

引用格式: 史常亮, 张益. 土地确权与农村劳动力迁移: 来自省级面板数据的证据[J]. 资源科学, 2022, 44(4): 647-659. [Shi C L, Zhang Y. Land certification and rural labor migration in China: Evidence from provincial panel data[J]. Resources Science, 2022, 44(4): 647-659.] DOI: 10.18402/resci.2022.04.01

土地确权与农村劳动力迁移 ——来自省级面板数据的证据

史常亮¹, 张益²

(1. 湖南省社会科学院经济研究所, 长沙 410003; 2. 农业农村部农村经济研究中心, 北京 100810)

摘要: 关于土地确权会促进还是抑制农村劳动力迁移, 现有研究尚无定论。本文构建理论模型, 将土地确权对劳动力迁移的影响分解为失地风险降低效应和土地投资激励效应, 利用 2005—2019 年中国 30 个省份的面板数据和双向固定效应模型, 从宏观视角对二者关系进行检验; 在此基础上, 引入面板门槛模型探讨该影响效果在不同土地流转市场发展水平下的异质性。结果表明: ①中国土地确权主要发挥了失地风险降低效应, 有助于促进农村劳动力向外迁移, 尤其是对常年外出和省外迁移的促进效应更大。②土地确权对劳动力迁移的促进作用在东部和南方地区较强, 而在中、西部和北方地区则不显著。③土地确权对劳动力迁移的影响存在以土地流转市场发展水平为前提的门槛效应, 当土地流转市场发展水平较低时, 确权对劳动力迁移无显著影响; 只有当土地流转市场发展水平达到一定门槛值后, 确权才会对劳动力迁移起到显著促进作用。本文的政策含义在于, 要以确权推动农业剩余劳动力城市化迁移, 除了明晰产权以外, 还须同步推进土地流转市场建设。

关键词: 土地确权; 土地产权安全; 农村劳动力迁移; 土地流转市场; 门槛效应; 调节效应; 中国

DOI: 10.18402/resci.2022.04.01

1 引言

推动农村劳动力向城市和非农部门有序迁移是乡村振兴战略的重要内容^[1]。自社会主义市场经济建立以来, 中国农村劳动力迁移规模不断扩大。国家统计局数据显示, 截至 2020 年全国农民工总量 2.86 亿人, 其中外出农民工 1.70 亿人, 分别占农村总劳动力的 49.7% 和 29.5%。尽管如此, 就所处的经济发展阶段而言, 中国农业劳动力的比重仍然偏高^[2]。2020 年全国就业人员中第一产业就业人员占比 23.6%, 而同时期人地关系较为相似的日本只有 3.4%, 其他一些和中国发展阶段类似的中高收入国家如巴西该比例也只有 9.2%。中国农村劳动力迁移的潜力尚未耗尽, 仍存在巨大的非农转移空间^[3]。

一般认为, 城乡分割的二元户籍制度是阻碍中

国农村劳动力迁移的主要障碍^[4]。但事实上, 除了户籍制度的“进入门槛”障碍外, 现行农村土地制度也为劳动力的自由迁移设置了一种“退出束缚”^[5]。家庭联产承包责任制改革后, 土地所有权与经营权分离, 土地产权主体模糊、产权权能残缺与不稳定^[6]导致外出劳动力承受较大的失地或换地风险, 并直接影响农村劳动力迁移的成本和方式。Mullan 等^[7]认为, 内生于土地集体所有制的土地行政性调整对农户土地使用权造成了相当大的不安全性, 为防止迁移后失去土地, 农户倾向于将部分劳动力滞留于土地上, 这限制了中国农村人口的自由流动。de la Rupelle 等^[8]指出, 由于承包地可能被周期性调整, 农户被迫采取“占有耕种”的方式捍卫和守护土地, 这造成中国城乡劳动力的不完全迁移。刘晓宇等^[9]的

收稿日期: 2021-06-29; 修订日期: 2021-10-25

基金项目: 湖南省自然科学基金青年项目(2021JJ40299); 湖南省社会科学院 2019 年度智库研究专项重点项目(19ZHB03)。

作者简介: 史常亮, 男, 甘肃张掖人, 助理研究员, 研究方向为农村土地制度。E-mail: scl2313@126.com

通讯作者: 张益, 男, 山西大同人, 助理研究员, 研究方向为农业经济政策。E-mail: zhangyihainan@163.com

研究也发现,土地产权的不稳定降低了农民离乡进城的积极性,不利于农村劳动力向外迁移。

为保障农户的土地权益,过去几十年里中央政府一直试图通过订立农村土地承包合同和颁发农村土地承包经营权证书的方式来固化稳定土地承包关系,增强农户对土地产权的安全感和信心。早在1982年,中央1号文件就明确提出必须抓好农村土地承包合同的订立工作。1997年,中共中央办公厅、国务院办公厅发布《关于进一步稳定和完善农村土地承包关系的通知》,开始了针对农村承包地的首次大规模确权。但受观念和条件限制,这一轮的确权工作没有受到地方政府重视,相关政策并没有落实到位^[10]。直到2003年《农村土地承包法》颁布实施,对土地承包经营权证书的颁发工作终于提到贯彻的日程上来。2008年,《中共中央关于推进农村改革发展若干重大问题的决定》重申要“搞好农村土地确权、登记、颁证工作”。根据这一部署和要求,2009年农业部开始着手新一轮的农村土地确权工作,首次提出在土地实测的基础上对农户承包地进行确权登记颁证,“把承包地块、面积、合同、权属证书全面落实到户”。在前期试点基础上,2013年中央1号文件提出“全面开展农村土地确权登记颁证工作”,正式在全国范围内掀起了新一轮土地确权改革的序幕。

土地确权是继家庭承包责任制改革以来,中国农村土地制度领域最大、最深刻的又一次制度变革^[11]。理论上,通过颁发具有法律效力的土地承包经营权证书,确权有助于提升农户的土地产权强度,外出劳动力不用再担心因迁移而失去土地,从而可以更加放心地外出就业。Field^[12]对秘鲁、Do等^[13]对越南、De Janvry等^[14]对墨西哥和 Deininger等^[15]、李江一^[16]、韩家彬等^[17]对中国的研究均发现,土地确权显著增加了农村劳动力迁移数量。然而,也有研究认为确权并不会促进劳动力迁移。如Li等^[18]研究发现,中国新一轮土地确权对劳动力迁移几乎没有任何影响;洪炜杰等^[19]进一步发现,土地确权不仅没有促进劳动力迁移,反而会因为提高农户的投资意愿而抑制劳动力非农转移。

已有研究为本文提供了重要理论线索,但也存在着以下不足:①已有文献大多从农户层面展开分析,缺乏对中国农村土地确权政策效果的宏观把

握,而且由于使用的基本上都是一次调查的横截面数据,容易受到样本的限制和内生性问题的干扰;②已有研究在考察土地确权对劳动力迁移的影响时,往往忽略了土地流转市场因素对二者之间关系可能产生的调节作用。一些经验研究表明,不能抛开转让权而孤立地讨论地权安全性的影响^[7,20],地权安全性提高能否如期促进农村劳动力迁移还取决于当地土地流转市场的发展程度^[14]。一个相对发达的土地流转市场能够为农户提供更加稳定而有保障的市场契约,在扩大农户对自身承包地处置权范围的同时,还可以为家庭劳动力的流动提供长期稳定的时间预期,从而有利于促进劳动力外出务工;相反,当土地流转市场缺失时,不仅确权所赋予农户的土地处置权无法得到实际落实,而且农户在劳动力迁移的过程中还将面临土地投资成本无法回收的损失,并无法通过土地市场将未来的农业收益变现并带到城市,因而增加了劳动力迁移的机会成本。

那么,当考虑来自土地流转市场发展水平的调节作用后,土地确权将会如何影响农村劳动力迁移呢?本文以2005—2019年中国30个省份的面板数据为分析样本,试图从宏观层面对此进行检验。本文的边际贡献体现在:①构建理论模型,将土地确权对劳动力迁移的影响分解为失地风险降低效应和土地投资激励效应,然后基于全国省级面板数据,利用双向固定效应模型对不可观测的地区特征和时间变化进行控制,引入系统GMM方法和前定变量法解决内生性问题,对土地确权与劳动力迁移的关系进行再检验,为两者联系给予宏观层面的新的经验证据;②不仅考察土地确权对劳动力迁移的平均效应,也考察对不同类型和不同地区劳动力迁移的异质性影响,有助于厘清土地确权政策效果发挥的边界条件;③运用非线性面板门槛模型,检验土地流转市场因素对土地确权与农村劳动力迁移影响关系的调节作用,为地权安全性增强如何影响劳动力迁移的研究争议提供了新的解释视角。

2 理论分析

2.1 土地确权对农户劳动力迁移的影响

借鉴Mullan等^[7]的基本模型,考虑一个代表性农户,其通过在农业经营和非农就业之间分配劳动力禀赋以实现劳动收入的最大化。为简化起见,本

2022年4月

文将总的劳动力禀赋标准化为1,并假定非农就业活动只能通过向城市迁移来实现。假设劳动力在向城市迁移时需要支付固定的迁移成本 F ,令 w 表示每单位迁移劳动力可获得的工资,则劳动力迁移面临的约束为 $wl - F \geq 0$,其中 l 为劳动力迁移数量。另外,考虑到在中国农村,虽然在农忙时节存在农户之间互帮互助的行为,但仍缺乏健全的农业劳动力市场^[21],为了模型的简洁性,假设不存在本地农业劳动力市场。设定农户的农业生产函数为 $f(1-l, b)$,其中 $1-l$ 为该农户从事农业生产的劳动力数量, b 为该农户耕种的土地面积^①。设 B 为农户拥有的土地禀赋,在基准分析时假设不存在土地流转市场,土地被视为固定且不可转让,即 $b=B$ 。

由于土地稀缺和土地权利的不完整,迁移导致的家庭规模减少使农户面临土地被村庄收回或者他人非法侵占的风险^[22,23],假定该风险随劳动力迁移数量线性增加。进一步地,参照Mullan等^[7]、Besley^[24]的设定,将农户因迁移所面临的失去土地的概率表示为土地产权强度 s 的函数 $h(s) \in [0, 1]$,其中 s 的大小与当地土地确权程度正相关,并且 s 越大,失去土地的概率越小,即 $h(s)$ 关于 s 的一阶导数 $h'(s) < 0$ 。那么,当农户家庭有 l 数量的劳动力迁移时,其失去土地的概率就是 $lh(s) \in [0, 1]$ 。将农产品价格标准化为1,则该代表性农户所面临的最优化问题为:

$$\max_{l,b} wl + f(1-l, b) \quad (1)$$

$$\text{s.t. } b \leq B[1 - lh(s)] \quad (2)$$

$$wl - F \geq 0 \quad (3)$$

由于不存在土地流转市场,农户将所有土地都用于自己耕种,因此约束条件(2)的等号成立。首先,求解劳动力迁移约束(3)松弛时模型的均衡解。由(1)-(3)式可推得最优劳动力迁移数量 l^* 满足一阶条件:

$$\begin{aligned} w - f_l(1-l^*, B[1-l^*h(s)]) - f_2 \\ (1-l^*, B[1-l^*h(s)])Bh(s) = 0 \end{aligned} \quad (4)$$

式(4)表明,农户对劳动力的配置同时取决于城市部门的工资率和土地产权强度。而不稳定的土地产权就如同对农户征收“随机税”,将影响其迁

移积极性。为揭示土地产权强度变化如何影响农户劳动力迁移,将式(4)两边同时对 s 求偏导数:

$$\frac{dl^*}{ds} = \frac{-Bh'(s)[f_{12}l - f_2 + f_{22}Blh(s)]}{f_{11} + Bh(s)[f_{22}Bh(s) + f_{12} + f_{21}]} \quad (5)$$

式中:分子的第一项和分母的后两项为正,表明 s 的增加对 l^* 有促进作用;而其他项为负,表示 s 的增加对 l^* 有抑制作用。因此综合来看,确权带来的土地产权安全性提高会对劳动力迁移产生正负两方面的影响。一方面,土地确权有助于规避农村劳动力迁移后的失地风险,使其不再需要通过“占有耕种”的方式来保护自家土地不受侵犯,由此释放出更多的劳动力向非农部门转移,这可以称之为“失地风险降低效应”;但另一方面,土地确权后,土地产权安全性的增强使得农户对持有土地的长期前景更有把握,这会激励农户在土地上进行更多的投资,并投入更多的农业生产劳动,从而减少对迁移的参与,这可以称之为“土地投资激励效应”。土地确权对劳动力迁移的最终影响取决于上述两种效应的净效应。鉴于这两种效应的相对大小尚不清楚,确权如何影响劳动力迁移同样是不确定的。据此,本文提出如下假说:

H1:土地确权通过失地风险降低效应促进劳动力迁移,通过土地投资激励效应抑制劳动力迁移;土地确权对劳动力迁移的净影响取决于上述两种效应的相对大小。

2.2 土地流转市场的调节机制

确权是基础,但确权究竟能否促进农户劳动力迁移还受到当地土地流转市场发展水平的制约^[25]。理论而言,土地流转市场的发展可以在以下两种途径中发挥调节作用:①成熟的土地市场发育能够促进土地的高效顺畅流转,有助于强化失地风险降低效应对劳动力迁移的积极作用。在土地流转市场不发达的村庄,即使确权农户也较难顺利将土地转租出去,极大降低了土地的财产属性和变现能力,使其无法获得迁移所需的“门槛资金”,进而抑制迁移;同时,土地不能自由流转还导致迁移农户的土地投资成本得不到补偿,并且无法通过出租土地变现未来的农业收益,抬高了迁移的机会成本^[12,26]。相反,在土地流转市场发达的村庄,土地确权后不

① 由于资本一般附着于土地上,为了简化模型予以忽略。本文假定生产函数为一般化的柯布-道格拉斯生产函数,并假定该生产函数服从凹函数一阶偏导 $f_1 > 0$, $f_2 > 0$ 和二阶偏导 $f_{11} < 0$, $f_{22} < 0$, $f_{12} > 0$, $f_{21} > 0$ 。

仅农户流转出土地易于找到承租方,为劳动力迁移减少阻碍,而且迁移农户选择放弃农业生产的经济损失也能够以地租形式得到补偿,有助于降低迁移的机会成本^[27]。此外,出租土地所获得的租金收入也可以为劳动力迁移提供“启动基金”支持^[28],从而促进迁移。②土地流转市场的发展能减轻农户对于未来非农就业会冲击土地投资的担忧,将弱化土地投资激励效应对劳动力迁移的负面影响。因为如果土地市场是完备的,则农户可以通过土地流转的方式对过去的土地投资进行补偿。此时,土地的边际产出将始终等于土地租金率,而劳动力的边际产出将与非农工资率相等,从而迁移农户可以通过转出土地以平衡土地—劳动力比率,使得迁移率提高^[7,20]。综合上述分析,本文进一步提出以下可供检验的假说:

H2:土地确权对劳动力迁移的影响受到土地流转市场发展水平的调节,在土地流转市场相对发达的地区,确权对劳动力迁移的促进作用会更大。

3 模型、变量与数据来源

3.1 实证模型设定

(1)基准模型设定。理论推导表明,土地确权对劳动力迁移的影响方向是不确定的,取决于前述两种正负效应的相对大小。然而,这两种效应不能分开估计^②。借鉴Nakasone^[29]的思路,构建如下简约式模型来估计土地确权对劳动力迁移的净效应:

$$M_{it} = \alpha + \beta Title_{it} + \kappa X_{it} + \delta_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

式中: i 和 t 分别代表省份和年份;被解释变量 M_{it} 代表劳动力迁移; $Title_{it}$ 代表土地确权,是核心解释变量; X_{it} 代表控制变量,用以控制一系列可能对劳动力迁移产生影响的其他因素; δ_i 为省份哑变量,用以控制不同省份之间不随时间变化的固有差异(如地形、气候和自然资源禀赋等); λ_t 为年份哑变量,用以控制特定年份发生的可能影响劳动力迁移同步性的宏观因素(如经济周期、政策等冲击); α 、 β 分别为常数项和待估系数; κ 为待估系数向量; ε_{it} 为随机误差项。

由式(6)定义的双向固定效应模型的优势在于,可以控制住不可观测但不会同时随地区和时间变化的因素。因此,本文做法类似于一个双重差分,实质上是在比较同一时间范围内,那些土地确

权率发生较大变化的省份相对于那些没有多少变化的省份在劳动力迁移人数方面的变化的差异,而 $Title_{it}$ 的估计系数 β 正好度量了这一点。

(2)门槛模型设定。由理论分析可知,受土地流转市场发展影响,土地确权与劳动力迁移之间可能并非单调的线性关系。土地确权对劳动力迁移的影响很可能存在土地流转市场发展水平的门槛调节效应。为此,在基准模型基础上,以土地流转市场发展水平作为门槛变量,构建如下形式的面板门槛模型:

$$M_{it} = \alpha + \beta_1 Title_{it} I(q_{it} \leq \gamma) + \beta_2 Title_{it} I(q_{it} > \gamma) + \kappa X_{it} + \delta_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

式中: $I(\cdot)$ 为示性函数; q_{it} 是门槛变量; γ 为门槛值,由模型内生决定; β_1 和 β_2 分别为门槛变量在 $q_{it} \leq \gamma$ 和 $q_{it} > \gamma$ 时,土地确权对劳动力迁移的影响系数;其他变量含义同上。根据Hansen^[30]的研究,式(7)中土地流转市场发展水平的门槛效应存在与否,取决于零假设 $\beta_1 = \beta_2$ 是否成立,对此可构造Wald统计量进行检验。在确定门槛效应存在的情况下,可进一步估计门槛值,并构建LR统计量对其真实性进行检验。此外,以式(7)为基础,还可扩展得到两个及以上门槛的多门槛模型。在实证分析中,采用多门槛模型进行门槛效应检验并测算具体门槛值。

3.2 变量定义

(1)被解释变量:劳动力迁移。用外出务工劳动力占农村总劳动力的比重表示。其中,外出务工劳动力指年度内在本乡镇以外地区从业时间累计超过3个月的农村劳动力,农村劳动力指年龄在16周岁以上具有劳动能力的整、半劳动力。

(2)核心解释变量:土地确权。本文土地确权指通过发放证书的形式,对农户依法享有的土地承包经营权进行确认、确定。在当今中国农村,土地承包合同和土地承包经营权证书是土地确权的最主要书面文件,经验研究中也常用是否持有土地承包合同或者土地承包经营权证书来表征农户土地是否确权。考虑到土地承包合同是建立在村集体与农户之间的契约关系,而土地承包经营权证书则由政府统一颁发,是一种国家意志的体现,且后者的产权保障程度要强于前者^[31],因此选取各省历年

② 首先,这需要一个结构模型,由于数据有限,这很难实现;其次,它要求为土地被收回或非法侵占风险假定一种具体的函数形式^[29]。

2022年4月

的土地承包经营权证书颁发率(以下简称“土地确权率”)作为省级层面土地确权状况的度量指标。

(3)门槛变量:土地流转市场发展水平。对于土地流转市场发育状况,可以从农户参与率、土地流转的规模、价格、期限以及合约形式等多个层面进行观察和度量。考虑到土地流转本质上是土地要素的再配置,而土地流转的速度和数量是土地流转市场运行的基础,也是衡量一个地区土地流转市场是否发达的最为直观的指标。为此,沿用张明辉等^[32]的做法,本文选用“土地流转率”来刻画各地的土地流转市场发展水平,其含义是家庭承包耕地流转面积与家庭承包经营耕地面积之比。

(4)控制变量。为降低遗漏变量偏误,结合已有研究成果^[33],本文还控制了其他一些可能对农村劳动力迁移产生影响的变量。包括:①农村人力资本,用农村人口平均受教育年限表示,其中不识字或识字很少、小学、初中、高中(中专)、大专及以上文化程度对应折算的受教育年限依次为1年、6年、9年、12年和16年;②土地经营规模,用平均每个农户实际承包经营耕地面积的对数表示,考虑到经营规模与劳动力迁移之间可能存在非线性关系,回归中同时纳入其平方项;③农业机械化率,用单位播种面积农业机械总动力的对数表示;④城乡收入差距,用剔除价格因素的城镇居民人均可支配收入与农村居民人均可支配收入的比值表示;⑤非农产业比重,指第二、三产业增加值占地区生产总值比重;⑥城镇失业率,以城镇登记失业率衡量。

3.3 数据来源

本文使用2005—2019年中国30个省、自治区和直辖市(因数据缺失未包含西藏、港澳台地区)的平衡面板数据展开实证研究,这一方面是受数据可得性的限制,另一方面则是因为2005年后中国农村劳动力迁移进入“刘易斯拐点”区间^[3],同时农村土地确权工作终于提到贯彻日程上来,土地流转进入规范发展的阶段^[25],对这一时期数据的分析更具有代表性。基础数据主要来自历年《全国农村经济情况统计资料》《中国农村经营管理统计年报》《中国人口和就业统计年鉴》和《中国统计年鉴》。其中,颁发土地承包经营权证份数、家庭承包经营农户数、家庭承包经营耕地面积2018年数据缺失,本文采取插值法用前后两年数据的平均值补齐。表1报告了本文所有变量的基本描述性统计信息。

4 结果与分析

4.1 基准回归

表2报告了土地确权对农村劳动力迁移影响的基准回归结果。其中,列(1)未加入任何控制变量;列(2)在列(1)的基础上加入了农村人力资本、土地经营规模及其平方、农业机械化率、城乡收入差距、非农产业比重、城镇失业率等控制变量;列(3)加入了代表年份的时间固定效应;列(4)进一步控制了不同省份的个体固定效应,即进行双向固定效应估计,并使用Driscoll-Kraay标准误(FE-DK)对面板数据可能存在的组间异方差、组内序列相关^③进行校正。估计结果显示,在不同模型设定下,土地确权

表1 变量描述性统计

Table 1 Descriptive statistics of variables

变量类型	变量名称	变量定义或测量	均值	标准差
被解释变量	劳动力迁移	外出务工劳动力数/农村劳动力数	0.362	0.103
核心解释变量	土地确权率	颁发土地承包经营权证份数/家庭承包经营农户数	0.891	0.108
门槛变量	土地流转率	家庭承包耕地流转面积/家庭承包经营耕地面积	0.227	0.175
控制变量	农村人力资本	农村人口平均受教育年限/年	7.654	0.650
	土地经营规模	家庭承包经营耕地面积/家庭承包经营农户数/(亩/户)	7.469	6.052
	农业机械化率	农业机械总动力/农作物总播种面积/(kW/hm ²)	5.944	2.535
	城乡收入差距	城镇居民人均可支配收入/农村居民人均可支配收入	2.892	0.532
	非农产业比重	(第二产业增加值+第三产业增加值)/地区生产总值	0.893	0.062
	城镇失业率	城镇登记失业率/%	3.455	0.674

③ 用于组间异方差的Modified Wald检验的 p 值为0,用于组内序列相关的Wooldridge检验的 p 值为0,表明本文所用数据同时存在异方差和序列相关问题,此时若使用通常的面板数据估计方法会低估标准误差,需采用Driscoll-Kraay标准误进行校正。

表2 基准回归结果

Table 2 Results of benchmark regression

解释变量	OLS (1)	OLS (2)	OLS (3)	FE-DK (4)
土地确权率	0.236*** (0.061)	0.223*** (0.065)	0.160*** (0.048)	0.026*** (0.008)
控制变量	否	是	是	是
年份固定效应	否	否	是	是
省份固定效应	否	否	否	是
Hausman 检验				$p\text{-val}=0.001$
R^2	0.061	0.187	0.462	0.794
观测值	450	450	450	450

注:括号内为稳健标准误或 Driscoll-Kraay 标准误。***、**和*分别表示 1%、5%和 10%显著性水平。下同。

对劳动力外出务工比例均起到十分稳健且显著的正向促进作用。根据列(4)回归结果,“土地确权率”的估计系数为 0.026,意味着在保持其他因素不变的条件下,土地确权率每提高 1%,在平均意义上劳动力外出务工比例将增加 0.026 个百分点。考虑到样本期间中国农村劳动力平均外出务工比例为 36.2%,因此上述估计的经济含义是,土地确权使劳动力外出务工比例增加了 7.2%(0.026/0.362)。该结果与李江一^[16]基于中国家庭金融调查数据的研究结论一致,表明土地确权与农村劳动力迁移的正相关关系在省级宏观层面同样成立。另外,根据研究假设 H1,土地确权影响农村劳动力迁移存在两种效应——失地风险降低效应和土地投资激励效应,前者对劳动力迁移有促进作用,而后者则会减少劳动力迁移。本文实证结论表明,土地确权显著提升了农村劳动力向外迁移的数量,说明现阶段中国土地确权主要发挥了失地风险降低效应,而土地投资激励效应相对微弱。

4.2 内生性与稳健性检验

确权是地方政府的选择性行为,存在一些不可观测因素(如基层组织政策执行能力、土地纠纷和土地调整情况等)在影响各地确权工作进展的同时,也可能对当地农村劳动力迁移产生影响,由此引致遗漏变量的内生性问题。为避免由此造成的估计偏误,在基准模型中引入被解释变量 1 期滞后项,构建动态面板模型,从而既能够反映劳动力迁移本身所具有的路径依赖特征,还可以起到使模型

能够涵盖未考虑到的可能影响劳动力迁移的其他因素,避免或减轻遗漏变量偏误。使用 Windmeijer 有限样本校正的两步系统 GMM 方法对该动态面板模型进行估计。具体地,将滞后 1 期的劳动力外出务工比例和当期的土地确权率视为内生变量,将内生变量的三阶及更高阶滞后项作为 GMM 工具变量,而将其他解释变量作为其自身的工具变量。估计结果见表 3 列(1)。其中,AR(1)、AR(2)检验表明,差分残差项只存在一阶序列相关、不存在二阶序列相关;Hansen 检验表明,不存在工具变量过度识别问题,说明构造的工具变量整体上是有效的。另外注意到,被解释变量滞后项的系统 GMM 估计值(0.962)恰好处在固定效应估计值(0.767)和混合 OLS 估计值(0.984)之间,这也验证了本文系统 GMM 估计结果的可靠性^④。从列(1)可以看到,在使用系统 GMM 方法处理遗漏变量内生性问题后,“土地确权率”依旧在 5%水平上显著为正,说明考虑内生性后,土地确权仍然显著促进了劳动力迁移。

动态面板模型估计虽然能够克服遗漏变量所产生的内生性问题,但无法解决由土地确权和劳动力迁移双向因果关系导致的内生性问题。如一些研究发现,劳动力外出比例较高的村庄更有可能被选为确权试点并进行确权颁证改革^[35]。对于这种联立性内生问题通常使用工具变量法去克服,但前提是获得有效的工具变量。由于在宏观层面上很难找到合适的工具变量,本文使用前定变量法进行解

④一般地,混合 OLS 估计会高估滞后被解释变量的系数,而固定效应估计则会低估滞后被解释变量的系数。Bond 等^[34]提出了一个简便的经验法则,即如果滞后被解释变量的系统 GMM 估计值介于固定效应估计值和混合 OLS 估计值之间,那么系统 GMM 估计是可靠有效的。

2022年4月

表3 控制内生性检验结果

Table 3 Results of controlled endogenous tests

解释变量	系统 GMM (1)	FE-DK (2)	FE-DK (3)	FE-DK (4)
土地确权率	0.011** (0.005)			
滞后 1 期土地确权率		0.050** (0.019)		
滞后 2 期土地确权率			0.070*** (0.022)	
滞后 3 期土地确权率				0.057*** (0.016)
控制变量	是	是	是	是
年份/省份固定效应	是	是	是	是
AR(1)	$p\text{-val}=0.012$			
AR(2)	$p\text{-val}=0.526$			
Hansen 检验	$p\text{-val}=0.830$			
R^2		0.758	0.719	0.680
观测值	420	420	390	360

决。该方法通过将内生解释变量做滞后处理,不仅能够较好地消除双向因果关系带来的联立性偏误^⑤,而且还可以兼顾土地确权对劳动力迁移影响可能存在的时滞效应。结合已有研究,对土地确权率变量分别取 $t-1$ 、 $t-2$ 和 $t-3$ 期^⑥,被解释变量则为 t 期取值,然后同样采用 Driscoll-Kraay 标准误调整的双向固定效应方法对模型进行重新估计。结果如表 3 列(2)–(4)所示。所有滞后项都至少在 5% 水平上显著为正,且系数估计值以滞后 2 期为最大,这一方面说明,土地确权对劳动力迁移的影响具有时滞效应,且以滞后 2 年最为显著;另一方面也说明,即使在同时考虑了潜在的同期逆向因果关系和时间滞后效应后,研究结论依旧稳健。

为了确保研究结论的可靠性,进行以下稳健性检验:

(1)控制新一轮确权影响。自 2009 年起,中国启动了以“还权赋能”为核心的新一轮土地确权改革,首次在土地实测基础上对农户承包地“确实权、颁铁证”,是对农户土地权利内容的一次更加清晰、丰富的界定和保护。为了控制新一轮确权改革对估计结果可能产生的影响,在回归方程中添加土地

确权率变量与 2009 年虚拟变量 $Year_{2009}$ (2009 年之前赋值为 0,2009 年及之后赋值为 1)的交互项,进行稳健性检验。结果报告如表 4 列(1),在控制新一轮确权改革影响后,“土地确权率”系数依旧在 5% 水平上显著为正,而交互项系数却不显著。这意味着,新一轮确权并未改变土地确权与劳动力迁移之间的正相关关系。

(2)变换估计方法。考虑到被解释变量劳动力外出务工是一个在 0~1 之间连续变化的比例数,为消除数据截断对模型估计的可能影响,改用面板 Tobit 模型进行回归。根据个体效应与解释变量是否相关,面板 Tobit 模型有固定效应(FE)和随机效应(RE)之分。为稳健性起见,同时进行极大似然随机效应估计和半参数固定效应估计^⑦。结果见表 4 列(2)、(3),在两种回归模型下“土地确权率”的估计系数都在 1% 水平上显著为正,这说明模型估计方法的改变并没有对估计结果造成颠覆性的影响,研究结论稳健可靠。

(3)删除插值年份。在基准回归中,因部分变量 2018 年数据缺失,采用邻近年份插值法进行补齐处理,这可能会使模型估计结果受到人为因素的干

⑤ 这一做法成立的前提是模型误差项序列不相关,可从两个方面进行检验。首先,本文发现滞后 1~3 期的土地确权率与当期土地确权率均存在 1% 水平上显著的正相关,说明这种替代是合理的;其次,为了检测引入的土地确权率滞后项是否外生,用回归残差项对滞后期的土地确权率进行回归,发现残差对滞后 1~3 期的土地确权率均没有影响(估计系数接近于 0,且均不显著),从而也证明了不存在时间上持续的因素同时影响本期的劳动力迁移和滞后期的土地确权率。

⑥ 从土地确权到农户对政策产生行为响应,中间会有一定的滞后期。胡新艳等^[36]将这一滞后期设定为 1 年,韩家彬等^[17]设定为 2 年,丰雷等^[10]设定为 3 年。

⑦ Hausman 检验统计量为负,此时无法直接在固定效应和随机效应估计量之间作出取舍,一般建议采用固定效应模型。

表4 稳健性检验结果

Table 4 Results of robustness tests

解释变量	控制新一轮确权影响	变换估计方法		删除插值年份
	FE-DK (1)	Tobit-RE (2)	Tobit-FE (3)	FE-DK (4)
土地确权率	0.038** (0.016)	0.027*** (0.012)	0.210*** (0.035)	0.021*** (0.006)
<i>Year</i> ₂₀₀₉	0.056*** (0.013)			
土地确权率× <i>Year</i> ₂₀₀₉	-0.020 (0.017)			
控制变量	是	是	是	是
年份/省份固定效应	是	是	是	是
<i>R</i> ²	0.794			0.800
观测值	450	450	450	420

扰。为检验插值数据是否影响研究结论,将2018年数据从样本中剔除并重新回归。从表4中列(4)可知,剔除插值年份后的估计结果保持不变,说明分析样本中少量插值数据并不会对研究结论造成严重干扰。

4.3 异质性分析

(1)对不同迁移类型的影响。既然土地确权能有效地促进劳动力迁移,那么这种影响是否会因劳动力迁移类型的不同而有所差异?为回答这个问题,根据迁移时间长短,将外出劳动力划分为常年外出和季节性外出2类;根据迁移范围不同,将外出劳动力划分为乡外县内、县外省内和省外3类,然后分别以上述5种类型迁移劳动力占农村总劳动力的比例作为被解释变量,对土地确权率进行回归,结果见表5。从迁移时间看,列(1)、(2)的估计结果显示,土地确权对季节性外出和常年外出均有显著正影响,并且对常年外出的影响明显大于对季节性外出的影响。从迁移范围看,列(3)–(5)的估计结果

表明,土地确权显著提高了到县外省内和省外务工的劳动力比例,并且对省外迁移的影响明显大于对县外省内迁移的影响,但是对乡外县内迁移无显著影响。

(2)对不同区域的影响。中国地域辽阔,不同地区的自然条件、历史文化、社会经济发展水平以及要素市场发育程度不仅存在着水平方向上的从东到西的差异,而且还存在着垂直方向上的从北向南的差异,而这种差异反过来也会影响土地确权政策的实际有效性。为检验土地确权对劳动力迁移影响是否存在区域异质性,按照水平方向(东部、中部、西部)和垂直方向(南方、北方)2种分类模式,进行分组讨论。通常可采取2种方法来进行样本的分层检验:①直接将总样本划分成不同样本组,分别进行回归后,比较每个子样本对应的系数是否存在差异,但这会有丢失观测值的风险;②使用虚拟变量区分不同群体,通过在总样本中引入虚拟变量与所关注变量的交互项,来检验两组样本之间是否存

表5 分迁移类型回归结果

Table 5 Regression results by migration type

解释变量	按迁移时间划分		按迁移范围划分		
	常年外出(1)	季节性外出(2)	乡外县内(3)	县外省内(4)	省外(5)
土地确权率	0.175*** (0.031)	0.035*** (0.014)	0.016 (0.014)	0.050*** (0.012)	0.135*** (0.047)
控制变量	是	是	是	是	是
年份/省份固定效应	是	是	是	是	是
<i>R</i> ²	0.842	0.715	0.772	0.779	0.544
观测值	450	450	450	450	450

注:常年外出务工劳动力指在外出劳动力中,全年累计在外劳动时间超过6个月的劳动力;除常年外出务工劳动力以外的外出者,定义为季节性外出务工劳动力。乡外县内务工劳动力指在常年外出劳动力中,在本乡镇外、所属县内从业的劳动力;县外省内务工劳动力指在常年外出劳动力中,在本县外、所属省内从业的劳动力;省外务工劳动力指在常年外出劳动力中,在本省外从业的劳动力。

2022年4月

在组间差异^[37]。表6报告了上述2种方法的检验结果。从表中可看出,土地确权对劳动力迁移的影响无论是在东中西层面还是在南北方层面,都存在着差异。分东中西来看,土地确权显著促进了东部地区劳动力迁移,而对中、西部地区的影响不显著;分南北来看,土地确权对南方地区劳动力迁移的促进作用较为显著,而对北方地区没有显著影响。

4.4 门槛效应检验

理论分析表明,土地确权对劳动力迁移的影响由失地风险降低效应和土地投资激励效应叠加决定,而哪种效应占据主导作用在很大程度上会受到土地流转市场发育的影响。当土地流转市场缺失时,由于土地无法顺畅流转,由确权释放出的劳动

力可能选择继续从事农业生产,从而难以对劳动力迁移起到促进作用;而随着土地流转市场的完善,土地市场的资源配置功能得以发挥,农业生产效率低的农户可以选择将其所承包的土地转出而整体迁移至城镇,由此释放出更多的劳动力向非农部门转移。本文以土地流转率为门槛变量,使用Hansen面板门槛模型对土地流转市场的上述调节机制进行检验。为尽可能地满足门槛变量外生性假定,还使用土地流转率的滞后1期值作为门槛变量。从表7可以看出,土地流转率及其滞后1期均通过单门槛检验,对应的门槛值分别为0.591和0.568。因此,下面构建单门槛面板回归模型进行分析。

表8给出了面板门槛模型的回归结果。两个模

表6 分区域回归结果
Table 6 Regression results by region

解释变量	按水平方向划分				按垂直方向划分		
	东部(1)	中部(2)	西部(3)	全样本(4)	北方(5)	南方(6)	全样本(7)
土地确权率	0.020** (0.008)	-0.003 (0.025)	-0.019 (0.016)		0.021 (0.023)	0.037* (0.019)	
土地确权率×东部				0.029** (0.011)			
土地确权率×中部				-0.016 (0.027)			
土地确权率×西部				0.026 (0.017)			
土地确权率×北方							0.018 (0.015)
土地确权率×南方							0.034* (0.017)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
年份/省份固定效应	是	是	是	是	是	是	是
R ²	0.761	0.966	0.914	0.794	0.754	0.864	0.794
观测值	165	120	165	450	225	225	450

注:根据国家统计局划分标准,东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南等11个省份;中部地区包括黑龙江、吉林、河南、山西、安徽、江西、湖北和湖南等8个省份;其余省份为西部地区。以地理上通用的秦岭—淮河线为界,北方地区包括黑龙江、吉林、辽宁、内蒙古、北京、天津、河北、河南、山西、山东、陕西、宁夏、甘肃、新疆、青海等15个省份;其余省份为南方地区。

表7 门槛效应检验与门槛值估计结果
Table 7 Threshold effect tests and threshold estimation results

门槛变量	单门槛		双门槛		三门槛		门槛估计值		
	F值	p值	F值	p值	F值	p值	门槛数	估计值	置信区间
土地流转率	87.77	0.000	12.12	0.393	4.48	0.877	单一	0.591	[0.584, 0.600]
滞后1期土地流转率	75.18	0.000	13.47	0.397	10.40	0.540	单一	0.568	[0.546, 0.569]

注:F统计值与P值均为Bootstrap自取样300次得到的结果。

表8 面板门槛模型回归结果

Table 8 Results of panel threshold model regression

解释变量	以土地流转率为门槛变量(1)	以滞后1期土地流转率为门槛变量(2)
土地确权率 $\times I$ (土地流转率 ≤ 0.591)	0.014 (0.014)	
土地确权率 $\times I$ (土地流转率 > 0.591)	0.079** (0.034)	
土地确权率 $\times I$ (滞后1期土地流转率 ≤ 0.568)		0.015 (0.016)
土地确权率 $\times I$ (滞后1期土地流转率 > 0.568)		0.075** (0.037)
控制变量	是	是
年份/省份固定效应	是	是
Wald 检验	$p\text{-val}=0.000$	$p\text{-val}=0.000$
R^2	0.828	0.791
观测值	450	420

型中,对门槛值两侧回归系数进行Wald检验的 F 统计量对应的概率 p 值都接近于0,拒绝“两个系数不存在显著差异”的原假设,表明在以门槛值分割的两个不同的土地流转市场发展水平区间,土地确权对劳动力迁移的影响发生了显著变化。具体来看,当土地流转率 ≤ 0.591 时,土地确权对劳动力迁移影响系数为0.014,但不显著;当土地流转率 > 0.591 时,土地确权对劳动力迁移的影响系数增大为0.079,且在5%水平上显著。进一步考虑内生性问题后,结果同样显示土地确权对劳动力迁移的影响存在基于土地流转市场发展水平的门槛效应:在到达门槛值0.568之前,影响不显著且系数值很小;跨越门槛值之后,影响显著且系数值变大。将上述结果与基准回归结果进行对比发现,当土地流转率越过门槛值后,土地确权对劳动力迁移的促进作用明显提高,约为原系数(0.026)的3.04倍(考虑内生性后为2.88倍)。这验证了H2,即土地确权对劳动力迁移的影响具有受土地流转市场发展水平调节的单门槛效应,并且在各地区土地流转市场发展水平存在差异的情况下,只有在土地流转市场较发达的地区,确权才会对劳动力迁移产生显著的促进作用。

上述结论也解释了为什么在东部地区可以观测到土地确权与劳动力迁移之间显著的正相关性,而在中、西部地区类似的相关性却不明显。因为相对而言,东部地区土地流转市场更为发达,土地产权交易体系建设更为完善,经确权颁证后的土地承包经营权不仅安全性和稳定性大大提高,而且拥有更为宽阔的流通渠道,从而强化了该区域土地确权

的失地风险降低效应的发挥,使得确权对劳动力迁移的促进作用相应也更明显;而在中西部地区,虽然对土地的确权颁证同样有利于提高农户土地产权的安全性及稳定性预期,但由于土地流转市场建设相对滞后,经确认后的土地承包经营权无法通过土地市场进行交易流转,导致农户不能将土地的未来收益充分变现,增加了劳动力迁移的机会成本,从而确权所表达的产权稳定未能形成显著的劳动力迁移促进作用。与此同理,受历史时期“南方多租佃,北方多雇佣”的传统影响,南方土地流转一直较为活跃,而北方土地流转率则一直较低^[38],土地流转市场发育不足削弱了确权对当地劳动力迁移的积极影响。

5 结论与政策启示

5.1 结论

本文构建农户模型对土地确权与农村劳动力迁移的关系进行理论分析,然后基于2005—2019年中国省级面板数据,采用双向固定效应模型从宏观层面对二者关系进行实证检验,并运用面板门槛模型分析土地流转市场发展水平在其中的门槛调节效应。主要结论如下:

(1)土地确权对劳动力迁移的影响可分解为失地风险降低效应和土地投资激励效应,两者从相反方向共同作用于农户劳动力迁移。从整体层面来看,中国土地确权的失地风险降低效应大于土地投资激励效应,显著增加了农村劳动力向外迁移的数量。

(2)土地确权对不同类型劳动力迁移的影响存

2022年4月

在异质性:从迁移时间看,对常年外出的影响大于对季节性外出的影响;从迁移范围看,对省外迁移的影响大于对县外省内迁移的影响,而对乡外县内迁移无显著影响。

(3)土地确权对劳动力迁移的影响具有区域异质性:分东中西看,显著促进了东部地区劳动力迁移,而对中、西部地区的影响不显著;分南北看,对南方地区劳动力迁移的促进作用较为显著,而对北方地区影响不显著。

(4)土地流转市场发展水平在土地确权对劳动力迁移的影响关系中起到门槛调节效应:当土地流转市场发展水平较低时,确权对劳动力迁移无明显影响;只有当土地流转市场发展水平超过门槛值时,确权才会对劳动力迁移起到显著的促进作用。

5.2 政策启示

本文结论蕴含着如下政策含义:

(1)赋予农民稳定且明晰的土地产权,一直是中国政府政策努力的重点,本文研究显示土地确权显著促进了农村劳动力外出务工,并且尤其是对常年外出和省外迁移的促进作用更大。因此,应继续推进并完善土地确权制度,以新一轮确权改革为契机,固定土地和农民之间的权属关系,增强农民地权稳定的信心,消除妨碍劳动力有序、长期流动的土地制度壁垒。

(2)本文研究表明,在土地流转市场不完善的情况下,单一的土地确权颁证尚不足以撬动劳动力进行大规模有序流动,而为了充分发挥土地确权在促进劳动力迁移方面的积极效果,政府的确权登记颁证还需要与当地土地流转市场体系的健全完善联系在一起。考虑到当前新一轮确权工作已进入收尾阶段,可以预期,未来土地流转市场因素将会在二者的影响关系中起到越来越重要的调节作用。因此,从长期角度,除了继续推进并完善土地确权制度以外,还须同步推进土地流转市场建设。政府需要更加重视并加强对土地流转市场的培育和引导,在继续做好确权收尾工作的同时,推进确权成果多元化应用,因地制宜配套建立区域性、自由进出、规范的土地产权交易平台,降低土地流转交易成本并提高交易效率。同时,将“三权分置”制度落实落细,平等保护土地经营权,为土地流转提

供良好的法律和制度基础。

参考文献(References):

- [1] 冯丹萌,孙鸣凤.国际视角下协调推进新型城镇化与乡村振兴的思考[J].城市发展研究,2020,27(8):29-36.[Feng D M, Sun M F. Consideration on the coordination of new urbanization and rural revitalization from an international perspective[J]. Urban Development Studies, 2020, 27(8): 29-36.]
- [2] 谢先雄,邓悦,刘霁瑶,等.休耕对农户非农就业的影响[J].资源科学,2021,42(2):280-292.[Xie X X, Deng Y, Liu J Y, et al. Impact of fallow on off-farm employment of farmers[J]. Resources Science, 2021, 42(2): 280-292.]
- [3] 谢玲红,吕开宇.“十四五”时期农村劳动力转移就业的五大问题[J].经济学家,2020,(10):56-64.[Xie L H, Lv K Y. The five major issues of rural labor force transfer and employment in the “14th five-year plan” period[J]. Economist, 2020, (10): 56-64.]
- [4] 孙迪,崔宝玉,霍梦婷.自雇与受雇农业转移人口市民化意愿和能力分异[J].资源科学,2020,42(5):881-893.[Sun D, Cui B Y, Huo M T. Difference of citizenization willingness and capacity between self-employed and employed migrant agricultural population[J]. Resources Science, 2020, 42(5): 881-893.]
- [5] 谭荣.自然资源产权制度研究:理论与进展[J].中国土地科学,2020,34(2):103-110.[Tan R. Reforming natural resources property rights system: Theory and progress[J]. China Land Science, 2020, 34(2): 103-110.]
- [6] 陈坤秋,龙花楼,马历,等.农村土地制度改革与乡村振兴[J].地理科学进展,2019,38(9):1424-1434.[Chen K Q, Long H L, Ma L, et al. China's rural land reform and rural vitalization[J]. Progress in Geography, 2019, 38(9): 1424-1434.]
- [7] Mullan K, Grosjean P, Kontoleon A. Land tenure arrangements and rural-urban migration in China[J]. World Development, 2011, 39(1): 123-133.
- [8] de la Rupelle M, Deng Q H, Li S, et al. Land Rights Insecurity and Temporary Migration in Rural China[R]. Bonn: IZA Discussion Paper 4668, 2009.
- [9] 刘晓宇,张林秀.农村土地产权稳定性与劳动力转移关系分析[J].中国农村经济,2008,(2):29-39.[Liu X Y, Zhang L X. The relationship between rural land tenure security and labor migration[J]. Chinese Rural Economy, 2008, (2): 29-39.]
- [10] 丰雷,李怡忻,蒋妍,等.土地证书、异质性与农地流转:基于2018年“千人百村”调查的实证分析[J].公共管理学报,2021,18(1):151-164.[Feng L, Li Y X, Jiang Y, et al. Land certificate, heterogeneity and land transfer: An empirical study based on 2018 “thousand students, hundred villages” rural survey[J]. Journal of Public Management, 2021, 18(1): 151-164.]
- [11] 韩家彬,张书凤,刘淑云,等.土地确权、土地投资与农户土地规模经营:基于不完全契约视角的研究[J].资源科学,2018,40

- (10): 2015–2028. [Han J B, Zhang S F, Liu S Y, et al. Land entitlement, land investment, and farmer land scale management from an incomplete contract perspective[J]. *Resources Science*, 2018, 40 (10): 2015–2028.]
- [12] Field E. Entitled to work: Urban tenure security and labor supply in Peru[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2007, 122(4): 1561–1602.
- [13] Do Q T, Iyer L. Land titling and rural transition in Vietnam[J]. *Economic Development and Cultural Change*, 2008, 56(3): 531–579.
- [14] De Janvry A, Emerick K, Gonzalez-Navarro M, et al. Delinking land rights from land use: Certification and migration in Mexico[J]. *American Economic Review*, 2015, 105(10): 3125–3149.
- [15] Deininger K, Jin S, Xia F, et al. Moving off the farm: Land institutions to facilitate structural transformation and agricultural productivity growth in China[J]. *World Development*, 2014, 59: 505–520.
- [16] 李江一. 农地确权对农民非农业劳动参与的影响[J]. *经济科学*, 2020, (1): 113–126. [Li J Y. The effect of land entitlement on non-agricultural labor participation[J]. *Economic Science*, 2020, (1): 113–126.]
- [17] 韩家彬, 刘淑云. 土地确权对农村劳动力转移就业的影响: 来自CHARLS的证据[J]. *人口与经济*, 2019, (5): 41–52. [Han J, Liu S Y. The research on the impact of the land entitlement to the transfer employment of the rural labor: Based on the CHARLS data[J]. *Population & Economics*, 2019, (5): 41–52.]
- [18] Li J, Zhang C, Mi Y. Land titling and internal migration: Evidence from China[J]. *Land Use Policy*, 2021, DOI: 10.1016/j.landusepol.2021.105763.
- [19] 洪伟杰, 胡新艳. 地权稳定性如何影响农村劳动力非农转移: 基于拓展Todaro模型的分析[J]. *财贸研究*, 2019, 30(3): 60–70. [Hong W J, Hu X Y. How land titling affects labor migration? Based on an extended Todaro model[J]. *Finance and Trade Research*, 2019, 30(3): 60–70.]
- [20] Carter M, 姚洋. 工业化、土地市场和农业投资[J]. *经济学(季刊)*, 2004, (3): 983–1002. [Carter M, Yao Y. Industrialization, land lease markets, and agricultural investment[J]. *China Economic Quarterly*, 2004, (3): 983–1002.]
- [21] la Fave D, Thomas D. Farms, families, and markets: New evidence on completeness of markets in agricultural settings[J]. *Econometrica*, 2016, 84(5): 1917–1960.
- [22] Deininger K, Jin S, Rozelle S. Dynamics of Legal Change in a Decentralized Setting: Evidence from China's Rural Land Contracting Law[R]. Washington DC: World Bank Policy Research Working Paper 3981, 2006.
- [23] Ma X, Heerink N, van Ierland E, et al. Land tenure insecurity and rural-urban migration in rural China[J]. *Papers in Regional Science*, 2016, 95(2): 383–406.
- [24] Besley T. Property rights and investment incentives: Theory and evidence from Ghana[J]. *Journal of political Economy*, 1995, 103 (5): 903–937.
- [25] 陈媛媛, 傅伟. 土地承包经营权流转、劳动力流动与农业生产[J]. *管理世界*, 2017, (11): 79–93. [Chen Y Y, Fu W. Land contract right circulation, labor migration and agriculture production[J]. *Management World*, 2017, (11): 79–93.]
- [26] 谢冬水. 农地转让权不完全与农村劳动力非永久迁移[J]. *财贸研究*, 2014, 25(1): 47–54. [Xie D S. Incomplete land transfer rights and labor temporary migration in rural China[J]. *Finance and Trade Research*, 2014, 25(1): 47–54.]
- [27] Ren G C, Zhu X Q, Heerink N, et al. Rural household migration in China: The roles of actual and perceived tenure security[J]. *China Economic Review*, 2020, DOI: 10.1016/j.chieco.2020.101534.
- [28] Gray C L. Environment, land, and rural out-migration in the southern Ecuadorian Andes[J]. *World Development*, 2009, 37(2): 457–468.
- [29] Nakasone E. The Impact of Land Titling on Labor Allocation: Evidence from Rural Peru[R]. Washington DC: IFPRI Discussion Papers 01111, 2011.
- [30] Hansen B E. Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference[J]. *Journal of Econometrics*, 1999, 93 (2): 345–368.
- [31] 李博, 王瑞梅. 土地产权稳定性对农户耕地质量保护行为影响综述[J]. *资源科学*, 2021, 43(5): 909–920. [Li B, Wang R M. A review of land tenure security and farmers' behaviors of land improvement[J]. *Resources Science*, 2021, 43(5): 909–920.]
- [32] 张明辉, 蔡银莺. 农地经济贡献对农地流转市场的影响: 以孝感、武汉、成都、苏州为例[J]. *资源科学*, 2017, 39(2): 198–208. [Zhang M H, Cai Y Y. Impact of farmland economic contribution on farmland transfer market in Xiaogan, Wuhan, Chengdu and Suzhou[J]. *Resources Science*, 2017, 39(2): 198–208.]
- [33] Selod H, Shilpi F. Rural-urban migration in developing countries: Lessons from the literature[J]. *Regional Science and Urban Economics*, 2021, DOI: 10.1016/j.regsciurbeco.2021.103713.
- [34] Bond S R, Hoeffler A, Temple J R W. GMM Estimation of Empirical Growth Models[R]. London: CEPR Discussion Papers 3048, 2001.
- [35] 陈奕山, 纪月清, 钟甫宁, 等. 新一轮农地确权: 率先发生在何处?[J]. *财贸研究*, 2018, 29(2): 23–32. [Chen Y S, Ji Y Q, Zhong F N, et al. The new round land titling in China: Where first?[J]. *Finance and Trade Research*, 2018, 29(2): 23–32.]
- [36] 胡新艳, 陈小知, 米运生. 农地整合确权政策对农业规模经营发展的影响评估: 来自准自然实验的证据[J]. *中国农村经济*, 2018, (12): 83–102. [Hu X Y, Chen X Z, Mi Y S. The impact of agricultural land consolidation and titling policies on the development of agricultural scale management: Evidence from quasi-natural experiments[J]. *Chinese Rural Economy*, 2018, (12): 83–102.]
- [37] 史常亮, 占鹏, 朱俊峰. 土地流转、要素配置与农业生产效率改进[J]. *中国土地科学*, 2020, 34(3): 49–57. [Shi C L, Zhan P, Zhu

J F. Land transfer, factor allocation and agricultural production efficiency improvement[J]. *China Land Science*, 2020, 34(3): 49–57.]

[38] 王亚辉, 李秀彬, 辛良杰, 等. 中国土地流转的区域差异及其影响因素: 基于 2003–2013 年农村固定观察点数据[J]. *地理学报*,

2018, 73(3): 487–502. [Wang Y H, Li X B, Xin L J, et al. Regional differences of land circulation in China and its drivers: Based on 2003–2013 rural fixed observation points data[J]. *Acta Geographica Sinica*, 2018, 73(3): 487–502.]

Land certification and rural labor migration in China: Evidence from provincial panel data

SHI Changliang¹, ZHANG Yi²

(1. Institute of Economics, Hunan Academy of Social Sciences, Changsha 410003, China; 2. Research Center for Rural Economy, Ministry of Agriculture and Rural Affairs, Beijing 100810, China)

Abstract: Existing studies are inconclusive about whether land certification will promote or inhibit rural labor migration. This study constructed a theoretical model that decomposes the effects of land certification on rural labor migration into land loss risk reduction effect and land investment incentive effect, and used the panel data of 30 provinces in China's mainland from 2005 to 2019 and two-way fixed effects model to test the relationship between land loss risk reduction effect and land investment incentive effect from a macro perspective. On this basis, the threshold regression model was introduced to explore the heterogeneity of the effect under different land transfer market development levels. The research revealed that: (1) Land certification mainly generates land loss risk reduction effect and promotes rural labor migration. Especially for those who migrate perennially and outside the provinces, the enhancing effect can be more pronounced. (2) Regional heterogeneity analysis showed that the effect of land certification on rural labor migration is strongly positive in the eastern and southern regions, while in the central, western, and northern regions, this effect is less significant. (3) Land certification's promoting impact on rural labor migration has a single threshold adjusting effect based on the development level of the land transfer market. When the land transfer market development level is low, there is no significant effect. Only when the development level of land transfer market reaches a certain threshold value, can land certification enhance the rural labor migration significantly. The policy implication is that in order to promote the rural-urban migration of surplus agricultural laborers by land certification, land transfer market construction must be promoted simultaneously in addition to clarifying property rights.

Key words: land certification; land tenure security; rural labor migration; land transfer market; threshold effect; moderating effect; China