

地权稳定性对劳动力非农就业的长期影响*

——来自雷州半岛的新证据

张丽娜 罗必良 胡新艳 张同龙

摘要：地权稳定性与农村劳动力非农就业之间的关系受到学界关注，但是，已有研究并未得出一致的结论。本文利用广东省雷州市祖宗地现象的微观调查数据，实证分析了地权稳定性对农村劳动力非农就业的影响。研究发现：以土地调整频次低和地块持有期限长为特征的祖宗地，相较于普遍的家庭承包地，所引致的农村劳动力非农就业比例更高，且该结果在考虑内生性问题后依然稳健。这意味着，祖宗地现象为稳定地权促进农村劳动力非农就业的经典命题提供了新证据。基于此，在现有农村土地“三权分置”下，进一步稳定农村土地承包关系和加强农户土地承包经营权保护，对保持和有序推动农村劳动力非农就业具有重要意义。

关键词：地权稳定性 非农就业 农村劳动力 祖宗地

中图分类号：F301.11 **文献标识码：**A

一、引言

发展中国家的资源错配问题一直是学术界研究的热点。已有研究表明，资源配置效率是决定国家生产力和收入差异的关键因素（Restuccia and Rogerson, 2008; Hsieh and Klenow, 2009）。与发达国家相比，发展中国家的农业部门更加落后于工业部门（Adamopoulos and Restuccia, 2014）。Adamopoulos et al. (2022) 发现，中国农业部门存在严重的资源错配，尤其是部门内的人地错配和跨部门的劳动力错配，而农村土地制度约束形成的要素流动壁垒是导致资源错配的主要原因。

在中国，家庭联产承包责任制下的地权不稳定通常被认为是造成农业生产要素配置效率低的首要原因（Lin, 1992）。在 20 世纪 80 年代初期，中国农村实行的是分田到户的家庭联产承包责任制，该制度下的土地所有权属于村集体，农户只拥有土地的承包经营权。为保证土地分配的公平性，村集体会根据村内人口变动等因素适时调整土地，但频繁的土地调整导致地权不稳定，会对农户生产要素配置产生负面影响，不利于农业生产效率的提高（林文声等，2018；高叙文等，2021）。为此，中央政

*本研究是国家社会科学基金重大项目“土地制度变迁与乡村社会治理机制研究”（编号：20&ZD170）和“清华大学中国农村研究博士论文奖学金”项目（编号：202003）的阶段性研究成果，文责自负。本文通讯作者：张同龙。

府出台了多项法律与政策，无论是1984年中央“一号文件”提出的土地承包关系15年不变和“大稳定、小调整”原则、1993年《关于当前农业和农村经济发展的若干政策措施》提出的土地承包关系再延长30年不变的规定和承包期内“增人不增地，减人不减地”办法，还是2002年《中华人民共和国农村土地承包法》（以下简称《农村土地承包法》）明确赋予农民长期而有保障的土地使用权，抑或是2007年《中华人民共和国物权法》通过后逐步推进的土地承包经营权确权改革，都旨在强化对农户土地承包经营权的保护，以提高地权稳定性。

改革开放以来，农村劳动力不断从农业部门向非农部门转移。农村劳动力非农就业比例从1978年的9.3%上升到2015年的74.9%（Zhang et al., 2018）。同时，全国农民工总量逐步增加，从2016年的2.82亿人增加到2019年的2.91亿人，即使2020年新冠肺炎疫情暴发，全国农民工就业依然保持总体稳定^①。劳动力从传统农业部门向现代工业部门转移是一个国家经济发展过程中的一个典型特征（Lewis, 1954）。大量经验证据表明：农村劳动力非农就业可以增加农民收入、促进农村经济发展，有助于改善国民福利（De Brauw et al., 2002; Nguyen et al., 2015）。而劳动力非农就业障碍不仅会造成劳动力资源错配，降低劳动生产效率（Zhao, 2020），而且会加剧城乡和区域发展不平衡，不利于整体经济增长（Au and Henderson, 2006）。

很多经济学家探讨了地权稳定性与农村劳动力非农就业的关系。研究表明：有效的产权保护可以保障私人投资收益、减少个人为保护财产而付出的成本、激励人们参与市场交易，从而提升劳动力等资源的配置效率，促进社会经济发展（Besley and Ghatak, 2010）。基于不同国家微观数据的研究大多验证了稳定的地权可以激励农村劳动力向非农部门转移的结论（例如程名望等，2006；Do and Iyer, 2008；Valsecchi, 2014；Giles and Mu, 2018）。而在墨西哥和埃塞俄比亚的研究发现：不稳定的地权会造成农村劳动力非农就业障碍，农户不得不花费更多的时间来捍卫和保护土地产权，导致大量剩余劳动力被锁定在农业部门，不利于农村劳动力向非农部门的自由流动（De Brauw and Mueller, 2012；De Janvry et al., 2015）。赋予农户稳定的地权可以释放农业部门的剩余劳动力，促进农村劳动力非农就业（刘晓宇和张林秀，2008），缓解地权不稳定造成的劳动力错配难题（Zhao, 2020）。但是，也有部分研究发现，不稳定的地权反而可以促进农村劳动力非农就业。地权稳定性的提升，降低了农户失去土地的风险，促进农户参与土地流转（Deininger and Jin, 2009），激励农户进行长期农业投资（Jacoby et al., 2002），从而提高农业生产效率。农业部门劳动力边际收益的增加，提高了非农就业的机会成本，缩小了农业部门和非农部门之间的劳动生产率差异，从而会对农村劳动力非农就业产生负面影响（洪炜杰和胡新艳，2019）。

综上所述，关于地权稳定性影响农村劳动力非农就业的研究并未得出一致的结论，有必要进一步探讨。已有文献主要存在两点不足：一是较多关注劳动力总体非农就业，尚缺乏对劳动力非农就业类型（如外出非农就业和本地非农就业）的细化探讨。张同龙等（2019）发现，不同劳动力非农就业类型的影响因素存在差异。Zhao（2020）也发现，提高地权稳定性能够促进农村劳动力外出非农就业，

^① 《2020年农民工监测调查报告》，http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/202104/t20210430_1816933.html。

而对本地非农就业没有产生显著影响。二是对地权稳定性的界定与衡量存在较大争议。针对中国的研究多将土地调整（如是否进行土地调整、土地调整次数、土地调整规模等）作为衡量地权稳定性的指标，并分析地权不稳定是否会阻碍农村劳动力非农就业。然而，很多经验证据表明：随着国家不断推进限制土地调整的法律与政策，尤其是2002年《农村土地承包法》实施后，中国农村土地产权已经足够稳定（叶剑平等，2018；Zhao，2020）。因此，采用土地调整相关指标衡量地权稳定性的做法有待商榷。同时，被社会各界寄予厚望的土地确权对农户生产要素配置影响的研究并未达成共识。由此引发的问题是：在家庭联产承包责任制下继续强化地权稳定性是否可以进一步促进农村劳动力非农就业？或者说，地权稳定性对农村劳动力非农就业的影响是否因地权形式的不同而存在差异？这是本文关注的主要问题。

广东省雷州市存在村庄相邻但地权形式迥异的现象，为本文考察地权稳定性对农村劳动力非农就业的影响提供了一个契机。在雷州市，一些村庄在最初实行家庭承包责任制时，村集体按照均田承包的原则重新分配土地，并在后期根据家庭人口的变化对土地进行适时调整；而在另一些村庄，农户凭借保存下来的地契“收回”自家祖辈土地私有制时期耕种的土地（民间俗称“祖宗地”）进行自主经营，且后期几乎未再进行土地调整。前者农户依据集体成员权获得的地权属于承包地产权形式；后者农户依据祖宗地获得的地权不同于承包地产权形式，本文称之为“祖宗地产权形式”。两类村庄虽然在地权形式上存在差异，但其地理特征、文化底蕴、风俗习惯以及宏观政策环境却极其相似，可以用于深入探讨不同地权形式对农村劳动力非农就业的影响。

本文在构建农户劳动力配置决策模型的基础上，实证检验地权稳定性的劳动力配置效应，通过对比分析不同地权形式下农村劳动力非农就业的差异，探讨了地权稳定性对农村劳动力非农就业的影响。本文的边际贡献体现在：一是借助独特的祖宗地现象，根据同一地区存在不同地权形式的事实直接比较不同地权形式对农户劳动力配置产生的不同影响，丰富了土地产权研究的相关文献；二是利用相对外生的祖宗地现象引起的劳动力非农就业差异，解决了潜在的内生性问题，并进行了一系列稳健性检验，以保证估计结果的可靠性。

二、理论分析

本文构建了一个农户劳动力配置决策与地权稳定性的简洁模型。假设一个代表性农户拥有初始土地禀赋 L 和劳动力禀赋 E ，该农户通过在农业部门和非农部门分配劳动力来最大化其家庭收入。其中，农户在农业部门配置的劳动力为 m ，在非农部门配置的劳动力为 $E - m$ 。笔者将农业部门产品的价格标准化为1，则农业产出为 $f(m, L)$ 。假设非农部门工资为 w ，则该农户的非农收入为 $w(E - m)$ 。于是，农户所面临的最大化问题可以表示为：

$$\underset{m}{\text{Max}} \pi = f(m, L) + w(E - m) \quad (1)$$

求解最优解的一阶条件为：

$$f'_m = w \quad (2)$$

(2) 式说明, 当农业部门劳动力的边际产品价值等于非农部门的工资时, 农户分配到农业部门的劳动力数量是最优的。然而, 在实践中, 农户往往面临失去土地的风险, 即地权不稳定。为了保护土地产权, 农户会配置更多劳动力用于农业生产, 通过积极耕种土地来降低失去土地的风险。此时, 农户面临的问题变为:

$$\text{Max}_m \pi = f(m, (1-\tau(m))L) + w(E-m) \quad (3)$$

(3) 式中, 农户面临的失地风险为 τ , $0 \leq \tau \leq 1$ 且 $\frac{\partial \tau}{\partial m} \leq 0$ 。换言之, 农业劳动投入越多, 农户面临的失地风险越小。此时, 求解最优解的一阶条件为:

$$f_m = w + \frac{\partial \tau}{\partial m} f_L \quad (4)$$

假设 $f_m > 0$ 且 $f_L > 0$, 可知:

$$w \geq w + \frac{\partial \tau}{\partial m} f_L \quad (5)$$

地权稳定性可以通过相关要素市场间接影响农户的劳动力配置决策。如前文所述, 地权稳定性的提高会促进土地流转市场发育, 激励农户增加农业投资, 进而提高农业生产效率, 抑制农村劳动力非农就业。此时, 农户面临的问题如下所示:

$$\text{Max}_m \pi = f\left(\frac{m}{A}, (1-\tau(m))\frac{L}{A}\right) + w(E-m) \quad (6)$$

(6) 式中, A ($A \geq 1$) 表示地权稳定性增加带来的农业生产效率的提升幅度^①。此时, 求解最优解的一阶条件为:

$$f_m = Aw + \frac{\partial \tau}{\partial m} f_L \quad (7)$$

结合 (5) 和 (6) 式, 可知:

$$Aw + \frac{\partial \tau}{\partial m} f_L \geq w + \frac{\partial \tau}{\partial m} f_L \quad (8)$$

与 w 相比, $w - [Aw + \frac{\partial \tau}{\partial m} f_L]$ 的正负不确定。理论上, 如果 A 足够大, 使得 $(A-1)w + \frac{\partial \tau}{\partial m} f_L > 0$, 那么, $w < [Aw + \frac{\partial \tau}{\partial m} f_L]$ 。

将上述分析可视化, 如图 1 所示: 横轴表示农户在农业部门配置的劳动力数量, 纵轴表示农户的

^①为了简洁, 笔者在这里使用 $\frac{m}{A}$ 和 $\frac{L}{A}$ 分别表示由于农业生产效率提升, 农户可以通过投入更少的劳动力和土地来实现原有的农业产量。

农业劳动力人均产出。当 $f_m = w$ 时，农户实现效用最大化的均衡点为 a ，他们在农业部门配置的劳动力为 m_0 ；当 $f_m = w + \frac{\partial \tau}{\partial m} f_L$ 时，农户实现效用最大化的均衡点为 b ，他们在农业部门配置的劳动力为 m_1 ($m_0 \leq m_1$)；当 $f_m = Aw + \frac{\partial \tau}{\partial m} f_L$ 时，农户实现效用最大化的均衡点为 c 或 c' ，他们在农业部门配置的劳动力为 m_2 或 m'_2 。

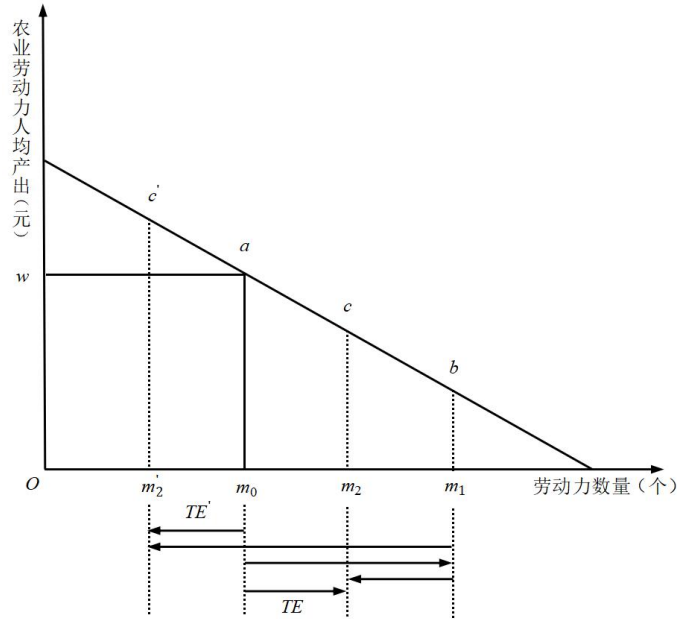


图1 地权稳定性与农户在农业部门的劳动力配置

在未考虑其他相关要素市场影响的情况下，不稳定的地权使农户的农业劳动力数量由 m_0 增加到 m_1 。在考虑其他相关要素市场影响的情况下，农户为了降低失地风险直接产生的农业劳动力增量是 $m_0 m_1$ ，而农业生产效率提升带来的农业劳动力数量的变化存在两种可能性：一是农业劳动力数量从 m_1 减少到 m_2 ，此时，提高地权稳定性对农业劳动力影响的总效应为 $TE = m_0 m_2$ ，这意味着不稳定的地权抑制了农村劳动力非农就业；二是农业劳动力数量从 m_1 减少到 m'_2 ，此时，提高地权稳定性对农业劳动力影响的总效应为 $TE' = m_0 m'_2$ ，该效应为负值，说明不稳定的地权反而促进了农村劳动力非农就业。

根据上述理论分析和逻辑推理，地权稳定性对劳动力非农就业的影响是激励效应还是抑制效应取决于两个量的大小，这两个量分别是失地风险降低直接带来的非农就业数量的增加量和间接导致的非农就业数量的减少量。具体而言：当增加量大于减少量时，提高地权稳定性对劳动力非农就业总体上表现为激励效应；反之，则表现为抑制效应。笔者的基本判断是：在土地市场和信贷市场不完善的现实背景下，地权稳定性的间接影响十分有限，而降低劳动力保护地权的成本和促进劳动力自由流动的

作用将凸显^①。

三、祖宗地背景与数据描述性分析

（一）祖宗地背景

雷州市（原海康县）位于中国大陆最南端的雷州半岛中部，东濒南海，西靠北部湾，北与湛江市、遂溪县接壤，南与徐闻县毗邻。雷州半岛位居祖国边陲，历史上为封建王朝势力薄弱之地，同时是贬谪罪臣途经之地，容易保留土著文化，并且民风彪悍（刘岚，2010）。另外，雷州半岛距离广州市约420千米，距离北京市约2200千米，远离政治行政中心，加之其语言和文化具有独特性，长期以来相对封闭而自成一体，这可能是祖宗地长期存在的重要原因（Qiu et al., 2021）。

据历史记载，雷州市于1949年12月5日解放，是中国较晚解放的地方之一^②。之后，该地区相继开展了温和的土改运动和集体化运动^③，很多农民的地契保存了下来。在20世纪80年代初期实行家庭联产承包责任制时，有些农户凭借地契，领回自家土改后耕种的土地进行“家庭承包”。这种做法虽然不同于按照人口或劳动力均分土地的基本政策，但是并未被地方政府制止。在此之后，这些村庄没有因村内人口变化等原因而重新调整土地。久而久之，当地农民认为土地是“继承”而来，将其称为“祖宗地”。这些村庄形成了与其他地方非常不同的地权形式。

需要指出的是，虽然祖宗地现象存在于雷州市的很多村庄，但并不是所有村庄都存在祖宗地现象。事实上，雷州市存在两种不同的地权形式：一是以均田承包原则平均分配土地，且后期会适时进行土地调整的承包地产权；二是以祖宗地为依据分配土地，且后期不参与土地重新分配的祖宗地产权。两类地权形式在地权稳定性方面存在差异，这为本文的实证研究提供了可能。

（二）调查设计与数据来源

本文研究所使用的数据来源于华南农业大学国家农业制度与发展研究院于2018年1月进行的一项抽样调查。该调查收集了广东省雷州市4镇60村1200户农户的信息。课题组在与原广东省农业厅

^①在现阶段，中国农村信贷市场不完善，地权稳定性的提高并不能够有效增加农户获得信贷的数量（周南等，2019）。现有的关于地权稳定性影响农业投资的研究结论仍存在分歧（Aha and Ayitey, 2017）。此外，虽然土地流转可以提高土地资源利用效率，但学术界对地权稳定性能否激励农户参与土地流转尚未达成一致看法（田传浩和方丽，2013）。金松青和 Deininger（2004）指出，当土地市场缺失时，土地调整可以使土地向资源禀赋较少的农户转移。Zhao（2020）认为，禁止土地调整反而会导致农业生产效率下降。因此，从土地流转的视角看，提高地权稳定性对农业生产效率的影响还不确定。但可以预期的是，随着农村要素市场发育程度的提高和社会保障机制的完善，提高地权稳定性对农村劳动力非农就业的促进作用将有所弱化。

^②《雷州概况》，http://www.leizhou.gov.cn/lzsq/lzjj/content/post_1477061.html。

^③土改运动（1949—1953年）较为温和的原因：一是雷州市的解放时间较晚；二是当地的地主较少且在解放战争时期主动为解放军提供了大量物资。在集体化运动时期（1953—1980年），该地区的有些村庄只是水田入社，有些村庄并没有改变农户经营土地的界限，因而部分农民仍然能够继续耕种原来私有制时期耕种的土地。

合作研究土地确权时，了解到雷州半岛存在特殊的祖宗地现象，给土地确权工作造成了掣肘。为了系统研究这一现象及其产生的经济后果，课题组在雷州市进行了抽样调查。按照当地政府提供的统计资料，课题组选取祖宗地现象较多的两个镇（乌石镇和覃斗镇），并在这两个镇选取了祖宗地占比较高的30个行政村（后文称为“祖宗地村庄”），其中，乌石镇19个、覃斗镇11个。同时，课题组按照地理位置相邻原则，选取了与乌石镇和覃斗镇比邻但基本不存在祖宗地的两个对照镇（英利镇和北和镇），并在每个对照镇中随机抽取15个村庄（后文称为“非祖宗地村庄”）。最终，课题组共选取60个样本村，在每个样本村，根据村庄的花名册随机抽取20户样本农户。

在调查过程中，经过培训的调查员对村干部和样本农户进行面对面访谈。调查问卷包括村庄问卷和农户问卷两类。在村庄问卷中，课题组考察了村庄的自然地理和经济发展状况，特别关注了村庄整体土地产权变化和劳动力非农就业情况。在农户问卷中，调查记录了样本户的家庭结构、资产状况、经历的土地产权变化等。同时，调查记录了样本农户中每个家庭成员的受教育、健康和就业状况。其中，就业相关问卷包括两个调查表：一个调查表详细记录2017年农户家庭成员的具体就业情况；另一个调查表是本文研究主要使用的调查表，记录了每个家庭成员1999—2017年的就业情况，包括工作状态（是否务农、是否从事自营工商业）、所在行业、工作地点以及是否和家人一起居住等内容。剔除关键信息缺失的样本后，本文得到59034个观测值。此外，调查员详细询问了农户所经营土地的基本情况，包括土地来源、土地面积、土地持有期限及土地调整等信息，同时记录了祖宗地的相关信息，例如集体化之前农户是否拥有地块、农户是否有地契、农户如何拿回祖宗地等。

（三）描述性分析

1.地权稳定性差异。笔者根据农户调查问卷中的问题“集体化之前是否拥有过这块耕地”来判定农户的地块是否属于祖宗地。笔者加总村庄层面的耕地面积和祖宗地面积发现，祖宗地村庄与非祖宗地村庄的祖宗地占比差异显著。在祖宗地村庄中，祖宗地平均占比高达75.4%，占比最低的是16%，最高的达到96%；而在与之相邻的非祖宗地村庄，祖宗地平均占比仅为3.6%。这初步展示了两类村庄地权形式的差异。

笔者进一步通过分析土地调整信息来描述两种地权形式下地权稳定性的不同。如表1所示：1978—2017年，非祖宗地村庄平均经历了2.07次土地调整，而祖宗地村庄平均的土地调整次数不到1（0.79）次^①。从土地调整时间看，非祖宗地村庄的土地调整出现了4个明显的波峰，除了1980年和1999年外，2000年之后仍有两个明显的凸起（2008年和2014年）；而祖宗地村庄的土地调整主要集中在1980年左右。与祖宗地村庄相比，非祖宗地村庄频繁进行土地调整增加了农户失去土地的风险。笔者采用农户的土地持有期限来测度地权稳定性。表1的结果表明，祖宗地村庄中农户的平均土地持有期限为30.2年，显著高于非祖宗地村庄（22.2年）。

^①调查中有有关土地调整的问题主要有两个：一是“您家是否经历过土地调整”；二是“如果经历过，哪一年”（1978—2017年）。笔者通过计算村庄中样本农户经历的土地调整次数的平均值，得到每个村的土地调整次数。

表 1 两类村庄中地权稳定性的差异 (1978—2017 年)

指标	祖宗地村庄	非祖宗地村庄	差异
土地调整次数 (次)	0.79	2.07	-1.28***
土地持有期限 (年)	30.2	22.2	8.00***

注：①土地调整次数、土地持有年限均为样本农户土地调整次数和土地持有年限在村庄层面的平均值；②***表示 1% 的显著性水平。

结合前文的祖宗地现象的背景可知，祖宗地产权从土地产权保证性（拥有地契）、土地产权强度（强调继承性）、土地产权持有期限（较少进行产权调整）3 个方面强化了农户的地权稳定性。与非祖宗地村庄的承包地产权相比，祖宗地村庄的祖宗地产权的地权稳定性更高。

2. 劳动力非农就业差异。整体上看，祖宗地村庄的劳动力非农就业比例（45.6%）显著高于非祖宗地村庄（34.9%）（见表 2）。按照 Zhang et al. (2018) 的做法，笔者进一步按照是否远离家乡到县外工作对样本进行分组，分为外出非农就业和本地非农就业两组。表 2 结果显示，祖宗地村庄外出非农就业比例和本地非农就业比例都较高。根据本文数据，从演变趋势看，所有样本村庄的劳动力非农就业比例都随着时间的推移而不断增加，并且祖宗地村庄劳动力非农就业比例高于非祖宗地村庄的趋势一直保持稳定。结合表 1 可知，稳定地权有利于农村劳动力向非农部门转移。

表 2 两类村庄中劳动力非农就业的差异 (1978—2017 年)

指标	祖宗地村庄	非祖宗地村庄	差异
非农就业比例 (%)	45.6	34.9	10.7***
外出非农就业比例 (%)	28.6	25.4	3.2***
本地非农就业比例 (%)	17.0	9.5	7.5***

注：①非农就业比例、外出非农就业比例和本地非农就业比例均为村庄层面的平均值；②***表示 1% 的显著性水平。

四、识别策略与实证结果

（一）模型设定

为了考察地权稳定性对农村劳动力非农就业的影响，在描述性分析的基础上，笔者进一步使用计量模型来探讨。具体模型设定如下：

$$Y_{ijvt} = \beta_0 + \beta_1 Land_{ijv} + \beta_2 X_{ijvt} + \mu_t + \varepsilon_{ijvt} \quad (9)$$

(9) 式中： Y_{ijvt} 是本文的被解释变量，代表 v 村庄 j 农户第 i 个劳动力个体在 t 时间的非农就业状况，包括非农就业、外出非农就业和本地非农就业。 $Land_{ijv}$ 是本文关注的解释变量，即 j 农户 i 个体所在 v 村庄的地权稳定性； X_{ijvt} 为一系列控制变量，包括村庄、农户、劳动力个体特征变量等； μ_t 为年份虚拟变量，以消除时间趋势以及年度事件的潜在影响； ε_{ijvt} 为不可观测的随机扰动项。

（二）变量选取

1. 被解释变量：农村劳动力非农就业。参考 Giles and Mu (2018)、张同龙等 (2019) 的研究，本

文选用劳动力个体是否从事非农工作来衡量农村劳动力非农就业。当劳动力个体从事非农工作（包括外出非农工作和本地非农工作）时， $Y_{ijvt}=1$ ；否则， $Y_{ijvt}=0$ 。

2.关键解释变量：地权稳定性。本文主要有3种测度方式：第一，结合调查设计和前文的描述性分析，本文采用劳动力所在村庄是否为祖宗地村庄（简称为“是否祖宗地村庄”）进行测度；第二，由于不同村庄的土地制度实施强度可能有所不同，本文采用村庄祖宗地面积占村庄所有耕地面积的比例（简称为“村庄祖宗地占比”）来衡量地权稳定性；第三，本文将农户是否拥有祖宗地（简称为“是否祖宗地农户”）作为地权稳定性的代理变量。

3.控制变量。参考刘晓宇和张林秀（2008）、Mullan et al.（2011）和 Valsecchi（2014）的研究，本文引入了一系列控制变量：在村庄层面，选取村庄自然村个数、村庄到镇政府的距离、村庄耕地面积和村庄耕地灌溉比例；在农户层面，选取户主性别、户主年龄、户主户口类型、户主受教育年限、户主是否村干部、家庭总人口、0~6岁人口数量、7~15岁人口数量、60岁以上人口数量、家庭耕地面积、家庭可灌溉耕地面积、是否有宗祠、是否有宗族活动和人际信任；在劳动力个体层面，本文选取年龄、性别、受教育年限、户口类型、是否党员和是否有技能。

变量的定义和描述性统计结果见表3。

表3 变量定义和描述性统计结果

变量名称	变量含义及赋值	均值	标准差
是否非农就业	劳动力是否从事非农工作：是=1，否=0	0.39	0.49
是否外出非农就业	劳动力是否远离家乡到县外从事非农工作：是=1，否=0	0.27	0.44
是否本地非农就业	劳动力是否在本县内从事非农工作：是=1，否=0	0.13	0.33
是否祖宗地村庄	劳动力所在村庄是否为祖宗地村庄：是=1，否=0	0.45	0.50
村庄祖宗地占比	村庄祖宗地面积占村庄所有耕地面积的比例（%）	36.10	38.14
是否祖宗地农户	农户是否拥有祖宗地：是=1，否=0	0.41	0.49
村庄自然村个数	村庄有多少个自然村（个）	4.08	2.67
村庄到镇政府的距离	村委会到镇政府的距离（千米）	8.13	4.93
村庄耕地面积	村庄耕地总面积（亩）	3806.09	3939.45
村庄耕地灌溉比例	村庄耕地中可灌溉耕地的比例（%）	65.02	33.48
户主性别	户主性别：男性=1，女性=0	0.94	0.24
户主年龄	户主实际年龄（岁）	49.29	12.04
户主户口类型	户主户口类型：农业户口=1，其他=0	0.99	0.12
户主受教育年限	户主从小学开始接受教育的年份数（年）	6.37	3.77
户主是否村干部	户主是否为村干部：是=1，否=0	0.08	0.27
家庭总人口	家庭总人口数量（人）	5.90	2.28
0~6岁人口数量	家庭成员中0~6岁人口数量（人）	0.72	1.03
7~15岁人口数量	家庭成员中7~15岁人口数量（人）	0.87	1.16
60岁以上人口数量	家庭成员中60岁以上人口数量（人）	0.43	0.71
家庭耕地面积	家庭经营的耕地总面积（亩）	8.84	8.62

(续表 3)

家庭可灌溉耕地面积	家庭经营耕地中可灌溉面积(亩)	4.58	5.72
是否有宗祠	家族是否有宗祠: 有=1, 没有=0	0.70	0.46
是否有宗族活动	家族是否有宗族活动: 有=1, 没有=0	0.79	0.40
人际信任	对本村农户的信任程度: 非常信任=5, 比较信任=4, 一般信任=3, 不太信任=2, 不信任=1	3.92	0.93
年龄	劳动力实际年龄(岁)	37.04	13.05
性别	劳动力性别: 男性=1, 女性=0	0.55	0.50
受教育年限	劳动力从小学开始接受教育的年份数(年)	6.71	4.12
户口类型	劳动力户口类型: 农业户口=1, 其他=0	0.98	0.14
是否党员	劳动力是否为党员: 是=1, 否=0	0.06	0.25
是否有技能	劳动力是否具有能带来收入的技能, 例如做瓦工、电工、司机等: 是=1, 否=0	0.08	0.28

为了避免可能的内生性问题造成地权稳定性影响农村劳动力非农就业的估计结果有偏, 本文利用替换变量法和工具变量法, 进行稳健性检验^①。首先, 考虑到不同村庄土地制度实施强度的差异, 笔者采用村庄祖宗地占比替换是否祖宗地村庄来衡量地权稳定性重新进行估计。其次, 调研数据显示, 不同农户的祖宗地占比存在较大差异。虽然样本农户所在村庄的地理位置相同, 其面临的文化偏好、经济和政治环境极其相似, 但模型可能依然存在遗漏变量问题。为了缓解由此带来的内生性问题, 笔者将是否祖宗地农户作为地权稳定性的衡量指标进行回归。再次, 农户是否拥有祖宗地可能受到农户本身特征的影响, 由此可能导致反向因果和遗漏变量问题。对此, 本文通过工具变量法处理此类内生性问题。选用的工具变量是农户持有地契的耕地面积占农户耕地总面积的比例(简称“农户拥有地契耕地占比”)。如前所述, 拥有地契是土地被视为祖宗地的主要原因。纵观中国土地制度变迁, 地契出现在 1956 年之前。所以, 该工具变量是一个历史变量, 不受目前个体行为的影响, 满足有效工具变量的外生性和相关性条件。最后, 笔者利用替换被解释变量和分样本回归方法进一步验证估计结果的稳健性。

(三) 估计结果与分析

基准回归结果如表 4 所示, 方程 1、方程 3 和方程 5 采用 OLS 模型估计, 方程 2、方程 4 和方程 6 采用 Probit 模型估计。OLS 模型估计结果显示, 关键解释变量是否祖宗地村庄至少在 5% 的统计水平上显著, 且是否祖宗地村庄的估计系数均为正。整体上看, 与非祖宗地村庄相比, 祖宗地村庄的农户家庭劳动力选择非农就业的概率平均高 7.2% (见方程 1 的结果); 从劳动力非农就业类型看, 祖宗地村庄的农户家庭劳动力选择外出非农就业和本地非农就业的可能性都更高 (见方程 3 和 5 的结果)。这说明, 不同地权形式对农村劳动力非农就业的影响存在显著差异。相较于承包地产权形式, 祖宗地产权形式通过强化地权稳定性对农村劳动力非农就业产生了明显的激励效应。同时, Probit 模型的估计结果与 OLS 模型的估计结果基本一致, 这在一定程度上说明本文的回归结果具有稳健性。

^①许庆等 (2020) 和章丹等 (2022) 指出, 工具变量法和替换变量法被认为是解决内生性问题的有效方法。

地权稳定性对劳动力非农就业的长期影响

表 4 地权稳定性对劳动力非农就业影响的估计结果

变量或指标名称	是否非农就业		是否外出非农就业		是否本地非农就业	
	OLS 模型	Probit 模型	OLS 模型	Probit 模型	OLS 模型	Probit 模型
	方程 1	方程 2	方程 3	方程 4	方程 5	方程 6
是否祖宗地村庄	0.072*** (0.014)	0.073*** (0.014)	0.030** (0.012)	0.036*** (0.012)	0.042*** (0.011)	0.039*** (0.011)
村庄自然村个数	-0.006** (0.003)	-0.006** (0.003)	-0.004* (0.002)	-0.003 (0.002)	-0.002 (0.002)	-0.003 (0.002)
村庄到镇政府的距离	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.000 (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)
村庄耕地面积	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
村庄耕地灌溉比例	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)
户主性别	-0.052* (0.027)	-0.038 (0.026)	-0.012 (0.024)	-0.011 (0.021)	-0.041* (0.023)	-0.037* (0.019)
户主年龄	0.006*** (0.001)	0.005*** (0.001)	0.006*** (0.001)	0.004*** (0.000)	0.000 (0.001)	0.001 (0.001)
户主户口类型	-0.018 (0.059)	0.001 (0.063)	0.046 (0.062)	0.046 (0.048)	-0.064 (0.059)	-0.041 (0.041)
户主受教育年限	0.004* (0.002)	0.003 (0.002)	0.003* (0.002)	0.004** (0.002)	0.000 (0.002)	0.000 (0.002)
户主是否村干部	0.097*** (0.021)	0.088*** (0.020)	0.014 (0.016)	0.001 (0.015)	0.083*** (0.019)	0.067*** (0.015)
家庭总人口	0.016*** (0.004)	0.012*** (0.004)	0.014*** (0.003)	0.006** (0.003)	0.002 (0.003)	0.003 (0.003)
0~6 岁人口数量	-0.033*** (0.005)	-0.027*** (0.005)	-0.035*** (0.004)	-0.021*** (0.004)	0.002 (0.004)	0.001 (0.004)
7~15 岁人口数量	-0.032*** (0.004)	-0.024*** (0.004)	-0.037*** (0.003)	-0.022*** (0.003)	0.005 (0.003)	0.004 (0.003)
60 岁以上人口数量	-0.007 (0.008)	-0.012 (0.008)	-0.002 (0.007)	-0.004 (0.006)	-0.005 (0.006)	-0.004 (0.006)
家庭耕地面积	-0.002** (0.001)	-0.002** (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)
家庭可灌溉耕地面积	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.003*** (0.001)	0.003*** (0.001)	-0.003*** (0.001)	-0.003** (0.001)
是否有宗祠	-0.011 (0.014)	-0.011 (0.013)	-0.017 (0.012)	-0.021* (0.011)	0.006 (0.011)	0.004 (0.011)

(续表 4)						
是否有宗族活动	0.021 (0.015)	0.021 (0.015)	0.033*** (0.012)	0.038*** (0.012)	-0.012 (0.013)	-0.011 (0.012)
人际信任	-0.007 (0.007)	-0.007 (0.006)	0.002 (0.006)	0.000 (0.005)	-0.009* (0.005)	-0.008 (0.005)
年龄	-0.015*** (0.000)	-0.013*** (0.000)	-0.016*** (0.000)	-0.014*** (0.000)	0.001** (0.000)	0.001* (0.000)
性别	0.063*** (0.013)	0.064*** (0.012)	0.027** (0.011)	0.032*** (0.010)	0.036*** (0.011)	0.038*** (0.011)
受教育年限	0.015*** (0.002)	0.015*** (0.002)	0.014*** (0.002)	0.014*** (0.002)	0.002 (0.002)	0.002 (0.002)
户口类型	-0.191*** (0.057)	-0.178*** (0.063)	-0.123** (0.055)	-0.107*** (0.040)	-0.068 (0.054)	-0.044 (0.039)
是否党员	0.134*** (0.029)	0.121*** (0.026)	-0.052*** (0.020)	-0.039* (0.023)	0.186*** (0.029)	0.123*** (0.018)
是否有技能	0.187*** (0.023)	0.165*** (0.022)	0.074*** (0.020)	0.049*** (0.016)	0.113*** (0.024)	0.084*** (0.016)
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	0.647*** (0.078)		0.408*** (0.069)		0.239*** (0.078)	
R ² 或 Pseudo R ²	0.363	0.317	0.392	0.405	0.073	0.084
样本量	59034	59034	59034	59034	59034	59034

注：①括号中数字为稳健标准误；②***、**、和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

为了检验基准回归结果的稳健性，笔者采取了以下方式：首先，利用村庄祖宗地占比测度地权稳定性，重新对（9）式进行估计。表5分别汇报了村庄祖宗地占比对农村劳动力是否非农就业、是否外出非农就业和是否本地非农就业影响的模型估计结果。在所有估计中，村庄祖宗地占比都显著且系数为正。这说明，农户所在村庄的祖宗地占比越高，家庭劳动力越倾向于向非农部门转移，同时越可能选择外出非农就业和本地非农就业。

表5 地权稳定性对劳动力非农就业影响的估计结果：村庄祖宗地占比

变量或指标名称	是否非农就业		是否外出非农就业		是否本地非农就业	
	OLS 模型	Probit 模型	OLS 模型	Probit 模型	OLS 模型	Probit 模型
村庄祖宗地占比	0.075*** (0.018)	0.075*** (0.017)	0.027* (0.015)	0.032** (0.014)	0.048*** (0.014)	0.043*** (0.014)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
R ² 或 Pseudo R ²	0.362	0.316	0.391	0.405	0.073	0.083

(续表 5)

样本量	59034	59034	59034	59034	59034	59034
-----	-------	-------	-------	-------	-------	-------

注：①括号中数字为稳健标准误；②***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；③控制变量同表 4；④限于篇幅，表中仅汇报关键解释变量的估计结果。

其次，笔者进一步运用 Probit 模型来分析有无祖宗地农户的劳动力非农就业差异。由表 6 可知，与非祖宗地农户相比，祖宗地农户的劳动力非农就业、外出非农就业和本地非农就业的概率均更高。并且，控制村庄固定效应的回归结果与表 4 中基准回归结果基本一致，证实了同一村庄中祖宗地农户的劳动力从事非农工作（包括外出非农工作和本地非农工作）的概率更高。

表 6 地权稳定性对劳动力非农就业影响的估计结果：是否祖宗地农户

变量或指标名称	是否非农就业		是否外出非农就业		是否本地非农就业	
是否祖宗地农户	0.063*** (0.013)	0.038** (0.019)	0.030*** (0.011)	0.027* (0.016)	0.036*** (0.011)	0.017 (0.015)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
村庄固定效应	未控制	已控制	未控制	已控制	未控制	已控制
Pseudo R ²	0.317	0.342	0.405	0.434	0.084	0.134
样本量	59034	59034	59034	59034	59034	59034

注：①括号中数字为稳健标准误；②***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；③控制变量同表 4；④限于篇幅，表中仅汇报关键解释变量的估计结果。

再次，本文使用工具变量法进行估计得到的结果如表 7 所示。如前所述，工具变量是农户拥有地契耕地占比，笔者采用 Eprobit 模型进行估计。表 7 方程 1 报告了第一阶段的估计结果。工具变量在 1%的统计水平上显著，且回归系数为 0.676，说明农户拥有地契耕地占比越高，成为祖宗地农户的可能性越大，工具变量满足相关性条件。表 7 方程 2、方程 4 和方程 6 将关键解释变量和工具变量同时作为解释变量进行回归，结果显示关键解释变量依然显著，而工具变量不显著，说明工具变量满足外生性条件（孙圣民和陈强，2017）。根据表 7 方程 3、方程 5 和方程 7 报告的第二阶段的估计结果，是否祖宗地农户均在 1%的统计水平上显著，这说明，祖宗地农户的劳动力选择从事非农工作的概率显著高于非祖宗地农户。同时，弱工具变量检验的 F 统计量为 12865.2，再次表明工具变量满足相关性条件。由此可见，在考虑内生性问题后，本文的回归结果依旧稳健。

表 7 地权稳定性对劳动力非农就业影响的估计结果：工具变量法

变量或指标名称	是否祖宗地农户	是否非农就业		是否外出非农就业		是否本地非农就业	
	第一阶段	外生性检验	第二阶段	外生性检验	第二阶段	外生性检验	第二阶段
	方程 1	方程 2	方程 3	方程 4	方程 5	方程 6	方程 7
是否祖宗地农户		0.070*** (0.014)	0.070*** (0.007)	0.035*** (0.012)	0.035*** (0.006)	0.037*** (0.012)	0.037*** (0.006)

(续表 7)

农户拥有地契耕地占比	0.676*** (0.003)	-0.023 (0.019)		-0.017 (0.016)		-0.002 (0.015)	
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
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
Pseudo R ²		0.317		0.406		0.084	
Wald chi ²			16076.3***		15035.3***		3417.4***
样本量	59034	59034	59034	59034	59034	59034	59034

注：①括号中数字为稳健标准误；②***表示 1% 的显著性水平；③控制变量同表 4；④限于文章篇幅，表中仅汇报关键解释变量的估计结果。

另外，本文进一步采用农户层面的非农就业变量（农户非农就业占比、农户外出非农就业占比、农户本地非农就业占比）替换劳动力个体层面的非农就业变量，来对回归结果进行稳健性检验。由表 8 的回归结果可知，稳定的地权可以显著激励农户将劳动力配置在非农部门。

表 8 地权稳定性对劳动力非农就业影响的估计结果：替换被解释变量

变量或指标名称	农户非农就业占比		农户外出非农就业占比		农户本地非农就业占比	
是否祖宗地村庄	7.327*** (1.928)		3.626** (1.508)		3.701*** (1.458)	
村庄祖宗地占比		7.623*** (2.370)		2.909 (1.851)		4.714*** (1.802)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
R ²	0.279	0.277	0.273	0.272	0.126	0.126
样本量	21007	21007	21007	21007	21007	21007

注：①括号中数字为稳健标准误；②***和**分别表示 1% 和 5% 的显著性水平；③未控制户主特征层面控制变量，其他控制变量同表 4；④限于文章篇幅，表中仅汇报关键解释变量的估计结果。

最后，考虑到不同村庄之间土地制度实施的溢出效应，本文进一步尝试根据样本村庄的地理分布，按照村庄是否位于所在镇边界且与对照镇相邻，将所有样本村庄划分为“地理相邻”和“地理不相邻”两个样本组，并分别重新进行回归，回归结果如表 9 所示。分样本的估计结果与基准回归结果基本一致，再次证明了本文回归结果具有稳健性。

表 9 地权稳定性对劳动力非农就业影响的估计结果：分样本回归

变量或指标名称	地理相邻样本组			地理不相邻样本组		
	是否非农就业	是否外出非农就业	是否本地非农就业	是否非农就业	是否外出非农就业	是否本地非农就业
是否祖宗地村庄	0.057** (0.027)	0.084*** (0.022)	-0.023 (0.023)	0.101*** (0.020)	0.027* (0.016)	0.075*** (0.016)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制

(续表 9)

年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
Pseudo R ²	0.338	0.415	0.122	0.316	0.410	0.090
样本量	17421	17421	17421	41613	41613	41613

注：①括号中数字为稳健标准误；②***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；③控制变量同表 4；④限于文章篇幅，表中仅汇报关键解释变量的估计结果。

(四) 进一步讨论：职业选择

除了影响是否从事非农工作的概率，地权稳定性会对农村劳动力的非农职业选择产生影响吗？本部分对此进行了分析。根据现有研究（例如宁光杰，2012；Zhang et al., 2018），笔者按照是否被他人雇佣成为工资获得者将从事非农工作的劳动力划分为自雇和务工两类样本，然后使用 Probit 模型分别对“是否自雇（自雇=1，非自雇=0）”和“是否务工（务工=1，非务工=0）”进行回归。从表 10 可以看出，地权稳定有利于促进自雇和务工劳动力的增加。

表 10 地权稳定性对劳动力非农职业选择影响的估计结果：职业选择

变量或指标名称	是否自雇		是否务工	
是否祖宗地村庄	0.014*** (0.005)		0.047*** (0.013)	
村庄祖宗地占比		0.015** (0.006)		0.050*** (0.016)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
Pseudo R ²	0.092	0.091	0.312	0.311
样本量	59034	59034	59034	59034

注：①括号中数字为稳健标准误；②***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平；③控制变量同表 4；④样本量为 59034；⑤限于文章篇幅，表中仅汇报关键解释变量的估计结果。

五、结论与讨论

本文利用广东省雷州市祖宗地现象的微观调查数据，借助同一地区存在不同地权形式的事实，实证检验了地权稳定性的劳动力配置效应。首先，本文构建了农户劳动力配置决策模型，从理论上分析地权稳定性对农村劳动力非农就业的影响；其次，通过对比分析承包地产权和祖宗地产权对农村劳动力非农就业产生的影响，本文探讨了地权稳定性与农村劳动力非农就业的关系。研究表明：相较于承包地产权，以土地调整频次低和地块持有期限长为特征的祖宗地产权形式下的农村劳动力非农就业比例、外出非农就业比例和本地非农就业比例均更高。可以预期，随着强化地权稳定性的法律与政策的实施，村庄进行土地调整的情况不断减少，农户家庭劳动力的配置效率将逐渐提高。

基于上述结论，本文提出如下政策启示：一方面，继续维持农村土地承包关系的稳定，强化对农户土地承包经营权的保护。农户获得了稳定的土地产权，就可以根据气候、环境和市场供求变化自主

调整要素配置决策，以增加家庭收入。村庄过于频繁地进行土地调整会弱化对农村土地产权的有效保护，不利于农户对劳动力等资源进行合理配置。因此，稳定农村土地承包关系和强化对农户土地承包经营权的保护，有助于保持和推动农村劳动力非农就业。另一方面，在家庭联产承包责任制下，要提升农民个体自主经营土地的权利，包括使用权、收益权和处置权，降低农户保护土地承包经营权的成本，有利于农村要素市场发育，进而减少土地制度约束引发的资源错配。

参考文献

- 1.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，第68-78页。
- 2.高叙文、方师乐、史新杰、卫龙宝，2021：《农地产权稳定性与农地生产率——基于新一轮农地确权的研究》，《中国农村经济》第10期，第24-43页。
- 3.洪伟杰、胡新艳，2019：《地权稳定性与劳动力非农转移》，《经济评论》第2期，第34-47页。
- 4.金松青、Klaus Deininger，2004：《中国农村土地租赁市场的发展及其在土地使用公平性和效率性上的含义》，《经济学（季刊）》第3期，第1003-1028页。
- 5.刘岚，2010：《雷州半岛民风悍勇成因探析》，《广东海洋大学学报》第2期，第43-46页。
- 6.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。
- 7.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。
- 8.宁光杰，2012：《自我雇佣还是成为工资获得者？——中国农村外出劳动力的就业选择和收入差异》，《管理世界》第7期，第54-66页。
- 9.孙圣民、陈强，2017：《家庭联产承包责任制与中国农业增长的再考察——来自面板工具变量法的证据》，《经济学（季刊）》第2期，第815-832页。
- 10.田传浩、方丽，2013：《土地调整与农地租赁市场：基于数量和质量的双重视角》，《经济研究》第2期，第110-121页。
- 11.许庆、陆钰凤、张恒春，2020：《农业支持保护补贴促进规模农户种粮了吗？——基于全国农村固定观察点调查数据的分析》，《中国农村经济》第4期，第15-33页。
- 12.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3期，第98-108页。
- 13.章丹、徐志刚、刘家成，2022：《外包与流转：作业服务规模化是否延缓农地经营规模化——基于要素约束缓解与地租上涨的视角》，《中国农村观察》第2期，第19-38页。
- 14.张同龙、张丽娜、张林秀，2019：《中国农村劳动力就业调整的微观研究——来自全国代表性农户跟踪调查的经验证据》，《中国农村经济》第8期，第20-35页。
- 15.周南、许玉韞、刘俊杰、张龙耀，2019：《农地确权、农地抵押与农户信贷可得性——来自农村改革试验区准实验的研究》，《中国农村经济》第11期，第51-68页。
- 16.Adamopoulos, T., and D. Restuccia, 2014, "The Size Distribution of Farms and International Productivity Differences",

American Economic Review, 104(6): 1667-1697.

17. Adamopoulos, T., L. Brandt, J. Leight, and D. Restuccia, 2022, “Misallocation, Selection and Productivity: A Quantitative Analysis with Panel Data from China”, *Econometrica*, 90(3): 1261-1282.

18. Au, C. C., and J. V. Henderson, 2006, “How Migration Restrictions Limit Agglomeration and Productivity in China”, *Journal of Development Economics*, 80(2): 350-388.

19. Aha, B., and J. Z. Ayitey, 2017, “Biofuels and the Hazards of Land Grabbing: Tenure (in) Security and Indigenous Farmers’ Investment Decisions in Ghana”, *Land Use Policy*, 60(1): 48-59.

20. Besley, T. J., and M. Ghatak, 2010, “Property Rights and Economic Development”, *Handbook of Development Economics*, 5(1): 4525-4595.

21. De Brauw, A., S. Rozelle, L. Zhang, and Y. Zhang, 2002, “The Evolution of China’s Labor Market During the Reforms”, *Journal of Comparative Economics*, 30(2): 329-353.

22. De Brauw, A., and V. Mueller, 2012, “Do Limitations in Land Rights Transferability Influence Mobility Rates in Ethiopia?”, *Journal of African Economies*, 21(4): 548-579.

23. De Janvry, A., K. Emerick, M. Gonzalez-Navarro, and E. Sadoulet, 2015, “Delinking Land Rights from Land Use: Certification and Migration in Mexico”, *American Economic Review*, 105(10): 3125-3149.

24. Deininger, K., and S. Jin, 2009, “Securing Property Rights in Transition: Lessons from Implementation of China’s Rural Land Contracting Law”, *Journal of Economic Behavior & Organization*, 70(1): 22-38.

25. Do, Q., and L. Iyer, 2008, “Land Titling and Rural Transition in Vietnam”, *Economic Development & Cultural Change*, 56(3): 531-579.

26. Giles, J., and R. Mu, 2018, “Village Political Economy, Land Tenure Insecurity and the Rural to Urban Migration Decision: Evidence from China”, *American Journal of Agricultural Economics*, 100(2): 521-544.

27. Hsieh, C. T., and P. J. Klenow, 2009, “Misallocation and Manufacturing TFP in China and India”, *Quarterly Journal of Economics*, 124(4): 1403-1448.

28. Jacoby, H., G. Li, and S. Rozelle, 2002, “Hazards of Expropriation: Tenure Insecurity and Investment in Rural China”, *American Economic Review*, 92(5): 1420-1447.

29. Lewis, W. A., 1954, “Economic Development with Unlimited Supplies of Labour”, *The Manchester School*, 22(2): 139-191.

30. Lin, Y., 1992, “Rural Reforms and Agricultural Growth in China”, *American Economic Review*, 82(1): 34-51.

31. Mullan, K., P. Grosjean, and A. Kontoleon, 2011, “Land Tenure Arrangement and Rural-urban Migration in China”, *World Development*, 39(1): 123-133.

32. Nguyen, L. D., K. Raabe, and U. Grote, 2015, “Rural-urban Migration, Household Vulnerability, and Welfare in Vietnam”, *World Development*, 71(3): 79-93.

33. Qiu, T., D. Zhang, S. T. B. Choy, and B. Luo, 2021, “The Interaction Between Informal and Formal Institutions: A Case Study of Private Land Property Rights in Rural China”, *Economic Analysis and Policy*, 72: 578-591.

34. Restuccia, D., and R. Rogerson, 2008, "Policy Distortions and Aggregate Productivity with Heterogeneous Establishments", *Review of Economic Dynamics*, 11(4): 707-720.

35. Valsecchi, M., 2014, "Land Property Rights and International Migration: Evidence from Mexico", *Journal of Development Economics*, 110(9): 276-290.

36. Zhang, L., Y. Dong, C. Liu, and Y. Bai, 2018, "Off-farm Employment Over the Past Four Decades in rural China", *China Agricultural Economic Review*, 10(2): 190-214.

37. Zhao, X., 2020, "Land and Labor Allocation under Communal Tenure: Theory and Evidence from China", *Journal of Development Economics*, 147: 102526.

(作者单位: 华南农业大学国家农业制度与发展研究院)

(责任编辑: 光明)

The Long-term Impact of Land Tenure Security on Off-farm Employment of Labor Force: New Evidence from Leizhou Peninsula

ZHANG Lina LUO Biliang HU Xinyan ZHANG Tonglong

Abstract: The relationship between land tenure security and off-farm employment of rural labor force has attracted academic attention, but the existing studies have not reached a consistent conclusion. Using the micro-survey data of the ancestral land phenomenon in Leizhou, Guangdong Province, this article examines the impact of land tenure security on off-farm employment of rural labor force. The study finds that compared with the household contracted land, the ancestral land characterized by low frequency of land adjustment and long tenure of land parcel has resulted in a higher proportion of non-agricultural employment of rural labor force, and the result remains robust after endogeneity issues are taken into consideration. This means that the phenomenon of ancestral land provides new evidence for the classic proposition of stabilizing land ownership and promoting off-farm employment of rural labor force. The study reveals that under the "separation of three sorts of land rights" system, it is of great significance to further stabilize rural land contract relationship and strengthen the protection of farmers' contract rights to maintain and promote off-farm employment of rural labor force.

Key Words: Land Tenure Security; Off-farm Employment; Rural Labor Force; Ancestral Land