电子商务进农村政策对女性非农就业的影响

The Impact of the E-commerce into Rural Areas Comprehensive Demonstration Program on Rural Women's Non-agricultural Employment

杨聪聪 *，施剑波，陈振宇

温州大学

摘要

在数字乡村建设背景下，电子商务进农村综合示范旨在改善县域电商基础设施与服务体系，拓展农村就业空间。本文将示范政策分批推广视为准自然实验，基于 CFPS 2012—2022 年数据，采用多期双重差分法考察其对农村女性非农就业的影响。研究发现，示范政策显著提高农村女性非农就业概率，核心估计系数为 0.0875，对应约 8.75 个百分点；事件研究显示实施前无系统性预趋势差异，实施后效应持续为正且逐步增强。机制检验表明，政策通过促进县域新增非农企业进入扩大岗位供给，并在中低收入女性中效应更强，为信息约束缓解渠道提供补充性证据。上述结论在剔除相关信息基础设施政策、随机置换等稳健性检验下保持一致。

Abstract

Under the background of digital village construction, the E-commerce into Rural Areas Comprehensive Demonstration Program aims to improve county-level e-commerce infrastructure and service systems, thereby expanding rural employment space. This paper regards the batch promotion of the demonstration policy as a quasi-natural experiment. Based on CFPS 2012-2022 data, it employs a staggered difference-in-differences method to examine the policy's impact on rural women's non-agricultural employment. The study finds that the demonstration policy significantly increases the probability of rural women entering non-agricultural employment, with the core estimated coefficient of 0.0875, corresponding to an increase of approximately 8.75 percentage points. Event study shows no systematic pre-trend differences before implementation, with effects persisting positively and gradually strengthening after implementation. Mechanism tests indicate that the policy expands job supply by promoting the entry of new non-agricultural enterprises in counties, and the effect is stronger among low- and middle-income women, providing supplementary evidence for the information constraint alleviation channel. These conclusions remain consistent under robustness tests excluding related information infrastructure policies and random permutation tests.

关键词：电子商务进农村综合示范；农村女性；非农就业；多期双重差分

Keywords: E-commerce into Rural Areas Comprehensive Demonstration Program; Rural Women; Non-agricultural Employment; Staggered Difference-in-Differences

一、引言

妇女全面发展和更高水平的性别平等，归根到底要落实到女性平等参与经济社会活动的现实能力上。习近平在 2025 年北京全球妇女峰会开幕式主旨讲话中指出，当前妇女全面发展仍面临复杂挑战，实现男女平等任重道远，并强调要为加速妇女全面发展新进程采取更加务实的行动。劳动市场参与是观察妇女发展和性别平等实现程度的重要维度，而农村女性由于同时面临岗位可得性、通勤成本和家庭照料责任等约束，其进入非农就业的机会更为有限。

我国自 2014 年启动电子商务进农村综合示范，旨在通过构建覆盖县、乡、村的服务与履约网络，拓展农村非农就业空间。然而，与政策愿景相比，农村女性进入非农就业仍面临较强约束：一方面，本地非农岗位供给不足和通勤成本较高限制了其就业可达性；另一方面，家庭照料责任和性别角色观念进一步压缩了其就业选择弹性。电子商务进农村综合示范既可能通过培育本地电商生态和带动相关服务业扩张促进岗位创造，也可能通过改善信息环境、降低搜寻与匹配成本提高劳动力市场接入效率。由此引出的关键问题是，这一政策是否真正提高了农村女性进入非农就业的概率；如果确有作用，其影响更主要来自岗位供给扩张，还是来自信息环境改善和就业搜寻约束缓解；同时，不同特征女性能否同等受益。现有研究仍缺乏针对这一具体政策的微观因果识别和机制检验。

基于此，本文将电子商务进农村综合示范政策视为一项准自然实验，利用中国家庭追踪调查数据并匹配县域政策信息，构建个体、县域和年份追踪面板，采用多期双重差分方法识别政策对农村女性进入非农就业的影响，并结合事件研究考察其动态效应。在此基础上，本文进一步从县域非农岗位供给扩张和信息环境改善两个方面分析其作用渠道，并从教育水平和家庭照料负担两个维度考察政策效应的异质性。

二、文献综述

（一）电子商务对非农就业相关研究

现有研究主要从供给侧、需求侧与结构端三个层面展开，以解释电商进农村综合示范政策影响农村女性非农就业。供给侧揭示数字技术如何缓解信息与技能约束来改变女性的就业进入，需求侧说明政策如何塑造县域机会并扩张本地非农岗位，结构端则刻画最终的就业格局变化。

在供给侧，数字基础设施普及改善信息可得性并降低搜寻成本，促进农村女性进入非农就业并推动性别就业差距减少（Sun & Li, 2025）。数字素养与互联网使用提升岗位信息获取与筛选能力，从而提高女性非农就业参与并改善收入结果（Peng et al., 2025；齐文浩等，2022）。使用数字工具的熟练程度不同，会导致女性在就业收入上产生差异（蔡宇涵和刁寒钰，2025）。家庭照料责任限制了女性的时间和流动范围，影响了数字技能提升带来的就业效果（薛莹，2023）。电商发展本身有助于降低市场中的信息不对称，提高了劳动力与岗位的匹配效率，这为女性个体寻找工作创造了更好的市场环境（陈建垒和王纯，2023）。因此，供给侧研究说明了数字技术如何直接改变农村女性自身寻找工作的条件和能力。

在需求侧，研究表明，电商进农村综合示范政策通过建设物流、网络等设施，直接在县域内创造了新的非农工作岗位，增加了就业总量（尹志超等，2024；潘嗣同等，2024）。其他研究也发现，一个地区电商越发达，其非农就业岗位通常越多（杨瑞等，2021）。新增的就业机会中，一部分直接体现为女性创业活动的增加。政策改善了经营环境，缓解了女性在资金和社会关系方面的困难，从而鼓励了她们创业（Dong et al., 2024）。因此，需求侧研究说明了政策如何通过从外部创造新的工作岗位来影响女性就业，其中创业是女性利用这些机会的重要方式。

在结构端，研究描述了电商发展最终如何改变了整体的就业状况。在地点选择上，电商政策使更多劳动力选择留在本地工作，减少了外出务工的比例（夏涌等，2025）。在职业类型上，数字经济催生了不同技能要求的岗位，影响了劳动者所能从事的工作种类（田鸽和张勋，2022）。在就业结果上，电商发展有助于提高工作的稳定性和收入水平，并对城乡收入差距产生影响（王修梅和易法敏，2023；庄甲坤，2025）。因此，结构端研究所揭示的这些整体就业变化，可以用来衡量个体能力提升和外部机会创造这

两条路径最终产生了什么样的实际效果。

基于上述梳理，一个关键的实证任务在于采用一致的政策识别策略，在统一框架内将县域层面的机会结构变化与个体层面的信息与技能约束变化相连接，并检验其如何共同驱动农村女性非农就业进入与岗位类型选择，进而解释女性在就业结构变迁图景中的具体呈现。

（二）文献述评

现有研究普遍表明，电商进农村综合示范政策通过完善网络、物流与服务体系，带动县域电商活动及相关服务扩张，从而增加本地非农岗位；与此同时，数字基础设施普及与数字技能提升改善信息获取条件，降低信息不对称与搜寻成本，提高劳动力与岗位的匹配效率，并在结果端表现为外出务工减少、本地就业比重上升以及就业质量与收入结果变化。尽管总体框架已较清晰，但现有研究主要关注数字经济发展、互联网使用与农村女性就业之间的关系，而针对电子商务进农村综合示范政策对农村女性非农就业影响的微观因果识别，仍有进一步拓展的空间；同时，岗位增加与信息匹配改善两类通道多被分开讨论，缺少在女性视角下的统一检验；并且教育差异与家庭照料责任等关键约束未被纳入主分析，导致效应差异与作用边界仍不清晰。

基于此，本文考察电子商务进农村综合示范政策是否促进农村女性进入非农就业，并识别其主要作用渠道。本文的可能贡献有两个方面：第一，在研究对象层面，将既有以整体劳动力或县域、家庭为主的政策评估，推进至以农村女性个体为研究对象的微观视角，从而更直接识别电商进农村政策的性别化就业效应并提供个体层面的因果证据；第二，在方法上，针对政策分批实施带来的识别偏误风险，本文在基准双重差分之外，进一步采用异质性处理效应稳健估计量进行检验。

三、政策背景与理论分析

（一）政策背景

2014 年财政部与商务部启动电子商务进农村综合示范，并通过分批遴选、年度扩围与制度化考核持续推进。与此同时，政策与农村寄递物流体系建设、快递进村以及农村电商高质量发展等安排逐步衔接，资源配置主要集中在县域电商公共服务体系与县乡村物流共配体系，并配套培训等能力建设。相较于一般产业扶持，该政策的实质更接近于对县域交易与履约条件的系统性改善，并由此带动服务业分工与用工形态调整。因此，其对农村女性非农就业的影响可以归结为两条相对直接且易于检验的路径：其一是岗位供给扩张，示范推进带动县域电商企业与相关服务主体增长，进而扩大客服售后、运营助理、内容制作、仓配分拣与末端投递等服务型岗位规模，而这类岗位通常更接近居住地且工时更具弹性，从而降低需要兼顾家庭的女性进入非农就业的空间与时间门槛；其二是匹配成本下降，寄递与信息基础设施下沉叠加培训与平台规则普及，降低触网成本、技能学习成本与信息搜寻成本，并提升岗位匹配效率，从而提高女性进入并稳定于非农岗位的可能性。

上述两条路径并非一蹴而就，而是随政策推进逐步强化。2009—2013 年，宽带普及与信息消费扩张推动农村电商在局部地区萌芽并出现集聚，为后续扩张提供了初步的技能与分工基础。2014—2016 年，示范项目以项目制集中补齐县乡村公共服务与物流履约短板，电商交易与履约的固定成本下降，相关岗位开始在县域内成规模出现。2017—2020 年，示范持续扩围并与脱贫攻坚对接，寄递节点与仓配体系进一步下沉，同时订单规模扩大与业务流程标准化推动运营与履约环节专业化分工，岗位从传统客服与分拣进一步细化到运营支持、质检、仓储管理、分拣调度与末端配送等环节，并伴随计件计酬与轮班排班等弹性用工更为常见，因此更有利于女性在就近条件下实现持续就业。2021 年至今，政策重点转向寄递网络常态化覆盖与农村电商高质量发展，岗位供给扩张与匹配效率改善趋于稳定，但数字素养差异与托育供给不足等约束仍可能导致不同女性群体受益程度分化。

（二）理论分析

1. 直接效应：电商进农村政策与农村女性部门选择

在二元经济结构下，农村劳动力从农业转向非农，关键取决于非农相对回报是否提高以及进入非农的综合成本是否下降。部门选择并非只由收益差决定，迁移成本、信息成本与制度性约束同样构成门槛（Lewis, 1954）。在中国农村，女性的部门转换约束更强，主要表现为照料责任与性别规范带来的时间约束，以及外出务工所要求的空间流动带来的通勤迁移成本与风险上升，因此即便非农回报更高，女性也可能难以完成有效转移（周春芳和苏群 , 2008; Yu & Cui, 2019）。

电子商务进农村综合示范政策的影响，可以概括为一方面改善非农回报条件，另一方面降低进入成本。政策推动县域电商与物流履约体系建设，带动运营、仓配、配送与客服等业态扩张，从而增加本地非农岗位并抬升回报预期（Hu, 2025）。同时，服务站点与培训体系普及提高岗位信息可得性并降低技能入门门槛，进而减少搜寻与学习成本（Nie & Zhu, 2025）。由于本地化机会弱化了外出流动的刚性要求，政策对女性这类高流动成本群体更可能产生更强的边际促进效应（Peng et al., 2025）。

据此，提出假设 H1：电子商务进农村政策在总体上显著提高农村女性的非农就业率。

2. 岗位增加的企业生态与岗位吸纳机制

从劳动力需求侧出发，县域就业增长的前提是企业扩张并产生新增用工需求。电子商务进农村综合示范推动电商经营主体与配套服务在县域集聚，进而带动本地非农就业机会增加，已有研究给出相对一致的证据（Couture et al., 2021；Li & He, 2024）。因此，政策影响就业的第一步，不是改变个体偏好，而是改变县域企业与岗位的供给规模。

电子商务进农村政策通过财政补助、电商公共服务中心建设和县乡村物流节点完善，并配套培训、金融与平台资源，直接降低网店经营与履约成本，促使网店、电商服务、仓储快递、包装加工等主体进入或扩张。同时，电商交易与履约流程在本地被拆分为一系列可外包、可雇佣的业务环节，因而持续产生客服运营、内容制作、分拣打包、质检与末端配送等岗位（Zhao et al., 2024）。从经济含义看，这相当于把县域对劳动力的派生需求向外推移，并在数量与类型两个维度扩展本地非农岗位池。

对农村女性而言，这类岗位通常在县城、乡镇或村级站点附近完成，对外出流动的依赖较低，从而降低通勤与迁移成本；同时，岗位任务以沟通、操作与流程管理为主，体力门槛较低，更便于在照料约束下安排劳动时间。相关微观研究也发现，在网店运营中，订单处理、客户沟通与打包发货等环节常由女性参与并形成稳定收入来源（Yu & Cui, 2019；Liu, 2020）。因此，电子商务进农村政策更可能通过企业扩张与岗位创造，从需求侧提高农村女性非农就业。

据此提出假设 H2a：电子商务进农村政策通过增加县域新增非农企业数量并带动岗位扩张，进而显著提高农村女性非农就业水平。

3. 信息约束缓解的理论分析

搜寻匹配理论指出，岗位空缺与剩余劳动力可以同时存在，其原因往往不是需求不足，而是信息不充分导致的搜寻成本与不确定性上升，进而使匹配停留在低效率状态（Jensen, 2007；Aker, 2010）。在发展中经济体，通信与数字基础设施改善能够降低信息成本并收缩交易条件的不确定性，从而提升就业与收入水平（Hjort & Poulsen, 2019）。对农村女性而言，受地理可达性、社会网络半径与家庭分工约束，其获取岗位信息与评估用工条件的渠道更少，因此更容易处于信息劣势（Hilbert, 2011）。

电子商务进农村政策的一个直接作用，是改善县域的信息环境并降低匹配摩擦。其一，宽带覆盖、终端普及与服务站点建设提高岗位与业务信息的可得性，从而降低求职端与用工端的搜寻成本。其二，平台评价、信用记录与线上支付把交易信息标准化并可验证，减少对熟人介绍与线下中介的依赖，使信息弱势群体也能在公开条件下比较岗位与交易条款并完成合作（Dellarocas, 2003）。因此，政策通过降低搜寻成本与增加可验证信息供给，提高了女性进入本地与线上非农机会的可能性。

在实证上，信息不对称本身不可观测，因此本文参照利用“事前信息约束差异”来识别信息机制的做法，通过基期家庭人均收入四分位对样本分组，刻画政策实施前信息约束差异（Jensen, 2007；Aker, 2010）。其逻辑是，收入水平反映家庭获取信息的资源条件，低收入家庭在通信终端与网络使用支出、外出搜寻与机会试错等方面约束更强，信息渠道更窄，因而更可能处于信息不足状态；高收入组的信息渠道与机

© 睿光智識出版有限公司

会集合相对更充分，这与数字鸿沟研究的描述一致（Hilbert, 2011）。同时，本文使用基期收入进行分组，避免政策影响收入后引致内生分组，从而使分组更能代表政策实施前的既定信息约束。由此，若电商进农村主要通过降低搜寻成本、缓解信息不对称发挥作用，则政策效应应在低收入组更为显著；来自中国的相关证据也表明，互联网使用与数字能力提升对信息渠道更受限的农村女性促进作用更强（潘明明等，2021；齐文浩等，2022）。

据此，提出假设 H2b：在其他条件相同的情况下，若政策改善信息环境并降低搜寻成本，则其对基期信息约束较强群体的促进作用更明显。

四、研究设计

（一）变量设计与模型构造

1. 样本选择与数据来源

本文数据主要来自微观和宏观两个层面。微观数据来源于中国家庭追踪调查，本文选取 2012—2022 年 6 期调查的成人问卷、家庭问卷和儿童问卷，并进行匹配整合。宏观数据方面，电子商务进农村综合示范县名单及其启动年份根据商务部相关公告整理，贫困县信息依据 2012 年《国家扶贫开发工作重点县名单》识别，县域经济发展等指标主要来自《中华人民共和国县域统计年鉴》及各省统计年鉴。

在完成微观个体数据与县域层面数据匹配后，本文进一步对样本进行如下处理：剔除区县信息缺失或无法匹配政策状态的观测值，仅保留样本期内至少出现 2 次的个体，并将研究对象限定为农业户籍、年龄在 16—65 岁的女性，同时删除关键变量缺失的观测值。经上述处理，本文最终构建了覆盖 2012—2022 年 6 期调查的个体—县域—年份追踪样本，其中基准识别样本为 31593 个个体年份观测；在逐步加入个人、家庭和地区控制变量后，完整回归样本为 15522 个观测。需要说明的是，样本减少既包括后续波次未继续被追踪的观测，也包括控制变量缺失所导致的删样。相关样本收缩过程及留样稳健性检验结果见后文表 6 和表 7。

2. 变量选取与说明

如表 1，本文以农村女性非农就业为被解释变量。参照田鸽和张勋（2022），利用 CFPS 成人问卷工作类型信息构造二元变量，当期主要从事非农工作取值为 1，从事农业取值为 0。非农部门覆盖第二产业与第三产业相关行业，农业部门对应农林牧渔业及相关活动。

表 1. 变量定义

类型	变量	定义
被解释变量	非农就业	是否为非农就业（是 =1，否 =0）
核心解释变量	电子商务示范县	是否“电子商务进农村综合示范”政策，1= 实施当年及以后各年，0= 其他
个体特征	年龄	个体年龄
	婚姻状态	在婚 =1，其他 =0
	教育水平	个体受教育年限
	健康状况	自我认定的健康状况（1= 不健康，2= 一般，3= 比较健康，4= 健康，5= 很健康）
家庭特征	家庭规模	家庭常住人口数
	家庭未成年孩子个数	年龄小于 18 周岁的孩子个数
地区特征	县经济状况	县人均 GDP（取对数）
	贫困县	所在县当年是否是国家级贫困县（0= 否，1= 是）
机制变量	岗位扩张	县域新增企业数
	信息不对称	个人收入四分位分组

© 睿光智識出版有限公司

核心解释变量。本文核心解释变量为电子商务进农村综合示范政策。依据商务部公布的示范县名单及启动年份，在县级层面构造年度政策虚拟变量，某县首次纳入示范当年及之后年份取值为 1，否则为 0，以刻画政策分批推进带来的县域政策差异。

机制变量。岗位供给扩张机制以县域年度新增非农企业数量衡量，指标基于工商企业注册数据库，按注册地址匹配至县级并剔除农林牧渔业主体后在县年层面加总（赵涛等，2020）。信息约束渠道采用基期收入分组进行辅助识别，依据 Jensen （2007），以 2014 年家庭人均收入划分四个收入分位组，在女性样本内比较组间政策效应差异，若低收入组效应更强，则可为信息约束缓解渠道提供补充性证据。

控制变量。本文从个人、家庭与地区三个层面设置控制变量。个人层面控制年龄及其平方项、受教育年限、婚姻状况、自评健康状况与互联网使用（Yu & Cui, 2019；齐文浩等，2022）。家庭层面控制家庭人口数、未成年子女数量与家庭人均收入。地区层面控制县域人均 GDP 与贫困属性等，以吸收地区发展差异并提高估计精度（唐跃桓等，2020）。

（二）实证模型

1. 基准回归模型

在前文变量设定基础上，本文在“个体 - 县域 - 年份”面板下构建多期双重差分模型，以识别电子商务进农村政策对农村女性非农就业的影响。基准模型写为：

$$Nonfarm_{ict} = \alpha + \alpha_1 DID_{ict} + \alpha_2 X_{ict} + \alpha_3 Z_{ict} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{ict} \quad (4\text{-}1)$$

其中，$Nonfarm_{ict}$ 为农村女性是否从事非农工作的虚拟变量，从事非农工作取 1，否则取 0；DID_{ict} 为电子商务进农村综合示范政策虚拟变量，当个体 i 所在县 c 在年份 t 已被列为示范县（自政策启动年份及其之后年份）时取 1，否则取 0；X_{ict} 为个体和家庭层控制变量向量；Z_{ict} 为县域控制变量向量；μ_i 与 λ_t 分别为个体固定效应和年份固定效应，用于吸收个体不可观测异质性及宏观共同冲击；ε_{ict} 为随机扰动项。

2. 中介模型

基于基准回归模型，本文构建机制检验模型，以检验电商进农村政策通过何种机制影响农村女性非农就业，具体模型如下：

$$M_{ict} = \alpha + \alpha_1 DID_{ict} + \alpha_2 X_{ict} + \alpha_3 Z_{ict} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{ict} \quad (4\text{-}2)$$

其中，M_{ict} 表示县域新增非农企业数，其余变量设定同式（4-1）。

五、实证结果分析

（一）基准回归结果

表 2 报告了电子商务进农村综合示范政策对农村女性非农就业的基准回归结果。列（1）仅控制个体与年份固定效应的条件下纳入政策虚拟变量。列（2）加入年龄、受教育程度等个人特征。列（3）进一步纳入家庭人口结构与收入状况等家庭特征。列（4）再增加县域经济发展水平等地区特征，以检验在逐步扩展控制变量后的估计稳健性。可以发现，在四个模型中，电子商务进农村综合示范的系数始终为正且在 1% 统计水平上显著，说明无论是否控制一系列个体、家庭和地区变量，示范政策均能够显著提高农村女性从事非农工作的概率，核心结论具有较强的稳健性。从经济含义看，以列（4）的估计为例，示范政策平均使农村女性进入非农就业的概率提高约 8.75 个百分点，表明该政策显著促进了农村女性向非农部门转移。与此同时，随着个体、家庭和地区特征依次纳入，模型的解释力明显增强。样本量的减少主要来自部分控制变量缺失导致的观测值剔除，但政策变量的符号和显著性并未发生实质性变化。据此可以认为，电子商务进农村综合示范在统计意义和经济意义上均显著推动了农村女性非农就业，假说 1 得

© 睿光智識出版有限公司

到验证。

表 2. 基准回归结果

变量	被解释变量：农村女性非农就业			
	(1)	(2)	(3)	(4)
电子商务进农村综合示范	0.0573***	0.0883***	0.0953***	0.0875***
	(0.0078)	(0.0091)	(0.0093)	(0.0112)
个人特征	否	是	是	是
家庭特征	否	否	是	是
地区特征	否	否	否	是
个体固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
样本量	31593	20927	19868	15522
R^2	0.5889	0.7042	0.7164	0.6951

注：^(***)、^(**) 和 ^* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著，括号内为聚类稳健标准误。

（二）内生性分析

在考察电子商务进农村综合示范政策对农村女性非农就业的影响过程中，主要存在两类内生性风险。一是政策实施的非随机性，示范县遴选往往与县域既有经济基础、基础设施与劳动力结构相关，而这些因素亦会影响女性非农就业，从而带来选择性偏误与潜在反向因果。二是遗漏变量偏误，县域治理能力、社会网络与性别观念等不可观测因素可能同时影响政策落地与女性就业选择，进而导致自选择偏误。

为缓解上述问题，本文借鉴田鸽和张勋（2022）的工具变量设定思路，结合国家八纵八横光缆骨干网布局构造信息基础设施可达性工具变量。具体地，以县级行政中心为参照，计算其到八纵八横节点城市的最小球面距离，并加总其到杭州的球面距离，得到综合距离指标；将该指标与线性时间趋势项交互作为工具变量，并以综合距离倒数与时间趋势交互作为替代工具变量进行稳健性检验。综合距离越短的县域更易获得通信基础设施建设优势，从而更可能较早进入示范县，满足相关性；同时该指标由地理位置与骨干网络布局决定，在控制固定效应及一系列特征后，其对女性非农就业的影响主要经由政策实施概率发挥作用，因而具备外生性基础。

表 3 显示，Kleibergen Paap rk LM 统计量的 P 值均小于 0.01，拒绝不可识别原假设，Kleibergen Paap rk Wald F 统计量分别为 894.177 与 353.539，显著高于 Stock Yogo 在 10% 水平下的临界值 16.38，工具变量不存在弱识别问题。第二阶段结果表明，校正内生性后政策系数仍为正且在 1% 水平显著，估计值为 0.368，与基准回归一致，说明结论具有稳健性。

表 3 工具变量估计

变量	第一阶段估计	第二阶段估计
电子商务进农村综合示范	0.3020***	0.3680***
	(0.0153)	(0.0434)
控制变量	否	是
个体固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
Kleibergen-Paap rk LM 统计量	1949.0300	333.4200
	[0.0000]	[0.0000]
Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量	894.1770	353.5390
	{16.3800}	{16.3800}
样本量	28598	23149

注：^(***)、^(**) 和 ^* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著；() 数值为稳健标准误，[] 数值为 P 值，{} 数值为 Stock-Yogo 弱识别检验 10% 水平上的临界值。

（三）稳健性检验

1. 平行趋势检验

在基准回归中，本文采用多期双重差分方法识别电子商务进农村综合示范政策对农村女性非农就业的影响。该方法的核心识别前提是政策实施前处理组与对照组在结果变量上的变化趋势应当一致，即平行趋势假定成立。如若否则，估计系数可能混杂原有趋势差异，难以进行因果解释。因此，有必要对平行趋势进行系统检验，并评估估计结果对有限趋势偏离的敏感程度。

在常规平行趋势检验方面，本文构建事件研究模型，在基准回归中引入一组相对时间虚拟变量，将政策实施前一年作为基期，估计政策实施前后各相对时期的动态处理效应。图 1 显示，在政策实施前的多个相对年份内，各期系数均接近零，相应置信区间普遍跨越零轴，表明示范县与非示范县在政策实施前农村女性非农就业的变化轨迹不存在系统性差异，事前平行趋势在经验上基本成立。自政策实施期起，相关系数整体转为显著正值，并在后续年份保持并逐步扩大，说明政策实施后农村女性非农就业显著提高，且存在一定的持续累积效应。

在此基础上，考虑到传统事件研究仍隐含“事前趋势完全平行”的较强设定，本文进一步借鉴 Rambachan & Roth 提出的诚实双重差分方法，从敏感性角度检验平行趋势假定。该方法通过设定平行趋势可能不成立的最大相对程度 （Mbar），将潜在结果在政策实施前允许偏离完全平行趋势的幅度限制在一给定区间内，并在该约束下重新计算各相对时期处理效应的稳健置信区间。如果在既定的 Mbar 水平下，这些稳健置信区间仍完全位于零轴之上，则可认为政策效应估计对适度的趋势偏离具有较强稳健性。

结合样本的估计精度，本文将最大偏离程度 Mbar 分别设定在约 0.02 ～ 0.04 的区间，对政策实施当期及之后五个相对年份的处理效应进行敏感性分析。图 2 报告了不同 Mbar 取值下的 95% 稳健置信区间。结果表明，在上述各类设定中，各相对时期的稳健置信区间下界始终高于零轴，即使允许事前趋势在所给定的偏离范围内系统偏离完全平行趋势，政策对农村女性非农就业的影响仍然显著为正。

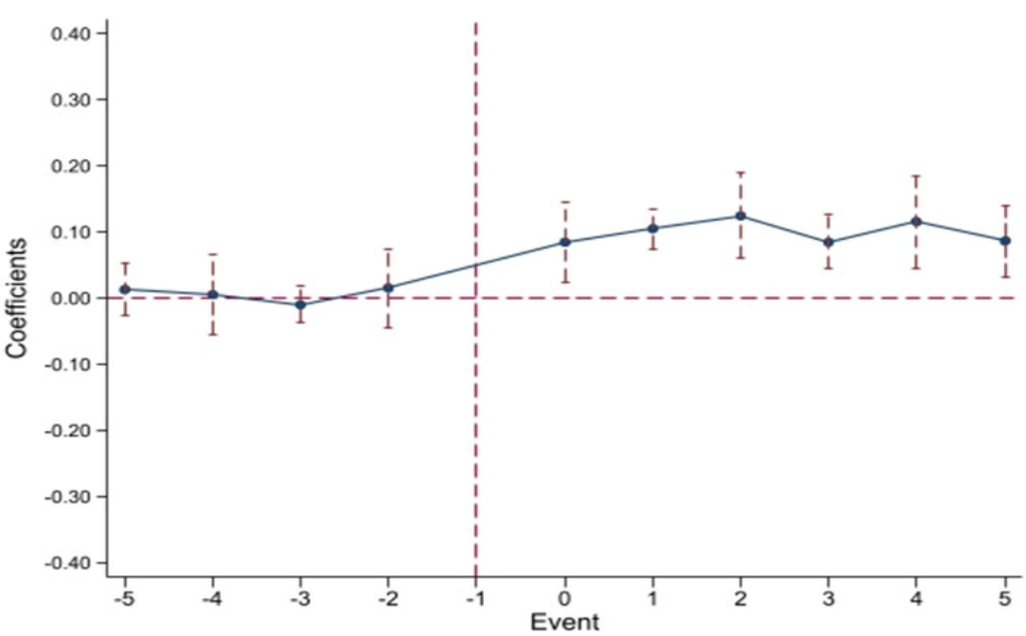


图 1. 平行趋势检验

综合事件研究和平行趋势敏感性分析的结果，可以得出：一方面，示范县与非示范县在政策实施前的结果变量变化轨迹基本一致；另一方面，在允许存在一定幅度趋势偏离的情形下，政策效应的方向与显著性保持稳定。由此，多期双重差分估计对平行趋势假定并不高度敏感，本文关于电子商务进农村综合示范政策促进农村女性非农就业的因果结论具有较高的识别可信度。

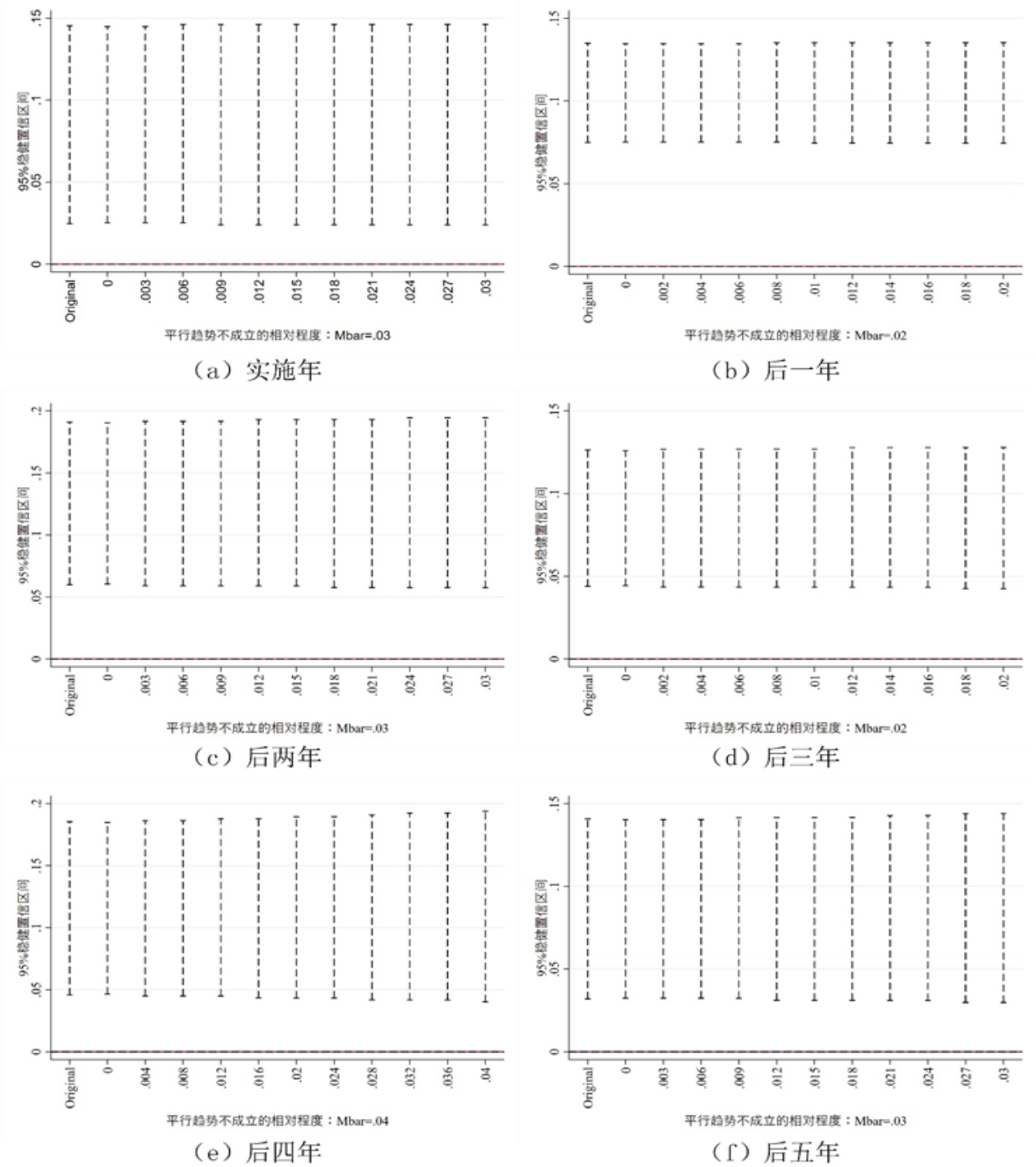


图 2. 平行趋势敏感性检验

2. 安慰剂检验

在保持样本结构、控制变量以及个体与年份固定效应设定不变的前提下，采用随机置换方法在个体与年份组合维度上重排政策虚拟变量 did，将每次置换得到的 did 视为伪政策变量，并按基准模型重复估计回归方程，共进行 1000 次随机抽样。基于全部伪政策回归结果，绘制 did 系数的核密度分布，并以竖直虚线标示基准回归中真实政策系数 0.088。如图 3 所示，安慰剂回归系数以 0 为中心呈近似钟形分布，多数系数对应的 p 值大于 0.1，统计上不显著，且与真实政策系数 0.088 相距较远，表明随机生成的虚拟政策并未显著影响农村女性非农就业。由此可见，基准结果不太可能由其他不可观测因素驱动，从而在稳健性层面支持了多期双重差分识别结论。

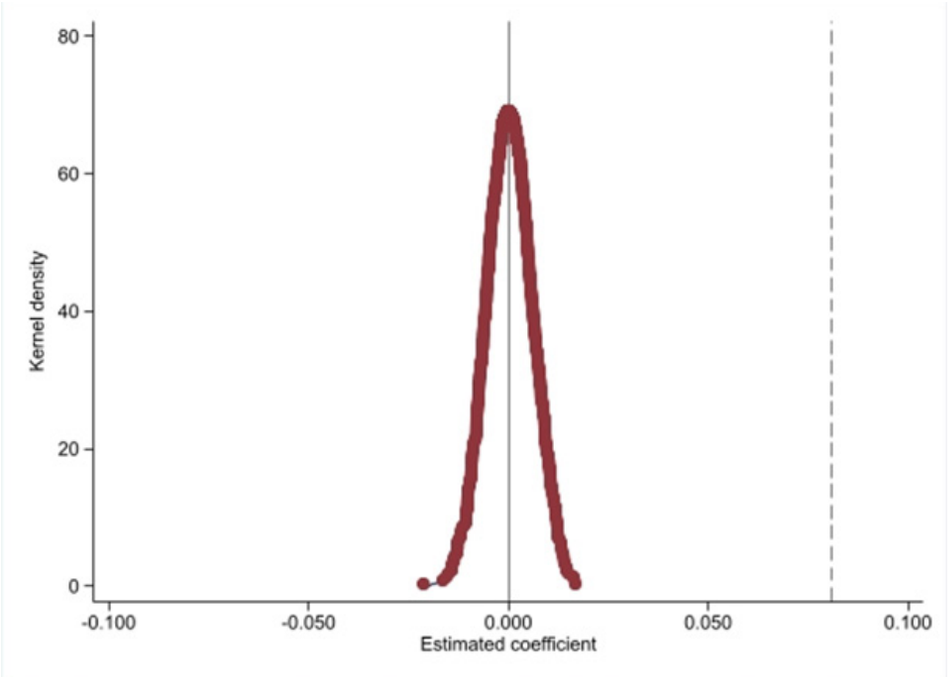


图 3 安慰剂检验

3. 考虑多时点双重差分模型异质性处理效应

由于“电子商务进农村综合示范”政策存在分批推进、起始时间不一致等特征，处理效应在不同处理组和不同时点上可能存在差异，多时点双重差分模型在采用双向固定效应时易受到“坏的对照组”影响，从而在异质性处理效应存在时产生加权偏误，削弱估计结果的稳健性（Goodman-Bacon，2021）。针对这一问题，本文对基准回归结果进行 Bacon 分解，将多期双重差分拆解为若干组“2×2”估计，结果如表 4 所示。分解结果显示，涉及不同批次示范县相互比较的估计仅占较小权重，且其估计方向与处理组相对始终未实施地区的估计保持一致，由异质性处理效应引致的加权偏误有限，基准多时点双重差分估计在整体上具有较好的稳健性。

表 4“电子商务进农村综合示范”政策实施效果的培根分解结果

“2×2”DID 的分组类型	权重	DID 估计量
先处理组 vs 后处理组	0.1330	0.0150
后处理组 vs 先处理组	0.1230	0.0670
处理组 vs 从未处理组	0.7440	0.0600

注：vs 前后分别表示处理组和控制组。

在此基础上，本文进一步采用三类“异质性稳健”估计量进行检验，即组别时期平均处理效应估计量（De Chaisemartin & d’Haultfoeuille, 2020）、插补估计量（Gardner, 2022）和 CSDID 估计量（Callaway & Sant’Anna, 2021）。具体结果如表 5 所示，在上述三种估计框架下，“电子商务进农村综合示范”政策对农村女性非农就业的影响系数均为正且在统计意义上显著，估计幅度与基准多时点双重差分结果基本一致，由此进一步表明，本文关于政策促进农村女性非农就业的结论对多时点双重差分模型中异质性处理效应设定具有较强的稳健性。

表 5“异质性 - 稳健”估计量

估计量	估计结果
组别 - 时期平均处理效应（DeChaisemartin & d’Haultfoeuille，2020）	0.1210***（0.0143）
插补估计量（Gardner，2022）	0.1069***（0.0169）
CSDID 估计量（Callaway & Sant’Anna，2021）	0.1199***（0.0186）

注：^(***)、^(**) 和 ^* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著，括号内为聚类稳健标准误。

4. 样本流失与留样稳健性检验

需要说明的是，最终回归样本相较基准识别样本的减少，并不完全等同于后续波次未继续被追踪所形成的样本流失，其中还包括随着个人、家庭和地区控制变量逐步加入而产生的删样。表 6 报告了样本逐步收缩过程。为进一步考察样本收缩是否对基准结论造成系统性影响，本文进行了样本流失检验。表 7 列 1 和列 2 以个体在下一期调查中是否仍被观察到为被解释变量，结果显示政策变量系数均不显著，表明电子商务进农村综合示范并未显著影响样本在后续波次中的留样概率。列 3 进一步将样本限制为 2012—2022 年 6 期调查中均被持续追踪到的平衡面板样本重新估计，结果显示政策变量仍在 1% 水平上显著为正，且估计量级与基准回归结果接近。上述结果表明，样本流失并未对本文核心结论造成实质性干扰。

表 6 样本筛选与样本收缩过程

处理步骤	样本量	样本减少量	减少比例	累计保留比例
基准识别样本	31593	—	—	100.00%
加入个人特征变量	20927	10666	33.76%	66.24%
加入家庭特征变量	19868	1059	5.06%	62.89%
加入地区特征变量	15522	4346	21.87%	49.13%

注：本表报告样本逐步收缩过程。减少比例为本步样本减少量占上一步样本量的比重，累计保留比例为当前样本量占基准识别样本的比重。

表 7 样本流失与留样稳健性检验

变量	留样概率	留样概率	平衡面板样本
电子商务进农村综合示范	0.0054	0.0037	0.0812***
	(0.0036)	(0.0061)	(0.0127)
基期控制变量	否	是	是
个体固定效应	否	否	是
年份固定效应	是	是	是
样本量	27878	18344	17663
R^2	0.0654	0.0830	0.5953

注：列 1 和列 2 为留样概率检验，列 3 为平衡面板样本回归。^(***)、^(**) 和 ^* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著，括号内为聚类稳健标准误。

5. 其他稳健性检验

第一，排除其他政策干扰。考虑到“宽带中国”和“电信普遍服务试点”等信息基础设施政策可能通过改善网络条件影响农村女性非农就业，从而与电子商务进农村综合示范形成政策叠加，本文分别剔除上述试点县域后重新估计模型。表 8 第 1 列和第 2 列结果表明，在排除两类政策后，电子商务进农村综合示范变量的估计系数仍为显著正值，且数值与基准回归接近，说明本文识别的政策效应并非由其他信息基础设施政策驱动。

第二，剔除贫困县。电子商务进农村综合示范县的遴选与国家级贫困县认定存在较强关联，贫困县更容易被纳入示范范围，如果将其与其他地区一并纳入样本，可能将针对贫困地区的重点扶持效应与示范政策效应混合，并加剧示范县选择带来的内生性偏误。为缓解这一问题，本文将样本中的贫困县全部剔除后重新回归。表 8 第 3 列结果表明，政策变量的系数依然在 1% 显著性水平上显著为正，说明在排除贫困县相关选择性因素后，基准结论保持稳定。

第三，剔除具有特殊行政和区域特征的地区。北京、上海在行政体制、经济结构和劳动力流动上具

有明显特殊性，其农村地区在就业结构和数字基础设施方面与一般县域存在差异。为避免这些特殊地区影响整体估计，本文将其样本剔除后重新估计模型。表 8 第 4 列结果显示，电子商务进农村综合示范变量的系数仍显著为正，大小与基准估计高度一致。综合上述检验，可以认为，电子商务进农村综合示范政策对农村女性非农就业的促进作用在控制其他政策干扰、剔除贫困县和特殊地区之后依然稳健。

表 8 其他稳健性检验结果

变量	被解释变量：农村女性非农就业			
	排除＂宽带中国＂政策干扰	排除＂电信普遍服务试点＂干扰	剔除贫困县	剔除北京，上海地区
电子商务进农村综合示范	0.0890***	0.0876***	0.1103***	0.0886***
	(0.0139)	(0.0134)	(0.0162)	(0.0107)
个人特征	是	是	是	是
家庭特征	是	是	是	是
地区特征	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
样本量	15358	15552	10219	15522
R^2	0.6946	0.6952	0.7272	0.6951

注：^(***)、^(**) 和 ^* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著，括号内为聚类稳健标准误。

（四）机制检验

1. 岗位增加的企业生态与岗位吸纳机制

已有研究表明，非农企业数量和规模的扩张是农村非农就业增长的重要驱动力（Diao et al., 2018）。结合本文的理论分析，县域非农企业的进入与扩张既意味着本地非农岗位数量的增加，也在一定程度上反映了县域企业生态厚度和活跃度的提升，从而增强非农部门的岗位吸纳能力。据此，本文将“县域新增非农企业数”界定为反映本地企业生态与非农岗位供给扩容的中介变量，用以刻画电子商务进农村综合示范政策在“企业生态—岗位吸纳”通道上的作用机制，并参照江艇（2022）提出的中介效应两步法，在基准回归已确认示范政策显著提高农村女性非农就业概率的基础上，进一步检验政策对该中介变量的影响。表 9 结果显示，以农村女性非农就业为被解释变量时，电子商务进农村综合示范的估计系数为 0.088，在 1% 显著性水平上显著为正；以县域新增非农企业数为被解释变量时，政策系数为 0.067，同样在 1% 显著性水平上显著为正，表明示范政策有效推动了县域非农企业的进入与扩张。整体来看，电子商务进农村综合示范一方面直接提高农村女性从事非农工作的概率，另一方面通过增加县域新增非农企业、扩展本地非农岗位池间接促进女性向非农部门转移，从而为“企业生态—岗位吸纳”这一作用机制提供了较为清晰的经验证据。

表 9 机制检验结果——企业生态与岗位吸纳

变量	非农就业	县域非农企业新增数
电子商务进农村综合示范	0.0885***	0.0672***
	(0.0105)	(0.0202)
个人特征	是	是
家庭特征	是	是
地区特征	是	是
个体固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
样本量	15,522	15,249
R^2	0.6951	0.8191

注：^(***)、^(**) 和 ^* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著，括号内为聚类稳健标准误。

2. 基于基期收入分组的信息约束检验

由于信息不对称难以直接观测，本文参照既有研究，从基期家庭人均收入差异入手考察不同收入群体的政策响应。一般而言，高收入家庭在就业信息获取、甄别和匹配方面往往更具优势，而低收入家庭更容易受到信息不足和市场摩擦的制约（Jensen，2007）。据此，若电子商务进农村综合示范主要通过改善信息环境、降低岗位搜寻和匹配成本促进农村女性非农就业，则其促进作用理应在基期收入较低群体中表现得更为明显。基于此，本文以 2014 年家庭人均收入为基期，将样本按收入水平由低到高划分为四个等份组，并分别估计政策效应。需要指出的是，基期收入并非对信息不对称的直接测度，但能够在一定程度上刻画政策实施前个体所面临的信息约束差异。

表 10 结果显示，在控制个人特征、家庭特征和地区特征，并纳入个体固定效应和年份固定效应后，政策变量在收入最低、收入中低和收入中高三组中的估计系数分别为 0.079、0.095 和 0.119，均在 1% 水平上显著为正，而在收入最高组中系数不显著。这说明，电子商务进农村综合示范对非高收入农村女性进入非农就业具有更明显的促进作用，而对高收入群体的边际带动作用相对有限。结合前述分析，可以认为，上述结果与政策改善信息环境、缓解就业搜寻约束的作用路径相吻合。同时，考虑到基期收入还可能反映家庭资源禀赋、就业保留工资和外出选择能力等因素，本文更倾向于将这一分组结果理解为对信息约束缓解渠道的补充性证据。

表 10 信息约束渠道的补充性检验

变量	被解释变量：农村女性非农就业			
	收入最低	收入中低	收入中高	收入最高
电子商务进农村综合示范	0.0794***	0.0952***	0.1197***	0.0049
	(0.0236)	(0.0254)	(0.0304)	(0.0365)
个人特征	是	是	是	是
家庭特征	是	是	是	是
地区特征	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
样本量	3,477	3,519	3,251	1,821
R^2	0.6981	0.6474	0.7272	0.7215

注：^(***)、^(**) 和 ^* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著，括号内为聚类稳健标准误。

（五）异质性分析

电子商务进农村综合示范对农村女性非农就业的促进作用存在一定异质性，主要体现在教育水平和家庭照料约束两个方面。如表 11，按受教育年限分组后，示范政策在中教育组和低教育组中的估计系数显著为正，而在高教育组中未观察到显著促进作用，说明政策效应主要体现在中低教育女性群体。这与已有研究关于教育作用取决于人力资本与岗位需求匹配程度的结论一致（周春芳和苏群，2008），也表明示范政策带动的县域电商及配套服务岗位与中低教育农村女性的人力资本特征更为契合。

进一步按家庭中是否存在未成年子女分组后，示范政策在两组样本中的估计系数均显著为正，说明电子商务进农村综合示范总体上有助于提高农村女性非农就业概率。从估计结果看，无未成年子女组的系数更大，表明家庭照料负担可能在一定程度上削弱政策效应。这与儿童照料负担会抑制农村女性非农就业参与的已有研究结论相一致（熊瑞祥和李辉文，2017），也说明未成年子女照料在一定程度上制约了就业机会向实际就业的转化。

表 11 异质性检验结果

变量	被解释变量：农村女性非农就业				
	高教育组	中教育组	低教育组	有未成年子女	无未成年子女组
电子商务进农村综合示范	-0. 0936 (0.0698)	0.1317*** (0. 0215)	0.0728*** (0.0114)	0.0751*** (0. 0179)	0.1035*** (0. 0127)
个人特征	是	是	是	是	是
家庭特征	是	是	是	是	是
地区特征	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
样本量	444	5,918	8857	7,079	7,803
R^2	0. 5941	0. 6822	0. 6305	0. 6782	0. 7215

注： ^(***)、 ^(**) 和 ^* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著，括号内为聚类稳健标准误。

六、结论与启示

促进农村女性非农就业，是推进乡村振兴和共同富裕的重要内容。本文基于 CFPS 数据与县域电子商务进农村综合示范信息，构建个体、家庭、县域、年份匹配面板数据，将示范政策视为准自然实验，采用多期 DID 方法考察其对农村女性非农就业的影响。研究发现，电子商务进农村综合示范显著提高了农村女性从事非农工作的概率，完全控制后的政策效应稳定在 0.09 左右，且在动态效应检验、样本调整和替代估计方法下均保持稳健。这表明，电子商务进农村综合示范有效促进了农村女性向非农部门转移。

机制分析表明，示范政策通过增加县域新增非农企业数量，扩大本地非农岗位供给，进而促进农村女性非农就业。同时，政策在中低收入女性群体中的促进作用更为明显，说明与信息环境改善和搜寻约束缓解的作用路径相吻合。异质性分析表明，政策效应主要体现在中低教育女性群体中；按家庭照料约束分组后，政策在有无未成年子女两组中均表现为显著促进作用，且无未成年子女组的估计系数更大。这说明，人力资本和家庭照料责任仍是影响农村女性获得政策收益的重要约束。

基于上述结论，本文得到以下启示。第一，应在数字乡村和农村电商政策设计中进一步纳入性别视角，将农村女性非农就业纳入示范县建设和绩效评价体系，并同步完善托育、学前教育和养老服务等公共照护供给，降低家庭照料责任对女性就业的约束。第二，应把县域电商发展与女性就业促进统筹起来，依托电商公共服务中心、产业园区和乡镇服务站，加强技能培训、岗位对接和就业服务，重点提升中低教育女性进入本地非农岗位的能力。第三，应着力提高农村女性特别是中低教育、低收入女性的数字技能和就业能力，增强其与县域电商及配套岗位的匹配程度，推动政策形成的就业机会更有效地转化为实际就业。

参考文献

蔡宇涵 , 刁寒钰 . (2025). 数字技能对居民收入的影响——基于效率提升与要素配置的视角 . 经济研究 , 60(12), 161 – 184.

陈建垒 , 王纯 . (2023). 电子商务发展与农村非农就业增长——基于 CFPS 数据的分析 . 山西财经大学学报 , (12), 57 – 71.

江艇 . (2022). 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应 . 中国工业经济 , (5), 100 – 120.

潘明明 , 蔡书凯 , 周游 . (2021). 互联网使用促进农村妇女非农就业了吗——基于苏、皖、豫、鄂四省调研数据的实证研究 . 农业技术经济 , (8), 133 – 144.

潘嗣同 , 龚教伟 , 高叙文 , 等 . (2024). 电商进村政策实施的就业效应与机制分析 . 中国农村经济 , (4), 141 – 162.

齐文浩 , 齐秀琳 , 马维帅 . (2022). 互联网使用对农村女性非农就业的影响：理论逻辑与中国经验 . 北京师范大学学报（社会科学版）, (6), 124 – 133.

唐跃桓 , 杨其静 , 李秋芸 , 等 . (2020). 电子商务发展与农民增收——基于电子商务进农村综合示范政策的考察 . 中国农村经济 , (6), 75 – 94.

田鸽 , 张勋 . (2022). 数字经济、非农就业与社会分工 . 管理世界 , (5), 72 – 84.

王修梅 , 易法敏 . (2023). 数字经济对农村劳动力非农就业质量的影响——来自电子商务发展的证据 . 经济经纬 , (3), 55 – 65.

夏涌 , 肖小勇 , 陈娴 , 等 . (2025). 电商进村能否减少农村劳动力外出务工？——基于电子商务进农村综合示范政策的准自然试验 . 世界农业 , (3), 106 – 118.

熊瑞祥 , 李辉文 . (2017). 儿童照管、公共服务与农村已婚女性非农就业——来自 CFPS 数据的证据 . 经济学（季刊）, 16(1), 393 – 414.

薛莹 . (2023). 数字时代背景下隔代照料对农村女性非农就业的影响实证研究 [硕士学位论文 , 江西农业大学].

杨瑞 , 高启杰 , 王彦杰 . (2021). 农村电商发展对非农就业的影响 . 商业经济研究 , (20), 90 – 93.

尹志超 , 吴子硕 , 王瑞 , 等 . (2024). 数字乡村建设促进非农就业了吗——基于全国农村固定观察点追踪数据的实证分析 . 经济学家 , (6), 25 – 34.

赵涛 , 张智 , 梁上坤 . (2020). 数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据 . 管理世界 , 36(10), 65 – 76.

周春芳 , 苏群 . (2008). 非农化进程中农村女性人力资本投资与非农就业——基于性别差异的视角 . 农业技术经济 , (5), 10 – 17.

庄甲坤 . (2025). 农村电商、非农就业与城乡收入差距 . 云南农业大学学报（社会科学）, 19(5), 49 – 57.

Aker, J. C. (2010). Information from markets near and far: Mobile phones and agricultural markets in Niger. American Economic Journal: Applied Economics, 2(3), 46–59.

Callaway, B., & Sant'Anna, P. H. C. (2021). Difference-in-differences with multiple time periods. Journal of Econometrics, 225(2), 200–230.

Couture, V., Faber, B., Gu, Y., & Liu, L. (2021). Connecting the countryside via e-commerce: Evidence from China. American Economic Review: Insights, 3(1), 35–50.

De Chaisemartin, C., & d'Haultfoeuille, X. (2020). Two-way fixed effects estimators with heterogeneous treatment effects. American Economic Review, 110(9), 2964–2996.

Dellarocas, C. (2003). The digitization of word of mouth: Promise and challenges of online feedback mechanisms. Management Science, 49(10), 1407–1424.

Diao, X., Magalhaes, E., & McMillan, M. (2018). Understanding the role of rural non-farm enterprises in Africa's economic transformation: Evidence from Tanzania. The Journal of Development Studies, 54(5), 833–855.

Dong, S., Wang, N., Fan, C., et al. (2024). E-commerce and rural women entrepreneurship—Based on the quasi-natural experiment of “comprehensive demonstration policy” for e-commerce in rural areas. Economic Analysis and Policy, 83, 749–765.

Gardner, J. (2022). Two-stage differences in differences. arXiv. arXiv:2207.05943.

Goodman-Bacon, A. (2021). Difference-in-differences with variation in treatment timing. Journal of Econometrics, 225(2), 254–277.

Hilbert, M. (2011). Digital gender divide or technologically empowered women in developing countries? A typical case of lies, damned lies, and statistics. Women's Studies International Forum, 34(6), 479–489.

Hjort, J., & Poulsen, J. (2019). The arrival of fast internet and employment in Africa. American Economic Review, 109(3), 1032–1079.

Hu, Z. (2025). How digital economy and green and low carbon policies affect non-agricultural employment? Evidence from China. Humanities and Social Sciences Communications, 12(1), 1–15.

Jensen, R. (2007). The digital provide: Information (technology), market performance, and welfare in the South Indian fisheries sector. The Quarterly Journal of Economics, 122(3), 879–924.

Lewis, W. A. (1954). Economic development with unlimited supplies of labour. The Manchester School, 22(2), 139–191.

Li, W., & He, W. (2024). Revenue-increasing effect of rural e-commerce: A perspective of farmers' market integration and employment growth. Economic Analysis and Policy, 81, 482–493.

Liu, C. W. (2020). Return migration, online entrepreneurship and gender performance in the Chinese 'Taobao families'. Asia Pacific Viewpoint, 61(3), 478–493.

Nie, K., & Zhu, Y. (2025). Internet access, female's non-farm employment, and income effects: Insights from China. Agricultural and Food Economics, 13(1), 49.

Peng, S., Li, Y., & Zhou, Y. (2025). How digital economy empowers rural women's non-agricultural employment in China: An explanation based on socio-technical systems theory. Applied Economics, 1–18.

Rambachan, A., & Roth, J. (2023). A more credible approach to parallel trends. The Review of Economic Studies, 90(5), 2555–2591.

Sun, Y., & Li, S. (2025). The impact of digital development on non-agricultural employment of rural women: Evidence from the broadband China strategy. Applied Economics, 57(18), 2224–2240.

Yu, H., & Cui, L. (2019). China's e-commerce: Empowering rural women? The China Quarterly, 238, 418–437.

Zhao, Z., Liu, R., & Wang, Q. (2024). Place-based policies and e-commerce development in rural China. China Economic Review, 83, 102085.

作者介绍

1. 杨聪聪，硕士，温州大学，经济与管理学院，主要研究非农就业、乡村振兴等。

2. 施剑波，硕士，温州大学，经济与管理学院，主要研究数字经济、工业生态效率等。

3. 陈振宇，硕士，温州大学，经济与管理学院，主要研究绿色金融。

基金

1. 浙江省哲学社会科学规划项目（项目编号：25NDJC109YB）、浙江省高校人文社会科学重大研究项目（项目编号：2024QN054）以及中华全国归国华侨联合会与国务院侨务办公室重点项目（项目编号：

24AZQK204）资助。

2. 中国侨联重点课题 《海外留学人员“两栖式”返乡创业的乡土嵌入困境与数字化疏解路径研究》24AZQK04。