

农地产权稳定与农地流转市场转型

——基于中国家庭金融调查数据的证据

仇童伟¹ 罗必良² 何勤英¹

(1.华南农业大学 经济管理学院,广东 广州 510642;
2.华南农业大学 国家农业制度与发展研究院,广东 广州 510642)

摘要:完善农地产权是发展农地流转市场的重要前提。但是,较少有研究分析农地产权对熟人之间农地流转市场化的影响,由此忽视农地流转市场可能面临的转型趋势。本文利用2015年中国家庭金融调查数据,采用拓展的线性回归模型和Probit模型,分析了农地产权对农地流转市场化的影响。实证结果表明,稳定的农地产权不仅会激励非熟人之间的流转和提高农地租金,也会激励熟人之间的营利性交易,并提高该类交易的农地租金;农地产权对农地交易对象的影响有超过50%的部分可由农地租金解释。由此表明,稳定的农地产权有助于激励农地流转市场化。在农地流转规模增长乏力的阶段,农地流转市场的发展应秉持“总量稳定,结构调整”的总体思路。同时,应正确认识新一轮农地确权对我国农地流转市场转型可能存在的积极影响。

关键词:农地流转;农地产权;熟人交易;农地租金;农地流转市场

中图分类号:F301.11 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-5230(2020)02-0133-13

一、引言

发展农地流转市场是降低土地细碎化程度的重要举措^[1]。特别是对于像中国这样的发展中国家,严重的土地细碎化已经成为抑制农业生产率提高的主要障碍之一。已有研究表明,农地经营规模与农业生产率之间存在正相关关系。因此,中国政府希望通过改革土地制度、鼓励农村劳动力非农转移、发展农村信贷市场等措施,来发展和活跃农地流转市场。

在影响农地流转的因素中,农地产权已被广泛讨论。例如,Ma等研究发现稳定且健全的农地产权降低了农地流转的交易成本,进而激励农户参与农地流转^[2]。此外,部分研究也提出,稳定的农地产权激励了农村劳动力进行非农转移^{[3][4]},进而促进了农地流转市场的发展^[5]。稳定的农地产权还能够激励农户对农地进行生产性投资,进而提高土地生产率^[6]。因此,稳定农地产权对于发展农地流

收稿日期:2020-01-15

基金项目:国家自然科学基金政策研究重点支持项目“农地确权的现实背景、政策目标及效果评价”(71742003);
国家社会科学基金重大项目“乡村振兴与深化农村土地制度改革研究”(19ZDA115)

作者简介:仇童伟(1991—),男,安徽滁州人,华南农业大学经济管理学院副教授;

罗必良(1962—),男,湖北监利人,华南农业大学国家农业制度与发展研究院教授,本文通讯作者;

何勤英(1978—),女,江西上饶人,华南农业大学经济管理学院教授。

转市场和提高农业生产率至关重要。

然而,已有研究在分析农地产权对农地流转的影响时,并没有对熟人间的流转给予足够的重视^{[7][8]}。众所周知,熟人间的农地流转在我国农村具有普遍性^[9]。一方面,农业部经管司数据显示,在2006年,发生在同村农户之间的农地流转面积占比为67.33%,到了2016年,这一比例仍高达55.18%。另一方面,熟人间的流转广泛使用口头合约^[10]。此外,Wang等的调查发现,在2000年的中国,发生在村庄内部的农地流转占总流转量的96.65%,到2008年,这一数据仍高达85.47%^[11]。有研究指出,熟人间的农地流转不仅无益于降低农地细碎化程度,甚至会导致农业生产率下降^[12]。实际上,熟人间农地流转的最大问题在于,其并不是根据市场原则进行资源再分配,价格在其中所起到的作用有限。这与Feng等所提出的,农地流转有助于促进农地要素从低效率农户向高效率农户转移的逻辑是不一致的^[7],且与通过农地流转实现农业规模经营的政策目标相悖。

不过,利用全国29省调查数据的最新研究显示,2014年全国同村农户间的农地流转有超过50%伴随着较高的农地租金,且超过半数的流转户是出于营利性动机参与农地流转^{[13][14]}。尽管在这些农地流转中依然较少签订书面合同,但流转价格的增加本身就说明市场运行状况良好。Kreps认为,价格是市场作用发挥的关键,具有优化要素配置和收入再分配的作用^{[15](P123-140)}。2000年之后,我国农村劳动力就开始出现大规模非农转移,这不仅有效促进了农地流转,也加大了农村经济的开放程度,并导致更多的市场因素进入农村要素市场。基于上述发现和基本事实,我国农地流转市场中的熟人交易也许正在发生深刻转型。

进一步探讨的问题是,农地产权在其中扮演着怎样的角色?尽管各类文献都提出农地产权通过影响交易成本,进而影响农地流转。但新制度经济学主张,产权的作用在于赋予产权所有者更多的自由,使他们能够运用产权以实现最大化利润,并最终减少租金耗散^{[16][17]}。由此可以推测,稳定的农地产权可以通过改善排他性从而提高农地经营权的交易价值,进而促使熟人之间的交易更多地向营利性交易转变。从逻辑上说,稳定的农地产权还会降低农地流转的交易费用,进而促进非熟人间交易的发生。而非熟人间农地流转中出现的高租金,则对熟人间交易起到了示范效应,并为其提供了参照系,进而诱致熟人间交易的转变。Dixit的研究显示,熟人网络内部的个体一旦获得合适的外部机会,关系型治理的基础就会被削弱,市场型交易和营利性动机都会相继出现^{[18](P59-96)}。Hart和Moore提出的参照系理论则表明,市场中其他交易构成了本交易的参照系,任何偏离参照系的行为,都会导致履约的困难^[19]。

从现有研究来看,较少涉及中国农地流转中熟人交易的市场化问题。关于农地产权与农地流转关系的研究,则着重探讨了农地流转的发生与规模,而忽视了市场转型问题。本文的目的在于,考察农地产权对熟人间农地流转市场化的影响,即本文所界定的农地流转市场转型。同时,探讨农地产权对农户流转对象的选择是否通过农地租金发挥作用,从而揭示产权影响交易的路径。相关实证研究数据来自2015年中国家庭金融调查。剩余部分安排如下:第二部分为分析线索;第三部分介绍了数据、变量和计量模型选择;第四部分是计量结果分析与稳健性检验;第五部分为结论与思考。

二、分析线索

产权本质上是一种排他性的权利,就是除开一个主体外,其他主体或团体都被排除在外^[20]。Hayek认为,秩序其实本质上就是赋予主体一系列的“自由权项”,即行为主体按照社会行动规则自由制定计划并实施,而不受其他主体强制性干预的行为空间^[17]。无疑,产权是在建构一种社会行动规则,通过赋予主体一定程度的自由行动空间,使其运用自己的信息优势或禀赋优势最大化比较收益。Alchian指出,经济人只干两件事,一是获得使用价值,二是将自己拥有物品的使用价值最大化^{[21](P52-68)}。如果缺乏行动空间,或稳定的生产或交易预期,物品使用价值会因租值耗散而下降,交易价值则由于使用价值衰减而下降,从而抑制生产和交易的发生。产权通过界定和区分“权利束”,从而决定行为人的自由空间。这种结构性既可以由人们的实践加以界定,又可以通过政府等权威组织

加以规制。不管规则的来源如何,秩序自由的扩展都被视为产权作用发挥的基本方式。即产权作用的变化不是一个量的问题,而是一个结构性问题^[22]。

但在农地产权的作用发挥方面,边际概念占据主导地位^[23]。已有研究一方面认为,农地产权的作用释放殆尽,是我国农业生产增量下降的关键;另一方面,新一轮确权的微弱作用源于前期充分的“赋权还能”。换言之,当充分界定产权之后,其作用的边际贡献将消失。上述逻辑是违背产权理论基本内涵的。目前讨论农地产权对农地流转的诸多研究,均将产权明晰后的交易费用降低、产权公共域缩小等作为其基本作用路径。按照该逻辑,可以有效解释我国农地流转率的增幅持续下降,却无法解释为何新一轮农地确权可以激励更多农户参与农地流转。尤其是本文所讨论的主题,没有理由认为在中国农地流转持续发展的过程中,产权对熟人交易和非熟人交易会存在差异化效果。但问题在于,在流转总量基本维持稳定的阶段,熟人交易出现典型的市场化趋势^[8]。

农地产权激励熟人之间农地流转趋于非人格化和高租金化的理论逻辑在于:首先,我国农地产权主要包含使用、收益和处分三类权能。其中,使用权和收益权是实施家庭联产承包责任制之后就被逐渐赋予的。伴随着改革的深入,国家对农作物种植类型和粮食征购的管制不断放松,加之农业税的取消,农地的使用价值得到有效提高。问题的关键在于,产权价值的实现很大一部分由处分权(即交易权)所决定。缺乏进入市场交易的权利,必然造成产权租值的无谓耗散。随着《农村土地承包法》的实施,农户被赋予了完全的农地流转权。此时,农地经营权可以自由进入市场交易,从而有效释放了其交易价值,也由此拓宽农户借助农地产权实现最大化利益的行为空间。然而,Dixit 的研究表明,对于处于熟人网络中的主体,赋予其获利的外部机会,那么市场型交易将替代关系型交易,进而催生营利性动机的普遍出现^[18]。这表明,农地流转权的赋予,在促进农地流转的同时,也会激发熟人之间交易的市场化和高租金化。其次,农地产权的完善具有扩大交易范围的作用,即使农户将农地流转给外来的租户,以获得更高的农地租金。同时,由非熟人交易形成的高租金构成熟人交易合约拟定和议价的参照系。根据 Hart 和 Moore 的理论,合约为交易双方提供了一个参照系,即交易双方都会根据合约来判断自己的权益是否受损,进而决定采取违约行为还是履约^[19]。然而,参照系并不一定取决于合约本身,也取决于市场中其他主体的拟约情况和交易价格,即农地租金和交易动机具有“同伴效应”^①。那么随着农地产权强化带来了农地经营权外部交易的活跃,村庄内部的交易也会根据外部合约进行相机调整。否则,一方面农户不会选择与村庄内部的其他农户发生农地交易。另一方面,也可能在交易之后采取违约行为来干扰合约的实施或损害对方的经营绩效。因此,为保证合约的可执行性和稳定性,熟人之间的交易,尤其是出于营利性动机的交易,其租金水平必然更为接近外部交易价格^②。

综上所述,农地产权的完善和稳定,通过提高农地的可交易性,增加了其交易价值,诱发熟人网络中市场交易的出现;外部交易的活跃则为熟人交易提供了参照系,进一步引致熟人之间农地流转的市场化。然而,只有赋予农户更为自由的行为决策空间,农地的交易价值才会显现,外部交易主体才会出现,局部市场交易对熟人之间农地流转的示范作用才会发挥。因此,农地产权的作用不仅在于诱发流转总量的增加,更在于通过促成人格化交易向非人格化交易的转型,进而诱导农地流转市场的内涵式发展。下文将采用实证分析检验理论推断。

三、数据、变量与计量模型选择

(一)数据来源

本研究采用 2015 年中国家庭金融调查数据(CHFS)。CHFS 是自 2011 年以来在全国范围内开展的一项专门针对家庭层面金融信息的调查。在第一次调查之后,分别于 2013 年和 2015 年进行的第二次和第三次调查的样本量都显著增加,具有省级代表性。该数据的抽样过程分为三个阶段:(1)将中国各县按人均 GDP 分为 10 个等级,然后在每一等级中随机抽取县。(2)从样本县随机抽取社区或村庄。(3)从样本社区或村庄随机抽取住户。在农村样本中,从每个样本村随机抽取 20 户农户。2015 年 CHFS 数据的总样本包括 29 个省(不包括新疆和西藏)、353 个县、1373 个社区或村庄的

37341 个样本家庭。农村样本包括 11635 户农户,占样本总量的 31.2%。考虑到本文关注的是农地产权对农地流转的影响,分析对象被设定为发生农地流转的农地转 outcomes。本文最终使用的样本包括 1348 户农地转 outcomes。

(二)变量选择

1.因变量(Y 和 R)。本研究的因变量为农地流转市场转型,采用流转对象(Y)和流转租金(R)共同刻画。参照现有研究,可以采用交易对象即熟人或亲戚来衡量非正式农地流转^[11]。同时,本文也采用农地租金来衡量农地流转的非正式特征。与农地转 outcomes 对象相比,农地租金反映了农地流转市场中价格机制是否有效运行。实际上,价格作为实现市场功能的重要手段已经被学界普遍认可^[22]。从理论上讲,稳定的农地产权减少了产权管制和租值耗散,有利于提高农地的使用和交易价值,继而增加农地租金。此外,考虑到熟人和非熟人交易可能均存在正式和非正式的交易特征,利用农地租金更能识别农地流转的市场化程度。关于熟人的界定,本文沿用仇童伟的做法^[14]:在 2015 年 CHFS 问卷中,农地转 outcomes 的来源被区分为本村普通农户、非本村普通农户、专业大户、家庭农场、农业/农民专业合作社、村集体、公司或企业,以及中介机构。本研究将本村普通农户设置为熟人,其余主体设置为非熟人。其理由在于,中国农村是一个基于地缘和血缘关系构建的熟人社会,村庄内部的主体都是较为熟悉的群体。对于包括村集体、专业大户、家庭农场、农业/农民专业合作社等存在于本村或可能存在于本村的组织,本研究将其归为非熟人。其理由在于,与普通农户不同,经济组织往往是出于营利性动机或经营性目的而转入农地,不存在普通农户之间基于人情关系免费使用农地的情况。为了区分市场交易和基于人情关系的交易,将它们归为非熟人一组是合理的。考虑到部分农地流转的租金形式为实物,如稻谷,本研究按照当地该类农作物的农户出售价格(即省级农作物收购价格)进行折算,并平摊到亩均农地租金之中。

表 1		变量定义与描述		
	变量	定义	均值	标准差
因变量	农地转 outcomes 对象	1=农地转 outcomes 对象为熟人,0=农地转 outcomes 对象不是熟人	0.689	0.463
	农地租金	转 outcomes 户获得的农地租金(元/亩)	256.747	308.682
核心自变量	农地承包合同	1=拥有农地承包合同,0=不拥有农地承包合同	0.555	0.497
	是否从事商业	1=农户从事商业,0=农户不从事商业	0.103	0.334
	是否拥有汽车	1=农户拥有汽车,0=农户没有汽车	0.130	0.336
家庭特征	活期存款	2014 年农户活期存款数额(元)	8488.192	32370.860
	定期存款	2014 年农户定期存款数额(元)	5023.181	30933.390
	非农劳动力	家庭非农业劳动力占比	0.430	0.393
	农业机械价值	家庭农业机械设备的价值(元)	2737.994	14128.660
	宗族网络	1=2014 年家庭参与祭祖,0=2014 年家庭未参与祭祖	0.761	0.427
	家庭成员为村干部	1=家庭成员有村干部,0=家庭成员无村干部	0.052	0.221
土地特征	家庭经营地块数	家庭实际经营的地块数(块)	0.745	2.807
	承包地面积	家庭承包地面积(亩)	7.223	9.193
	村庄农地流转状况	村庄其他农户参与农地流转的比例	0.298	0.197
村庄特征	村庄道路状况			
	非常好	1=村庄道路状况非常好,0=其他	0.045	0.207
	比较好	1=村庄道路状况比较好,0=其他	0.532	0.499
	一般	1=村庄道路状况一般,0=其他	0.363	0.481
	比较差	1=村庄道路状况比较差,0=其他	0.060	0.237
	村庄劳动力非农转移状况	村庄其他农户非农劳动力占比的均值	0.682	0.157
区域虚拟变量		各省(区)的区域虚拟变量	—	—

2.核心自变量(X)。本研究的主要自变量为农地产权,我们采用农地承包合同给予刻画。已有研究将农地承包合同和农地承包经营权证书作为两类衡量农地产权稳定性的指标^{[2][25]}。但相对而言,农地承包合同的表征更为准确。其理由在于,我国农地产权的实施很大程度上依赖于地方法规或

社会安排^[2],国家赋权需要通过地方行政机构或村干部来实施。换言之,土地法律的颁布并不能说明实际中的农地产权已经稳定或安全。农地承包合同表征了村集体与农户之间的农地发包关系,可以较好地识别村庄层面的农地承包关系以及产权实施状况。此外,在 2007 年物权法颁布后,村委会与农民签订承包合同就意味着承包经营权的获取,无需登记即可取得物权。因此,签订农地承包合同可以较好地体现农地产权的稳定性。

3.控制变量(D)。参照现有文献^{[2][7]},本文引入家庭特征、土地特征和村庄特征等控制变量。家庭特征包括农户是否从事商业、是否拥有汽车、活期存款和定期存款数额、非农劳动力占比、农业机械价值、宗族网络,以及是否有家庭成员为村干部。土地特征包括家庭经营地块数和家庭承包地面积。村庄特征包括村庄农地流转状况、村庄道路状况和村庄劳动力市场非农转移状况。需要指出的是,村庄农地流转状况和村庄劳动力非农转移状况是根据同村其他农户参与农地流转的比例,以及村庄其他农户非农劳动力占比的均值进行的替代^[26]。村庄道路状况则根据农户对本村道路交通建设的满意度进行衡量,将非常满意、满意、一般、不满意和非常不满意分别赋予非常好、比较好、一般、比较差、非常差的含义。此外,各省(区)的区域虚拟变量也被引入估计模型。

(三)计量模型选择

本研究的目的是分析农地产权如何影响农地流转市场转型。需要检验的内容包括三个部分:

首先,为检验农地产权对农地流转对象的影响,设置如下模型:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + D_i \beta_2 + \epsilon_i \tag{1}$$

其次,为分析农地产权对农地租金的影响,估计如下模型:

$$R_i = \xi_0 + \xi_1 X_i + D_i \xi_2 + \epsilon_i \tag{2}$$

最后,为进一步检验农地租金是否为农地产权作用发挥的中间路径,本文也识别如下两个方程,表达式如下:

$$Y_i = \gamma_0 + \gamma_1 R_i + D_i \gamma_2 + \epsilon_i \tag{3}$$

$$Y_i = \delta_0 + \delta_1 X_i + \delta_2 R_i + D_i \delta_3 + \epsilon_i \tag{4}$$

式(1)~(4)中, Y_i 表示农地转出对象, R_i 表示农地租金, X_i 表示农地产权稳定性, D_i 表示由控制变量组成的矩阵,包括家庭特征、农地特征和村庄特征等。 ϵ_i 表示误差项,并假设满足标准正态分布。

需要指出的是,农地租金与农地流转对象之间存在自选择问题。为此,本文利用村庄其他农地转出户获得的平均租金作为工具变量。其理由在于,利用村庄层面的租金水平可以较好地预测农户转出农地的价格。根据 Hart 和 Moore(2008)的理论,外部价格是拟定合约的重要参照系。一旦合约双方觉得自己的权益受到损害,那么合约的稳定性将会受到破坏^[18]。因此,在村庄内部,信息传递较为充分的特点会促使农地转出价格趋同。

此外,农地产权变量的引入会引起内生性问题。特别考虑到,农地产权对农地流转的影响往往容易被遗漏变量问题所干扰,内生性问题较难避免。根据 Ma 等的研究,村庄层面的农地产权指标可以被用来充当农户个体产权特征的工具变量(即将村庄其他农户对土地调整预期的均值作为农户个体的土地调整预期的工具变量)^[2]。此外,Jacoby 等利用村干部是否召开调整土地的会议作为农户是否经历农地调整的工具变量^[27]。参考他们的做法,本研究利用村集体农地发包情况作为农地承包合同的工具变量,即村庄其他农户获得农地承包合同的比例。

需要指出的是,农地承包合同是二轮承包时村集体与农户签订的农地发包合同,距今近 20 年。即使部分地区的农地发包时间延后,距今也能达到 10 多年。这首先表明,反向因果关系不存在于式(1)到式(4)的估计中。其次,遗漏变量是一个并不确定的因素。从逻辑上说,当前的社会经济状况和农户特征不可能影响发生于 10 多年前的农地承包合同签订。但是,既然农地承包合同是村集体与农户签订的发包合同,那么作为农地发包方代理人的村干部和农户的关系就成为了农地承包合同签订的一个关键因素。这类关系因素可能涉及农户在村庄中的关系网络、社会地位、家庭禀赋特征等,且具有较强的时间稳定性,以至于可能影响农户的农地流转行为,采用村庄层面的农地承包合同签订情

况作为工具变量可以解决该问题。另外,村庄一些不变特征也可能影响当年的农地承包合同签订与当前的农地流转市场发育状况,例如村庄地形或区位特征。囿于相关村庄变量缺失,本文构建了村庄农地流转状况、村庄劳动力非农转移状况和道路状况的变量。其原因在于,这些变量反映了村庄和区域某些不变因素对村庄要素市场的影响及基础设施状况。控制了这些因素,意味着村庄层面农地承包合同签订与农户的流转行为之间的自选择问题得到了一定程度的缓解。此外,村庄层面的农地发包必须通过影响农户的产权安全,才能作用于他们的生产或交易行为。总体而言,本文认为村庄的农地发包对当前农地流转的影响受到内生性干扰的可能性不大。

考虑式(1)、式(3)和式(4)中的因变量为二元变量,且本文的内生变量为二元变量,故参考Blundell 和 Powell 的做法^[28],使用扩展的 Probit 模型(Eprobit)来估计式(1)、式(3)和式(4);参考Maitra 和 Rao 的做法^[29],使用扩展的线性回归模型(Eregress)来估计式(2)。

(四)农地产权与农地流转状况:基于宏观数据的描述

表 2 汇报了 2006~2016 年期间我国农地产权的整体状况。数据显示,全国农户拥有的农地承包合同量从 2006 年的 213.849 百万份,增至 2016 年的 219.277 百万份。类似的,全国农户拥有的农地承包经营权证书则从 2006 年的 199.812 百万份,增至 2016 年的 203.002 百万份,这表明我国的农地产权正变得更为稳定。尽管部分研究认为,中国农地调整引发了地权的不稳定,但 Deininger 和 Jin 发现,中国地区 80%以上的农户在 2004 年就已经拥有农地承包经营权证书^[25]。特别是在《土地管理法》(1998)、《农村土地承包法》(2002)和《物权法》(2007)相继颁布和实施之后,我国的农地产权无论在法律层面,还是实施层面,都已经较为稳定。

表 2	中国农地产权发展趋势(2006~2016 年)						单位:百万份
指标	2006	2008	2010	2012	2014	2016	
农地承包合同	213.849	214.521	221.044	221.921	221.026	219.277	
农地承包经营权证书	199.812	204.061	207.387	208.549	205.976	203.002	

注:数据来源于《中国农村经营管理统计年报》(农业农村部经管司,2006~2016 年)。

表 3 给出了我国农地流转市场 2006~2016 年的发展趋势。结果显示,我国农地流转率已从 2006 年的 4.74%上升到了 2016 年的 35.14%。这表明,我国农地流转在总量上已经达到了较高水平。同时,发生在同村农户间的农地流转比例已从 2006 年的 67.33%下降至 2016 年的 55.18%。这表明,我国农地流转的范围正在不断扩大。但应该注意的是,近年来,发生在村庄内部的流转比例几乎停止下降,仅从 2014 年的 55.36%降至 2016 年的 55.18%。这表明,村庄内部的农地流转仍是我国农地流转市场的主要组成部分。

表 3	中国农地流转市场发展趋势(2006~2016 年)						单位:%
指标	2006	2008	2010	2012	2014	2016	
农地流转率	4.74	8.84	14.65	21.24	30.36	35.14	
同村农户流转面积占比	67.33	64.57	61.75	59.75	55.36	55.18	

注:数据来源于《中国农村经营管理统计年报》(农业农村部经管司,2006~2016 年)。需要说明的是,农业农村部统计数据并未按照交易双方所处地区区分农地流转,本文将转包、转让、互换界定为同村农户间的流转。这是因为根据《农村土地承包法》,这三类土地流转方式只能发生于同一村集体农户之间,而出租、股份合作等方式则指不同地域主体或农户与经济组织之间的流转关系,有别于同村农户之间的交易。

四、计量结果分析

(一)农地产权对农地流转的影响

表 4 汇报了式(1)和式(2)的模型估计结果。首先,Durbin-Wu-Hausman(DWH)检验的结果显示,表 4 的估计确实面临内生性问题。其次,弱工具变量检验(Weak IV test)和识别不足检验(Under-identification test)表明,本研究所采用的工具变量不存在弱工具变量和识别不足的问题。

变量		农地转出对象 估计 1	农地租金(对数) 估计 2	农地租金:熟人交易 估计 3
核心自变量	农地承包合同	-0.976 *** (0.179)	2.285 *** (0.632)	0.600 * (0.355)
	是否从事商业	0.072(0.125)	0.159(0.229)	0.087(0.132)
	是否拥有汽车	-0.053(0.118)	0.064(0.232)	0.070(0.154)
	活期存款(对数)	-0.018 ** (0.009)	0.028(0.018)	0.009(0.010)
家庭特征	定期存款(对数)	-0.000(0.000)	0.000(0.000)	0.000(0.000)
	非农劳动力	0.057(0.095)	0.219(0.182)	-0.023(0.099)
	农业机械价值(对数)	-0.052 *** (0.015)	0.045(0.030)	0.017(0.018)
	家庭属于宗族	-0.230 ** (0.098)	-0.012(0.187)	0.032(0.101)
土地特征	家庭成员为村干部	0.386(0.259)	0.369(0.465)	0.265(0.221)
	家庭经营地块数	-0.060 *** (0.018)	0.041(0.044)	0.066 ** (0.030)
	承包地面积	-0.006(0.006)	0.020 ** (0.009)	-0.003(0.005)
	村庄农地流转状况	-0.968(0.215)	2.612 *** (0.401)	-0.130(0.227)
村庄特征	村庄道路状况			
	非常好	0.202(0.325)	-0.464(0.587)	0.101(0.285)
	比较好	-0.049(0.244)	0.076(0.418)	-0.048(0.157)
	一般	-0.085(0.241)	0.188(0.411)	-0.068(0.145)
区域虚拟变量	村庄劳动力非农转移状况	-1.429 *** (0.355)	0.05(0.635)	-0.567 * (0.341)
	yes	yes	yes	yes
	常数项	2.525 *** (0.452)	0.884(0.957)	4.697 *** (0.618)
	观测值	1348	1348	428
DWH test		15.8738 ***	10.1663 ***	5.1170 **
Under-identification test		86.105 ***	72.632 ***	22.484 ***
Weak IV test		103.163	85.403	26.237

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著,括号内为稳健标准误,以下表同。

首先,估计1的结果显示,拥有农地承包合同的农户更可能将农地流转给非熟人。已有研究表明,村庄内部的交易(即熟人间交易)往往伴随着较低的租金、更不规范的流转合同和更短的流转期限^{[17][18]}。同时,熟人间的农地流转确实更少出于营利性动机,且伴随更低的农地租金。这些证据均说明,当熟人间的交易面临较低的租金水平时,稳定的农地产权会促使农户将农地流转给非熟人,以获得更高的租金收益。

其次,估计2的结果表明,稳定的农地产权有助于提高农地经营权的交易价值。其原因在于,稳定的农地产权赋予了农户更多自由使用和处置农地的权利,这有助于减少因产权管制而造成的租值耗散,进而提高农地的使用价值。同时,强化农地产权的稳定性也有助于降低农地流转的交易成本和促进农地流转合同的有效实施^{[2][25]}。这里的实证研究还表明,强化农地产权还有利于提高农地的交易价值。而且,随着农地租金水平的提高,也将有更多的农户参与到农地流转市场之中。

最后,估计3的结果进一步表明,稳定的农地产权也会提高熟人间农地流转的租金水平。显然,强化地权稳定性可以有效释放农地的使用价值和交易价值,进而提高农地的生产和交易效率。尤其是伴随着农村要素市场的开放和市场交易逐步替代传统的熟人交易,村庄内部的流转交易也会不断地向非人格化和市场化转变。这与Dixit所表达的理论逻辑相一致^[18]。换句话说,我国农地流转市场正发生着深刻变革,而地权改革则是其发生的重要推动因素。

控制变量的影响方面,是否从事商业活动和是否拥有汽车对农地转出对象的影响不显著。原因在于,从事商业或拥有汽车表明家庭对农地经营或交易的依赖性下降,农户将农地流转给谁并不显著影响家庭收入;活期存款越多的农户越可能将农地流转给非熟人,这意味着富裕的农户更可能选择市场型交易;农业机械的投入意味着沉没成本提高,那么农户可能将农地流转给非熟人以获得更高的租金;宗族网络给予农户更大的谈判能力和合约执行的稳定性,使得他们更青睐于与外来承租户交易;

越细碎的农地,使得本村的农户经营成本越高,相反,外村租户由于成片租赁,更可能转入细碎的地块;越大的农地面积意味着越低的细碎化程度,有利于提高农地租金;村庄劳动力的非农转移有助于农户将农地流转给非熟人。

(二)农地租金是否是农地产权作用发挥的中间路径

为识别农地租金对农地产权作用的中介效应,在表 4 中估计 1 的基础上,表 5 分别汇报了农地租金对农地转出对象的影响,以及同时引入农地承包合同和农地租金的模型,即模型(3)和模型(4)的估计结果。首先,从估计 1 的结果来看,农地租金水平提高,会使得农户将农地流转给非熟人。实际上,已有研究已经表明,非熟人间的农地流转伴随着更高的农地租金^[13]。那么很显然,农地租金水平提高,尤其是村庄层面租金水平提高,往往意味着村庄非熟人交易更为频繁。在这种情形下,农户往往会因为高租金而将农地流转给外村农户或其他主体。估计 2 同时引入农地承包合同和农地租金两个变量,二者均在 1%水平上显著促进将农地流转给非熟人。结合表 4 中估计 1 与表 5 中估计 1 的结果,可以发现,农地租金是农地产权作用发挥的重要路径(部分中介效应)。进一步的,当表 4 中的估计 1 仅引入农地承包合同时,其对农地转出对象的边际影响为-0.135。再引入农地租金变量后(表 5 中第 2 列),农地承包合同对农地转出对象的边际影响变为-0.062^③。这表明,农地租金至少可解释农地产权对农地交易对象 50% 以上的作用效果。

表 5 农地租金对农地产权作用发挥的中介效应分析

变量	农地转出对象	
	估计 1	估计 2
核心自变量	农地承包合同	-0.566 *** (0.212)
	农地租金(对数)	-0.026 *** (0.037)
控制变量	是	是
常数项	3.098 *** (0.492)	3.482 *** (0.503)
观测值	1348	1348
Under-identification test	206.282 ***	63.500 ***
Weak IV test	364.329	38.925

注:限于篇幅,控制变量的估计结果未呈现,以下表同。

在寻求流转收益最大化的前提下,农地租金水平越接近,转出户就更可能在熟人和非熟人之间进行无差异的选择。一旦熟人间的农地流转租金趋同,那么农地产权的差异化影响也会收敛。农地产权稳定性的提高会进一步诱发熟人间的农地租金水平增加,有理由认为农地流转市场将逐渐由原先的“二元结构”,逐渐演变为一体化的市场。

(三)稳健性检验 1:替换样本的再估计

上文的估计将转出户作为全样本,使得我们无法识别农地产权是否可以有效激励熟人间的农地流转。为此,本研究将无流转户与那些将农地流转给熟人的农户合并为新的分析样本。熟人交易又区分为三类样本:(1)与熟人交易的转出户;(2)出于营利性动机与熟人交易的转出户;(3)出于非营利性动机与熟人交易的转出户。在 2015 年 CHFS 问卷中,农户转出耕地的原因包括收入因素、居住地转移、其他村民带动、村集体推动、家庭不从事农业生产以及其他。在其他选项中,存在大量农户将农地赠予亲戚或熟人免费耕种,本文将这类农户的流转动机归为非营利性动机。由于居住地转移和家庭不从事农业生产难以识别农户动机,故对照租金水平,将获取接近于零租金的农户的动机归为非营利性动机,此外则全部归为营利性动机。三类样本对应的因变量设置见表 6。考虑到因变量和农地产权变量均为二元变量,本研究使用拓展的 Probit 模型进行估计。

首先,估计 1 表明,与无流转农户相比,稳定的农地产权并不会促使农户将农地流转给熟人。正如仇童伟等的研究所描述的,熟人间的流转有接近 50% 是出于非营利性动机,且伴随着接近于 0 的农地租金^[4]。这使得稳定的农地产权所赋予农户的处置权无法得到有效利用。其次,估计 2 表明,与无流转农户相比,稳定的农地产权会激励农户出于营利性动机将农地流转给熟人。最后,估计 3 显

示,农地产权对无流转农户与出于非营利性动机将农地流转给熟人的农户无差异化影响。这再次表明,农地产权的作用在于激励出于营利性动机的农地流转,而对于那些以馈赠或无偿赠予形式发生的农地流转无显著影响。

表 6 稳健性检验 1:基于流转户与无流转户的比较

变量	因变量:1=熟人交易, 0=无流转	因变量:1=熟人交易且 营利性动机,0=无流转	因变量:1=熟人交易且 无营利性动机,0=无流转
	估计 1	估计 2	估计 3
核心自变量:农地承包合同	0.120(0.131)	0.276 * (0.161)	−0.087(0.150)
控制变量	是	是	是
常数项	−3.143 *** (0.316)	−3.404 *** (0.366)	−3.025 *** (0.420)
观测值	7776	7351	7276
Underidentification test	654.388 ***	608.024 ***	624.678 ***
Weak IV test	875.287	811.740	832.477

(四)稳健性检验 2:利用倾向匹配得分法的再估计

这里利用倾向匹配得分法(PSM)重新估计农地产权对非正式农地流转的影响。PSM 建立在反事实框架之上,使用 PSM 的关键是构建合适的控制组和实验组。为此,使用表 1 中的控制变量匹配控制组和实验组,将拥有农地承包合同的农户设定为实验组,不拥有农地承包合同的农户设定为控制组。同时采用 Nearest Neighbor、Kernel 和 Stratification 三种匹配策略估计了农地产权的平均处理效应(ATT)。与村庄层面的工具变量不同,表 7 中的分组变量为农户是否持有农地承包合同,这有助于识别农地承包合同是否是一个内生变量。如果个体层面变量的估计系数与采用村庄层面工具变量的估计系数一致,可以说明遗漏变量问题并不严重。

表 7 汇报了利用 PSM 的模型估计结果。结果显示,拥有农地承包合同的农户在 1%的显著性水平上更可能将农地流转给非熟人,这与表 4 中估计 1 的结果保持一致。同时,拥有农地承包合同的转出户获得更高的农地租金。由上述两方面发现可以推出,将农地流转给非熟人的农户更可能获得更高的农地租金,这一推论与表 4 中的统计结果保持一致。进一步的分析表明,对于熟人间的农地流转,拥有农地承包合同的农户更可能获得更高的农地租金,这与表 4 中估计 3 的结果一致。上述估计表明,农地承包合同对农地租金和农地流转对象的影响并未受到遗漏个体层面变量的严重影响。

表 7 稳健性检验 2:利用 PSM 的再估计

变量	匹配方式	ATT	t
农地转出对象	Nearest Neighbor	−0.136 ***	−4.457
	Kernel	−0.136 ***	−5.842
	Stratification	−0.127 ***	−13.769
农地租金(对数)	Nearest Neighbor	0.684 ***	3.192
	Kernel	0.803 ***	4.333
	Stratification	0.685 ***	11.756
农地租金(对数):熟人交易	Nearest Neighbor	0.302 *	1.735
	Kernel	0.577 ***	2.979
	Stratification	0.456 **	2.413

(五)稳健性检验 3:替换农地租金的再估计

实证检验中另一个内生性的来源为测量误差。农地租金的测量可能受到当地经济水平、农作物种植类型以及调查员计算等因素的干扰,进而产生偏差。为此,本文采用营利性动机指标(1=营利性动机,0=非营利性动机)给予替换。由于新古典经济学模型的基本假设为利润最大化,那么任何出于非营利性动机的交易都不应该被归为市场交易范畴。表 8 汇报了替换农地租金变量的模型估计结果。

表 8 估计 1 的结果表明,拥有农地承包合同的农户更可能出于营利性动机而转出农地。估计 2

的结果则表明,拥有农地承包合同的农户,即使将农地流转给熟人,也更可能是出于营利性动机。上述发现分别与表 4 中的估计 1 和估计 3 的结果保持一致。此外,估计 3 汇报了营利性动机对农地转出对象的影响^④。结果表明,出于营利性动机转出农地的农户更可能与非熟人达成交易。进一步地,估计 4 同时引入农地承包合同和农地租金两个变量,二者均对农地转出对象存在显著影响。这表明,营利性动机也是农地产权影响农地交易对象的重要路径。上述结果与农地租金的分析保持一致,说明本文不存在测量误差问题。

表 8 稳健性检验 3:用营利性动机替换农地租金

变量		营利性动机	营利性动机;熟人交易	农地转出对象	
		估计 1	估计 2	估计 3	估计 4
核心自变量	农地承包合同	0.839 *** (0.245)	0.507 * (0.307)		-0.643 *** (0.191)
	营利性动机			-1.931 *** (0.236)	-1.791 *** (0.256)
控制变量	是	是	是	是	是
常数项		-1.008 ** (0.521)	-1.235 * (0.646)	2.564 *** (0.222)	3.048 *** (0.411)
观测值		1348	925	1348	1348
Under-identification test		83.022 ***	74.829 ***	125.732 ***	67.500 ***
Weak IV test		99.065	97.638	159.850	38.925

(六)进一步分析:基于 2019 年广州南沙区调查数据的证据

本文面临的另一个挑战在于,熟人交易是以发生在同村农户之间的流转加以表征的。但是,CHFS 数据中村庄是行政村,易高估亲友或朋友间流转的市场化程度。为此,本文利用一套 2019 年调研完成的数据描述了不同流转对象对应的特征。从 2018 年 12 月到 2019 年 7 月,课题组对广州南沙区的万顷沙镇、东涌镇、大岗镇、榄核镇、横沥镇、黄阁镇的农户进行了入户调查。最终,课题组获取了 6 个乡镇,87 个行政村,1792 户农户的信息。其中,农地转出户的样本量为 718。统计结果见表 9。

统计结果显示:第一,将农地流转给亲友、本村农户和其他主体的农户占比分别为 27.09%、48.47%和 27.44%;第二,租出给亲友的农地,69.94%被用于种植经济作物。租出给本村农户和其他主体的农地,分别有 79.89%和 87.31%被用于种植经济作物。这表明,农地流转“差序格局”造成了程度不断提高的农地非粮化;第三,亲友、本村农户和其他主体对应的农地租金分别为 1022.44 元/亩、1205.29 元/亩和 1898.36 元/亩。这一方面验证了农地流转“差序格局”的存在,另一方面也表明熟人之间的租金水平已达到较高水平。如果剔除亲友间零租金的样本,那么熟人间与非熟人间的农地租金将趋同。

此外,表 9 也汇报了不同流转对象对应的流转合同类型和流转期限。已有研究普遍认为,我国农地流转具有口头合约普遍、流转期限短期化等特征。表 9 显示,将农地流转给亲友、本村农户和其他主体的转出户,分别有 50.29%、62.07%和 80.71%与对方签订了书面合同。这与已有研究的结论具有一致性,但熟人间农地流转的书面合同比例大幅增加。此外,与亲友发生的农地交易中,仅有 35.84%的流转期限为 1 年或不定期。与本村农户和其他主体发生的农地交易,分别有 18.39%和 14.21%的流转期限为 1 年或不定期。这说明,农地流转合同的规范化程度在提高,空合约的占比也在下降。

表 9 农地转出对象对应的经济特征(N=718)

农地转出对象	占样本比重 (%)	流转农地种植类型 (%)	农地租金 (元/亩)	农地流转合同 (%)	农地流转期限 (%)
亲友	27.09	69.94	1022.44	50.29	35.84
本村农户	48.47	79.89	1205.29	62.07	18.39
其他主体	27.44	87.31	1898.36	80.71	14.21

注:数据来源于作者调查;流转农地种植类型分为经济作物(赋值 1)和粮食作物(赋值 0);农地租金为每亩农地的年租金;农地流转合同分为书面合同(赋值 1)和非书面合同(赋值 0);农地流转期限分为小于一年或不定期(赋值 1)和大于 1 年(赋值 0)。

五、结论与讨论

本文利用 2015 年 CHFS 数据实证检验了农地产权对农地流转市场转型的影响。实证结果表明,稳定的农地产权将促进非熟人间的农地流转。其原因在于,非熟人间的交易往往伴随着更高的农地租金。进一步的证据显示,稳定的农地产权也会激励熟人间营利性交易的发生。我们还发现,拥有农地承包合同的转出户在农地流转中获得了更高的租金,该结论对于熟人间农地流转依然成立。农地租金是农地产权作用发挥的重要路径,可以解释农地产权对农地交易对象 50% 以上的影响。本文研究表明,我国农地流转市场已经处于结构调整的重要阶段,伴随着新一轮地权改革的实施,更多发生于熟人网络中的农地流转将呈现非人格化和市场化趋势。

这对于理解我国农地流转市场的现状和可能的发展趋势具有重要意义。它表明,农地流转市场具有典型的阶段性特征。虽然以往研究多以农地流转市场的非人格化特征普遍为依据,提出应该更多地引入外部主体,以提高农地流转的市场化程度。但事实表明,当前的农地流转市场,尤其是熟人间的农地流转已经具备典型的市场化特征。熟人间交易呈现的营利性动机、较高的农地租金,正在使得农地流转市场从原来的“二元结构”朝“一元结构”转型。值得注意的是,我国农地流转的规模增长在近年趋于平缓,试图通过新一轮地权改革持续刺激农地流转的规模增加可能难有起色。在上述背景下,农地流转市场发展更应该注重结构调整,秉持“总量稳定,结构调整”的总体思路,加大对熟人网络中交易的扶持,拓宽农地市场的发展思路。通过进一步强化农地的抵押、使用等权能,提高农地经营权的交易价值和市场的交易活力。

但是,农地流转市场结构转型的潜在风险也是明显存在的。其一,强化农地交易权,将关系型交易卷入市场,一定程度上意味着乡村的关系治理和德治等传统秩序将不断瓦解。与城市的法制治理不同,我国的乡村分散,法律执行的成本和难度都相对较高。传统乡村之所以能保持稳定,很大程度上得益于村庄内部的熟人关系网络和非市场秩序。因此,如何既推进地权改革,又保留乡村的自我治理传统,是农村改革面临的一大难题。其二,地权改革推动熟人交易的租金水平提高,一定程度上提高了农业经营成本。当前,我国已进入农业经营高成本阶段。伴随地权改革和农地交易市场的活跃,农地经营权的交易价值会不断提高,进而干扰农业经营的可持续性。这不仅会降低市场对农地资源的配置效率,也不利于农地流转市场的健康发展。其三,本研究虽然认为农地产权有利于提高农地的使用价值及其可交易性,但是,产权作用发挥是具有情景依赖性的。对于那些质量好、区位条件优越的地块,其经营价值会带动交易的发生,促进市场化交易和规模化经营。但是,对于那些禀赋条件较差的农地,其在市场化的过程中将不可避免地被撂荒或闲置,这对于耕地资源本就紧张的我国而言,可能造成农业生产能力的破坏。

综上所述,我国农地流转市场的确呈现出市场化的趋势。尤其是熟人间的交易,其租金水平和规范化程度已有较大幅度的提高,农地产权改革则对这一趋势的发展起到了推动作用。但正如上文所言,农地产权促进农地流转市场的转型是一把双刃剑,既可能在农地流转规模增长乏力的情况下,通过调整农地流转市场的结构,挖掘市场潜力,又可能造成农村治理秩序被市场因素所取代。而且,这一趋势在目前已经相当明显。因此,如何审慎看待通过产权改革提高农村要素的可交易性和市场化特征,是农村改革决策者所面临的重要命题。需要指出的是,本文仅仅是列举了农地流转市场转型可能面临的风险,尚需要更多的研究对农地流转市场转型的逻辑、特征、趋势,以及正在或将会产生的社会影响进行系统性考察。这不仅对农地流转市场的发展具有重要意义,对我国农村正在实施的其他政策改革同样具有启示作用。

本文也为深化交易发展理论提供了新的证据。熟人交易作为人类社会最原始的交易形式,其具有较低的交易费用,但其效率及产生的经济效益则显著低于市场交易。随着产权改革的深入和人们对要素配置权利的加强,价格的决定性作用将不断显现,但这一过程是相对漫长的。中国农地流转市场发展了近 20 年,仍然保留着大量非营利性交易。很显然,规范化的市场建构和组织实施需要付出

巨大成本,由此证明了经典交易发展理论的推断。但同时也应该看到事物的另一面,即非市场交易并没有彻底消失,也不会彻底消失。其原因在于,市场交易并非维系人类发展的唯一交易形式。人们需要通过熟人间的互动,维系信任关系,强化关系产权,防止由市场和政策造成的不确定性。更进一步,关系型交易一定程度上也是人类情感传递和交流的媒介。因此,区分不同交易的性质及其独立性,平衡经济发展目标和文化传统诉求,以及发挥后者对前者的支持作用,将是人类追求经济增长过程中不得不解决的关键问题。

注释:

①关于农地流转市场中租金形成的参照系特性,作者的前期研究通过借鉴 Hart 的理论,构建了理论模型并进行了实证检验。结果表明,Hart 的参照系理论在农地流转市场中依然成立。

②这里不考虑熟人出于非营利性动机进行的农地流转,因为那部分交易并不具备实现农地市场价值最大化的特点。

③这两个系数通过求边际影响得出,即利用 STATA 中的 margins 命令。

④与农地租金的处理类似,为克服内生性问题,我们也采用了村庄出于营利性动机转出农地的农户比例作为农户营利性动机的工具变量。

参考文献:

[1] Tan, S., Heerink, N., Qu, F. Land Fragmentation and Its Driving Forces in China[J]. Land Use Policy, 2006, 23(3):272—285.

[2] Ma, X., Heerink, N., Feng, S., Shi, X. Farmland Tenure in China: Comparing Legal, Actual and Perceived Security[J]. Land Use Policy, 2015, (42):293—306.

[3] Janvry, A.D., Emerick, K., Conzalez-Navarro, M., Sadoulet, E. Delinking Land Rights from Land Use: Certification and Migration in Mexico[J]. American Economic Review, 2015, 105(10):3125—3149.

[4] 仇童伟,罗必良.农地调整会抑制农村劳动力非农转移吗? [J].中国农村观察,2017,(4):59—73.

[5] Mullan, K., Grosjean, P., Kontoleon, A. Land Tenure Arrangements and Rural—Urban Migration in China [J]. World Development, 2011, 39(1):123—133.

[6] Gao, L., Huang, J., Rozelle, S. Rental Markets for Cultivated Land and Agricultural Investments in China [J]. Agricultural Economics, 2012, 43(4):391—403.

[7] Feng, S., Heerink, N., Ruben, R., Qu, F. Land Rental Market, Off-Farm Employment and Agricultural Production in Southeast China: A Plot—Level Case Study[J]. China Economic Review, 2010, 21(4):598—606.

[8] 程令国,张晔,刘志彪.农地确权促进了中国农村土地的流转吗? [J].管理世界,2016,(1):88—98.

[9] 洪名勇.欠发达地区的农地流转分析——来自贵州省 4 个县的调查[J].中国农村经济,2009,(8):79—88.

[10] 罗必良,邹宝玲,何一鸣.农地租约期限的“逆向选择”——基于 9 省份农户问卷的实证分析[J].农业技术经济,2016,(1):6—19.

[11] Wang, H., Riedinger, J., Jin, S. Land Documents, Tenure Security and Land Rental Development: Panel Evidence from China[J]. China Economic Review, 2015, 26(4): 220—235.

[12] Holden, S., Ghebru, H. Kinship, Transaction Costs and Land Rental Market Participation[Z]. 2005. www.researchgate.net/publication/228368790_Kinship_Transaction_Costs_and_Land_Rental_Market_Participation.

[13] Qiu, T., Luo, B., He, Q. Are Land Rents Lower in Transactions between Acquaintances? New Evidences from Rural China[Z]. SSRN Working Paper, 2018.

[14] 仇童伟,罗必良,何勤英.农地流转市场转型:理论与证据——基于对农地流转对象与农地租金关系的分析[J].中国农村观察,2019,(4):128—144.

[15] Kreps, D.M. Microeconomic Foundation I: Choice and Competitive Markets[M]. Princeton: Princeton University Press, 2013.

[16] Alchian, A.A. Some Economics of Property Rights[J]. Politico, 1965, 30(4):816—829.

[17] Hayek, F.A.V. The Constitution of Liberty[J]. Journal of the American Medical Association, 1999, (172): 825—826.

[18] Dixit, A.K. Lawless and Economics: Alternative Modes of Governance[M]. Princeton: Princeton University Press, 2004.

[19] Hart, O., Moore, J. Contracts as Reference Points[J]. Quarterly Journal of Economics, 2008, 123(1): 1—48.

[20] 罗必良.农地流转的市场逻辑——“产权强度—禀赋效应—交易装置”的分析线索及案例研究[J].南方经济, 2014,(5):1—24.

[21] Aichian, A.A. The Collective Works of Armen A.[M]. Ann Arbor: Edwards Brothers, Inc., 1994.

- [22] 仇童伟,罗必良.粮食生产下滑真的源于农地产权边际效应递减吗?——来自 1978~2010 年中国省级数据的证据[J].制度经济学研究,2018,(1):1—32.
- [23] Lin, Y.F. Rural Reforms and Agricultural Growth in China[J]. American Economic Review, 1992, 82(1): 34—51.
- [24] Qiu, T., Luo, B., He, Q. Do Land Rents among Acquaintances Deviate from the Reference Point? Evidence from Rural China[J]. China and World Economy, 2019. <https://doi.org/10.1111/cwe.12294>.
- [25] Deininger, K., Jin, S. Securing Property Rights in Transition: Lessons from Implementation of China's Rural Land Contracting Law[J]. Journal of Economic Behavior and Organization, 2009, 70(1):22—38.
- [26] 仇童伟.农村劳动力非农转移会降低农地产出率吗? [J].中南财经政法大学学报,2018,(5):151—160.
- [27] Jacoby, H.G., Li, G., Rozelle, S. Hazards of Expropriation: Tenure Insecurity and Investment in Rural China[J]. American Economic Review, 2002, 92(5):1420—1447.
- [28] Blundell, R.W., Powell, J.L. Endogeneity in Nonparametric and Semiparametric Regression Models[Z]. Cemmap Working Paper, No. CWP09/01, 2001.
- [29] Maitra, C., Rao, P. An Empirical Investigation into Measurement and Determinants of Food Security in Slums of Kolkata[Z]. School of Economics Discussion Paper No. 531, 2014.

(责任编辑:易会文)

(上接第 109 页)

- [2] Timmer, Y. Cyclical Investment Behavior across Financial Institutions[J]. Journal of Financial Economics, 2018, 129 (2):268—286.
- [3] 谭小芬,尹碧娇,杨燚.中国非金融企业杠杆率的影响因素研究:2002~2015 年[J].中央财经大学学报,2018,(2):23—37.
- [4] 张勇.热钱流入、外汇冲销与汇率干预——基于资本管制和央行资产负债表的 DSGE 分析[J].经济研究, 2015,(7):116—130.
- [5] 韩乾,袁宇菲,吴博强.短期国际资本流动与我国上市企业融资成本[J].经济研究,2017,(6):77—89.
- [6] 张一鸣.短期国际资本流动、资产价格与公司债务融资成本[D].广东:暨南大学,2018.
- [7] Krugman, P.R., Obstfeld, M., Melitz, M.J. International Economics: Theory and Policy[M]. Boston: Pearson, 2015.
- [8] Ostry, J.D., Ghosh, A.R., Chamon, M., Qureshi, M.S. Capital Controls: When and Why[J]. IMF Economic Review, 2011, 59 (3):562—580.
- [9] 张广婷.国际资本流动及其对金融稳定性影响研究[D].上海:复旦大学,2014.
- [10] Baskaya, Y.S., Giovanni, J., Kalemliozcan, S. Capital Flows and the International Credit Channel[J]. Journal of International Economics, 2017,(108): 15—22.
- [11] 朱孟楠,闫帅.异质性投资视角下短期国际资本流动与资产价格[J].国际金融研究,2017,(2):36—44.
- [12] Orhangazi, Ö. Financialisation and Capital Accumulation in the Non-Financial Corporate Sector: A Theoretical and Empirical Investigation on the US Economy: 1973~2003[J]. Cambridge Journal of Economics, 2008, 32 (6): 863—886.
- [13] 白云霞,邱穆青,李伟.投融资期限错配及其制度解释——来自中美两国金融市场的比较[J].中国工业经济, 2016,(7):23—39.
- [14] Cook, D.O., Tang, T. Macroeconomic Conditions and Capital Structure Adjustment Speed[J]. Journal of Corporate Finance, 2010, 16(1):73—87.
- [15] 刘贯春,张军,刘媛媛.金融资产配置、宏观经济环境与企业杠杆率[J].世界经济,2018,(1):148—173.
- [16] Hadlock, C.J., Pierce, J.R. New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving Beyond the KZ Index[J]. The Review of Financial Studies, 2010, 23 (5):1909—1940.
- [17] 连玉君,彭方平,苏治.融资约束与流动性管理行为[J].金融研究,2010,(10):158—171.

(责任编辑:肖加元)