

农村电商政策的增收效应评估：来自准自然试验的证据与机制检验

周祥军 梁锦锋

摘要：在“千万工程”助力城乡融合发展的背景下，农村电商是实现共同富裕与农民增收的重要途径。本文基于2010—2017年全国农村固定观察点微观数据，运用多期双重差分法（DID）、敏感性分析、因果路径分析法，对电商政策实施前后农户收入的变化进行研究。结果表明：第一，电子商务进农村试点项目显著提高了农户收入，且对中低人力资本水平的农户，以及东部和东北地区农户的增收效果更为明显。第二，基于敏感性分析法对影响机制中可能存在的估计偏误进行修正后，发现电子商务进农村政策主要通过改善数字技术基础设施、提高农户电商能力的“数字效应”，以及扶持电商企业的“企业效应”来促进增收。第三，基于多机制因果路径分析发现，“数字效应”的贡献强于“企业效应”，而电商企业的直接作用强于物流成本的间接作用。该研究为理解农村电商发展的增收机制提供了新的微观视角和政策优化空间。

关键词：农村电商；农户收入；多期DID；因果路径分析

一、引言

党的二十大报告明确指出，增加农民收入是乡村振兴的重要任务。为此，国家将发展农村电商作为提升农民收入的重要途径，并推出了一系列相关政策。2014年，财政部和商务部联合启动了“电子商务进农村综合示范”计划（以下简称“电子商务进农村政策”）。截至2023年底，该政策已在1489个县建立了电商公共服务和物流配送中心，村级服务站点超过15.8万个，初步形成了县、乡、村三级覆盖的电商服务和物流网络。该政策旨在通过推动地方电商制度创新，降低电商物流成本，提高农民收入，促进农村流通现代化。

在此背景下，农村电商对农民收入的提升效果引发了广泛讨论。已有实证研究表明，电子商务进农村政策拓展了农产品销售渠道^[1]，提高了农户的议价能力与信息可得性^[2]，使农户人均净收入增加33%~39%^[3-4]，并为农户提供了新的就业和创业机会^[5-6]。然而，现有文献多集中于销售渠道拓展等传统机制，对于电子商务进农村政策如何通过改善数字技术基础设施、扶持电商企业、提高农户电商销售能力等新路径来促进增收的研究却相对不足。因此，本研究将探讨电子商务进农村政策促进农户增收的实现机制，以进一步优化电子商务进农村政策的实施效果。

本文的边际贡献可能在于：第一，系统深入地探讨了农村电商影响农户收入的微观路径；第二，针对机制检验中可能存在的遗漏变量偏估及多机制之间的关联性问题，借助敏感性分析和因果路径

分析法，为上述问题提供了解决方案与新的经验证据，有助于更好地厘清政策思路，提升施政效率。

二、理论分析与研究假设

（一）电子商务进农村政策对农户收入的直接影响

数字经济的兴起使农村商务成为推动农户增收的重要动力。研究发现，电子商务不仅显著增加了农户收入，还通过溢出效应带动了非电商经营户的收入增长。此外，农村电商发展也有助于缩小城乡收入差距，尽管其效果存在地区差异^[7-8]。通过电商平台，农户能够减少所面临的信息不对称问题，降低交易成本，更便捷地获取市场信息，从而改变价格接受者的局面，并实现信息的时空跨越，大幅拓宽市场范围^[3, 9-11]。这不仅有助于农户增收，还能促进本地相关产业的发展，形成规模经济效应^[12-13]。基于以上分析，笔者提出假设 1。

假设 1：“电子商务进农村综合示范”政策对农户收入具有直接且显著的正向影响。

（二）电子商务进农村政策对农户收入的影响机制

1. 加强数字基础设施

电子商务进农村政策通过加强数字基础设施，显著提高了农户收入。基础设施的改善不仅大幅提高了农民的数字技术采纳率，还拓展了其社会网络和信息获取渠道^[14-15]。特别是在偏远地区，数字连接质量的提升能够支持农户更好地参与电子商务活动，扩大其市场接入能力^[16]。随着电子商务政策的推进，数字基础设施的进一步改善，农户能够更有效地获取和利用信息，提升其数字素养，从而更好地参与电子商务活动，增加收入^[17-18]。

2. 扶持电商企业

电子商务进农村政策通过扶持电商企业的发展，可有效带动农户增收。该政策通过改善基础设施、提供资金和技术培训，降低了电商企业进入农村市场的门槛，并促进了企业与农户的深度合作，帮助农户掌握在线销售、市场分析等关键技能，从而提升其电商销售能力，增加销售额^[6]。此外，电子商务的发展能为中小型企业拓宽市场空间，增强其竞争力，使其在更大的市场范围内获得发展机会，并巩固市场地位^[19]。在电子商务进农村政策的推动下，电商企业通过与农户合作，优化供应链、开展品牌推广和市场扩展，不仅提升了企业的市场竞争力，还有效带动了农户的销售收入增长^[20]。

3. 提高电商销售能力

电子商务进农村政策通过提供专业培训、品牌推广、市场拓展和供应链优化等核心服务，旨在提升农户的电商销售能力。随着数字基础设施的完善，农户对农产品的数字化销售能力得到显著提升^[21-23]。例如，在 Ghana 的研究中，采用电子商务显著提高了农产品的销售收入，扩大了市场范围^[23]。电子商务的普及还促使销售组织结构发生变化，从传统的销售模式转向更加灵活和高效的混合销售模式。这种新结构能利用销售自动化和商业智能技术，优化销售流程，提升销售效率和绩效^[24]。因此，电子商务进农村政策通过多方面的支持和创新，提升农户的电商销售能力，从而推动农户收入的增长。基于以上分析，笔者提出研究假设 2。

假设 2：“电子商务进农村综合示范”政策主要通过加强数字基础设施建设、扶持电商企业发展及提高电商销售能力，显著促进了农户收入的增长。

电子商务进农村政策影响农户收入的作用机制如图 1 所示。

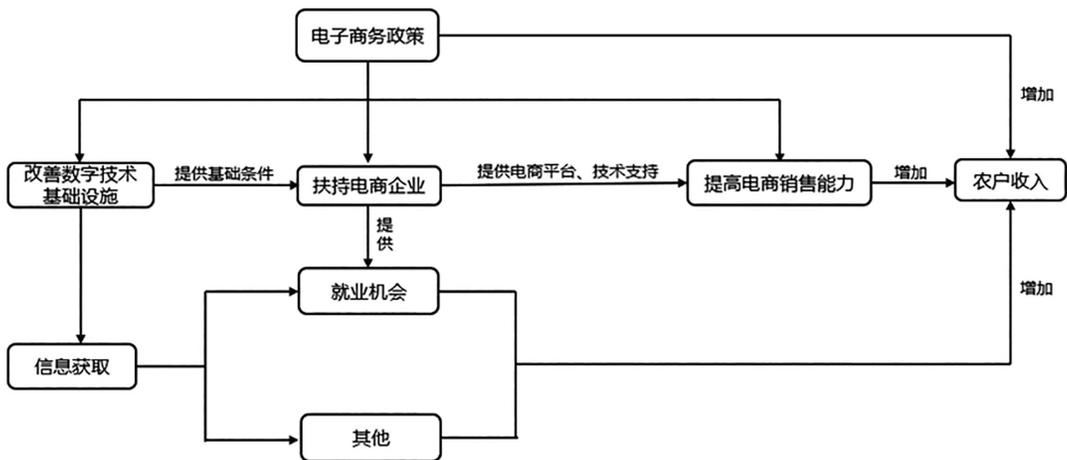


图 1 电子商务进农村政策影响农户收入的作用机制

三、研究设计

(一) 数据来源

本文数据主要有三个来源。一是电子商务进农村综合示范县名单及试点年份数据，来源于商务部官网；二是贫困县名单，来自 2012 年国务院扶贫办发布的《国家扶贫开发工作重点县名单》；三是农户家庭的微观数据，来自农业农村部全国农村固定观察点数据库（National Fixed Point Survey, NFPS）。该数据库涵盖除港澳台地区外的 31 个省（区、市）300 多个县的 2 万余户农户，能较为全面地反映全国农村家庭的生产、消费及收入等情况。根据研究需要，本文选用 2010—2017 年的数据。机制分析中的变量分别来自省级层面的“有电子商务活动企业数比重”“电子商务销售额”及各地级市的“互联网宽带接入用户数量”。

数据处理与样本筛选流程如下：（1）将电子商务进农村示范县名单与全国农村固定观察点名单进行匹配，最终得到 262 个观察村、4362 户农户，共计 34986 个观测值的非平衡面板数据。（2）为消除部分极端值的影响，对核心变量进行 1% 水平的缩尾处理。（3）对部分控制变量同样进行 1% 水平的缩尾处理，并采用线性插值法填补部分缺失值。

(二) 变量选取与描述性统计

1. 被解释变量

本文的被解释变量为农户收入，用农户家庭全年总收入的对数衡量。家庭全年总收入包括家庭经营收入、乡村（干部、教师）工资收入、本地从业工资性收入、外出从业工资性收入、租赁收入、财产性收入（利息、股息、红利）、征地补偿款、离退休金、养老金、其他非借贷性收入。

2. 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。在多期 DID 模型中，若农户所在村庄在当年或之后成为试点，则赋值为 1，否则为 0。

3. 控制变量

本文参考既有文献^[6, 25]，主要从家庭层面和村庄层面选取控制变量。家庭层面的控制变量包括户主特征（性别、年龄、户籍、受教育年限和健康状况）、是否乡村干部户、是否党员户、家庭常住人口数、家庭劳动力数。村庄层面的控制变量包括全村人均纯收入、年末常住人口、全村已有手机

部数，其中将全村人均纯收入取对数，来控制村庄的经济发展水平。

主要变量定义与描述性统计结果如表 1 所示。

表 1 变量定义及描述性统计

变量	定义	均值	标准差	
被解释变量				
农户收入 ($\ln(inc_total)$)	全年家庭总收入 (取对数)	10.67	0.797	
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	0.0535	0.225	
控制变量				
家庭特征	性别	户主性别 (0=女, 1=男)	0.928	0.259
	年龄	户主年龄 (实际值)	56.38	11.14
	户籍	是否为农村户口 (0=否, 1=是)	0.958	0.201
	文化程度	户主受教育年限 (实际值)	6.851	2.665
	健康状况	户主自我认定的健康状况 (1=优, 2=良, 3=中, 4=差, 5=丧失劳动能力)	1.833	1.027
	乡村干部户	是否是乡村干部户 (0=否, 1=是)	0.0407	0.198
	党员户	是否是党员户 (0=否, 1=是)	0.155	0.362
	家庭规模	家庭常住人口数	3.805	1.673
	家庭劳动力规模	家庭劳动力数	2.491	1.217
村庄特征	村庄经济状况	村庄人均纯收入 (取对数)	8.965	0.584
	村庄规模	村庄年初常住人口数	2048	1424
	手机部数	全村已有手机部数	1201	1004
选择变量	贫困县	所在县当年是否是国家级贫困县 (0=否, 1=是)	0.202	0.401
机制变量				
	电商企业占比 ($POEE$)	有电子商务活动的企业数比重 (%)	7.91	1.069
	电商销售额 (\ln_ESR)	电子商务销售额 (亿元)	7.441	2.928
	宽带用户数 (\ln_INT)	互联网宽带接入用户数量 (千户、取对数)	6.644	0.841

(三) 识别策略

本文采用多期 DID 模型来识别农村电商发展对农户收入的影响。“电子商务进农村综合示范”政策在不同时间和不同试点县的实施，为本研究提供了类似自然实验的良好条件。但示范县的选择并非完全随机，该政策更倾向于选择经济发展较为滞后、脱贫任务紧迫的贫困地区。为解决由此可能带来的选择性偏误，参考 Gentzkow^[26] 和 Li 等^[27] 的方法，在模型中控制了试点选择标准（是否为贫困县）与时间趋势的交互项。基准模型设定如下：

$$\ln(\text{inc_total}_{ijt}) = \alpha + \beta \text{ecommerce}_{jt} + \gamma' X_{ijt} + [S \times f(t)]' \theta + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

其中， $\ln(\text{inc_total})_{ijt}$ 为被解释变量，表示 j 县的家庭 i 在 t 年的家庭总收入。 ecommerce_{jt} 为核心解释变量，若家庭所在县在 t 年已被纳入试点则取 1，否则为 0。 X_{ijt} 表示一系列可能影响农户收入的控制变量，包括家庭和村庄的特征。 μ_i 为家庭固定效应，控制了家庭层面所有不随时间变化的特征； λ_t 为年份固定效应，控制了所有家庭共同的年度变化因素； ε_{ijt} 为随机扰动项。

四、实证分析

(一) 基准回归结果

电子商务进农村政策对农户收入影响的基准回归结果如表 2 所示，第 (1) 列为未控制任何变量的回归结果，政策变量系数显著为正；第 (2) 列加入了家庭特征和村庄特征的控制变量；第 (3) 和第 (4) 列进一步控制了试点选择变量与年份固定效应的交互项。回归结果表明，农村电子商务的发展显著提高了农户的收入，验证了研究假设 1。

表 2 基准回归结果

变量	被解释变量：农户收入			
	(1)	(2)	(3)	(4)
电子商务进农村综合示范	0.074*** (0.014)	0.081*** (0.014)	0.080*** (0.014)	0.081*** (0.014)
家庭特征	否	是	是	是
村庄特征	否	是	是	是
试点选择变量 × 时间多项式	否	否	是	否
家庭固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
试点选择变量 × 年份固定效应	否	否	否	是
样本量	34896	33669	33669	33669
R ²	0.775	0.790	0.790	0.790

注：***、**和*分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著；括号内为稳健标准误，下同。

(二) 平行趋势性检验

使用多期双重差分法需满足平行趋势假设。图 2 展示了在 95% 置信区间下的平行趋势检验结果。通过分析平行趋势与政策实施后的时间动态效应，结果表明，在示范县设立前，农户收入增加的估计结果均未达到显著水平，系数变化较为平稳，且接近于零，这表明平行趋势假设得到了有效验证。

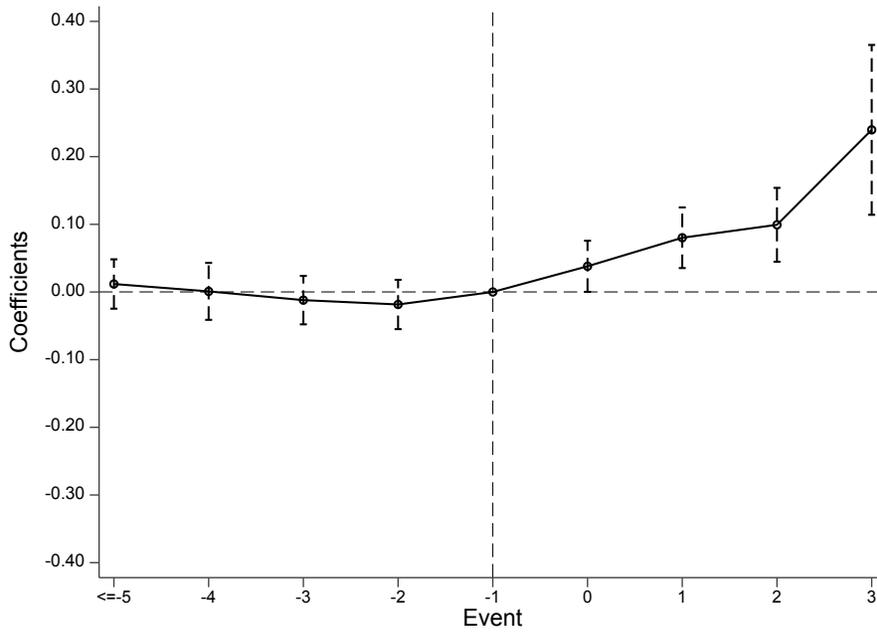


图2 平行趋势检验

(三) 稳健性检验

1. 安慰剂检验

本文通过随机生成电子商务进农村综合示范县试点政策的时间和地区，进行安慰剂检验。图3展示了重复1000次随机生成的政策估计系数分布。结果表明，遗漏变量对估计结果的影响较小，从而验证了本文估计结果的稳健性。

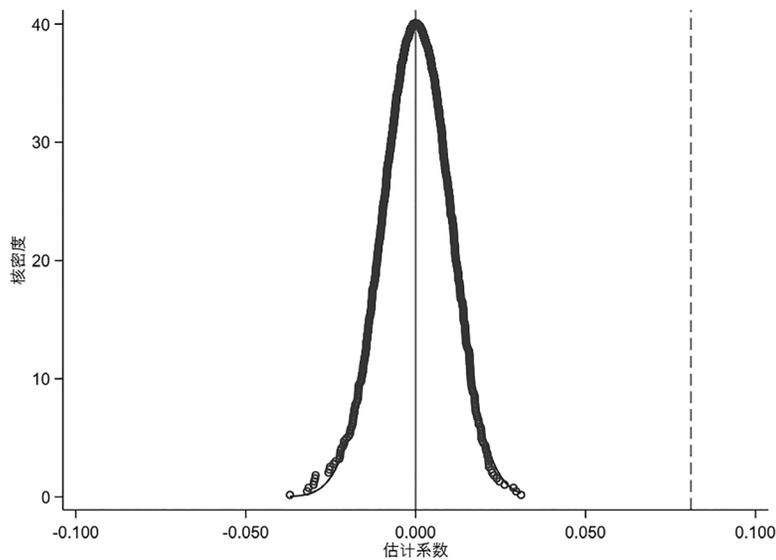


图3 安慰剂检验图

2. Bacon 分解检验

针对 DID 方法可能存在偏误问题^[28-29]，本文采用 Bacon 分解法检验了电子商务进农村政策对农

户收入提高效果的稳健性，具体结果见表 3。结果显示，“后处理组 vs 先处理组”的 DID 估计量权重仅为 0.7%，这表明异质性处理效应对估计结果的影响较小，结果具有稳健性。

表 3 “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	DID 估计量	权重
先处理组 vs 后处理组	0.119	0.015
后处理组 vs 先处理组	-0.024	0.007
处理组 vs 从未处理组	0.074	0.977

(四) 其他稳健性检验

为排除其他同期政策的干扰，本研究参考方师乐等（2024）^[25]的做法，在模型中分别控制了“宽带中国”和“电信普遍服务试点”政策变量，具体结果见表 4。结果显示，在控制这两个政策变量后，电子商务进农村政策的估计系数依然显著为正，结论稳健。

表 4 其他稳健性检验结果

变量	被解释变量：农户收入	
	(1) 控制“宽带中国”试点样本	(2) 控制“电信服务普遍试点”样本
电子商务进农村综合示范	0.082***	0.081***
	(0.014)	(0.014)
宽带中国	0.013	
	(0.009)	
电信普遍服务试点		-0.006
		(0.0111)
家庭特征	是	是
村庄特征	是	是
家庭固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
试点选择变量 × 年份固定效应	是	否
样本量	33669	33669
R ²	0.790	0.790

(五) 异质性分析

“电子商务进农村”政策对农户收入增长的异质性分析结果如表 5 所示。其中，第 (1) — (3) 列基于户主受教育年限将其分为三组：0 ~ 6 年为低水平；6 ~ 12 年为中水平；12 年以上为高水平。研究发现，相较于高人力资本组，该政策对中、低人力资本水平农户家庭收入的提升作用更明显，且效果在中等组中最为突出。这可能是高人力资本农户已具备较强的市场竞争力和先进技能，政策

边际增益有限；低人力资本水平的农户受限于技能和“数字鸿沟”，未能充分获益；而中等组则能有效利用政策机遇。

区域异质性分析结果见表5中（4）—（6）列，“电子商务进农村综合示范”政策在东部和东北地区显著促进了农户收入增长，尤其是在东北地区表现尤为突出。这可能是由于东北地区传统销售渠道有限，引入电子商务平台后，带来了显著的市场拓展效应，加之其作为重要粮产区，优质农产品可通过电商平台实现更高价值。相比之下，东部地区由于基础设施完善、市场发展程度较高，农户已通过多种渠道实现了较好的市场接入，因此电子商务政策的边际效应较小。而在中西部地区，由于经济落后和基础设施不足，制约了电子商务政策的实施效果。

表5 异质性检验

变量	被解释变量：农户收入					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	人力资本异质性			区域异质性		
	低	中	高	东部	中西部	东北地区
电子商务进农村综合示范	0.076*** (0.022)	0.129*** (0.026)	0.042* (0.022)	0.095*** (0.023)	0.009 (0.017)	0.497*** (0.056)
家庭特征	是	是	是	是	是	是
村庄特征	是	是	是	是	是	是
家庭固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
试点选择变量 × 年份固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	14652	8434	10583	11265	18569	3835
R ²	0.813	0.748	0.759	0.828	0.773	0.752

五、机制分析

前文的实证分析验证了电子商务进农村政策对农户收入具有正向影响，并在理论分析中探讨了该政策通过改善数字基础设施、扶持电商企业、提高电商销售能力这三条关键路径增加农户收入。下文将对此进行实证检验。

（一）机制检验结果

机制检验结果如表6所示，其中，第（1）列显示，政策显著增加了宽带用户数；第（4）列中，宽带用户数对农户收入有显著正向影响，表明政策通过改善数字基础设施促进了农户增收。第（2）列显示，政策显著提高了电商企业占比；第（5）列中，电商企业占比对农户收入有正向影响，说明政策通过扶持电商企业带动了农户增收。第（3）列显示，政策显著提升了电商销售额；第（6）列中，电商销售额对农户收入有正向影响，表明政策通过提高电商销售能力促进了农户增收。

表 6 机制分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	宽带用户数	电商企业占比	电商销售额	农户收入	农户收入	农户收入
电子商务进农村综合示范	0.035*** (0.007)	0.388*** (0.052)	0.029** (0.014)	0.052*** (0.020)	0.056*** (0.019)	0.057*** (0.019)
宽带用户数				0.083*** (0.026)		
电商企业占比					0.006*** (0.003)	
电商销售额						0.027*** (0.013)
家庭特征	是	是	是	是	是	是
村庄特征	是	是	是	是	是	是
家庭固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
试点选择变量 × 年份固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	15112	16736	16736	15112	16736	16736
R ²	0.980	0.918	0.958	0.872	0.867	0.867

(二) 敏感性分析

上文所述的因果中介效应机制分析可具体表现为三步方程：

$$Y_i = \alpha_1 + \beta_1 X_i + c_1 Z_i + \varepsilon_{i1} \tag{2}$$

$$M_i = \alpha_2 + \beta_2 X_i + c_2 Z_i + \varepsilon_{i2} \tag{3}$$

$$Y_i = \alpha_3 + \beta_3 X_i + \gamma M_i + c_3 Z_i + \varepsilon_{i3} \tag{4}$$

为评估遗漏变量可能带来的估计偏误，本文遵循 Imai 等^[33]的方法进行了敏感性分析。该方法核心是基于 LSEM 框架下判断模型 (3) 和 (4) 中的 ε_{i2} 和 ε_{i3} 的相关性程度，敏感性参数定义为这两个误差项的相关系数，具体如下式：

$$\rho = Corr(\varepsilon_{i2}, \varepsilon_{i3}) \tag{5}$$

其中 ρ 绝对值越大，说明内生性越强，中介效应估计值于真实值偏差较大；当 $\rho = 0$ 时，则说明不存在内生性问题。此外，当敏感性参数不为零时，Imai 等还推断出基于已知敏感性参数 ρ 经修正的平均因果中介效应：

$$\bar{\delta}_r = \frac{\beta_2 \sigma_1}{\sigma_2} \left(\tilde{\rho} - \rho \sqrt{\left(1 - \tilde{\rho}^2\right) / \left(1 - \rho^2\right)} \right) \tag{6}$$

其中， σ_1 和 σ_2 分别代表式(2)和(3)中误差项的标准差，即 $\sigma_j^2 = Var(\varepsilon_{ij}), j=1,2, \tilde{\rho} = Corr(\varepsilon_{i1}, \varepsilon_{i2})$ 则代表两者的相关系数。

敏感性分析结果显示(见表7)，三个影响机制的敏感性参数都接近于0，说明遗漏变量导致的偏误较小。同时，修正前后中介效应均为正，且二者差值较小，说明前文所识别的中介效应是稳健的。

表7 中介效应检验：敏感性分析

影响机制	中介效应模型	敏感性参数	修正后中介效应	修正前中介效应
		(ρ)	($\bar{\delta}$)	($\widehat{\beta_2\gamma}$)
宽带用户数	$\ln_INT_{jt} = \alpha_2 + \beta_2 ecommercej_t + \varepsilon_{ijt2}$ $\ln(inc_total_{ijt}) = \alpha_3 + \beta_3 ecommercej_t + \gamma \ln_INT_{jt} + \varepsilon_{ijt3}$	0.0000	0.0003	0.0029
电商企业占比	$POEE_{jt} = \alpha_2 + \beta_2 ecommercej_t + \varepsilon_{ijt2}$ $\ln(inc_total_{ijt}) = \alpha_3 + \beta_3 ecommercej_t + \gamma POEE_{jt} + \varepsilon_{ijt3}$	0.0000	0.0016	0.0023
电商销售额	$\ln_ESR_{jt} = \alpha_2 + \beta_2 ecommercej_t + \varepsilon_{ijt2}$ $\ln(inc_total_{ijt}) = \alpha_3 + \beta_3 ecommercej_t + \gamma \ln_ESR_{jt} + \varepsilon_{ijt3}$	0.0000	0.0001	0.0008

(三) 多机制因果路径检验

为进一步检验多个机制变量之间的相对重要性与关联性，避免逐步回归法可能存在的问题^[34-35]，本文采用了基于Rubin因果框架的因果路径分析法(CPA)。

因果路径检验结果显示(见表8)，政策影响农户收入的总效应，以及通过三个机制变量的间接效应均为正向显著。图4直观展示了各条因果路径，分析发现，通过改善数字基础设施(M1)的“数字效应”要强于通过扶持电商企业(M2)的“企业效应”；而在企业效应中，电商企业的直接作用又强于其通过降低物流成本等产生的间接作用。

表8 因果路径检验

	Estimate	Std.Err.	CI
Indirect Effect: $X \rightarrow M1 \rightarrow Y$	0.127***	0.004	[0.120, 0.1353]
Indirect Effect: $X \rightarrow M2 \rightarrow Y$	0.041***	0.003	[0.035, 0.0479]
Indirect Effect: $X \rightarrow M3 \rightarrow Y$	0.001***	0.001	[0.000, 0.0024]
Total Effect: $X \rightarrow Y$	0.128***	0.016	[0.096, 0.1609]

注：M1、M2、M3分别代表机制变量宽带用户数、电商企业占比和电商销售额。

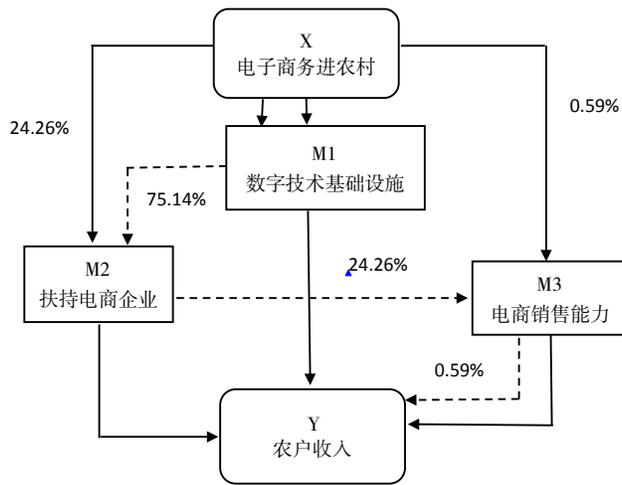


图4 “电子商务进农村综合示范”政策影响农户收入的多机制因果路径图

六、结论与建议

本研究基于“电子商务进农村综合示范”政策的实施，采用多期双重差分（DID）模型，系统分析了该政策对农户收入的影响及作用机制。研究表明，该政策显著提升了农户收入，尤其对中、低人力资本水平，以及东部和东北地区的农户增收效果更为显著。该政策的主要作用机制包括加强农村数字技术的基础设施建设、扶持电商企业发展和提升农户电子商务销售能力。具体而言，通过推广和扩展互联网宽带接入，显著改善了农村地区的数字基础设施，使农户能够更便捷地接入电子商务平台，直接面向更广阔的市场，提升销售收入。同时，通过改善基础设施、提供资金支持和技术培训，降低了电商企业进入农村市场的门槛，促进了企业与农户的深度合作，提升了市场竞争力。此外，通过系统化的专业培训、品牌推广、市场拓展和供应链优化等措施，进一步提升了农户的电商销售能力，为其收入增长提供了可持续动力。改善数字基础设施的“数字效应”在促进收入增长方面优于扶持电商企业的“企业效应”，而电商企业的直接作用要强于物流成本降低的间接作用。

基于上述研究结论，提出以下建议：第一，加大农村数字基础设施投资力度。鉴于“数字效应”在增收中的关键作用，政府可进一步加大对农村地区，尤其是中西部欠发达地区数字基础设施的投资力度，扩大网络覆盖范围和提升接入质量，确保农户能够充分利用电子商务平台拓展市场渠道，提升销售收入。第二，优化电商企业扶持政策。政府应加大对电商企业的扶持力度，提供财政补贴、技术指导和市场信息支持，鼓励电商企业深度参与农村市场建设，强化与农户的合作关系。第三，提升农户电子商务能力：通过开展多层次、多形式的电商培训，帮助农户提升数字技能和市场意识，确保他们能够充分利用电子商务平台提升农产品的市场竞争力和附加值。此外，应完善品牌推广和供应链管理等关键环节的支持，进一步增强农户在电子商务市场中的竞争力。

作者简介：周祥军，温州大学商学院，博士，硕士生导师，瓯江特聘教授；通讯作者：梁锦锋，温州大学商学院，硕士研究生。

基金项目：浙江省哲学社会科学规划课题“浙江省“两栖”返乡创业的乡土嵌入困境与数字化纾解路径研究”（基金项目：25NDJC109YB）。

参考文献

- [1] 曾亿武, 万粒, 郭红东. 农业电子商务国内外研究现状与展望 [J]. 中国农村观察, 2016 (3): 82-93+97.
- [2] 周浪. 另一种“资本下乡”——电商资本嵌入乡村社会的过程与机制 [J]. 中国农村经济, 2020 (12): 35-55.
- [3] SHIMAMOTO D, YAMADA H, GUMMERT M. Mobile phones and market information: Evidence from rural Cambodia[J]. Food Policy, 2015, 57: 135-141.
- [4] LI X K, GUO H D, JIN S Q, et al. Do farmers gain internet dividends from E-commerce adoption? Evidence from China[J]. Food Policy, 2021, 101: 102024.
- [5] 涂勤, 曹增栋. 电子商务进农村能促进农户创业吗? ——基于电子商务进农村综合示范政策的准自然实验 [J]. 中国农村观察, 2022 (6): 163-180.
- [6] 张琛, 马彪, 彭超. 农村电子商务发展会促进农村劳动力本地就业吗 [J]. 中国农村经济, 2023 (4): 90-107.
- [7] 贺业红. 农村电商发展对我国城乡收入差距的影响效应分析 [J]. 商业经济研究, 2020 (16): 91-94.
- [8] LI G Q, QIN J H. Income effect of rural E-commerce: Empirical evidence from Taobao villages in China[J]. Journal of Rural Studies, 2022, 96: 129-140.
- [9] JENSEN R. The Digital Divide: Information (Technology), Market Performance, and Welfare in the South Indian Fisheries Sector[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2007, 122 (3): 879-924.
- [10] GOLDFARB A, TUCKER C. Digital Economics[J]. Journal of Economic Literature, 2019, 57 (1): 3-43.
- [11] 孙浦阳, 张靖佳, 姜小雨. 电子商务、搜寻成本与消费价格变化 [J]. 经济研究, 2017, 52 (7): 139-154.
- [12] DUNT E S, HARPER I R. E-Commerce and the Australian Economy[J]. Economic Record, 2002, 78 (242): 327-342.
- [13] ZHANG Y G, LONG H L, MA L, et al. Analysis of rural economic restructuring driven by e-commerce based on the space of flows: The case of Xiaying village in central China[J]. Journal of Rural Studies, 2022, 93: 196-209.
- [14] 李松, 游艳, 赵冬梅. 数字技术采纳、社会网络拓展与农户收入增长关系研究 [J]. 价格理论与实践, 2023 (7): 195-199+212.
- [15] 罗千峰, 赵奇锋. 互联网使用对农户家庭收入增长的影响及机制研究 [J]. 经济经纬, 2022, 39 (6): 34-44.
- [16] PHILIP L, COTTRILL C, FARRINGTON J, et al. The digital divide: Patterns, policy and scenarios for connecting the ‘final few’ in rural communities across Great Britain[J]. Journal of Rural Studies, 2016, 54: 386-398.

[17] LIU B, ZHOU J. Digital Literacy, Farmers' income increase and rural internal income gap[J]. Sustainability, 2023, 15 (14): 151411422.

[18] KHAN N, RAY R L, ZHANG S, et al. Influence of mobile phone and internet technology on income of rural farmers: Evidence from Khyber Pakhtunkhwa Province, Pakistan[J]. Technology in Society, 2022, 68: 101866.

[19] COSTA J, CASTRO R. SMEs Must Go Online—E-Commerce as an Escape Hatch for Resilience and Survivability[J]. Journal of Theoretical and Applied Electronic Commerce Research, 2021, 16 (7): 3043–3062.

[20] 康耀武. 电商进村政策对流通企业高质量发展的影响——基于电子商务进农村综合示范政策的准自然实验 [J]. 商业经济研究, 2023 (23): 38–41.

[21] 齐文浩, 梁萌, 齐秀琳. 数字经济发展促进农业经济增长的路径研究——来自农产品生产能力和销售能力的证据 [J]. 学习与探索, 2023 (6): 135–143.

[22] 吴迪. 数字经济背景下农村电商发展困境与对策 [J]. 商业经济研究, 2022 (5): 101–104.

[23] BENJAMIN N, NICHOLAS M O, AGYENIM K B, et al. Influences of E-commerce adoption on sales performance among agrochemical input dealers in the Ghanaian City[J]. Cogent Business & Management, 2022, 9 (1): 2038763.

[24] THAICHON P, SURACHARTKUMTONKUN J, QUACH S, et al. Hybrid sales structures in the age of e-commerce[J]. Journal of Personal Selling & Sales Management, 2018, 38 (3): 277–302.

[25] 方师乐, 韩诗卉, 徐欣南. 电商发展与农村共同富裕 [J]. 数量经济技术经济研究, 2024, 41 (2): 89–108.

[26] GENTZKOW M. Television and Voter Turnout[J]. Quarterly Journal of Economics, 2006, 121 (3): 931–972.

[27] LI P, LU Y, WANG J. Does flattening government improve economic performance ? Evidence from China[J]. Journal of Development Economics, 2016, 123: 18–37.

[28] DE CHAISEMARTIN C, D' HAULTFŒUILLE X. Two-Way Fixed Effects Estimators with Heterogeneous Treatment Effects[J]. American Economic Review, 2020, 110 (9): 2964–2996.

[29] ANDREW G B. The Long-Run Effects of Childhood Insurance Coverage: Medicaid Implementation, Adult Health, and Labor Market Outcomes[J]. American Economic Review, 2021, 111 (8): 2550–2593.

[30] IMAI K, KEELE L, YAMAMOTO T. Identification, Inference and Sensitivity Analysis for Causal Mediation Effects[J]. Statistical Science, 2010, 25 (1): 51–71.

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

[32] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展 [J]. 心理科学进展, 2014, 22 (5): 731–745.