权交易试点政策的实施促进了外地农民工流入本地，则基准回归结果可能会高估其对农民工就业率的促进作用。为化解这一潜在问题，本文仅保留市内流动的农民工样本进行回归。模型 8 的结果表明，在排除政策外溢性的影响后，碳排放权交易试点政策仍显著提高了农民工就业率。

5. 安慰剂检验。本文通过随机筛选碳排放权交易试点城市并随机生成政策实施时间，构造政策试点城市和实施时间两个层面的随机实验。该过程重复 500 次，并进行 500 次回归。图 2 展现了 500 次随机试验的回归系数分布。这些系数集中在 0 值附近，且距离真实回归系数(0.044)较远。该结果再次支持了本文结论的稳健性。

### （五）排除其他政策

样本期内的其他政策可能会影响文本结论。其一是户籍制度改革。2014 年国务院发布《关于进一步推进户籍制度改革的意见》，提出统一城乡户口登记制度；同年发布的《国家新型城镇化规划（2014～2020 年）》，要求统筹推进户籍制度改革和城市基本公共服务均等化。其二是最低工资制度。2004 出台的《最低工资法》规定各地最低工资的调整频率为每两年不少于一次。另外，以“宽带中国”政策为代表的数字经济发展也可能影响农民工就业率（齐秀琳、江求川，2023）。

为排除这些政策的影响，首先，本文将中国人民大学国家发展与战略研究院发布的《中国劳动力市场化指数编制》（下文简称《编制》）中的“最低工资”和“户籍开放度”两个指标纳入

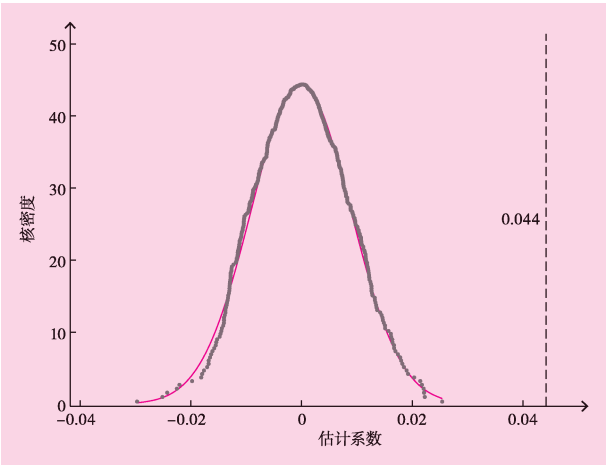


图 2 安慰剂检验结果

回归;其次,将《编制》中的总指标,即“劳动力市场化指数”纳入回归;最后,依据“宽带中国”政策试点构建政策交互项并纳入回归。模型9至模型12的结果表明,在排除了上述政策的可能影响后,碳排放权交易试点政策对农民工就业的促进作用依然显著。

(六) 异质性分析

根据国家统计局的定义,本文将1980年及以后出生的农民工界定为新生代农民工,其他农民工界定为非新生代农民工。利用前文介绍的两步法估计两类农民工在地级市层面的就业率,在此基础上,本文分别考察了碳排放权交易试点政策对两个群体就业率的影响。模型13和模型14的结果表明,碳排放权交易试点政策显著提高了新生代农民工的就业率,但对非新生代农民工没有显著影响(组间系数差异在1%水平上显著)。可能的原因在于,新生代农民工在身体条件和技能水平等方面更具优势,因而能够更好地适应企业生产经营方式转化对就业需求的影响。

表6 排除其他政策影响后的检验结果

变 量	被解释变量:农民工就业率			
	模型9	模型10	模型11	模型12
试点政策交互项	0.064*** (0.016)	0.063*** (0.016)	0.063*** (0.016)	0.045*** (0.013)
最低工资	-0.029 (0.058)			
户籍开放度		-0.030 (0.018)		
劳动力市场化指数			-0.048 (0.038)	
宽带中国政策				-0.006 (0.009)
观测值	994	994	994	1218
R <sup>2</sup>	0.635	0.636	0.635	0.632

表7 异质性分析

变 量	是否新生代农民工		碳配额是否有偿	
	新生代	非新生代	无偿+有偿	无偿
	模型13	模型14	模型15	模型16
试点政策交互项	0.066*** (0.013)	0.019 (0.012)	0.055*** (0.018)	0.029* (0.016)
观测值	1218	1218	1105	1124
R <sup>2</sup>	0.610	0.604	0.628	0.616

根据上文表1报告的碳排放权交易试点基本情况,各试点在对碳配额的分配中采用了有偿或无偿两种方式。本文分别以采用两种碳配额分配方式的试点作为处理组进行回归,模型15和模型16的结果表明,对碳配额

分配采取“无偿+有偿”方式的试点中,碳排放权交易政策对农民工就业率的促进作用更大(组间系数差异在5%水平上显著)。可能的原因是,相较于完全无偿的分配方式,有偿的碳配额会对控排企业改变生产经营方式等行为产生更大的激励(胡珺等,2023)。

五、进一步分析:就业结构与就业质量变化

(一) 农民工就业结构变化

为考察碳排放权交易试点政策影响下农民工就业结构的变化,本文结合农民工就业

特征及 CMDS 数据库的特点,将农民工所从事的行业划分为技能密集型行业和非技能密集型行业。历年 CMDS 问卷均询问了被调查者所在行业的信息,但 2014 年前后的统计口径有所差别:2014 年前可供被调查者选择的共有 14 个具体行业,其余行业归于“其他”选项;2014 年及之后年份的调查更为细致,之前归于“其他”选项的部分行业被单列出来。结合这一数据特征,本文以 2014 年前的调查方式为基础,对 2014 年及之后年份的相应行业进行了合并。具体来说,本文将制造业、金融 / 保险 / 房地产、交通运输、仓储通信、卫生、体育和社会福利、教育、文化及广播电影电视、科研与技术服务、公共管理、社会保障和社会组织等行业划分为技能密集型行业,其他为非技能密集型行业。这种划分与陈贵富等(2022)、黄晶和王琦(2021)的做法一致,同时充分考虑了农民工技能水平相对较低的特点。依据上述划分标准,本文计算了 2011~2018 年农民工技能密集型行业就业比例,均值为 30.8%。

碳排放权交易试点政策对农民工就业结构影响的回归结果如表 8 所示。模型 17 和模型 18 的结果表明碳排放权交易试点导致农民工在技能密集型行业就业的比例显著下降。这意味着绿色转型改变了农民工就业结构,使更大比例的农民工在非技能密集型行业就业。本文进一步以是否有大专及以上学历为标准区分出高技能和低技能农民工(张卫东等,2021),并计算出高技能劳动力占比。模型 19 和模型 20 的结果表明,碳排放权交易试点显著降低了就业农民工中的高技能劳动力占比。基于上述结果,可以认为:绿色转型虽然提高了农民工就业率,但从就业结构来看,农民工将更多地从事技能要求较低的工作。

表 8 农民工就业结构变动(N=1218)

变 量	技能密集型行业就业比例		高技能劳动力占比	
	模型 17	模型 18	模型 19	模型 20
试点政策交互项	-0.051**(0.025)	-0.060**(0.027)	-0.035*(0.019)	-0.038*(0.020)
R <sup>2</sup>	0.226	0.228	0.222	0.226

注:模型 17 和模型 19 仅控制了城市和年份固定效应,模型 18 和模型 20 进一步控制了其他控制变量。

为了理解农民工就业结构的变化,本文进一步检验上文阐释的一个重要机制,即高技能劳动力与以低技能水平为特征的农民工之间的互补性。具体地,本文以城镇流动人口作为高技能劳动力,以农民工作为低技能劳动力,考察在碳排放权交易试点政策冲击下两大人群的就业变化。选择城镇流动人口表征高技能劳动力的原因在于:首先,若以受教育水平划分出高技能劳动力,则一部分受教育水平较高的农民工也会被包含在内。而本文关心的因变量正是农民工就业率,如此划分将使回归结果的含义变得模糊。其次,城镇流动人口的受教育水平显著高于农民工(余泳泽、潘妍,2019)。根据 CMDS(2011~2018)数据计算,城镇流动人口和农民工的平均受教育年限相差 2.02 年。需要说明的



是,由于此处界定的高技能劳动力并不包括高技能农民工,因此回归结果可能会低估不同技能劳动力之间的互补性。

模型 21 的结果表明,碳排放权交易试点显著提高了城镇流动人口就业率,这意味着绿色转型增加了对高技能劳动力的雇佣。模型 22 的结果表明,城镇流动人口就业率的提高显著提高了农民工就业率,说明高低技能劳动力之间确实存在互补关系。本文进一步以城镇流动人口的受教育水平替代其就业率检验这一机制。模型 23 的结果表明,碳排放权交易试点显著吸引了更多具有较高受教育水平的城镇流动人口;模型 24 的结果表明,城镇流动人口较高的受教育水平有助于提高农民工就业水平。基于上述回归结果,可以认为,碳排放权交易试点政策提高了对高技能劳动力的雇佣水平,从而为农民工提供了更多低技能岗位,最终在提高农民工就业率的同时促使其更多流入非技能密集型行业。

表 9 不同技能劳动力的互补性(N=1218)

变 量	城镇流动人口就业率	农民工就业率	城镇流动人口受教育年限	农民工就业率
	模型 21	模型 22	模型 23	模型 24
试点政策交互项	0.075*** (0.015)		1.054** (0.413)	
城镇流动人口就业率		0.213*** (0.027)		
城镇流动人口受教育年限				0.002** (0.001)
R <sup>2</sup>	0.297	0.631	0.207	0.629

(二) 农民工就业质量变化

本文参考以往文献(张广胜、王若男,2023)的做法,从工资、工作时间、是否签合同和是否有保险 4 个方面考察绿色转型对农民工就业质量的影响。其中,工资以月收入衡量,劳动时间以周劳动时长衡量。是否签合同的衡量方式为:若签订有劳动合同则赋值为 1,否则为 0;是否有保险的衡量方式为:若拥有养老或医疗保险,则赋值为 1,否则为 0。

由于只有处在就业状态的农民工才会报告工资等信息,因而使用相应样本进行估计会受到样本选择偏差的影响。鉴于此,本文用 Heckman 两步法进行回归。第一步,使用是否就业为因变量,用是否有未成年子女构建排他性变量“未成年子女”(有未成年子女赋值为 1;否则为 0),利用 Probit 模型估计逆米尔斯指数(齐秀琳、江求川,2023);第二步,在就业质量估计模型中加入逆米尔斯指数并删去未就业样本。模型 25 汇报了 Heckman 检验第一步的结果,模型 26 至模型 29 估计了第二步的结果。结果表明,碳排放权交易试点显著降低了农民工的工资和签订合同的概率,对农民工的工作时长和是否拥有保险没有显著影响。这些结果意味着尽管碳排放权交易试点显著提高了农民工就业率,但同时降低了他们的就业质量;为假设 3 提供了经验支持。

表 10 农民工就业质量变动

变 量	是否就业 模型 25	工资 模型 26	工作时间 模型 27	是否签合同 模型 28	是否有保险 模型 29
试点政策交互项	2.559*** (0.159)	-0.048** (0.025)	0.020 (0.019)	-0.120* (0.066)	0.001 (0.020)
未成年子女	-0.494*** (0.015)				
逆米尔斯指数		-0.453** (0.196)	0.434*** (0.166)	-2.395*** (0.443)	-0.742*** (0.163)
观测值	673948	613750	613842	425742	657513
R <sup>2</sup>	0.121	0.070	0.028	0.141	0.100

六、结 论

本文基于碳排放权交易试点和 2011~2018 年中国流动人口动态监测调查数据 (CMDS),利用多期双重差分法,考察了发展方式绿色转型对农民工就业的影响,得出以下研究结论。首先,绿色转型显著提高了农民工就业率,碳排放权交易试点使农民工就业率提高了 4.4 个百分点。该结果在考虑多期双重差分权重异质性后依然成立。其次,绿色转型改变了农民工的就业结构,表现为大量农民工流入到非技能密集型行业。最后,绿色转型在提高农民工就业率的同时恶化了其就业状况,其工资水平和劳动合同签订概率均显著下降。

根据上述结论,本文提出以下政策建议。首先,持续推进绿色转型。本研究发现,绿色转型可以显著提高农民工就业率。按照本文的估计,碳排放权交易试点使农民工就业率提高了 4.4 个百分点。鉴于此,政府一方面要通过立法和制定政策,规范和约束高污染、高能耗产业,加大对环境违法行为的惩罚力度,推动企业转型升级;另一方面要充分利用市场机制,构建和完善以污染物为标的物的交易平台,使排污成本内部化,激励企业降低污染水平。其次,加强农民工技能培训。本研究发现,碳排放权交易试点政策的实施虽然提高了农民工就业率,但也使大量农民工流入非技能密集型岗位。这意味着要在绿色转型中保证农民工就业状况,就需要努力提升其技能水平。政府应调动包括企业和社区在内的各方力量,结合当地产业发展特征为农民工提供更多技能培训的平台和机会。另外,应充分利用当前快速发展的数字技术,推广和完善在线培训的形式和内容,方便农民工以更灵活的方式获取所需技能。最后,保障农民工合法权益。本文研究发现,碳排放权交易试点政策的实施导致农民工就业状况恶化,其工资水平和劳动合同签订概率均显著下降。政府应结合绿色转型背景下的农民工就业特点,切实保障农民工在就业中的合法权益。一方面,应通过优化制度设计,加强对企业的监管,确保其按照法律规定支付农民工的工资、提供合理的工作条件和保障其权益;另一方面,应加强农民工的法律知识和维权技能培训,畅通投诉渠道,提高他们的维权能力。

参考文献:

1. 阿瑟·塞西尔·庇古,施菁译(2022):《福利经济学》,上海译文出版社,第 7 页。

2. 陈贵富等(2022):《城市数字经济发展、技能偏向型技术进步与劳动力不充分就业》,《中国工业经济》,第8期。
3. 崔岩、黄永亮(2023):《就业技能与职业分化——农民工就业质量的差异及其社会后果》,《社会学研究》,第5期。
4. 范洪敏(2017):《环境规制会抑制农民工城镇就业吗》,《人口与经济》,第5期。
5. 胡珺等(2023):《碳排放规制、企业减排激励与全要素生产率——基于中国碳排放权交易机制的自然实验》,《经济研究》,第4期。
6. 黄晶、王琦(2021):《技能和无技能劳动力工资扭曲、利率扭曲与效率损失》,《统计研究》,第1期。
7. 梁文泉、陆铭(2015):《城市人力资本的分化:探索不同技能劳动者的互补和空间集聚》,《经济社会体制比较》,第3期。
8. 齐秀琳、江求川(2023):《数字经济与农民工就业:促进还是挤出?——来自“宽带中国”政策试点的证据》,《中国农村观察》,第1期。
9. 谢强、封进(2023):《环境管制的健康效应与福利效应》,《经济学(季刊)》,第3期。
10. 余东华、孙婷(2017):《环境规制、技能溢价与制造业国际竞争力》,《中国工业经济》,第5期。
11. 余林徽、马博文(2022):《资源枯竭型城市扶持政策、制造业升级与区域协调发展》,《中国工业经济》,第8期。
12. 余泳泽、潘妍(2019):《高铁开通缩小了城乡收入差距吗?——基于异质性劳动力转移视角的解释》,《中国农村经济》,第1期。
13. 袁家海等(2023):《“双碳”目标下省级煤电退出的就业影响与脆弱性评估》,《中国人口·资源与环境》,第7期。
14. 张车伟等(2022):《农民工现象及其经济学逻辑》,《经济研究》,第3期。
15. 张丹丹等(2018):《最低工资、流动人口失业与犯罪》,《经济学(季刊)》,第3期。
16. 张广胜、王若男(2023):《数字经济发展何以赋能农民工高质量就业》,《中国农村经济》,第1期。
17. 张卫东等(2021):《互联网技能、信息优势与农民工非农就业》,《财经科学》,第1期。
18. 朱明宝、杨云彦(2017):《近年来农民工的就业结构及其变化趋势》,《人口研究》,第5期。
19. Autor D.H., Dorn D. (2013), The Growth of Low-Skill Service Jobs and the Polarization of the US Labor Market. *American Economic Review*. 103(5):1553-1597.
20. Cahuc P.F., Postel-Vinay F., Robin J.M. (2006), Wage Bargaining with On-the-Job Search: Theory and Evidence. *Econometrica*. 74(2):323-364.
21. Card D. (2001), Immigrant Inflows, Native Outflows, and the Local Labor Market Impacts of Higher Immigration. *Journal of Labor Economics*. 19(1):22-64.
22. Cerny M., Bruckner M., Weinzettel J., Wiebe K., Kimmich C., Kerschner C., Hubacek K. (2023), Global Employment and Skill Level Requirements for “Post-Carbon Europe”. *Ecological Economics*. 216:108014.
23. Chaisemartin C.D., D’Haultfoeuille X. (2020), Two-Way Fixed Effects Estimators with Heterogeneous Treatment Effects. *American Economic Review*. 110(9):2964-2996.
24. Chen T.Q., Zhang Y., Jiang C.L., Li X. (2023), How Does Energy Efficiency Affect Employment? Evidence from Chinese Cities. *Energy*. 280:128071.
25. Coase R.H. (1960), The Problem of Social Cost. *The Journal of Law and Economics*. 3:1-44.
26. Gardner J. (2021), Two-Stage Differences in Differences. NBER Working Paper, <https://doi.org/10.48550/arX->

- iv.2207.05943.
27. Goodman-Bacon A.(2021),Difference-In-Differences with Variation in Treatment Timing. *Journal of Econometrics*. 225(2):254-277.
  28. Jacobson L.S.,Lalonde R.J.,Sullivan D.G.(1993),Earnings Losses of Displaced Workers. *American Economic Review*. 83(4):685-709.
  29. Liu M.,Tan R.,Zhang B.(2021),The Costs of “Blue Sky”:Environmental Regulation,Technology Upgrading, and Labor Demand in China. *Journal of Development Economics*. 150:102610.
  30. Porter M.E.,van der Linde C.(1995),Toward a New Conception of the Environment-Competitiveness Relationship. *Journal of Economic Perspectives*. 9:97-118.
  31. Ren S.,Liu D.,Li B.,Wang Y.,Chen X.(2020),Does Emissions Trading Affect Labor Demand? Evidence from the Mining and Manufacturing Industries in China. *Journal of Environmental Management*. 254:109789.
  32. Stigler G.J.(1966),*The Theory of Price*(3rd ed). New York:Macmillan Publisher,113.
  33. Sun L.,Abraham S.(2021),Estimating Dynamic Treatment Effects in Event Studies with Heterogeneous Treatment Effects. *Journal of Econometrics*. 225(2):175-199.
  34. Wang C.A.,Liu X.Q.,Li H.,Yang C.Y.(2023),Analyzing the Impact of Low-Carbon City Pilot Policy on Enterprises' Labor demand:Evidence from China. *Energy Economics*. 124:106676.
  35. Yamazaki A.(2017),Jobs and Climate Policy:Evidence from British Columbia's Revenue-Neutral Carbon Tax. *Journal of Environmental Economics and Management*. 83:197-216.
  36. Yip C.M.(2018),On the Labor Market Consequences of Environmental Taxes. *Journal of Environmental Economics and Management*. 89:136-152.

## Impact of the Green Development Mode Transformation on the Employment of Migrant Workers

Qi Xiulin   Wang Xinru   Zhang Tian

**Abstract:** Based on the carbon emissions trading pilot and the 2011-2018 China Migrants Dynamic Survey (CMDS), this paper examines the impact of the green transformation of the development approach on the employment of migrant workers using the multi-period difference-in-differences method. The study finds that, firstly, the green transformation significantly increased the employment rate of migrant workers, and the carbon emissions trading pilot policy increased the employment rate of migrant workers by 4.4%. The result still holds after dealing with multi-period difference-in-differences weight heterogeneity. Second, the green transformation changed the employment structure of migrant workers, causing a large number of migrant workers to flow into unskilled-intensive industries. Third, the green transformation worsens the employment situation of migrant workers while increasing their employment rate, as evidenced by a significant decline in wage levels and the probability of signing a labor contract. The conclusions of this paper are relevant to the construction of policies that balance the promotion of green transformation and the employment of migrant workers.

**Keywords:** Migrant Workers; Green Transformation; Carbon Emissions Trading Pilot

(责任编辑:李玉柱)