

# 交通设施改善、农业劳动力转移与结构转型\*

张军<sup>1</sup> 李睿<sup>2</sup> 于鸿宝<sup>2</sup>

**摘要：**本文探究了交通设施改善对农业劳动力转移的影响及其机制。基于县级层面高速铁路开通的准自然实验研究发现，高铁开通导致当地的农业劳动力向非农行业转移了3%。进一步的机制分析发现，该影响主要来自于降低流动成本与提升农业生产力带来的“推力”效应和促进当地非农产业发展带来的“拉力”效应。异质性分析表明，交通设施改善对农业劳动力非农转移的影响主要体现在人口流出大省和边缘地区。本文的结论揭示了交通设施改善在促进中国经济结构转型过程中的重要作用，并对探究刘易斯转折点到来背景下中国未来经济增长的动力以及乡村振兴战略背景下中国农业农村的持续发展具有重要的政策含义。

**关键词：**交通设施 高速铁路 农业劳动力转移 结构转型

**中图分类号：**F323 **文献标识码：**A

## 一、引言

经济的结构转型，即生产要素从农业部门向非农业部门的再分配，是经济发展过程中的重要特征（Kuznets, 1957; Herrendorf, 2014）。改革开放后，中国经济的发展经历了典型的结构转型过程。从1978年到2018年，伴随着农业占GDP比重的迅速下降和非农产业占GDP比重的迅速上升，中国的第一产业就业人员占比下降了44.4个百分点，第二产业就业人员占比上升了10.3个百分点，第三产业就业人员占比上升了34.1个百分点<sup>①</sup>。现有研究认为，农业生产力的提高（Cao and Birchenall, 2013; 徐建国和张勋, 2016; Yao and Zhu, 2021）、贸易冲击引致的非农产业发展（Erten and Leight, 2019）、城镇的工业技术进步（程名望等, 2006）是促进中国农业劳动力向非农产业转移的重要原因。

近年来，整体基础设施水平的提高，特别是交通基础设施的大幅改善，是中国经济发展的重要推动力之一（张军等, 2007; 张学良, 2012）。自2008年第一条高铁京津城际铁路正式开通以来，中

---

\*本文系2017年教育部“创新团队发展计划”滚动支持项目（IRT\_17R24）、2014年文化名家暨“四个一批”人才项目和2020年SIIFE课题“后新冠时期中国经济的转型与增长路径：新条件与新机遇”的阶段性成果。作者感谢教育部、复旦平安宏观经济研究中心和上海国际金融与经济研究院对本研究提供的资助。感谢复旦大学罗长远教授和陈登科博士对本文的建议，文责自负。本文通讯作者：李睿。

<sup>①</sup>国家统计局, 2019: 《中国统计年鉴》，北京：中国统计出版社。

国的高铁站点迅速在全国范围内大规模铺开。在营业里程方面，截至2018年末，中国高速铁路的总里程已达到2.9万公里<sup>①</sup>，基本形成了以“四纵四横”为主骨架的高铁网络。在客流量方面，2008—2018年中国高速铁路的客运量由734万人提升到205430万人，占铁路总客运量的比重从0.5%提高到60.9%<sup>②</sup>。高铁已经成为了中国最主要的铁路运输方式，也成为了促进国内跨区域人口流动最重要的动力之一。

大量研究已经关注到高铁开通对区域经济增长（刘勇政和李岩，2017；张俊，2017）、产业发展（邓慧慧等，2020）、风险投资（龙玉等，2017）等方面产生的经济影响。特别地，高铁开通在促进区域人口流动过程中发挥的重要作用也已经获得了部分学者的关注。比如，王赟赟和陈宪（2019）发现，高铁开通会促进人口自西向东、自北向南流动；Dong et al.（2020）的研究表明，通过降低城市间的通勤时间，高铁开通促进了区域间的人才流动。此外，余泳泽和潘妍（2019）还发现高铁开通促进了高技能劳动力在流入地的集聚。

尽管大量文献从各方面探究了高铁开通带来的一系列影响，但尚未有文献详细考察高铁开通是否会影响中国农业劳动力的非农转移，而探究这一问题对于理解交通基础设施改善如何影响了经济结构转型具有重要意义。本文以县级高铁站点开通的冲击为切入点，运用多期双重差分的实证策略，并结合县级层面的宏观数据和家庭层面的微观调查数据，尝试对以下问题进行考察：高铁站点的开通促进了中国农业劳动力的非农转移吗？其影响的幅度有多大？通过何种具体的机制发挥了作用？在不同区域之间又存在着怎样的异质性？

本文的边际贡献主要包括以下三个方面：第一，就理论贡献而言，本文首次较为系统地考察了交通设施改善在促进中国农业劳动力非农转移过程中的重要作用，这为解释中国经济结构转型的动因提供了新的视角。第二，就实证内容而言，既有研究对相关问题的考察集中于省级层面或地级市层面，本文综合利用县级数据和家庭微观调查数据进行了探究。县级数据能够更加精准地反映中国宏观层面的经济状况，尤其是在农业发展方面，而代表性微观调查数据则有助于展示经济活动的更多细节。据此，本文得以更加细致地考察交通设施改善对农业劳动力转移的影响效果及其机制，从而有助于丰富对于相关问题的讨论。第三，就政策含义而言，不同于已有文献主要关注交通设施改善对于非农领域发展方面的影响，本文详细探究了交通设施改善对农业劳动力非农转移的影响。在刘易斯拐点到来的背景下（蔡昉，2010），本文的发现对于政府如何更好地促进农村剩余劳动力转移具有启发意义。同时在实施乡村振兴战略的背景下，本文的结论也有助于政府完善农业农村发展的相关政策。

## 二、理论机制

在结构转型的相关文献中，促进农业劳动力非农转移的因素被大致归纳为因农业部门的技术采用带来的生产力提高而产生的“推力”效应（Busto et al., 2016; Emerick, 2018）和因非农部门产业发展带来的劳动力需求扩张而产生的“拉力”效应（Alvarez-Cuadrado and Poschke, 2011）。基于现有

<sup>①</sup>国家统计局，2019：《中国统计年鉴》，北京：中国统计出版社。

<sup>②</sup>国家统计局，2019：《中国统计年鉴》，北京：中国统计出版社。

的理论基础，本文主要从“推力”和“拉力”两个渠道分析交通设施改善如何促进农业劳动力的非农转移，具体的逻辑框架如图 1 所示。

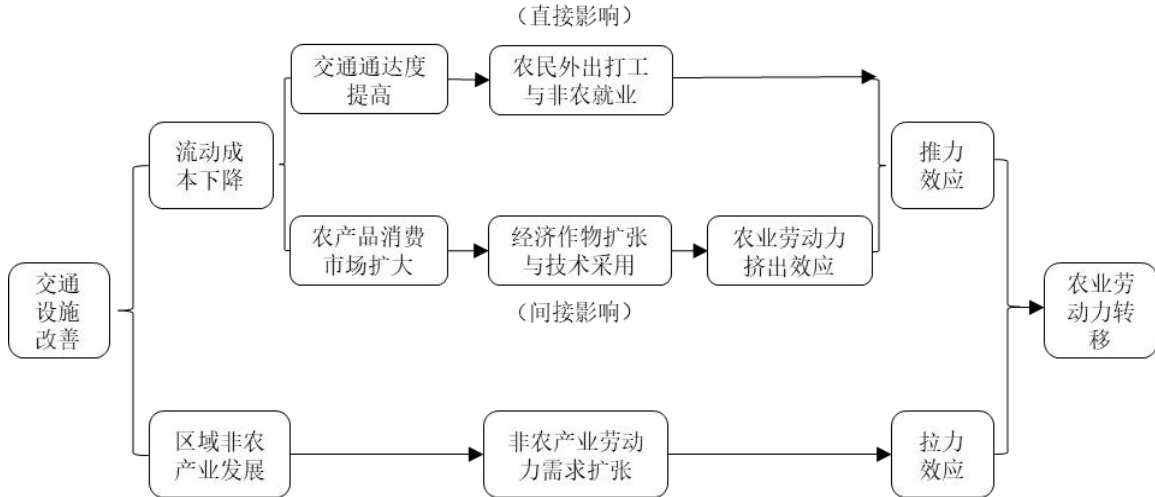


图 1 理论机制的逻辑框架

在“推力”效应的机制中，交通设施改善带来的流动成本下降，通过直接影响和间接影响的渠道对农业劳动力的转移产生了“推力”效果。从直接影响来看，高速铁路凭借其高效的运输效率降低了地区间的流通成本，从而在促进劳动力流动的过程中发挥了十分重要的作用（余泳泽和潘妍，2019）。因此，高铁站点的开通可能直接助推当地的农业劳动力外流，使得他们放弃本地的农业活动，转到经济发展状况更好的地区谋求工作机会。<sup>①</sup>而在现有土地制度的约束下，由于农地产权交易市场尚不健全，农业劳动力离开本地后基本均进入了非农产业（蔡昉，2018；Tombe and Zhu，2019）。从间接影响来看，交通基础设施的改善可以促进果蔬等经济作物的种植（董晓霞等，2006）。而相比于粮食作物，经济作物具有更强的技术采用偏好（韩青和谭向勇，2004）。因此，高铁开通可能会产生类似的效应，通过促进人口流动和增加当地的客流量刺激经济作物农产品的需求，推动当地的经济作物种植，从而促进农业生产中的技术采用。以往的研究表明，农业技术的采用会提高农业生产力，进而对农业劳动力产生替代效应，使其被挤出农业部门（Busto et al.，2016）。

在“拉力”效应的机制中，已有研究发现非农产业发展引致的劳动力需求增加会将农业劳动力吸引到非农部门。如中国加入 WTO 后，关税不确定性风险的下降促进了第二产业发展并吸引了大量农业劳动力转移至其中（Erten and Leight，2019）。现有文献的证据则表明，高铁开通带来的投资增加、企业创新能力提升等经济效应（龙玉等，2017；诸竹君等，2019）为当地的非农产业发展带来了积极

<sup>①</sup>比如，渝贵高铁开通后，外出打工者从达州到广州的交通运输时间从原有的 23 个小时缩减为 10 个小时左右，这大大改善了交通通达状况，参见《工人日报》：《蜀道不再难 打工者乘高铁外出务工》，<http://news.sina.com.cn/o/2018-03-01/doc-ifyrzinh0668376.shtml>；商合高铁极大地便利了两地外出务工人员出行，进而对外出打工者产生了推力，参见《中国产经新闻》：《三省人与三条线 鄂豫皖各界谈郑合、郑阜、郑襄高铁开通》，<http://www.cien.com.cn/2019/1205/82926.shtml>。

的影响（张俊，2017）。因此，高铁开通为当地带来的产业发展效应可能刺激二三产业的劳动力需求，从而使得当地农业部门的劳动力被吸引到非农部门。

### 三、研究设计与数据说明

#### （一）研究设计

本文基于县级层面高铁开通的准自然实验，构建了县级层面与时间层面的双重差分，实证估计高铁开通对“高铁县”农林牧渔从业人数的影响。由于高铁自2008年后在县级层面逐年铺开，本研究采用多期双重差分的实证策略进行估计，具体的模型构建如下：

$$y_{ct} = \alpha + \beta Post\_HSR_{ct} + \delta_c + \gamma_t + \varepsilon_{ct} \quad (1)$$

其中，下标  $c$  代表县， $t$  代表时间， $y_{ct}$  表示县  $c$  在年份  $t$  的被解释变量。 $Post\_HSR_{ct}$  表示高铁开通状况与开通年份的交互项，如果县  $c$  在年份  $t$  开通了高铁站点，则  $Post\_HSR_{ct}=1$ ；反之， $Post\_HSR_{ct}=0$ 。 $\delta_c$  表示县的个体固定效应，用于控制所有县级层面不随时间变化而变化的因素对估计结果的影响。 $\gamma_t$  表示年份固定效应，用于控制所有时间层面产生的宏观冲击对估计结果的影响。系数  $\beta$  是本文关注的核心系数，其度量了高铁开通后对当地农林牧渔从业人数的影响。

高铁开通并非是完全外生的冲击，因此在应用双重差分实证策略的过程中，本文采用了一系列措施来缓解潜在的内生性问题。

第一，高铁站点的建设可能是地方政府博弈的结果，这可能导致高铁站点的开通存在内生性。在地方政府的博弈中，相比于地级行政单位，县级行政单位在高铁站点建设中的话语权更小，因而县级层面的高铁站点开通具有更强的外生性（张俊，2017）。为此，本文采用县级层面的高铁站点开通作为交通设施改善的事件冲击，有助于缓解部分的内生性问题。

第二，应用双重差分实证策略的前提假设是，处理组（“高铁县”）与控制组（非“高铁县”）之间在事件发生前需要满足平行趋势的假设。为此，本文利用事件分析法来对处理组与控制组的平行趋势进行检验，具体的模型设定如下：

$$y_{ct} = \sum_{\tau=-6+}^{\tau=6+} \beta_{\tau} HSR_c \times I(\tau=t-t_0) + \delta_c + \gamma_t + \varepsilon_{ct} \quad (2)$$

其中， $\beta_{\tau}$  是被关注的核心系数，它捕捉了在控制时间固定效应和个体固定效应后“高铁县”与非“高铁县”在时间趋势上的差异。 $\tau$  表示高铁站点开通的时间窗口，其中， $\tau=-6+$  包括了高铁站点开通前第6年及其更早年份的时间窗口，同样地， $\tau=6+$  包括了高铁站点开通后第6年及其之后年份的时间窗口。特别地， $\tau=-1$ （高铁开通前一年）设定为被比较的年份。图2汇报了估计系数（90%置信区间）的时间趋势图。从图中可以看出，在高铁站点开通前（ $\tau=-1$  及其之前），整体上各个时间窗口的估计系数数值较小，变化趋势较为平缓，且基本不显著。这表明，在高铁站点开通前“高铁县”与非“高铁县”之间满足平行趋势的假设。此外，在高铁开通后（ $\tau=0$  之后），事件分析估计的系数显著为负（90%置信区间），且在整体上呈现出下降的趋势。这表明高铁站点的开通对“高铁县”农业劳动力的非农转移产生了持续显著的影响。

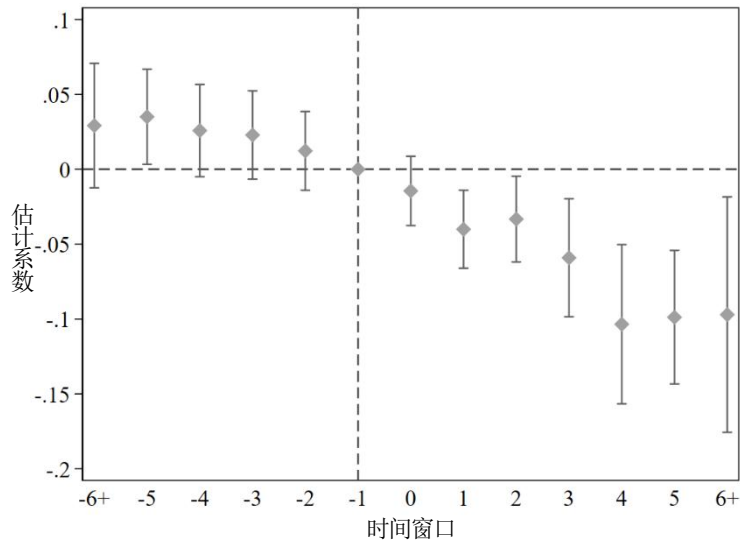


图2 事件分析法估计：交通设施改善对农业劳动力转移的影响

第三，由于处理组与控制组可能在一些事前经济特征上存在明显差异，这导致高铁开通后产生的效应可能并不完全来自于高铁开通本身的冲击。为此，为了降低高铁开通效应估计的偏误，本文在回归1中加入了事前特征与年份虚拟变量的交互项作为控制变量，这样的处理可以在一定程度上剔除某些事前经济特征对估计结果的潜在影响（诸竹君等，2019）。具体的模型构建如下：

$$y_{ct} = \beta Post\_HSR_{ct} + \delta_c + \gamma_t + \rho_c \times year\_dummy_t + \varepsilon_{ct} \quad (3)$$

其中， $\rho_c \times year\_dummy_t$  表示控制变量，即县  $c$  的一系列事前特征变量与年份虚拟变量的交互项。模型的其他设定与回归1保持一致。

第四，虽然以上措施缓解了大部分的内生性担忧，但是其他潜在的因素仍然可能对估计结果产生影响。为此，本文对实证结果进行了一系列稳健性检验，包括样本重新筛选、控制区域时间趋势效应、剔除县域溢出效应、控制其他县级政策的影响、工具变量（IV）估计、安慰剂检验等，具体内容在第四部分详细阐述。

## （二）数据说明

在县级宏观层面，农林牧渔从业人员数，主要来自各省2008—2018年统计年鉴中的县级数据集。此外，本文使用了多种统计年鉴中的县级数据对该变量进行补充，包括《中国县（市）社会经济统计年鉴》（2008—2012）、部分省份的《农村统计年鉴》（2008—2018）和各地级市统计年鉴<sup>①</sup>。基于同样的方法，本文获取了县级层面的农林牧渔总产值。机制分析中的其他县级被解释变量，来自《中国县（市）社会经济统计年鉴》（2008—2012）、《中国县域统计年鉴》（2013—2018）、《中国区

<sup>①</sup>特别地，本文使用的各地级市统计年鉴来自中国经济与社会发展统计数据库、各地统计局官方网站和各类图书馆，其中包括超过600本电子版地级市统计年鉴和超过100本纸质版地级市统计年鉴。

域经济统计年鉴》(2008—2014)和各省统计年鉴 2008 年至 2018 年中的县级数据集。作为控制变量的 2007 年各类事前经济特征变量,来自中国经济数据库(CEIC)、《中国县(市)社会经济统计年鉴》(2008)以及 2008 年各省统计年鉴。2007—2017 年中国大陆地区的高速公路县级分布状况来自《国家高速公路网规划》和《国家公路网规划(2013 年—2030 年)》。此外,本文利用 ArcGIS 软件获取了各县与最近一级河流的最短直线距离。

在家庭微观层面,本文使用了家庭追踪调查数据库(CFPS)中 2010 年至 2018 年共计 5 轮的家庭微观调查数据。该调查由北京大学中国社会科学调查中心(ISSS)于 2010 年开始正式实施,数据库样本覆盖了全国 25 个省/市/自治区,目标样本规模为 16000 户,调查对象包含样本户中的全部家庭成员。本文使用 CFPS 中的家庭样本库数据,考察微观层面高铁开通对“高铁县”农业家庭继续从事农业活动的行为,以及家庭成员外出打工行为的影响。

### (三) 变量选取与描述性统计

本文使用的核心被解释变量为农林牧渔从业人员数。该变量测度了乡村地区从事农林牧渔业生产经营活动的成年劳动力总人数。在机制分析中,第二产业增加值和第三产业增加值被分别用于衡量第二产业和第三产业的产出情况。第二产业从业人员数和第三产业从业人员数则分别反映了第二产业和第三产业的劳动力数量。根据 Bustos et al. (2016)和蔡昉(2018)的做法,本文使用农林牧渔人均产值(农林牧渔总产值/农林牧渔从业人员数)对农业劳动生产力进行测度,该变量反映了每单位农业劳动力的农业产出情况。与之对应地,经济作物面积、水果产出、粮食产出、农业机械动力采用相同的测算方法。根据 CFPS 的家庭调查,家庭中是否有成员外出打工以及家庭是否从事农业经营活动反映了外出打工情况和农业经营情况。各主要被解释变量的描述性统计结果在表 1 中汇报。

表 1 变量的定义与描述统计

变量名	定义	均值	标准差	样本数	样本区间
农业劳动力	农林牧渔从业人员数(万人)	11.51	8.85	18977	2007—2017
第二产业产出	第二产业增加值(亿元)	65.81	111.30	18924	2007—2017
第三产业产出	第三产业增加值(亿元)	42.21	65.46	18721	2007—2017
第二产业劳动力	第二产业从业人员数(万人)	7.41	8.09	9496	2007—2017
第三产业劳动力	第三产业从业人员数(万人)	8.05	7.40	9610	2007—2017
乡村非农劳动力	乡村非农从业人员数(万人)	9.86	9.53	17976	2007—2017
经济作物面积	经济作物人均播种面积(公顷)	0.27	0.56	13240	2007—2017
水果产出	人均水果产量(吨)	0.73	1.21	12359	2007—2017
蔬菜产出	人均蔬菜产量(吨)	2.47	2.56	11345	2007—2017
粮食产出	人均粮食产量(吨)	2.55	2.58	18339	2007—2017
农业机械动力	人均农业机械总动力(千瓦特)	4.05	3.34	18626	2007—2017
农业劳动生产力	人均农林牧渔总产值(元)	32787.09	29495.19	17854	2007—2017
外出打工	有家庭成员外出打工,赋值为 1;没有,赋值为 0	0.33	0.47	56324	2010—2018
农业经营	家庭从事农业生产活动,赋值为 1;没	0.52	0.50	56416	2010—2018

有, 赋值为0

注: ①县级层面的数据为2007—2017年的县域经济变量; ②乡村非农从业人员=乡村从业人员-农林牧渔从业人员; ③人均产出的计算公式为: 总产出/农林牧渔从业人员。

本文的解释变量是高铁开通。基于中国铁路总公司网站、国家铁路局网站以及《全国铁路旅客列车时刻表》公布的高铁站点开通信息<sup>①</sup>, 本文整理了2008—2017年县级层面的高铁站点开通情况, 内含站点开通的具体时间、开通站点的具体名称、所属县级行政单位名称、所属地级行政单位名称。在控制变量的选择中, 首先, 本文选取2007年的县域人口密度、人均GDP、第二产业占GDP比重、城镇化率作为主要的控制变量。这些变量捕捉了各县在高铁开通前的人口状况、经济发展水平、产业结构和城镇化水平。其次, 是否为平原县、是否为产粮大县、是否为少数民族县、是否开通高速公路、距离一级河流的距离等变量与年份虚拟变量的交互项被加入回归3, 用于缓解地形、县级分类特征以及其他交通运输条件等潜在因素可能导致的估计偏误。

#### 四、模型估计结果与分析

##### (一) 基准结果

根据回归3估计得到的结果, 展示在表2。在(1)列中, 本文仅控制了县域固定效应和年份固定效应。结果表明, 相比于未开通高铁的县, 高铁开通导致“高铁县”的农林牧渔从业人数显著降低了6.1%。在(2)列中, 本文加入了一系列事前的经济特征变量, 包括2007年的县域人口密度、人均GDP、第二产业占GDP比重和城镇化率。回归结果表明, 高铁开通对“高铁县”产生的非农转移效应依然显著。在(3)列中, 本文进一步加入了新的控制变量, 包括是否为平原县、是否为产粮大县、是否为少数民族县, 以及其他可能产生影响的交通运输方式(高速公路与水路)。(3)列结果表明, 高铁开通仍然导致“高铁县”的农林牧渔从业人数显著降低了3%。以上结果与图2显示的动态估计结果一致。

表2 交通设施改善对农业劳动力转移的影响

被解释变量	农业劳动力		
	(1)	(2)	(3)
$Post\_HSR_{ct}$	-0.061*** (0.012)	-0.033*** (0.012)	-0.030** (0.012)
县域固定效应	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes
事前经济变量		Yes	Yes
其他变量			Yes
调整R <sup>2</sup>	0.940	0.943	0.944

<sup>①</sup>铁道部运输局, 2008—2012: 《全国铁路旅客列车时刻表》, 北京: 中国铁道出版社; 中国铁路总公司运输局, 2013—2016: 《全国铁路旅客列车时刻表》, 北京: 中国铁道出版社。

观测值	18977	18977	18977
-----	-------	-------	-------

注：①\*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著；括号内为县级层面聚类标准误；②事前经济变量包括：2007 年县域人口密度、人均 GDP、第二产业占 GDP 比重、城镇化率；其他变量包括：是否为平原县、是否为产粮大县、是否为少数民族县、是否开通高速公路、与最近一级河流的直线距离；③被解释变量取对数。

## （二）稳健性检验

为了保证基准结果的稳健性，本文进行了一系列稳健性检验，包括重新筛选样本，控制区域时间趋势效应，剔除县域溢出效应，控制其他县级政策影响，工具变量（IV）估计以及安慰剂检验等。具体的回归结果在表 3 中汇报。

表 3 稳健性检验：交通设施改善对农业劳动力转移的影响

被解释变量	农业劳动力				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$Post\_HSR_{ct}$	-0.027** (0.011)	-0.030** (0.012)	-0.029** (0.012)	-0.033*** (0.012)	-0.551*** (0.129)
县域固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	
样本筛选	Yes				
剔除溢出效应		Yes			
控制区域时间趋势项			Yes		
控制其他政策				Yes	
IV 估计					Yes
调整 R <sup>2</sup>	0.949	0.944	0.944	0.944	0.932
观测值	17675	17886	18977	18977	18977

注：①\*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著；括号内为县级层面聚类的标准误；②控制变量与之前保持一致；③被解释变量取对数。

第一，重新筛选样本。对于控制组而言，始终未开通高铁省份的控制组在地理位置和经济发展等诸多方面与处理组可能存在显著差异，从而导致估计结果存在偏差。在处理组的选择上，将 2017 年开通高铁的县纳入处理组，可能导致对高铁开通效应的高估。为此，截至 2017 年末仍然没有开通高铁的省份的县域样本以及在 2017 年开通高铁的县域样本被剔除。（1）列中汇报的结果表明，重新筛选样本后，高铁开通对农林牧渔从业人数的负面影响仍然显著。

第二，剔除县域溢出效应。由于县级行政单位之间距离较近，人口的流动性较强，因此在同一地级市内部，一个县高铁站点的开通可能对周围邻近县产生相应的溢出效应。为了解决这一问题，与“高铁县”位于同一地级市的其他非“高铁县”的样本被剔除。（2）列汇报的结果表明，在剔除了溢出效应的潜在影响后，基准的估计结果依然显著，这与预期的结果一致。

第三，控制区域时间趋势效应。在区域层面，长期以来受到区域发展政策和地理位置等因素的影



响，中国各区域在经济发展过程中存在明显的差异。这些经济发展的差异可能随着时间的变化影响本文对于结果的正确估计。为了降低该问题可能导致的估计偏误，区域虚拟变量和时间趋势变量的交互项被加入回归 3<sup>①</sup>，然后进行重新估计。（3）列中汇报的结果表明，控制区域时间趋势效应后，高铁开通带来的影响依然稳健。

第四，控制其他县级政策的影响。在县级层面，各地政府实施的其他政策可能同样产生类似的非农转移效应，这将对基准估计结果产生潜在影响。2014 年开始实施的精准扶贫政策，对国家级贫困县实施了多项扶贫措施，以帮助其改善贫困状况。这些措施，一方面可能会通过鼓励农村贫困人口异地搬迁直接影响农业劳动力转移；另一方面也可能通过促进当地产业发展和推动城镇化进程间接促进农业劳动力转移。为此，精准扶贫政策在国家级贫困县实施的虚拟变量被加入回归 3 中进行重新估计。

（4）列中汇报的结果表明，在控制其他政策的影响后，基准结果依然稳健。

第五，工具变量（IV）估计。为了排除潜在的遗漏变量对估计结果的影响，本文使用明朝驿站的建设作为县级层面高铁开通的工具变量。在相关性方面，明朝驿站的修建需要考虑地质条件等自然因素的影响，会尽可能选择有利于道路修建的地质条件（步晓宁等，2019）。在外生性方面，明朝驿站的修建主要是为当时的政治和军事服务，与区域经济发展并没有直接联系（高翔等，2015）。因此，对于现代的区域农业发展，尤其是县级农业劳动力转移而言，明朝驿站具有较强的外生性。通过 ArcGIS Map 将哈佛 WorldMap 公布的明朝驿站分布图与现代县级行政单位区划相匹配，获取县级层面明朝驿站建设的虚拟变量，然后将其与年份虚拟变量所组成的交互项作为新的工具变量。如（5）列所示，基于工具变量的估计结果支持了基准回归的结果。

第六，安慰剂检验。尽管以上的一系列稳健性检验验证了基准结果的稳健性，但仍然存在一些无法观测的因素会影响估计结果。为此，借鉴 Adukia et al.（2020）的做法，本文采用安慰剂检验来考察该问题。基于随机产生的“高铁县”虚拟变量和高铁开通年份的虚拟变量，可以得到新的模拟交互项。进一步地，利用回归 3 对该模拟交互项进行重新估计，可以获得模拟的估计系数  $\beta_{sim}$ 。图 3 展示了将该过程重复 500 次后获得的模拟估计系数分布情况。图 3 表明，整体上模拟估计系数的均值接近于零且呈正态分布，这说明基准结果通过了安慰剂检验。

<sup>①</sup>这里的区域划分，具体包括中国的东部地区、中部地区和西部地区。

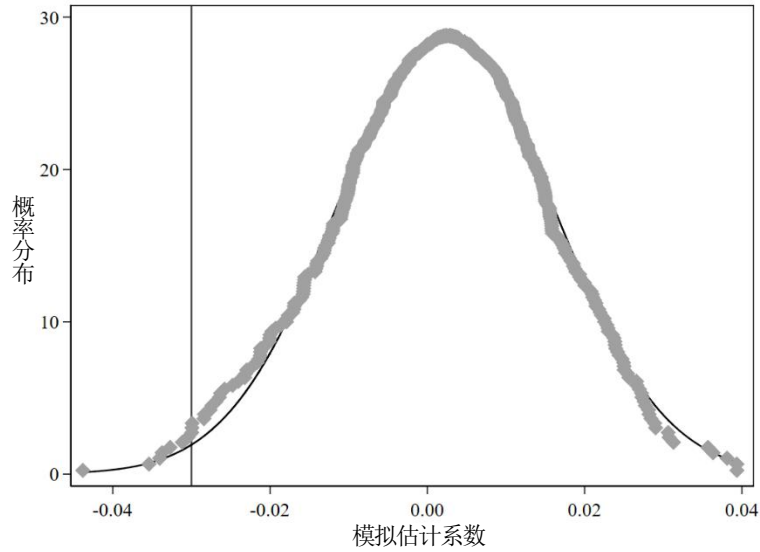


图3 安慰剂检验：模拟估计系数的分布

## 五、机制分析与异质性考察

理论机制的分析表明，交通设施改善主要通过“推力”效应和“拉力”效应两个渠道，促进了农业劳动力向非农产业转移。本节将基于县级数据和家庭微观调查数据，对以上渠道分别进行检验。

### （一）机制分析：“推力”效应

在“推力”效应的机制分析中，本文首先检验交通设施改善带来的直接影响，即高铁开通引致的流动成本下降对非农就业与外出打工的影响。为了详细考察高铁站点的开通是否促进了当地从事农业的家庭发生从事行业的变动，以及这些家庭中成员外出打工的概率是否明显增加，本文在回归方程中加入了第三重差分，即2010年该家庭是否从事农业<sup>①</sup>。此外，由于农民的外出打工行为可能受到同乡的影响，回归中加入了村庄固定效应以缓解潜在的估计偏误<sup>②</sup>。表4汇报的结果显示，高铁开通显著降低了“高铁县”农业家庭继续从事农业活动的概率，并且显著增加了“高铁县”农业家庭成员选择外出打工的概率<sup>③</sup>。这些证据表明，高铁开通确实导致了“高铁县”从事农业的家庭有更高的概率放

<sup>①</sup>  $y_{ivct} = \beta_1 Post\_HSR\_Agr_{ict} + \beta_2 Post\_HSR_{ct} + \beta_3 Post\_Agr_{it} + \beta_4 Post\_Agr_{ic} + \mathcal{G}'X_{it} + \delta_c + \gamma_t + \lambda_v + \mu_{ivct}$ 。此为所用到的三重差分模型，其中  $y_{ivct}$  是被解释变量，表示家庭是否有成员外出打工和家庭是否从事农业经营， $Agr_t$  表示2010年家庭是否从事农业， $\beta_1$  是本文关心的系数。 $X_{it}$  表示控制变量，包括家庭规模和户主的年龄、性别、是否为汉族、最高学历。 $\lambda_v$  为村庄固定效应。其余设定与回归1一致。此外，为了保证识别的准确性，2010年及其之前为“高铁县”的样本以及举家迁移的样本被剔除。

<sup>②</sup> 此处感谢匿名审稿人的建议。

<sup>③</sup> CFPS数据库仅包括了25个省份的部分县市，部分已经开通了高铁站点的省份未被纳入样本中，所以此处的估计可能低估了高铁开通的效应。

弃农业活动，同时这些家庭的劳动力更有可能选择到外地谋求工作机会，这为“推力”效应中的外出打工与非农就业假设提供了支持。

表 4 机制分析：交通设施改善对外出打工与农业经营的影响

被解释变量	外出打工	农业经营
	(1)	(2)
<i>Post_HSR_Agr<sub>ict</sub></i>	0.102** (0.049)	-0.142** (0.057)
县域固定效应	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes
村庄固定效应	Yes	Yes
控制变量	Yes	Yes
调整 R <sup>2</sup>	0.234	0.583
观测值	55929	56021

注：①\*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著；②括号内为县域层面聚类标准误；③控制变量包括：家庭规模和户主特征（性别、年龄、民族、最高学历）。

其次，本文在县级层面检验了交通设施改善带来的间接影响，即高铁开通导致的农产品消费市场扩张对经济作物生产的影响，以及其进而产生的对农业技术采用和农业劳动生产力提升的影响。表 5（1）—（4）列汇报的结果表明，高铁开通导致“高铁县”的经济作物人均播种面积显著增加了 10.1%，同时水果和蔬菜的人均产出也分别显著增加了 6%和 5.4%，但是粮食作物的人均产出无显著变化且系数为负。以上证据表明，高铁站点的开通确实促进了经济作物的生产，并推动了当地农业种植业内部的结构调整。进一步地，本文检验了“高铁县”的农业技术采用和农业劳动生产力是否受到了交通设施改善的影响。农业技术采用通过人均农业机械总动力进行测度，该变量直接反映了当地农业机械技术的采用情况。借鉴 Bustos et al. (2016) 的做法，本文使用人均农林牧渔总产值作为农业劳动生产力的代理变量，然后使用回归 3 对结果进行了估计。如表 5 中（5）列和（6）列所示，相比于非“高铁县”，高铁开通导致“高铁县”的人均农业机械总动力显著增加了 4.3%，农业劳动生产力显著增加了 5.3%。这一结果表明，高铁开通促进了农业机械技术的采用，并进而提高了当地的农业劳动生产力。以上证据支持了交通设施改善引致农业技术采用增加和农业劳动生产力提高，从而对农业劳动力产生挤出效应的假设。

表 5 机制分析：流动成本下降与农业生产力提高的“推力”效应

被解释变量	经济作物播种面积	水果产出	蔬菜产出	粮食产出	农业机械动力	农业劳动生产力
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Post_HSR<sub>ct</sub></i>	0.101*** (0.028)	0.060* (0.034)	0.054* (0.029)	-0.016 (0.016)	0.043** (0.020)	0.056*** (0.016)
县域固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

调整 R <sup>2</sup>	0.812	0.902	0.896	0.910	0.878	0.882
观测值	13240	12359	11345	18339	18626	17854

注：①\*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著；括号内为县域层面聚类的标准误；②控制变量与之前保持一致；③被解释变量取对数。

(二) 机制分析：“拉力”效应

在“拉力”效应的机制分析中，本文首先考察了高铁站点的开通是否促进了“高铁县”非农产业的发展。如表 6（1）列和（2）列所示，高铁站点的开通导致“高铁县”的第二产业增加值显著提高，但第三产业增加值未受到显著影响。这一证据表明，高铁开通带来的产业发展效应主要来源于当地的第二产业<sup>①</sup>。进一步地，本文分析了高铁开通对“高铁县”第二产业劳动力和第三产业劳动力的影响。由于高铁开通带来的产业发展效应可能也会吸引邻县<sup>②</sup>的劳动力进入到当地的劳动力市场，因此估计方程中加入了  $Post\_Neighbor_{ct}$  变量来捕捉高铁开通对邻县劳动力的影响，从而可以在一定程度上较为准确地识别出高铁开通对本地劳动力影响的净效应。<sup>③</sup>如（3）列和（4）列所示，高铁开通导致“高铁县”的第二产业劳动力显著增加，但第三产业劳动力未受到明显影响。与产业发展的结论一致，本文的证据表明，第二产业的发展刺激了本行业对于劳动力的需求，从而对当地的农业劳动力产生了“拉力”效应。此外，如（5）列所示，高铁开通并未对“高铁县”的乡村非农劳动力产生显著影响。这表明，非农产业对农业劳动力转移产生的“拉力”效应，主要来自城镇地区的非农产业，而非来自农村地区的非农产业。

表 6 机制分析：非农产业发展的“拉力”效应

被解释变量	第二产业产出	第三产业产出	第二产业劳动力	第三产业劳动力	乡村非农劳动力
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$Post\_HSR_{ct}$	0.035* (0.019)	0.001 (0.015)	0.132*** (0.035)	0.023 (0.034)	-0.018 (0.018)
县域固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
调整 R <sup>2</sup>	0.977	0.982	0.927	0.923	0.966
观测值	18924	18721	9496	9610	17976

注：①\*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著；括号内为县域层面聚类的标准误；②控制变量与之前保持一致；③被解释变量取对数。

综上，本文的证据表明，高铁站点的开通促进了“高铁县”第二产业的发展，导致第二产业的劳

<sup>①</sup>第二产业增加值的显著增加，与预期的渠道假设一致。而第三产业增加值未显著增加的原因可能在于，在县级层面，相比于第二产业，第三产业尚处于初步发展阶段，产业基础条件较为薄弱，因此在高铁冲击的影响下发展并不明显。

<sup>②</sup> 位于同一地级市的县被定义为邻县。

<sup>③</sup>  $Post\_Neighbor_{ct}=1$  表示  $c$  县在年份  $t$  有邻县开通了高铁，反之  $Post\_Neighbor_{ct}=0$ 。

动力需求扩张,从而吸引了当地农村的农业劳动力向城镇地区的第二产业转移,这为非农产业发展的“拉力”效应假设提供了支持。

### (三) 异质性考察

上文已综合讨论了交通设施改善对农业劳动力转移产生的平均处理效应。值得进一步回答的问题是,交通设施改善带来的影响在区域层面是否具有异质性?为了探究这一问题,本文基于不同的区域特征对样本进行重新划分,以此考察高铁开通对不同区域影响的差异。

第一,人口流动的异质性。相比于其他省份,人口流出大省农业生产水平通常较低,农民的农业收入更低,农民放弃农业生产活动的机会成本也相应更低,当地的农业劳动力有更强的意愿选择外出打工和非农就业。因此,在高铁开通的冲击下,流动成本下降和农业生产水平提高产生的“推力”效应可能会在这些地区发挥更大的作用。为此,根据2007年的人口流动状况将县域样本划分为位于人口流出大省的样本和位于非人口流出大省的样本后,基于回归3得到的估计结果汇报在表7中。<sup>①</sup>(1)列和(2)列汇报的结果表明,在人口流出大省的样本中,高铁开通产生的农业劳动力转移效应十分显著,且比全样本估计的平均效应更大;而在非人口流出大省的样本中,高铁开通并未对农业劳动力转移产生显著影响。

表7 异质性分析:基于人口流动特征与地理位置特征划分

被解释变量	农业劳动力			
	人口流出大省	非人口流出大省	大型城市群地区	非大型城市群地区
	(1)	(2)	(3)	(4)
$Post\_HSR_{ct}$	-0.047** (0.021)	-0.013 (0.015)	-0.021 (0.016)	-0.038** (0.017)
县域固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
调整 R <sup>2</sup>	0.889	0.970	0.942	0.944
观测值	6014	12963	6117	12860

注:①\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%的水平上显著;括号内为县域层面聚类的标准误;②控制变量与之前保持一致;③被解释变量取对数。

第二,地理位置的异质性。一方面,在区域经济发展的核心地区,较高的农业现代化水平拉高了农民的收入水平,这使得当地农民放弃农业生产的机会成本更高。而在区域经济发展的边缘地区,农

<sup>①</sup> 根据《2008中国统计年鉴》和《2008中国人口和就业统计年鉴》获得各省2007年的常住人口数和户籍人口数后,用常住人口数减去户籍人口数得到流动人口数。根据各省流动人口数依次排序,安徽、湖北、湖南、广西、重庆、四川、贵州和河南被确定为人口流出大省,其他省份被确定为非人口流出大省。由于第一条标准高铁于2008年正式开通,其后年份的各地人口流动均可能受到高铁开通的影响,为此,我们选取高铁开通前一年(2007年)的人口流动特征作为样本划分的依据。

业收入较低，农民放弃农业生产的机会成本也更低。另一方面，在核心地区，非农产业发展较为饱和，高铁开通带来的产业发展效应可能对劳动力需求的刺激有限，从而农业劳动力转移的“拉力”效应在这些地区发挥的作用也可能更弱。而在边缘地区，非农产业发展急需资金、技术和人才，高铁开通为当地带来宝贵的产业发展契机，进而可能产生更显著的“拉力”效应。因此总体上，高铁冲击可能在边缘地区对农业劳动力的非农转移产生更大的影响。根据《2007 中国都市圈评价报告》等资料将县域样本划分为大型城市群样本（核心地区）和非大型城市群样本（边缘地区）后，基于回归 3 得到的估计结果汇报在表 7 中<sup>①</sup>。（3）列和（4）列汇报的结果表明，在位于边缘地区的县域样本中，高铁开通显著地导致了“高铁县”的农业劳动力转移；而在位于大型城市群地区的县域样本中，这一效果并不明显。

## 六、基本结论与政策思考

本文基于县级层面高铁站点开通的准自然实验，结合县级宏观数据和家庭微观调查数据，运用双重差分的实证策略检验了交通设施改善对于农业劳动力转移的影响。本文的证据表明，高铁站点的开通显著导致“高铁县”的农业劳动力向非农行业转移了 3%。经过样本重新筛选、剔除溢出效应、控制时间趋势效应、控制其他政策的影响、工具变量估计以及安慰剂检验等一系列稳健性检验后，发现这一结论依然成立。进一步的机制分析表明，高铁开通可通过降低流动成本、促进农业技术采用和提高农业劳动生产力的“推力”效应，以及带动当地非农产业发展的“拉力”效应，产生推动“高铁县”农业劳动力向非农产业转移的影响。此外，异质性分析表明，高铁开通对农业劳动力非农转移的影响主要体现在人口流出大省和边缘地区。

基于研究的基本结论，本文有以下方面的政策思考。第一，随着中国经济跨越刘易斯转折点，改善交通基础设施从而进一步降低区域间的流动成本，将有助于推动农村剩余劳动力向非农产业转移，这可能为中国未来的经济结构转型与经济增长提供动力。第二，交通设施改善对农业发展的影响需要权衡利弊。具体而言，一方面，交通设施改善有助于推动当地以果蔬为代表的特色农产品生产，进而促进当地农业种植业内部结构的调整和提高当地的农业生产水平，这可能是促进县域农业现代化和帮助农民增收的重要途径；但另一方面，由于“拉力”效应的存在，交通设施改善引致的非农产业发展和流动成本下降，可能导致当地农村的农业劳动力大规模流失，尤其是在人口流出大省和边缘地区。这可能加剧县域的农地抛荒和农村农业发展“空心化”等一系列潜在风险，政府在制定相关政策时需对该方面多加考量。

---

<sup>①</sup> 具体而言，这里的大型城市群包括，长江三角洲城市群、珠江三角洲城市群、京津冀城市群、成渝城市群、关中平原城市群、长江中游城市群。我们将大型城市群定义为区域经济发展中的核心地区，将非大型城市群定义为区域经济发展中的边缘地区。此处选取《2007 中国都市圈评价报告》等资料作为样本划分依据的原因，与之前一致。

参考文献

- 1.步晓宁、张天华、张少华, 2019: 《通向繁荣之路: 中国高速公路建设的资源配置效率研究》, 《管理世界》第5期。
- 2.蔡昉, 2010: 《人口转变、人口红利与刘易斯转折点》, 《经济研究》第4期。
- 3.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。
- 4.程名望、史清华、徐剑侠, 2006: 《中国农村劳动力转移动因与障碍的一种解释》, 《经济研究》第4期。
- 5.邓慧慧、杨露鑫、潘雪婷, 2020: 《高铁开通能否助力产业结构升级: 事实与机制》, 《财经研究》第6期。
- 6.董晓霞、黄季焜、Scott Rozelle、王红林, 2006: 《地理区位、交通基础设施与种植业结构调整研究》, 《管理世界》第9期。
- 7.高翔、龙小宁、杨广亮, 2015: 《交通基础设施与服务业发展——来自县级高速公路和第二次经济普查企业数据的证据》, 《管理世界》第8期。
- 8.韩青、谭向勇, 2004: 《农户灌溉技术选择的影响因素分析》, 《中国农村经济》第1期。
- 9.刘勇政、李岩, 2017: 《中国的高速铁路建设与城市经济增长》, 《金融研究》第11期。
- 10.龙玉、赵海龙、张新德、李曜, 2017: 《时空压缩下的风险投资——高铁通车与风险投资区域变化》, 《经济研究》第4期。
- 11.王赟赟、陈宪, 2019: 《市场可达性、人口流动与空间分化》, 《经济评论》第1期。
- 12.徐建国、张勋, 2016: 《农业生产率进步、劳动力转移与工农业联动发展》, 《管理世界》第7期。
- 13.余泳泽、潘妍, 2019: 《高铁开通缩小了城乡收入差距吗? ——基于异质性劳动力转移视角的解释》, 《中国农村经济》第1期。
- 14.张俊, 2017: 《高铁建设与县域经济发展——基于卫星灯光数据的研究》, 《经济学(季刊)》第4期。
- 15.张军、高远、傅勇、张弘, 2007: 《中国为什么拥有了良好的基础设施》, 《经济研究》第3期。
- 16.张学良, 2012: 《中国交通基础设施促进了区域经济增长吗——兼论交通基础设施的空间溢出效应》, 《中国社会科学》第3期。
- 17.诸竹君、黄先海、王煌, 2019: 《交通基础设施改善促进了企业创新吗? ——基于高铁开通的准自然实验》, 《金融研究》第11期。
- 18.Adukia, A., S. Asher, and P. Novosad, 2020, "Educational Investment Responses to Economic Opportunity: Evidence from Indian Road Construction", *American Economic Journal: Applied Economics*, 12(1): 348-376.
- 19.Alvarez-Cuadrado, F., and M. Poschke, 2011, "Structural Change Out of Agriculture: Labor Push versus Labor Pull", *American Economic Journal: Macroeconomics*, 3(3): 127-158.
- 20.Bustos, P., B. Caprettini and J. Ponticelli, 2016, "Agricultural Productivity and Structural Transformation: Evidence from Brazil", *American Economic Review*, 106(6): 1320-1365.
- 21.Cao, K. H., and J. A. Birchenall, 2013, "Agricultural Productivity, Structural Change, and Economic Growth in Post-Reform China", *Journal of Development Economics*, 104(4): 165-80.
- 22.Dong, X. F., S. Q. Zheng, and M. E. Kahn, 2020, "The Role of Transportation Speed in Facilitating High Skilled Teamwork

Across Cities”, *Journal of Urban Economics*, 115(2): 103–122.

23. Emerick, K., 2018, “Agricultural Productivity and the Sectoral Reallocation of Labor in Rural India”, *Journal of Development Economics*, 135(4): 488–503.

24. Erten, B., and J. Leight, 2019, “Exporting Out of Agriculture: The Impact of WTO Accession on Structural Transformation in China”, *Review of Economics and Statistics*, 101(1): 1–46.

25. Herrendorf, B., R. Rogerson and A. Valentinyi, 2014, *Handbook of Economic Growth*, Amsterdam: Elsevier.

26. Kuznets, S., 1957, “Quantitative Aspects of the Economic Growth of Nations: II. Industrial Distribution of National Product and Labor Force”, *Economic Development and Cultural Change*, 5(4): 1–111.

27. Tombe, T., and X. D. Zhu, 2019, “Trade, Migration, and Productivity: A Quantitative Analysis of China”, *American Economic Review*, 109(5): 1843–1872.

28. Yao, W., and X. D. Zhu, 2021, “Structural Change and Aggregate Employment Fluctuations in China”, *International Economic Review*, 62(1): 65–100.

(作者单位: <sup>1</sup>复旦大学中国社会主义市场经济研究中心;

<sup>2</sup>复旦大学经济学院)

(责任编辑: 初心)

## Transportation Infrastructure Improvement, Transfer of Agricultural Labor Force and Structural Transformation

ZHANG Jun LI Rui YU Hongbao

**Abstract:** This article examines the impact of transportation infrastructure improvement on the transfer of agricultural labor force and its mechanism. Using a quasi-natural experimental study with the start of operations of high-speed railways at the county level, the study finds that the start of operations of high-speed railways leads to a 3% transfer of agricultural labor force to non-agricultural industries. Further mechanism analysis shows that the impact mainly comes from the “push” effect brought by reducing the flow cost and improving agricultural productivity, and the “pull” effect brought by promoting the development of local non-agricultural industries. A heterogeneity analysis shows that the above-mentioned effects are more obvious in the counties located in provinces with large outflow and in remote areas. This evidence reveals the important role that the improvement of transportation infrastructure plays in promoting China’s economic structural transformation, and it also has policy implications to explore the driving force of China’s future economic growth under the background of the arrival of the Lewis turning point and the sustainable development of China’s agriculture and rural areas under the background of rural revitalization strategy.

**Keywords:** Transportation Infrastructure; High-speed Railway; Agricultural Labor Force Transfer; Structural Transformation