张晓蓓. 农民工回流对农民收入的影响研究——来自县域面板数据的证据[J]. 山西农业大学学报（社会科学版），2025，24（5）：102-114.
ZHANG Xiaobei. The effect of migrant workers' return on rural income——based on county-level panel data [J]. Journal of Shanxi Agricultural University (Social Science Edition), 2025, 24 (5): 102-114.
DOI：10.13842/j.cnki.issn1671-816X.2025.05.009

农民工回流对农民收入的影响研究
——来自县域面板数据的证据

张晓蓓
（浙江财经大学 公共管理学院，浙江 杭州 310018）

摘　要：在乡村振兴背景下，各地纷纷出台优惠政策吸引农民工返乡，以期解决乡村人才振兴的难题，研究农民工回流对于农民收入的影响具有重要的现实意义。采用2011—2021年间县域面板数据，以返乡创业试点政策作为准自然实验实证检验了农民工回流对农民收入的影响，并分析了新冠疫情对该效应的冲击。研究显示，农民工返乡创业政策显著的提升了农民收入，而新冠疫情期间的被动回流则减缓了政策的增收效应。具体而言，农民工返乡创业主要通过产业结构优化效应、人力资本效应和资本集聚效应路径推动农民增收，并且政策的影响存在异质性。该政策显著推动中等经济发展水平、受教育程度较低地区农民收入上升，但是在贫困地区、高收入地区，或受教育程度较高地区没有显著影响。本研究认为，农村地区需要因地制宜制定返乡创业就业优惠政策，加强返乡创业支持力度和技能培训力度，加快产业结构调整步伐，从而吸引农民工主动回流，带动农民收入提升。

关键词：农民工回流；农民收入；新冠疫情；被动回流
中图分类号：F24，F32　　**文献标识码：**A　　文章编号：1671-816X（2025）05-0102-13

乡村振兴的关键是人才，农民工回流是推动乡村人才振兴的重要途径。农民工回流一方面可以提升乡村人力资本水平，提高乡村劳动力生产率，加快农村经济增长速度。另一方面，农民工返乡创业拓宽了农村剩余劳动力的就业渠道，有助于改善农民收入。为引导更多的劳动力流向农村，中央和各级政府出台了系列政策。2015年，国务院办公厅发布了《关于支持农民工返乡创业的意见》。紧随其后，国家发改委、农业部等十部委联合开展了支持农民工等人员返乡创业试点工作。2020年和2021年，国家发改委又陆续发布了《关于推动返乡入乡创业高质量发展的意见》，以及《关于推广支持农民工等人员返乡创业试点经验的通知》等。这些政策极大的提高了农民工返乡创业的积极性，取得了不错的成效。2019年，全国各类返乡入乡创业创新人员达到850万人，2020年上升为1010万人。到2022年底，全国返乡入乡创业人员数量累计达到1220万人[①]。根据农业农村部《“十四五”农业农村人才队伍建设发展规划》的目标设置，2025年返乡入乡创业人员将超过1500万人。那么，如此规模的农民工返乡创业对农民收入产生了何种影响呢？

事实上，在乡村振兴战略实施背景下，乡村已然成为经济发展新的热土，农村居民收入水平不断提升，城乡收入差距持续缩小。数据显示，2017—2023年期间，我国农村居民人均可支配收入由13 432元增长为21 691元，城乡居民收入比

收稿日期：2024-12-10　　**修回日期：**2024-12-24
基金项目：国家社科基金项目（18CJY034）
作者简介：张晓蓓，研究方向：劳动力流动与农村经济。

① 数据来源于人民日报：https://www.chinanews.com/gn/2023/02—17/9955175.shtml，https://www.chinanews.com/gn/2023/02—17/9955175.shtml。

则由2.71下降为2.39，达到三十年来最低水平。由上文可知，这一时期也伴随着我国农民工返乡创业的热潮。那么，农民工返乡创业是否产生了减贫增收效应？如果有，又是通过哪些路径产生？在此期间的新冠肺炎疫情产生了何种冲击？回答以上问题有助于更全面的认识返乡创业政策的实施效果，为后续进一步优化政策，预防返贫入贫，推动乡村振兴政策的制定提供经验启示。

针对农民工回流问题的研究可分为事前回流选择和事后回流影响两类，自返乡创业政策实施以来，诸多文献以此为研究主题展开了分析。在返乡创业选择方面，一是有关外出务工经历对返乡创业影响的研究。这类研究发现外出务工经历显著提高了农民创业的概率[1-3]，但农民工返乡创业存在地区差异和城际差异，在行政级别较低的县市务工的农民工返乡创业概率更大[4]。与此同时，务工城市双创环境与农民工返乡创业之间存在倒U型关系，对投资规模小的创业项目影响显著[5]。二是有关返乡创业影响因素的分析。以往文献从经济学、社会学、心理学等多种角度进行了探讨，返乡创业的影响因素可归纳为个体禀赋、家庭需求和政策冲击三类[6-7]。返乡创业选择是内部动机和外部推力共同作用的结果，当农村拉力大于城市时，返乡创业热潮就会出现[8]。实证分析进一步指出，影响创业选择的微观因素为年龄、学历、家庭经济状况，宏观因素包括教育环境、居住条件、消费水平和房价水平等[9-11]。部分研究发现，农村公共品供给有效推动了农民工返乡创业，但是该影响仅对老一代农民工显著，对新生代农民工的影响并不显著[12]。以青年为调查群体的研究认为，青年在“离乡”和“返乡”之间的抉择主要取决于宏观国家政策、中观社会责任担当和微观个人意愿三种逻辑[13]。而生产方式重构是返乡青年回嵌乡镇的主要挑战，需要有针对性的社会政策支持[14]。

农民工返乡创业是具有中国特色的社会现象，国内学者从不同角度研究了其对农村经济社会的影响，包括农民收入、经济增长、乡村振兴等。诸多文献基于县级面板数据展开实证分析。研究发现，返乡创业政策通过提高技术创新水平和资本集聚水平推动了县域产业结构升级[15-16]。除此之外，返乡创业政策显著促进了农村地区创业数量，并吸引要素流入农村，从而提高了农村居民收入[17-18]。黄祖辉等[19]发现返乡创业政策通过促进集聚、带动就业和优化结构等渠道对县域经济增长具有显著的促进作用，且这一作用主要体现在中西部地区。

部分研究采用了个体微观调查数据展开分析。赵利梅等[20]通过案例调查认为，农民工返乡创业对提高村民文化素养，带领乡村脱贫致富，改善治理环境等方面具有成效。朱纪广[21]采用CFPS数据构造了乡村振兴指数，分析发现，农民工返乡创业总体上促进了乡村振兴，但具有区域差异性[22]。还有一些学者采用了2019年全国返乡创业企业调查数据，研究指出，返乡创业企业带动就业的作用十分显著，其中尤以发展型和第三产业创业企业的就业功能更加显著，因此农民工高质量返乡创业是实现农民增收和收入差距缩小的重要途径[23-24]。

本文将依托返乡创业试点政策，深入分析返乡创业对农民收入的冲击及其影响路径。以往研究通常采用疫情前数据展开，本文进一步将时间区间拓展为2011－2021，其中2019－2021年为新冠疫情期间，有助于分析在新冠疫情这一外部冲击下，返乡创业政策效应的波动，检验政策效果的稳健性。本文的结构安排如下：第一部分构建实证模型并介绍数据整体特征；第二部分分析实证结果，进行稳健性检验；第三部分剖析返乡创业对农民收入的影响路径；最后总结全文，给出政策建议。

一、模型构建及数据说明

（一）模型构建

本文采用2011－2021县级层面面板数据考察农民工回流对农民收入的影响效应。为了实现该分析目标，本研究利用国家发改委在2016和2017年推出的返乡创业试点政策作为“准自然实验”构建了以下双重差分模型。

$$\ln(rincome)_{it}=\alpha_0+\alpha_1 did_{it}+\beta' X_{it}+u_i+\lambda_t+\varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中*rincome*表示农村居民实际人均可支配收入，本研究采用省级层面居民消费价格指数对农村居民名义人均可支配收入进行平减得到实际值。

did为返乡创业试点政策交互项，$did_{it}=treat_i\times post_t$，其中$treat_i$为处理组虚拟变量，当样本县是返乡创业试点县时，$treat_i=1$，否则为0；$post_t$为处理期虚拟变量，试点县入选当年及以后，$post_t=1$，否则为0。$X_{it}$为其他影响到农村居民收入的控制变量列向量。$u_i$为县固定效应，用于控制不随时间变化的个体因素。$\lambda_t$为时间固定效应，用于控制不随个体变化的时间因素。$\varepsilon_{it}$为模型随机扰动项。下标$i$和$t$分别表示县域和年份。

由于返乡创业试点县是在2016年和2017年分三批批准设立，且全国仅有341个县入选[①]，多数县始终处于控制组，因此模型（1）与传统的双重差分模型存在一定差异，属于交叠DID模型。本文的核心变量为返乡创业试点政策交互项，回归系数α_1表示返乡创业政策的实施对农村居民收入的影响。

为分析农民工返乡创业对农民收入的影响路径，本文参照温忠麟和叶宝娟的方法构建如下中介效应模型展开检验。

$$M_{it}=\mu_0+\mu_1 did_{it}+\gamma' X_{it}+u_i+\lambda_t+e_{it} \quad (2)$$

$$\ln(rincome)_{it}=\delta_0+\delta_1 did_{it}+\delta_2 M_{it}+\eta' X_{it}+u_i+\lambda_t+v_{it} \quad (3)$$

其中，M_{it}为中介变量。模型（3）中交互项的系数δ_1表示返乡创业的直接效应，返乡创业中介效应为$\mu_1\delta_2$。当μ_1和δ_2都显著时，表明存在中介效应。当μ_1和δ_2至少有一个不显著时，本文采用Sobel－Goodman方法检验中介效应。

（二）数据说明和变量选取

本文收集并构建了2011－2021年县级层面面板数据展开分析。考虑到直辖市的特殊性，剔除了隶属于北京、天津、上海、重庆的样本，西藏自治区由于缺失数据较多也被剔除。最终，收集到26个省份共1714个县级样本，其中247个样本为返乡创业试点县[②③]。对连续变量进行了3%的缩尾处理，以减少极端值的影响。

本文借鉴王庶和岳希明[25]的做法，将农村居民人均可支配收入对数值作为被解释变量。本文核心解释变量为返乡创业试点虚拟变量。由于同期在农村地区还实施了诸多其他政策，为了排除这些政策实施导致返乡创业效应的估计偏误，本文也控制了商务部推出的电子商务进农村综合示范项目，以及农业部推出的信息进村入户工程虚拟变量[18]。样本县在入选当年及之后取值为1，否则为0。

参考以往文献的做法，并结合数据的可得性，本文控制了样本县多个特征变量，包括：人均实际GDP、夜间照明指数、第一产业规模、农业技术水平、工业水平、政府规模、通信设施水平、人口密度等。

本文数据来源如下：返乡创业试点地区名单来源于国家发展与改革委员会官网[④]；国家级电子商务进农村综合示范县名单来源于商务部官网[⑤]；信息进村入户工程试点县名单来源于农业部官网[⑥]；夜光照明指数原始数据来源于美国国家海洋与大气管理局资助的地球管理小组（EOG）网站，2011－2012年为DMSP数据，2013－2021年为VIIRS数据，对两种数据进行校

① 国家发改委分别在2016年2月、12月，以及2017年10月分三批批准设立了341个返乡创业试点县。

② 26个省份包括：东部7个（河北、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南），中部6个（山西、安徽、江西、河南、湖北、湖南），西部10个（内蒙古、广西、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆），东北3个（辽宁、吉林、黑龙江）。

③ 在本文返乡试点县样本中，146个为2016年入选，101个为2017年入选。其中，49个来自东部省份，92个来自中部省份，84个来自西部省份，22个来自东北省份。

④ 第一批名单：https://www.ndrc.gov.cn/fzggw/jgsj/jys/sjdt/201706/t20170628_1122657.html；第二批名单：https://www.ndrc.gov.cn/xxgk/zcfb/tz/201701/t20170105_962855.html；第三批名单：https://www.ndrc.gov.cn/xxgk/zcfb/tz/201711/t20171102_962582.html。

⑤ 2014－2016名单：http://www.mofcom.gov.cn/article/zt_dzswjnc/lanmufive/201705/20170502572784.shtml，2017年名单：http://scjss.mofcom.gov.cn/article/cx/201708/20170802630135.shtml，2018年名单：http://www.mofcom.gov.cn/article/tongjiziliao/sjtj/jcktj/201809/20180902790215.shtml，2019年名单：http://scjss.mofcom.gov.cn/article/cx/201908/20190802893332.shtml，2020年名单：http://ltfzs.mofcom.gov.cn/article/dzswn/nczcn/202007/20200702981619.shtml，2021年名单：https://www.cnr.cn/swzg/jrgz/20210810/t20210810_525557693.shtml。

⑥ http://www.moa.gov.cn/ztzl/xxjcrhgzjzdt/xxjcrhgzbs/201512/t20151224_4964368.htm。

正后合并得到完整数据[①]；消费者价格指数数据来源于《中国统计年鉴》；其余数据来源于历年《中国县域统计年鉴》。采用CPI价格指数对人均可支配收入和GDP进行了平减。变量的描述性统计指标见表1。

表1 变量定义及描述性统计

变量名	定义	均值	标准差
rincome	农村居民实际人均可支配收入（万元）	0.93	0.38
did	返乡创业交互项 入选当年及之后=1，否则=0	0.07	0.25
ecom	电子商务示范县 入选当年及之后=1，否则=0	0.21	0.41
infor	信息进村入户示范县 入选当年及之后=1，否则=0	0.03	0.16
avgdp	人均实际GDP（万元）	3.63	3.10
dn	夜间灯光指数灯光灰度值	2.56	4.68
agr	第一产业增加值/名义GDP（%）	18.65	11.47
atech	农业机械总动力/年末总人口（千瓦特/人）	0.99	0.66
firm	规模以上工业企业数（个）	153.71	267.02
gov	政府规模=地方财政一般公共预算支出/名义GDP（%）	25.79	20.22
phone	固定电话用户数（万）	4.99	5.06
density	人口密度=年末总人口/行政区域面积（人/平方公里）	332.78	317.65
ind	产业结构=第三产业增加值/第一产业增加值	4.78	17.76
labor	乡村非农从业人员（万人）	10.49	12.66
capital	资本流出额（亿元）	−0.45	23.23

二、实证结果及分析

（一）基准回归结果

采用双重差分模型分析返乡创业政策对农民收入的影响效应，表2给出了基准模型回归结果，其中第（1）列仅控制了返乡创业政策交互项，第（2）列增加了电子商务进农村综合示范项目和信息进村入户工程等政策虚拟变量，第（3）列进一步加入了所有控制变量，并且所有模型均控制了时间和个体固定效应。

此外，本文回归结果显示，地区经济发展水平对农民收入有显著正向影响，人均gdp、夜间灯光指数、政府规模等变量系数均显著为正。就农业发展而言，第一产业占比较高的地区由于农业是主要收入来源，因此农民收入显著偏低。但是农业生产技术水平的提升有利于提升农业生产效率，从而改善此类地区农民收入。

由表2结果可见，核心解释变量did的回归系数始终显著为正，表明返乡创业试点政策显著的推动了农民人均可支配收入的增加。但随着解释变量的增加，回归系数在不断缩小，因此遗漏相关变量会导致政策效果的高估。以第（3）列结果为例，在其他因素保持不变的前提下，返乡创业试点政策推动农民人均收入上升了约1.3%。表1显示，样本县农民人均可支配收入的均值为9921元，据此可以推断返乡创业政策预计会将农民收入提高约129元。在其他两项政策中，电子商务进农村项目显著的推动农民收入提高，但是信息进村入户工程的影响并不显著，这与以往研究结果相同[18]。

（二）新冠肺炎疫情冲击分析

2019年底，新冠肺炎疫情突然来袭，严重威胁到人民的生命安全。为降低疫情传播范围，全国各地纷纷采取防控措施，给人们的生产生活造成了重大影响。数据显示，2011年到2019年期间，农村居民人均实际可支配收入逐年上升，由

① EOG网址：https://eogdata.mines.edu/products/vnl/，合并方法参照仲晓雅等[26]。为检验合并对回归结果的影响，在实证分析部分，本文选取2013−2021数据，即仅采用VIIRS观测数据进行了回归，回归结果具有稳健性。

表2 双重差分模型回归结果

被解释变量：ln（rincome）	（1）	（2）	（3）
did	0.043***	0.033***	0.013**
	（0.005）	（0.005）	（0.005）
ecom		0.060***	0.024***
		（0.003）	（0.004）
infor		0.005	0.002
		（0.010）	（0.010）
ln（avgdp）			0.158***
			（0.007）
dn			0.003***
			（0.0004）
agr			−0.002***
			（0.0004）
ln（atech）			0.015**
			（0.007）
ln（firm）			−0.002
			（0.001）
gov			0.001**
			（0.0002）
ln（phone）			−0.032***
			（0.003）
density			0.00003
			（0.00002）
常数项	−0.095***	−0.107***	−0.278***
	（0.001）	（0.001）	（0.019）
个体固定效应	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
样本量	22，077	22，077	17，596
Adj. R^2	0.892	0.893	0.905

注：括号内数据为标准差，*、**、***分别表示在10%、5%、1%水平上显著

7978元上升至11 854元。然而疫情期间，农村居民人均可支配收入大幅下滑，2020年为10 402元，2021年进一步下降为9103元。那么新冠疫情这一外来冲击是否影响到返乡创业试点政策的增收效果呢？

为了检测新冠疫情的影响，首先生成了疫情虚拟变量（covid），当样本年份大于2019年时，取值为1，否则为0。表3第（1）列汇报了加入疫情变量后的回归结果，估计系数显著为负，可见疫情抑制了农村居民收入的增长。在实证模型中控制了疫情与返乡创业试点政策的交互项，以分析新冠疫情对返乡创业政策效果的冲击。表3第（2）列结果显示，回归系数显著为负，表明新冠疫情的出现减缓了返乡创业试点政策的增收效应。但是，变量did的回归系数估计值仍然显著为正，因此即使面临疫情的冲击，返乡创业试点政策仍然具有促进农民收入增长的功效。

本文认为，疫情期间农民工回流多数为被动回流，而非正常经济形势下的主动返乡，这是导致返乡创业试点政策效果减弱的主要原因。疫情防控期间，企业停工停产，在外农民工收入锐减甚至失业，无奈选择返回家乡。然而在此期间，农村经济活动也十分受限，农民工返乡后无活可干，收入陷入停滞，需要依靠储蓄度日。本文生成了农民工回流变量（mig），即常住人口与户籍人口的差额，用于检验新冠疫情对收入的作用机制。由表3第（3）列和第（4）列可见，新冠疫情显著增加了农民工回流数量，但是回流劳动力

却显著降低了农村人均收入水平。

表3 新冠肺炎疫情对返乡创业政策的冲击

	ln（rincome）		mig	ln（rincome）
被解释变量	（1）	（2）	（3）	（4）
did	0.054***	0.074***	−1.226***	0.072***
	（0.006）	（0.006）	（0.168）	（0.006）
covid	−0.148***	−0.142***	0.678***	−0.142***
	（0.003）	（0.004）	（0.090）	（0.004）
did*covid		−0.047***	0.598***	−0.047***
		（0.009）	（0.212）	（0.009）
mig				−0.001***
				（0.000）
常数项	−0.549***	−0.549***	−5.677***	−0.554***
	（0.026）	（0.026）	（0.973）	（0.026）
样本量	17，596	17，596	20，708	17，596
Adj. R^2	0.885	0.886	0.629	0.886

注：括号内数据为标准差，*、**、***分别表示在10%、5%、1%水平上显著；表中各模型均控制了和基准回归相同的控制变量，以及个体固定效应；为避免与疫情变量的多重共线性，模型没有控制时间固定效应

（三）稳健性检验

为确保基准回归结果的可靠性，进行如下稳健性检验。

1. 平行趋势检验

双重差分方法的一个重要前提假设是平行趋势假设，该假设要求处理组和控制组在没有干预的情况下，结果的趋势保持一致。结合本文研究主题，这意味着要求返乡创业试点县和非试点县在政策实施前农村居民人均可支配收入的变化趋势不存在显著差异。本文采用事件分析法考察平行趋势和政策的动态效应，结果如图1所示。由图可见，试点县和非试点县的农村居民收入在入选之前did的系数在95%的置信区间不显著异于零，因此满足平行趋势假设。在试点政策实施后第4年返乡创业政策交互项系数显著异于零，表明返乡创业推动了农民收入提升，但是政策效果存在滞后性。

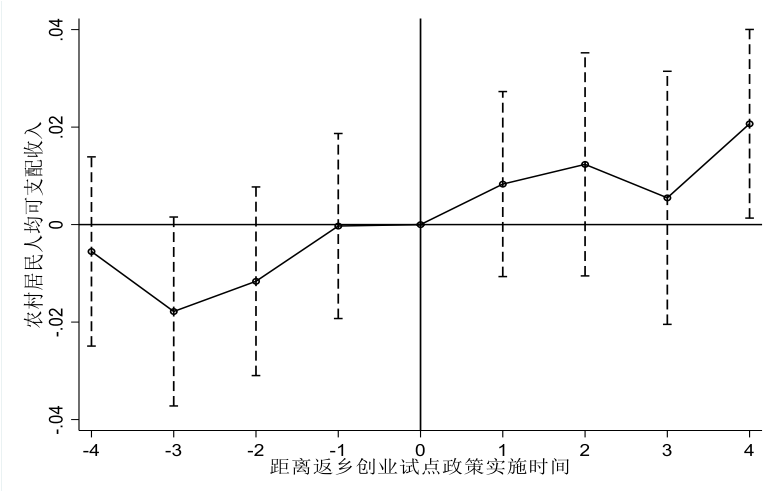


图1 平行趋势检验

2. 安慰剂检验

由于数据的缺失，本文选取的控制变量存在一定局限性，为了检验回归结果是否受到遗漏变量问题影响导致估计偏误，参照Li等[27]的做法，

随机选择返乡创业试点县进行了安慰剂检验。重复了500次随机生成过程，图2给出了估计系数的分布及相应的概率密度值。由图可见，通过随机生成伪实验组构建的返乡创业政策变量回归系数并不显著。具体而言，这些系数的均值为0.0003，距离本文基准回归结果估计值0.013较远。这表明，随机生成的政策变量并未对农民收入产生显著影响，进一步验证了本文结论的可靠性。

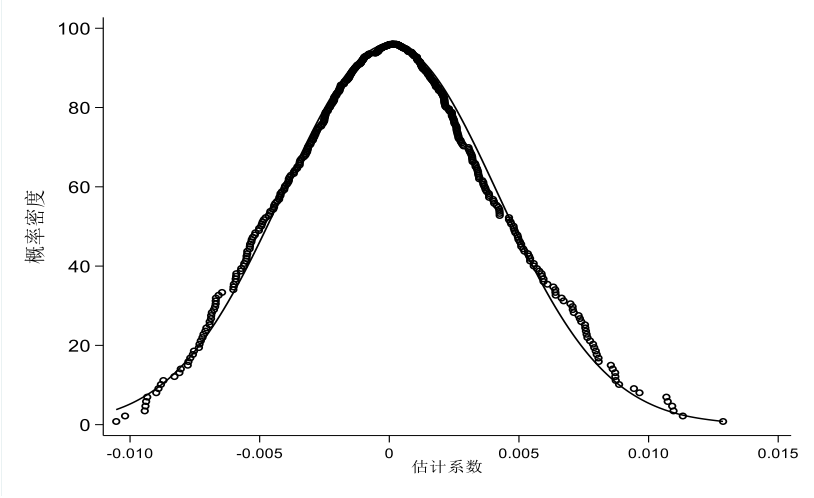


图2 安慰剂检验

3. Goodman－Bacon分解

Goodman－Bacon[28]根据处理时间将交叠DID模型的所有样本分为四类：早处理组、晚处理组、未处理组和一直接受处理组，并指出双向固定效应模型给出的处理效应是四种样本所有可能组合得到的处理效应的加权平均。然而当对照组为早处理组，实验组为晚处理组时，或者对照组为从始至终一直接受处理组，实验组为处理组时，若处理效应非静态，则估计结果可能存在偏误。为了检验这一偏误对估计结果的影响，本文采用Goodman－Bacon方法对双向固定效应模型的结果进行了分解。

具体而言，本文首先对加入所有控制变量的结果进行分解，由图3a可见，处理组组间的估计系数为－1.137，和表2第（3）列的符号相反，但是权重仅为0.016，因此对本文基准模型回归结果影响不大。考虑到加入协变量后，Goodman－Bacon无法准确分解出各种细分组合之间的处理效应。本文进一步针对无协变量的模型进行了分解（见图3b），容易导致估计偏误的是实

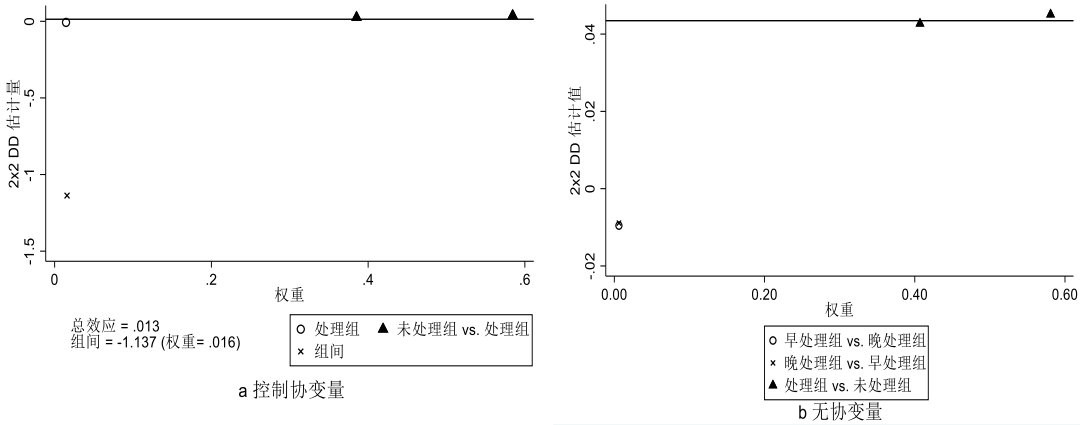


图3 Goodman－Bacon分解

验组为晚处理组，而对照组为早处理组的组合。分解结果显示，估计系数为－0.009，但是权重仅为0.006，可见这一偏误无法对基准模型估计结果产生影响，本文基准模型回归结果具有稳健性。

4. 倾向得分匹配的双重差分方法

由于本文样本中处理组县域数目远远低于对照组县域，为了避免样本自选择问题带来的估计偏误，采用PSM－DID方法对基准模型进行了重新估计。首先使用logit模型估计倾向得分，然后根据倾向得分结果采用核匹配法选择与试点县相似的样本作为对照组。由图4可见，匹配后的处理组和对照组标准化偏差显著缩小，除ecom之外，标准化偏差均小于5%，满足随机实验的要求。图5显示，本文样本基本满足共同支撑假设。继而，剔除了拒绝共同支撑假设的样本，重新对基准模型进行了估计，回归结果见表4第（1）列。PSM－DID估计得到的返乡创业试点政策交互项系数为0.01，与基准回归中0.013的估计值相一致，且仍在10%的水平上显著为正。

5. 其他稳健性检验

（1）本文创新的采用了夜间灯光指数数据反映经济活动水平，但是该数据有DMSP和VIIRS两种类型，其中DMSP提供的数据截至2012年，此后均为VIIRS指数数据。为避免两种夜间灯光指数合并带来的偏误，表4第（2）列将样本期限定为2013－2021，仅采用VIIRS指数数据，did估计系数仍显著为正且略有增加。

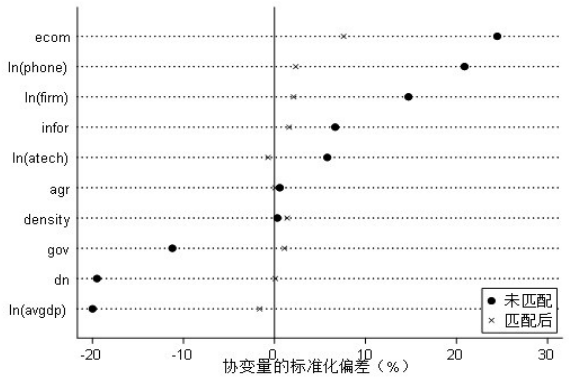


图4 PSM－DID平衡性检验

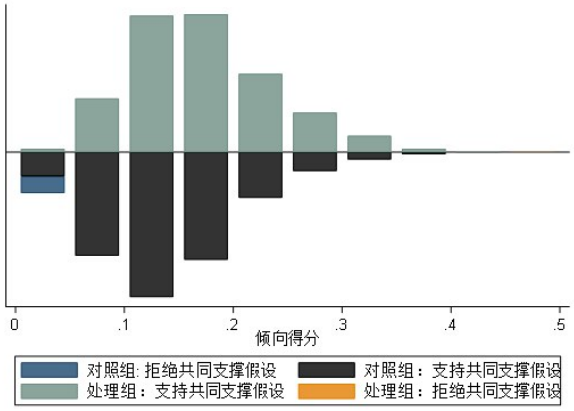


图5 PSM－DID共同支撑检验

（2）考虑到国家可能选择那些贫困程度较深的地区作为试点县，而这一反向因果关系会导致

表4 稳健性检验回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	PSM－DID	dn	非贫困县	预期	Before DID	After DID
did	0.010*	0.024***	0.013**	0.015**		
	(0.005)	(0.005)	(0.006)	(0.006)		
did1				0.006	－0.001	
				(0.006)	(0.005)	
did2						0.009
						(0.007)
Cons.	－0.295***	－0.255***	－0.249***	－0.278***	－0.276***	－0.276***
	(0.021)	(0.019)	(0.023)	(0.019)	(0.019)	(0.019)
Obs.	17，055	14，080	13，346	17，596	17，596	17，596
Adj. R^2	0.912	0.936	0.898	0.915	0.915	0.915

注：括号内数据为标准差，*、**、***分别表示在10%、5%、1%水平上显著；表中各模型均控制了和基准回归相同的控制变量，以及个体和时间固定效应

回归的偏误，剔除样本中的贫困县，仅对非贫困县样本进行了回归[①]。表4第（3）列显示，did的系数与基准回归相同。此外，某些地区可能对试点政策有预期而提前采取相关措施，因此生成了比试点年份提前1年的虚拟变量did1，若该地区1年后入选试点县则取值为1，否则为0。表4第（4）列回归结果显示，在控制试点政策交互项之后，提前一年的政策虚拟变量影响并不显著，表明不存在预期效应。

（3）在提前一年的政策虚拟变量基础上，进一步构建了推迟一年的政策虚拟变量did2，即当样本县1年前入选试点地区则取值为1，否则为0。did1和did2可被视为伪政策交互项，可用于展开安慰剂检验。如表4第（5）列和第（6）列结果所示，无论是提前还是推迟，伪政策交互项均不显著，再次表明本文基准模型得出的结论具有稳健性。

三、机制识别与异质性分析

以往文献研究认为，农民工返乡创业有助于提升农村地区产业结构，并产生要素集聚效应，继而对农民收入产生中介效应[18-19]。据此设置产业结构、人力资本和固定资本作为中介变量，其中体现产业调整效应的中介变量为第三产业增加值与第一产业增加值的比值，采用对数形式；人力资本效应对应的中介变量为非农就业人口；体现资本积聚效应的中介变量为资本流出额，由各地区每年的存款与贷款差额的一阶差分计算而得[29]。

（一）机制识别

本文认为农民工返乡创业政策存在三种中介效应，即产业结构优化效应，人力资本效应和资本集聚效应。根据Baron和Kenny[30]提出的方法，使用模型（2）和（3）对以上中介效应进行了检验。

1. 产业结构优化效应

近年来，我国产业结构逐步实现了由“二三一”向“三二一”的转变，拓宽了就业渠道，提高了居民收入水平。采用第三产业增加值与第一产业增加值的比例作为中介变量检验返乡创业政策的产业结构优化效应。由表5第（1）列可见，返乡创业提高了第三产业相对第一产业的比重，推动县域产业结构向“三二一”模式转变。与此同时，当将中介变量和返乡创业政策交互项同时放入基准模型时，中介变量的系数仍显著为正，表明产业结构优化中介效应存在，Sobel检验结果也验证了这一点。

2. 人力资本效应

随着返乡创业各项优惠政策的出台，越来越多的农民工、青年、城市人才等回到农村，缓解了农村劳动力紧缺的现状，成为推动乡村振兴的中坚力量。返乡创业的人力资本效应包括劳动力数量效应和劳动力质量效应两个维度。返乡创业不仅带动了农村劳动力数量的增加，而且将更先进的技能和经验带回了农村，产生人力资本溢出效应，推动了农村劳动力质量的提升。然而目前我国缺少县级层面的人力资本度量数据，因此本文仅对劳动力数量效应进行了检验[②]。

采用非农就业人数作为中介变量检验劳动力数量效应。由表5第（3）列和第（4）列可见，返乡创业政策显著增加了农村就业人数，Sobel检验结果表明劳动力数量中介效应显著存在。

3. 资本集聚效应

农民工返乡创业必然带动资本向农村地区流动，从而产生资本集聚效应，推动经济增长和收入提高。采用各地区每年的存款与贷款差额的一阶差分度量资本流出额，数据显示，东部地区资本流出额最高，其次是东北地区，西部地区流出额居中，中部地区流出额最小。表5第（5）和（6）列显示，返乡创业显著降低了资本外流规模，而资本外流会导致农村居民人均可支配收入下降。换句话说，返乡创业政策显著提升了资本流入，从而带动了农民收入增加。

（二）异质性分析

以往研究发现，返乡创业政策的影响存在异质性，主要表现为在经济发展水平、人口结构不

① 贫困县依据国家扶贫办2012年与官网公布的“扶贫开发工作重点县名单”确定，网址如下：https://nrra.gov.cn/art/2012/3/19/art_50_23706.html。全国贫困县数目为592个，本文样本中属于贫困县的有425个。

② 部分学者采用普通中学在校学生数占总人口的比重作为农村劳动力质量指标，但是该指标无法反映当前农村劳动力的质量，因此不能作为劳动力质量中介变量[19,31]。

表5 农民工返乡创业政策的中介效应

	产业结构优化效应		人力资本效应		资本集聚效应	
被解释	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
变量	ln（ind）	ln（income）	ln（labor）	ln（rincome）	capital	ln（rincome）
did	0.015**	0.013**	0.093***	0.012**	−1.909**	0.012**
	(0.006)	(0.005)	(0.026)	(0.005)	(0.809)	(0.005)
ln（ind）		0.057***				
		(0.007)				
ln（labor）				0.012***		
				(0.003)		
capital						−0.0002***
						(0.00005)
常数项	1.690***	−0.374***	1.186***	−0.996***	5.895	−0.255***
	(0.025)	(0.023)	(0.056)	(0.018)	(4.926)	(0.020)
样本量	17，596	17，596	17，598	17，596	17，186	15，415
Adj. R^2	0.970	0.915	0.639	0.915	0.175	0.923
Sobel	Z=2.046		Z=2.813		Z=1.790	
检验	P−value=0.041		P−value=0.000		P−value=0.073	

注：括号内数据为标准差，*、**、***分别表示在10%、5%、1%水平上显著；表中各模型均控制了和基准回归相同的控制变量，以及个体和时间固定效应

同地区的影响存在差异。何宜庆等[32]的研究指出，返乡创业试点的农民增收作用主要体现在中东部地区。而黄祖辉等[19]则发现，返乡创业对县域经济增长的促进作用仅在中西部地区显著，在东部的影响并不显著。汤龙等[18]发现，返乡创业政策具有包容性，在文盲、育龄妇女、老年人口等弱势群体占比较高的地区才能显著提高农民收入。鉴于此，本文分别从经济发展水平和受教育程度两个视角展开异质性分析。

表6 基于人均GDP水平的异质性检验

被解释变量：	(1)	(2)	(3)
ln（rincome）	高收入	中等收入	低收入
did	0.009	0.024***	−0.008
	(0.012)	(0.008)	(0.012)
常数项	−0.090*	−0.234***	−0.414***
	(0.048)	(0.033)	(0.051)
样本量	4022	8698	4583
Adj. R^2	0.908	0.877	0.879

注：括号内数据为标准差，*、**、***分别表示在10%、5%、1%水平上显著；表中各模型均控制了和基准回归相同的控制变量，以及个体和时间固定效应

就经济发展水平而言，本文参照李波等[15]的做法，将所有样本县根据人均GDP水平分为高、中、低三个组别进行估计。其中高收入指人均gdp不低于75%分位数的样本，中等收入指人均gdp介于25%和75%分位数之间的样本，低收入指人均gdp低于25%分位数的样本①。表6汇报了分组回归结果，可以看出，返乡创业政策仅对中等收入地区农村居民收入产生显著正向影响，在低收入和高收入地区的影响并不显著。黄祖辉等[19]指出，高收入地区一方面外出务工人数较少，返乡创业政策吸引的回流劳动力和资本都十分有限；另一方面，高收入地区第二三产业都相对饱和，农民工创业的发展前景受到限制，因此返乡创业政策对发达地区经济增长没有显著影

① 人均实际gdp的四分位数由小到大依次为：1.88，2.75，4.58，单位为万元。

响，农民收入也无法由于该政策得到改善。对于低收入地区，由于在基础设施、市场环境、资金保障等农民工创业所需的各方面条件上都相对欠缺，因此这些地区返乡创业人数较少，由返乡创业试点政策带来的农民增收微乎其微[9, 33]。表7第（1）列和第（2）列的对比验证了以上的分析，返乡创业政策对贫困县农村居民收入的影响并不显著，但是显著推动了非贫困县农民收入的增加。

表7 基于是否贫困县和受教育年限的异质性检验

被解释变量：	（1）	（2）	（3）	（4）
ln（rincome）	贫困县	非贫困县	高教育	低教育
did	0.007	0.013**	−0.008	0.011**
	（0.010）	（0.006）	（0.021）	（0.006）
常数项	−0.325***	−0.249***	−0.068	−0.318***
	（0.048）	（0.023）	（0.047）	（0.021）
样本量	3825	13346	2840	14756
Adj. R^2	0.810	0.898	0.897	0.913

注：括号内数据为标准差，*、**、***分别表示在10%、5%、1%水平上显著；表中各模型均控制了和基准回归相同的控制变量，以及个体和时间固定效应

人力资本是影响地区收入水平的核心变量，在其他条件相同的前提下，地区人力资本水平越高，经济增长速度更快，人均收入水平往往更高[34]。据此，返乡创业政策在人力资本水平不同的地区影响可能存在差异。第六次人口普查发布了区县层级的人口受教育情况数据，本文采用其中的平均受教育年限指标对样本进行了划分，高教育地区指平均受教育年限高于或等于全样本75%分位数的地区，反之则为低教育地区①。表7第（3）列和第（4）列回归结果显示，返乡创业政策对平均受教育年限较低地区的农民收入有显著的正向影响，但是对高教育程度地区的影响并不显著。高学历群体一方面平均收入水平相对更高，多数从事知识和技术密集型工作，而返乡创业政策带动的农民工创业集中于劳动密集型产业，工作岗位与高学历群体并不匹配，薪资水平也很难对该群体产生吸引力[35]。另一方面，研究发现，高学历群体个体创业并不能获得更高收入[36]。两方面共同作用导致返乡创业政策在受教育程度较高地区的增收效益十分有限。相反，返乡创业为受教育程度较低地区的个体提供了更多的就业机会和收入来源，显著的改善了这类地区农村居民的收入水平。

四、结论与政策建议

本文采用2011−2021年间县域面板数据分析了返乡创业政策对农民收入的影响。在交叠双重差分模型估计基础上，进行了一系列稳健性检验，研究结论表现出相当的稳健性。研究发现，无论疫情前后，农民工返乡创业政策均显著推动农民收入水平提高，新冠疫情则对政策效果产生了负面冲击。具体而言，返乡创业试点政策主要通过产业结构优化效应、人力资本效应和资本集聚效应路径推动农民增收。与此同时，农民工返乡创业政策的影响存在异质性。该政策在中等经济发展水平、受教育程度较低地区存在增收效应，但是对贫困地区、高收入地区，或受教育程度较高地区的农民收入没有显著影响。

综合以上结论，为更好的发挥返乡创业政策的增收效应，提出以下政策建议：

首先，加快产业结构调整步伐，大力发展服务业。本文回归结果显示，同等条件下，第一产业占GDP比重更高的县，农村居民收入水平更低，而返乡创业政策通过提升第三产业的相对比重显著改善了农民收入。服务业作为国民经济的“稳定器”，具有创业门槛低，灵活性强的特点，是绝大多数返乡创业农民工选择的行业。服务业的发展有助于吸纳一批农村剩余劳动力就业，吸引农民工主动回流，为农村家庭增加收入来源。

其次，加强返乡创业支持力度，提升农民工人力资本水平。一是提高返乡创业资金支持力

① 平均受教育年限的75%分位数为9.47年。

度，通过创业补贴、税收减免、创业担保优惠政策等方式降低返乡创业企业投融资壁垒；二是提升返乡农民工创业就业人力资本储备。一方面，充分挖掘现有人力资本存量，如鼓励老年返乡农民工将其生活经验和技能转化为创业就业机会，传承发扬传统手工艺、美食等乡村非遗文化。另一方面，通过培训提升返乡农民工人力资本水平，培育新的创业就业增长点。例如，对老年农民工可开展家政、养老护理、手工制作等针对性的职业技能培训，推动其就近就地就业。对青年农民工则需探索“创业培训＋技能培训”模式，激发创业思维和创业动力，加强其运用数智技术助力返乡创业的能力。只有这样，返乡农民工才能具备创业所需的人力物力条件，提高创业成功率。

最后，减少千村一面，因地制宜制定返乡创业政策。一是加大对贫困地区的固定资本投资力度，构建创业基础条件。本文实证结果发现，返乡创业政策的农民增收效应主要集中在非贫困县，在贫困县的影响并不显著。这主要是由于贫困地区基础设施、资金保障等创业前提条件欠缺所致。因此，政府仍需加大对贫困地区的固定资本投资力度，为贫困地区创造吸引要素流入的基础设施条件。二是根据人力资本水平差异化设定返乡创业政策。短期内，各地区返乡创业重点应当聚焦于和本地人力资本水平相匹配的行业。只有这样，创业企业的劳动力需求才可以在本地劳动力市场得到满足，充分发挥返乡创业政策带动就业的功能。长期而言，随着优势产业的发展，本地劳动力通过“干中学”积累了更多人力资本，创业企业可以向与之关联的上下游行业拓展，逐步实现产业升级。

参 考 文 献

[1] 徐超，吴玲萍，孙文平．外出务工经历、社会资本与返乡农民工创业——来自CHIPS数据的证据[J]．财经研究，2017（12）：30-44.

[2] 周广肃，谭华清，李力行．外出务工经历有益于返乡农民工创业吗?[J]．经济学(季刊)，2017（2）：793-814.

[3] 张梁梁，李世强．外出务工经历、邻里关系与返乡农民工创业[J]．人口与经济，2022（2）：140-154.

[4] 陈政，王燕荣，李海波，等．农民工返乡创业驱动因素及其地区差异实证分析[J]．经济地理，2022（10）：186-192.

[5] 刘新民，张衡，于文成．务工城市双创环境对农民工返乡创业的影响分析[J]．农业技术经济，2022（11）：4-19.

[6] Lofstrom M.. Labor market assimilation and the self-employment decision of immigrant entrepreneurs[J]. Journal of Population Economics，2002，15（1）：191-222.

[7] Brettell C. B.，Alstatt K. E.. The agency of immigrant entrepreneurs：Biographies of the self-employed in ethnic and occupational niches of the urban labor market[J]. Journal of Anthropological Research，2007（3）：383-397.

[8] 李彦娅，谢庆华．农民工返乡创业的动力机制研究——基于三次返乡创业高潮的调查[J]．重庆社会科学，2019（7）：99-110.

[9] 陈国生，肖瑜君，李海波，等．返乡农民工创业选择的影响因素分析——基于5省465户返乡农民工家庭的调查数据[J]．经济地理，2022（1）：176-181.

[10] 汪三贵，刘湘琳，史识洁，等．人力资本和社会资本对返乡农民工创业的影响[J]．农业技术经济，2010，（12）：4-10.

[11] 陈文超，陈雯，江立华．农民工返乡创业的影响因素分析[J]．中国人口科学，2014（2）：96-105.

[12] 贾鹏，庄晋财，李娟．农村公共品供给促进农民工返乡创业了吗？——基于CLDS数据的实证研究[J]．云南财经大学学报，2021，37（6）：12-25.

[13] 罗敏．从“离乡”到“返乡”：青年参与乡村振兴的行动逻辑——基于H省Z市1231名青年的问卷调查分析[J]．中国青年研究，2019（9）：11-17.

[14] 黄海平．返乡青年回嵌乡镇：双重理性、城乡推拉力与生产重建[J]．青年探索，2023（3）：33-43.

[15] 李波，赵骏宇，靳取．返乡创业如何促进县域产业结构升级——基于政策试点的准自然实验[J]．华中农业大学学报(社会科学版)，2023（3）：34-43.

[16] 邓金钱，蒋云亮．返乡创业试点政策对乡村振兴的影响研究——来自中国县域面板数据的经验证据[J]．中国人口科学，2024，38（1）：51-66.

[17] 罗明忠，魏滨辉．返乡创业、产业升级与农民收入增长[J]．中南财经政法大学学报，2023（1）：83-96.

[18] 汤龙，陈享光，赵妍妍．返乡创业能提高农村居民收入吗——基于返乡创业试点政策的考察[J]．农业技术经济，2024（7）：111-128.

[19] 黄祖辉，宋文豪，叶春辉,等．政府支持农民工返乡创业的县域经济增长效应——基于返乡创业试点政策的考察[J]．中国农村经济，2022（1）：24-43.

[20] 赵利梅，张凤，易晓芹．乡村振兴与农民工返乡创业

的双螺旋耦合机制研究——以四川省平武县GB村为例的实证分析[J]. 农村经济，2020（12）：49-57.
[21] 朱纪广. 农民工返乡创业行为对乡村振兴的影响效应分析[J]. 经济经纬，2023（1）：68-77.
[22] 李俊蓉，林荣日. 乡村振兴与新型城镇化耦合协调度的测度与影响因素研究[J]. 浙江农业学报，2023，35（10）：2477-2489.
[23] 王轶,刘蕾. 农民工返乡创业何以促进农民农村共同富裕[J]. 中国农村经济，2022（9）：44-62.
[24] 王轶. 西部农民工返乡创业的就业效应[J]. 中南民族大学学报(人文社会科学版)，2023（6）：111-120.
[25] 王庶，岳希明. 退耕还林、非农就业与农民增收——基于21省面板数据的双重差分分析[J]. 经济研究，2017，52（4）：106-119.
[26] 仲晓雅，闫庆武，李桂娥. 中国长时间序列夜间灯光数据集的研发(2000-2020)[J]. 全球变化数据学报(中英文)，2022，(6)：416-424，593-601.
[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] Goodman-Bacon A. Difference-in-differences with variation in treatment timing[J]. Journal of Econometrics，2021，225（2）：254-277.
[29] Huang J.，Rozelle S.，Wang H. Fostering or stripping rural China：modernizing agriculture and rural to urban capital flows [J]. Developing Economics，2006，44（1）：1-26.
[30] Baron R. M.，& Kenny D. A.. The moderator-mediator variable distinction in social psychological research：Conceptual，strategic，and statistical considerations[J]. Journal of Personality and Social Psychology，1986，51（6）：1173-1182.
[31] 柯善咨. 中国城市与区域经济增长的扩散回流与市场区效应[J]. 经济研究，2009（8）：85-98.
[32] 何宜庆，熊子怡，张科,等. 政府推动型返乡创业能否促进农民收入增长？——基于双重差分的经验评估[J]. 湖南农业大学学报(社会科学版)，2022（4）：1-14.
[33] 李彦龙,毕钰. 城市创业活跃度：区域差异、动态演变与影响因素[J]. 中国软科学，2023（5）：99-106.
[34] Zhang，Xiaobei.，Wang，Xiaojun. Measures of human capital and the mechanics of economic growth [J]. China economic review，2021，68：1-18.
[35] 邱海盈. 农村劳动力回流与劳动力密集型产业的开发[J]. 人口学刊，2001（3）：52-55.
[36] 潘春阳，王紫妍. 创业的得与失——中国居民创业的货币与非货币回报[J]. 世界经济文汇，2016（4）：102-120.

The effect of migrant workers´ return on rural income——based on county-level panel data

ZHANG Xiaobei

(*College of Public Administration*，*Zhejiang University of Finance and Economics*，*Hangzhou* 310018，*China*)

Abstract：Under the background of rural revitalization，various policies have implemented to attract migrant workers to return to their hometowns in order to ease talents shortage in rural area. It is of great practical significance to study the effect of migrant workers return on rural income. Based on the county-level panel data from 2011 to 2021，taking the pilot policy of migrant workers returning home to start business as quasi-natural experiment，this paper empirically tested the effect of migrant workers′ return on rural income and the impact of the COVID-19 pandemic on this effect was analyzed.. It showss that the policy has significantly increased farmers′ income through industrial structure optimization effect，human capital effect and capital agglomeration effect，while the passive return during the COVID-19 pandemic has mitigated the policy′s income-increasing effect. and that the policy exerts different effect among different regions. While it significantly promoted rural residents′ income in regions with moderate economic development level and low education level，it had no significant effect in poor regions，high-income regions or regions with high education level. Therefore，rural government need to formulate differentiated policies for migrant workers′ return，strengthen financial support and entrepreneurship training，and speed up the upgrading of industrial structure，so as to attract the active return of migrant workers and improve the income of rural residents.

Keywords：Return of migrant workers；Rural residents′ income；Covid-19 pandemic；Passive return

（编辑：牛晓霞）