

# 粮食主产区农地流转农户议价能力实证分析\*

王倩<sup>1</sup> 任倩<sup>2</sup> 余劲<sup>1</sup>

**摘要：**农地流转价格不仅由市场供求决定，流转双方在信息不对称条件下的讨价还价能力对最终成交价格也有重要影响。本文基于在河南、山东、安徽、河北四个粮食主产省获取的733户农地流转户调查数据进行双边随机边界模型回归，实现对农地流转市场中农户议价能力的测度及分析。结果表明，第三方的参与、流转合同的签订均能提高农地流转的基准价格，亲戚、朋友之间流转时价格往往较低。流转价格无法用常规变量解释部分中，84.53%由流转双方议价因素所贡献，且转出户具有更强的议价能力，使得最终成交价格高于基准价格。尽管第三方的加入及流转合同的签订增加了双方获得剩余，但净剩余仍无明显变化。近年农业政策及农地流转市场的发展使价格净剩余持续增加，农地流转双方议价差距不断加大，损害了市场主体的利益。建议政府对种粮土地流转价格超过基准价格的转入户实行价格补贴，以保障种粮户的收益。

**关键词：**农地流转 议价能力 测度 影响因素 双边随机边界模型

**中图分类号：**F301.4 **文献标识码：**A

## 一、引言

马克思指出，租金是土地所有权的经济实现形式<sup>①</sup>。中国土地由国家或集体所有，农户仅拥有排他性的土地承包经营权，流转租金成为土地经营权的经济实现形式（陈奕山，2017）。然而，近年农地流转价格快速上涨，2013年的平均价格约是2004年的2.5倍（王倩等，2016）。在租金<sup>②</sup>压力及利益驱使下，流转土地的“非粮化”倾向尤为明显。有调查显示，2013年河南、山东、安徽、河北四省流转土

---

\*本文研究得到国家自然科学基金项目“农村公共政策个体风险研判实验及拟合匹配研究”（编号：71573208），西北农林科技大学科技创新专项重点项目“小麦主产区土地流转的现状与机制构建”（编号：Z109021312），西部发展研究院定向委托重大项目“农地适度规模化背景下新型粮食生产体系构建研究”（编号：2015XBYD001）的资助。本文通讯作者：余劲。

<sup>①</sup>马克思，2004：《资本论》（第三卷），北京：人民出版社。

<sup>②</sup>2015年稻谷、小麦、玉米三种粮食作物生产总成本为1090.04元/亩，其中土地成本为217.76元/亩，占生产总成本的19.98%，土地成本年均上涨13.5%（数据来源：国家发展和改革委员会价格司，2016：《全国农产品成本收益资料汇编2016》，北京：中国统计出版社）。

地“非粮化”率高达 61.1%（余劲等，2013）。截至 2016 年底，全国流转耕地面积占家庭承包耕地总面积的 35.1%<sup>①</sup>。随着农地流转规模的扩大以及种粮比例的下降，保障国家粮食自给率面临重重困难。鉴于土地租金对农户“非粮化”种植规模有显著的正向影响（易小燕、陈印军，2010），探究农地流转租金的形成机理为保障国家粮食自给率提供了新的思路。

农地流转的应然价格实际上为土地承包经营权所凝聚的无差别的人类劳动的货币表现（翟研宁，2013）。在市场条件下，农地流转价格遵循一般商品的交易供求规律（王颜齐、王福林，2016），主要受供给关系的影响。然而，受交易形式（邓大才，2007）、土地流转市场的发育（田先红、陈玲，2013）、土地调整频率（Jacoby et al., 2002）、农户特征和经济环境（申云等，2012）等因素的影响，农地流转的实际交易价格与应然价格之间往往存在一定的差异。

需要指出的是，农户为获得更好的产品出售条件往往会进行一定协商，这种协商能力被认为是农户的议价能力。农地流转市场的分割性以及农地产权交易异质性使得农户议价能力对交易价格的形成发挥了重要作用（王颜齐、王福林，2016），同样使得最终成交价格偏离应然价格（翟研宁，2013）。交易前，双方会对流转土地形成一个价格阈值，凭借自身具有的市场势力，以农地预期效用为估价标准讨价还价，土地供给方努力抬高交易价格，土地需求方则试图压低交易价格，只有价格落入双方的价格阈值区间内，交易才能继续。交易价格与转出户可接受最低价格的差值形成转出户剩余，转入户可接受的最高价格与交易价格的差值形成转入户剩余，获得剩余是衡量农户议价能力的重要指标。

尽管 Kumbhakar and Parmeter（2009）、卢洪友等（2011）、Bova and Yang（2017）均使用双边随机边界模型对不同市场上供求双方的议价能力进行了有效测度，但鲜有学者将该方法应用于农地流转市场，对农地流转市场上农户议价能力的研究仅处于理论分析阶段。规范农地流转议价机制，不仅是保障交易双方利益合理分配的重要途径，也是推动农地流转市场健康平稳发展的有效方式，研究农户议价能力具有重要的现实意义。本文将基于粮食主产区获取的实地调研数据对农地流转户的议价能力进行测算，剖析农地流转价格快速上涨的深层原因，为保障转入户种粮收益、遏制流转土地“非粮化”趋势做出微薄贡献。

## 二、研究假说与方法

### （一）研究假说

一直以来，传统的人情规则是农村土地流转的基本规则，亲戚朋友间的非正式流转广泛存在，非经济因素发挥了重要作用。农户通过降低租金或者零租金将土地流转给亲戚、朋友经营，人情成为货币和实物以外的一种土地租金形式（陈奕山等，2017）。流转双方的关系越密切，人情原则越明显，人情租所占比重越大，货币和实物租金也就越低。然而，市场经济的发展正逐步改变农村传统社会关系和农民的价值观念，利益原则已成为农村土地流转中的一个重要原则，表现为人情下降、利益提升（张

<sup>①</sup>数据来源：张红宇：《中国农地制度从“两权分离”到“三权分置”——中国农地制度的绩效分析》，[http://country.cnr.cn/gundong/20170729/t20170729\\_523874791\\_1.shtml](http://country.cnr.cn/gundong/20170729/t20170729_523874791_1.shtml)。

翠娥、万江红, 2005)。因此, 随着农地流转市场的完善, 农地流转程序也将更加规范, 人情因素在农地流转过程中发挥的作用越来越小, 通过货币和实物表现的租金将越来越高。据此, 提出假说 1。

H1: 农地流转程序越规范, 流转价格越高。

中国土地制度框架下, 农地流转成为农户扩大土地经营规模的重要途径。在国家积极推动下, 家庭农场、种粮大户等规模经营主体数量快速增长, 土地需求持续增加。从土地供给看, 中国以户籍等为基本限制的城乡二元结构造成劳动力市场分割, 对农村外出务工人员造成了就业歧视, 加之自身劳动技能差等原因, 外出务工农民往往只能选择非正规就业(万向东, 2008), 非农收入不稳定。中国农村社会保障制度实质上是以土地为中心的非正规保障, 土地成为外出务工人员的唯一退路(闫小欢、霍学喜, 2013)。即便农民因外出务工而将土地转出, 自我保障下的“恋地”情结也使其难以将土地彻底流转, 市场中能够进行长期规模化流转的土地极为有限。农地面积的有限性也决定了供给不能随需求的增大而无限增加, 集中连片土地尤为稀缺, 承包户更容易获得农地流转“溢价”, 在“棘轮效应”<sup>①</sup>的溢价传导机制作用下, 转入户只能被迫接受“既成”高价甚至涨价(尚旭东等, 2016)。因此, 农地流转市场更容易形成供不应求的卖方市场, 转出户在议价过程中更具优势。据此, 提出假说 2。

H2: 农地流转市场中, 转出户的议价能力高于转入户。

## (二) 研究方法

在一个典型的农地流转市场中, 土地经营权成交价格 ( $P$ ) 可表述为:

$$P = \underline{P} + \eta(\bar{P} - \underline{P}) \quad (1)$$

(1) 式中,  $\underline{P}$  为转出户可接受的最低价格,  $\bar{P}$  为转入户可接受的最高价格。  $\eta$  ( $0 \leq \eta \leq 1$ ) 用于衡量转出户在定价过程中的议价能力,  $\eta(\bar{P} - \underline{P})$  反映了流转价格达成过程中转出户所掠取的剩余。由于无法得到转出户所能接受的最低价格, 难以对模型 (1) 式进行计量估计, 需要对其做进一步分解。从另一方面考虑, 可以给出个体特征  $x$  给定条件下的流转价格  $u(x) = E(\theta | x)$ , 满足  $\underline{P} \leq u(x) \leq \bar{P}$ , 虽无法获知  $\theta$  的大小,  $\theta$  却是实际存在的。 $\bar{P} - u(x)$  代表转入户的预期剩余;  $u(x) - \underline{P}$  代表转出户的预期剩余, 流转双方获得剩余依赖于他们的讨价还价能力。将 (1) 式重新表述为:

$$\begin{aligned} P &= \mu(x) + [\underline{P} - \mu(x)] + \eta[\bar{P} - \mu(x)] - \eta[\underline{P} - \mu(x)] \\ &= \mu(x) + \eta[\bar{P} - \mu(x)] - (1 - \eta)[\mu(x) - \underline{P}] \end{aligned} \quad (2)$$

定价方程式 (2) 式由三部分组成:  $u(x)$  表示在给定个体特征  $x$  下的农地流转价格, 即基准价格;  $\eta[\bar{P} - u(x)]$  体现了转出户通过议价能力所掠取的剩余;  $(1 - \eta)[u(x) - \underline{P}]$  是转入户所掠取的剩余。净剩余  $NS = \eta[\bar{P} - u(x)] - (1 - \eta)[u(x) - \underline{P}]$  可以描述为农地流转过程中双方议价能力对成交价格

<sup>①</sup>常规意义上, 棘轮效应指消费习惯形成之后的不可逆性, 即易于向上调整, 而难于向下调整。农地流转市场中, 棘轮效应指承包户不会主动下调流转价格, 较为通常的做法是维持上期价格甚至小幅上调。棘轮效应的存在使得议价很难降回市场配置下的均衡价格(尚旭东等, 2016)。

的综合效应。净剩余的规模取决于议价能力 $\eta$ ，转入户的预期剩余 $\bar{P} - u(x)$ 和转出户的预期剩余 $u(x) - \underline{P}$ ，最终农地流转价格会高于或者低于（取决于 $NS$ ）基准价格 $u(x)$ 。

从（2）式可以看出，转入户和转出户议价能力对流转价格的影响方向相反，即是双边的。令 $w_i = \eta_i[\bar{P}_i - u(x_i)] \geq 0$ ， $u_i = (1 - \eta_i)[u(x_i) - \underline{P}_i]$ 引入随机干扰项 $v_i$ ，农地流转价格模型可简写为：

$$P_i = \mu(x_i) + \xi_i, \text{ 其中 } \xi_i = w_i - u_i + v_i \quad (3)$$

（3）式是一个典型的双边随机边界模型，最早由 Polachek and Yoon（1987）提出。 $u(x_i) = x_i' \beta$ ， $\beta$ 为待估计参数向量， $x_i$ 为个体特征，通过 $\beta$ 可以进一步判断各要素对农地流转基准价格的影响。若衡量农地流转规范性的变量估计系数为正值，且能通过显著性检验，即可验证假说 1。回归中，若 $E(\xi) = 0$ ，OLS 虽然可以得到 $\beta$ 的无偏估计，但并不代表价格剩余不存在。为了得到参数向量 $\beta$ 和流转双方掠取剩余，可采用最大似然估计方法（MLE）估计模型（3）式。干扰项 $w_i$ 和 $u_i$ 具有单边分布的特征，假设二者均服从指数分布，即 $u_i \sim i.i.d.Exp(\sigma_u, \sigma_u^2)$ ， $w_i \sim i.i.d.Exp(\sigma_w, \sigma_w^2)$ 。对于干扰项 $v_i$ ，假设服从正态分布，即 $v_i \sim i.i.d.N(0, \sigma_v^2)$ 。最后，假设 $v_i$ 、 $u_i$ 和 $w_i$ 之间彼此独立，且均独立于个体特征 $x_i$ 。由此推导出复合干扰项 $\xi_i$ 的概率密度函数：

$$f(\xi_i) = \frac{\exp(a_i)}{\sigma_u + \sigma_w} \Phi(c_i) + \frac{\exp(b_i)}{\sigma_u + \sigma_w} \int_{-h_i}^{\infty} \phi(z) dz = \frac{\exp(a_i)}{\sigma_u + \sigma_w} \Phi(c_i) + \frac{\exp(b_i)}{\sigma_u + \sigma_w} \phi(h_i) \quad (4)$$

（4）式中， $\phi(\cdot)$ 和 $\Phi(\cdot)$ 分别为标准正态分布概率密度函数和累积分布函数，相关参数设定如下：

$$a_i = \frac{\sigma_v^2}{2\sigma_u^2} + \frac{\xi_i}{\sigma_u}; \quad b_i = \frac{\sigma_v^2}{2\sigma_w^2} - \frac{\xi_i}{\sigma_w}; \quad h_i = \frac{\xi_i}{\sigma_v} - \frac{\sigma_v}{\sigma_w}; \quad c_i = -\frac{\xi_i}{\sigma_v} - \frac{\sigma_v}{\sigma_u}$$

对于有 $n$ 个观测值的样本，对数似然函数为：

$$\ln L(X; \theta) = -n \ln(\sigma_u + \sigma_w) + \sum_{i=1}^n \ln[e^{a_i} \Phi(c_i) + e^{b_i} \Phi(h_i)] \quad (5)$$

（5）式中， $\theta = \{\beta, \sigma_v, \sigma_u, \sigma_w\}$ 。参数 $\sigma_u$ 仅出现在 $a_i$ 和 $c_i$ 中，而 $\sigma_w$ 仅出现在 $b_i$ 和 $h_i$ 中，故二者可被识别。可基于对数似然函数最大化，得到所有参数的极大似然估计。

为获得转入户和转出户议价过程中所获剩余，进一步推导出 $u_i$ 和 $w_i$ 的条件分布<sup>①</sup>，分别记为 $f(u_i | \xi_i)$ 和 $f(w_i | \xi_i)$ ，则有（6）式和（7）式：

$$f(u_i | \xi_i) = \frac{\lambda \exp(-\lambda u_i) \Phi(u_i / \sigma_v + h_i)}{\Phi(h_i) + \exp(a_i - b_i) \Phi(c_i)} \quad (6)$$

$$f(w_i | \xi_i) = \frac{\lambda \exp(-\lambda w_i) \Phi(w_i / \sigma_v + c_i)}{\exp(b_i - a_i) [\Phi(h_i) + \exp(a_i - b_i) \Phi(c_i)]} \quad (7)$$

$\lambda = 1/\sigma_u + 1/\sigma_w$ 。由此得到农地流转价格形成过程中 $u_i$ 和 $w_i$ 的条件期望，见（8）式和（9）式。

<sup>①</sup>详细推导过程可参见 Kumbhakar and Parmeter（2009）。

$$E(u_i | \xi_i) = \frac{1}{\lambda} + \frac{\exp(a_i - b_i)\sigma_v[\phi(-c_i) + c_i\Phi(c_i)]}{\Phi(h_i) + \exp(a_i - b_i)\Phi(c_i)} \quad (8)$$

$$E(w_i | \xi_i) = \frac{1}{\lambda} + \frac{\sigma_v[\phi(-c_i) + c_i\Phi(c_i)]}{\Phi(h_i) + \exp(a_i - b_i)\Phi(c_i)} \quad (9)$$

进一步, 议价过程中的净剩余  $NS$  表示为 (10) 式。

$$NS = E(w_i | \xi_i) - E(u_i | \xi_i) = E(w_i - u_i | \xi_i) \quad (10)$$

$E(u)$  表示转入户议价能力使农地流转价格低于基准价格的程度,  $E(w)$  表示转出户议价能力使成交价格高于基准价格的程度,  $E(w - u) = \sigma_w - \sigma_u$  为双方议价能力对农地流转价格的影响。若  $E(w - u) > 0$ , 则转出户的议价能力强于转入户, 双方议价结果是农地流转最终成交价格高于基准价格, 假说 2 便得以证明。双边随机边界模型的运用无需事先假定流转双方议价能力的相对大小, 双方获得剩余完全由数据估计结果决定, 从而实现了对农户议价能力的衡量。这也正是双边随机边界模型相对传统回归模型的优势所在。

### 三、数据来源与变量选择

#### (一) 数据来源

本文数据来源于课题组 2013 年 6~8 月、2015 年 7 月及 2016 年 2 月在河南、山东、安徽、河北四个粮食主产省获取的一手调查数据。2013 年 6~8 月, 课题组首次赴样本区域进行实地调查, 利用分层抽样法在每个省选取 3~4 个县, 每个县选取 2~5 个村, 每个村再随机抽取约 30 户农户进行一对一访谈, 共获取 14 个县 936 户有效样本, 其中, 转入户 323 户<sup>①</sup>, 转出户 176 户, 未流转户 409 户, 既转入又转出农户 28 户。2015 年 7 月和 2016 年 2 月, 课题组在跟踪调查中增加 445 户农户至样本数据库, 其中, 转入户 98 户, 转出户 104 户, 未流转户 236 户, 既转入又转出农户 7 户。经过两轮调查, 课题组在河南、山东、安徽、河北四省建立的固定观测点共包括 1381 户农户。从样本总体看, 农户家庭人口均值为 4.3 人, 户均承包耕地面积为 7.4 亩, 人均承包耕地面积 1.72 亩, 71.2% 的家庭年人均收入不足 20000 元; 户主平均年龄为 53.65 岁, 82.9% 的户主文化程度在初中及以下。课题组调研样本的农户特征与华中师范大学在全国 28 个省份获取的 3305 户样本农户<sup>②</sup>基本一致, 调研样本具有一定代表性。经筛选, 可用于本文分析的样本共包括 733 户流转户, 河南、山东、安徽、河北的有效样本数分别为 252 户、244 户、166 户和 71 户, 各省不同类型农户数量均在 30 户以上, 可用于模型回归。

为全面了解农地流转情况, 课题组调查问卷涉及农地流转面积、开始时间、土地租金、流转期限、流转形式、流转用途、是否签订合同、与流转对象的关系等问题。733 户农户农地流转最早始于 1982

<sup>①</sup>课题组为了解转入户的农业生产情况, 在随机抽样的基础上, 增加了每个村转入户样本量, 每村转入户样本数在 10 户以上, 使样本总体中转入户比例偏大, 但不影响对农地流转价格的分析。

<sup>②</sup>参见付振奇、陈淑云 (2017)。

年,最晚发生于 2015 年,时间跨度较大,为分析农户议价能力随时间的变化奠定了基础。结合中国土地制度的调整时间<sup>①</sup>,本文自 1997 年开始每 5 年划分一个节点,按农地流转开始时间将样本农户分成 1997 年及以前、1998~2002 年、2003~2007 年、2008~2012 年、2013~2015 年共 5 个组,各组农户所占比例分别为 2.50%、4.45%、13.61%、53.61%、25.83%。

## (二) 变量选择

农地流转价格是分析农户议价能力的关键变量,本文使用每亩土地的年租金进行衡量。自变量方面,笔者从流转要素、农户特征、区位特征选取变量以探究基准价格及农户议价能力的影响因素,变量定义及描述性统计结果见表 1。

流转要素特征主要由流转面积、流转年限、是否有第三方参与、是否签订合同、是否种粮、是否亲戚、是否朋友组成<sup>②</sup>。流转年限为双方规定由转入户经营土地的年数,在协商过程中双方可能并未对其作出具体规定,任意一方随时终止流转合同,此时统一将流转年限认定为 1 年。农户特征主要包括户主年龄和户主文化程度,户主年龄为农地流转发生时的年龄,户主文化程度为离散变量,对不同文化程度设定相应的值。控制变量主要有村庄特征和农户所在省份,区域特征包括所在村年人均收入、所在村年外出务工收入及地权稳定性,其中,地权稳定性根据土地是否 30 年不调整进行判断,通常 30 年不调整的村庄认定为具有较高的地权稳定性。

表 1 变量描述性统计

变量类型	变量	变量说明	平均值	最大值	最小值	标准差
因变量	流转价格	农地流转租金(百元)	5.71	25.00	0.00	4.43
流转要素	流转面积	农地流转面积(亩)	31.22	5100.00	0.50	208.09
	流转年限	流转年限(年)	5.23	30.00	1.00	7.51
	是否有第三方	是否有合作社、村委会等第三方机构的参与	0.36	1.00	0.00	0.48
	是否签订合同	是=1,否=0	0.43	1.00	0.00	0.49
	是否种粮	流转土地是否用于粮食生产;是=1,否=0	0.61	1.00	0.00	0.49
	是否亲戚	与流转对象是否是亲戚关系;是=1,否=0	0.24	1.00	0.00	0.43
	是否朋友	与流转对象是否是朋友关系;是=1,否=0	0.39	1.00	0.00	0.49
农户特征	户主年龄	农地流转开始时户主年龄(岁)	49.50	86.00	25.00	11.19
	户主文化程度	文盲=1,小学=2,初中=3,高中及以上=4	2.81	4.00	1.00	0.88
村庄特征	人均收入	农户所在村年人均收入(万元)	2.60	10.29	0.97	1.62
	劳均务工收入	农户所在村年劳均务工收入(万元)	3.38	8.35	2.35	0.72
	地权稳定性	土地是否 30 年不调整;是=1,否=0	0.81	1.00	0.00	0.39

<sup>①</sup>1997 年,中国第一轮土地承包到期,各地陆续于 1998 年开始对土地进行重新调整,并将承包期延长至 30 年。

<sup>②</sup>华北平原地区地势低平,土壤肥沃,土地质量差异较小,且不同用途对土地要求不同,本文研究在选取变量时没有考虑土地质量。

## 四、实证结果分析

### (一) 模型设定及基准价格影响因素分析

表 2 给出农地流转价格回归结果, 回归 1 采用 OLS 估计, 回归 2 及回归 3 均采用双边随机边界下的 MLE 估计, 而且回归 2 中附加了约束条件  $\sigma_u = \sigma_w = 0$ 。在回归 3 中,  $E(\xi) = \sigma_w - \sigma_u - \sigma_v = 1.060 - 0.176 + 0.457 \neq 0$ , 说明 OLS 估计结果是有偏的, 且将  $\sigma_u$  和  $\sigma_w$  设定为 0 也不合理。回归 3 不仅考虑了议价因素对成交价格的双边影响, 估计结果也更加准确, 下面将基于这一估计结果对农地流转基准价格影响因素进行分析。

表 2 农地流转价格模型估计

	回归 1		回归 2		回归 3	
	系数	t 值	系数	t 值	系数	t 值
流转面积 (对数)	0.072	0.680	0.710	0.704	0.113	1.189
流转年限	0.040**	2.068	0.040**	2.089	0.027	1.387
是否有第三方	1.728***	4.911	1.744***	5.134	1.703***	5.099
是否亲戚	-3.176***	-7.772	-3.197***	-8.116	-2.885***	-7.477
是否朋友	-1.342***	-3.800	-1.377***	-4.043	-1.283***	-3.863
是否签订合同	1.731***	5.590	1.739***	5.730	1.876***	6.666
是否种粮	-1.211***	-4.196	-1.209***	-4.320	-1.198***	-4.322
人均收入 (对数)	-0.294	-0.988	-0.246	-0.852	0.042	0.128
地权稳定性	0.109	0.264	0.206	0.515	0.712	1.611
劳均务工收入 (对数)	1.055	1.287	1.143	1.446	2.077**	2.450
省份虚拟变量	已控制		已控制		已控制	
Adj-R <sup>2</sup>	0.392					
Log likelihood			-1937.89		-1906.52	
N	733		733		733	

注: \*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著。本文使用流转价格作为因变量, 未进行对数化处理, 所得  $E(w)$ 、 $E(u)$ 、 $E(w-u)$  为议价能力对农地流转价格的影响, 有别于卢洪友等 (2011) 得到基准价格变动的百分比。

是否有第三方、是否签合同对基准价格有显著正向影响, 是否亲戚、是否朋友、是否种粮对基准价格有显著负向影响。第三方参与及流转合同作为农地流转程序规范化的重要标志, 对基准价格均在 1%的水平上有显著正向影响, 假说 1 得以验证。也就是说, 村集体、合作社等第三方机构的加入发挥了中间人的作用, 规范了流转程序, 农地流转基准价格提高, 转出户收益增加。然而, 亲戚、朋友之间的流转价格往往较低, 且回归系数表明农地流转发生于亲戚之间时基准价格较朋友之间低。对流转土地用途, 流转后用于种植粮食作物的土地基准价格低于用于种植非粮作物的土地。一方面, 粮食作物比较收益低, 过高的土地租金会挫伤种粮户转入土地的积极性; 另一方面, 非粮作物加大了农地肥力损耗, 土地用途的改变会间接影响农户的预期收益, 租金进一步受到影响 (申云等, 2012)。

### (二) 双边随机边界模型对农地流转价格形成的解释能力

表3对双边随机边界模型估计结果进行整理。 $E(w-u) = \sigma_w - \sigma_u = 0.88$ , 表明流转主体议价能力等不可观测因素对流转价格形成的综合影响为正, 双方的讨价还价形成了一个高于基准价格的价格, 流转价格的形成更有利于增加转出户收益。流转价格无法解释部分总方差为1.37, 其中84.53%由流转双方议价因素所贡献。在议价因素对流转价格的总影响中, 转出户议价能力相对于转入户几乎处于一个绝对优势地位, 在议价因素中占比高达97.20%; 而转入户议价能力在议价因素中仅占2.80%。虽然在农地流转价格形成过程中转入户具有一定的议价能力, 但转出户具有更强的议价优势。

表3 议价能力对农地流转价格的影响

	变量含义	符号	测度系数
方差估计	转入户获得剩余方差	$\sigma_u$	0.18
	转出户获得剩余方差	$\sigma_w$	1.06
	随机误差项	$\sigma_v$	0.46
	转入户与转出户获得剩余方差差值	$\sigma_w - \sigma_v$	0.88
方差分解	随机项总方差	$\sigma_v^2 + \sigma_u^2 + \sigma_w^2$	1.37
	总方差中讨价还价因素影响比重	$\sigma_u^2 + \sigma_w^2 / (\sigma_v^2 + \sigma_u^2 + \sigma_w^2)$	84.53%
	转入户议价能力影响比重	$\sigma_u^2 / (\sigma_u^2 + \sigma_w^2)$	2.80%
	转出户议价能力影响比重	$\sigma_w^2 / (\sigma_u^2 + \sigma_w^2)$	97.20%

### (三) 流转双方价格剩余

表4给出了流转双方在不同议价水平下各自所得的剩余, 即 $E(u|\xi)$ 和 $E(w|\xi)$ , 相应的估计式为(8)式和(9)式, 代表转出户和转入户在不同议价能力下相对基准价格 $\hat{P} = x_i' \hat{\beta}$ 各自获得的剩余大小。平均而言, 转出户获得剩余使农地流转价格高出基准价格288.7元/亩, 而转入户获得剩余仅能使流转价格降低119.2元/亩, 这种相对悬殊的议价优势使得实际流转价格比基准价格高出169.5元/亩。表4中Q1~Q3列更为详细地呈现了流转双方获得剩余在不同分位数上的值。可以看出, 流转双方议价能力具有较强的异质性, 但多数转入户在议价过程中均处于劣势地位。从第一四分位(Q1)的统计结果看, 1/4流转案例的议价结果是农地流转实际交易价格较基准价格上升不超过2.7元/亩; 但从第三四分位(Q3)的统计结果来看, 另有1/4流转案例的议价结果则是流转价格相对于基准价格高出超过281.6元/亩。由此可见, 在多数情况下, 转出户的获得剩余均明显高于转入户。一方面, 土地面积的有限性及位置的固定性增加了农户转出户土地时的议价地位; 另一方面, 交易双方的信息不对称也造成了双方议价能力的差异(卢洪友等, 2011), 农户难以通过正规渠道获得农地流转相关信息。

表4 议价中转入户与转出户获得剩余

获得剩余	平均值(元/亩)	标准差	Q1(元/亩)	Q2(元/亩)	Q3(元/亩)
转出户剩余	288.7	246.5	128.2	193.4	366.9
转入户剩余	119.2	62.01	85.3	96.7	125.6
净剩余	169.5	277.3	2.7	96.7	281.6

图1~图3呈现了双方获得剩余以及净剩余分布特征。图1及图2虽均呈现出向右拖尾的特征, 但转出户剩余均值明显高于转入户; 图3净剩余的分布特征表明, 有部分样本净剩余小于0, 表明并

非所有转入户的议价能力均低于转出户。事实上，24.3%的流转案例中双方净剩余小于零，也就是说，农地流转中，有 1/4 的转入户获得剩余高于转出户。农户受劳动体能或非农收入的影响，可能有较强的转出意愿，但由于农地流转的发展具有较强的区域性，在部分农地流转市场不发达的区域，可能形成局部买方市场，此时转入户的议价能力反而更强。但整体而言，农地流转市场中，转出户相对于转入户有更强的议价能力，并最终以此种议价优势在农地流转过程中获取了更多的剩余。

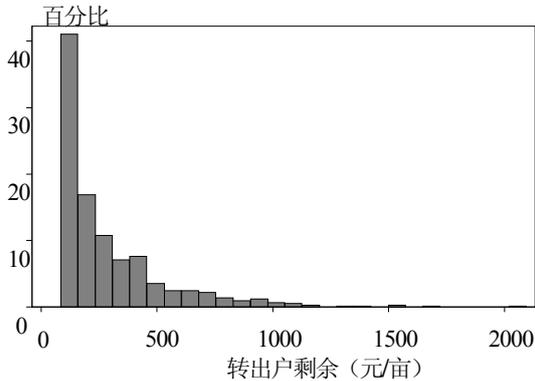


图1 转出户获得剩余的频数分布

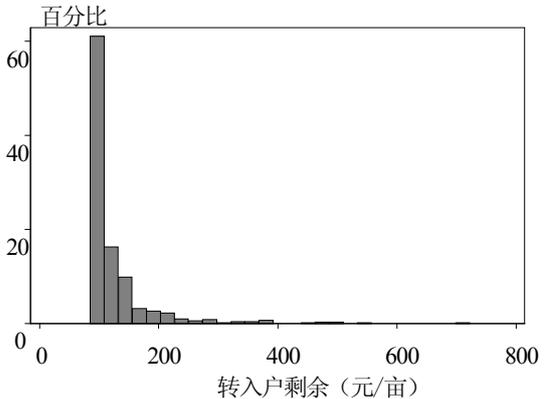


图2 转入户获得剩余的频数分布

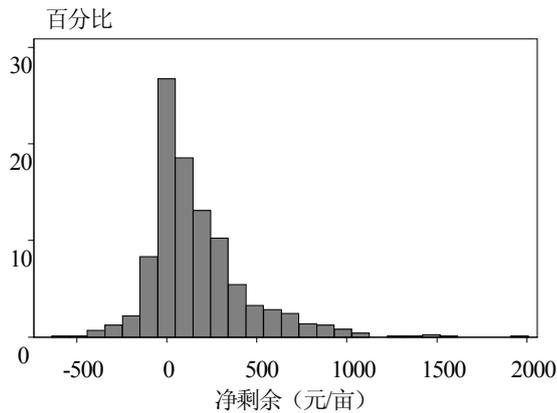


图3 净剩余的频数分布

#### (四) 流转双方价格剩余随时间的变化

由于调研缺失了开始较早且调研时已结束的农地流转的数据，样本中开始时间早的样本往往具有较长的流转期限。流转年限与流转双方价格净剩余的相关系数为 0.053， $p$  值为 0.149，未通过显著性检验，故可用样本数据分析农户议价能力随时间的变化趋势。从表 5 可知，1998~2002 年价格净剩余为负值，且小于 1997 年及之前的净剩余；2003~2007 年，价格净剩余转为正值，且其后的几个时间段，价格净剩余呈递增趋势；各四分位处价格净剩余的变动趋势与总体均值基本一致。这一变化趋势可能与中国农业政策紧密相关。1997 年，中国农村富余劳动力开始大规模进城务工，大量劳动力从土地释放出来，在赋税压力下，农民选择将土地低价转出，在将农业税转嫁给转入户的同时收取一定租金。国家于 2004 年开始对种粮户进行补贴，并在 2006 年全面取消了农业税。随着这两项政策实施，

土地承包经营者不仅可以获得全部经营收益，还能得到一部分粮食补贴。这不仅加强了土地的社会保障功能，农业补贴的增加也导致流转溢价并导致转出户进行价格寻租（尚旭东、朱守银，2017），增加了转出户的议价能力。2008年起，政府对农地流转的重视程度逐渐提高，并陆续出台相关政策鼓励农地流转市场的发展，全国农地流转率由2008年的8.6%增加至2012年的21.5%<sup>①</sup>，且国家农业补贴也逐年提升，“棘轮效应”作用下转出户议价能力呈现增加趋势。

表5 不同年份流转双方获得净剩余

	均值 (元/亩)	标准差	Q1 (元/亩)	Q2 (元/亩)	Q3 (元/亩)
1997年及之前	24.74	269.8	-91.24	-15.91	80.53
1998~2002年	-46.10	183.5	-161.8	-32.78	39.94
2003~2007年	84.31	225.9	-43.35	40.92	154.9
2008~2012年	176.5	256.1	21.84	110.3	262.1
2013~2015年	266.7	316.6	35.11	209.2	397.9

#### (五) 农地流转要素对农户议价能力的影响

表6给出不同情况下农户获得剩余的比较。①流转规范性。村集体、合作社等第三方机构参与农地流转时，转入户剩余及转出户剩余均显著高于没有第三方机构参与的情况，且差值通过了t检验，但第三方参与对流转双方净剩余影响并不显著。也就是说，合作社、村委会等第三方机构的加入，不仅可以为流转双方提供市场信息，在必要时也可以利用自身力量对农地流转成交价格予以干预（尚旭东等，2016）。但总体上看，第三方机构的加入仅增加了流转双方的价格获得剩余，净剩余没有发生显著变化，转出户仍在议价过程中占据优势。签订流转合同时，流转双方获得剩余均高于不签订合同的情况，只有转入户获得剩余显著增加，双方净剩余无显著变化。因此，第三方机构的加入及流转合同的签订均不能改善流转双方议价能力的悬殊地位，转入户在议价过程中仍处于劣势。②流转双方关系。流转双方为亲戚关系时，转出户剩余在5%的水平上较非亲戚间流转低34.9元/亩，转入户剩余在1%的水平上较非亲戚间流转低13.1元/亩，但净剩余差异未通过显著性检验。亲戚之间农地流转的基准价格虽然处于较低水平，流转双方的获得剩余也显著低于非亲戚间流转，但土地自然供给有限，转出户并没有因此失去自身较强的议价地位。

表6 不同流转要素下流转双方获得剩余 单位：元/亩

获得剩余	是否有第三方参与			是否签订合同			是否亲戚			是否朋友		
	否	是	差值	否	是	差值	否	是	差值	否	是	差值
转出户	279.0	306.1	27.1*	288.4	289.0	0.6	297.2	262.3	-34.9**	292.9	282.0	-10.9
转入户	113.9	128.7	14.8**	116.6	122.7	6.1*	122.4	109.3	-13.1***	121.5	115.7	-5.8
净剩余	165.1	177.4	12.3	171.8	166.3	-5.5	174.8	153.0	-21.8	171.5	166.4	-5.1

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的水平上显著，显著性水平由t检验得出。

<sup>①</sup>数据来源：《农地流转，政策不越位不缺位——访农业部农村经济研究中心主任宋洪远》，[http://www.cssn.cn/shx/shx\\_gcz/201407/t20140727\\_1269108.shtml](http://www.cssn.cn/shx/shx_gcz/201407/t20140727_1269108.shtml)

### （六）农户特征及流转规模与农户议价能力分析

户主年龄、户主文化程度及流转面积与流转双方获得剩余的相关性系数及显著性水平<sup>①</sup>见表7。从检验结果看，仅有转出户流转面积与获得剩余的相关性系数通过了显著性检验，其中，转出面积与转出户剩余显著负相关，与转入户剩余显著正相关，最终与净剩余显著负相关。农户转出土地面积越大，农业生产对其重要性越低，转出户在农地流转过程中议价优势反而减弱。户主年龄、户主文化程度与转入户、转出户议价能力的相关系数并未通过显著性检验。一方面，这可能与农地流转的集中交易方式有关，中介组织提供交易平台并协助和监督交易，形成一种“一对多”或者“多对多”的集中流转，尤其随着土地向种植大户的集中，集中交易越来越多，农户的讨价还价能力更多依赖于集体力量，而不是农户自身（王颜齐、郭翔宇，2011）；另一方面，农户间存在较强的学习效应，农户进行土地报价前也将同村农户的农地流转价格作为参考。

表7 农户特征及流转规模与流转双方剩余相关性系数

获得剩余	转入户			转出户		
	户主年龄	户主文化程度	流转面积	户主年龄	户主文化程度	流转面积
转出户	0.029	0.029	0.024	0.081	-0.091	-0.179***
转入户	-0.069	0.051	-0.041	0.026	0.006	0.099*
净剩余	0.041	0.014	0.031	0.067	-0.083	-0.183***

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的水平上显著

综上， $E(w-u) > 0$ ，假说2得以证明。也就是说，转出户议价能力高于转入户议价能力，双方议价能力差异使最终成交价格高于基准价格。第三方的加入和流转合同的签订虽均能改善双方获得剩余，但并不能减少双方议价能力差异，且议价差异随时间呈增大之势。

## 五、结论

本文基于双边随机边界模型，对河南、山东、安徽、河北四个粮食主产省733户流转户的议价能力进行测度与分析，可以得出以下两点结论：

第一，农地流转要素对基准价格有显著影响，且流转程序越规范，基准价格越高。第三方的参与、流转合同的签订对土地流转基准价格有显著正向影响；与流转对象的亲戚、朋友关系对基准价格有显著负向影响，且亲戚间农地流转价格较朋友间低。

第二，转出户较转入户具有更强的议价能力，致使成交价格高于基准价格。议价能力对实际成交价格未解释部分的综合影响为84.68%，平均而言，转出户凭借其议价能力使流转价格上涨288.7元/亩，转入户仅能使流转价格下降119.2元/亩，议价差异使交易价格高出基准价格169.5元/亩。尽管第三方的介入、签订合同显著增加双方剩余，但对净剩余影响不大，且随着农地流转市场的快速发展，议价能

<sup>①</sup>调研中难以获得流转双方的基本特征，故假设流转对象是随机的，分别基于转入户、转出户两个子样本分析农户特征与流转双方获得剩余的相关性关系，以此判断转入户、转出户特征与其议价能力的关系。

力差距有加大之势。

农户议价能力对农地流转实际成交价格产生了重要影响，流转程序的规范（第三方的加入、签订流转合同等）能提高农地流转的基准价格，流转双方议价能力的差距又使得实际交易价格高于基准价格，这些均是农地流转价格上涨的重要原因。农地流转市场中议价能力的差距不仅损害了市场主体的利益，也阻碍了农地流转市场的发育和壮大。因此，建议政府实行农地流转价格补贴，根据当地经济发展状况制定农地流转基准价格，当种粮土地实际成交价格超出基准价格时，对转入户给予一定比例的补贴，以此来增加转入户的种粮收益。

#### 参考文献

- 1.陈奕山、钟甫宁、纪月清，2017：《为什么土地流转中存在零租金——人情租视角的实证分析》，《中国农村观察》第4期。
- 2.邓大才，2007：《农地流转价格体系的决定因素研究》，《中州学刊》第3期。
- 3.付振奇、陈淑云，2017：《政治身份影响农户土地经营权流转意愿及行为吗？——基于28省份3305户农户调查数据的分析》，《中国农村观察》第5期。
- 4.卢洪友、连玉君、卢盛峰，2011：《中国医疗服务市场中的信息不对称程度测算》，《经济研究》第4期。
- 5.尚旭东、常倩、王士权，2016：《政府主导农地流转的价格机制及政策效应研究》，《中国人口·资源与环境》第8期。
- 6.尚旭东、朱守银，2017：《农地流转补贴政策效应分析——基于挤出效应、政府创租和目标偏离视角》，《中国农村观察》第6期。
- 7.申云、朱述斌、邓莹、滕琳艳、赵嵘嵘，2012：《农地使用权流转价格的影响因素分析——来自于农户和区域水平的经验》，《中国农村观察》第3期。
- 8.田先红、陈玲，2013：《地租怎样确定？——土地流转价格形成机制的社会学分析》，《中国农村观察》第6期。
- 9.万向东，2008：《农民工非正式就业的进入条件与效果》，《管理世界》第1期。
- 10.王倩、肖渊实、余劲，2016：《农地流转对农户土地利用行为及效果影响探究》，《中国农业资源与区划》第2期。
- 11.王颜齐、郭翔宇，2011：《土地承包经营权流转：双边交易与集中交易》，《农业技术经济》第10期。
- 12.王颜齐、王福林，2016：《农村土地承包经营权流转议价机理及成因分析》，《农业经济与管理》第4期。
- 13.闫小欢、霍学喜，2013：《农民就业、农村社会保障和土地流转——基于河南省479个农户调查的分析》，《农业技术经济》第6期。
- 14.易小燕、陈印军，2010：《农户转入耕地及其“非粮化”种植行为与规模的影响因素分析——基于浙江、河北两省的农户调查数据》，《中国农村观察》第6期。
- 15.余劲、王倩、卢欣丹，2013：《小麦主产区农村土地流转现状调查与研究》，《中国发展》第6期。
- 16.翟研宁，2013：《农村土地承包经营权流转价格问题研究》，《农业经济问题》第11期。
- 17.张翠娥、万江红，2005：《农村土地流转中人情与利益的博弈——对两个不同社会经济发展水平农村社区土地流转的比较》，《湖北社会科学》第6期。

18. Bova, F., and L. Yang, 2007, "Employee Bargaining Power, Inter-firm Competition, and Equity-based Compensation", *Journal of Financial Economics*, 126(2): 342-363.

19. 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.

20. Kumbhakar, S. C., and C. F. Parmeter, 2009, "The Effects of Match Uncertainty and Bargaining on Labor Market Outcomes: Evidence from Firm and Worker Specific Estimates", *Journal of Productivity Analysis*, 31(1): 1-14.

21. Polachek, S. W., and B. J. Yoon, 1987, "A Two-tiered Earnings Frontier Estimation of Employer and Employee Information in the Labor Market", *Review of Economics & Statistics*, 69(2): 296-302.

(作者单位: <sup>1</sup>西北农林科技大学经济管理学院;  
<sup>2</sup>陕西科技大学经济与管理学院)  
(责任编辑: 毛学峰)

## The Bargaining Power of Rural Households in Land Rental Market in Main Grain Production Areas

Wang Qian Ren Qian Yu Jin

**Abstract:** The price of land transfer is not only determined by supply and demand, but also by rural households' bargaining power. To explore how farmers' bargaining power effects the transaction price, this study uses a two-tier stochastic model and survey data from 733 households in the provinces of Henan, Shandong, Anhui, and Hebei. The results show that both the participation of a third party and the signing of a rental contract have positive effects on the standard price. Land transfer between relatives or friends tends to generate a lower standard price. However, conventional variables can only make certain explanation of farmland transfer prices. Farmers' bargaining power is found to make 84.53% contribution to the transaction price variance. Rent-out households have a stronger bargaining ability, leading to a final transaction price higher than the standard one. Although the participation of a third party and the signing of a transfer contract have increased the surplus separately, there is no significant change in the net surplus. Recently, the bargaining difference between the two sides has been increasing with time, which would be detrimental to the interests of market participants. The study suggests providing a price subsidy to rent-in households who accept a transaction price higher than the standard price.

**Key Words:** Land Transfer; Bargaining Ability; Measurement; Influencing Factor; Two-tier Stochastic Model