

# 关系治理、第三方介入对农地流转租金的影响

## ——基于 CLES 的经验证据

陈甲<sup>1</sup>, 徐静文<sup>2</sup>, 张红霄<sup>1\*</sup>

(1.南京林业大学 经济管理学院, 江苏 南京 210037; 2.无锡职业技术学院 财经学院, 江苏 无锡 214121)

**摘要:** 流转租金的市场化是农地要素市场发育的重要表征, 当前我国农地市场中租金的价格形成机制并不完善。以转出方面面临的流转事后交易费用为理论分析起点, 基于 2020 年中国土地经济调查 (CLES) 收集的 1648 个农地流转样本, 采用 OLS、2SLS 和 CMP 等方法实证检验了关系治理对流转租金的影响以及县和乡镇政府、村委会等第三方介入对关系治理格局的改变和租金决定的作用。研究结果显示: 流转双方的关系越紧密, 信任和声誉机制约束发挥作用的强关系治理能够减少事后交易费用, 双方就这部分交易费用进行博弈使得流转租金低于市场价格; 县和乡镇政府、村委会等第三方介入流转, 替代了关系治理在减少交易费用方面的作用, 改变了熟人社会的关系治理格局, 流转租金接近于市场价格。

**关键词:** 农地流转; 交易费用; 关系治理; 第三方介入; 租金

中图分类号: F301.4

文献标志码: A

文章编号: 1009-2013(2022)01-0033-11

## Impact of relationship governance, third party intervention on farmland transfer rents: Empirical evidence based on CLES

CHEN Jia<sup>1</sup>, XU Jingwen<sup>2</sup>, ZHANG Hongxiao<sup>1\*</sup>

(1.College of Economics and Management, Nanjing Forestry University, Nanjing 210037, China;

2.College of Finance and Economics, Wuxi Institute of Technology, Wuxi 214121, China)

**Abstract:** The marketization of transfer rent is an important symbol of the development of farmland factor market. At present, the price formation mechanism of rent in China's farmland market is not perfect. Based on the theoretical analysis starting with the post transaction cost of leasers, this paper uses 1648 farmland transfer samples collected by China Land Economic Survey (CLES) in 2020, and employs OLS, 2SLS and CMP methods to empirically test the impact of relationship governance on transfer rent and the role of third-party (including county and township governments and village committees) intervention on the change of relationship governance pattern and rent decisions. The results show that the close relationship between the two sides of transfer represents the strong relationship governance functioned by the constraints of trust and reputation mechanism, which can reduce the post transaction cost. And the two sides play a game on this part of transaction cost, making the transfer rent lower than the market price. Furthermore, the involvement of third parties such as county and township governments and village committees in the transfer has replaced the role of relationship governance in reducing transaction cost, and changed the relationship governance pattern of acquaintance society, which makes the transfer rent close to the market price.

**Keyword:** farmland transfer; transaction cost; relationship governance; third party intervention; rent

收稿日期: 2021-12-06

基金项目: 国家自然科学基金青年基金项目(7200030610); 江苏省高校哲学社会科学基金项目(2021SJA0936); 江苏省研究生科研与实践创新计划项目(SJKY19-0903)

作者简介: 陈甲(1991—), 男, 安徽宿州人, 博士研究生, 主要研究方向为农林经济政策绩效评价。\*为通信作者。

## 一、引言

农地流转是提高农业生产率的内在需要。截至 2018 年底, 我国的农地流转率达到 38.9%<sup>①</sup>。然而, 高流转率并不意味着市场化程度的提高。价格机制发挥作用的流转能够引导农地资源配置于对其价

值评价最高的主体,不然,则可能隐含着流转租金与农地使用价值不匹配的市场失灵。因此,流转租金的市场化是农地要素市场发育的重要表征。

根据农业农村部农村固定观察点 2003—2013 年间的推算,中国土地的零租金流转率超过 50%。中国家庭金融调查(CHFS)2015年的调查数据显示,农地无偿流转的比例约为 42.5%。王亚辉等<sup>[1]</sup>在重庆市 3 个县区的农户调查也发现,高达 74.0%的地块在流转时没有收取租金或仅收取象征性的租金。尽管零租金或低租金流转的本质都是经济交换<sup>[2]</sup>,但由于转出方不再单纯追求货币或实物租金,而是会以某种标准挑选特定的转入方以获取其他利益<sup>[3]</sup>,因此租金的高低不是其筛选转入方的依据。此时,被选择的转入方未必是生产层面上效率更高的选择。对转入方来说,流转租金也是他们有效利用农地的信号与刺激<sup>[4]</sup>,租金安排所体现的成本约束和信息传递均可能对其生产行为产生影响<sup>[5]</sup>。可见,从农地资源有效利用的角度来看,现实中我国农地市场中租金的价格形成机制并不完善。

已有研究从人情互惠<sup>[2,6]</sup>、产权安全<sup>[7,8]</sup>或控制权偏好<sup>[9]</sup>等角度探讨了农地流转中非市场化定价机制的现实成因。一般来说,非市场定价的流转都具有熟人交易的特征,经济社会中的交易都是以契约为媒介进行治理的<sup>[10]</sup>。从减少交易费用的角度,基于信任和声誉机制的关系治理在熟人交易中是一种非常普遍的治理机制<sup>[11,12]</sup>。有学者分别从交易对象选择、流转期限与契约形式等维度探讨了关系治理在农地流转中的运用,钱龙等<sup>[13]</sup>对贵州省 543 份农户的农地流转契约调查表明,双方信任程度越高,越可能签订口头契约且不约定期限,并根据关系强度呈现一种差序格局的现象。洪名勇进一步验证了信任和声誉机制对契约形式选择的影响<sup>[14]</sup>。而从市场运行的基本逻辑来看,价格是契约最重要的维度,是竞争和稀缺性的表达<sup>[15]</sup>。本文关注的第一个问题是,从交易费用的角度,熟人社会中基于信任和声誉机制的关系治理是如何具体影响流转租金安排的?这有助于加深对现阶段我国农地流转市场交易特征的理解。

进一步地,熟人交易不免伴随着租金的人格化,因此,如何促使熟人流转中的关系治理转向更

大范围的市场治理,从而实现租金价格的市场化,是完善农地要素市场的题中应有之义。North<sup>[16]</sup>认为第三方通过规则制定能够为交易双方提供稳定的预期并有助于降低交易费用。政府是最主要的第三方实施主体,学界一直强调发挥政府有形之手的作用,促进流转市场转型。实践中,县和乡镇政府、村委会往往以各种方式介入流转。那么,本文想要回答的第二个问题是,从交易费用的角度,政府和村委会等第三方又是如何在农地流转中发挥治理的作用并影响租金的决定?从而为破解人格化的农地要素交易和提高资源配置效率提供经验参考。

现有文献为本文提供了丰富的参考,但仍需要思考的是:第一,农地流转租金非市场化定价的本质还可进一步探究,流转是交易双方在既定约束下寻求利益最大化的过程,在此过程中产生的交易费用可能是不同关系强度的交易对象间就租金进行博弈的关键。第二,已有文献在探究第三方介入对租金的影响时,多将其视为对流转定价的直接干预,没能打开其影响租金决定内在机理的黑箱。第三,已有文献多运用农户层面的数据探讨租金的决定,而农地的流转一般均以地块为基本单位,租金也与地块的规模、肥力等直接相关,匹配到地块尺度的数据可以更好地进行实证检验。综上,本文梳理了“交易费用—关系治理—第三方介入—农地流转租金”的理论分析线索,并利用中国土地经济调查(CLES)2020年在江苏省采集的 1 648 个农地流转样本,采用 OLS、2SLS 和 CMP 等方法实证检验关系治理对流转租金的影响以及县乡镇政府、村委会等第三方介入对关系治理格局的改变和租金决定的作用,以期为加深对现阶段我国农地流转市场交易特征的理解,破解人格化的农地要素交易和提高资源配置效率提供经验参考。

## 二、理论分析

当交易费用为零时,价格机制可以实现有效率的权利交易<sup>[17]</sup>。在农地流转中,交易双方都要付出事前、事中和事后三个阶段的交易费用<sup>[18]</sup>。其中,转出方主要面临着转入方不能按期足量归还农地和破坏农地质量等事后道德风险造成的交易费用,他们不仅需要搜寻有流转意愿的转入方,还希望搜寻到的转入方具有良好的信用以规避上述风险。因

此, 交易费用对交易价格的形成尤为重要。

亲疏程度和交往距离与交易对象间的关系强度密切相关。在强关联的关系下, 信任和声誉机制发挥作用的关系治理能够有效规避流转的事后风险。首先, 信任程度越高, 交易对象行为的可预期性越强, 能够形成稳定的预期来规避转入方的机会主义行为。其次, 双方的社会关联越紧密, 声誉机制更能约束转入方的不确定性行为。

理论上, 无论双方关系强度如何, 转出方都希望获得更高的租金。但是, 由于基于信任和声誉机制的关系治理有利于减少事后风险规避的交易费用, 转出方不需要另外寻找“可靠”的转入方。因此, 转出方愿意牺牲部分租金来进一步强化双方的关联关系, 这构成了转出时的隐形成本。对转入方来说, 这些隐形成本也使其具备更强的价格博弈能力。只有当这部分隐形成本附加到流转租金中, 双方的交易才有可能达成, 以至于隐形成本实际上转化为了一种“隐性租金”。这是对采用关系治理的流转中租金低于市场价格的初步解释。

为进一步论证上述分析, 本文用一个简单的逻辑推演加以说明。为简化分析, 假设流转市场仅同时存在熟悉的转入方  $A$  和陌生的转入方  $B$ , 他们与转出方对应不同的关系强度。 $r$  是流转的市场价格,  $m$  是转出方面临的事后交易费用。转入方愿意提供更高的租金, 但可能会采取各种机会主义行为。转出方则需要同时权衡流转中可以获得的租金和事后交易费用。

引入事后交易费用后, 转出方对转入方的选择可以构建以下模型:

$$\text{Max}(U)=U(r,m) \quad (1)$$

如果转出方选择将农地流转给熟悉的转入方  $A$ , 信任和声誉机制约束形成有效的事后履约保证, 那么转出方对熟悉的转入方  $A$  的事后交易费用会相应变小, 且信任和声誉机制的约束  $t_A$  越强, 交易费用  $m$  越小。具体如下:

$$\frac{\partial m}{\partial t_A} < 0 \quad (2)$$

转出方也可选择与陌生的转入方  $B$  交易, 但双方之间本身并不存在关联, 转入方  $B$  的机会主义行为无法被预期和连带惩罚。因此, 转出方减少事后交易费用的另一选择是前期投入时间成本对转入方的可靠性进行甄别。也就是说, 转出方面临的事

后交易费用  $m$  可以是双方间信任、声誉机制约束  $t$  和转出方前期搜寻或甄别可靠转入方成本  $n$  的函数, 且二者互为替代关系, 如 (3) 式所示:

$$\text{Max}(U)=U(r,m(t,n)) \quad (3)$$

转出方前期付出的搜寻或甄别成本越高, 越有可能找到合适的转入方, 具体如下:

$$\frac{\partial m}{\partial n_B} < 0 \quad (4)$$

转出方对转入方的选择, 是通过权衡租金收益  $r$  和事后交易费用  $m(t,n)$  做出的决定。综合考虑信任和声誉机制  $t$  以及搜寻成本  $n$ , 转出方可以选择与熟悉的转入方  $A$  交易, 也可以重新搜寻陌生的交易对象  $B$ , 其原则是收益最大化, 即在考虑了事后交易费用后所能得到的租金更高:

$$[R_A=r-(t_A+n_A)] \geq [R_B=r-(t_B+n_B)] \quad (5)$$

(5) 式中, 若转出方选择熟悉的转入方  $A$ , 由于信任和声誉机制约束较强, 故  $t_A > 0$ , 且不存在搜寻成本, 故  $n_A = 0$ ; 而对于潜在的陌生转入方  $B$  而言, 信任和声誉机制约束  $t_B = 0$ , 搜寻成本则较高, 即  $n_B > 0$ 。

因此, 可将 (5) 式进一步简化为式 (6):

$$[R_A=r-t_A] \geq [R_B=r-n_B] \quad (6)$$

对转入方而言, 其所需支付的租金是市场价格减去事后交易费用的函数。只需比较  $t_A$  和  $n_B$ , 如果  $n_B > t_A$ , 则转出方更有可能选择具有较强信任和声誉机制约束的熟悉转入方  $A$ 。在流转市场不完善的情况下, 转出方在熟人社会以外搜寻到合适转入方的成本  $n_b$  很高<sup>[18]</sup>。因此, 熟悉的转入方仅需要支付低于市场价格的租金即可。

综上, 本文得到假设一: 流转双方的关系越紧密, 信任和声誉机制约束发挥作用的强关系治理能够减少事后交易费用, 双方就这部分交易费用进行的博弈会使得流转租金低于市场价格。

从农地利用效率的角度, 流转需要由熟人社会内部转向市场化的交易。县和乡镇政府、村委会等第三方介入对关系治理的替代, 也有助于减少农地流转中的交易费用<sup>[19]</sup>。首先, 第三方可更加有效地收集和汇总供需信息, 并带动形成开放的市场网络, 降低转出户对熟人关系网络的依赖。其次, 相比于熟人社会内部的信任和声誉机制, 第三方的权威与公信力在监督契约的事后执行方面也具有独

特的优势。

对转出方来说,由于第三方介入减少了他在更大范围内搜寻交易对象的信息成本,且在第三方的保障机制下,无论是与熟悉的还是陌生的转入方交易,转出方都能够节约流转的事后交易费用。因此,转出方无须让渡租金来强化与转入方的关联关系,熟悉的转入方也无法就此进行价格博弈。并且,第三方介入能带动形成更开放的流转市场,相比于封闭的熟人市场,市场规则下筛选出的转入方可能生产能力和营利性动机均较强,而维持社会关系的动机较弱,他们能够且愿意支付更高的租金以获得稳定的经营权。此时,流转双方能够以更高的价格达成协议,租金与市场价格的偏差减小。

本文仍以事后交易费用为例论证第三方介入对租金的影响。如前文(6)式所示,不同交易对象的租金差异是由双方对事后交易费用的博弈形成。

$$[R_A=r-t_A]=[R_B=r-n_B] \quad (7)$$

(7)式中,政府或村委会作为第三方介入流转后,一方面,第三方具有合约事后担保的责任,政府和村委会依靠权威和信用建立的公信力和约束力,可有效对转入方不按时归还农地或破坏地力的行为加以限制。另一方面,第三方高效的信息传递能够减少转出方在熟人社会以外寻找可靠转入方的时间成本。也即,第三方介入流转后,同时替代了熟人社会内部的信任和声誉机制约束 $t_A$ 并减少了转出方对外部转入方的搜寻成本 $n_B$ ,因此,流转租金将接近于市场价格 $r$ 。

由此,本文得到假设二:县和乡镇政府、村委会等第三方介入流转,替代了关系治理在减少交易费用方面的作用,改变了熟人社会的关系治理格局,流转租金接近于市场价格。

### 三、数据来源与模型选择

#### (一) 数据来源

本文的数据来源于南京农业大学人文社科处和金善宝农业现代化发展研究院于2020年在江苏省进行的中国土地经济调查(China Land Economic Survey,简称CLES)。该调查涵盖土地市场、农业生产等多方面的内容。调查采用PPS抽样方法(probability proportionate to size sampling),在江苏

省13个地级市中抽取26个调研区县,在每个区县分别抽取2个样本乡镇,每个乡镇抽取1个行政村,每个村随机抽取50户农户。数据库中共包含了52个行政村和2628户农户。

考虑到农地流转一般都是以地块为基本单位,租金的决定也农地质量、区位等直接相关<sup>[20,21]</sup>。因此,本文在实证分析时将每一个地块与受访农户其他层面的变量进行匹配,尽可能地消除地块的异质性对租金的影响。CLES的地块层面调查中收集了受访农户“面积最大的地块”信息,包括地块的面积、肥力、坡度、离硬化道路的距离等基本信息,以及租金、交易对象、交易途径等流转相关信息,能够很好地满足本研究的需要。经过数据处理和筛选,本文最终保留了1134个转出样本和514个转入样本。

#### (二) 变量选择

##### 1. 被解释变量

本文的关键被解释变量是农地流转租金水平,采取流转农地的亩均流转价格来衡量。考虑到有样本采取实物计租的方式,为了分析的一致性,本文将实物租金按照江苏省2019年的农作物收购价格折算为货币租金。

##### 2. 关键解释变量

借鉴费孝通<sup>[22]</sup>和黄光国<sup>[23]</sup>对社会关联的划分,本文通过“流转交易对象”来衡量“关系治理”。不同交易对象间的关系强度不同,血缘与亲情构成了最稳定的社会关系,随着交易的圈层逐渐外移,交易双方之间的关系强度逐渐弱化。CLES的问卷中设计了“地块流转的交易对象是三代以内近亲吗”这一问题,三代以内近亲和普通交易对象对应了不同的关联程度,进而体现了典型的强关系治理和一般关系治理范式的差异。

同时,本文还需验证县和乡镇政府、村委会等第三方介入对租金决定的影响。CLES问卷中设置了“流转是否通过土地交易平台”和“流转时村委会或村干部是否出面组织协调”两个问题。如果受访农户至少选择其中一项,即认为存在第三方介入,则赋值为1,否则赋值为0。需要注意的是,这两类方式分别代表外生型和内生型的介入,本文在机制分析中还将进一步加以区分。

3. 控制变量

本文还引入了户主层面特征、家庭层面特征、地块特征、村庄特征、地区固定效应等以降低估计偏误<sup>[24,25]</sup>。户主层面特征包括年龄、文化程度等人口统计学特征以及户主的农业生产经验。家庭层面特征中，家庭社会资本和物质资本是可能同时影响交易范围和租金的因素，社会组织是表征社会资本

的重要变量，本文引入是否是党员户表征家庭的社会资本，并用家庭非农收入表征物质资本。地块特征是本文引入的另一类重要控制变量，不同地块在区位、肥力上的异质性对租金的决定至关重要<sup>[21]</sup>。此外，是否签订合同和流转期限也是影响租金的重要因素<sup>[26]</sup>。

表 1 列出了各变量的描述性统计特征。

表 1 变量的描述性统计特征

变量名称	度量方法	转出样本			转入样本		
		观测值	均值	标准差	观测值	均值	标准差
租金水平	元/亩	1 134	821.961	354.352	514	566.684	480.452
关系治理	交易对象是否三代以内近亲, 1=是; 0=否	1 134	0.067	0.250	514	0.105	0.307
第三方介入	流转是否通过村委会或交易平台, 1=是; 0=否	1 134	0.805	0.396	514	0.439	0.497
户主年龄	单位: 岁	1 134	62.146	12.178	514	56.037	8.963
户主文化程度	受教育年限	1 134	7.056	4.014	514	7.313	3.459
户主农业生产经验	16岁以前是否干农活, 1=是, 0=否	1 134	0.765	0.424	514	0.774	0.418
家庭是否党员户	1=是; 0=否	1 134	0.337	0.477	514	0.268	0.444
家庭农业人口	个	1 134	0.965	1.043	514	1.914	0.877
家庭非农收入	单位: 元, 取对数	1 134	8.969	4.585	514	8.544	4.693
地块面积	单位: 亩	1 134	2.552	3.657	514	24.158	45.294
地块离硬化路距离	单位: 里	1 134	0.476	0.895	514	0.619	1.273
地块能否灌溉	1=能; 0=不能	1 134	0.928	0.259	514	0.813	0.390
地块肥力	1=差; 2=中; 3=好	1 134	2.511	0.601	514	2.324	0.629
是否签订书面合同	1=是; 0=否	1 134	0.795	0.404	514	0.491	0.501
流转期限	约定的流转年数	1 134	7.019	6.018	514	4.739	5.554
村庄是否临近高速	1=是; 0=否	1 134	0.113	0.317	514	0.107	0.426

(三) 描述性分析

在进行计量分析之前，本文首先对数据进行描述性分析。缔约形式、期限、租金是流转合约的基本维度<sup>[27]</sup>。从表 2 可以看出，无论是在转出还是转入的样本中，在强关系的治理情境下，签订书面合约的比例、流转期限与租金均体现出弱市场化的特征。而随着交易双方关联关系的弱化，签订书面合

约的比例升高，流转年限拉长，租金增加，呈现出具有市场特征的一般关系治理。其中，两类样本中一般关系治理下的租金均值比强关系治理下的租金均值增加了约 1 倍。对数据的这一观察初步验证了假设 1，更进一步的实证检验见计量结果与分析部分。

表 2 关系治理与流转合约

治理情境	流转数量(个)	签订书面合约比例(%)	流转期限均值(年)	租金均值(元/亩)
转出样本				
三代以内近亲(强关系)	76	46.052	4.250	439.41
普通交易对象(一般关系)	1 058	82.136	7.221	849.44
转入样本				
三代以内近亲(强关系)	54	11.11	2.556	307.378
普通交易对象(一般关系)	460	54.57	8.111	597.006

表 3 体现了第三方介入对关系治理格局的影响。就转出样本而言，无第三方介入时农地转给三代以内近亲的比例为 19.73%，而存在第三方介入时，这一比例下降到 3.52%。与之对应的是，转给普通交易对象的比例由无第三方介入时的 80.27% 上升到

了有第三方介入的 96.48%。这一定程度上体现了第三方介入对农地流转中关系治理格局的改变。这部分验证了假设 2 的影响机理，进一步的实证检验见本文第四部分“计量结果与分析”。

表3 第三方介入对关系治理格局影响的描述性证据

第三方介入	单位: %			
	转出样本		转入样本	
	流向三代以内近亲	流向普通交易对象	由三代以内近亲转入	由普通交易对象转入
有介入	3.52	96.48	1.77	98.23
无介入	19.73	80.27	17.36	82.64

表4意在说明当交易对象确定时,第三方介入对租金的影响。可以看出,无论是在转出或是转入的样本中,有第三方介入的租金均高于无第三方介

入的租金。以转出样本为例,当农地流转给普通交易对象时,第三方介入对租金的影响并不明显,可见一般关系治理本身已经体现了一定的市场特征。而当农地流转给三代以内近亲时,有第三方介入的租金均值明显增加,可见在熟人的社会关系中,第三方介入也可促进租金向市场化方向转变。这一观察初步验证了假设2,第四部分“计量结果与分析”将进一步验证假设2。

表4 第三方介入影响租金的描述性证据

交易对象	转出样本		转入样本		
	第三方介入	租金均值(元/亩)	交易对象	第三方介入	租金均值(元/亩)
三代以内近亲	有介入	570.81	三代以内近亲	有介入	537.500
	无介入	386.92		无介入	290.048
普通交易对象	有介入	835.98	普通交易对象	有介入	820.023
	无介入	817.92		无介入	388.050

#### (四) 模型设定

##### 1. 基准回归模型: OLS

本文首先构建了关系治理对流转租金影响的计量模型,模型设定如下:

$$\ln(Rent) = \alpha_1 R_i + \eta_1 X_i + \mu_i \quad (8)$$

由于流转租金数据波动较大,为减少回归的异方差性,在放入模型时对租金做取自然对数的处理。式(8)中, $\ln(Rent)$ 表示亩均流转租金的对数。 $R_i$ 表示关系治理, $X_i$ 为控制变量,分别包含户主特征、家庭特征、地块特征、村庄特征等, $\alpha_1$ 、 $\eta_1$ 为待估参数, $\mu_i$ 为随机误差项。

##### 2. 内生性讨论: 2SLS模型和CMP方法

如果 $R_i$ 是外生的,则普通最小二乘法(OLS)回归可视为无偏估计。然而,本文的关键解释变量“关系治理”是通过“流转交易对象”这一指标来衡量,而不同的交易对象选择是一个潜变量,其由多个因素决定,而不是随机选择的。譬如,风险厌恶的家庭更有可能与亲戚交易以降低无法按期收回农地的风险,其他未观察到的因素也可能影响租金的决定。那么关系治理可能是一个内生变量,这就会导致(8)式的估计结果有偏,因此本文引入工具变量解决这一内生性问题。

在模型估计时,本文分别采用两阶段最小二乘法(2SLS)和条件混合估计方法(CMP)。2SLS模型估计的基本思想是,首先用内生解释变量“关系

治理”对工具变量进行回归,得到拟合值。其次用被解释变量“流转租金”对第一步得到的拟合值进行回归。如解释变量内生性检验结果显著拒绝原假设,则采用2SLS模型估计所得结果要优于OLS模型的估计结果。CMP方法估计的基本思想是,首先评估内生解释变量“关系治理”与工具变量的相关性,其次将工具变量代入模型回归,根据内生性检验参数 $atanhrho_{12}$ 判断关键解释变量是否具有内生性。如内生性检验参数 $atanhrho_{12}$ 显著不为零,则CMP方法的估计结果更加可信。本文分别采用上述两种方法对模型进行估计,并据此判断实证结果的稳健性。

## 四、计量结果与分析

### (一) 关系治理对流转租金的影响

本文首先汇报了关系治理对流转租金影响的OLS回归结果,在对模型进行OLS回归之前,首先对各变量的多重共线性进行检验,结果显示各变量最大的方差膨胀因子(VIF)仅为1.63,均小于5,说明不存在多重共线性问题,可直接引入模型。为避免可能存在的异方差问题,本文采用稳健标准误。此外,为缓解由地区差异带来的内生性问题,本文还控制了地区固定效应。表5第(1)列和第(3)列分别为转出与转入样本未加入控制变量时的回归结果,结果均显示,与三代以内近亲交易时的强

关系治理显著降低了流转租金。表 5 的第 (2) 列和第 (4) 列显示, 在加入控制变量和控制地区固定效应后, 强关系治理对转出和转入样本的流转租金仍分别在 1% 和 10% 的显著性水平呈负向关系, 与三代以内近亲交易时的流转租金明显更低。需要说明的是, 由于本文理论分析的逻辑起点是转出方面临的事后交易费用是造成不同治理情境中租金差异的原因, 因此本文在分析时重点关注的是转出样本。

表 5 关系治理对流转租金影响: OLS 回归

变量	转出样本		转入样本	
	(1)	(2)	(3)	(4)
关系治理	-1.958*** (0.302)	-1.848*** (0.279)	-0.804** (0.422)	-0.775* (0.426)
户主年龄	—	-0.003 (0.002)	—	-0.001 (0.015)
户主文化程度	—	-0.189*** (0.007)	—	0.013 (0.043)
户主农业生产经验	—	-0.128** (0.055)	—	0.243 (0.265)
家庭是否党员户	—	-0.437 (0.053)	—	-0.122 (0.243)
家庭农业人口数	—	0.039* (0.020)	—	0.115 (0.121)
家庭非农收入	—	0.003 (0.005)	—	-0.047 (0.023)
地块面积	—	0.001 (0.004)	—	-0.002 (0.002)
地块离硬化道路距离	—	-0.186 (0.018)	—	0.064 (0.101)
地块能否灌溉	—	0.016 (0.132)	—	0.410 (0.286)
地块肥力	—	0.001 (0.045)	—	-0.101 (0.185)
是否签订书面合同	—	0.284*** (0.068)	—	4.029*** (0.233)
流转期限	—	0.008*** (0.003)	—	0.001 (0.001)
村庄是否临近高速	—	0.132*** (0.078)	—	-0.446 (0.274)
地区固定效应	控制	控制	控制	控制
常数项	6.684*** (0.011)	6.737*** (0.248)	4.659*** (0.144)	2.543* (1.102)
R <sup>2</sup>	0.294	0.328	0.007	0.403
样本量	1134	1134	514	514

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。

控制变量的估计结果也基本符合预期。以转出样本为例, 户主文化程度越高, 流转租金越低, 本文给出的解释是, 户主文化程度越高意味着非农就业机会与收入的增加, 相应的其务农的机会成本更大, 他们可能更愿意降低租金要价。家庭农业人口数在10%的显著性水平上增加了租金, 这是因为家庭农业人口越多代表家庭的农业生产能力更强, 即便不转出农地也可以自己经营, 农户询价时更占据主动, 在转出时可能会要求更高的租金。签订书面合同和长流转期限均显著增加了流转租金, 这与本文的理论分析一致, 也与主流文献的观点相符<sup>[26]</sup>。村庄附近有高速也提高了流转租金, 临近高速意味着交通更为便捷, 农产品的加工、仓储与运输都更为便利, 这也验证了经典地租理论中关于区位条件对租金影响的论述。由于控制变量不是本文关注的重点, 这里不再过多讨论。

上述结果初步表明, 强关系治理对流转租金具有显著的负向影响。为避免潜在的内生性问题, 本文采用 2SLS 模型和 CMP 方法加以解决, 首先需要寻找一个有效的工具变量, 有效的工具变量既要与关系治理有关, 又要与流转租金及其他无法观测的因素不相关。本文选择受访农户“手机联系人的数量”作为关系治理的工具变量。手机联系人数量可以反映农户的社会资本, 社会资本越强的农户越有可能将流转交易的范围扩大到熟人社会以外, 与关系治理相关, 但并不会直接影响具体地块的租金水平, 因此是较为合适的工具变量。

表 6 关系治理对流转租金的影响: 考虑内生性问题

	转出样本		转入样本	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	2SLS	CMP	2SLS	CMP
关系治理	-2.671*** (0.934)	-2.912*** (0.128)	-0.019 (2.855)	-0.917 (0.802)
控制变量	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制
atanrho_12	—	-0.007 (0.042)	—	0.506 (0.503)
弱工具变量检验	10.703**	—	11.051***	—
豪斯曼检验	0.761	—	0.071	—
识别不足检验	15.824***	—	12.315**	—
样本量	1134	1134	514	514

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; 控制变量与基准回归相同, 限于篇幅, 没有汇报控制变量的回归结果。下同。

在回归之前,首先对工具变量的有效性进行检验,弱工具变量检验和识别不足检验显示,工具变量不存在弱工具变量问题且具有较好的外生性。如表6所示,本文以转出样本为例进行分析,2SLS模型的两阶段回归结果显示,采用工具变量法控制了核心解释变量可能的内生性之后,强关系治理在1%的显著性水平上显著负向影响流转租金,与一般关系治理相比,采用强关系治理的交易中流转租金显著更低。同时,本文还采用CMP方法验证2SLS回归结果的可靠性。CMP方法的估计结果的方向与2SLS一致,估计系数也较为接近。然而CMP方法所得的内生性检验参数 $\text{atanrho}_{12}$ 没能显著拒绝核心解释变量“关系治理”为外生变量的原假设,CMP方法的估计结果并不优于OLS的估计结果。因此本文以2SLS的回归结果为准。以上分析表明,

在采取工具变量法修正潜在的内生性偏误后,核心解释变量的系数方向不变,估计值有所上升。也就是说,农地流转中的强关系治理显著降低租金这一结论是可靠的。假设1进一步得到验证。

### (二) 进一步讨论: 关系治理、第三方介入与流转租金

本文进一步分析第三方介入对流转租金的影响,首先分别将关系治理与第三方介入放入模型。结果显示,第三方介入1%的显著性水平上提高了流转租金。进一步地,将关系治理、第三方介入与二者的交互项同时放入模型。考虑到交互项中“关系治理”的内生性问题,本文使用“关系治理”的外生工具变量“手机联系人数量”与第三方介入形成一个新的交互项,作为原来的交互项的外生工具变量,并采用2SLS进行回归。

表7 关系治理、第三方介入与流转租金

	转出样本			转入样本		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
关系治理	-2.671*** (0.934)	—	-3.879* 1.611	-0.019 (2.855)	—	-4.859 (11.392)
第三方介入	—	0.336*** (0.093)	0.191 (0.228)	—	1.866*** (0.253)	0.243 (0.255)
关系治理×第三方介入	—	—	2.231 (1.801)	—	—	4.186 (27.139)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	1 134	1 134	1 134	514	514	514

本文以转出样本为例进行分析,通过表7中“关系治理×第三方介入”这一交互项对租金的影响可以看出,即便转出的交易对象和治理情境已经给定,当存在第三方介入时,关系治理对流转租金的影响也不再显著。可见,从租金的角度来看,第三方介入改变了关系治理的格局。由此可见,县、乡镇政府和村委会介入流转促进了租金由熟人社会中的人格化特征向市场化的特征转变。假设2得到了一定程度的验证。

### (三) 机制分析

#### 1. 机制分析一: 信任和声誉的作用机制

前文理论分析中提到,关系治理发挥作用是基于信任和声誉机制的约束,那么按此逻辑,如果信任和声誉机制的约束越强,强关系治理对租金的弱化作用也就更强。关系治理由信任和声誉机制两个

维度具体体现<sup>[28]</sup>。受访者对亲戚的信任程度越强,信任越能在熟人社会中发挥关系治理的作用。本文采用受访农户“对亲戚的信任程度”对信任进行度量。声誉机制发挥作用是依靠声誉在一定网络中传播来实现激励和惩罚效应<sup>[14]</sup>,声誉是一种有价值的资产,本文选择“受访者在本地村的经济地位”进行衡量。经济地位越高的受访者更担心自己的声誉受到损失,违约的可能性越小。而如果交易对象违约,经济地位越高的受访者给对方造成的声誉损失也越大。

本文将“关系治理×信任”和“关系治理×声誉”作为两个交互项分别放入模型,并重点考虑交互项中“关系治理”的内生性问题,而将“信任”和“声誉”作为外生变量。使用“关系治理”的外生工具变量“手机联系人数量”分别与“信任”和“声誉”



表 8 信任与声誉对租金的影响

	转出样本		转入样本	
	(1)	(2)	(3)	(4)
关系治理×信任	-0.634*** (0.249)	—	0.172* (0.099)	—
关系治理×声誉	—	-1.116*** (1.394)	—	0.263** (0.129)
控制变量	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	1134	1134	514	514

进行交互，作为两个交互项的外生工具变量，并采用 2SLS 进行回归。本文以转出样本为例进行分析，表 8 的第 (1) 列显示，“关系治理×信任”的交互项在 1% 的显著性水平上负向影响流转租金。也就是说，转出方对亲戚的信任程度越强，将农地流转

给三代以内近亲时收取的租金越低。这进一步验证了假设 1。但“关系治理×声誉”的交互项对租金的影响并不显著，声誉发挥作用的影响机制没能得到检验。可能的原因是由于数据库中问题设置的限制，本文对声誉的度量存在偏差，这是未来需要进一步考虑的方向。

2. 机制分析二：第三方介入与流转对象选择

本文假设 2 认为，第三方介入可能会通过引导熟人社会以外的交易来影响流转租金。为了证明这一传导机制的合理性，本文具体分析第三方介入对流转对象选择的影响。同时，需要注意的是，通过政府交易平台和村委会组织协调可能分别代表了外生型和内生型的介入模式<sup>[29]</sup>，本文对此进一步加以区分。

表 9 第三方介入对交易对象选择的影响

	转出样本			转入样本		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
第三方介入	-0.107*** (0.015)	—	—	-0.175*** (0.035)	—	—
村委会组织协调	—	-0.105*** (0.015)	—	—	-0.171*** (0.036)	—
政府成立的平台交易	—	—	-0.017 (0.022)	—	—	-0.124* (0.174)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	1134	1134	1134	514	514	514

由于这部分检验中的解释变量与被解释变量都是二元变量，本文在这里采用 Probit 回归，表 9 中汇报的是回归结果的边际效应。考虑到地块特征对交易对象的选择影响不大，模型中删去了地块层面的控制变量。以转出样本为例进行分析，由表 9 第 (1) 列可见，在 1% 的显著性水平上，第三方介入降低使得转出方将农地流给三代以内近亲的概率下降了 10.7%。这说明从交易对象的角度，第三方介入一定程度上改变了熟人社会的交易格局，假设 2 进一步得到验证。对不同介入方式的检验发现，村委会组织协调的流转对交易对象选择影响符合理论预期。但政府交易平台的中介影响并不显著，这可能是由两方面的原因造成的，第一，在农户看来，政府的平台交易可能与村委会的组织并无区别，这可能造成了通过政府平台交易样本的偏差，从而造成估计偏误。第二，从现实的角度，当前政府的交易平台发展并不完善，

很多地区的交易平台有名无实，未能真正发挥第三方中介在信息传递和合约保障方面的作用，这也是本文所关注的政策完善方向。

(四) 稳健性检验：剔除经济作物样本

本文的关键被解释变量是流转租金，在数据处理的过程中，转出的全样本中保留了地块用作种植粮食和经济作物的样本。但是，存在一种可能的情况是，种植结构的改变造成了双方对农地经营预期收益的变化，而预期收益是影响租金决定的重要因素<sup>[30]</sup>。如果这个推论成立，那么估计结果就可能存在偏误。考虑到粮食种植的利润与预期收益波动相对较小，本文剔除了地块上种植经济作物的转出样本，仅保留地块上种植粮食作物的 1082 个转出样本进行稳健性检验，如表 10 所示。结果表明，尽管系数有所下降，但关系治理依然在 1% 的显著性水平上对流转租金有显著负向影响。第三方介入则在 1% 的显著性水平上提高了流转租金。而将关系治理、第

三方介入与二者的交互项同时放入模型后发现,当存在第三方介入时,关系治理对租金的影响不再显著。可见,在剔除了转出地块上种植经济作物的样本后,前述实证分析的结果是稳健的。

表 10 稳健性检验

	(1)	(2)	(3)
关系治理	-2.002*** (0.310)	—	-1.805*** (0.969)
第三方介入	—	0.623*** (0.138)	0.291 0.221
关系治理×第三方介入	—	—	-0.060 1.902
控制变量	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制
样本量	1082	1082	1082

## 五、结论与政策建议

根据市场配置资源的一般原则,理论上农地可通过租金的价格信号流向更有效率的转入方,因此租金的市场化是农地要素市场发育的重要表征。本文以转入方面临的事后交易费用为切入点,在理论分析的基础上,利用 2020 年中国土地经济调查(CLES)收集的 1 134 个农地转出样本和 514 个农地转入样本,分析了关系治理对流转租金的影响,以及县和乡镇政府、村委会等第三方介入对关系治理格局和租金决定的作用。研究结论如下,第一,信任和声誉机制约束发挥作用的强关系治理能够减少事后交易费用,双方就这部分交易费用进行博弈会使得流转租金低于市场价格。第二,县和乡镇政府、村委会等第三方介入流转,替代了关系治理在减少交易费用方面的作用,改变了熟人社会的关系治理格局,流转租金接近于市场价格。

根据以上研究结论,得到如下启示:从转出方对事后交易费用的考虑来看,转出方与亲友、熟人交易时的低租金可视为流转双方之间的一种默契交换或是流转市场不完善下的无奈之举,在现阶段仍有其存在的合理逻辑。但是,从农地资源配置的角度来看,这意味着租金的价格信号不明确,而如果租金无法发挥价格的信号传递功能,那么不仅一些有转出意愿的农户无法实现流转,更为重要的是,生产经营能力更强的转入方的农地需求也无法得到满足。而依据效率原则配置农地资源,将农地向

更有效率的经营主体集中,一直是中央农村政策的重要目标。因此,塑造一个以价格机制为导向的农地流转市场对于提高我国农地的配置效率有着至关重要的作用。但同时不可否认的是,现阶段我国大量的流转交易仍发生在亲友熟人之间<sup>[2]</sup>。在此背景下,本研究的结论二可能提供的一个角度的政策启示是,熟人交易也存在市场化的可能性,其关键在于需要通过发挥县和乡镇政府、村委会的作用,建立和完善以村庄为网络节点、低成本的农地流转服务中介组织,定期发布土地流转有关信息。一方面第三方介入可以对农地流转中原有熟人交易形成“解构”,另一方面也可减少农户对外部潜在转入方的搜寻甄别成本,从而促进形成以价格为核心的交易格局,最终推动农地流转市场的转型。

### 注释:

- ① 数据来源:《全国农村经营管理统计资料》  
② 需要说明的是,政府或村委会强制流转也可能会增加交易费用<sup>[19]</sup>,并造成租金溢价。但从调研的情况来看,农户转出农地一般都是自愿的,因此本文的分析中未考虑这部分交易费用。

### 参考文献:

- [1] 王亚辉,李秀彬,辛良杰.山区土地流转过程中的零租金现象及其解释——基于交易费用的视角[J].资源科学,2019,41(7):1339-1349.
- [2] 陈奕山.人情:中国的一种农地租金形态[J].华南农业大学学报(社会科学版),2018,17(5):94-103.
- [3] 周海文,周海川.农户社会信任对土地流转租金的影响——基于CHIP数据的实证分析[J].公共管理学报,2019,16(3):118-130.
- [4] 舒尔茨.改造传统农业[M].梁小民,译.北京:商务印书馆,1987:107-109.
- [5] 钟甫宁,纪月清.土地产权、非农就业机会与农户农业生产投资[J].经济研究,2009,44(12):43-51.
- [6] 田先红,陈玲.地租怎样确定?——土地流转价格形成机制的社会学分析[J].中国农村观察,2013(6):2-12.
- [7] TAYLOR M R, FEATHERSTONE A M. The value of social capital in farmland leasing relationships[J]. Agricultural Finance Review, 2018, 78(4): 489-496.
- [8] 王亚楠,纪月清,徐志刚,等.有偿 VS 无偿:产权风险下农地附加价值与农户转包方式选择[J].管理世界,2015(11):87-94.
- [9] 钱龙,洪名勇.为何选择口头式、短期类和无偿型的农地流转契约——转出户控制权偏好视角下的实证分析[J].财贸研究,2018,29(12):48-59.

- [10] 罗必良. 农地流转的契约性质[M]. 北京: 中国农业出版社, 2019: 158-161.
- [11] KREPS D M, WILSON R. Reputation and imperfect information[J]. *Journal of Economic Theory*, 1982, 27(2): 253-279.
- [12] 万俊毅, 彭斯曼, 陈灿. 农业龙头企业与农户的关系治理: 交易成本视角[J]. *农村经济*, 2009(4): 25-28.
- [13] 钱龙, 洪名勇, 龚丽娟, 等. 差序格局、利益取向与农户土地流转契约选择[J]. *中国人口·资源与环境*, 2015, 25(12): 95-104.
- [14] 洪名勇. 空间、声誉与农地流转契约选择研究[J]. *江西财经大学学报*, 2018(5): 79-88.
- [15] 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.
- [16] NORTH D. *Institutions, institutional change and economics performance*[M]. Cambridge: Cambridge University Press, 1990: 55-60.
- [17] COASE R H. The nature of the firm[J]. *Economica*, 1937, 4(16): 386-405.
- [18] 郜亮亮. 中国农户在农地流转市场上能否如愿以偿?——流转市场的交易成本考察[J]. *中国农村经济*, 2020(3): 78-96.
- [19] 张建, 冯淑怡, 诸培新. 政府干预农地流转市场会加剧农村内部收入差距吗?——基于江苏省四个县的调研[J]. *公共管理学报*, 2017, 14(1): 104-116.
- [20] 纪月清, 顾天竹, 陈奕山, 等. 从地块层面看农业规模经营——基于流转租金与地块规模关系的讨论[J]. *管理世界*, 2017(7): 65-73.
- [21] BRYAN J, JAMES DEATON B, WEERSINK A. Do landlord-tenant relationships influence rental contracts for farmland or the cash rental rate?[J]. *Land Economics*, 2015, 91(4): 650-663.
- [22] 费孝通. *乡土中国*[M]. 上海: 上海世纪出版集团, 2005: 65-70.
- [23] 黄光国. *人情与面子*[M]. 北京: 中国人民大学出版社, 2010: 11-27.
- [24] 吉星, 张红霄. 社会信任如何影响农户土地转出行为?[J]. *中国土地科学*, 2021, 35(10): 45-54.
- [25] 王杰, 蔡志坚, 秦希. 农村劳动力老龄化及其家庭结构差异对农地转出决策的影响[J]. *资源科学*, 2021, 43(9): 1876-1888.
- [26] 朱文珏, 谢琳, 邱泽元, 等. 农地租约中的期限与租金及其相互关联性——理论分析与实证检验[J]. *南方经济*, 2016(10): 23-37.
- [27] 邹宝玲, 罗必良. 农户转入农地规模及其合约匹配[J]. *华中农业大学学报(社会科学版)*, 2019(6): 139-148, 166-167.
- [28] 万俊毅, 曾丽军. 合作社类型、治理机制与经营绩效[J]. *中国农村经济*, 2020(2): 30-45.
- [29] 汪海燕, 张红霄, 何文剑. 村民有效自治的资本约束分析——以农地入股合作社的村级响应为例[J]. *南京农业大学学报(社会科学版)*, 2021, 21(04): 130-141.
- [30] 朱道林, 李瑶瑶, 张立新. 论土地价格的本质及其来源[J]. *中国土地科学*, 2021, 35(7): 1-6.

责任编辑: 黄燕妮