

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

郜亮亮

摘要：农地流转是实现规模经营的重要途径，尽管中国农地流转市场发展迅速，但农户在流转市场上能否转入自己想要转入数量的土地尚无人关注。本文利用全国6省1200户2000年和2008年追踪调查数据实证分析农户的流转意愿多大程度上可以在流转市场上得以实现，进而考察流转市场交易成本的存在性、对称性和动态性。研究表明，中国农地流转市场存在明显的交易成本，因此流转市场是不完善的。具体结论：第一，流转市场存在明显进入门槛，进入市场后农户也无法实现完全调整，转入户2000年和2008年分别能实现调整意愿的24%和37%，高于转出户的19%和18%；第二，流转市场的交易成本存在非对称性，转入户比转出户面临的交易门槛高，但进入市场后转入户调整意愿实现程度高于转出户；第三，从2000年到2008年，流转市场的交易门槛显著降低了，但进入市场后调整意愿实现程度并没有显著提高；第四，农资设备和劳动力等要素市场的不完善程度更严重，因此农地流转市场发挥了将土地这种“不能移动”的要素移动起来以迎合那些“本该移动”的要素功能，提高了资源配置效率。政府应进一步提高农地产权稳定性，降低流转市场交易成本，加快农业生产社会化服务业发展，完善农村劳动力市场。

关键词：农地流转市场 流转意愿 交易成本 完全调整 对称性

中图分类号：F320 **文献标识码：**A

一、引言

在一个没有不确定性的环境中，要素市场和产品市场都是完全竞争的市场，所有投入要素都是可分的，所有农户都有相同的规模报酬不变的生产函数，此时，土地租赁是没有存在意义的（Skoufias, 1995）。每个拥有土地的农户可以通过转入或转出任何一种（或者所有的）非土地生产要素来达到这些要素与其拥有土地禀赋的比例最优化，例如调整牲畜数量，甚至长期来讲可以通过生育而改变劳动力个数（Bell and Sussangkarn, 1988）。但是，任何一种交易终究是在科斯的交易成本世界中进行的，因

*本文为国家社科基金“中国农地‘三权分置’改革的经验总结及效果评估”项目（编号：17BJY010）。感谢匿名审稿专家和编辑部提出的宝贵修改意见，但文责自负。

此必然面临交易成本的问题。

关于土地市场（流转或者买卖）存在必要性的文献特别强调土地以外的某种关键投入要素市场的不存在或者不完善（imperfection）是土地市场出现的关键原因。例如，农户的管理能力市场（Bell and Zusman, 1976; Reid, 1976; Eswaran and Kotwal, 1985），农用畜力市场（Bell, 1977; Bliss and Stern, 1982），信用市场（Jaynes, 1982; Kochar, 1997）和家庭劳动力市场（Pant, 1983）。这些研究的共同之处在于强调这些要素的交易都面临着交易成本，进而造成市场不完善甚至缺失。这样，那些劳动力或者畜力富余的农户会有冲动到土地市场上（如果有的话）转入（甚至买入）土地，而劳动力或者畜力不足的农户也会有激励到土地市场上转出自己的土地，即通过改变土地数量来实现最优要素比。另外，如果把农户的种植管理能力（往往和教育、就业经历有关）也当成一种投入要素的话，那些户主管理能力强（或者家庭成员中管理能力高的人数多）的农户就有冲动转入土地来实现管理能力报酬最大化，反之则反是。

进一步地，很多文献都从经验上证实了上述理论逻辑。例如，关于印度马哈拉斯特拉地区的研究（Pant, 1983），关于巴基斯坦的研究（Nabi, 1985），关于孟加拉国的研究（Taslim and Ahmed, 1992），关于印度的研究（Kochar, 1997; Deininger et al., 2009），关于苏丹的研究（Kevane, 1997），关于越南的研究（Deininger and Jin, 2003; Huy, 2013; Promsopha, 2015; Huy et al., 2016），关于非洲的研究（Holden et al., 2008），关于埃塞俄比亚的研究（Holden et al., 2011），关于肯尼亚的研究（Muraoka et al., 2018），关于中国的研究（Deininger and Jin, 2005; Jin and Deininger, 2009; Huang et al., 2012）。这些研究利用各种调查数据进行计量分析，发现在这些地方要么是劳动力市场、要么是农用牲畜市场、要么是农户的管理能力市场、要么是信用市场、要么是多个市场共存的不完善导致了农地市场，特别是农地流转市场的发展。因为，如果这些市场功能健全，那根据随机抽取的调查样本进行分析的话，畜力的多少、劳动力的多少、男女劳力的不同、户主的教育水平等本不应该影响农户拥有土地的多少，因此这些变量的系数在流转方程中也不应该显著，但结果往往是统计显著的。因此，这些变量对应的市场的不完善就被间接地证明了。需要提醒的是，这些经验研究的背后假设是，与劳动力、畜力市场相比，土地租赁市场很少受到道德风险问题^①的约束，或者说利用土地市场改进要素比的成本更低。

研究理论逻辑的自洽，加上经验证据的印证使上述研究热潮持续了相当长时期。但是，笔者相信，没有人敢说土地市场不受交易成本的困扰，而谁又敢肯定土地市场上的摩擦就一定小于其他要素市场上的摩擦呢？

实际上，要实现“理性人”的“优化”梦想，最主要的方法就是“交换”或者“交易”，这就需要市场，而市场运作的效率取决于交易成本。如果有两个市场可以由你选择，同样朴素的想法就是选择交易成本小的那个市场来实现最优要素比问题。那么，如果农村劳动力市场面临的道德风险（导致监督成本）

^①这些文献都注意到劳动力市场和畜力市场面临着巨大监督问题及其带来的出工不出力、耕牛等被过度使用问题；而土地市场似乎这些问题要小一些，但是，目前看，当土地不是被所有者而是被转入者耕种时，是否会被掠夺式使用是需要注意的一个问题，在农地流转市场不健全，流转期限短的情况下更需要注意。Gao et al. (2012) 注意到了这样的问题。

很大，进而这种市场的交易成本很大，或者至少要比交易土地带来的成本大，那么农户当然会优先到土地市场上进行交易来实现劳动力与土地的最优比例了。这也是上述那些理论和经验分析证明的逻辑。同样的逻辑反过来就是，如果农村劳动力市场的交易成本不大于（甚至小于）土地市场的交易成本的话，那么农户当然会优先选择通过在劳动力市场上进行交易来实现最优要素比。而这个时候，土地市场的不完善或许就是劳动力市场出现的原因了。正如万事万物是联系的朴素哲学道理预示的一样，要素市场之间有着千丝万缕的联系，交易人就是通过对每个市场的交易成本进行权衡后再决定出现在哪个市场上。所以，即使有研究发现劳动力市场的不完善导致了土地市场的出现——或者土地市场上的交易弥补了其他要素市场不完善的效率损失，也要回头想一想，土地市场上的交易成本是否也很大呢？土地市场的效率如何？农户在土地市场上就一定转入（转出）自己想转入（转出）数量的土地吗？或者如何能进一步降低交易成本呢？毕竟，降低任何一个要素市场的交易成本都可能带来进一步的效率改进^①。

无独有偶，Binswanger and Rosenzweig（1986）、Bardhan（1979）就强调，像其他要素市场一样，转入户的道德风险以及其他代理成本也同样导致了土地租赁市场的不完善。进一步地，一些文章对不同国家或地区土地市场（流转或者买卖）的交易成本问题（特别是存在性的实证问题）进行了针对性研究，例如印度（Bliss and Stern, 1982; Pant, 1983; Bell and Sussangkarn, 1988; Skoufias, 1995）、巴基斯坦（Nabi, 1985）、孟加拉国（Taslim and Ahmed, 1992）、苏丹（Kevane, 1997）、埃塞俄比亚（Holden and Ghebru, 2005; Deininger et al., 2011; Gebru et al., 2017）、厄立特里亚（Tikabo et al., 2008）、菲律宾（Bresciani and Ballesteros, 2008）、肯尼亚（Jin and Jayne, 2013; Muraoka et al., 2018）、越南（Huy et al., 2016）。这些文章的思路本质还是某些要素市场的不完善影响了土地市场的发展。但他们将重点偏向了在原先文献中以解决其他市场不完善的“英雄”身份出现的土地市场上，或者他们开始思考土地市场运行效率是否足够好并能保证农户可以得到其想要经营的规模等问题。例如，经验证明土地市场（流转市场）上交易成本的存在性，经验比较不同地区土地流转市场的交易成本大小，并据此深刻挖掘哪些因素导致了这些差异，进而为改进土地流转市场埋下伏笔。

本文在Skoufias（1995）的研究方法上做三方面创新：一是经验实证中国农地流转市场上交易成本的存在性，即实证检验是否存在固定交易成本导致了进入门槛和是否存在交易成本导致了不完全调整^②；二是实证检验交易成本的对称性，即实证检验转出方和转入方在流转市场上是否面临着同样的交易成本（进入门槛和调整难度）；三是实证检验交易成本的动态性，即利用特有的面板数据实证检验流转市场的交易成本是否从2000年到2008年发生了动态变迁。理论上，本文将为发展经济学文献提供中国元素；实践上，本文的研究对把握目前农地流转市场的现状及下一步的改革提供经验依据。文

^①这样至少可以避免姚洋（2004）所担心的，“当两个或者两个以上的市场同时出现缺陷时，农民的行为才会发生扭曲。”

^②这里的“调整”是指对经营土地数量大小的“调整”，与中国农村广泛存在的村级（组级）调整有区别，后者本质上是通过行政手段进行的土地调整，是一种特指，而本文的调整是一般意义上的含义，按本文的语境，这里的调整是通过流转市场这种方式实现的。

章接下来介绍所用数据，第三部分提出理论模型，第四部分是计量分析，最后总结全文并给出政策含义。

二、数据来源及分析所用样本

本文所用数据来自两轮全国范围的追踪调查。中国农业政策研究中心（CCAP）于2000年11月和2009年4月分别对2000年和2008年农户情况进行调查。2000年在全国随机选取了河北、辽宁、陕西、浙江、四川、湖北六个省份，在每个省分层随机抽取5个县，每个县两个乡镇，每个乡镇1个村，每村20户，共1200户进行了入户^①调查。调查内容涉及农地制度以及过去5年的变动趋势。2009年4月对2000年的农户进行了追踪调查。2000年有效样本为1189户，2008年有效样本^②1046户。

剔除了非耕地信息以及缺失值，最终形成了分析所用的有效样本（详见表1）。如果把转出和转入都看作参与流转市场的话，从表1可以看出，参与农地流转的农户比例2000年为26%，到2008年上升为35%，这表明2000~2008年中国农地流转市场发展迅速。

表1 分析所用样本情况

	总户数	未流转	转出户	转入户
两年混合	2051	1443	281	327
2000年	1150	856	125	169
2008年	901	587	156	158

三、理论模型

（一）摩擦力模型

Rosett（1959）在将Tobin（1958）提到的受限因变量模型扩展到一般情况时，提出了摩擦力模型（friction model）。现实生活中有很多对小变化不敏感（insensitivity）的现象，这类不敏感性传统上被称为摩擦。例如在研究收入变化对某种资产持有量的影响中，经常发现，收入发生很小的变化不会导致资产持有量发生变化。下面图1描述了这种关系。 ΔA 表示资产持有量变化， Δr 表示收入变化。任何处于 $\Delta r_1 \leq \Delta r \leq \Delta r_2$ 范围内的收入变化，资产持有量变化都为0。 Δr_1 和 Δr_2 可分别理解为上下两个门限，超过这个门限了，行为主体才算进入资产市场，进一步开始对持有多少资产进行决策。

（二）土地租赁模型^③

在土地租赁的背景中，有大量的农户不参与市场，这对应着摩擦力模型中的不敏感性，即0变化。本文沿袭Skoufias（1995）模型，将摩擦力模型用于分析中国农地流转市场的交易成本。

^①调查人员有项目负责人和硕士、博士。项目组给每个被调查农户20元钱和一份礼物作为误工补贴。

^②2008年四川因为地震导致两个村不能被调查。这样，应该有1160（1200-40）户样本。最后有效样本是1046。损失的114户样本中，89户已经不在农村生活，另外25户中要么是整个家庭消亡（7户），要么是不进行农业生产（18户）。

^③这里的土地租赁模型主要依据Bliss and Stern（1982），Nabi（1985）和Skoufias（1995）的模型进行细化。

新制度经济学往往将交易成本分为两类：一是固定的交易成本，即建立制度安排所作出的投资；二是可变的交易成本，即取决于交易的数目或规模的成本（埃里克·弗鲁博顿、鲁道夫·瑞切特，2006年）。在土地租赁交易市场中也存在这两种成本。第一，固定交易成本（fixed transaction cost）包括获取相关信息的成本，例如交易的成本和收益信息，或者彼此谈判所产生的成本。转出户和转入户可能就交易土地的质量^①、数量难以达成一致意见。另外，寻找和敲定最终交易对象也往往耗费很大成本。固定交易成本的显著特点是不随交易量而发生变化，相当于进入市场开展交易必须支付的底线门槛成本，这个成本要求交易量达到一个最低值，否则因无法抵消这个成本而做出不进入市场的决策。第二，可变交易成本（variable transaction cost）往往取决于交易的数量^②，例如随着交易数量的增加，转出户对转入户进行监督的成本递增，从此可能造成转入户对土地的滥用。这是一种道德风险或者机会主义产生的交易成本，会使交易不易发生，或者交易量下降。

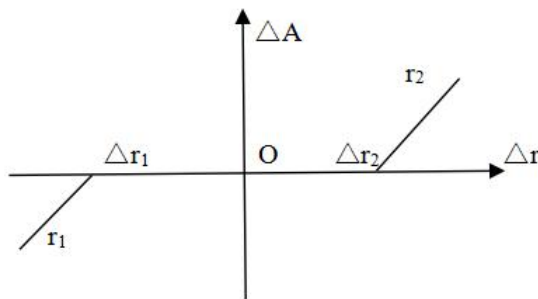


图1 摩擦力模型

为了描述交易成本对交易的影响，设 LL^* 表示在没有交易成本情况下的土地名义转入量（往往是无法观测的）， LL 表示受交易成本影响的土地实际转入量（也可称为净转入量），对应着实际调查中观测到的转入数量。交易成本的存在使得两者之间有某种差异，假设二者关系如下：

$$LL = f(LL^*) \quad (1)$$

其中， f 表示调整函数，这里不妨假设其是线性的^③。下面图2描述了 LL 和 LL^* 之间的关系。转入户的 LL^* 和 LL 为正的，对应着图2中第一象限部分；转出户的 LL^* 和 LL 为负的，对应着图2中第三象限部分。没有交易成本时， $f=1$ ，或者 f 的斜率为1，此时 LL 和 LL^* 没有差异，对应着图2中的45°直线 a 。如果固定和（或）可变交易成本变得比较显著时， f 的截距和（或）斜率将发生变化。如果转出户和转入户面临着不同的交易成本，那么 f 的第一三象限部分就是不对称的。

如果只有进入土地租赁市场的固定交易成本，这个成本使得交易需求量必须超过某个阈值才能被观察到，如图2中的 r_1 和 r_2 。当 LL^* 在这个阈值区间内时，观测到的 LL 等于0。当 LL^* 超出这个区间，实际转入量 LL 就能被观测到，而且 LL 等于 LL^* ，这对应着图2中的 c 线和 v 线；如果没有

^①更何况土地被分成无数小块，位置也不同，土壤质量本身的核实也异常困难。

^②Key et al. (2000) 称其为比例交易成本（proportional transactions costs, PTC）。

^③更一般的情况，假设 f 是关于 LL^* 的单调增函数。 f 的其他形状可以详见 Bliss and Stern (1982)。

固定交易成本，则对应着图 2 中的 a 线。具体地，如果某些农户不能支付租赁合约的谈判、签订和执行中的固定成本的话，他们将被挡在流转市场外，除非转入面积（或者转出面积）超过某个最小值^①。这种情况下，这些潜在的转入户或者转出户只耕种自家初始的耕地并通过其他同样不完善的要素市场来实现要素比调整的总交易成本要小于其利用土地市场进行要素比调整的成本（Roumasset and Uy, 1987）。结果，不参与流转市场的自给自足的农户既可能是那些想交易但被巨大交易成本吓回去的农户，也可能是那些已经实现要素比调整的农户。这些农户就构成 Tikabo and Holden（2008）所言的“价格波段（price band）”，如果是零固定交易成本，则产生 Bell and Sussangkan（1988）所言的“楔形区域（wedge-shaped region）”。

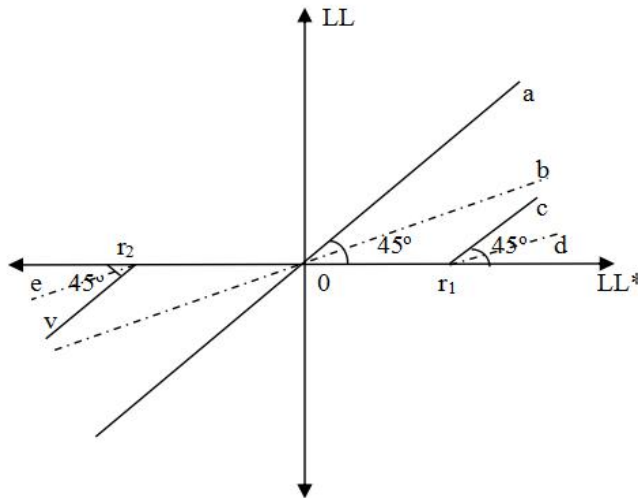


图 2 调整函数图

如果固定和可变交易成本同时存在，那么函数 f 具有非零截距项，且其斜率小于 1，这对应着图 2 中的 d 线和 e 线。与 c 线相比， d 线斜率小，意味着同样的 LL^* 实现的程度低，即通过市场能实现的调整程度低于 c 线对应的完全调整。

若 f 的一三象限不一样，则表明流转市场上转入方和转出方面临着不一样的交易成本（文献中所言的“非对称性”），例如转出户可能因自己特殊偏好对转入户进行筛选^②，即对所有潜在转入户实行配给制，进而导致某些潜在转入户无法进入市场或者进入市场后无法实现完全调整，这意味着转入户面临的交易成本高于转出户；在某些情况下则相反。总之，一三象限可能截距大小不同——双方进入门槛不同，可能斜率大小不同——双方调整面临的交易成本不同，也可能两者同时有差异，都意味着交易双方面临着不对称的交易成本。

更具体地，设：

^①此时的交易收益能够补偿这种交易成本。

^②例如为了可以随时调整流转合约，转出户只想把地流转给亲戚朋友或者本村的人。如郜亮亮（2014）发现亲属间流转是常见的现象。

$$LL^* = Q - LO \quad (2)$$

其中 Q 表示农户渴望的经营土地面积 (Desired Cultivated Area, DCA), LO 表示农户的初始土地禀赋 (自家耕地面积)。 Q 取决于所有影响农户想要经营规模的因素, 这里不妨假设只有家庭劳动力数量 P 和农资设备价值 K , 这样:

$$Q = g(P, K) \quad (3)$$

$$LL = f(LL^*) = f(g(P, K) - LO) \quad (4)$$

利用泰勒级数一阶展式对 (4) 式进行线性近似, 得到:

$$LL = c + f'g_1 * P + f'g_2 * K - f' * LO \quad (5)$$

其中, c 是常数项, g_1 和 g_2 分别表示渴望经营土地规模函数 g 对家庭劳动力数量 P 和农资设备价值 K 的偏导, 即渴望经营的土地面积 Q 对劳动力和农资设备的边际反应。 $f' = df / d(LL^*)$, 是调整函数的斜率。

既然总经营耕地面积 (设为 A) 等于土地初始禀赋 LO 与净转入 (实际转入) 土地 LL 的和, 即:

$$A = LL + LO \quad (6)$$

那么假设方程 (1) 中的 $f(x) = x$ (这意味着完全调整), 便可得到:

$$LL = LL^* \quad (7)$$

将其代入 (6) 式, 结合方程 (2), 得到:

$$A = Q = g(P, K) \quad (8)$$

利用泰勒级数对 (8) 式进行一阶线性近似, 得到:

$$A = c + g_1 * P + g_2 * K \quad (9)$$

对比 (5) 式和 (9) 式, 便可以发现, 当 $f' = 1$ 时, 得到:

$$LL = c + g_1 * P + g_2 * K - LO \quad (10)$$

对 (10) 式移项变换并结合 (6) 式便得到:

$$A = c + g_1 * P + g_2 * K \quad (11)$$

此时发现 (11) 式与 (9) 式一样, 而 (9) 式则是完全调整 (即没有交易成本) 情况下的结果。所以 $f' = 1$ 是否成立就提供了检验土地市场是否完全调整的一个方法。对方程 (5) 估计, 得到 f' , 然后检验 $H_0: -f' = 1$ 是否成立, 如果成立则表明土地市场是完全调整的。

从方程 (5) 可知, 其两个具体的估计方程 (例如转出和转入方程) 的不对称不但取决于双方调整函数的斜率 f' 异同, 也取决于双方渴望经营的土地面积函数 $g(P, K)$ 对各变量的边际反应 g_1 、 g_2 的异同。如果双方只是调整函数的斜率 f' 不同, 那么两个方程中土地初始禀赋变量 LO 前的系数就

不同，其大小则取决于各自市场存在的摩擦大小。如果双方的 f' 一样， g_1 、 g_2 的不同意味着转出户和转入户在土地流转方面的效用函数或（和）生产函数有所差异。

四、计量分析

（一）模型设定

基于方程（5），对计量模型设定如下：

$$ROarea = \alpha + \beta * areaown + f(Z) + u \quad (12)$$

$$Rlarea = \alpha + \beta * areaown + f(Z) + u \quad (13)$$

其中 $ROarea$ 和 $Rlarea$ 分别表示转出和转入的面积，它们分别对应方程（5）中 LL 取负值和正值的情况。 $areaown$ 表示农户自家的农地面积。 Z 是一系列类似于方程（5）中家庭劳动力数量和农户农资设备价值等影响农户想要经营耕地面积大小的因素。这里的 Z 包括：家庭农资（取家庭单位自家土地上农资价值的对数：元）、家庭劳动力、家庭人数、家庭孩子数（家庭 15~25 岁孩子数）、户主非农就业（2002 年和 1994 年户主是否非农就业：是=1，0=否）、家庭本地非农就业人数（2002 年和 1994 年在本地非农就业的家庭成员数）、家庭外地非农就业人数（2002 年和 1994 年在外地非农就业的家庭成员数）、户主教育水平（受教育年限）、户主教育水平平方、户主年龄、户主年龄平方、家庭财富（家庭人均财富的对数：元）， u 是方程的扰动项^①。

控制变量中的家庭农资用来考察农用设备（耕犁、耕牛、驴、马等畜力）市场的完善程度，若其系数显著则表明该市场是缺失或不完善的。另一类关于家庭劳动力的变量（劳动力、人数、孩子数、非农就业人数）用来检验劳动力市场是否缺失或者不完善。户主特征变量（非农就业、教育水平、年龄）用于考察户主的禀赋特征是否也显著影响土地需求，若显著则表明户主劳动力的某些特质（例如本身种地能力、管理能力等）也是不容易在其相应市场上交易的，所以只能通过在地土地市场上的交易来调整土地的多少进而达到其管理能力的最优使用，因此其系数将统计显著。家庭财富变量用来检验流转行为尤其是转入行为是否受到信用资金约束。

方程（12）和（13）分别为转出和转入方程。其中截距项 α 对应图 2 中的截距，代表了转出或转入面积的最低门限值，某种程度上刻画了流转市场的固定交易成本。跨不过这个门限，观测不到交易行为。本文关心的是变量 $areaown$ （自家耕地面积）的系数 β ，根据上述理论模型，若其与 -1 没有显著差异，则表明该估计方程对应的流转市场是完全调整的，若其绝对值小于 1，则表明该市场上有交易成本，不能实现完全调整。当然， β 绝对值离 1 越近，表明调整面临的交易成本越小、越接近完全调整。据此，可以通过比较 β 的大小，来比较不同市场上交易成本的大小。需要注意的是，由于 $ROarea$ 和 $Rlarea$ 一负一正，按照理论预期，方程（12）和（13）中的 β 应该具有相同的符号，都为负，表明自家耕地越多越不可能转入，却越可能转出。

^①为节省篇幅，这里省略了这些变量的统计描述表。

（二）估计方法

土地流转市场上供给（转出户）和需求（转入户）双方可能面临着不同的交易成本，为了便于分析，本文将数据分成两个部分，即转出户和转入户分别与不参与流转的农户组成两组数据，分别用于估计转出和转入方程。由于每一部分都包括相当数量的 0 值，因此用 Tobit 模型进行估计。第一，为了考察同一市场的交易成本是否随时间变化，将分别用 2000 年和 2008 年数据估计上述两组方程。这样就构成 4 个回归方程：2008 年转出和转入方程，2000 年转出和转入方程（估计结果分别对应表 2 的（1）～（4）列）。第二，最可能内生的三个非农就业变量（户主非农就业、家庭本地非农就业人数和家庭外地非农就业人数）都采用历史的信息，2008 年时用 2002 年的非农就业信息，2000 年时用 1994 年的非农就业信息，这样能够很好地解决农户在土地和劳动力两个要素市场上决策不可分导致的内生性^①。第三，为了控制每个村庄的特质，估计每个方程时加入村庄虚变量，这样至少可以控制每个村庄层面影响土地需求量的特有制度环境因素，甚至那些影响生产要素比的习惯等因素^②。第四，为了检验流转市场交易成本的对称性（转出与转入市场比）和动态性（2008 年与 2000 年市场比），下文将对 4 个方程的估计系数做跨方程检验。为了便于解释和检验，转出方程的估计系数都乘以-1。

（三）交易成本的存在性检验

从表 2 可以发现，4 个方程的估计总体上都是显著的，运行良好。估计结果显示：

1. 流转市场存在明显的进入门槛，表明存在固定交易成本。①2000 年转出与转入市场存在显著的进入门槛。表 2 中（3）列和（4）列的截距项都显著不为零，表明 2000 年转出市场和转入市场都存在最低交易量门限，市场存在明显的固定交易成本。为了直接估计每个村的最低交易量，本文进行了无常数项回归。表 3 中（3）列和（4）列结果表明，2000 年转出和转入方程的所有村虚变量是联合显著的，即存在显著的最低交易量。村虚变量的单个检验表明转出和转入方程中分别有 14 个和 20 个村虚变量是显著的。转出和转入方程中所有村虚变量系数的平均值分别为 8.79 亩和 12.58 亩，分别意味着转出户和转入户参与流转市场需最低转出和转入 8.79 亩和 12.58 亩，方能克服市场中存在的固定交易成本。而 2000 年浙江省的转出户面临的交易门槛只有 0.64 亩，陕西省的则需要 14.26 亩。②2008 年转出市场存在显著的进入门槛，而转入市场没有显著进入门槛。表 3 中（1）列和（2）列的结果表明，2008 年只有转出方程的所有村虚变量是联合显著的，即转出市场存在显著的最低交易量。所有村平均来看，转出户需要完成的最低交易量为 9.56 亩，各省的交易门槛有较大差异。转入市场总体看不存在显著门槛，但也有 5 个村的转入户存在显著的进入门槛，其中河北有两个村，辽宁、浙江和湖北各 1 个村，因此可粗略判断 2008 年除了陕西和四川外，4 个样本省至少各有 1 个村的转入户必须完成最低转入量进入市场才是有利的。例如，河北省的两个村平均最低转入量为 5.23 亩，辽宁、浙江和湖

^①根据调查数据，农地流转平均发生在 4 年前，选择滞后 6 年足以保证其外生性。

^②2008 年四川省有两个村无法调研，共有 58 个村。由于放入了 58 个村虚拟变量，所以模型估计在相当大程度上控制了除户级以外所有层级的固定效应，这一村级的虚拟变量回归（dummy variable regression）相当于做了一个固定效应回归（Wooldridge, 2002），模型的内生性得到很大程度的解决。

北分别为 12.16 亩、20.97 亩和 9.55 亩。③从样本数据的市场参与率（见表 1），也可判断流转市场存在明显的进入门槛。2000 年和 2008 年分别有 74.43%和 65.15%的农户没有参与市场，这在一定程度上反映了固定交易成本的存在。

表 2 农地流转市场的 Tobit 模型估计

	系数符号及系数估计				系数符号及系数估计			
	(1) 转出		(2) 转入		(3) 转出		(4) 转入	
自家耕地面积	a1	0.18** (0.09)	b1	-0.37*** (0.14)	c1	0.19* (0.10)	d1	-0.24** (0.12)
家庭农资	a2	-0.45*** (0.06)	b2	0.56*** (0.16)	c2	-0.37*** (0.06)	d2	0.26*** (0.10)
家庭劳动力	a3	-0.31 (0.21)	b3	-1.27* (0.69)	c3	-0.29 (0.31)	d3	-0.58 (0.76)
家庭人数	a4	-0.72** (0.29)	b4	0.15 (0.53)	c4	-0.36 (0.26)	d4	-0.42 (0.36)
家庭孩子数	a5	0.64 (1.15)	b5	-1.34 (2.24)	c5	1.83 (1.22)	d5	-0.09 (1.65)
户主非农就业	a6	0.29 (0.88)	b6	2.04 (1.71)	c6	0.58 (1.07)	d6	-1.55 (1.57)
家庭本地非农就业人数	a7	0.60 (0.53)	b7	-2.00* (1.19)	c7	0.52 (0.73)	d7	-0.07 (1.09)
家庭外地非农就业人数	a8	0.81 (0.60)	b8	-1.25 (1.08)	c8	-0.74 (0.88)	d8	-0.13 (1.30)
户主教育水平	a9	0.33 (0.34)	b9	0.81 (0.69)	c9	-0.48 (0.30)	d9	0.68 (0.47)
户主教育水平平方	a10	-0.02 (0.03)	b10	-0.06 (0.06)	c10	0.03 (0.02)	d10	-0.07** (0.03)
户主年龄	a11	-0.37* (0.22)	b11	0.24 (0.50)	c11	-0.41* (0.17)	d11	0.85*** (0.31)
户主年龄平方	a12	-0.004* (0.002)	b12	-0.00 (0.00)	c12	0.005*** (0.002)	d12	-0.01*** (0.00)
家庭财富	a13	0.42* (0.23)	b13	0.50 (0.51)	c13	0.20 (0.20)	d13	0.16 (0.30)
常数项	a0	6.98 (6.30)	b0	-20.78 (14.69)	c0	8.51* (4.64)	d0	-20.01*** (7.41)
村虚变量		包括		包括		包括		包括
观测值		734		745		981		1024
Pseudo R ²		0.16		0.10		0.21		0.13
LR χ^2		232.85		166.42		257.33		222.70
Prob> χ^2		0.00		0.00		0.00		0.00

注：①括号中为稳健标准误，***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%的显著水平上显著；②为节省空间，略去模型中的村虚拟变量；③为了便于说明，两个转出方程的系数都乘了-1。

表 3 2008 年和 2000 年农地流转市场转出与转入方程的截距项的显著性检验

待检验变量 (x) 及变量关系	2008 年		2000 年	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	转出方程 ($H_0: x = 0$)	转入方程 ($H_0: x = 0$)	转出方程 ($H_0: x = 0$)	转入方程 ($H_0: x = 0$)
1.所有村虚变量的联合显著性检验: Wald 统计量	77.73**	46.81	78.43***	57.95***
2.所有村虚变量的单个显著性检验: 显著的个数	26	5	14	20
其中: 河北省个数	4	2	6	4
陕西省个数	5	0	3	4
辽宁省个数	6	1	2	4
浙江省个数	6	1	0	0
四川省个数	0	0	2	6
湖北省个数	5	1	1	2
3.村虚变量系数绝对值: 所有虚变量的平均值	9.56	9.83	8.79	12.58
其中: 河北省均值	7.31	11.58	6.96	3.43
陕西省均值	21.28	26.46	14.26	13.17
辽宁省均值	8.45	4.25	10.39	6.51
浙江省均值	4.80	1.35	0.64	2.93
四川省均值	9.93	8.54	10.84	22.00
湖北省均值	3.32	6.77	9.63	27.42

注：①本表基于不含常数项的回归结果；②***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%的显著水平上显著。

2.流转市场无法实现完全调整，表明存在明显的交易成本。从表 2 可知，最重要的变量自家耕地面积的系数 β 在每个方程中都是显著的，且符号正确。土地初始禀赋越多的农户转入面积越少，相反则转出更多的面积。重要的是，4 个系数都与-1 有显著差异（表 5 的第 1, 2 个检验），这表明 2000 年和 2008 年的转出和转入 4 个流转市场都没有实现完全调整。在克服固定交易成本而进入市场后，2000 年和 2008 年的转出户分别实现了调整意愿的 19%和 18%，同期转入户则分别实现了调整意愿的 24%和 37%。而且绝对值最大的系数也才 0.37，与印度土地流转市场的 0.78 (Bliss and Stern, 1982) 和 0.73 (Skoufias, 1995) 相比都有所差距，与肯尼亚 (Jin and Jayne, 2013) 的 0.14~0.28 差不多。因此，尽管流转市场可以帮助土地禀赋多的农户转出土地，也可以帮助土地禀赋少的农户转入土地，但不能帮助他们完全实现调整意愿进而达到希望经营的规模，这意味着流转市场存在明显的交易成本。

（四）交易成本的对称性检验

转出户和转入户在流转市场上是否面临着同样的交易成本，进入市场的门槛是否一样，利用市场实现调整意愿的程度是否相同，检验结果见表4和表5。

1. 不管2000年还是2008年，转出与转入市场在进入门槛上存在显著差异，即固定交易成本是不对称的。从所有村虚变量成对检验的结果（见表4）可以发现，不管2000年还是2008年，转出和转入方程中58个村虚变量的系数的成对相等性检验是联合显著的，这表明两个市场的交易门限值总体看存在显著差异。对两个方程的村虚变量依次进行成对检验发现，2008年转出与转入方程在22个村虚变量上有显著差异（在10%的显著水平），而且这22个村虚变量遍及每个省，即22个村的转出市场和转入市场的最低交易量存在差异。2000年则有14个村虚变量的两个市场的交易门槛存在显著差异，14个村遍及浙江省外的5个省。结合表3中村变量系数绝对值大小，从村层面看，2008年转出户的交易门限为9.56亩，低于转入户的9.83亩；2000年转出户的交易门限（8.79亩）也小于转入户的交易门限（12.58亩）。因此，转入户比转出户面临着更高的交易门槛，即两个市场的固定交易成本是不对称的，这可能是因为在转入户在流转市场上确实存在相关文献中所言的“被配给出”的可能。

表4 2008年和2000年农地流转市场转出与转入方程的截距项的对称性和动态性检验

待检验变量（ x ）及变量关系	交易成本对称性检验 (H_0 : 转出方程 x = 转入方程 x)		交易成本动态性检验 (H_0 : 2008年方程 x = 2000年方程 x)	
	2008年	2000年	转出方	转入方
	(1)	(2)	(3)	(4)
1. 所有村虚变量成对检验联合显著性: Wald 统计量	1327.54***	829.21***	674.02***	770.53***
2. 所有村虚变量成对检验单个显著性: 显著的个数	22	14	21	18
其中: 河北省个数	4	2	2	2
陕西省个数	9	4	5	4
辽宁省个数	2	2	3	1
浙江省个数	3	0	3	2
四川省个数	1	3	5	2
湖北省个数	3	3	3	7

注: ①本表基于不含常数项的回归结果; ②***、**、*分别表示在1%、5%和10%的显著水平上显著。

2. 不管是2000年还是2008年，转出与转入市场在调整意愿实现程度上存在显著差异，两个市场的交易成本存在不对称性。表5第5个检验表明，2000年和2008年转出和转入方程的所有斜率变量的成对检验联合起来存在显著差异，即两个市场在调整意愿实现程度方面整体上存在显著差异，转出户和转入户在流转市场上进行调整时面临着不对称的交易成本。为进一步探究这种差异，分别对每个

解释变量的差异做了检验，对应表 5 的 6~17 个检验。例如，2000 年流转双方的整体差异主要是家庭农资（检验 6）和户主教育水平和年龄特征（检验 13~16）方面的差异造成的。这表明 2000 年时，控制其他条件不变的情况下，两个户主教育水平相同的农户只是由于分别处于转出和转入市场而导致其实际流转面积数量不同，或者说一个户主是高中教育水平的农户在流转市场上可以实现的转出土地和转入土地数量有显著差异。2008 年流转双方的整体差异主要是家庭农资（检验 6）、家庭劳动力（检验 7）、家庭本地非农就业人数（检验 11）和家庭外地非农就业人数（检验 12）方面的差异造成的。因此，一个都拥有 2 个劳动力的转入户和转出户在流转市场上能实现的转入面积和转出面积是有显著差异的，或者说，当一个转入户和一个转出户都增加一个劳动力后，对各自转入面积和转出面积的实际刺激效应是有差异的。这些都表明，转出市场和转入市场存在显著的不对称。表 5 第 1~4 个检验表明，转出市场和转入市场都没有实现完全调整，调整函数的斜率都小于 1，即每个市场都存在显著的交易成本；而且同等条件下，转入户调整意愿的实现程度显著高于转出户，2008 年转出户实现其调整意愿的 18%，小于同年转入户的 37%，2000 年转出户的调整意愿实现了 19%，也小于转入户的 24%。

表 5 2008 年和 2000 年农地流转市场转出与转入方程相关系数的关系检验

序号	检验的变量 (x)	对称性检验 H_0 : 转出方程 x = 转入方程 x		动态性检验 H_0 : 2008 年 x = 2000 年 x	
		2008 年	2000 年	转出方	转入方
1	完全调整检验	$a_1 = -1$ (103.11 ^{***})	$c_1 = -1$ (86.32 ^{***})	$a_1 = -1$ (103.11 ^{***})	$b_1 = -1$ (33.43 ^{***})
2	完全调整检验	$b_1 = -1$ (33.43 ^{***})	$d_1 = -1$ (27.40 ^{***})	$c_1 = -1$ (86.32 ^{***})	$d_1 = -1$ (27.40 ^{***})
3	自家耕地面积	$a_1 = b_1$ (14.37 ^{***})	$c_1 = d_1$ (5.34 ^{**})	$a_1 = c_1$ (0.00)	$b_1 = d_1$ (0.53)
4	自家耕地面积	$a_1 = b_1 = -1$ (120.07 ^{***})	$c_1 = d_1 = -1$ (106.16 ^{***})	$a_1 = c_1 = -1$ (189.43 ^{***})	$b_1 = d_1 = -1$ (60.83 ^{***})
5	所有斜率变量 联合检验	$a_1 = b_1, a_2 = b_2, \dots,$ $a_{13} = b_{13}$ (44.33 ^{***})	$c_1 = d_1, c_2 = d_2, \dots,$ $c_{13} = d_{13}$ (51.54 ^{***})	$a_1 = c_1, a_2 = c_2, \dots,$ $a_{13} = c_{13}$ (14.15)	$b_1 = d_1, b_2 = d_2, \dots,$ $b_{13} = d_{13}$ (13.47)
6	家庭农资	$a_2 = b_2$ (31.36 ^{***})	$c_2 = d_2$ (29.62 ^{***})	$a_2 = c_2$ (0.72)	$b_2 = d_2$ (2.15)
7	家庭劳动力	$a_3 = b_3$ (2.94 [*])	$c_3 = d_3$ (0.20)	$a_3 = c_3$ (0.01)	$b_3 = d_3$ (0.71)
8	家庭人数	$a_4 = b_4$ (2.55) ^a	$c_4 = d_4$ (0.03)	$a_4 = c_4$ (0.90)	$b_4 = d_4$ (0.97)
9	家庭孩子数	$a_5 = b_5$ (1.11)	$c_5 = d_5$ (1.69)	$a_5 = c_5$ (0.81)	$b_5 = d_5$ (0.32)
10	户主非农就业	$a_6 = b_6$ (1.14)	$c_6 = d_6$ (1.85)	$a_6 = c_6$ (0.05)	$b_6 = d_6$ (2.98 [*])
11	家庭本地非农 就业人数	$a_7 = b_7$ (4.25 ^{**})	$c_7 = d_7$ (0.32)	$a_7 = c_7$ (0.01)	$b_7 = d_7$ (1.51)
12	家庭外地非农 就业人数	$a_8 = b_8$ (4.15 ^{**})	$c_8 = d_8$ (0.27)	$a_8 = c_8$ (2.71 [*])	$b_8 = d_8$ (0.63)
13	户主教育水平	$a_9 = b_9$ (0.53)	$c_9 = d_9$ (5.74 ^{**})	$a_9 = c_9$ (3.42 [*])	$b_9 = d_9$ (0.03)
14	户主教育水平	$a_{10} = b_{10}$ (0.53)	$c_{10} = d_{10}$ (7.80 ^{***})	$a_{10} = c_{10}$ (2.68 [*])	$b_{10} = d_{10}$ (0.02)

中国农户在农地流转市场上能否如愿以偿？

	平方				
15	户主年龄	a11=b11 (1.53)	c11=d11 (13.83 ^{***})	a11=c11 (0.03)	b11=d11 (1.11)
16	户主年龄平方	a12=b12 (1.69)	c12=d12 (16.69 ^{***})	a12=c12 (0.17)	b12=d12 (1.89)
17	家庭财富	a13=b13 (0.04)	c13=d13 (0.02)	a13=c13 (0.68)	b13=d13 (0.51)

注：^a家庭人数对应假设（a4=b4）在 11%显著水平上显著。①小括号中数字为 Wald 统计量及其显著程度；②^{***}、^{**}、^{*}分别表示在 1%、5%和 10%的显著水平上显著。

（五）交易成本的动态性检验

本文研究也对 2000 年和 2008 年不同市场的交易成本进行了对比检验，结果详见表 4、表 5。

1. 转出市场和转入市场的交易门槛高低从 2000 年到 2008 年发生了显著变化（表 4），即两个市场的固定交易成本发生显著动态变迁。转出市场的交易门限值不降反升，由 2000 年的 8.79 亩小幅增加到 2008 年的 9.56 亩（见表 3）。分省看，辽宁、四川和湖北转出市场的交易门限值则出现下降。转入市场的交易门限值由 2000 年的 12.58 亩下降到 2008 年的 9.83 亩，但是河北和陕西的交易门限值是增加的。如果从转出转入的平均情况来看，流转市场交易门限由 2000 年的 10.68 亩下降到 2008 年的 9.69 亩，交易门槛大约下降 1 亩。这表明，不管是转出户还是转入户，为了交易而必须付出的搜寻交易对象费用等固定交易成本从 2000 年到 2008 年发生了显著变化，转入户面临的固定交易成本明显下降，而转出户则略有提高。

2. 转出市场和转入市场的调整意愿实现程度从 2000 年发展到 2008 年没有显著改进。表 5 第 3 个检验表明，一个转出户在 2000 年的市场上和 2008 年的市场上实现调整意愿的程度是一样的，基本稳定在 18%~19%左右。尽管一个转入户的调整意愿实现程度由 2000 年的 24%增加到了 2008 年的 37%，但这种改进在统计上是不显著的。从平均转出和转入效应来看，农户利用流转市场实现调整意愿的程度由 2000 年的 21.5%增加到了 2008 年的 27.5%，提高约 6 个百分点。表 5 第 5 个检验表明，总体看转入市场和转出市场都没有发生显著的动态变迁。这表明 2000 年流转市场上的一个转出户（转入户）与 2008 年流转市场上一个转出户（转入户）面临着相同程度的调整摩擦。这个结论或许预示着农地流转市场上经常碰到的“敲竹杠”、毁约、滥用土地的道德风险等导致的交易成本并没有随着时间而降低。

（六）流转市场的重要性检验

尽管农地流转市场存在交易成本，但对资源配置效率依然起到了重要作用，因为农资、劳动力等要素市场是更不完善的。

1. 不管 2000 年还是 2008 年，不管是转出市场还是转入市场，家庭农资变量都高度显著（表 2 的第 2 行）。这表明家庭农资设备市场是不完善甚至缺失的，所以农户通过土地市场来调整土地与这些农资设备的比例。现实中，农业生产资料由于具有严重的不可分性导致其市场的完善程度较低。调研中经常发现农户因为无法顺利买到机械化服务而选择自己购买机器，但同时又因为自身的经营规模小导致买入的机器无法实现充分利用而被闲置。而在耕牛时代，由于农户将牛租借出去可能存在被过度或不爱惜地使用的风险导致耕牛市场缺失。这个时候，土地市场的存在将通过“移动”土地

来实现生产要素比的优化。如表 2 所示，单位自家地上的农资设备价值越高，转出面积越大，相反则反是。显然，农地流转市场有助于充分利用这些农资设备进而提高效率，这个发现和其他很多研究的发现一致（Nabi, 1985; Taslim and Ahmed, 1992; Skoufias, 1995）。

2. 户主年龄、家庭人数和家庭本地非农就业人数变量在不同的方程中表现出不同的显著程度（参见表 2）。这三个变量都在不同角度上刻画了劳动力这个要素，它们的显著表明劳动力市场（或者人力资本市场）是不完善的。劳动力年龄的不同可能具有不同的流动性、家庭人数和家庭本地非农就业人数的不同带来不同市场出清程度，而土地流转市场则缓解了这些要素市场的不完善对资源配置的负效应，通过流转土地来进一步优化要素比。

3. 家庭财富变量在 2008 年转出方程中是显著的（参见表 2），这表明农户面临着流动性约束。该系数乘以-1 后是负的，表明农户拥有财富越少，转出越多。因为财富少的农户面临的流动性约束更明显，需要转出土地来缓解资金约束，以满足其他需求。

（七）小结

综上，中国农地流转市场存在明显的进入门槛而且无法实现完全调整。农户想利用流转市场进行要素比优化首先要完成一个最低流转面积方能克服产生的固定交易成本，进入市场后由于交易成本的存在使其调整意愿无法完全实现。而且，农户在市场上转入土地面临的交易门槛要高于转出土地，但只要跨过门槛进入市场，转入意愿实现程度就高于转出意愿。这表明，流转市场存在明显的搜寻交易对象的费用、谈判合同条款的成本等固定交易成本，进入市场后还面临着因为交易数量增加——包括因交易对象的多样化（甚至跨村跨镇的流转户）带来的监督成本提高——带来的合约执行成本等交易成本的提高而导致无法完全实现调整意愿，不能达到想要经营的规模。而且，在能否进入市场这个阶段，转入户面临的固定交易成本更高，或许是因为土地产权不够稳定而且租金收益在收入中占比较低，转出户并没有那么大激励转出土地，进而产生对转入户的筛选。转出户可能优先将土地转给熟悉的人，导致很多潜在转入户的搜寻成本增加，无法进入市场。但是，转入户一旦跨过门槛，反而比转出户更加便利。因此，一个农户（经营主体）一旦成为值得信赖的转入方，可能整个村的农户都愿意将土地流转给他，此时该经营主体又具备了对转出户进行筛选的冲动，至少可能因为地块位置、质量和细碎化程度等原因导致转入户不愿意将该转出户的所有土地统统转入，毕竟要实现连片规模经营才更有利，结果转出户的调整意愿实现程度反而较低。

显然，能否进入市场更多考验的是交易双方彼此间的信息充分性和对称性——交易对象在哪里、潜在交易对象是否可信、必要的交易条款能否达成等，转出方往往关注流转可能导致失去土地的风险，转入方更关注转入土地后面面临的敲竹杠等风险。可喜的是，2008 年交易门槛比 2000 年降低了，表明这些固定交易成本降低了。这可能得益于期间城市经济发展、农村土地产权制度的完善和农业税减免等改革——非农就业机会的增加和 2000 年左右完成的二轮承包将 15 年承包期改为 30 年，刺激了转出意愿；农业税减免刺激了转入意愿。但是，2000 年到 2008 年，农户利用流转市场实现调整意愿程度并没有得到显著改观，即一个农户在 2000 年转入 500 亩和在 2008 年转入 500 亩需要付出同等程度的代价，这表明流转市场的交易平台等没有得到充分发展，合约签订和执行成本并没有显著下降，反

而与流转规模成比例增加。同时，期间土地细碎化程度并没有得到缓解，致使转出方要么无法进入市场，要么进入市场后不能将所有土地流转出去。

五、结论及政策含义

要素市场不完善是发展中国家经常存在的问题，农地流转市场的完善程度对规模化经营和农业生产效率具有重要影响。本文基于摩擦力模型，对中国农地流转市场的交易成本存在性、对称性和动态性进行了实证研究。研究发现中国农地流转市场存在明显的交易成本，进而流转市场是不完善的。具体结论包括：第一，农地流转市场存在明显进入门槛，进入市场后也无法实现完全调整。2000年，农户在流转市场上转出土地至少要达到8.79亩才能克服固定交易成本，进入市场后调整意愿能实现19%；2008年最低转出面积为9.56亩，进入市场后能实现调整意愿的18%。市场的另一方，转入户2000年时最低交易门槛为12.58亩，进入市场后约1/4的调整意愿能得以实现，2008年时需要跨过9.83亩的交易门槛，然后能实现37%的调整意愿。第二，流转市场的交易成本存在非对称性，转入户比转出户面临的交易门槛高，但进入市场后转入户调整意愿实现程度高于转出户。2000年转入户的交易门槛为12.58亩，高于转出户的8.79亩，但进入市场后其调整意愿实现程度为24%，高于转出户的19%；2008年转入户交易门槛为9.83亩，高于转出户的9.56亩，转入户调整意愿实现程度为37%，高于转出户的18%。第三，从2000年到2008年，流转市场的交易门槛显著降低了，但进入市场后调整意愿实现程度没有显著提高。转入市场进入门槛由2000年的12.58亩下降到2008年的9.83亩，转出市场则由8.79亩变到9.56亩，平均来说由10.68亩下降到9.69亩；而调整意愿——尽管转入市场增加13%，转出市场维持不变——由2000年的21.5%增加到27.5%的趋势是不显著的。

尽管中国农地流转市场存在明显的进入门槛，即使进入后流转农户也不能通过流转市场实现完全调整，但本文研究发现农资设备、劳动力（特别是人力资本）市场的不完善程度更严重，因此，农地流转市场发挥了将土地这种“不能移动”的要素移动起来以迎合那些“本该移动”的要素功能，优化了生产要素比，最终提高了农业生产效率。因此，应进一步完善农村土地产权制度，以提升农地产权完整性和稳定性为目标推动“三权分置”改革，让农户敢于流转；同时，创新完善各类流转服务平台，大力推进土地连片整理等农业项目，降低流转市场的搜寻成本、合约谈判成本和执行成本，让农户易于流转，以更好发挥农地流转市场的资源配置功能；最后也要加快农资设备等生产社会化服务业发展，通过乡村振兴和城镇化为农村劳动力创造更多就业机会，并降低劳动力的流动障碍；让农户可以通过任何一个要素市场进行要素比优化，最终实现农业农村现代化。

参考文献

- 1.埃里克·弗鲁博顿、鲁道夫·瑞切特，2006：《新制度经济学：一个交易费用分析范式》，姜建强、罗长远译，上海：格致出版社、上海三联书店、上海人民出版社。
- 2.郜亮亮，2014：《中国农地流转发展及特点：1996~2008年》，《农村经济》第4期。
- 3.姚洋，2004：《土地、制度和农业发展》，北京：北京大学出版社。

4. Bardhan, P.K., 1979, "Agricultural development and land tenancy in a peasant economy: A theoretical and empirical analysis", *American Journal of Agricultural Economics*, 61(1): 48-57.
5. Bell, C., 1977, "Alternative theories of sharecropping: some tests using evidence from northeast India", *The Journal of Development Studies*, 13(4): 317-346.
6. Bell, C., and C. Sussangkarn, 1988, "Rationing and adjustment in the market for tenancies: The behavior of landowning households in Thanjavur district", *American Journal of Agricultural Economics*, 70(4):779-789.
7. Bell, C. , and P. Zusman, 1976, "A bargaining theoretic approach to cropsharing contracts", *The American Economic Review*, 66(4): 578-588.
8. Binswanger, H.P., and M.R. Rosenzweig, 1986, "Behavioural and material determinants of production relations in agriculture", *The Journal of Development Studies*, 22(3): 503-539.
9. Bliss, C. J., and N. H. Stern, 1982, *Palanpur: the Economy of an Indian Village*, USA: Oxford University Press.
10. Bresciani, F., and M. M. Ballesteros, 2008, "Land Rental Market Activity in Agrarian Reform Areas: Evidence from the Philippines" (No. 2008-26). *PIDS Discussion Paper Series*.
11. Chamberlin, J., and J. Ricker-Gilbert, 2016, "Participation in rural land rental markets in Sub-Saharan Africa: who benefits and by how much? evidence from Malawi and Zambia", *American Journal of Agricultural Economics*, 98(5): 1507-1528.
12. Deininger, K., and S. Jin, 2003, "Land sales and rental markets in transition-evidence from rural VietNam", (No. 3013). *The World Bank*.
13. Deininger, K., Jin, S. and H. K. Nagarajan, 2009, "Determinants and consequences of land sales market participation: Panel evidence from India", *World Development*, 37(2): 410-421.
14. Deininger, K. and S. Jin, 2005, "The potential of land rental markets in the process of economic development: Evidence from China", *Journal of Development Economics*, 78(1): 241-270.
15. Deininger, K., D. A. Ali, , and T. Alemu, 2011, "Impacts of Land Certification on Tenure Security, Investment, and Land Market Participation: Evidence from Ethiopia", *Land Economics*, 87(2): 312-334.
16. Eswaran, M. and A. Kotwal, 1985, "A theory of contractual structure in agriculture", *The American Economic Review*, 75(3): 352-367.
17. Gao, L., J. Huang, and S. Rozelle, 2012, "Rental markets for cultivated land and agricultural investments in China", *Agricultural Economics*, 43(4): 391-403.
18. Gebru, M., S. Holden, and M. Tilahun, 2017, "Can the land rental market facilitate smallholder commercialization? Evidence from northern Ethiopia" (No. 10/17). *Centre for Land Tenure Studies, Norwegian University of Life Sciences*.
19. Holden, S.T., K. Deininger, and H. Ghebru, 2011, "Tenure insecurity, gender, low-cost land certification and land rental market participation in Ethiopia", *The Journal of Development Studies*, 47(1): 31-47.
20. Holden, S.T., and H. Ghebru, 2005, "Kinship, transaction costs and land rental market participation. Department of Economics and Management", *Norwegian University of Life Sciences*.
21. Holden, S.T., K. Otsuka, and F. Place, 2008, *The Emergence of Land Markets in Africa: Assessing the Impacts on Poverty*,

Equity and Efficiency, Washington, DC: Resources For the Future Press.

22.Huang, J., L. Gao, and S. Rozelle, 2012, 'The effect of off-farm employment on the decisions of households to rent out and rent in cultivated land in China', *China Agricultural Economic Review*, 4(1): 5-17.

23.Huy, H.T., 2013, *Low farm incomes and the rental market for cropland in Vietnam*, Doctoral dissertation, Lincoln University.

24.Huy, H.T., M. Lyne, N. Ratna, and P. Nuthall, 2016, "Drivers of transaction costs affecting participation in the rental market for cropland in Vietnam", *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, 60(3): 476-492.

25.Jaynes, G.D., 1982, "Production and distribution in agrarian economies", *Oxford Economic Papers*, 34(2): 346-367.

26.Jin, S. and K. Deininger, 2009, "Land rental markets in the process of rural structural transformation: Productivity and equity impacts from China", *Journal of Comparative Economics*, 37(4): 629-646.

27.Jin, S. and T.S. Jayne, 2013, "Land rental markets in Kenya: implications for efficiency, equity, household income, and poverty", *Land Economics*, 89(2): 246-271.

28.Kevane, M., 1997, "Land tenure and rental in western Sudan", *Land use policy*, 14(4): 295-310.

29.Key, N., E. Sadoulet, and A.D. Janvry, 2000, "Transactions costs and agricultural household supply response", *American journal of agricultural economics*, 82(2): 245-259.

30.Kochar, A., 1997, "Does lack of access to formal credit constrain agricultural production? Evidence from the land tenancy market in rural India", *American Journal of Agricultural Economics*, 79(3): 754-763.

31.Muraoka, R., S. Jin, and T.S. Jayne, 2018, "Land access, land rental and food security: Evidence from Kenya", *Land Use Policy*, 70: 611-622.

32.Nabi, I., 1985, "Rural factor market imperfections and the incidence of tenancy in agriculture", *Oxford Economic Papers*, 37(2): 319-329.

33.Pant, C., 1983, "Tenancy and family resources: A model and some empirical analysis", *Journal of Development Economics*, 12(1): 27-39.

34.Promsopha, G., 2015, "Land Ownership as Insurance and the Market for Land: A Study in Rural Vietnam", *Land Economics*, 91(3): 460-478.

35.Reid Jr, J.D., 1976, "Sharecropping and agricultural uncertainty", *Economic Development and cultural change*, 24(3): 549-576.

36.Rosett, R.N., 1959, "A statistical model of friction in economics", *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 27(2): 263-267.

37.Roumasset, J. and M. Uy, 1987, "Agency costs and the agricultural firm", *Land Economics*, 63(3): 290-302.

38.Skoufias, E., 1995, "Household resources, transaction costs, and adjustment through land tenancy", *Land economics*, 71(1): 42-56.

39.Taslim, M.A. and F.U. Ahmed, 1992, "An analysis of land leasing in Bangladesh agriculture", *Economic Development and Cultural Change*, 40(3): 615-628.

40. Tikabo, M.O., S.T. Holden, and O. Bergland, 2007, "Factor market imperfections and the land rental market in the highlands of Eritrea: Theory and evidence", Revised for Land Economics.

41. Tobin, J., 1958, "Estimation of relationships for limited dependent variables", *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 26(1): 24-36.

42. Wooldridge, J., 2002, *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, Cambridge, MA: The MIT Press.

(作者单位: 中国社会科学院农村发展研究所)

(责任编辑: 陈静怡)

Can Chinese Farmers Get What They Desire? An Empirical Study on the Transaction Costs in China's Farmland Rental Market

Gao Liangliang

Abstract: Rural land leasing has gradually become an important way to realize agricultural scale management in China. Despite the rapid development of land rental market, the question of whether farmers can rent the amount of farmland they desire in the land rental market has not been explored. Using a nationally representative panel data (2000 and 2008) of 1200 rural households in 6 provinces, this article empirically analyzes the extent to which farmers' land rental willingness can be realized in China's land rental market. Then, the study investigates the existence, symmetry and dynamic features of the transaction costs in the land rental market. The results suggest that there exist distinct transaction costs in China's land rental market, i.e., the land rental market is imperfect. Specific conclusions are as follows. Firstly, there are obvious entry thresholds in the land rental market, and farmers can hardly achieve full adjustments even though they get access to the land rental market. Farmers who rent farmland can realize their land adjustment willingness by 24% and 37% in 2000 and 2008 respectively, which is higher than that of farmers' who lease their land (19% and 18% in 2000 and 2008, respectively). Secondly, the transaction costs in the land rental market have shown obvious asymmetry features. Farmers who rent farmland encounter higher transaction threshold than those who lease farmland. However, once they step in the land rental market, the realization degree of land adjustment willingness for the farmers who rent farmland is higher than their counterparts. Thirdly, the trading barriers of land rental market has been significantly reduced from 2000 to 2008, however, there is no significant increase in the realization degree of farmers' land adjustment willingness. In addition, the imperfection in the factor market such as agricultural equipment and labor force is more serious. Consequently, the land rental market plays a role in the allocation of resources, i.e., moving the "immobile" factors (land) to match those "should-be-mobile" factors (agricultural labor and equipment), and finally improves the efficiency of resource allocation. The government should further improve the stability of farmland property rights, reduce the transaction costs in the land rental market, accelerate the development of agricultural production service industries, and improve the rural labor market.

Key Words: Farmland Rental Market; Willingness; Transaction Cost; Full Adjustment; Symmetry