

乡村振兴视角下的农村劳动力回流弹性估计*

——基于空间断点回归的研究

李芳华¹ 姬晨阳²

摘要：产业兴旺是乡村振兴的重点。本文基于2015—2019年河南省新县各行政村经济活动发生的随机差异性变化，以农村生产性用电量指标度量村级经济活动强度，构造准自然实验，利用村边界的外生性以及“断头路”导致的劳动力需求冲击的非连续性，采用空间断点回归的方法，估算了农村劳动力的回流弹性。本文发现：在当前农村经济活动增长幅度下，男性劳动力的流动选择没有显著变化，中青年女性劳动力留在本地工作的概率显著提高，回流弹性为0.28，原因在于女性劳动力留在当地的非经济收益更高。进一步分析表明，女性劳动力回流损失了家庭收入（相比基础年份，样本期内处理组家庭年人均自有收入的总增长量比控制组低6576元），但同时也创造了更大的非经济收益（处理组学生中考成绩平均比控制组高108分）。异质性分析结果显示，非经济收益越大的家庭，中青年女性的回流概率越大，回流弹性也越大。本文的发现为乡村振兴提供了一定启示。

关键词：空间断点回归 劳动力回流弹性 非经济收益 乡村振兴

中图分类号：F323.6 **文献标识码：**A

一、引言

党的十九大报告提出实施乡村振兴战略，《乡村振兴战略规划（2018—2022年）》明确，要科学有序推动乡村产业、人才、文化、生态和组织振兴，把产业兴旺作为乡村振兴的重点^①。《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十四个五年规划和二〇三五年远景目标的建议》明确提出“促进产业在国内有序转移”。农村劳动力是乡村产业振兴的重要投入要素，研究其行为逻辑至关重要。此外，张强等（2018）认为乡村地区保持一定数量的人口规模且年轻人口占有一定的比例，是乡村振兴的重要标志之一。在此背景下，科学评估农村经济活动增强对不同农村劳动力群体行为的影响是各界面临的重大课题。一方面，农村劳动力回流弹性直接关系到乡村振兴的实施逻辑。当地就业机会的增加是否能够有效吸引劳动力回流，以及主要吸引了哪些群体回流，对于接下来吸引企业转移和推进乡村振

*本文通讯作者：姬晨阳。文责自负。

^①原文件中表述为“乡村振兴，产业兴旺是重点。”

兴的工作思路十分关键。另一方面，探索劳动力回流的激励机制，能够为把握农村劳动力流动规律、促进劳动力回流、实现人才振兴提供理论指导。

从学术研究的角度来看，Monte et al. (2018) 定义了劳动力流动对当地劳动力需求的弹性，并认为在目前劳动力流动加剧以及西方国家“重振制造业”的背景下，估计此弹性的大小具有重大的政策意义。目前的相关研究大多使用跨地区数据（张永丽、黄祖辉，2008；张广胜、周娟，2009；Enrico, 2011；樊士德等，2015），然而这类研究存在着内生性问题。首先，跨地区研究中不可观测的因素，例如各地区制度、习俗、文化等的差异，能够影响农村人口流动的意愿和成本（袁益，2020），遗漏相关变量将导致估计有偏。其次，企业选址与劳动力流动之间存在双向因果关系，当地劳动力群体的特征可能对企业选址存在影响，从而导致简单的跨地区回归结果失准。因此，寻找更加科学的估计策略以提高该系数估计的准确性和可置信度至关重要。此外，从研究内容上看，国内关于农村劳动力流动的研究主要侧重于宏观因素对农业劳动力部门间流动的影响（刘明，2012；蔡昉，2018）、劳动力流动对地区间工资差异等的影响（董莹、穆月英，2015）以及影响农村劳动力流动的个人特征（赵耀辉，1997）和迁入地特征（李勋来、李国平，2005；封进、张涛，2012），鲜有关注迁出地就业机会变化对劳动力流动选择的影响，定量研究和对不同人群的异质性讨论更是匮乏。例如，Wang and Fan (2006) 使用推拉模型讨论了原住地就业机会增加等村庄层面的特征对劳动力回流的影响，但并没有进行定量分析。

造成以上研究空白的主要原因有二。其一是西方经济学界更关注劳动力由发展中国家向发达国家的流动，例如墨西哥向美国的流动和中东向欧洲的流动，或者劳动力在城市间的流动（Wozniak, 2010），这是由国家制度等因素决定的。而在中国乡村振兴战略的背景下，聚焦劳动力回流到农村这一特定流动方向，研究农村地区经济活动增强是否能够吸引劳动力留在当地工作，具有重大现实意义。第二个原因在于难以准确度量农村经济活动和劳动力需求。对于城市的经济活动，目前的文献多使用夜间灯光数据（徐康宁等，2015），但这一指标并不适用于生产生活相对分散的农村地区。

鉴于此，本文将研究范围缩小到中国中部地区的一个典型县域，利用扶贫开发信息系统中的建档立卡贫困户数据，使用空间断点回归方法，估计了现有经济活动强度下不同类型农村劳动力回流的劳动需求弹性（后文简称为劳动力回流弹性），并进一步讨论了其影响机制。本文的边际贡献在于：研究视角上，以往研究局限于考察城市对农村劳动力外迁的影响，本文以农村发展为出发点，估计农村地区劳动力需求上升对劳动力回流的影响，在乡村振兴背景下具有更强的政策含义和现实意义。研究方法上，本文借助2015—2019年各村经济活动强度变化的外生性和异质性，基于村庄边界的外生性以及相邻村庄在制度和文化等方面的高度相似性，构造准自然实验，使用空间断点回归方法，从而有效控制了不可观测因素对结果造成的影响，并解决了双向因果关系导致的内生性问题。此外，本文创新性地使用来自于国家电网公司的农村生产性用电量来度量村庄层面的经济活动强度，为接下来研究农村问题提供了新的思路。研究内容上，本文估计了不同群体的劳动力回流弹性，发现在当前农村经济活动增长幅度下，男性劳动力的流动选择没有显著变化，中青年女性劳动力留在本地工作的概率显著提高，为劳动力流动弹性估计提供了来自中国的证据，对全面推进乡村振兴提供了政策启示。

二、理论模型与假说

本文试图解释的是农村经济活动增强对当地劳动力流动选择的影响，而非解释中国经济对农村人口内部流动规律的影响。因此，本文采用局部均衡模型进行分析^①。考虑以下效用最大化问题，总效用包含经济收益和非经济收益两部分。劳动力选择就业类型和工作地点以最大化总效用，其中就业类型有两种，分别是从事个体农业劳动和从事雇佣工作；工作地点也有两种选择，分别是留在当地与外迁。以上两个方面的选择可以组合为三种互斥的工作状态，即留在当地从事个体农业劳动、留在当地从事雇佣工作以及外迁从事雇佣工作。根据基础年份不同性别、不同年龄段的劳动参与率变化^②，本文以50岁为界，将个体分为4类：中青年男性（16~50岁男性）^③、中青年女性（16~50岁女性）、中老年男性（51~75岁男性）以及中老年女性（51~75岁女性）。个体效用函数定义如下：

$$u_{ikt}^j = \begin{cases} p_{kt}^j(x_{it}, \vartheta_{it}) + np_{rt}^j(x_{it}, \mu_{it}) & k=0 \\ w_{rt}^j(x_{it}, \vartheta_{it}) + np_{rt}^j(x_{it}, \mu_{it}) & k=1,2 \end{cases} \quad (1)$$

其中，上标 j 代表个体 i 的所属类型， $j=1$ 代表中青年男性、 $j=2$ 代表中青年女性、 $j=3$ 代表中老年男性、 $j=4$ 代表中老年女性。下标表示个体 i 的工作状态 k 和工作地点 r ， $k=0$ 代表留在当地从事个体农业劳动， $k=1$ 代表留在当地从事雇佣工作， $k=2$ 代表外迁从事雇佣工作； $r=0$ 代表留在当地，对应 $k=0$ 和 $k=1$ ， $r=1$ 代表外迁，对应 $k=2$ 。 u_{ikt}^j 代表 j 类型的个体 i 在 t 期选择工作状态 k 时的总效用，包括经济收益和非经济收益，根据就业类型不同，分别为 $(p_{kt}^j + np_{rt}^j)$ 和 $(w_{rt}^j + np_{rt}^j)$ 。经济收益与个体类型 j 、工作状态 k 、工作地点 r 均相关，而非经济收益仅与个体类型 j 和工作地点 r 相关。当 $k=0$ 时， p_{kt}^j 代表 j 类个体在 t 期从事个体农业劳动的收入（经济收益）， np_{rt}^j 代表 j 类个体留在当地的货币化非经济收益。当 $k=1,2$ 时，经济收益为 j 类个体在 r 地工作的工资

^①使用局部均衡模型要求工资水平外生给定，而该条件在本文的研究背景下是成立的，可以认为不影响模型结果。具体原因如下：首先，一个县域的劳动力相对于任何一个迁入城市的劳动力市场而言，都是微不足道的，其流动对于该城市均衡工资水平的影响可以忽略不计。部分已有研究也证明了类似的结论，Friedberg（2001）研究发现在以色列的移民并没有对本国劳动力造成不良影响。Cohen-Goldner and Paserman（2011）的发现进一步证明了该结论。其次，当前的劳动力流动规模也不足以影响当地工资水平。笔者调查了新县境内部分农村企业，发现其用工成本在2017年至2019年之间并未发生显著变化（在此期间，新县农村企业雇用散工的价格一直为：女工80元/天，男工100元/天）。基于以上两个原因，有充分的理由认为，迁入地和迁出地的工资水平均外生给定。

^②在基础年份，当年龄达到50岁时，男性和女性劳动参与率开始明显下降，之前相对稳定。也就是说，50岁以上群体和50岁以下群体在劳动供给方面存在明显的基础差异，因此选取50岁作为年龄划分界限（若需要分性别和年龄段的劳动参与率情况，可向作者索要）。

^③本文研究期限是2014—2019年。在这一期间，个体年龄自然增长5岁，为了剥离出年龄自然增长对流动选择产生的影响，本文实际上使用的中青年研究样本是2014年和2019年处于16—50岁人群的交集，即满足以下条件： $\{16 \leq age_{2014} \leq 50\} \cap \{16 \leq age_{2019} \leq 50\}$ ，中老年研究样本同理。

函数 w_r^j ， np_r^j 代表 j 类个体选择在 r 地工作的货币化非经济收益。经济收益和非经济收益皆取决于个体所属类型 j 和个体特征 x_{it} 。其中，经济收益还受不可观测因素 ε_{it} 的影响，非经济收益受不可观测因素 μ_{it} 的影响。

虽然 (1) 式没有对工作状态选择施加任何限制，但事实上，个体的选择受就业概率和失业概率的共同影响。鉴于本文不要求解理论模型，因此使用 P_r^j 代表两者的整体效应，即在稳定工作状态下的概率，取决于个体类型 j 和工作地点 r 。

个体 i 在 P_r^j 的约束条件下，最大化 (1) 式得到最优的流动选择，由外生的工作获取概率向量 $[P_0, P_1]$ 、工资向量 $[w_0, w_1]$ 、非经济收益向量 $[np_0, np_1]$ 、个体所属类型 j 、个体特征 x_{it} 以及误差项 ε_{it} 和 μ_{it} 共同决定。对于人口大规模净流出中部农村而言，可以合理假设当地工资水平 w_0 低于外出务工的工资水平 w_1 ，而留在当地的非经济收益 np_0 大于外出务工的非经济收益 np_1 ，因此最优化问题有解，可以表示为：

$$k_{it,j}^* = f^j \left([P_0, P_1]_t^j, [w_0, w_1]_t^j, [np_0, np_1]_t^j, x_{it}, \varepsilon_{it}, \mu_{it} \right) \quad (2)$$

本文所要估计的是在给定的异质性偏好参数下，农村经济活动增强对不同农村劳动力流动选择的异质性影响。农村经济活动增强创造了更多的就业机会，即对应 (2) 式中的 P_0 上升，在当地工资水平 w_0 给定的情况下， P_0 上升将增加留在当地从事雇佣工作的经济收益，在非经济收益 np_0 和 np_1 不变的情况下，留在当地从事雇佣工作的总效用增加，从而激励劳动力回流。在农村劳动力外迁规模持续上升的情况下^①，原来从事个体农业劳动的劳动力，选择留在当地从事雇佣工作而非外出务工，这种情况可以看作是一种“隐形”的回流。鉴于此，本文所关注的劳动力回流包括两种情形，即 $k_{it,j}^*$ 由 2 变化到 1 的实际回流和由 0 变化到 1 的隐形回流^②，总的回流弹性可以表示为：

$$\varepsilon_{k=1, P_0}^j \Big|_{w, np} = \frac{\Pr(k_{t-1}^* = \{0, 2\} \rightarrow k_t^* = 1) / \Pr(k_{t-1}^* = \{0, 2\})}{\Delta P_{0,t}^j / P_{0,t-1}^j} \quad (3)$$

然而，(3) 式包含了流动选择的时间趋势。为了剥离时间趋势，理想的情形是，存在两个偶然经历了不同经济活动强度变化，但是其他特征均相同的地区 m 和 n ，可以利用两个地区之间的变化差异消除时间趋势，得到更加精确的劳动力回流弹性计算公式：

$$\varepsilon_{k=1, P_0}^j \Big|_{w, np} = \frac{\frac{\Pr(k_{t-1}^* = \{0, 2\} \rightarrow k_t^* = 1)_m}{\Pr(k_{t-1}^* = \{0, 2\})_m} - \frac{\Pr(k_{t-1}^* = \{0, 2\} \rightarrow k_t^* = 1)_n}{\Pr(k_{t-1}^* = \{0, 2\})_n}}{(\Delta P_{0t}^j / P_{0t}^j)_m - (\Delta P_{0t}^j / P_{0t}^j)_n} \quad (4)$$

当地区 m 和 n 足够相似时，则可将上式简化为：

^①国家统计局发布的 2014—2019 年《农民工监测调查报告》显示，农村劳动力外迁规模由 2014 年的 2.7 亿上升至 2019 年的 2.9 亿。同一时期内，本文所聚焦的新县所有建档立卡贫困户中 16-50 岁劳动人口从事雇佣工作的比例上升了 12%，外出务工的比例上升了 14%。

^②在本文的研究情境下，无论是实际回流还是隐形回流，都是由外生的当地经济活动增强引发的，因此不进行详细区分。

$$\varepsilon_{k=1, P_0}^j |_{w, np} = \frac{(\Pr(k_t^* = 1)_m - \Pr(k_t^* = 1)_n) / \Pr(k_{t-1}^* = \{0, 2\})}{(P_{0,t,m}^j - P_{0,t,n}^j) / P_{0,t-1}^j} \quad (5)$$

由(2)式可知,为了弥补回流带来的经济收益下降(当地工资水平 w_0 小于外出务工的工资水平 w_1),必然存在非经济收益。只有当选择回流的非经济收益($np_0 - np_1$)足以抵消经济收益的下降($w_1 - w_0$)时,劳动力才会选择回流,且回流弹性的大小与群体特征相关。按照当前的家庭分工模式,女性是传统农村家庭中负责料理内务的主要人员(黄枫, 2012),男性回流的非经济收益往往低于女性,从而使得男性对于当地就业机会变动的反应不敏感,由此可得以下假说。

假说1:回流弹性与非经济收益有关,男性回流的非经济收益普遍小于女性,从而回流弹性也小于女性。

假说2:当 $\varepsilon_{k=1, P_0}^j > 0$ 时,群体 j 发生负的收入变动。

假说3:个体 i 回流的非经济收益越大, $\varepsilon_{k=1, P_0}^j$ 越大。

三、研究方法与回归模型

(一) 识别策略

估计流动弹性的关键在于找到两个可比的地区 m 和 n 。为解决初始就业机会 $P_{0,t-1}^j$ 与不可观测因素导致的内生性问题,理想情形下, m 地区和 n 地区在包括制度、文化、初始经济状态和结构、劳动力就业偏好等各个方面都应相似,且 m 地区经历了 n 地区所没有的就业机会变动的外生冲击。在县域这一小空间范围内,可以认为企业经营的成功与否是随机事件(后文证明了2015—2019年村庄经济活动的增长幅度与村庄特征、政策等均无关),这为本文提供了解决内生性的良好机会。根据刘生龙等(2014)对电力消费和经济活动关系的研究,本文使用村级生产性用电量度量村级经济活动强度,将2015年至2019年^①生产性用电量增长幅度达到50%以上的村作为经济活动明显增强的处理组;将低于50%的村作为控制组^②。考虑到贫困村在制度等方面与非贫困村的系统性差异,笔者在回归之前进行了分组。

本文解决内生性的思路与Michalopoulos and Papaioannou (2014)基本一致,作者基于非洲国家独立前政治边界两侧居民所处的地理区域和文化的同质性,以边界线作为空间断点,解决了国家制度产生的内生性,准确估计了国家制度在经济发展中的作用。同理,本文选择村庄边界没有道路连通的村庄^③,以村庄边界作为空间断点,以家庭到村边界的直线距离为驱动变量,位于处理组一侧的驱动变

^①选择2019年的原因在于,2020年暴发新冠肺炎疫情,对劳动力流动和经济活动均造成了影响,导致数据失常。

^②根据全县所有村庄非居民用电增长率分布,3/4分位数为50.90%,因此选择50%作为处理组村庄和控制组村庄的分类标准。另外,本文估计的是劳动力回流的弹性,在定义中将处理组与控制组经济活动增长幅度的差值作为分母,能够消除具体划分标准的影响。比较处理组和控制组村庄在2015年的用电量及其结构,发现两组村庄在2015年并没有显著差异,其非居民用电总量的均值之差为-17.38千千瓦时(t值为-1.07),服务业用电比重的均值之差为3.35%(t值为0.92)。

^③白明等(2018)证明,不同治理主体容易陷入基础设施建设方面的合作困境,进而引发“断头路”现象。

量为正，而控制组一侧为负。由于处理组和控制组位于同一个县内相邻的两个村庄，因此在文化、习俗、地理环境、就业偏好等各方面皆相似，避免了企业选址等因素导致的内生性问题。本文中处理组和控制组唯一的差异在于可获得的就业机会，劳动力流动选择的转变可完全归因于当地劳动需求的变动，这使得本文能够利用村庄边界作为空间断点，精确地估计出当地劳动力需求变动对劳动力流动选择的影响。村庄边界处劳动力需求存在断点的原因如下：

首先，村庄边界处道路的非连通导致边界两侧个体获取就业机会的成本存在跳跃。如图1（a）所示，由于交通成本和时间成本的存在，劳动力到达新企业的交通距离越远，新企业对其影响也越弱。图1（b）呈现了“断头路”导致的断点情形。村庄A和村庄C在地理位置上相邻，但两个村庄边界处没有道路相连。当村庄C出现新的就业机会，劳动力 L_1 到达新就业机会的交通距离为 a_1 ，而劳动力 L_2 虽然在地理位置上与 L_1 相邻，但由于村庄A和村庄C的边界没有道路连接，劳动力 L_2 要到村庄C就业，需要先穿越村庄B，实际交通距离 a_3 远大于直线距离 a_2 ，从而在村庄A和村庄C的边界处形成了断点。

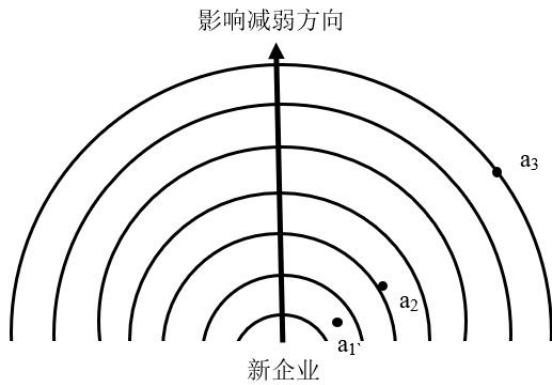


图 1（a）新企业的影响与交通距离

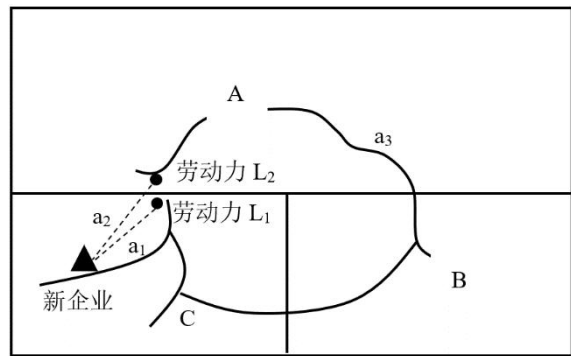


图 1（b）村庄边界“断头路”示意图

其次，村内增加的工作机会也优先被配置给本村村民^①。现有文献也证明了类似的结论，如Robinson（2016）发现种族是导致非洲市场隔离的一个重要因素。以上两点保证了处理组和控制组村庄边界两侧的家庭虽然具有相似的文化和地理位置，但他们所受到的影响存在断点。

（二）模型设定与变量选取

基于以上分析，本文采用精确断点回归模型：

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 D_i + \beta_2 distance_i + \beta_3 distance_i \times D_i + \lambda X_i + \delta_i \quad (6)$$

其中， Y_i 为本文所关注的结果变量，主要是个人层面的工作状态、工作状态的变动（离散变量）以及工作时间。在机制验证中，本文使用家庭层面的年人均自有收入^②，以及自有收入分解后的工资性收入和生产经营性收入作为被解释变量。 $distance_i$ 代表家庭 i 到村庄边界的直线距离，是断点回归的驱动变量，如果 i 位于处理组村庄，则 $distance_i > 0$ ，否则 $distance_i < 0$ 。 D_i 为处理变量，如果

^①笔者曾在新县陆湾村长期调研，2019年陆湾村集体产业用工数量达到1104.5人次，其中来源于外村的有24.5人次，占比2.2%，且雇用的三位外村劳动力均为原陆湾村女性，后出嫁至其他村。

^②自有收入是指除转移支付收入之外，通过劳动供给或者资产经营等获得的收入。

$distance_i > 0$ ，则 $D_i = 1$ ，否则 $D_i = 0$ 。 β_1 为核心待估参数，代表就业机会变动这一外生冲击的局部平均处理效应（LATE）。在带宽的选择上，参考 Calonico et al. (2019) 求最优带宽的方法，利用 Epanechnikov 核函数构造局部多项式。

X_i 为控制变量，根据劳动力流动的家庭选择模型（Stark and Levhari, 1982），主要选取个人基本特征变量和家庭特征变量。个人基本特征变量包括年龄和受教育程度，家庭特征变量包括三个方面，一是家庭供养负担变量，已有研究证明孩子和老人的数量对劳动力回流存在显著的正向影响（Wang and Fan, 2006），因此本文加入家庭成员中 5 岁及以下孩子的数量、15 岁及以下义务教育学生数量、65 岁及以上老人数量、长期患病家庭成员数量。二是家庭健康成年人数量，包括成年健康女性数量和成年健康男性数量。健康状况通过影响劳动参与率和劳动生产率，进而对收入水平产生显著的影响（程名望等，2016），在收入效应下，健康成年人数量多的家庭的劳动力更可能选择回流。三是其他家庭成员的工作情况。根据劳动力流动的家庭选择模型，其他家庭成员的收入可能影响个体工作状态选择。在缺少个体层面收入变量的情况下，本文使用工作情况进行替代。在针对男性劳动力的回归中另加入女性劳动力在乡镇内、乡镇外的务工时间；同理，在针对女性劳动力的回归中控制男性劳动力的工作时间。最后，控制家庭所在地的基础设施情况，具体包括当前的道路情况以及道路的改善程度。交通更加便利、道路改善情况更大的家庭的劳动力有更大的概率选择外出务工（刘晓光等，2015），基础设施可获得性的提高对贫困家庭收入有显著促进作用（谢申祥等，2018）。以上变量均可能影响家庭收入，控制后可减少扰动项的方差，使得估计值更加精确。

在得到 β_1 后，可以根据劳动力回流弹性式（4）和式（5），进一步计算在当地经济活动强度增加 $(P_1 - P_0)\%$ 时的劳动力回流弹性。若要全面估计农村劳动力回流弹性，需要使用包含全部具有农村户籍劳动力的数据。然而本文的空间断点回归设计对数据的要求较高，主要体现在两个方面。一方面是要求包含村庄经济活动强度的度量指标和家庭地理位置指标，另一方面还要求村庄边界的周围存在足够的样本量。因此从数据可得性的角度，本文把研究范围缩小到一个县域，使用覆盖全部建档立卡贫困户的政府采集数据，对方程（6）进行估计，并进一步计算劳动力回流弹性。

四、数据介绍

（一）研究区域的一般性和代表性

本文选择的样本县新县具有较好的代表性。根据 2016 年《全国地市县统计资料汇编》和人口普查数据，笔者搜集了全国 2000 个县的相关经济社会指标。如表 1 所示，新县 2015 年的各项指标接近全国的均值和中位数。为进一步验证研究样本的一般性，本文使用中国家庭金融调查（CHFS 2015）^① 中贫困家庭和个人层面的指标与新县进行对比，发现新县 2014 年所有建档立卡户的家庭人均纯收入、低保金、耕地资产及健康比重等多个指标的中位数，与 CHFS（2015）报告的全国层面统计值没有显

^①在全国性的调查数据中，目前笔者已知的仅有 CHFS 数据库有针对全国 29 个省（市、自治区）的贫困户及其家庭成员的信息，且统计指标与新县样本指标具有高度重合性。

著差异^①，且与中西部地区更接近，这说明本研究所选取的样本具有代表性和一般性。

表1 新县各项指标与全国的对比

变量	全国均值	全国中位数	新县
人均地区生产总值（单位：千元）	21.63	14.60	14.09
第二产业占比（单位：%）	42.94	43.84	42.40
人均储蓄（单位：千元）	16.60	12.87	13.76
人均企业数量（单位：个/千人）	0.20	0.12	0.14
平均受教育年限（单位：年）	8.71	8.62	8.42
人口密度（单位：万人/平方公里）	0.03	0.02	0.02

（二）数据描述

从数据层面来讲，本文所用数据主要包含家庭及个人层面数据和村庄层面的数据，家庭和个人层面数据主要用于回归，村庄层面的数据主要用作处理组选择和空间断点设置。

本文通过身份证号码将新县的建档立卡贫困户数据、农村家庭宅基地登记数据、学生成绩数据合并，构建包含新县全部建档立卡贫困户的面板数据，包含家庭和个人两个层面的指标。其中，建档立卡贫困户数据来源于扶贫开发信息系统^②，包含个人年龄、性别、工作地点、工作时间等指标，以及年度总收入、分项收入等家庭层面指标。农村家庭宅基地登记数据来源于新县自然资源局，主要是家庭宅基地GIS位置信息，用于计算样本家庭到村庄边界的距离，通过身份证号码与建档立卡贫困户数据匹配。学生成绩数据来源于新县教育局，主要用于研究劳动力流动的非经济收益，仍然通过学生身份证号码与建档立卡贫困户数据匹配。个人和家庭层面主要变量的描述性统计见表2。

表2 个人和家庭层面主要变量的描述性统计

变量	单位	时间跨度	观测值	均值	标准差
个人层面变量					
性别（女=1，男=0）		2014—2019	242778	0.46	0.50
工作状态（从事雇佣工作=1，自雇农或不工作=0）		2014—2019	242778	0.37	0.48
身体状况（健康=1，患病或残疾=0）		2014—2019	242778	0.23	0.42
工作时间	月	2014—2019	242749	2.72	4.01
工作地点 在乡镇内工作（是=1，否=0）		2014—2019	242778	0.07	0.25

^①CHFS（2015）数据库统计的主要信息年份为2014年。为客观比较，本文对CHFS数据库的对应变量进行了极端值处理。由于篇幅原因此处不再展示，具体统计数据可以向作者索要。

^②扶贫开发信息系统由国务院扶贫办于2013年底建立，为每一个建档立卡贫困户设立档案，并在精准扶贫过程中进行年度更新。该数据在个人和家庭信息采集方面具有极高的准确性。以新县为例，工作地点信息和收入数据在个人申报的基础上，需要工作人员进行现场核查，并要求务工人员提供加盖公章的工资证明，以便领取外出就业补贴。因此，该系统的工作信息和收入数据比调查数据更可信。

乡村振兴视角下的农村劳动力回流弹性估计

在乡镇外县内工作（是=1，否=0）		2014—2019	242778	0.05	0.21
在县外工作（是=1，否=0）		2014—2019	242778	0.26	0.44
家庭层面变量					
家庭年人均自有收入	元	2014—2019	70506	5302.87	5300.72
15岁以下孩子数量	人	2014—2019	70580	0.70	0.87
65岁以上老人数量	人	2014—2019	70580	0.17	0.43
患病或残疾人数量	人	2014—2019	70580	0.79	0.77
健康成年男性数量	人	2014—2019	70580	1.03	0.78
健康成年女性数量	人	2014—2019	70580	0.78	0.80
2018年家庭与道路最短距离	米	2018	60218	204.68	302.08
2018年家庭与村庄中心最短距离	米	2018	60218	1000.69	703.65
2018年家庭与最近村庄边界的距离	米	2018	60218	426.16	280.20

本文综合新县不同行业部门的统计数据与网络公开数据，构建了包含村庄基本信息、电力消费信息、道路信息在内的村庄面板数据，具体来源如下。村庄基本信息数据来源于扶贫开发信息系统，包括村庄的地理位置、自然资源、基础设施状况、人口结构等指标。根据村庄的经纬度，可以计算出到乡镇中心、县城中心的距离。村庄边界信息数据来自于中科院地理研究所2013年地理国情普查数据（GDPJ 03-2013），主要用于空间断点回归设计。电力消费数据来源于国网新县供电公司，跨度为2013年至2020年底。通过用电地址可以识别账户所在村庄，根据用电账户类别，排除居民用电账户后，加总得到村级年度生产性用电量，用以度量村庄经济活动强度。2015年至2019年间，村级生产性用电量增长率的均值为34.79%（标准差为115.15）^①。道路GIS数据来源于新县交通运输局，覆盖2013年、2015年、2018年全县范围内所有道路，用于控制基础设施对劳动力流动选择的影响。

（三）样本选择

新县共有11997户建档立卡贫困户^②，其中89%能够匹配到家庭位置。鉴于各村建档立卡贫困户数量和占村庄人口比重均存在差异，为避免各村在识别贫困户过程中的人为干扰，本文统一选取一个村庄内收入最低的10%家庭用于估计^③，总共7689个。没有公路贯通边界的村庄共有91个，其中进入处理组的31个，进入控制组的60个，共包含2556个家庭，9313个个体。由于本文选取的是收入最低的10%的家庭，所以研究样本在整个研究时期的人均自有收入低于全样本。而且，研究样本家庭中15岁以下孩子的数量更少，65岁以上老人的数量、患病或残疾人的数量更多，健康成年劳动力的数量更少，与道路的最短距离更大。从个体层面来看，研究样本和全样本在工作时间、工作地点选择方面基本一致。这意味着虽然研究样本的家庭结构与全样本存在差异，即儿童和健康成年人数量少、患病或残疾家庭成员数量多，但仍然能够较好地代表贫困人口的一般情况。

^①由于篇幅限制，其他村庄层面变量的描述性统计结果不在此展示，若有需要可向作者索要。

^②新县农村常住人口约18万人，建档立卡贫困户共有11997户，约4.5万人，占农村常住人口的比重约为25%。

^③由于篇幅限制，详细描述性统计结果不在此展示，若有需要可向作者索要。

五、实证结果

（一）断点回归的有效性

1. 经济活动强度变化的外生性

本文使用空间断点回归方法的前提在于村庄的经济活动强度变化是外生的，即与个人和家庭特征无关。按照贫困户的识别标准，贫困家庭的生产性资产较少，对于村庄整体经济活动强度的影响可忽略不计。本文以村庄生产性用电量变化幅度为被解释变量，对包含人口结构、地理位置、资源禀赋、领导特征、基础年份的企业数量和劳动力外出比例在内的村庄变量进行回归，发现村庄经济活动强度的变化与村庄特征无关。这说明村庄经济活动强度及其变化是外生的^①。

2. 内部有效性与外部有效性

断点回归的内部有效性还依赖于以下三个条件：（1）驱动变量是外生的；（2）村庄边界两侧的样本均匀分布；（3）断点两侧的家庭和个人完全可比。在本文的空间断点回归中，驱动变量是家庭与村边界的距离，由于村边界和家庭地理位置均是既定的，所以条件（1）成立。图2呈现了断点两侧的劳动力分布情况。显然，村边界两侧的劳动力分布是连续的，这间接说明边界两侧的家庭也是均匀分布的。

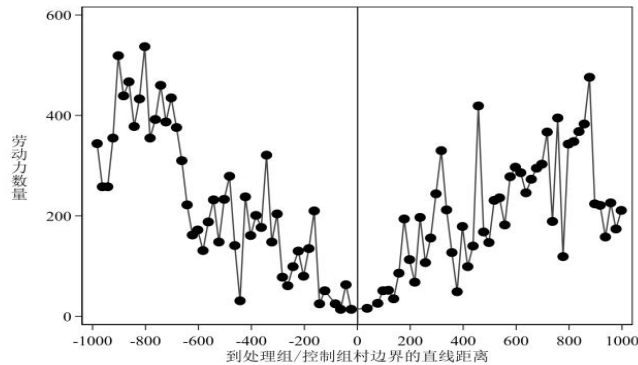


图2 断点两侧样本分布

对于条件（3），将断点两侧 10%低收入家庭在基础年份的人均自有收入、平均受教育程度等作为因变量进行断点回归，自变量为处理变量 D_i 。结果见表 3，无论选择最优带宽，还是 500 米和 1000 米固定带宽，两侧家庭在任何变量上均不存在显著差异，这说明村庄边界线作为断点是平衡的、有效的。

表 3 断点两侧平衡性检验结果

变量名称	最优带宽结果	最优带宽	固定带宽(500米)	固定带宽(1000米)
家庭年人均自有收入	163.91 (174.44)	402.12	163.06 (176.21)	174.47 (215.69)
女性最高教育程度	0.33 (0.22)	419.30	0.33 (0.21)	0.27 (0.28)
男性最高教育程度	0.05 (0.16)	569.20	0.04 (0.15)	-0.13 (0.22)

^①由于篇幅限制，详细回归结果不在此展示，若有需要可向作者索要。

乡村振兴视角下的农村劳动力回流弹性估计

健康成年女性数量	0.12 (0.10)	696.46	0.11 (0.10)	0.01 (0.19)
患病成年女性数量	-0.11 (0.10)	456.44	-0.12 (0.11)	-0.13 (0.14)
健康成年男性数量	0.15 (0.13)	499.32	0.16 (0.13)	0.17 (0.17)
患病成年男性数量	-0.03 (0.10)	564.12	-0.03 (0.11)	0.05 (0.15)
15岁及以下孩子数量	-0.17 (0.17)	546.25	-0.15 (0.18)	-0.07 (0.25)
65岁及以上老人数量	-0.02 (0.08)	568.82	-0.02 (0.08)	0.04 (0.12)
患病家庭成员数量	-0.01 (0.14)	617.24	0.00 (0.15)	0.11 (0.24)

注：括号内为标准误。

断点回归估计的是局部平均处理效应，其可推广性取决于带宽内外样本是否具有可比性。本文把主要家庭特征变量作为被解释变量，将家庭到村边界距离的1~15阶多项式作为解释变量，进行OLS回归，并按照赤池信息准则（AIC）选择最优阶数^①。最优化的多项式回归得到的调整后的R²普遍在0.001左右，说明到村边界的距离对家庭特征变量解释力度很弱，且基本不存在显著性水平在5%以下的项。可以认为，断点回归带宽内外的家庭不存在距离维度上的异质性，本文所估计的局部平均处理效应可扩展至平均处理效应。

（二）劳动力回流弹性估计

表4报告了三种方法下村庄经济活动增强对不同性别和年龄劳动力流动选择的影响的估计结果。其中，常规结果指不做任何调整直接进行断点回归得到的结果，误差修正是在常规方法的基础上，对带宽边缘的样本进行了优化处理，稳健结果则是稳健标准误下的估计结果。相比而言，误差修正方法得到的结果和稳健结果更可信（Calonico et al., 2019）。因此，本文的介绍以这两种方法的结果为主。

表4 方程（6）估计结果：经济活动增强对不同劳动力群体流动选择的影响

	男性劳动力				女性劳动力			
	16~50岁		51~75岁		16~50岁		51~75岁	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(3)	(4)	(4)	
$\Pr(k_{t-1}^* = \{0, 2\} \rightarrow k_t^* = 1)$								
常规方法	0.129 (0.080)	0.119 (0.077)	-0.059 (0.096)	-0.118 (0.103)	0.353** (0.173)	0.324** (0.158)	0.355* (0.197)	0.316** (0.154)
误差修正	0.150* (0.080)	0.135* (0.077)	-0.060 (0.096)	-0.135 (0.103)	0.397** (0.173)	0.373** (0.158)	0.429** (0.197)	0.390** (0.154)
稳健结果	0.150 (0.097)	0.135 (0.094)	-0.060 (0.120)	-0.135 (0.125)	0.397* (0.205)	0.373** (0.187)	0.429* (0.229)	0.390** (0.178)
$\Pr(k_t^* = 1)$								
常规方法	0.129 (0.093)	0.113 (0.088)	-0.062 (0.114)	-0.113 (0.108)	0.399** (0.162)	0.380*** (0.136)	0.360* (0.201)	0.317** (0.156)
误差修正	0.151	0.133	-0.057	-0.124	0.442***	0.431***	0.431**	0.386**

^①因篇幅有限，在此不展示详细结果，如有需要可向作者索要。

乡村振兴视角下的农村劳动力回流弹性估计

修正	(0.093)	(0.088)	(0.114)	(0.108)	(0.162)	(0.136)	(0.201)	(0.156)
稳健	0.151	0.133	-0.057	-0.124	0.442**	0.431***	0.431*	0.386**
结果	(0.113)	(0.107)	(0.142)	(0.133)	(0.196)	(0.167)	(0.235)	(0.184)
控制变量	否	是	否	是	否	是	否	是
观测值	1551	1523	1087	1077	1076	1054	875	863

注：括号内为标准误，***、**、*分别代表在 1%、5%、10%的统计水平上显著。

(1) — (2) 列为经济活动增强对男性劳动力流动选择的影响，可以发现，处理组中青年（16~50岁）和中老年（51~75岁）男性劳动力的回流概率没有明显变化。由（3）—（4）列可知，处理组中老年女性和中青年女性的回流概率均显著增加了，比控制组平均高出近40%，且处理组和控制组之间 $\Pr(k_{t-1}^* = \{0, 2\} \rightarrow k_t^* = 1)$ 与 $\Pr(k_t^* = 1)$ 的差异变化趋势相同。图3展现了断点两侧（右侧为处理组村庄个体）中青年女性劳动力在乡镇内务工的概率关于到村庄边界距离的函数，阴影部分为95%置信区间，函数在村庄边界处不连续，边界附近的处理组个体在乡镇内务工的概率更高。

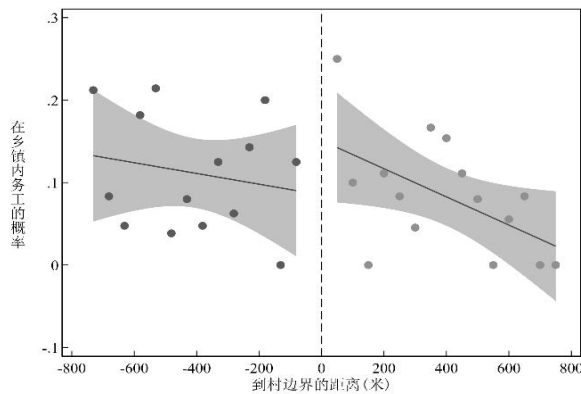


图3 中青年女性在乡镇内务工的概率断点图示

在基础年份，根据中青年女性的 $\Pr(k_{t-1}^* = \{0, 2\}) \approx 97\%$ 可以计算出中青年女性劳动力回流概率的变化比率为0.38 (0.37/97%)。同理，中老年女性为0.40。结合处理组与控制组生产性用电量增长幅度差异的中位数134%，可以最终计算出中青年女性劳动力的回流弹性约为0.28，中老年女性劳动力的回流弹性约为0.30。2014年至2019年，女性劳动力就业率由22%提高到54%，存在强烈的时间趋势，这意味着找一个合意的控制组以消除时间因素是十分必要的。以上发现证明了假说1，在当前的经济活动增长幅度下，男性劳动力的选择未受影响，女性劳动力更多地留在当地就业，而非选择外出务工，但其回流弹性小于1，说明该群体受影响的程度仍有限。

(三) 稳健性检验

以上结果包含贫困村和非贫困村样本。考虑到2015—2019年贫困村更完善的制度和更大程度的基础设施改善^①对劳动力流动选择可能存在影响，即使空间断点回归方法已经控制了村庄边界两侧的制

^①本文的研究时期与脱贫攻坚高度重合，在脱贫攻坚期间，样本县新县向贫困村派驻了更强的工作队伍，包括第一书记

度和基础设施特征，但制度等因素与经济活动变化之间可能存在的对劳动力流动选择的协同效应，将使结果不够精准。鉴于此，本文仅使用非贫困村样本进行稳健性检验，并且增加以工作时间这一连续变量作为被解释变量的稳健性检验，结果如表5所示。

表5 稳健性检验：经济活动增强对不同劳动力群体流动选择的影响

	男性劳动力				女性劳动力			
	16~50岁		51~75岁		16~50岁		51~75岁	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(3)	(4)	(3)	(4)
$\Pr(k_i^* = 1)$	0.148 (0.145)	0.106 (0.140)	-0.660*** (0.228)	-1.224*** (0.317)	0.619** (0.281)	0.506** (0.225)	0.543 (0.383)	0.722*** (0.249)
$\Pr(k_i^* = 2)$	-0.167 (0.189)	-0.233 (0.221)	0.163 (0.365)	0.043 (0.247)	-0.947*** (0.249)	-1.135*** (0.242)	-0.167 (0.163)	-0.054 (0.170)
$M(k_i^* = 1)$	1.315 (1.063)	1.634 (1.041)	-0.624 (1.202)	-0.936 (1.139)	0.712 (1.289)	0.726 (1.310)	3.18 (2.120)	4.017*** (1.361)
$M(k_i^* = 2)$	-2.723 (2.060)	-3.117 (2.264)	2.069 (3.104)	-0.092 (2.049)	-8.416*** (2.292)	-8.534*** (2.205)	-1.029 (1.276)	-0.359 (1.308)
控制变量	否	是	否	是	否	是	否	是
观测值	915	887	648	638	670	648	501	489

注：① $M(k_i^* = 1)$ 、 $M(k_i^* = 2)$ 分别表示在乡镇内务工和乡镇外务工的时长（月）；②括号内为标准误，***、**、*分别代表在1%、5%、10%的统计水平上显著。

由（1）列可知，从概率和工作时间两方面看，中青年男性劳动力的流动选择未发生显著变化。结合表4中的结果可以发现，被解释变量的选择、样本范围、是否加入控制变量均不影响中青年男性对应的结果，稳健地说明中青年男性劳动力流动选择不受当地劳动力需求变动的影响。（2）列显示，处理组中老年男性在乡镇内务工的概率显著降低^①，但其在乡镇外务工的概率、乡镇内务工的时间均无显著变化，说明结果不稳健，即当地劳动需求增加对中老年男性劳动力的流动选择影响不确定。由（3）—（4）列可知，中青年女性和中老年女性劳动力在乡镇内从事雇佣工作的概率有所增加，中青年女性外出务工的概率大幅降低，再一次验证了假说1。在工作时间方面，处理组中青年女性在乡镇内工作的时间没有显著变化，在乡镇外工作的时间显著降低，平均降低约8.5个月。在加入控制变量后，处理组中老年女性在乡镇内工作的时间显著增加，平均增加约4个月，但其外出务工的时间并未显著变化。

从时间趋势来看（图4），在初始年份，处理组和控制组中青年女性在乡镇外的工作时间基本相同，这说明处理组和控制组劳动力在初始年份的就业偏好一致。随着村庄经济活动强度差异的增加，处理

和驻村工作队等，同时也向贫困村投入了更多的资金用于基础设施建设和产业发展。

^①该系数显著的原因在于，当把研究范围缩小到非贫困村时，样本量随之变小，估计过程中选择的最优带宽仅有752米，此时有效样本量仅有149个，加上中老年男性劳动参与率不足80%，导致估计结果不稳定。若沿用表4的带宽（1398米），则有效样本量增加至350个，此时中老年男性对应的系数变得不显著。

组中青年女性在乡镇外工作的平均时间逐渐低于控制组，2019年处理组中青年女性劳动力在乡镇外的
工作时间比控制组少约8个月。

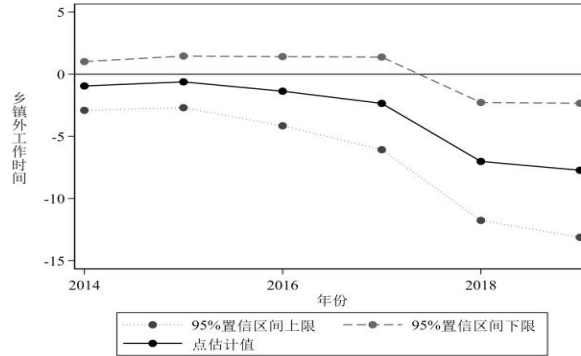


图 4 处理组与控制组中青年女性劳动力乡镇外工作时间差异的时间趋势

由此可以得出以下结论: 处理组在外务工的中青年女性劳动力有更大的概率从城市回到农村工作, 但相比于控制组, 其在乡镇内的工作时间并没有显著提高。本文从农村劳动力需求和供给两个方面出发探究其背后的原因。在劳动力需求方面, 笔者从天眼查网站抓取了注册地在新县农村地区且截至2020年仍处于存续状态的企业数据^①, 其中61.2%的企业经营范围与农业种植相关, 如茶叶和农副土特产品, 这决定了其生产活动和提供的就业机会是不稳定的。进一步地, 本文以村庄总生产性用电量作为本村企业生产活动的代理指标, 可以发现月度用电量波动性较大(图5), 再次证明企业的生产活动不稳定。在劳动力供给方面, 已有研究表明女性回流后需要承担家庭照料等任务导致其无法提供稳定的劳动供给(黄枫, 2012)。

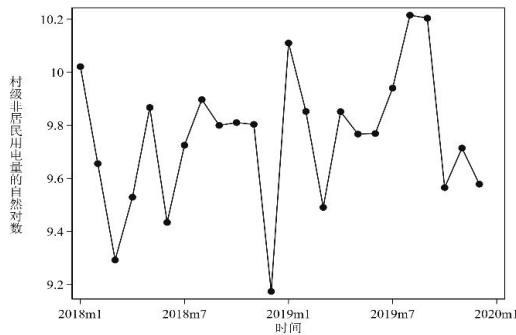


图 5 非居民用电量随时间变动情况

(四) 劳动力回流与家庭收入增长

村庄经济活动增强对家庭收入增长量的影响如表 6 所示。相比 2015 年, 处理组家庭 2019 年人均

^①搜索方式为: “地区”选择“河南省信阳市新县”, “企业状态”选择“存续(在营、开业、在业)”, “成立时间”中“结束时间”选择“2019年12月31日”。基于指标“企业公示地址”, 使用高德地图获取所有企业的经纬度, 并与村庄边界 GIS 数据相结合, 筛选出注册地在农村地区的农村合作社、企业和个体工商户共 14425 家。

自有收入增长量显著低于控制组，相差约 6576 元，差异来源主要在于工资性收入，这与更多的中青年女性劳动力放弃高工资而回到当地就业是分不开的，假说 2 得以验证。

表 6 经济活动增强对家庭收入增长量的影响

	年人均自有收入		年人均工资性收入		年人均生产经营收入	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
常规结果	-5321.706** (2459.182)	-5665.687*** (2162.109)	-5382.733** (2644.740)	-5130.179** (2379.038)	-556.144 (543.029)	-615.756 (565.937)
误差修正	-6246.825** (2459.182)	-6576.779*** (2162.109)	-6295.569** (2644.740)	-6024.912** (2379.038)	-746.202 (543.029)	-754.478 (565.937)
稳健结果	-6246.825** (2713.448)	-6576.779*** (2509.318)	-6295.569** (2966.517)	-6024.912** (2789.457)	-746.202 (673.257)	-754.478 (698.208)
控制变量	否	是	否	是	否	是
观测值	1524	1495	1524	1495	1524	1495

注：括号内为标准误，***、**、*分别代表在 1%、5%、10%的统计水平上显著。

图6展现了村庄边界两侧的处理组和控制组家庭年人均自有收入增长量差异的变化情况。2014年至2016年，处理组和控制组家庭不存在显著差异，2017年处理组家庭年人均自有收入增长量比控制组显著低2000元左右，且差异随时间推移逐渐扩大。至2019年，处理组家庭年人均自有收入增长量比控制组低6500元左右。以上结果进一步说明：在收入层面，当地经济活动的增强使得处理组家庭选择了更加无效的劳动力配置方式，中青年女性回流导致收入降低，假说2成立。

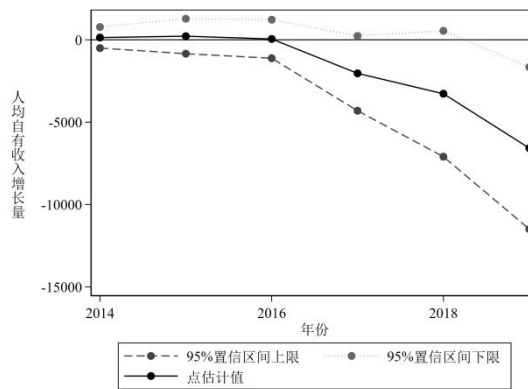


图 6 处理组与控制组家庭年人均自有收入增长量差异的时间趋势

(五) 劳动力回流与非经济收益

为了验证“劳动力回流的非经济收益越高，回流弹性越大”这一假说，本文首先选择学生的中考成绩来证明当地经济活动增强对学生成绩有正面促进效果，验证非经济收益的存在。其次，本文以“家中至少有1个15岁以下孩子”来定义非经济收益更高的群体，并进一步证明该群体劳动力回流弹性更高。

1. 验证非经济收益的存在

本文选择中考成绩来验证存在非经济收益的原因在于：随着年级的升高，家庭教育在学生教育中

的比重可能逐渐降低，女性回流对孩子成绩的影响也会随之降低，而中考成绩是可获得的年龄段最小且由省教育厅组织的统一考试成绩数据。表 7 展现的是经济活动增强对学生成绩的影响，使用的样本为 2017 年至 2019 年参加中考的学生，且这些学生的所属家庭中有中青年女性劳动力。（1）列为经济活动增强对学生总成绩的影响，可以明显看出，处理组学生的中考成绩显著高于控制组，平均差异为 108 分，相当于当地中考总分的 15%（108/700）。换言之，中青年女性劳动力回流的非经济收益是巨大的，足以弥补收入的下降。为了消除成绩绝对值的影响，（2）列报告了经济活动增强对标准化成绩的影响，两组学生的成绩差异仍然显著。

表 7 经济活动增强对学生成绩的影响

	总成绩 (1)	标准化成绩 (2)
常规结果	98.58** (43.17)	0.797** (0.39)
误差修正	108.1** (43.17)	0.792** (0.39)
稳健结果	108.1** (53.05)	0.792** (0.47)
观测值	332	332

注：括号内为标准误，***、**、*分别代表在 1%、5%、10%的统计水平上显著。

2.进一步的异质性分析

前文的结果已经充分证明，不同群体的回流弹性是不同的。为进一步讨论非经济收益大小与劳动力流动选择之间的关系，本文定义“家中是否至少有一个 15 岁以下孩子”的虚拟变量。由于孩子上学是非经济收益的重要部分，有义务教育阶段孩子的家庭，女性回流的非经济收益更大，因而能够接受的收入损失也更大。

表 8 呈现了不同研究样本下中青年女性劳动力流动选择和工作时间的估计结果^①。（1）—（4）列展现了使用非贫困村收入最低的 10% 家庭样本进行估计的结果，在加入控制变量的情况下，家中至少有 1 个 15 岁以下孩子的中青年女性劳动力从乡镇外回到乡镇内工作的概率增加了 0.541（对应的回流弹性约为 0.44），大于全样本估计结果 0.437（对应的回流弹性约为 0.35），其在乡镇外工作的时间平均下降了 9.371 个月，大于全样本估计结果 8.534 个月。为了避免样本量的影响，本文将样本扩展至非贫困村的全部家庭，结果见（5）—（8）列，显然，无论是否加入控制变量，家庭中至少有 1 个 15 岁以下孩子的中青年女性劳动力有更大的概率从外地回到当地务工，在乡镇外工作时间的下降幅度更大。以上结果意味着：不同群体的回流弹性存在异质性，回流带来的家庭非经济收益越大，回流的概率越大，回流弹性也越大，假说 3 得证。

表 8 异质性分析：非经济收益对劳动力回流的影响

^①男性劳动力仍然不受影响，详细结果不在文中展示，若有需要可联系作者。

乡村振兴视角下的农村劳动力回流弹性估计

	非贫困村-收入最低的 10%家庭				非贫困村-全部贫困家庭			
	全部样本		至少有 1 个孩子		全部样本		至少有 1 个孩子	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$\Pr(k_{t-1}^* = \{0, 2\} \rightarrow k_t^* = 1)$								
误差	0.524**	0.437**	0.725***	0.541**	0.374**	0.310**	0.531**	0.468***
修正	(0.21)	(0.19)	(0.26)	(0.22)	(0.17)	(0.16)	(0.21)	(0.18)
稳健	0.524*	0.437*	0.725**	0.541**	0.374*	0.310	0.531**	0.468**
结果	(0.27)	(0.23)	(0.32)	(0.26)	(0.22)	(0.20)	(0.27)	(0.23)
$\Pr(k_t^* = 1)$								
误差	0.619***	0.506***	0.855***	0.687***	0.395**	0.379**	0.566***	0.614***
修正	(0.22)	(0.18)	(0.27)	(0.22)	(0.17)	(0.15)	(0.21)	(0.17)
稳健	0.619**	0.506**	0.855***	0.687***	0.395*	0.379**	0.566**	0.614***
结果	(0.28)	(0.23)	(0.33)	(0.26)	(0.21)	(0.19)	(0.26)	(0.21)
$M(k_t^* = 2)$								
误差	-8.416***	-8.534***	-7.698***	-9.371***	-6.130***	-4.538***	-7.140***	-6.670***
修正	(1.98)	(1.87)	(2.15)	(1.88)	(1.85)	(1.72)	(1.81)	(1.86)
稳健	-8.416***	-8.534***	-7.698***	-9.371***	-6.130***	-4.538**	-7.140***	-6.670***
结果	(2.29)	(2.21)	(2.67)	(2.44)	(2.28)	(2.13)	(2.18)	(2.25)
控制变量	否	是	否	是	否	是	否	是
观测值	670	648	567	547	796	773	667	646

注：括号内为标准误，***、**、*分别代表在 1%、5%、10%的统计水平上显著。

六、结论与政策含义

本文以2015—2019年村庄经济活动变化的外生冲击为切入点，估计了农村劳动力的回流弹性。本文的主要结论有：（1）在目前的经济活动增长幅度下，男性劳动力流动选择未发生明显变化，而中青年女性劳动力留在当地就业的概率增加约0.38，相应的劳动力回流弹性约为0.28。（2）当地经济活动增强带来的就业机会增加能够吸引中青年女性放弃城市的高收入而选择回到当地就业，但由于工作的不稳定性，导致其劳动供给时间降低，对家庭自有收入增长产生了负向影响。（3）中青年女性劳动力愿意接受收入下降而选择回流的原因在于非经济收益的存在，且潜在非经济收益越大的家庭，其中青年女性回流的概率也越高。

脱贫攻坚战取得全面胜利，中国已经迈上乡村振兴新征程。在此背景下，本文的发现具有以下两方面的政策含义。第一，在农村产业尚未做大的情况下，选择留在当地就业的主要是承担家庭照料工作的女性劳动力。鉴于此，必须坚持以产业发展带动人才等方面的振兴，尤其是要有序引导制造业企业向中西部农村地区转移。第二，中青年女性劳动力回到农村就业后，往往需要承担家庭照料等任务，导致劳动供给不稳定，这成为企业转移到中西部农村地区所必须克服的一个难题。从政府的层面来讲，如何通过培训等引导农民成为合格的产业工人，对于乡村产业振兴十分关键。在乡村振兴战略实施初

期, 本文的结论有助于深刻理解乡村振兴的实施逻辑, 从劳动力视角为发展乡村产业提供指导, 有助于后续乡村振兴配套制度和政策的制定和实施。

本文基于村庄经济活动强度变化的差异性和外生性, 估计了农村经济活动增强对于劳动力流动选择的影响, 能够为把握劳动力城乡流动规律提供直接证据。但不可否认的是, 本研究存在以下局限性: 由于样本量有限, 任何水平的经济活动强度变化对应的样本量都十分有限, 因此本文将连续变量简化为二元离散变量处理, 这导致估计结果只能代表特定经济活动强度变化幅度下的点估计结果, 而无法绘制经济活动强度连续变化下的劳动力回流弹性曲线。此外, 本文使用的样本为农村低收入家庭, 受教育程度和工资水平相对较低^①, 由此可以推断, 低收入劳动力回流的经济损失也相对较低, 在其他条件相似的情况下, 当地经济活动增强对低收入劳动力回流概率的提升作用更大, 这与Young (2013) 所提出的按能力排序迁移的理论是一致的。换言之, 本文所估计的劳动力回流弹性是农村劳动力回流弹性的上限。

参考文献

- 1.白明、储文霞、卓玛才仁、刘朋, 2018: 《区域间“断头路”建设责任归属问题及对策研究——以安徽省舒城县为例》, 《现代商业》第11期, 第189-190页。
- 2.蔡昉, 2018: 《农业劳动力转移潜力耗尽了么?》, 《中国农村经济》第9期, 第2-13页。
- 3.程名望、盖庆恩、Jin Yanhong、史清华, 2016: 《人力资本积累与农户收入增长》, 《经济研究》第1期, 第168-181页、第192页。
- 4.董莹、穆月英, 2015: 《农业技术进步、农村劳动力转移对地区工资与收入差距的影响——基于SFA-CGE两阶段模拟分析》, 《北京理工大学学报(社会科学版)》第5期, 第91-98页。
- 5.樊士德、沈坤荣、朱克朋, 2015: 《中国制造业劳动力转移刚性与产业区际转移——基于核心—边缘模型拓展的数值模拟和经验研究》, 《中国工业经济》第11期, 第94-108页。
- 6.黄枫, 2012: 《人口老龄化视角下家庭照料与城镇女性就业关系研究》, 《财经研究》第9期, 第16-26页。
- 7.李勋来、李国平, 2005: 《农村劳动力转移模型及实证分析》, 《财经研究》第6期, 第78-85页。
- 8.封进、张涛, 2012: 《农村转移劳动力的供给弹性——基于微观数据的估计》, 《数量经济技术经济研究》第10期, 第69-82页。
- 9.刘明, 2012: 《基于宏观视角的中国农业劳动力转移影响因素分析》, 《中国农村经济》第12期, 第4-16页、第48页。
- 10.刘生龙、高宇宁、胡鞍钢, 2014: 《电力消费与中国经济增长》, 《产业经济研究》第3期, 第71-80页。
- 11.刘晓光、张勋、方文全, 2015: 《基础设施的城乡收入分配效应: 基于劳动力转移的视角》, 《世界经济》第3期, 第145-170页。
- 12.谢申祥、刘生龙、李强, 2018: 《基础设施的可获得性与农村减贫——来自中国微观数据的经验分析》, 《中国

^①根据 CHFS (2015), 全国农村建档立卡贫困人口的教育程度及在外务工的收入水平皆低于非建档立卡贫困人口。

农村经济》第5期,第112-131页。

13.徐康宁、陈丰龙、刘修岩,2015:《中国经济增长的真实性:基于全球夜间灯光数据的检验》,《经济研究》第9期,第17-29页、第57页。

14.袁益,2020:《文化差异与中国农村人口流动意愿——基于“稻米理论”的视角》,《中国农村经济》第10期,第17-32页。

15.张广胜、周娟,2009:《农民外出务工影响因素的实证研究——基于沈阳村级层面的调查》,《农业经济问题》第3期,第37-42页、第110页。

16.张强、张怀超、刘占芳,2018:《乡村振兴:从衰落走向复兴的战略选择》,《经济与管理》第1期,第6-11页。

17.张永丽、黄祖辉,2008:《中国农村劳动力流动研究述评》,《中国农村观察》第1期,第69-79页。

18.赵耀辉,1997:《中国农村劳动力流动及教育在其中的作用》,《经济研究》第2期,第37-42页、第73页。

19.Calónico, S., M.D. Cattaneo, M.H. Farrell, and R. Titiunik, 2019, “Regression Discontinuity Designs Using Covariates”, *Review of Economics and Statistics*, 101(3): 442-451.

20.Cohen-Goldner, S. and M.D. Paserman, 2011, “The Dynamic Impact of Immigration on Natives' Labor Market Outcomes: Evidence from Israel”, *European Economic Review*, 55(8): 1027-1045.

21.Enrico, M., 2011, “Local Labor Markets”, in *Handbook of labor economics*, Elsevier, pp.1237-1313.

22.Friedberg, R.M., 2001, “The Impact of Mass Migration on the Israeli Labor Market”, *The Quarterly Journal of Economics*, 116(4): 1373-1408.

23.Michalopoulos, S. and E. Papaioannou, 2014, “National Institutions and Subnational Development in Africa”, *The Quarterly journal of economics*, 129(1): 151-213.

24.Monte, F., S.J. Redding, and E. Rossi-Hansberg, 2018, “Commuting, Migration, and Local Employment Elasticities”, *American Economic Review*, 108(12): 3855-90.

25.Robinson, A. L., 2016, “Internal Borders: Ethnic-Based Market Segmentation in Malawi”, *World Development*, 87: 371-384.

26.Stark, O. and D. Levhari, 1982, “On Migration and Risk in LDCs”, *Economic development and cultural change*, 31(1): 191-196.

27.Wang, W.W. and C.C. Fan, 2006, “Success or Failure: Selectivity and Reasons of Return Migration in Sichuan and Anhui, China”, *Environment and Planning*, 38(5): 939-958.

28. Wozniak, A., 2010, “Are College Graduates More Responsive to Distant Labor Market Opportunities?”, *Journal of Human Resources*, 45(4): 944-970.

29. Young, A., 2013, “Inequality, the Urban-Rural Gap, and Migration”, *The Quarterly Journal of Economics*, 128(4): 1727-1785.

(作者单位: ¹新南威尔士大学经济学院;
²中国人民大学应用经济学院)
(责任编辑: 杨园争)

Estimation of Return Elasticity of Rural Labor Force from the Perspective of Rural Revitalization: Evidence Based on Spatial Discontinuity Design

LI Fanghua JI Chenyang

Abstract: Based on the random variation of economic activities of administrative villages in Xinxian County, Henan Province from 2015 to 2019, this article uses the rural productive power consumption index to measure the intensity of village level economic activities and constructs a quasi-natural experiment in rural China. It uses the externality of village boundary and the discontinuity of labor demand impact caused by “broken roads” and adopts the method of spatial breakpoint regression. The return elasticity of rural labor force is estimated. This study finds that the mobility choice of male labor force has not changed significantly, the probability of young and middle-aged female labor force staying in local work has increased significantly, and the return elasticity is 0.28, because the non-economic income of female labor force is higher. Further analysis shows that the return of female labor force has lost family income (compared with the base year, the total growth of annual per capita self-owned income of the treatment group is 6576 Yuan), but has also created greater non-economic benefits (the average test scores of students in the treatment group are 108 points higher than those in the control group). The results of heterogeneity analysis show that the greater the non-pecuniary benefits the households receive, the greater the return probability of young and middle-aged women, and the greater the return elasticity. The findings provide some enlightenment for rural revitalization in China.

Keywords: Spatial Discontinuity Design; Return Elasticity of Labor Force; Non-pecuniary Benefit; Rural Revitalization