

# 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

仇童伟<sup>1,2</sup> 罗必良<sup>1,2</sup> 何勤英<sup>2</sup>

**摘要：**已有文献普遍认为，中国农地流转市场中存在大量熟人交易，且该类交易的市场化程度偏低。然而，鲜有研究从价格视角和解决流转对象内生性方面做出努力。本研究以市场交易的营利性特征为出发点，采用农地租金衡量市场化程度，并利用2015年中国家庭金融调查数据的1478户农地转入户样本分析了农地流转对象与农地租金的关系。统计显示，在熟人交易中，有52.5%的转入户是出于营利性动机转入的农地，且该类交易的平均租金达到了每亩320.165元。实证结果表明，考虑内生性问题后，熟人之间交易与非熟人之间交易在农地租金上不存在显著差异。本研究还发现，营利性动机会显著提高农地租金。此外，多项稳健性检验均表明估计结果的稳健性。本研究旨在说明，熟人间的农地流转已经呈现明显的市场化特征。

**关键词：**农地流转 农地租金 农地流转对象 营利性动机 市场转型

**中图分类号：**F321.1 **文献标识码：**A

### 一、引言

在亚洲、非洲和欧洲等地区，发展农地流转市场的措施已被广泛实施，以期降低土地细碎化并提高农业生产率（Gao et al., 2012; Jia 和 Petrick, 2014）。其原因在于，扩大农地经营规模有利于提高农业规模报酬（Paul et al., 2004; Hornbeck 和 Naidu, 2014），并将农地从较低生产效率农户配置给经营能力更强的主体（Deininger 和 Jin, 2009; Feng et al., 2010）。伴随着中国农村劳动力的大规模非农转移（Cai, 2018），农地流转市场变得更为活跃（Kimura et al., 2011; Wang et al., 2011）。尤其是2008年和2009年中央一号文件，均强调把推动农地流转市场发展作为国家农业农村发展的重要内容。据农业农村部经管司数据显示，中国农地流转总面积已从2006年的0.56亿亩（占承包耕地总面积的4.74%）

\*本文研究是国家自然科学基金重点项目“农村土地与相关要素市场培育与改革研究”（项目编号：71333004）、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”（项目编号：71742003）的阶段性研究成果。

本文通讯作者：罗必良。

增至 2018 年的 4.97 亿亩（占承包耕地总面积的 36.5%），成效显著<sup>①</sup>。

然而，相关研究表明，发生在熟人间的农地流转不仅无益于缓解土地细碎化问题，还会造成农业生产效率的下降（Holden 和 Ghebru，2005）。根据农业农村部经管司数据显示，2006 年村庄内部的农地流转规模占总流转规模的比例为 67.33%，2016 年这一数据仍高达 55.18%。多项研究表明，中国农地流转市场包含了大量的非正式特征（Deininger 和 Jin，2009；Wang et al.，2015）。例如，Wang et al.（2015）的调查发现，2008 年，发生于村庄内的流转占总流转量的 84.47%，发生于亲戚之间的交易占比为 46.64%。同时，大约有 89.05% 的流转并没有签订正式的书面合同。何欣等（2016）利用全国 29 省的农户调查数据的研究显示，发生在小农户之间的流转比例从 2013 年的 82.6% 下降至 2015 年的 76.3%，但农地流转的期限仍相对较短。Ma et al.（2015）的研究则显示，在江西和甘肃地区，分别有 95% 和 85% 的农地流转发生在亲戚之间，且书面合同的签订率不足 10%。这表明，熟人间流转在中国具有普遍性，且往往被认为是市场化程度不足、缺乏规范性的农地流转形式。

但是，已有研究存在两方面的不足。第一，如何衡量农地流转的市场化程度缺乏有效的办法。从已有研究来看，一方面熟人交易被视为非市场化或人格化交易的标志（Deininger 和 Jin，2009）。另一方面，普遍存在的非正式口头合约也被认为是农地流转缺乏规范性的证据（Wang et al.，2015）。但二者在理论上均不具有必然性。首先，发生于熟人或信任程度较高主体之间的交易并不必然造成交易的非市场化。Dixit（2004）的研究显示，一旦熟人网络中的主体获得外部机会，传统的人格化交易也会被市场交易所取代。其次，合约的形式并不必然决定交易的市场化程度。从合约经济学视角来看，合约是用来界定交易双方的权责关系，但其表现形式并没有严格界定（Cheung，1983）。进一步地，从市场运行的基本逻辑来看，价格也属于合约的一种，且内含了对产权、竞争和稀缺性的表达（Alchian，1994）。因此，如何界定农地流转，尤其是熟人间流转的市场化程度对于把握农地流转市场发育及探究其内在运行逻辑是极为关键的。

第二，以往研究并未区分熟人交易的异质性。正是由于熟人间农地流转伴随着更多的口头合约，并借助关系网络进行，所以交易对象往往被严格的二分法所界定。但是，熟人交易并不必然意味着非市场化，关键在于如何区分熟人交易的异质性。在笔者看来，流转动机和交易价格是区分农地流转市场化程度的有效办法。首先，根据新古典经济学的基本假设，理性人参与市场交易是以利润最大化为基本目标。因此，只要不具备该特征，该交易便无法被认定为市场型交易。相反，即使交易发生在熟人之间，只要是出于营利性目的，该交易理应被认定为市场型交易。其次，价格是市场机制有效运行的基本要素，其具有优化资源配置和实现收入再分配的作用（Luenberger，1995；Kreps，2013）。因此，微观经济学一般又称为价格理论。换句话说，农地流转的市场化程度应该按照参与主体的目标函数，及其达成的交易价格进行判断，这比简单的交易对象和合同类型二分法更接近于市场理论的本质。

基于上述梳理，本文需要进一步回答的问题是，如果从流转主体的营利性动机和农地租赁价格出发，那么熟人间农地流转的市场化程度是否依然处于较低水平？如果认为以往研究所依据的调查数据

<sup>①</sup>数据来源于 2016 年和 2018 年《中国农村经营管理统计年报》。

尚处于农地流转市场发育初期，熟人交易难免具有较低的市场化程度，那么，当前的农地流转市场是否正在发生转型？对于上述问题的回答，不仅有助于重新认识农地流转市场的交易特征，而且对于重新评估中国农地流转市场的发育阶段，并针对性地调整农地流转政策及优化农村要素市场的改革思路具有重要作用。

为此，本研究将利用 2015 年中国家庭金融调查（CHFS）数据实证检验熟人间农地流转与非熟人间农地流转在流转动机和农地租金方面存在的差异性，并进一步阐明营利性动机对于农地流转市场转型的推动作用。文章剩余部分安排如下：第二部分是理论分析，重点阐述了在利润最大化的基本假设下，熟人间和非熟人间农地流转在租金上的差异；第三部分是数据、变量与计量模型选择；第四部分为计量结果与分析；第五部分为结果与讨论，重点阐述了农地流转市场转型的作用及其可能带来的社会影响。

## 二、理论分析

为分析农地流转市场的转型逻辑，本部分以农地流转的交易价格作为衡量指标，旨在从交易费用、流转收益和剩余分配的角度，阐述农地流转市场的价格形成机制。根据 Cheung（1983）的观点，交易费用是市场交易能否达成的关键。熟人间农地流转活跃的一个重要原因在于，在缺乏足够的信息和面对交易的不确定性时，熟人交易在利用社会关系网络以保证合约的稳定性和可实施性方面具有比较优势（Deininger 和 Jin, 2009; Wang et al., 2015）。理论上说，小范围内的频繁互动有助于建立共同的社会规范和信誉机制，而任何破坏集体规则或丧失声誉的主体都可能受到来自“俱乐部”的群体性惩罚。显然，该机制具有降低社会交易费用和规范群体行为的重要作用（Ostrom, 1990）。Ensminger（1992）、Hendley 和 Murrell（2003）的经验分析同样证实了该推断。因此，很多研究认为，发生于具有较高社会信任群体内部的农地流转，往往伴随着更低的交易费用和租金水平（Ma et al., 2015）。

为简化分析，本研究假设参与农地流转市场的主体均以利润最大化为目标，即不出于营利性动机流转农地的农户不进入理论分析，并假定该类交易伴随更低的租金，实证检验部分将给予证明<sup>①</sup>。参考 Dixit（2004）的贸易模型，假定农地流转市场的参与主体分布在一个圆周上，且圆的周长为  $2S$ （见图 1）<sup>②</sup>。转入户和转出户的最大距离为  $S$ 。为了模拟村庄内部交易的特征，假设农地转出户处于村庄的中心位置，且与村庄边缘的距离为  $L$ （ $L \ll S$ ）。该设置的目的在于，模拟村庄内部信息的传递特征，并假定农地流转违约信息在村庄外部即停止传播。此外， $X$  表示转入户和转出户之间的距离。根

<sup>①</sup>虽然那些将农地流转给熟人，且获得租金水平很低甚至为 0 的农户也满足利益最大化的条件，但是，本研究中的利润最大化是指交易价格的最大化。实际上，市场型交易指的是基于市场价格和供需关系的交易，这也是市场理论的基本出发点。人情交易之所以被称之为人情交易，是因为其借助于社会关系网络而不是市场价格，即价格机制在人情交易中失效。换言之，那些出于人情礼赠和道义帮助的农地流转均不在本研究理论模型的讨论范畴内，即本研究是在新古典价格理论下的讨论。

<sup>②</sup>这样的设计是为了简化分析，并直观地表达交易的过程。

据交易达成概率与主体间距离负相关的特点，假定农地流转达成的概率由  $e^{-aX}$  决定， $a$  为交易的配对技术。同时，假定交易的潜在收益与距离存在正相关关系。其理由在于，远距离交易面临更强的信息不对称性和更高的时间成本，只有潜在收益的增加才能实现远距离交易的达成。因此，可将距离与农地流转潜在收益的关系设置为  $e^{\theta X}$ ， $\theta$  表示潜在收益系数。由此，在圆周上达成交易的真实概率为：

$$\frac{e^{-aX}}{2(1-e^{-aS})/a} \quad (1)$$

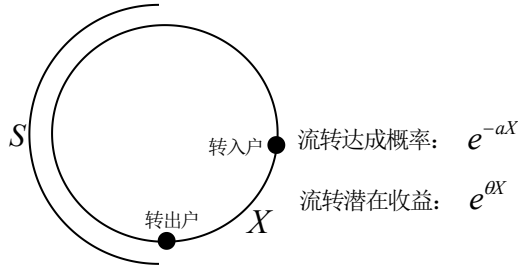


图1 农地流转的交易主体分布及潜在收益

如果不考虑交易中存在的违约情况，那么从农地流转中获取的总收益可以表示为：

$$R(X, S) = \frac{a}{(1-e^{-aS})} \int_0^X e^{(\theta-a)Z} dZ \quad (2)$$

(2) 式中， $R(X, S)$  表示农地流转产生的总收益。值得注意的是，农地流转中存在的信息不对称和违约可能造成预期损失。根据 Aoki (1986) 的做法，预期损失可由突发事件发生的概率给予表达。因此，本研究将农地流转中违约信息的传递概率设置为  $e^{-\beta Y}$ ，表明信息传递随着距离的增加呈指数下降。其中， $Y$  表示违约发生地与另一个可能在下一期与转入户发生交易的对象的距离， $\beta$  为衰减率。那么，农地流转的净收益可表示为：

$$NR(X, Y, S) = \frac{a}{(1-e^{-aS})} \int_0^X e^{(\theta-a)Z} dZ - \int_0^Y e^{-\beta Z} dZ \quad (3)$$

$NR(X, Y, S)$  表示农地流转的净收益。由 (3) 式可得：

$$NR(X, Y, S) = \frac{a[1-e^{-(a-\theta)X}]}{(a-\theta)(1-e^{-aS})} - \frac{1-e^{-\beta Y}}{\beta} \quad (4)$$

(4) 式表明，农地流转的净收益由总收益与信息不对称造成的违约成本共同构成。为简化分析，我们首先对 (4) 式中的  $X$  和  $Y$  分别求偏导数可得：

$$NR'_X = \frac{ae^{-(a-\theta)X}}{1-e^{-aS}} \quad (5)$$

$$NR'_Y = -e^{-\beta Y} \quad (6)$$

很显然， $NR'_X > 0$  和  $NR'_Y > 0$  均成立。这表明，农地流转的预期净收益是否会随着距离的增加而变化是不确定的。为进一步阐明信息不对称造成的预期损失将如何影响农地流转的净收益，根据上文假定（即农地流转中的违约信息仅在村庄内部有效传递），农地流转的净收益可以设置为：

$$NR(X, Y, Z) = \begin{cases} \frac{a[1 - e^{-(a-\theta)X}]}{(a-\theta)(1 - e^{-aS})} & \text{if } X \leq L \\ \frac{a[1 - e^{-(a-\theta)X}]}{(a-\theta)(1 - e^{-aS})} - K & \text{if } X > L \end{cases} \quad (7)$$

对于发生在村庄内部的农地流转，由于违约信息的完全可识别性，会导致预期的违约损失几乎为 0。村庄外部主体进入村庄转入农地，由于其违约的连带惩罚无法由熟人关系网络执行，只要出了村庄，他们因惩罚而遭受损失的概率几乎为 0（即他们不会因为在一个村庄违约而受到其他村庄农户的惩罚）。因此，本研究将由村庄外部转入户造成的违约损失设置为常数  $K$ 。进一步地，为使分析更为简化，假定村庄内部的农地流转同质（即村庄内部所有以营利为目的的农地流转均获得无差异的潜在收益）。那么（7）式变为：

$$NR(X, Y, Z) = \begin{cases} \Omega & \text{if } X \leq L \\ \frac{a[1 - e^{-(a-\theta)X}]}{(a-\theta)(1 - e^{-aS})} - K & \text{if } X > L \end{cases} \quad (8)$$

（8）式中， $\Omega$  表示村庄中出于营利性动机流转农地的固定净收益。由（8）式可知，村庄内部与外部农地流转的净收益大小取决于本村农户的经营能力、外村农户的经营能力及外村农户的违约风险。由于外村农户造成的预期损失  $K$  是不确定的，那么这部分的可能性损失将在签约的过程中被考虑，即：

$$\beta_1 \Omega + K = \beta_2 \frac{a[1 - e^{-(a-\theta)X}]}{(a-\theta)(1 - e^{-aS})} \quad (9)$$

在（9）式中， $\beta_1$  和  $\beta_2$  分别为农地转出户从本村转入户和外村转入户经营性收益中分得的部分。 $\beta_1 \Omega$  和  $\beta_1 \Omega + K$  则是农地转出户能够分别从熟人交易和非熟人交易中获得的农地租金。但是，根据 Hart 和 Moore（2007，2008）、Hart（2008）的观点，合约为交易双方提供了一个参照系，他们会根据合约来判断自己的利益是否受到损害。任何一方感到不公正的待遇，都会造成履约的困难和机会主义行为的出现。而且，除了合约本身，外部市场中的价格也构成了交易双方的重要参照系。换言之，农地流转市场中其他的交易价格会直接影响新达成交易的租金水平<sup>①</sup>，否则合约的稳定性会受到威胁。考虑到该情形，农地转入户会对  $K$  的支付进行谈判。由于本部分讨论的均为出于营利性动机的农地流转，那么熟人间的交易作为市场的一部分，也会直接干扰非熟人农地租金的达成。换句话说，为了保证合约的稳定性，以及  $K$  不会被转入户在后续的履约过程中放大，转出户确实会选择适当压缩  $K$  值，以降低农地转入户支付的租金水平，即转入户在熟人交易和非熟人交易中需要支付的农地租金会趋同。

<sup>①</sup>笔者已在相关论文中证明，村庄的农地流转价格存在聚类现象。在同一个村庄内部，发生于熟人间的平均交易价格（特指出于营利性动机的交易）存在向非熟人交易价格收敛的趋势。

此外，对于  $K$  的管控在村庄内部是可以有效执行的。尤其考虑到农地的不可移动性和村庄范围较小，日常监管相对容易，使得本村与外村转入户非法处置农地的可能性基本等同<sup>①</sup>，那么农地租金的趋同也就具备了逻辑上的可能性。

基于上述分析，本研究提出如下研究假说：

假说 1：出于营利性动机进行的农地流转将伴随着更高的农地租金；

假说 2：在流转动机一致的情形下，熟人交易和非熟人交易的农地租金将趋同。

### 三、数据、变量与计量模型选择

#### （一）数据来源

本研究采用了 2015 年 CHFS 数据，该数据来源于西南财经大学中国家庭金融调查研究中心、浙江大学的中国家庭数据库和中国家庭就业调查数据，以及暨南大学家庭就业调查资料中心的中国家庭就业调查数据。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，然后从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%。关于 CHFS 的更多信息可参见何欣等（2016）的论文。考虑到本研究所关注的是农地流转，本文最终选择了 1478 户农地转入户作为分析对象<sup>②</sup>。选择农地转入户的原因在于，在农地流转市场中，转入户是更为主动的市场行动者，他们是觅价的主要群体。相反，农地转出户则大多不会或难以寻求愿意支付其租金的交易对象。换句话说，转出户更像是转入户觅价行为做出反应的群体，而不是主动觅价的主体。应该强调的是，本研究并非主张转出户在农地流转中的地位不如转入户重要，而是旨在表明，在农地流转前，即转出户和转入户尚未接洽的阶段，转入户会根据自身的需求去寻找转出户，进而促成交易的发生。不同的是，实践中很难发现有单个的转出户（尤其是普通小农户）会主动去村外或县外寻找转入户来租赁自己的小规模土地。其原因在于，这样的做法面临巨额交易费用。因此，选择转入户作为分析对象更可能识别农地流转市场的变化。当然，考虑到农地交易的对称性，基于转出户样本的估计将在稳健性检验部分汇报。

#### （二）变量选择

1. 因变量。本文的因变量为农地租金。参考 Ferreira 和 Horridge（2014）的做法，本研究采用亩均

<sup>①</sup>需要指出的是，理论分析部分并不考虑租赁土地的异质性问题。

<sup>②</sup>由于后文将采用村庄层面其他农户的特征作为农户特征的工具变量，因此，对于那些村庄农户数少于 10 户的样本，本研究给予剔除，以避免由于村庄样本过少造成的信息识别偏误。

农地租金刻画农地租金水平的高低。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进行折算，并平摊到亩均农地租金之中。

2.主要自变量。本文的主要自变量包括农地流转对象和农地流转动机。参考 Macours et al. (2010)、Ghebru 和 Holden (2015) 的做法，农地流转对象被设置为一个二元变量，即熟人（赋值为1）和非熟人（赋值为0）<sup>①</sup>。此外，农地流转动机同时决定了农地交易对象和农地租金，而且，农地流转动机还可以有效区分熟人交易内部的异质性特征。因此，本文将农地流转动机作为一个二元变量引入，即营利性动机和非营利性动机。在2015年CHFS的调查问卷中，农地转入户被问及为什么要转入农地，本文将那些回答为帮助亲戚或邻居代耕或无偿转入亲戚农地的农户，界定为出于非营利性动机转入农地的农户（赋值为0）。那些为了扩大农地经营规模和获得经营利润的农户，被界定为出于营利性动机流转农地的农户（赋值为1）<sup>②</sup>。

3.其他控制变量。社会资本是一个同时影响农地流转对象和农地租金的可能因素<sup>③</sup>。考虑到家庭职业和经济状况可以用来衡量社会资本（Lin, 2001；Lin 和 Dumin, 1986），本文引入了家庭是否经营商业、是否拥有汽车和存款状况作为控制变量。此外，Glaeser et al. (2002) 也指出，社会组织是表征社会资本的重要变量。为此，本文引入了宗族和家庭成员是否有村干部，分别衡量农户参加非正式组织和在村委会中担任职务的情况。

农地特征是已有研究引入的另一类重要控制变量（Feng et al., 2010；Ma et al., 2013）。农地流转后的土地用途会通过实现不同的收益，进而影响农地租金。种植经济作物更可能损害农地质量和伴随高租金。此外，规范的产权制度为市场交易提供了规则，是实现经济价值的先决条件（Alchian, 1994）。同时，规范的产权制度也为市场提供了标准，从而降低了交易的违约风险。参考 Ma et al. (2013) 的研究，农地承包合同、农地承包证书和土地征收被用来刻画农地产权的稳定性。尽管已有研究往往用农地调整来表征地权的稳定性（Jacoby et al., 2002），但是，一方面在2015年CHFS问卷中并未涉及农地调整的相关问题。另一方面，在当前农村地区，农地调整的频率已经在不断下降。尤其是在实施

<sup>①</sup>在2015年CHFS问卷中，土地转入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，中国的农村是一个基于地缘和血缘关系构建的熟人社会，因此，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。因此，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。这与 Wang et al. (2015) 从村组内部分析熟人交易的逻辑是一致的，即组织或外村主体均不在被纳入熟人网络之中。

<sup>②</sup>在2015年CHFS问卷中，农户转入耕地的原因包括扩大农业生产规模、增加土地收入、满足自家需求、预计土地会升值，以及其他。在其他选项中，存在大量的农户是帮亲戚或熟人代耕，或者是免费耕种父母的土地，本文将这类农户的流转动机归为非营利性动机。除此之外，全部归为营利性动机。

<sup>③</sup>如果不引入那些同时影响主要自变量和因变量的变量，就会出现遗漏变量的问题，这是造成内生性的重要原因。

新一轮农地确权之后，农地调整在法律和政策上已经被全面禁止。因此本文未将其纳入模型估计中。此外，村庄特征不仅会影响农地流转市场（Ma, 2013），也会影响社会规范和村庄经济水平。为此，本文引入了村庄劳动力转移、村庄收入来源和村庄交通状况。本文还引入了省份的区域虚拟变量。关于变量的更多信息，参见表 1。

表 1 变量选择与定义

变量	定义	均值	标准差
农地租金	转入户支付的亩均地租（元/亩）	177.237	250.672
农地流转对象	熟人=1，非熟人=0	0.896	0.305
农地流转动机	营利性动机=1，非营利性动机=0	0.541	0.498
经营商业	经营商业=1，不经营商业=0	0.115	0.320
拥有汽车	拥有汽车=1，不拥有汽车=0	0.144	0.351
活期存款	2014 年家庭活期存款额（元）	10614.510	37554.140
定期存款	2014 年家庭定期存款额（元）	6051.899	28094.690
宗族网络	农户参与祭祖活动=1，农户未参与祭祖活动=0	0.780	0.414
家庭成员为村干部	家庭成员有村干部=1，家庭成员无村干部=0	0.050	0.218
农作物类型	种植经济作物=1，种植粮食作物=0	0.307	0.462
农地承包合同	拥有农地承包合同=1，不拥有农地承包合同=0	0.600	0.490
农地承包证书	拥有农地承包证书=1，不拥有农地承包证书=0	0.458	0.498
土地征收	经历过土地征收=1，未经历过土地征收=0	0.100	0.452
村庄劳动力转移	村庄农户非农劳动力占比的均值	0.439	0.188
村庄收入来源	村庄农户工资性收入占比的均值	0.684	0.188
村庄交通状况	非常好=1，比较好=2，一般=3，比较差=4	2.438	0.696

### （三）描述性证据

表 2 汇报了 2009~2016 年中国农地流转状况。结果显示：①中国农地流转率已从 2009 年的 12.00% 增至 2016 年的 35.14%，农地流转规模呈良好增长态势。②发生于村庄内部的农地流转规模占总流转规模的比例已从 2009 年的 61.82% 降至 2016 年的 55.18%。从而意味着，伴随着农村的开放与要素市场的发育，局限于村庄内部的农地流转格局已经发生了明显变化。③签订流转合同的农地规模占总农地流转规模的比例从 2009 年的 6.38% 增至 2016 年的 23.98%。这表明，农地流转市场对于规范性合同的重视程度越来越高。④与流入农户的农地相比，越来越多的农地被组织和企业租入。在 2009 年，仅有 28.40% 的农地由合作组织或企业租入。到了 2016 年，该数据达到了 41.62%。这表明，农地流转市场参与主体的多样化程度不断增加。

表 3 描述了不同流转对象下的农地流转特征。结果显示：①农地转入户在与熟人交易时，平均支付了每亩 168.620 元的农地租金，在与非熟人交易时则平均支付了每亩 251.701 元的农地租金。②在与熟人交易的转入户中，52.5% 是出于营利性动机转入的农地。③非熟人之间流转的农地更可能倾向于用于经济作物的种植。具体而言，在与非熟人交易的转入户中，有 43.3% 的农户将租入的农地用于种植经济作物，而与熟人交易的转入户仅有 29.3% 将所转入的农地用于种植经济作物。通常认为，经济作



物的种植较为耗费地力，由此可以推测熟人间的农地流转确实隐含着关系型交易。

表2 中国农地流转状况：2009~2016 单位：%

农地流转状况	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
农地流转率	12.00	14.65	17.84	21.24	25.70	30.36	33.29	35.14
村内流转规模占比	61.82	61.75	61.89	59.75	56.32	55.36	55.21	55.18
签订合同规模占比	6.38	8.31	10.91	13.84	16.94	20.26	22.56	23.98
流入非农户主体规模占比	28.40	30.83	32.37	35.31	39.71	41.63	41.35	41.62

注：数据来源于《中国农村经营管理统计年报》（农业部经管司，2009~2016）。其中，村内流转规模占比指转包、转让和互换三种流转的规模之和占流转总面积的比例；签订合同规模占比指签订农地流转合同的农地规模占流转总面积的比例；非农户主体包括合作社、企业和其他非农户主体。

表3 不同流转对象下农地流转特征分析：以转入户为例

农地流转对象	农地租金（元/亩）	农地流转动机（营利性）	农作物类型（经济作物）
熟人	168.620	0.525	0.293
非熟人	251.701	0.673	0.434

注：数据来源于2015年CHFS。

表4则分析了熟人交易的特征。可以发现：①对于熟人交易，出于营利性动机的转入户支付了每亩320.165元的平均租金，出于非营利性动机的转入户则仅支付了每亩0.805元的平均租金。②出于营利性动机的农地流转更可能伴随经济作物的种植。具体而言，在出于营利性动机转入农地的农户中，有35.2%的农户将转入的农地用于种植经济作物。对于那些出于非营利性动机的转入户，这一数据仅为22.7%。

表4 熟人流转的特征分析：以转入户为例

农地流转对象	农地流转动机（营利性）	农地租金（元/亩）	农作物类型（经济作物）
熟人	营利性动机	320.165	0.352
	非营利性动机	0.805	0.227

注：数据来源于2015年CHFS。

#### （四）计量模型选择

本文的目的在于分析农地流转对象与农地租金的关系，以及营利性动机的作用。需要首先检验熟人交易与非熟人交易的农地租金是否存在显著性差异。为此，选择如下模型：

$$R_i = \beta_1 H_i + X_i \beta_2 + \varepsilon \quad (10)$$

（10）式中， $R_i$ 表示农地租金，即单位农地的租赁价格。 $H_i$ 表示农地流转对象，如果流转对象为熟人赋值1，否则赋值0。 $X_i$ 为社会资本、农地特征和村庄特征等变量构成的矩阵。 $\beta_1$ 和 $\beta_2$ 表示待估计系数， $\varepsilon$ 为误差项，并假定其满足标准正态分布。

然而，（10）式的估计面临内生性问题的挑战。对于农地流转而言，流转对象的选择与农地租金存在自选择问题，参与主体会根据可能的结果进行相应的流转对象选择。很显然，遗漏重要变量的情况

是内生性问题的重要来源。在很大程度上，转入户之所以转入熟人的农地，是因为与熟人交易的交易费用更低，可能的租金水平也会更低。为此，本文将借鉴 Levitt (1997) 和 Hoxby (2000) 的做法，运用工具变量法对 (10) 式进行估计。

事实上，农地流转是否发生在熟人之间，不仅取决于租金水平，也取决于村庄农地流转的市场化程度。根据 Feng 和 Herrink (2008) 以及 Ma et al. (2013) 的研究，村庄农地租赁市场通过影响农户参与农地流转，进而影响他们的行为，即农地流转市场的发育状况是农户农地流转的合适工具变量。考虑到农地流转对象的选择包括两个层面的内容，即农户是否参与流转以及流转对象的选择。因此，本文计算了村庄其他与熟人发生流转的农户数量与村庄农户总数的比值。考虑到本文因变量（农地租金）为连续变量，故选择了两阶段最小二乘法 (2SLS) 对 (10) 式进行估计。需要指出的是，农地流转对象和农地租金的内生性属于转入户的自选择问题。这种自选择问题又来源于农地转入户的营利性动机，由此可以推出控制了农地流转动机就不会存在内生性问题。当然，需要承认的是，农地流转动机可能本身也存在内生性问题，这在稳健性检验部分会做进一步说明。

## 四、计量结果分析

### (一) 农地流转对象对农地租金的影响

表 5 汇报了农地流转对象对农地租金的影响。首先，对第 2 列和第 3 列估计结果的豪斯曼检验表明，对农地流转对象的估计不存在内生性问题。然而，第 4 列和第 5 列的估计则面临内生性问题。这表明，遗漏农地流转动机造成了模型估计存在内生性问题。其次，弱工具变量检验和识别不足检验均表明，本研究的工具变量不存在弱工具变量和识别不足问题。因此，本部分将以第 2 列的估计结果作为解释依据。

第一，农地流转动机在 1% 显著水平上正向影响农地租金，验证了假说 1。实际上，许多学者之所以将熟人间的农地流转视为非正式流转，其原因在于，某些熟人交易伴随着零租金，或者只是为了帮助亲戚或朋友避免农地闲置或抛荒。正如上文所言，2000 年之后农村劳动力的非农转移，减少了农业中的劳动力数量，这使得那些家庭农业劳动力不足的农户，倾向于将农地流转给其邻居或亲属耕种。换言之，那些不具有营利性动机的转入户只是被动的承租人。然而，如表 3 所示，在目前的熟人交易中，已有超过 52.5% 的农地转入户是出于营利性动机转入农地的，这些交易往往伴随着较高的农地租金。很显然，追求利润最大化是市场经济的基础，这也意味着在营利性交易中价格是决定农地配置和使用的关键因素。因此，当农地流转市场中的营利性动机不断增多时，农地租金将不断上升，农地交易对象也就不足以衡量农地流转的市场化程度。

第二，农地流转对象对农地租金不存在显著影响，验证了假说 2。正如理论分析指出的，熟人交易具有距离和社会网络的优势，这有助于构建基于关系治理的社会安排，并降低农地流转中的违约可能性。很显然，已有研究大多以熟人交易中存在更低的合同签订率和农地租金为由，将其界定为非正式交易 (Deininger 和 Jin, 2009; Ghebru 和 Holden, 2015; Wang et al., 2015)。随着中国农村社会经济的发展，市场经济对农村社会的影响越来越大，出于营利性动机的农地流转将不可避免。Dixit (2004)

的研究发现，一旦出现外部机会，关系型治理的基础就会被削弱，熟人交易也会遵循市场原则。事实上，自 2000 年以来，中国农村劳动力非农转移规模不断增加，农地流转市场的竞争性也在不断增加，由此诱发熟人之间出现更多的营利性交易。

表 5 农地流转对象对农地租金的影响

变量	OLS	2SLS	OLS	2SLS
农地流转对象	-0.132 (0.083)	-0.633 (0.595)	-0.233 (0.211)	6.770*** (2.392)
农地流转动机	5.034*** (0.048)	5.032*** (0.049)	—	—
经营商业	0.026 (0.062)	0.041 (0.065)	0.242 (0.219)	0.236 (0.313)
拥有汽车	0.178*** (0.062)	0.197*** (0.065)	0.695*** (0.182)	0.615** (0.263)
活期存款	-0.002 (0.004)	-0.001 (0.005)	0.005 (0.014)	0.002 (0.020)
定期存款	-0.004 (0.006)	-0.004 (0.006)	-0.008 (0.018)	-0.024 (0.025)
宗族网络	-0.005 (0.047)	0.006 (0.048)	-0.014 (0.148)	-0.027 (0.209)
家庭成员为村干部	-0.098 (0.075)	-0.083 (0.079)	0.075 (0.226)	0.044 (0.291)
农作物类型	0.164*** (0.046)	0.151*** (0.051)	0.917*** (0.143)	1.198*** (0.219)
农地承包合同	0.046 (0.042)	0.039 (0.045)	0.294* (0.141)	0.409** (0.190)
农地承包证书	0.006 (0.043)	0.018 (0.050)	-0.207 (0.137)	-0.411** (0.196)
土地征收	-0.024 (0.080)	-0.036 (0.091)	-0.245 (0.172)	0.321 (0.327)
村庄劳动力转移	-0.021 (0.169)	0.044 (0.189)	-0.273 (0.533)	0.675 (0.815)
村庄收入来源	0.142 (0.166)	0.116 (0.172)	-2.559*** (0.497)	-2.773*** (0.752)
村庄交通状况 (以“比较差”为参照组)				
非常好	-0.153 (0.126)	-0.268* (0.138)	-0.724** (0.325)	-0.394 (0.503)
比较好	-0.109 (0.083)	-0.089 (0.086)	-0.453** (0.221)	-0.506* (0.306)
一般	-0.094 (0.081)	-0.088 (0.084)	-0.657*** (0.216)	-0.805 (0.300)
区域虚拟变量	控制	控制	控制	控制
常数项	-0.082 (0.195)	0.333 (0.549)	8.855*** (0.519)	-0.469 (2.280)
观测值	1478	1478	1478	1478
豪斯曼检验		47.15		51.92*
弱工具变量检验		15.906		15.906
识别不足检验		15.924***		15.924***

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。

其他变量的影响方面，拥有汽车的转入户支付了更高的农地租金。之所以如此，可能的原因是拥有汽车意味着农户家庭经济水平较高，其转入农地更可能从事高经济价值农作物的种植，这一追求利润最大化的行为往往会助推农地租金的提升。同样的道理，种植经济作物的转入户支付了更高的农地租金，这是因为，农地的使用价值由种植农作物的类型所决定。一旦转入户改变农作物种植类型，农业经营性收益随之改变，其所需要支付的农地租金也会随之改变。农地租金与农地转入者的营利能力紧密关联。这意味着，农地租金具有情境依赖特征。其他的控制变量无显著性影响。一个重要的原因在于，引入农地流转动机已经表征了很多因素对农地流转租金的影响。例如，第 4 列中的村庄收入来

源、村庄交通状况都会影响农地转入户的流转动机，进而影响农地租金。未引入农地流转动机时，这两个变量都呈现显著影响。

(二) 稳健性检验一：关于农地流转动机内生性的讨论

在“计量模型选择”部分，笔者阐述了农地流转动机相对于农地流转对象和农地租金的外部性特征。但是，存在这样的可能：农地转入户会根据交易对象和农地租金水平去调整自身的流转动机。如果这种推断成立，那么农地流转动机的影响就面临自选择问题。为此，本研究也分析了农地流转动机对农地租金的独立影响，并利用工具变量法对其进行了估计。按照一贯的思路（Ma et al., 2013），农地流转动机的工具变量采用了村庄其他转入户的农地流转动机的均值进行表征。其理由在于农地转入户的行为往往具有聚类特征（Feng et al., 2010），即如果一个村庄其他转入户租赁农地来种植经济作物的比例越高，那么该农户也有很大可能性会出于该动机转入农地。但是，单个农户的动机一般很难对集体行为造成决定性影响。表6汇报了引入工具变量的模型估计结果。

表6 农地流转动机对农地租金的影响分析

变量	OLS	2SLS
农地流转动机	5.036*** (0.048)	5.148*** (0.184)
经营商业	0.026 (0.063)	0.041 (0.065)
拥有汽车	0.180*** (0.062)	0.188*** (0.064)
活期存款	-0.002 (0.004)	-0.002 (0.005)
定期存款	-0.004 (0.006)	-0.005 (0.006)
宗族网络	-0.006 (0.048)	0.006 (0.048)
家庭成员为村干部	-0.096 (0.075)	-0.080 (0.077)
农作物类型	0.170*** (0.046)	0.160*** (0.052)
农地承包合同	0.047 (0.042)	0.041 (0.044)
农地承包证书	0.002 (0.043)	0.002 (0.044)
土地征收	-0.013 (0.081)	0.023 (0.084)
村庄劳动力转移	-0.002 (0.167)	0.120 (0.177)
村庄收入来源	0.135 (0.167)	0.154 (0.200)
村庄交通状况（以“比较差”为参照组）		
非常好	-0.143 (0.126)	-0.195 (0.122)
比较好	-0.110 (0.083)	-0.090 (0.082)
一般	-0.098 (0.080)	-0.092 (0.080)
区域虚拟变量	控制	控制
常数项	-0.158 (0.215)	-0.334 (0.302)
观测值	1478	1478
豪斯曼检验		45.99
弱工具变量检验		77.884
识别不足检验		69.414***

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。

结果显示，在未引入工具变量的估计中，农地流转动机在 1%显著水平上正向影响农地租金（第 2 列）。在引入工具变量的估计中，农地流转动机依然在 1%显著水平上正向影响农地租金（第 3 列）。而且，农地流转动机的估计系数分别为 5.036 和 5.148，几乎不存在明显差异。此外，豪斯曼检验的结果也表明，采用工具变量前后的结果不存在系统性差异，即内生性问题并未严重干扰表 6 中的估计结果。而且，弱工具变量检验和识别不足检验表明，这两个问题并不存在于工具变量中。实际上，农地流转动机不存在内生性的原因在于：第一，农地转入户是出于流转动机去寻找转出户，进而发生的农地流转。这意味着，农地流转动机是农地流转对象和农地租金的严格前定变量。第二，农地流转动机取决于农地流转市场状况和农户特征，这两个因素只有通过影响农户的个体决策或动机，才能影响到后续的农地流转行为。因此，农地流转动机在本文分析中并不会造成严重的内生性问题。

### （三）稳健性检验二：利用农地转出户样本的再估计

为验证本文估计结果的稳健性，本文也使用农地转出户样本进行估计。虽然农地转出户在农地流转市场的主导性较弱，也不具有主动觅价的动力，但是，农地流转交易的对称性决定了，发生在农地转入户交易中的趋势也会相应地体现在转出户的交易行为中。为消除模型估计中可能存在的选择性偏误问题，本文采用内生转换模型估计农地流转对象、农地流转动机对农地租金的影响。为了识别选择模型，本文构建了转出户交易对象的工具变量，即同村其他转出户交易对象的均值，这与对农地转入户的处理类似。表 7 汇报了模型估计结果。

表 7 基于农地转出户样本的再估计

变量	回归模型		选择模型
	熟人交易	非熟人交易	
农地流转动机	5.300*** (0.070)	4.882*** (0.167)	-1.199*** (0.115)
控制变量	控制	控制	控制
工具变量			1.981*** (0.323)
常数项	0.453** (0.195)	3.620*** (0.546)	-0.467*** (0.093)
观测值	1025		
对数似然值	-1611.4522		
瓦尔德显著性检验	6546.97***		
相关系数 1	0.040 (0.130)		
相关系数 2	0.922*** (0.024)		
似然比检验	251.49***		

注：\*\*\*，\*\*和\*分别表示在 1%，5%和 10%水平上显著；括号内为标准误；相关系数 1 和相关系数 2 的 95%的置信区间分别为[-0.212, 0.288]和[0.859, 0.958]；限于篇幅，未汇报控制变量的估计结果。

从估计结果来看，无论是对于熟人交易还是非熟人交易，营利性动机都更可能提高转入户获得农地租金，这与在农地转入户交易中发现的结论类似。而且，农地流转动机对熟人交易中转出户获得租金影响更大。这表明，营利性动机的出现会加速熟人交易和非熟人交易中农地租金的趋同。此外，相关系数 1 尽管为正值，但是它的 95%置信区间为[-0.212, 0.288]，并不显著异于 0。这表明，熟人交易

的农地租金与样本中随机选择个体的农地租金无明显差异,即农地流转市场在很大程度上具有同质性。从 CHFS 数据的统计结果来看,在熟人交易中,有 50.9%的农地转出户是出于营利性动机转出的农地,且这些交易的平均租金水平达到了每亩 337.948 元。换言之,从农地转出户视角,农地流转市场转型的推论依然成立。

#### (四) 稳健性检验三：基于倾向匹配得分法的估计

本文也尝试采用倾向匹配得分法对农地流转对象和农地租金的关系进行了分析。做法如下：首先,区分了三类组合,即组合一：出于营利性动机与非熟人交易的转入户(实验组)、出于营利性动机与熟人交易的转入户(控制组);组合二：出于非营利性动机与非熟人交易的转入户(实验组)、出于非营利性动机与熟人交易的转入户(控制组);组合三：出于非营利性动机与熟人交易的转入户(实验组)、出于营利性动机与熟人交易的转入户(控制组)。其次,采用表 1 中的控制变量对控制组和实验组进行了匹配。第三,采用 Stata15 中“teffects psmatch”命令估计了三类组合对农地租金的平均处理效应,并计算了“A-I”稳健标准误。

估计结果显示,组合一的平均处理效应为 0.112,“A-I”稳健标准误为 0.114(不显著);组合二的平均处理效应为 0.303,“A-I”稳健标准误为 0.237(不显著);组合三的平均处理效应为-5.234,“A-I”稳健标准误为 0.051(在 5%水平上显著)。这表明,农地流转对象对农地租金并不存在显著影响,但熟人交易中营利性动机的存在则提高了农地租金。这与表 5 的估计结果一致,进一步证实了本文估计结果的稳健性。

## 五、结论与讨论

农地流转作为提高农地配置效率的重要手段,已受到学界普遍重视。由于中国农村社会是基于熟人关系网络构成的,农地流转往往发生在熟人之间,并伴随着更低的合同签订率和农地租金。因此,该类型的农地流转一般被认为是人格化交易或非正式交易。部分研究甚至指出,熟人之间农地流转不仅无益于提高农地配置效率,甚至可能抑制农业生产效率的增长。然而,不可忽视的事实是,已有研究的时间或许过早,无法观察或预测农村社会的开放度和市场经济发展程度不断提高阶段的市场特征。尤其是熟人交易,其在市场经济的不断渗透下,是否会朝着以价格为交易核心,以营利性动机为基本出发点的方向发展,对此做出恰当的判断显然隐含着重要的政策含义。

本研究利用 2015 年 CHFS 数据,实证检验了农地流转对象与农地租金的关系。统计显示,在与熟人交易的转入户中,有 52.5%是出于营利性动机流转的农地,这类交易的平均农地租金可达到每亩 320.165 元。实证结果表明,无论是与熟人还是非熟人交易,农地转入户会支付无差异的农地租金。本文还发现,营利性动机会大幅提高农地租金。本文还讨论了农地流转动机的内生性问题,并利用农地转出户样本和 PSM 进行了重新估计,结果表明,本研究的估计结果稳健。研究表明,熟人之间农地流转已呈现明显的市场化特征,且熟人之间交易与非熟人之间交易的差异在不断缩小,即农地流转市场正在转型。

本研究对于重新认识中国农地流转市场的现状和发展趋势具有重要意义。它表明,传统的熟人交

易也面临市场化的可能性。很多研究已经表明，熟人，尤其是具有较高信任程度的群体，他们的交易往往伴随着更高的交易价格，但却具有较低合同签订率。由于合约本身是不完备的，与其进行事前的拟定，行为主体更愿意采用的是关系型治理和合约治理的双边治理模式。因此，不签订合同并不必然意味着交易的非市场化。然而，是否签订书面合同往往被用来测度农地流转的市场化程度，交易对象也被赋予了类似的作用。这样的处理容易忽视熟人交易中可能出现的新变化和新趋势，并阻碍现有研究思路的拓展。因此，合理区分农地流转市场的内部结构和科学衡量农地流转的市场化程度，对于深化该领域的研究具有重要意义。

农地流转被视为实现农业现代化和适度规模经营的重要组成部分。近 20 年来，中国的农地流转率已经有了较大幅度的提高。但是，目前农地流转规模增速明显下缓，甚至出现乏力态势。这表明，“以量致胜”的模式将不可持续。本研究提供了一种新的思路——推动农地流转市场的转型，提高熟人交易的市场化程度。截至 2018 年，中国农地流转市场中仍有超过 50% 的交易发生于村庄内部。这表明，市场转型可以进一步挖掘农地流转的潜力。因此，农地流转扶持政策和鼓励政策也应该适当向村内流转倾斜，避免以往过于关注引入外部主体的误区。需要强调的是，从农村的整体发展来看，农地流转市场转型是否利大于弊目前仍无法判断。其原因在于，熟人交易的市场化，意味着农地租金的上升和农业经营成本的提高，以及乡村熟人关系网络的“解构”。这无论是对于发展农业生产，还是维持农村的传统治理秩序都可能带来不利的影响。因此，如何平衡发展与破坏之间的关系，将是中国农业政策制定不可回避的两难选择。

#### 参考文献

- 1.何欣、蒋涛、郭良燕、甘犁，2016：《中国农地流转市场的发展与农户流转农地行为研究——基于 2013~2015 年 29 省的农户调查数据》，《管理世界》第 6 期。
- 2.Aichian, A. A., 1994, *The Collective Works of Armen A.*, Michigan: Edwards Brothers, Inc.
- 3.Aoki, M., 1986, "Horizontal vs. Vertical Information Structure of the Firm", *American Economic Review*, 76(5): 971-983.
- 4.Cheung, S. N. S., 1983, "The Contractual Nature of the Firm", *Journal of Law & Economics*, 26(1): 1-21.
- 5.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.
- 6.Dixit, A. K., 2004, *Lawless and Economics: Alternative Modes of Governance*, Princeton: Princeton University Press.
- 7.Ensminger, J., 1992, *Making a Market: The Institutional Transformation of an African Society*, Cambridge, UK: Cambridge University Press.
- 8.Feng, S., and N. Heerink, 2008, "Are Farm Households' Land Renting and Migration Decisions Inter-Related in Rural China?", *NJAS-Wageningen Journal of Life Sciences*, 55(4): 345-362.
- 9.Feng, S., N. Heerink, R. Ruben, and F. Qu, 2010, "Land Rental Market, Off-Farm Employment and Agricultural Production in Southeast China: A Plot-Level Case Study", *China Economic Review*, 21(4): 598-606.
- 10.Ferreira, F., and M. Horridge, 2014, "Ethanol Expansion and Indirect Land Use Change in Brazil", *Land Use Policy*, 36:

595-604.

11. Gao, L., J. Huang, and S. Rozelle, 2012, "Rental Markets for Cultivated Land and Agricultural Investments in China", *Agricultural Economics*, 43(4): 391-403.
12. Ghebru, H. H., and S. T. Holden, 2015, "Reverse-Share-Tenancy and Agricultural Efficiency: Farm-Level Evidence from Ethiopia", *Journal of African Economies*, 24(1): 1-25
13. Glaeser, E. L., D. Laibson, and B. Sacerdote, 2002, "An Economic Approach to Social Capital", *The Economic Journal*, 112(483): F437-F458.
14. Hart, O., 2008, "Economica Coase Lecture: Reference Points and the Theory of the Firm", *Economica*, 75(299): 404-411.
15. Hart, O., and J. Moore, 2007, "Incomplete Contracts and Ownership: Some New Thoughts", *American Economic Review*, 97(2): 182-186.
16. Hart, O., and J. Moore, 2008, "Contracts as Reference Points", *Quarterly Journal of Economics*, 123(1): 1-48.
17. Hendley, K., and P. Murrell, 2003, "Which Mechanisms Support the Fulfillment of Sales Agreement? Asking Decision-Makers in Firms", *Economics Letters*, 78(1): 49-54.
18. Holden, S., and H. Ghebru, 2005, *Kinship, Transaction Costs and Land Rental Market Participation*, [https://www.researchgate.net/publication/228368790\\_Kinship\\_Transaction\\_Costs\\_and\\_Land\\_Rental\\_Market\\_Participation](https://www.researchgate.net/publication/228368790_Kinship_Transaction_Costs_and_Land_Rental_Market_Participation)
19. Hornbeck, R., and S. Naidu, 2014, "When the Levee Breaks: Black Migration and Economic Development in the American South", *American Economic Review*, 104(3): 963-990.
20. Hoxby, C. M., 2000, "Does Competition among Public Schools Benefit Students and Taxpayers?", *American Economic Review*, 90(5): 1209-1238.
21. Jacoby, H. G., G. Li, and S. Rozelle, 2002, "Hazards of Expropriation: Tenure Insecurity and Investment in Rural China", *American Economic Review*, 92(5): 1420-1447.
22. Jia, L., and M. Petrick, 2014, "How Does Land Fragmentation Affect Off-Farm Labor Supply: Panel Data Evidence from China", *Agricultural Economics*, 45(3): 369-380.
23. Kimura, S., K. Otsuka, T. Sonobe, and S. Rozelle, 2011, "Efficiency of Land Allocation through Tenancy Markets: Evidence from China", *Economic Development & Cultural Change*, 59(3): 485-510.
24. Kreps, D. M., 2013, *Microeconomic Foundation I: Choice and Competitive Markets*, Princeton: Princeton University Press.
25. Levitt, S. D., 1997, "Using Electoral Cycles in Police Hiring to Estimate the Effect of Police on Crime", *American Economic Review*, 87(3): 270-290.
26. Lin, N., 2001, *Social Capital: A Theory of Social Structure and Action*, New York: Cambridge University Press.
27. Lin, N., and M. M. Dumin, 2002, "Access to Occupations through Social Ties", *Social Networks*, 8(4): 365-385.
28. Luenberger, D., 1995, *Microeconomic Theory*, Boston: McGraw-Hill.
29. Ma, X., 2013, *Does Tenure Security Matter? Rural Household Responses to Land Tenure Reforms in Northwest China*, PhD Thesis, Wageningen: Wageningen University.
30. Ma, X., N. Heerink, E. van Ierland, M. van den Berg, and X. Shi, 2013, "Land Tenure Security and Land Investments in



Northwest China”, *China Agricultural Economic Review*, 5(2): 281-307

31.Ma, X., N. Heerink, S. Feng, and X. Shi, 2015. “Farmland Tenure in China: Comparing Legal, Actual and Perceived Security”, *Land Use Policy*, 42: 293-306.

32.Macours, K., A. De Janvry, and E. Sadoulet, 2010, “Insecurity of Property Rights and Social Matching in the Tenancy Market”, *European Economic Review*, 54(7): 880-899.

33.Ostrom, E., 1990, “Governing the Commons: The Evolution of Institutions for Collective Action”, Cambridge, UK, and New York: Cambridge University Press.

34.Paul, C., R. Nehring, D. Banker, and A. Somwaru, 2004, “Scale Economies and Efficiency in U.S. Agriculture: Are Traditional Farms History?”, *Journal of Productivity Analysis*, 22(3): 185-205.

35.Wang, H., J. Riedinger, and S. Jin, 2015, “Land Documents, Tenure Security and Land Rental Development: Panel Evidence from China”, *China Economic Review*, 36: 220-235.

(作者单位：<sup>1</sup> 华南农业大学国家农业制度与发展研究院；

<sup>2</sup> 华南农业大学经济管理学院)

(责任编辑：曙 光)

## Market Transition of Agricultural Land Transfer: Theory and Evidence based on the Relationship between Transaction Partners and Land Rents

Qiu Tongwei Luo Biliang He Qinying

**Abstract:** The existing literature argues that there exist a large amount of transactions conducted by acquaintances in China’s rural land transfer market, and the degree of marketization of such transactions is low. However, few studies have made efforts from the perspective of price, and solved the endogeneity problem of transaction partners. This article uses land rents to measure the degree of marketization from the perspective of profit-making motivation, and utilizes 1478 transferees’ sample from the China’s Household Financial Survey (CHFS) data in 2015 to assess the relationship between transaction partners and land rents. The descriptive statistics show that 52.5 percent of transferees in acquaintance transactions are for the sake of profit-making motivation, and the average rent of such transactions reaches 320.165 yuan per mu. The empirical results indicate that there is no significant difference in land rents between acquaintances and non-acquaintances after the endogenous problem is taken into consideration. The study also finds that profit-making motivation positively affects land rents. In addition, several robustness checks support the findings. The study implies that the transfer of farmland among acquaintances has shown obvious market-oriented characteristics in rural China.

**Key Words:** Land Transfer; Land Rent; Transaction Partner; Profit-making Motivation; Market Transition