

新一轮土地确权实施的农村劳动力跨部门配置效应

吴佳璇 王晓兵 陆歧楠

摘要：基于全国农村固定观察点调查数据和乡镇层面的土地确权时间数据，本文采用多时点双重差分法识别了新一轮土地确权对农村家庭劳动力配置的影响。研究发现，土地确权总体上显著促进了农村劳动力外出非农就业，但对农业全要素生产率水平不同的农户具有异质性影响：总体上农户农业全要素生产率水平越低，土地确权对其家庭中劳动力外出非农就业的促进作用越强。这说明，土地确权使不具有农业生产比较优势的农村劳动力转移到非农部门，具有农业生产比较优势的农村劳动力留在农业部门，从而优化了农村劳动力的跨部门配置。此外，土地确权显著提高了具有农业生产比较优势的农户的农业长期投资水平，并促使土地从较低农业全要素生产率的农户流转 to 较高农业全要素生产率的农户，进一步实现了要素的有效配置。本文在中国现有土地制度背景下构建了土地产权制度改革影响劳动力配置的分析框架，为理解土地产权制度安排与农村家庭要素配置的关系提供了经验证据。

关键词：土地确权 劳动力配置 农业全要素生产率 比较优势 多时点双重差分法

中图分类号：F241.4; F321.1 **文献标识码：**A

一、引言

明晰的产权制度对改善要素配置状况、实现经济高质量发展具有重要作用。在现有“三权分置”产权制度安排下，中国农村土地的产权被细分为所有权、承包权和经营权。农地所有权归属村集体，承包权归属本村的土地承包农户，经营权归属土地经营者（如本村村民、转入土地的农户或农业企业）。在农村土地确权^①工作开展前，农户对农村土地的权属是通过持续的土地经营而非土地所有权来维持的（Chari et al., 2021）。长期闲置土地的农户可能面临失去承包权的风险，由其承包的土地可能被村集体收回并重新分配给其他村民（Liu et al., 2023）。对地权不稳定的感知使农户将家庭劳动力投入农

【资助项目】 国家自然科学基金重点项目“乡村振兴战略实施中政府与市场的关系及协调研究”（编号：71933004）；国家社会科学基金重大项目“推动农业机械化智能化保障粮食安全的路径和机制创新研究”（编号：22&ZD084）；国家自然科学基金青年项目“契约安排视角下种粮大户应对自然风险的策略选择和效果评估研究”（编号：72403240）。

【作者信息】 吴佳璇、王晓兵，北京大学现代农业学院；陆歧楠（通讯作者），中国人民大学农业与农村发展学院，电子邮箱：qinan.lu@ruc.edu.cn。感谢匿名评审专家提出的宝贵意见，但文责自负。

^①本文的“土地确权”是“农村土地承包经营权确权登记颁证工作”的简称，其中“土地”指“农地”。

业生产而非外出务工，过多的劳动力被低效“捆绑”在农业生产中，限制了劳动力的自由流动，从而扭曲了农村劳动力要素的跨部门配置（de Janvry et al., 2015）。而且，由产权不明晰导致的土地纠纷阻碍了土地流转和土地租赁市场的健康发展（Bu and Liao, 2022），缺乏有效法律保护的土地产权日益成为中国农村经济发展的阻碍。

为清晰界定土地产权，国家于2009年在四川省、山东省等8个省份的8个村启动了新一轮土地确权试点工作^①。截至2020年底，全国农村承包地确权登记颁证率超过96%^②，农村土地确权工作基本完成。新一轮土地确权是中国土地产权制度改革的重要环节，对维护农民合法权益、推进土地流转、改善要素错配情况、促进资源合理利用、实现农业适度规模经营以及助力农业现代化发展等具有重要影响和深远意义（林文声等，2018）。作为土地产权制度改革最为基础的手段（程令国等，2016），土地确权是保障土地产权稳定性最为重要的制度安排，受到国内外学者的关注。Besley（1995）最早构建了土地产权稳定性影响农户投资决策的理论模型；Feder and Nishio（1998）在此基础上提出了土地确权影响农业信贷、投资和土地流转的理论框架。随着中国农村土地确权工作的持续推进，相关研究不断涌现，土地确权的政策效果大致可以归纳为五个方面：一是激励农业投资，具体表现为提高有机肥、绿肥施用量以及增加农业机械投入量等（黄季焜和冀县卿，2012）；二是提高农业生产率，具体表现为提高农业全要素生产率、单位面积农业收入等（Gao et al., 2021; Adamopoulos et al., 2024）；三是促进土地流转，具体表现为土地流转参与度提高、土地流转规模增加以及土地租金率上升（程令国等，2016）；四是改善信贷激励，具体表现为提高农户的贷款可得性和贷款规模（Zhang et al., 2020）；五是提高农民收入，如增加家庭总收入和财产性收入（Xu and Du, 2022）。

然而，鲜有学者从农业生产比较优势的视角探究土地确权对劳动力跨部门配置的影响。实际上，劳动力优化配置是经济增长的重要组成部分（蔡昉，2017）。当前，中国农业部门与非农部门的生产率仍存在较大差距，中国农业部门与发达国家农业部门的生产率亦存在较大差距（Chari et al., 2021）。有研究认为，这是由于中国农业部门内部以及农业与非农部门之间存在较为严重的资源错配现象（Liu et al., 2023），说明中国农业部门的生产要素配置情况有望进一步改善。也有研究发现，在中国农业部门的各生产要素中，劳动力要素的错配程度最高（吴亚玲等，2022）。劳动力要素是各生产要素中最为活跃的要素，土地、资本等要素只有通过劳动力才能被激活（宋晓梧，2020），优化农村家庭劳动力要素配置对缩小中国农业与非农部门的生产率差距、中国与发达国家的农业生产率差距均具有深远意义。在理想情况下，如果农业生产中不存在要素错配现象，在农业全要素生产率方面有优势的农村劳动力将从事农业生产，不具有优势的农村劳动力将流向非农部门，从而实现农村劳动力的有效配置。《国家新型城镇化规划（2014—2020年）》指出，中国农业富余劳动力正持续减少。如果具有农业生产比较优势的农村劳动力留在农业部门，不具有农业生产比较优势的农村劳动力迁出农村向非农部门转移，农村劳动力资源的配置情况便可得到优化。土地产权制度是影响农村劳动力资源配置的重

^①本文的“新一轮土地确权”指2009年开展试点、2011年正式启动的农村土地承包经营权确权登记颁证工作。

^②资料来源：《全国农村承包地确权登记颁证超96%》，https://www.gov.cn/xinwen/2020-11/10/content_5560093.htm。

要因素（陈会广和刘忠原，2013），土地确权是土地产权制度改革的核心举措，其对农村劳动力配置的影响值得进一步探究。本文试图回答：新一轮土地确权对农村劳动力的跨部门配置产生了何种影响？在回答这一问题的基础上，本文将进一步分析新一轮土地确权在实现要素有效配置方面发挥的作用。

现有关于土地确权影响农村劳动力配置的研究在以下方面有进一步提升空间。首先，现有文献大多将农村劳动力配置落脚于劳动力转移，主要关注劳动力从农业部门向非农部门的转移（林文声等，2018），或劳动力从乡村向城镇的空间转移（Mullan et al., 2011），鲜有研究将农户的农业生产比较优势纳入分析框架，因而难以反映劳动力配置状况是否得到优化，即无法识别何种农业全要素生产率水平的农户留在了农业部门、劳动力资源是否得到优化配置。其次，由于新一轮土地确权在各地推行的时间数据获取难度较大，相关研究在数据方面存在一些不足：部分研究使用的数据仅包括个别省份（如周力和王镜如，2019），不具有全国代表性；部分研究采用截面数据（如许庆等，2017），既难以考察土地确权实施的动态影响，也难以有效控制不可观测的不随时间变化因素的影响；部分研究使用的土地确权数据来自家庭微观调查（如陈江华等，2020），无法完全避免自我报告的偏差；部分研究使用的土地确权实施时间数据虽然来自政府部门，但仅能精确到县级（如 Bu and Liao, 2022）或省级（如史常亮和张益，2022），难以充分保证核心解释变量测量的准确性和变量取值的变异性，可能使估计结果有偏。最后，部分研究未控制其他同期政策对新一轮土地确权政策评估的干扰，特别是如果不控制新型农村社会养老保险（以下简称“新农保”）和新型农村合作医疗（以下简称“新农合”）等其他同期政策的冲击（如 Gao et al., 2021），很可能会影响回归结果，降低因果推断的准确性。

与已有研究相比，本文的边际贡献体现在以下几个方面。第一，本文不仅关注新一轮土地确权对农村劳动力转移的总体影响，还进一步将农户层面的农业全要素生产率纳入分析框架进而衡量农户的农业生产比较优势，以识别何种农业全要素生产率水平的农户选择外出非农就业，从而反映劳动力配置的优化情况，完善和丰富现有分析框架。第二，本文使用农业农村部的新一轮土地确权实施时间数据，该数据能够精确到乡镇层面，能较好保证核心解释变量测量的准确性和变量取值的变异性；基于具有全国代表性的全国农村固定观察点数据，本文进一步解决了现有研究在数据方面存在的全国代表性不足和时间跨度不足等问题，研究结论更为可靠。第三，本文采用符合土地确权“先试点、再逐步推行”准自然实验特征的多时点双重差分模型，控制双向固定效应以及户主、家庭和村庄层面的特征变量，并控制“新农保”和“新农合”的实施情况以排除混淆政策的影响，更好地识别新一轮土地确权对农村家庭劳动力配置的因果效应，以期构建中国土地制度背景下土地产权改革影响劳动力要素配置的分析框架，为理解土地产权制度安排与农村要素配置的关系提供经验证据。

二、制度背景与理论分析

（一）制度背景

政府为保障农民的土地产权采取了多轮举措。1998年，首次发放土地确权证书，标志着中国第一轮土地确权的开始。在这一时期，政府虽然在不断加大确权政策的实施力度，但确权完成度不高，许多政策没有得到有效实施。根据叶剑平等（2000）的调查，截至1999年8月，中国17个省份中仅38.3%

的农民取得了 30 年土地承包经营权合同。这意味着，超过 60% 的村庄没有完成确权。此后，政府继续加大确权力度。2003 年《中华人民共和国农村土地承包法》的实施标志着第二轮土地确权的开始，该法律在重申农民土地承包合同最低 30 年的期限外，还保障了农民承包和租赁土地的合法权利，并大幅降低了村集体调整农户承包地的频率（Chari et al., 2021）。2007 年，土地确权覆盖了超过 94.6% 的农户，但这一时期的确权存在地块边界和权属模糊不清等问题（Gao et al., 2021）。

为清晰界定土地产权，政府启动了新一轮土地确权。2009 年中国开展了土地承包经营权确权登记颁证试点工作，在四川省、山东省等 8 个省份的 8 个村进行小规模试点。在此基础上，2011 年出台的《关于开展农村土地承包经营权登记试点工作的意见》标志着全国范围内新一轮土地确权的正式启动。与前两轮土地确权相比，新一轮土地确权有很多不同之处：一是权属更加清晰，解决了农户承包地面积不准、四至不清等问题，明确了农户承包地块的大小和边界，地块的经纬度都得到准确登记；二是权能更加完整，进一步强调了土地的“三权分置”，要不断落实承包权、放活经营权，充分鼓励经营权自由流转（Gao et al., 2021）；三是保护更加严格，不再允许行政调整土地，村集体不能出于农户家庭成员规模变动、公共使用等因素重新分配土地；四是使用更加灵活，允许农民将土地经营权作为抵押品向金融机构贷款，并允许土地出租人和承租人自由协商土地租赁合同的期限（Gong et al., 2023）。

新一轮土地确权具有“先试点、再逐步推行”的制度特性，从村组、乡镇、县到省逐步开展，最后推广到全国。2009—2010 年为整村推进试点阶段，以村组为单位，在四川省、山东省、湖南省等 8 个省份的 8 个村开展试点；2011—2013 年为整县推进试点阶段，以乡镇为单位，在 28 个省份的 105 个县（市、区）开展规模较小的试点；2014 年开始进入整省推进阶段，以县为单位，选择在山东省、安徽省、四川省 3 个省份开展整省试点，并于 2015—2017 年陆续扩展到全国；截至 2017 年底，山东省、宁夏回族自治区、安徽省等 7 个省份基本完成了确权工作，天津市、河北省、江苏省等 9 个省份的确权工作即将完成^①，并于 2020 年底基本完成土地确权工作^②。

（二）理论分析

本文首先构建一个简要的理论模型，从理论上解释在土地产权稳定且明晰的理想情况下，农户如何配置劳动力。参考 Gao et al. (2021) 的研究，本文假设一个代表性农户拥有初始劳动力禀赋 \bar{L} 和土地禀赋 \bar{N} ，该农户通过在农业和非农部门分配劳动力实现家庭收入最大化。农户在农业部门配置的劳动力为 L_d ，在非农部门配置的劳动力为 L_o ，用于耕种的土地投入为 N 。简单起见，假设农户的农业生产符合 Cobb-Douglas 生产函数，且农业产出仅取决于劳动力投入和土地投入，具体表达式如下：

$$f(\varphi, L_d, N) = \varphi L_d^\alpha N^\beta \quad (1)$$

^①本文系统梳理了 2009—2018 年中央“一号文件”关于新一轮土地确权的政策与实施情况，详见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录的附表 1。

^②资料来源：《全国农村承包地确权登记颁证超 96%》，https://www.gov.cn/xinwen/2020-11/10/content_5560093.htm。

(1) 式中： φ 表示农户的农业全要素生产率， α 、 β 分别表示劳动力、土地的投入产出弹性，且 $\alpha + \beta < 1$ 。假设农产品价格为 1，非农就业的工资率为 w ，单位面积土地的租金率为 r 。假设农户的非农就业只能通过向城市迁移实现，不存在本地农业劳动力市场。基于上述假设，农户通过选择农业劳动力投入 L_d 、非农劳动力投入 L_o 和土地投入 N 实现家庭收入最大化：

$$\begin{aligned} \text{Max}_{L_d, L_o, N} \Pi &= \varphi L_d^\alpha N^\beta + wL_o + r(\bar{N} - N) \\ \text{s.t. } L_d + L_o &\leq \bar{L} \end{aligned} \quad (2)$$

假设 (2) 式表示的最优化问题不存在角点解，则农户家庭收入最大化的一阶条件为：

$$\frac{\partial \Pi}{\partial L_d} = \varphi \alpha L_d^{\alpha-1} N^\beta - w = 0 \quad (3)$$

$$\frac{\partial \Pi}{\partial N} = \varphi \beta L_d^\alpha N^{\beta-1} - r = 0 \quad (4)$$

将 (3) 式和 (4) 式重新整理，可得：

$$\varphi \alpha L_d^{\alpha-1} N^\beta = w \quad (5)$$

$$\varphi \beta L_d^\alpha N^{\beta-1} = r \quad (6)$$

(5) 式和 (6) 式表明，农户通过选择农业劳动力投入和土地投入，会使两类要素的边际生产率等于市场价格。而且，可推出 L_d 的表达式：

$$L_d = \left[\frac{\alpha}{w} \left(\frac{\beta}{r} \right)^{\frac{\beta}{1-\beta}} \right]^{\frac{1-\beta}{1-\beta-\alpha}} \times \left(\varphi^{\frac{1}{1-\beta}} \right)^{\frac{1-\beta}{1-\beta-\alpha}} = \left(t \varphi^{\frac{1}{1-\beta}} \right)^{\frac{1-\beta}{1-\beta-\alpha}} \quad (7)$$

根据 (7) 式，定义 $t = \frac{\alpha}{w} \left(\frac{\beta}{r} \right)^{\frac{\beta}{1-\beta}}$ ， L_d 对 φ 求导可得：

$$\frac{\partial L_d}{\partial \varphi} = \frac{1-\beta}{1-\beta-\alpha} \left(t \varphi^{\frac{1}{1-\beta}} \right)^{\frac{1-\beta}{1-\beta-\alpha}-1} \cdot t \cdot \frac{1}{1-\beta} \cdot \varphi^{\frac{\beta}{1-\beta}} > 0 \quad (8)$$

根据 (2) 式中的约束条件，结合链式法则可以得到：

$$\frac{\partial L_o}{\partial \varphi} < 0 \quad (9)$$

根据 (8) 式和 (9) 式，可以得出如下推论：在农户的土地产权稳定且明晰的理想情况下，农户

不需要花费额外的资源和成本去保护地权，对劳动力要素的配置取决于自身的比较优势。农业全要素生产率越低，配置到非农部门的劳动力就越多；农业全要素生产率越高，配置到农业部门的劳动力就越多。这种基于农业生产比较优势的劳动力配置是有效率的。

然而，在新一轮土地确权工作开展前，地权缺乏稳定性是中国农村土地产权制度安排的显著特征（程令国等，2016）。地权不稳定主要表现为农户承包期内的土地调整（俞海等，2003）。虽然在2003年《中华人民共和国农村土地承包法》实施后农村土地调整频率有所下降（Liu et al., 2023），但从一些调查研究看，土地调整现象仍然存在（钱忠好和冀县卿，2016）。对外出务工农户而言，面临的土地利益受损风险可能更大。一方面，由于家庭务农人口数量的减少，承包的土地更可能被村集体以城市扩张、基础设施建设等理由收回，且农户难以获得足额补偿（Mullan et al., 2011）；另一方面，在村集体进行土地调整的过程中，由于无法有效参与村集体决策，外出务工农户的权益在土地再分配过程中容易受损（纪月清等，2021），土地纠纷也更易发生（Liu et al., 2023）。对地权不稳定、不安全的感知使农村家庭将部分劳动力留在村庄从事农业生产，以防止与土地相关的利益受损（Liu et al., 2023）。这部分被低效“捆绑”在农业部门的劳动力难以根据自身比较优势选择所从事的产业（de Janvry et al., 2015）。对不具有农业生产比较优势的农户而言，他们具有更强的离农外出务工激励（郜亮亮，2023）。而且，地权不稳定、不安全的预期阻碍了农村劳动力从农业到非农产业、从农村到城镇的重新配置（Adamopoulos et al., 2024），扭曲了农村家庭对劳动力的最优配置。

新一轮土地确权通过产权界定和还权赋能固定了土地和农民之间的权属关系，不仅在法律层面提高了土地产权的实际稳定性和安全性，更重要的是改变了农户对地权稳定性和安全性的心理预期。具体而言，产权界定使农户拥有更加清晰和完备的土地承包经营权（周力和王镜如，2019），强化了土地产权的排他性，有效降低了村集体在承包期内调整、征收和收回土地的可能性（郑淋议等，2021）。清晰的土地产权有助于消除农村劳动力非农转移过程中可能面临的土地利益受损顾虑（郑淋议等，2023），农村劳动力可以根据市场需求和自身比较优势选择留在农业部门或寻找非农就业机会，从而有效释放被低效“捆绑”在农业部门的劳动力（de Janvry et al., 2015）。因此，新一轮土地确权在总体上会促进农村劳动力的非农转移，使农业全要素生产率较高的劳动力继续从事农业生产，农业全要素生产率较低的劳动力转移到非农部门，降低要素错配程度，优化农村家庭劳动力的跨部门配置。

基于上述分析，本文提出研究假说 H1 和 H2。

H1：新一轮土地确权在总体上促进了农村劳动力外出非农就业。

H2：新一轮土地确权能够优化农村家庭的劳动力配置，使具有农业生产比较优势的农村劳动力更倾向于从事农业生产，不具有农业生产比较优势的农村劳动力更倾向于外出非农就业。

三、数据来源、模型设定与变量选取

（一）数据来源

土地确权实施时间数据来自农业农村部，能够精确到乡镇层面，是已有研究中最为精细的数据。在模型估计中，本文将村庄确权时间与所在乡镇确权时间等同。其他数据均来自全国农村固定观察点

调查数据。全国农村固定观察点数据中的农户样本包括全国 31 个省（区、市）300 多个村的 2 万多户农户，具有权威性和代表性（刘进等，2023）。本文选取的研究期间为 2008—2017 年。2009 年是新一轮土地确权工作的起始年，为更好反映政策干预的效果，本文以 2008 年为研究起点。研究以 2017 年为另一个时间节点有两方面原因：第一，截至 2017 年底，全国已有 28 个省份推进了新一轮土地确权整省试点工作，确权面积占二轮家庭承包耕地账面面积的 82%^①，此后年份土地确权变量取值变异性较小；第二，随着样本时间跨度的增加，多时点双重差分模型的估计结果容易受其他政策冲击的干扰（de Chaisemartin and D’Haultfoeuille, 2020）。2016 年，《全国“十三五”易地扶贫搬迁规划》的出台标志着新一轮脱贫攻坚战的开启，2017 年后易地扶贫搬迁进程逐渐加快^②，如果加入 2017 年之后年份的数据可能会混淆对新一轮土地确权效果的准确评估。

本文按照如下处理过程确定样本村及样本农户：第一，横向匹配全国农村固定观察点各年份的个体、家庭和村庄信息，构成横截面数据。纵向合并 2008—2017 年的横截面数据，构成面板数据。处理后，共包含 376 个样本村的 204243 户样本农户。第二，参考罗必良和张露（2020）的做法，剔除来自牧区和农牧区的样本（包括新疆维吾尔自治区、西藏自治区、青海省和内蒙古自治区）；根据 CFPS 数据的抽样框架，剔除海南省的样本。第三，剔除 2009 年前已经城镇化的样本^③，北京市、天津市和上海市的样本被全部剔除。第四，剔除 2009 年前荒废或不存在的村。经过第二步至第四步的处理，得到 304 个样本村的 144444 户样本农户。第五，在 304 个样本村中，161 个样本村的土地确权时间数据能够精确到乡镇层面，虽没有直接获得其余样本村在乡镇层面的确权时间数据，但如果能够获得该村所在县（市、区）其他乡镇确权时间数据，则采用该村所在县（市、区）其他乡镇确权时间的均值替代该村确权时间，由此共获得 228 个样本村的土地确权时间数据。遗憾的是，其余 76 个样本村的确权时间数据无法获得，故本文将其剔除。第六，由于本文研究的是新一轮土地确权，根据样本村的土地确权时间，本文剔除了 2009 年之前开始实施确权的样本村，共剔除 2 个样本村的 1930 户样本农户。第七，对本文所需变量的异常值和缺失值根据其前后逻辑进行平滑处理，删除少量异常值和缺失值，最终得到 2008—2017 年的 10 期非平衡面板数据，包含来自全国 23 个省（区、市）^④226 个样本村的 101249 户样本农户。

（二）变量定义与描述

1. 被解释变量。为了衡量农户劳动力配置情况，本文以家庭劳动力中外出非农就业比例为被解释

^①资料来源：《农村承包地确权登记颁证试点工作进展顺利》，https://www.gov.cn/xinwen/2017-11/30/content_5243351.htm。

^②资料来源：《2017 年我国计划易地扶贫搬迁 340 万人》，https://www.gov.cn/xinwen/2017-02/10/content_5167140.htm。

^③参考标准为《统计用城乡划分代码》，该代码由统计用区划代码和城乡分类代码两部分组成，代码共 15 位数字，左起第 1~12 位数字表示统计用区划代码，第 13~15 位数字表示城乡分类代码。城乡分类代码第 13 位为 1，表示城镇；第 13 位为 2，表示乡村。详见 Liu et al. (2023)。

^④包括安徽省、福建省、甘肃省、广东省、广西壮族自治区、河北省、河南省、黑龙江省、湖北省、湖南省、吉林省、江苏省、江西省、辽宁省、宁夏回族自治区、山东省、山西省、陕西省、四川省、云南省、浙江省、重庆市和贵州省。

变量，即外出务工^①且从事非农工作的人数占家庭劳动力总数的比例。该变量可以从产业转移和空间转移两个层面反映农户劳动力转移的状况，原因在于：产业转移侧重劳动力从事行业的变化，空间转移侧重劳动力就业地域的变化。由于非农产业一般分布在城镇，多数学者将农村家庭劳动力转移视为产业和空间双重意义上的转移过程。本文使用的数据能够支持对被解释变量的上述设置。

为了考察估计结果的稳健性，本文还以一组家庭层面的被解释变量替换原来的被解释变量。具体而言：一是外出非农就业，即家庭是否至少有一位劳动力外出务工且从事非农工作；二是外出务工比例，即外出务工人员占家庭劳动力总数的比例；三是外出务工天数，即家庭劳动力外出务工天数的总和；四是外出务工收入，即家庭劳动力外出务工收入的总和。

2.核心解释变量。土地确权实施是本文的核心解释变量，本文将其设置为虚拟变量，代表某村在某年是否已实施土地承包经营权确权登记。本文使用的是乡镇层面开始确权的时间。因为土地确权包括土地测量、确权登记和颁证三个阶段。一般而言，村庄层面的确权登记早于农户颁证时间，确权登记和颁证之间的时间间隔往往较长(Gong et al., 2023)，且许多地区未严格实施颁证(叶剑平等, 2018)。结合相关学者的研究(Bu and Liao, 2022)，本文认为村庄层面的确权登记是政策实施的核心。

3.调节变量。农户期初的农业全要素生产率水平是本文使用的调节变量，反映的是农户在期初的农业生产比较优势。借鉴 Chari et al. (2021) 和 Liu et al. (2023) 的研究，本文使用 Cobb-Douglas 生产函数估计农户层面的农业全要素生产率^②，表达式如下：

$$\log y_{ijt} = \alpha_1 \log L_{ijt} + \alpha_2 \log N_{ijt} + \alpha_3 \log K_{ijt} + \omega_i + \omega_j + \epsilon_{ijt} \quad (10)$$

(10) 式中： y_{ijt} 代表第 t 年 j 村农户 i 的农业总产值（元），用粮食作物和经济作物的产值之和衡量^③。参考 Liu et al. (2023) 的做法，本文按照如下步骤计算农户的农业总产值：首先，用全村种植业总收入除以全村粮食作物和经济作物总产量，计算得到 2008—2017 年村庄层面的农作物平均价格；其次，用村庄层面的农作物平均价格乘以农户层面的粮食作物和经济作物总产量，计算得到 2008—2017 年农户层面的农业总产值。 L_{ijt} 表示第 t 年 j 村农户 i 的务农投入时间（日），用家庭劳动力的务农投入时间和雇佣劳动力的务农投入时间之和衡量。 N_{ijt} 表示第 t 年 j 村农户 i 的土地投入（亩），用粮食作物和经济作物的播种面积之和衡量。 K_{ijt} 表示第 t 年 j 村农户 i 的与务农相关的资本投入及中间

^①参照《全国农村固定观察点调查数据汇编（2010—2015 年）》，本文的外出务工劳动力指一年内大部分时间都在本乡镇地域外（包括乡镇外县内、县外省内、外省和境外）从事劳动和经营的劳动力。

^②本文还采用了更为一般化的超越对数生产函数估计农户层面的农业全要素生产率，该生产函数在 Cobb-Douglas 生产函数的基础上进一步包含了各要素投入的二次项和要素投入之间的相互作用项。本文附录的附表 2 汇报了采用超越对数生产函数估计农户农业全要素生产率的结果，详见《中国农村经济》网站或中国知网。另外，新一轮土地确权对不同农业全要素生产率水平（采用超越对数生产函数估计）农户劳动力外出非农就业异质性影响的回归结果与后文表 3 的基准回归估计结果基本保持一致。

^③粮食作物包括小麦、稻谷、玉米、大豆和薯类等，经济作物包括棉花、油料、糖料、麻类、烟草、桑蚕和蔬菜等。

投入（元）^①。 ω_i 和 ω_t 分别是家庭固定效应和年份固定效应。 ϵ_{ijt} 是残差项。根据（10）式可推出农户层面的农业全要素生产率：

$$\log tfp_{ijt} = \omega_i + \omega_t + \epsilon_{ijt} \quad (11)$$

4.控制变量。研究表明，家庭劳动力配置受户主个人特征、家庭禀赋等内部因素（Valsecchi, 2014）以及社会经济环境、制度等外部因素（Gong et al., 2023）的影响。所以，本文选取户主个人特征、家庭特征和村庄特征方面的15个变量作为控制变量。户主个人特征包括户主的性别、年龄、受教育年限和健康状况；家庭特征包括党员户、乡村干部户、土地规模和收入情况；村庄特征包括地形地势、乡镇政府所在地、政府补贴、交通状况、收入结构、“新农保”实施情况和“新农合”实施情况。

以往的实证研究表明，户主的性别、年龄、受教育年限和健康状况反映了不同的人力资本水平，往往会对家庭劳动力的就业选择产生影响（刘晓宇和张林秀，2008）。家庭是否为党员户、是否为乡村干部户在一定程度上反映了农户的社会资本情况，党员和乡村干部意味着家庭拥有更多社会经济资源（郑淋议等，2020），可能会对家庭的劳动力配置产生影响。家庭土地规模反映了农户的土地禀赋，土地规模越大的农户越有可能进行规模化经营，从而降低外出务工的可能性。家庭收入情况反映了家庭的经济状况，学术界普遍认为经济因素是导致劳动力转移的根本原因。村庄的地形地势和交通状况也可能对劳动力转移产生影响，平原地区更适合发展种植业，交通状况的改善可能提高农户外出务工的积极性（刘晓宇和张林秀，2008），政府补贴（如粮食直接补贴、良种补贴）有助于提高农户农业生产率（高鸣等，2016），从而对家庭就业决策产生影响。村庄的收入结构在一定程度上反映了村庄的经济发展情况，农林牧渔业收入占比越低，村庄经济发展水平可能越好，农户非农就业机会可能就越多。此外，在新一轮土地确权实施期间，农村地区实施的“新农保”和“新农合”两项政策可能对农村家庭劳动力配置产生影响^②。将村庄层面“新农保”和“新农合”实施情况作为控制变量，有助于排除其他同期政策实施导致的内生性问题。

表1汇报了主要变量的定义和描述性统计结果。可以发现，平均约45%的农户至少有一位家庭劳动力外出务工且从事非农工作，家庭劳动力中外出务工且从事非农工作的人数占比约为30%，家庭劳动力外出务工天数的总和约为240天，平均每户外出务工的收入总和约为20233元。已经实施土地确权的村庄占比从2010年的4.0%增加到2017年的96.2%，2008—2017年平均17.3%的村庄实施了土地确权。由此可见，新一轮土地确权在各地是渐进推行的。在实证分析时，本文将控制变量中的离散变量

^①资本投入及中间投入包括种子种苗费、农家肥折价、化肥费用、农膜费用、农药费用、水电及灌溉费用、机械作业费用、固定资产折旧及修理费、小农具购置费、土地租赁费用和其他费用等。

^②具体来说，2009年开始实施的“新农保”允许年满60周岁的农村老年人每月领取55元养老金。这会促使部分老年人退出农业，部分成年劳动力也会从农业部门转向非农部门。2003年开始实施的“新农合”在2011—2012年大幅提高了补贴标准，农民在就医时可得到240元的补贴。2013—2015年，“新农合”补贴标准提高到380元，2016—2017年进一步提高到450元，“新农合”提升了农民的健康水平和工作能力。

转化为虚拟变量,将以百分比为单位的变量以外的连续型变量均进行对数化处理以减弱异方差的影响。

表1 变量定义与描述性统计结果

变量名称	变量定义或赋值	平均值	标准差
被解释变量			
外出非农就业比例	外出务工且从事非农工作的人数占家庭劳动力总数的比例	0.303	0.415
外出非农就业	是否至少有一位家庭劳动力外出务工且从事非农工作: 是=1, 否=0	0.453	0.498
外出务工天数	家庭劳动力外出务工天数的总和(天)	239.760	299.149
外出务工收入	家庭劳动力外出务工收入的总和(元)	20232.900	29972.800
核心解释变量			
土地确权实施	村庄是否已经实施了土地承包经营权确权登记: 是=1, 否=0	0.173	0.378
调节变量			
农业全要素生产率	农户的农业全要素生产率水平, 采用Cobb-Douglas生产函数估计	21.221	1166.263
控制变量			
户主特征			
性别	户主是否为男性: 是=1, 否=0	0.933	0.251
年龄	户主的年龄(岁)	55.065	11.219
受教育年限	户主的受教育年限(年)	6.699	2.660
健康状况	户主自我认定健康状况: 丧失劳动能力=5, 差=4, 中=3, 良=2, 优=1	1.831	1.031
家庭特征			
党员户	家庭是否有成员为党员: 是=1, 否=0	0.153	0.360
乡村干部户	家庭是否有成员为乡村干部: 是=1, 否=0	0.039	0.194
土地规模	家庭人均承包地面积(亩/人)	1.919	3.551
收入情况	家庭全年人均纯收入(元/人)	11831.940	17327.390
村庄特征			
地形地势	村庄地形地势: 平原=1, 非平原=0	0.394	0.489
乡镇政府所在地	村庄是否为乡镇政府所在地: 是=1, 否=0	0.185	0.388
政府补贴	村庄是否从政府得到农业补贴: 是=1, 否=0	0.826	0.379
交通状况	村庄距离公路干线的距离(千米)	2.259	3.121
收入结构	村庄农林牧渔业收入占经济活动总收入的比例	0.494	0.273
“新农保”实施情况	村庄参加新型农村社会养老保险的人数(人)	882.917	1071.034
“新农合”实施情况	村庄参加新型农村合作医疗的户数(户)	551.246	407.625

注: ①表中数据为2008—2017年的均值。②为克服离群值的影响,对“外出务工天数”和“外出务工收入”变量进行1%的双边缩尾处理。

(三) 模型设定

新一轮土地确权在不同地区和不同时间以交错的方式逐步推进,是典型的准自然实验,故本文使用多时点双重差分模型识别土地确权对农村家庭劳动力配置的政策效应。

1.多时点双重差分模型。本文的因果识别是基于村级土地确权实施的时空变化进行的,为了更好

地缓解遗漏变量造成的内生性问题，参考 Chari et al. (2021) 的研究，构建多时点双重差分模型：

$$L_{ijt} = \alpha + \delta Certif_{jt} + \beta Control_{ijt} + \lambda_j + \lambda_{pt} + \varepsilon_{ijt} \quad (12)$$

(12) 式中： L_{ijt} 代表第 t 年 j 村农户 i 的劳动力配置情况； $Certif_{jt}$ 代表新一轮土地确权实施情况，如果 j 村在第 t 年已经进行了土地承包经营权确权登记，则 $Certif_{jt}=1$ ，否则 $Certif_{jt}=0$ ；系数 δ 反映了新一轮土地确权对农户劳动力配置的总体影响； $Control_{ijt}$ 代表控制变量，包括户主、家庭和村庄层面的特征变量； λ_j 表示村庄固定效应，目的是消除不随时间变化的不可观测因素的影响； λ_{pt} 表示省份-年份固定效应，目的是控制时间维度不可观测因素的影响； ε_{ijt} 是随机扰动项。考虑到同一县内样本随机扰动项可能潜在相关，本文在实证估计时采用县级层面的聚类标准误。

进一步，为了体现新一轮土地确权是否优化了农村家庭劳动力配置，本文将农户的农业生产比较优势（用农户层面的农业全要素生产率水平衡量）纳入研究框架，构建多时点三重差分模型：

$$L_{ijt} = \alpha + \delta Certif_{jt} + \sum_{v=2}^3 \gamma_v (Certif_{jt} \times tfp_{ijt_0}^v) + \beta Control_{ijt} + \lambda_j + \lambda_{pt} + \varepsilon_{ijt} \quad (13)$$

(13) 式中： $tfp_{ijt_0}^v$ 是一个指示变量，表示农户 i 在第 t 年期初的农业全要素生产率是否处于所在村庄 j 的第 v 个三分位数区间内，反映的是农户在期初的农业生产比较优势；系数 γ_v 反映了新一轮土地确权对不同农业全要素生产率水平的农户劳动力配置的影响；其他变量的定义与 (12) 式相同。

2. 平行趋势检验。平行趋势是利用双重差分模型正确识别因果效应的前提条件，通常做法是检验处理组和对照组的事前趋势是否相同（黄炜等，2022）。由于多时点双重差分模型存在多个处理组，也没有严格的对照组，某些对照组随时间推移可能变成处理组^①，所以无法直接对比处理组和对照组结果均值的变化情况，常用事件研究法检验模型是否满足平行趋势假设，表达式如下：

$$L_{ijt} = \alpha + \sum_{k=-6}^4 \delta_k Certif_{jtk} + \beta Control_{ijt} + \lambda_j + \lambda_{pt} + \varepsilon_{ijt} \quad (14)$$

(14) 式中， $Certif_{jtk}$ 是一组虚拟变量，系数 δ_k 表示政策实施后的第 k 期处理组和对照组被解释变量 L_{ijt} 的差异相对于基期（此处为政策时点前一期）的差异^②。平行趋势意味着在政策时点前的各个时期组间差异没有明显变化，即各时点的系数 δ_k 都不显著异于 0，此时政策时点后各时点的估计系数 δ_k 即为本文研究关注的因果效应。如果因果效应确实存在，则政策时点后各时点的估计系数 δ_k 显著不为 0。因此，(14) 式不仅能够检验平行趋势，还能够显示政策干预的动态效应。此外，相关研究表明，多时点双重差分模型的一致性估计要基于处理效应在组别和时间维度上均恒定的假设（de Chaisemartin and D'Haultfoeuille, 2020; Borusyak et al., 2024）。如果土地确权对劳动力配置的影响因

^① 某一期的对照组除了包含从未接受处理的样本外，还包括当期未接受处理但在未来会接受处理的样本。

^② 此处 k 的取值可以为负或零或正；为避免完全共线性问题，在模型估计时通常将政策时点的前一期作为基期。

地而异或随时间而变化,说明存在异质性处理效应,则最小二乘估计结果可能存在偏误(Liu et al., 2023)。因此,本文采用三种方法检验最小二乘估计结果的稳健性。

四、基准回归结果

(一) 新一轮土地确权对农村家庭劳动力配置的影响

1.新一轮土地确权对农户劳动力外出非农就业的总体影响。本文首先采用多时点双重差分模型检验新一轮土地确权对农户劳动力外出非农就业的总体影响。表2报告了新一轮土地确权对农户劳动力外出非农就业总体影响的基准回归结果,表2(1)列、(3)列、(5)列和(7)列分别为新一轮土地确权实施当年对农户劳动力外出非农就业比例、外出非农就业、外出务工天数、外出务工收入影响的估计结果,表2(2)列、(4)列、(6)列和(8)列分别为实施一年后的新一轮土地确权影响上述被解释变量的估计结果。回归结果显示,新一轮土地确权实施当年对农户劳动力外出非农就业没有显著影响,实施一年后的新一轮土地确权对农户劳动力外出非农就业产生了显著的正向影响。产生上述结果可能有三方面原因:第一,在政策实施初期,农民在土地上投入劳作以维系承包权的激励仍然很强,部分农民可能会担心村集体借机进行土地调整或由于确认的地块数与实际不符而失去部分土地承包权(纪月清等, 2021),为确保土地承包权在确权过程中得到充分保障,农民仍倾向于留在农村;第二,本文将年初、年中、年末开始实施的土地确权均判定为当年实施,但是,政策推广需要一定时间,而且地方政府可能存在延迟执行的可能性(Liu et al., 2023);第三,农作物生长需要完整的生命周期,劳动力转移也需要搜寻匹配的时间,因此,农民难以在短时间内调整种植决策和就业决策,从而土地确权的政策效果在实施当年不能完全体现。综上所述,本文认为实施一年后的土地确权是更符合现实逻辑的衡量政策实施效果的变量。杨宗耀和纪月清(2022)也认为实施一年后的土地确权更能反映确权的政策效果。因此,下文的实证估计均汇报新一轮土地确权实施一年后的估计结果。

表2 新一轮土地确权对农户劳动力外出非农就业总体影响的基准回归结果

变量	外出非农就业比例		外出非农就业		外出务工天数		外出务工收入	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
土地确权实施	0.004 (0.012)		-0.004 (0.015)		0.065 (0.084)		0.197 (0.146)	
土地确权实施(滞后一期)		0.033** (0.013)		0.031* (0.017)		0.176* (0.091)		0.456*** (0.152)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
村庄固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
省份-年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	99279	99279	99573	99573	99573	99573	99573	99573
调整R ²	0.268	0.268	0.285	0.285	0.299	0.299	0.307	0.307

注:①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。②括号内为县级层面的聚类标准误。③“外出务工天数”和“外出务工收入”两个变量均取自然对数。

表 2 的估计结果表明，新一轮土地确权实施后，农村家庭中劳动力外出非农就业的比例提高约 3.3 个百分点，劳动力外出非农就业可能性提高约 0.031，劳动力外出务工天数增加 17.6%，劳动力外出务工收入提高 45.6%，表明农户通过增加外出务工天数获得更多的收入。综上所述，新一轮土地确权在总体上促进了农村劳动力外出非农就业，验证了本文的研究假说 H1。

2.新一轮土地确权对不同农业全要素生产率水平农户劳动力外出非农就业的异质性影响。为了研究新一轮土地确权是否优化了农村家庭的劳动力配置，参考 Gao et al. (2021)，本文将农户的农业全要素生产率纳入分析框架，用以衡量农户的农业生产比较优势。具体做法是引入不同农业全要素生产率水平农户组别与土地确权变量的交互项^①，进而构建多时点三重差分模型。表 3 报告了新一轮土地确权对不同农业全要素生产率水平农户劳动力外出非农就业影响的回归结果，（1）～（4）列分别以农户劳动力外出非农就业比例、外出非农就业、外出务工天数、外出务工收入为被解释变量。结果显示，新一轮土地确权对不同农业全要素生产率水平农户劳动力的外出非农就业具有异质性影响：土地确权对低水平农业全要素生产率农户（以下简称“低水平 TFP”）劳动力外出非农就业的促进作用最强，对高水平农业全要素生产率农户（以下简称“高水平 TFP”）劳动力外出非农就业的促进作用最弱。具体地，对低水平 TFP 的农户而言，土地确权实施后，家庭劳动力外出非农就业比例提高约 4.6 个百分点，外出非农就业可能性提高 0.041，外出务工天数增加 28.6%，外出务工收入提高 65.4%。与低水平 TFP 农户这一基准组相比，土地确权对中等水平 TFP 农户劳动力外出非农就业的影响不显著，说明新一轮土地确权对中等水平 TFP 农户劳动力外出非农就业的影响与低水平 TFP 农户相比没有显著差异；土地确权使高水平 TFP 农户劳动力外出非农就业比例提高 1.5 个百分点，外出非农就业可能性提高 1.3%，外出务工天数增加 6.4%，外出务工收入提高 41.1%，且上述影响在统计上均显著，说明新一轮土地确权对高水平 TFP 农户劳动力外出非农就业的影响与低水平 TFP 农户相比存在显著差异。

表 3 新一轮土地确权对不同农业全要素生产率水平农户劳动力外出非农就业异质性影响的回归结果

变量	(1) 外出非农就业比例	(2) 外出非农就业	(3) 外出务工天数	(4) 外出务工收入
土地确权实施（滞后一期）	0.046*** (0.016)	0.041* (0.021)	0.286** (0.120)	0.654*** (0.197)
土地确权实施（滞后一期）× 中等水平 TFP	-0.025 (0.016)	-0.005 (0.016)	-0.107 (0.090)	-0.192 (0.157)
土地确权实施（滞后一期）× 高水平 TFP	-0.031** (0.012)	-0.028* (0.017)	-0.222*** (0.085)	-0.243* (0.143)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
村庄固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制

^①本文以农户期初（2008 年）的农业全要素生产率水平作为 TFP 组别的划分依据，采用三分位数划分方法，将农户按照 TFP 水平由高到低划分为“高水平 TFP”、“中等水平 TFP”和“低水平 TFP”三组，且“高水平 TFP”和“中等水平 TFP 农户对应的回归结果均以“低水平 TFP”农户为基准组。

表3（续）

省份-年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	76769	76961	76961	76961
调整 R ²	0.267	0.287	0.309	0.308

注：①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。②括号内为县级层面的聚类标准误。③“外出务工天数”和“外出务工收入”均取自然对数。④本文以农户期初（2008 年）的农业全要素生产率水平作为 TFP 组别的划分依据，由于 2009—2017 年的样本均有不同程度的进入和退出情况，因此加入 TFP 相关信息的回归结果的观测值有所减少。

综上所述，新一轮土地确权在总体上促进了农户家庭劳动力的外出非农就业，且对不同 TFP 水平的农户具有异质性影响：对低水平 TFP 农户劳动力外出非农就业的促进作用显著高于对高水平 TFP 农户的相应影响。由此可以推知，随着时间的推移，一方面，农业部门劳动力中农业全要素生产率较高农户的占比将越来越高，说明新一轮土地确权促进了具有农业生产比较优势的农村劳动力从事农业生产；另一方面，非农业部门劳动力中农业全要素生产率较低农户的占比将越来越高，说明新一轮土地确权促进了不具有农业生产比较优势的农村劳动力从事非农工作。因此，新一轮土地确权优化了农村家庭劳动力的跨部门配置，假说 H2 得证。

（二）平行趋势检验和异质性处理效应检验

事前平行趋势是使用双重差分模型正确识别因果效应的前提。考虑到各地新一轮土地确权的实施年份不同，本文以政策时点前一期为基准期，考察处理组和对照组的事前趋势是否相同。平行趋势检验结果表明^①，在控制一系列可观测变量和不可观测变量的前提下，新一轮土地确权实施前处理组和对照组农户劳动力外出非农就业比例的变化趋势并无明显差异，政策实施后农户劳动力外出非农就业的比例在处理组和对照组之间有显著差异。可见，使用多时点双重差分模型是合适的，而且新一轮土地确权对农户劳动力外出非农就业的促进作用具有长期动态效应。

针对由多时点双重差分估计可能存在的异质性处理效应引发的估计偏误，本文进行如下处理：首先，采用 de Chaisemartin and D’Haultfoeuille（2020）提出的方法进行负权重诊断。结果显示，在满足平行趋势的前提下共估计出 8774 个平均处理效应，8088 个权重为正，686 个权重为负，正权重之和为 1.0133，负权重之和为 -0.0133，负权重占比很小。而且，异质性处理稳健性指标为 0.3872，与 0 值有较大差距。这在一定程度上表明，异质性处理效应对本文的估计结果并无实质性影响，最小二乘估计结果是稳健的。其次，本文采用 Borusyak et al.（2024）和 Sun and Abraham（2021）提出的针对异质性处理效应的稳健估计方法进一步检验最小二乘估计结果的可信性。结果显示^②，新一轮土地确权实施前，处理组和对照组家庭劳动力外出非农就业比例的变化趋势无明显差异，满足平行趋势假设；

^①平行趋势检验结果见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录的附图 1。

^②异质性处理效应检验结果见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录的附图 2。

政策实施后，采用 Borusyak et al. (2024) 和 Sun and Abraham (2021) 估计方法得出的结果与最小二乘估计结果基本相同。这说明，本文的估计结果不会因为异质性处理效应而产生偏误，可信度较高。

（三）安慰剂检验

虽然上文实证模型控制了村庄固定效应和省份-年份固定效应，并加入户主个人特征、家庭特征和村庄特征等控制变量，但仍可能存在不可观测的遗漏变量。为进一步检验本文实证结果是否受不可观测因素的影响，本文通过随机生成政策冲击进行安慰剂检验，具体做法是随机生成（12）式中的核心解释变量，以新的核心解释变量为基础对农户劳动力外出非农就业比例进行回归，如此重复 500 次。结果显示^①，500 次随机抽样后的估计结果均小于基准回归估计系数，说明基准回归得到的估计系数不是随机抽样可以得到的。而且，采用随机抽样得到的估计系数的核密度函数呈正态分布，随机抽样得到的回归系数分布在 0 附近，基准回归得到的估计系数落在随机抽样得到的估计系数的核密度分布之外，说明本文的实证结果并非由不可观测的其他因素导致，验证了基准回归结果的稳健性。

（四）稳健性检验

1. 村庄自选择导致的内生性检验。新一轮土地确权的实施时间可能受村庄自身条件的影响（Gao et al., 2021），村庄的自然地理特征和经济社会状况等可能会影响土地确权实施时间。这会违反随机选择假定，使估计结果有偏。本文将确权前村庄层面的特征变量对村庄确权实施时间进行回归：

$$Certif_year_{jt} = \beta Control_{jt} + \mu_x + \mu_{pt} + \xi_{jt} \quad (15)$$

（15）式中： $Certif_year_{jt}$ 代表 j 村在 t 年开始实施土地确权，为有序分类变量； $Control_{jt}$ 为村庄层面的特征变量，包括地形地势、乡镇政府所在地、政府补贴、交通状况、收入结构、“新农保”实施情况和“新农合”实施情况； μ_x 表示县级、市级或省级固定效应，目的是消除县级、市级或省级层面不随时间变化的不可观测因素的影响； μ_{pt} 表示省份-年份固定效应，目的是控制时间维度上不可观测因素对不同省份的异质性影响； ξ_{jt} 是残差项。本文采用县级层面的聚类标准误进行估计。结果表明^②，村庄层面特征变量的联合 F 检验的 p 值均大于 0.1，说明村庄特征对确权实施时间不存在显著影响，可以排除由村庄自选择导致的内生性问题。

2. 引入时间趋势项。为消除由城乡经济发展差异导致的劳动力转移问题，更好地检验新一轮土地确权对农户劳动力外出非农就业的影响，参考 Gao et al. (2021) 的方法，本文在（12）式基础上分别引入村庄时间趋势项和省份时间趋势项进行估计。估计结果^③与表 2 基本一致，在一定程度上排除了由城乡经济发展差异导致的劳动力转移问题，进一步证实了新一轮土地确权对农户劳动力外出非农就业的促进作用。

^①安慰剂检验的核密度分布结果见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录的附图 3。

^②具体结果见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录的附表 3。

^③具体结果见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录的附表 4。

3. 缩小研究时间区间。在前面分析中，本文将新一轮土地确权起始时点界定为2009年，由于土地确权是渐进推行的，没有明确事件窗口（Bu and Liao, 2022），因而要进一步验证基准回归结果是否对其他可能的新一轮土地确权起始时点敏感。2013年中央“一号文件”正式宣告新一轮土地确权全面展开，部分研究将新一轮土地确权起始时点界定为2013年（郑淋议等，2023），本文将研究期间调整为2013—2017年并重新估计。估计结果与表2、表3基本一致^①，进一步验证了本文结果的稳健性。

五、进一步分析

（一）异质性分析：确权效应差别

本文按照确权前产权稳定性、是否为劳动力输出大省^②和村庄地形特征来探究新一轮土地确权对农村家庭劳动力配置的异质性影响^③。本文用期初村庄可调整耕地（机动地）面积占村庄总耕地面积的比例衡量确权前产权稳定性，可调整耕地的数量在一定程度上代表村集体调整土地的权力，其占比越低说明产权稳定性越高（Liu et al., 2023）。本文按照农户所在村庄确权前产权稳定性的中位数将样本划分为产权稳定性高和产权稳定性低两组，进行分组回归。由于政治、经济、地理环境等因素的影响，中国的劳动力输出大省主要集中在中西部地区，劳动力输入大省集中在东部地区。研究表明，土地确权对东部地区的劳动力迁移产生了显著促进作用，对中西部地区劳动力迁移的作用并不明显（史常亮和张益，2022）。本文按照农户所在省份是否为劳动力输出大省，将样本划分为劳动力输出大省和其他省份两组，进行分组回归。村庄的地形特征可能影响农业生产中劳动力被农业机械等其他要素替代的程度（刘进等，2023），从而对劳动力转移产生影响。本文根据农户所在村庄的地形特征，将样本划分为平原和山丘两组，进行分组回归。此外，分组回归后需要进一步检验组间系数差异，本文采用费舍尔组合检验抽样1000次计算得出经验p值，以此检验组间系数是否存在显著差异。

表4报告了异质性分析的估计结果，表4（1）列和（2）列为按照确权前产权稳定性分组的回归结果。可以发现，在确权前产权稳定性较高的组别，新一轮土地确权对农户劳动力外出非农就业的促进作用不显著；在确权前产权稳定性较低的组别，新一轮土地确权使农户劳动力外出非农就业比例显著提高4.3个百分点。组间系数差异为0.029，而且，这种差异在统计上显著。上述结果证明了新一轮土地确权对保障土地权属稳定性的作用，农户不再需要通过占有和耕种土地的方式稳固地权，农村家庭能够释放出更多劳动力向非农部门转移。这一结果与de Janvry et al.（2015）的研究结论是一致的。

^①具体结果见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录的附表5。

^②在本文所用样本中，劳动力输出大省包括河南省、贵州省、安徽省、广西壮族自治区、四川省、湖南省和江西省。

^③感谢匿名审稿人指出的农户确权前的土地调整经历可能会影响土地确权效果的意见。具有不同土地调整经历的农户可能会存在不同的产权稳定性预期，进而影响其行为决策，因此，农户确权前的土地调整经历很可能会影响土地确权的政策效果。但由于数据的限制，暂时无法对此展开分析。

表4 确权效应差异的异质性分析估计结果

变量	被解释变量：外出非农就业比例					
	产权稳定性高 (1)	产权稳定性低 (2)	劳动力输出大省 (3)	其他省份 (4)	平原 (5)	山丘 (6)
土地确权实施（滞后一期）	0.014 (0.018)	0.043** (0.019)	0.012 (0.026)	0.040*** (0.015)	0.048*** (0.017)	0.013 (0.019)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
村庄固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
省份-年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	39091	40247	30783	68496	39088	60191
调整 R ²	0.280	0.261	0.230	0.274	0.273	0.262
组间系数差异	0.029**		0.028**		0.036***	

注：①***和**分别表示1%和5%的显著性水平。②括号内为县级层面的聚类标准误。

表4的（3）列和（4）列汇报了按照是否为劳动力输出大省分组的回归结果。可以发现，在劳动力输出大省，土地确权对农户劳动力外出非农就业的促进作用不显著；在其他省份，土地确权使农户劳动力外出非农就业比例显著提高了4个百分点。组间系数差异为0.028，而且，这种差异在统计上显著。上述结果说明，新一轮土地确权使非劳动力输出大省的农户也倾向于外出务工。

表4的（5）列和（6）列汇报了按照村庄地形特征分组的回归结果。可以发现，在平原地区，新一轮土地确权使农户劳动力外出非农就业比例显著提高了4.8个百分点；在山丘地区，新一轮土地确权对农户劳动力外出非农就业的促进作用不显著。组间系数差异为0.036，而且，这种差异在统计上显著。这可能意味着，崎岖的地形不利于农户通过增加农业机械等要素投入替代劳动力投入，从而削弱了新一轮土地确权对农户劳动力外出非农就业的促进效果。

（二）新一轮土地确权影响农村家庭要素配置的再检验

结合土地确权效果评估的相关研究，新一轮土地确权可能会影响农业长期投资和土地流转（黄季焜和冀县卿，2012；Xu and Du，2022）。由于农户的农业投资行为和土地流转行为与劳动力外出务工是一种联合决策，很难识别其中的因果关系（陈媛媛和傅伟，2017），因此，本文直接考察新一轮土地确权对农户农业长期投资和土地转出^①的影响，以此检验确权是否进一步优化了农村家庭的要素配置，表5报告了相关估计结果。

表5（1）列、（3）列和（5）列分别为新一轮土地确权对农户农业长期投资、土地转出和土地净转出的影响，表5（2）列、（4）列和（6）列分别汇报了新一轮土地确权对不同农业全要素生产率水平农户的农业长期投资、土地转出和土地净转出的异质性影响。

^①根据本文使用的样本数据，2008—2017年存在土地转入情况的农户占比很低，平均值约为5.1%。由于土地转入的样本太少，回归时难以识别，因此，本文仅关注农户的土地转出及净转出情况。

表 5 新一轮土地确权对农村家庭要素配置影响的估计结果

变量	农业长期投资		土地转出		土地净转出	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
土地确权实施（滞后一期）	0.226*	0.102	0.001	0.045*	0.017	0.084***
	(0.119)	(0.115)	(0.014)	(0.024)	(0.017)	(0.032)
土地确权实施（滞后一期）× 中等水平 TFP		0.175**		-0.066*		-0.094*
		(0.077)		(0.034)		(0.050)
土地确权实施（滞后一期）× 高水平 TFP		0.175**		-0.095***		-0.110***
		(0.081)		(0.029)		(0.040)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
村庄固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
省份-年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	99573	76961	99573	76961	99573	76961
调整 R ²	0.418	0.371	0.378	0.395	0.201	0.201

注：①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。②括号内为县级层面的聚类标准误。③“农业长期投资”、“土地转出”和“土地净转出”均取自然对数。④本文采用农户期初（2008 年）的农业全要素生产率水平作为 TFP 组别的划分依据，由于 2009—2017 年样本均有不同程度的进入和退出情况，因此，加入 TFP 相关信息的回归结果的观测值有所减少。

本文参考 Liu et al. (2023) 的方法，用可以改善土壤肥力的有机肥投入金额衡量农户农业长期投资^①，并运用农户的土地转出面积和土地净转出面积^②两个变量衡量农户的土地流转行为。由表 5 的（1）列和（2）列可知，新一轮土地确权在总体上促进了农户的农业长期投资，且对中等水平和高水平 TFP 农户农业长期投资的促进作用更强。具体而言，新一轮土地确权对低水平 TFP 农户的农业长期投资没有显著影响。与低水平 TFP 农户这一基准组相比，新一轮土地确权显著促进了中等水平和高水平 TFP 农户的农业长期投资。可以认为，新一轮土地确权保障了农户地权的时间延续性和稳定性，减少了农户从事农业生产时的短视行为，增强了农户改良土地的投资激励，进而促进农业长期投资。而且，新一轮土地确权显著促进了农业生产比较优势较高农户的农业长期投资。这有助于增强土地的生产能力，提高这部分农户从事农业生产的积极性，促使其稳定地留在农业部门，从而实现劳动力与土地、资本的有效匹配，进一步优化了农村家庭的要素配置。

表 5（3）～（6）列汇报了新一轮土地确权对农户土地转出的影响。表 5（3）列和（5）列结果显示，新一轮土地确权对农户土地转出及净转出的影响总体上不显著。产生这一结果可能有两方面原因：第一，2003 年开始施行的《中华人民共和国农村土地承包法》促进了大规模的土地流转（黄枫和孙世

^①本文没有采用灌溉等工程性投资指标是因为这些投资带有公共支出性质，多为政府主导下的投资，有机肥投入能够更真实地体现农户的投资决策（黄季焜和冀县卿，2012）。

^②土地净转出面积是农户的土地转出面积减去土地转入面积后的剩余部分，反映了农户在土地流转市场中的净流出情况。

龙, 2015), 新一轮土地确权在全国推行之前, 土地流转已经广泛存在且增长率有所下降 (Liu et al., 2023), 因此, 新一轮土地确权在激励土地流转方面作用有限。第二, 新一轮土地确权对不同农业全要素生产率水平农户土地转出及净转出可能存在相反的作用, 使得总效应不显著。表 5 (4) 列和 (6) 列结果显示, 新一轮土地确权对农户的土地转出及净转出行为产生了异质性影响: 新一轮土地确权显著提高了低水平 TFP 农户的土地转出面积和净转出面积; 与低水平 TFP 农户这一基准组相比, 新一轮土地确权显著抑制了中等水平和高水平 TFP 农户的土地转出及净转出。这说明, 新一轮土地确权对土地转出的促进效果主要体现在低水平 TFP 农户群体, 促使土地从较低 TFP 水平的农户流转 to 较高 TFP 水平的农户。原因可能在于, 新一轮土地确权清晰界定了农户的土地权属, 允许小块零散的土地通过流转重新配置, 降低了农户流转土地的交易成本, 促进了农户间的土地流转, 使不具有农业生产比较优势的农户转出土地, 具有农业生产比较优势的农户则倾向于转入土地。这种基于农业生产比较优势的土地配置方式进一步优化了农村家庭的要素配置。

(三) 进一步探讨: 不同土地确权时间所得结果的对比

既有研究使用的土地确权时间数据仅精确到县级 (Bu and Liao, 2022; Liu et al., 2023), 本文获取到的数据显示, 同一个县 (市、区) 内各乡镇的土地确权时间可能相差 2~4 年, 使用县级确权时间进行分析可能使估计结果有偏。为此, 本文实证检验了采用县级土地确权时间数据可能导致的问题, 结果显示^①, 以县级确权时间为基础的估计结果均不显著。原因可能在于, 核心解释变量度量的准确性和变量取值的变异性无法得到充分保证。

六、结论与政策启示

本文基于全国农村固定观察点调查数据和乡镇层面的土地确权时间数据, 采用多时点双重差分法和双向固定效应模型, 实证检验了新一轮土地确权对农村劳动力配置的影响, 并将农户的农业全要素生产率纳入研究框架来探究土地确权对不同农业生产比较优势农户的劳动力配置的异质性影响。本文还根据确权前产权稳定性、是否为劳动力输出大省和村庄地形特征三个指标, 估计了新一轮土地确权对农村家庭劳动力配置的异质性影响。此外, 本文探究了新一轮土地确权对农户农业长期投资和土地流转的影响, 以此检验新一轮土地确权是否进一步优化了农村家庭的要素配置。主要研究结论如下:

第一, 新一轮土地确权显著促进了农村家庭劳动力外出非农就业, 且对不同农业全要素生产率水平的农户具有异质性影响: 农户的农业全要素生产率水平越低, 新一轮土地确权对家庭劳动力外出非农就业的促进作用越强。由此得出的推论是, 新一轮土地确权将促使具有农业生产比较优势的农村劳动力留在农业部门, 不具有农业生产比较优势的农村劳动力转移到非农部门, 从而优化农村家庭劳动力的跨部门配置。第二, 按照确权前产权稳定性、是否为劳动力输出大省和村庄地形特征进行分组的回归结果表明, 新一轮土地确权对农村家庭劳动力配置存在异质性影响。新一轮土地确权对产权稳定

^①具体结果见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录的附表 6。附表 6 报告了分别以乡镇确权开始时间、县确权开始时间 (最早) 和县确权开始时间 (最晚) 为土地确权时间重新回归的估计结果。

性较高农户劳动力外出非农就业的促进作用不显著，对产权稳定性较低农户劳动力外出非农就业具有显著促进作用；对劳动力输出大省农户劳动力外出非农就业的促进作用不显著，对其他省份农户劳动力外出非农就业具有显著促进作用；新一轮土地确权对平原地区农户劳动力外出非农就业具有显著促进作用，对山丘地区农户劳动力外出非农就业的促进作用不显著。第三，新一轮土地确权显著增强了具有农业生产比较优势农户的农业长期投资，促使土地从较低农业全要素生产率的农户流转到较高农业全要素生产率的农户，进一步实现了要素的有效配置。

本文的研究结论补充了新一轮土地确权在农村家庭劳动力配置中所能发挥作用的经验证据，有助于理解中国现有土地制度下土地产权制度改革影响农业要素配置的方式。本文研究对制定相关农业政策也有一定的启示：首先，要巩固新一轮土地确权成果，充分发挥土地确权在缓解劳动力要素错配、优化农村劳动力跨部门配置方面的推动作用。尽管新一轮土地确权工作已基本完成，但土地产权制度改革始终在不断推进，应进一步固定土地和农民的权属关系，制定和实施土地确权的后续管理政策，做好新一轮土地确权与二轮承包到期后承包地延包的有效衔接，最大程度避免大范围调整土地，强化农户对地权稳定性的预期，消除长久以来阻碍劳动力根据市场需求和自身比较优势自由流动的制度壁垒。其次，本文研究表明，新一轮土地确权的政策效果因农户所在村庄的地形特征而存在异质性，因此，土地产权制度改革应考虑群体间的差异。对山地丘陵地区农户而言，崎岖的地形特征会对劳动力转移产生不利影响，需要推进当地的基础设施建设、制定农民工就业相关的扶持政策以降低劳动力转移难度，确保土地产权制度改革对相对弱势群体同样发挥积极作用。最后，本文还发现，土地确权能够促进农户的农业长期投资和土地流转，进一步缓解要素错配、实现资源有效配置。因此，未来应继续完善农村要素市场和土地流转市场，充分发挥土地产权制度改革的红利，激发农村要素市场活力，使土地、资本等要素得到更合理的配置。

参考文献

1. 蔡昉, 2017: 《中国经济改革效应分析——劳动力重新配置的视角》, 《经济研究》第7期, 第4-17页。
2. 陈会广、刘忠原, 2013: 《土地承包权益对农村劳动力转移的影响——托达罗模型的修正与实证检验》, 《中国农村经济》第11期, 第12-23页。
3. 陈江华、罗明忠、洪炜杰, 2020: 《农地确权、细碎化与农村劳动力非农转移》, 《西北农林科技大学学报(社会科学版)》第2期, 第88-96页。
4. 陈媛媛、傅伟, 2017: 《土地承包经营权流转、劳动力流动与农业生产》, 《管理世界》第11期, 第79-93页。
5. 程令国、张晔、刘志彪, 2016: 《农地确权促进了中国农村土地的流转吗?》, 《管理世界》第1期, 第88-98页。
6. 高鸣、宋洪远、Michael Carter, 2016: 《粮食直接补贴对不同经营规模农户小麦生产率的影响——基于全国农村固定观察点农户数据》, 《中国农村经济》第8期, 第56-69页。
7. 郜明亮, 2023: 《中国农地产权制度的改革实践、变迁逻辑及未来演进方向》, 《政治经济学评论》第14期, 第48-76页。
8. 黄枫、孙世龙, 2015: 《让市场配置农地资源: 劳动力转移与农地使用权市场发育》, 《管理世界》第7期, 第71-81页。

- 9.黄季焜、冀县卿, 2012: 《农地使用权确权与农户对农地的长期投资》, 《管理世界》第9期, 第76-81页。
- 10.黄炜、张子尧、刘安然, 2022: 《从双重差分法到事件研究法》, 《产业经济评论》第2期, 第17-36页。
- 11.纪月清、杨宗耀、方晨亮、王亚楠, 2021: 《从预期到落地: 承包地确权如何影响农户土地转出决策?》, 《中国农村经济》第7期, 第24-43页。
- 12.林文声、王志刚、王美阳, 2018: 《农地确权、要素配置与农业生产效率——基于中国劳动力动态调查的实证分析》, 《中国农村经济》第8期, 第64-82页。
- 13.刘进、贾杰斐、许庆, 2023: 《农机购置补贴如何影响小农户农机社会化服务获得——基于全国农村固定观察点数据的分析》, 《中国农村经济》第2期, 第85-108页。
- 14.刘晓宇、张林秀, 2008: 《农村土地产权稳定性与劳动力转移关系分析》, 《中国农村经济》第2期, 第29-39页。
- 15.罗必良、张露, 2020: 《中国农地确权: 一个可能被过高预期的政策》, 《中国经济问题》第5期, 第17-31页。
- 16.钱忠好、冀县卿, 2016: 《中国农地流转现状及其政策改进——基于江苏、广西、湖北、黑龙江四省(区)调查数据的分析》, 《管理世界》第2期, 第71-81页。
- 17.史常亮、张益, 2022: 《土地确权与农村劳动力迁移——来自省级面板数据的证据》, 《资源科学》第4期, 第647-659页。
- 18.宋晓梧, 2020: 《提高劳动力等要素的市场化配置水平》, 《中国经贸导刊》第9期, 第9-10页。
- 19.吴亚玲、杨汝岱、吴比、鲁国梁, 2022: 《中国农业全要素生产率演进与要素错配——基于2003—2020年农村固定观察点数据的分析》, 《中国农村经济》第12期, 第35-53页。
- 20.许庆、刘进、钱有飞, 2017: 《劳动力流动、农地确权与农地流转》, 《农业技术经济》第5期, 第4-16页。
- 21.杨宗耀、纪月清, 2022: 《地权稳定性与农户土地投资: 基于确权政策预期与落地影响差异的讨论》, 《中国土地科学》第6期, 第66-75页。
- 22.叶剑平、丰雷、蒋妍、郎昱、罗伊·普罗斯特曼, 2018: 《2016年中国农村土地使用权调查研究——17省份调查结果及政策建议》, 《管理世界》第34期, 第98-108页。
- 23.叶剑平、罗伊·普罗斯特曼、徐孝白、杨学成, 2000: 《中国农村土地农户30年使用权调查研究——17省调查结果及政策建议》, 《管理世界》第2期, 第163-172页。
- 24.俞海、黄季焜、Scott Rozelle、Loren Brandt、张林秀, 2003: 《地权稳定性、土地流转与农地资源持续利用》, 《经济研究》第9期, 第82-91页。
- 25.郑淋议、李焯阳、钱文荣, 2023: 《土地确权促进了中国的农业规模经营吗? ——基于CRHPS的实证分析》, 《经济学(季刊)》第2期, 第447-463页。
- 26.郑淋议、钱文荣、李焯阳, 2020: 《农村土地确权对农户创业的影响研究——基于CRHPS的实证分析》, 《农业技术经济》第11期, 第17-30页。
- 27.郑淋议、钱文荣、刘琦、郭小琳, 2021: 《新一轮农地确权对耕地生态保护的影响——以化肥、农药施用为例》, 《中国农村经济》第6期, 第76-93页。
- 28.周力、王镱如, 2019: 《新一轮农地确权对耕地质量保护行为的影响研究》, 《中国人口·资源与环境》第2期, 第63-71页。

29. Adamopoulos, T., L. Brandt, C. Chen, D. Restuccia, and X. Wei, 2024, "Land Security and Mobility Frictions", *The Quarterly Journal of Economics*, 139(3): 1941-1987.
30. Besley, T., 1995, "Property Rights and Investment Incentives: Theory and Evidence from Ghana", *Journal of Political Economy*, 103(5): 903-937.
31. Borusyak, K., X. Jaravel, and J. Spiess, 2024, "Revisiting Event Study Designs: Robust and Efficient Estimation", *The Review of Economic Studies*, 91(6): 3253-3285.
32. Bu, D., and Y. Liao, 2022, "Land Property Rights and Rural Enterprise Growth: Evidence from Land Titling Reform in China", *Journal of Development Economics*, Vol.157, 102853.
33. Chari, A., E. M. Liu, S. Wang, and Y. Wang, 2021, "Property Rights, Land Misallocation, and Agricultural Efficiency in China", *The Review of Economic Studies*, 88(4): 1831-1862.
34. de Chaisemartin, C., and X. D'Haultfoeuille, 2020, "Two-way Fixed Effects Estimators with Heterogeneous Treatment Effects", *The American Economic Review*, 110(9): 2964-2996.
35. de Janvry, A., K. Emerick, M. Gonzalez-Navarro, and E. Sadoulet, 2015, "Delinking Land Rights from Land Use: Certification and Migration in Mexico", *The American Economic Review*, 105(10): 3125-3149.
36. Feder, G., and A. Nishio, 1998, "The Benefits of Land Registration and Titling: Economic and Social Perspectives", *Land Use Policy*, 15(1): 25-43.
37. Gao, X., X. Shi, and S. Fang, 2021, "Property Rights and Misallocation: Evidence from Land Certification in China", *World Development*, Vol.147, 105632.
38. Gong, B., P. Hu, S. Jin, and L. Yuan, 2023, "Property Rights and Land Misallocation: Evidence from New Land Certified Program in China", *Agricultural and Applied Economics Association Working Paper 335535*, <https://ageconsearch.umn.edu/record/335535/files/26405.pdf>.
39. Liu, S., S. Ma, L. Yin, and J. Zhu, 2023, "Land Titling, Human Capital Misallocation, and Agricultural Productivity in China", *Journal of Development Economics*, Vol.165, 103165.
40. Mullan, K., P. Grosjean, and A. Kontoleon, 2011, "Land Tenure Arrangements and Rural-urban Migration in China", *World Development*, 39(1): 123-133.
41. Sun, L., and S. Abraham, 2021, "Estimating Dynamic Treatment Effects in Event Studies with Heterogeneous Treatment Effects", *Journal of Econometrics*, 225(2): 175-199.
42. Valsecchi, M., 2014, "Land Property Rights and International Migration: Evidence from Mexico", *Journal of Development Economics*, Vol.110: 276-290.
43. Xu, L., and X. Du, 2022, "Land Certification, Rental Market Participation, and Household Welfare in Rural China", *Agricultural Economics*, 53(1): 52-71.
44. Zhang, L., W. Cheng, E. Cheng, and B. Wu, 2020, "Does Land Titling Improve Credit Access? Quasi-experimental Evidence from Rural China", *Applied Economics*, 52(2): 227-241.

Effects of the New Round of Land Tenure Certification on Rural Labor Allocation Across Sectors

WU Jiaxuan¹ WANG Xiaobing¹ LU Qinan²

(1. School of Advanced Agricultural Sciences, Peking University;

2. School of Agricultural Economics and Rural Development, Renmin University of China)

Summary: Using data from the National Rural Fixed Observation Points Survey and town-level land certification timing data, this study employs a multi-period difference-in-differences (DID) approach to identify the effects of the new round of land tenure certification on rural labor allocation among sectors. This study seeks to examine the impact of the new round of land certification on rural labor allocation across sectors in China. Building on this, it further analyzes the role of the land certification process in facilitating the efficient allocation of other production factors.

The main findings of this study are as follows. First, the land certification has significantly promoted the outflow of rural labor to non-agricultural employment, with heterogeneous effects based on agricultural total factor productivity (TFP) across households before the land certification. This result indicates that land certification facilitates the reallocation of rural labor, shifting those without a comparative advantage in agriculture to non-agricultural sectors, while those with a comparative advantage remain in agriculture, thus optimizing cross-sectoral rural labor allocation. Second, the new round of land certification has a more significant role in promoting labor migration to non-agricultural employment in villages with lower pre-certification property stability, provincial-level regions with low labor export, and plain regions. Third, land certification significantly increases long-term agricultural investments among households with a comparative advantage in agricultural production, and facilitates the transfer of land from households with lower agricultural TFP to those with higher agricultural TFP, further achieving an efficient allocation of production factors.

The above findings have several important implications. First, it is crucial to consolidate the achievements of the new round of land tenure certification by formulating and implementing subsequent management policies. These policies should further solidify the relationship between land and farmers' property rights, ensure effective coordination between the new round of land certification and the renewal of contracts upon the expiration of the second round of land contracts. Second, in non-plain regions where labor migration is hindered by geographical constraints, the government should strengthen infrastructure development and implement corresponding employment support policies to ensure that land tenure reform benefits vulnerable groups in these areas. Third, future efforts should focus on further improving rural factor markets and land transfer markets, maximizing the benefits of land property rights reforms in optimizing land allocation and promoting long-term investments.

This study contributes to existing literature in three aspects. First, this paper examines the overall impact of the new round of land tenure certification on rural labor transfer and measures the comparative advantages in agricultural production of households by exploiting household-level agricultural TFP before the research period. Second, this paper mitigates the estimation bias by using town-level land certification timing data, compared to county-level or even province-level timing data in existing literature. Third, this paper rules out the confounding policy effects of the New Rural Social Pension Insurance and the New Rural Cooperative Medical Scheme by controlling them in our multi-period DID model, thus better identifying the causal effects of land tenure certification on rural household labor allocation.

Keywords: Land Tenure Certification; Labor Allocation; Agricultural Total Factor Productivity; Comparative Advantage; Multi-period DID Model

JEL Classification: Q15; Q12; J22

(责任编辑：马太超)