

农户土地租赁行为及其福利效果

李庆海 李 锐 王兆华*

摘 要 本文根据 2003—2009 年 817 个样本农户的微观面板数据, 首先运用 Biprobit 模型, 识别出了农户租入和租出土地决策的影响因素, 解决了以往文献所忽视的内生性问题和“遗漏问题”; 然后运用多重内生处理效应模型估计了土地租赁的福利影响, 解决了不可观测的变量所导致的自选择性问题, 结论表明只要是在自愿基础上所进行的租赁, 无论是租出土地还是租入土地, 都会增加农户效用, 提高农户福利水平。

关键词 土地租赁, 福利效果, 面板数据

一、引 言

转型经济的一个重要特征就是在经济发展的过程中大量农村劳动力流向城镇和非农部门。与其他发展中国家相比, 中国农村劳动力转移的规模引人注目。但是, 大量劳动力从农村转移出去后, 由于土地资源重新配置的市场还没有形成甚至还处于抑制状态 (史清华和贾生华, 2002), 一方面已从事非农生产经营活动的农户没有时间耕种已分配给自己的土地, 另一方面农业生产效率高且想耕种更多土地的农户却得不到土地, 在中国农村地区一度出现了稀缺土地资源的“撂荒”现象。此外, 采用行政手段分配土地, 无论在理论还是在实践中不仅不能充分发挥农村劳动力的效率, 而且也不能充分发挥土地资源的适度规模效益, 一定程度上阻遏了农业生产效率的进一步提高, 需要重新配置土地来解决日益凸显出来的效率损失问题。然而, 由于存在信息不对称、道德风险和信贷配给等问题, 依靠乡村干部, 采用行政手段, 重新调整和配置土地资源的效果不仅不显著 (Deininger and Jin, 2005), 而且还衍生了许多土地寻租和腐败案例。

在行政手段配置土地不能奏效的情况下, 市场选择了它自己的方式, 1992 年广东南海进行了自 1978 年来首次土地使用权租赁的改革, 破冰之后,

* 李庆海、李锐, 北京航空航天大学经济管理学院; 王兆华, 北京理工大学管理与经济学院。通信作者及地址: 李锐, 北京市海淀区学院路 37 号北京航空航天大学经济管理学院, 100191; 电话: 13439063465; E-mail: lirui@buaa.edu.cn。本文为国家自然科学基金重点项目“农村金融体系建设管理研究”(编号: 71133001)和面上项目“我国农村信贷配给问题研究”(编号: 70773005)的部分研究成果。

全国各地农户之间相互租赁土地的自发行不断增多。对于非正式土地租赁市场的兴起,政府一开始采取的是默认的态度。经过几年的实践后,政府现在采取了积极支持的态度,并试图构建正式的土地租赁市场。在这样的大背景下,中国土地租赁发展很快,根据我们的样本,2009年参与土地租赁的农户占有所有农户的比重已达到25.3%。尽管土地买卖市场的功效还饱受争议,但理论和国际经验表明:即使在其他市场(譬如,劳动力市场、信贷市场和保险市场)不完备的情况下,一个功能完好的土地租赁市场在优化农村生产要素配置、提高农户的福利水平和农村公平性方面也都发挥了显著的积极作用(Hayami, *et al.*, 1990; Hayami and Otsuka, 1993; Binswanger and Deininger, 1993; Deininger and Jin, 2001; De Janvery and Sadoulet, 2001; Sadoulet, *et al.*, 2001; 钱忠好, 2003),从某种程度上来说,除非土地租赁市场能够有效地发挥其功能,否则的话,农村经济资源的配置将既无效率,也难以达到公平(Sadoulet *et al.*, 2001; 钱忠好, 2003)。因此,土地租赁市场在世界许多国家,特别是在亚洲国家普遍存在,租赁土地的农户所耕种的面积占总面积的百分比,1991年菲律宾为51.3%,1996年孟加拉国为42.3%,1993年印度尼西亚为18%,1990年乌拉圭为40.8%(Otsuka, 2007);在工业化国家和非洲国家,被租赁的土地面积所占的比重也非常高,1992年美国为43%,1999年乌干达为36%(Deininger, 2003)。土地租赁市场的发展及其影响,引起了众多发展经济学家的关注,催生了许多理论和经验分析文献。

以往的经验分析文献主要讨论了土地租赁市场的潜力和租赁合同选择(Sadoulet *et al.*, 2001; Hayami and Otsuka, 1993; Deininger and Jin, 2005)、土地使用权稳定性(land tenure security)对投资的影响(Li, Rozelle and Huang, 2001; Jacoby, Li and Rozelle, 2002; Otsuka *et al.*, 2003; 田传浩和贾生华, 2004),以及土地租赁市场在不同区域环境中的表现(Carter and Salgado, 2001; Rozelle and Swinnen, 2003),而对农户土地租赁行为及其福利效果进行经验估计和分析的文献还不是很多。以往文献用以识别显著影响农户租入(或租出)土地的因素的方法可以划分为两类,一类文献以农户租入(或租出)土地的实际面积,或者农户是否租入(或租出)土地(租入或租出土地为1,没有租入或租出土地为0)为因变量,再以农户特征、农业生产能力、非农就业机会和交易成本等为解释变量,构建单方程模型,进行OLS估计(Deininger and Jin, 2005),这类文献的缺陷是没有充分考虑土地租赁的内生性。在中国,土地市场高度分割,具有明显的圈层结构特征,农户租赁土地的行为表现为租入还是租出决策的反复纠结和权衡(在此,农户租入和租出土地的数量可以为0),一些观察不到的因素既影响农户的租入决策,也影响农户的租出决策,也就是说,农户租入和租出土地的行为相互并

不独立，而是具有很强的内生性特征。土地租赁行为的内生性特征在计量模型的构建上表现为租入方程和租出方程的随机误差项是相互影响的，显然，如果我们不考虑它们之间的相互影响，估计结果将会出现偏误。另一类文献通过优化农户模型，推导出一个由三个方程构成的开关模型（switching regression model），其中租入土地的方程为上界函数，租出土地的方程为下界函数，然后，进行完全信息最大似然估计（Jin and Deininger, 2009; Carter and Yao, 2002）。这类文献虽然考虑到了土地租赁行为的内生性，但却存在严重的“遗漏问题”，在开关模型中，我们无法考虑同一农户在租入土地的同时也租出土地的情形，根据本文的样本，2009 年这类农户占有所有租地农户的比率为 3.9%。如果不考虑这种情形，将会损失样本信息，因此，要想无偏地识别出农户参与土地租赁市场的影响因素，需要新的方法。

很多文献对土地租赁的产出效率进行了估计（Hayami and Otsuka, 1993; Sadoulet *et al.*, 2001; Holden and Yohannes, 2002; Heltbers, 1998; Benjamin and Brandt, 2000; 俞海等, 2003; 许庆等, 2008; 李谷成等, 2009; 钟甫宁和纪月清, 2009），而对土地租赁福利效果进行经验估计（通常用农户纯收入、消费支出和金融资产余额来衡量）的文献却非常少。Jin and Deininger (2009) 采用 2001—2004 年 8000 个样本农户的数据，分析了土地租赁对样本农户人均收入分布的影响，并以扣除租金后的净收入为因变量，对租入的土地面积和哑变量（以控制随时间变化的因素的影响）进行固定效应回归，发现租入土地能使农户的收入增加 10%；然后，再以同一地块租赁前后每亩收入的差（ Δy ）为因变量，对租入土地哑变量（ R^{in} ）、租出土地哑变量（ R^{out} ）和地区哑变量（ D ）进行回归，估计出了土地租赁对净生产率的影响。但是，Jin and Deininger 的研究在技术上没有很好地解决自选择性问题，并且采用最小二乘法容易高估处理效应，所得到的估计量经常不一致（Green, 2003, 第 788 页）。

本文研究的主要目标是要识别出农户租出和租入土地的影响因素，估计出农户租出和租入土地所产生的福利效果。与以往文献不同，我们的研究充分考虑到了土地租赁行为的内生性和自选择性特征，并解决了以往文献中存在的“遗漏问题”。首先，我们运用面板 Biprobit 模型，解决了影响因素识别过程中的内生性问题和“遗漏问题”；然后，再运用面板多重内生处理效应模型，解决了福利效果估计过程中不可观测的变量所导致的自选择性问题。因此，本文的研究具有一定的新意。

根据本文的目标，研究内容是这样安排的：第二部分对样本数据进行简要的统计分析和说明；第三部分构建面板 Biprobit 模型，识别出农户土地租赁的影响因素，并对估计结果进行讨论；第四部分运用面板多重内生处理效

应模型,估计出农户土地租赁行为的福利效果;第五部分总结研究结论,讨论其政策含义。

二、数据来源及其分析

研究所采用的数据主要来自农业部农村固定观察点,时间跨度为2003—2009年。由于采用追踪调查的形式,样本具有很好的稳定性和连续性。样本选择采取的是三阶段分层抽样战略,第一阶段,根据区域经济发展情况,从所有省份中采取分类抽样的方式,随机选择10个省份,它们分别是辽宁、吉林、江苏、福建、山东、河南、湖北、四川、甘肃、新疆。第二阶段,在上述各省中,随机抽取18个村庄;在抽取村庄的过程中,排除了面积和人口特别大或特别小的村庄。第三阶段,从各村庄中排除特别富裕和特别贫穷的农户后,随机选取60个左右的农户,一共1000个农户,其中有183个农户既没有土地,也不参与土地市场的租赁,因此,有效样本农户数为817个。2007年和2009年我们组织学生利用暑假对这817个农户进行了补充调查,2011年7月上旬我们对这817个农户的数据在实地进行了核查和校正。数据库中收集了各样本农户2003—2009年每年的收入、支出、土地租赁活动、生产经营活动、信贷活动、家庭和所处村庄的基本情况的详细数据,为本文的研究提供了丰富的经验事实。由于数据缺乏权重方面的信息,所以,样本数据可能并不能代表中国的所有农户,因此,我们应该谨慎地看待这篇论文的研究结论的一般性。尽管如此,我们依然相信这篇论文的研究结论为理解农户土地租赁行为提供了有益的信息。

从表1可知,2003—2009年我国农户土地分布的基尼系数在0.49—0.58之间变动,略呈微小上升趋势,这表明土地租赁已使农户土地开始适度集中。我国农户土地分布的基尼系数与许多亚洲国家基本一致,如孟加拉国1996年为0.57,印度1991年为0.58,印度尼西亚1993年为0.56,菲律宾1991年为0.54,泰国1993年为0.50;而要小于诸多美洲国家,譬如,巴西1996年为0.85,秘鲁1994年为0.87,乌拉圭1990年为0.77,委内瑞拉1997年为0.88(Otsuka, 2007),除土地租赁外,导致我国土地分布的基尼系数较大的另一个重要原因是区域人口和土地分布不均衡。亚洲国家共同的特征是乡村人口多,人均耕地少,土地高度集中的可能性不大,这些国家所面临的共同问题是如何通过土地租赁市场来有效地配置日益稀缺的土地。

表1 2003—2009年样本农户每年租入和租出土地的总户数及其百分比

年份	农户数	土地基尼系数	参与租赁		仅租入		仅租出		既租入又租出		
			户数	比率	户数	比率	户数	比率	户数	比率	比率*
2003	817	0.49	145	17.70%	62	7.60%	78	9.50%	5	0.60%	3.40%
2004	817	0.51	156	19.10%	67	8.20%	83	10.20%	6	0.70%	3.80%
2005	817	0.52	166	20.30%	75	9.20%	85	10.40%	6	0.70%	3.60%
2006	817	0.54	174	21.30%	81	9.90%	88	10.80%	5	0.60%	2.90%
2007	817	0.55	193	23.60%	87	10.60%	99	12.10%	7	0.90%	3.60%
2008	817	0.56	199	24.40%	90	11.00%	102	12.50%	7	0.90%	3.50%
2009	817	0.58	207	25.30%	95	11.60%	104	12.70%	8	0.90%	3.90%
年均	817	0.54	177.1	21.70%	79.6	9.70%	91.3	11.20%	6.3	0.80%	3.50%

注：“比率”为占有所有样本农户的比率，“比率*”为占有所有租赁土地农户的比率。

从表1还可以看出，我国乡村参与土地租赁的农户数逐年递增，参与土地租赁的农户数占总农户数的比率从2003年的17.7%增加到2009年的25.3%。其中，仅仅租入土地的农户数占总农户数的比率从2003年的7.6%增加到2009年的11.6%；仅仅租出土地的农户数占总农户数的比率从2003年的9.5%增加到2009年的12.7%；既租入又租出土地的农户数占总农户数的比率从2003年的0.6%增加到2009年的0.9%。租出土地的农户数明显多于租入土地的农户数，这意味着随着农村非农化程度的逐步提高，乡村土地通过租赁正适度集中。

表2给出了各省样本农户年均租入和租出土地的总户数及其百分比。从表2可以看出，我国土地租赁的地区差异非常显著。辽宁、江苏、福建和山东沿海经济发达地区参与土地租赁的农户占有所有农户的比率都很高，均在27%以上，远高于所有样本的平均值。吉林、河南、四川和甘肃四个人口和农业大省参与土地租赁的农户占有所有农户的比率都比较低，均在18.5%以下。少数民族人口较多的新疆参与土地租赁的农户占有所有农户的比率仅为4.4%。由于生活习惯和语言方面的差异，新疆农户外出找到工作的难度要大得多，因此，参与土地租赁的农户占有所有农户的比率自然也就低一些。除吉林外，所有省区租入土地的农户数均要少于租出土地的农户数。这些结果意味着土地租赁市场的发育程度与非农产业的发达程度、区域经济条件和民族密切相关。

表2 各省样本农户年均租入和租出土地的总户数及其百分比

省份	村庄数	农户数	参与租赁		仅租入		仅租出		既租入又租出		
			户数	比率	户数	比率	户数	比率	户数	比率	比率*
辽宁	2	81	23.4	28.90%	10.4	12.80%	11.9	14.70%	1.1	1.40%	4.70%
吉林	2	87	16.1	18.50%	7.9	9.10%	7.6	8.70%	0.7	0.80%	4.30%
江苏	1	86	23.6	27.40%	11	12.80%	11.4	13.30%	1.1	1.30%	4.70%
福建	1	84	26.1	31.10%	12.1	14.40%	13.1	15.60%	0.9	1.10%	3.40%
山东	3	103	30.7	29.80%	14.1	13.70%	15.3	14.90%	1.3	1.30%	4.20%
河南	2	101	15.9	15.70%	6.4	6.30%	9.1	9.00%	0.3	0.30%	1.90%
湖北	1	54	12.6	23.30%	4.9	9.10%	7.4	13.70%	0.3	0.60%	2.40%
四川	2	86	14	16.30%	6	7.00%	7.7	9.00%	0.3	0.30%	2.10%
甘肃	2	83	12.5	15.10%	5.9	7.10%	6.4	7.70%	0.1	0.10%	0.80%
新疆	2	52	2.3	4.40%	0.9	1.70%	1.3	2.50%	0.1	0.20%	4.30%
总计	18	817	177.1	21.70%	79.6	9.70%	91.3	11.20%	6.3	0.80%	3.50%

注：“比率”为占有所有样本农户的比率，“比率*”为占有所有租赁土地的农户的比率。

表3给出了各省2003—2009年样本农户每亩土地平均的租赁价格。从表3可以看出,各省每亩土地的租赁价格都是不断上升的,2009年所有样本农户每亩土地租赁价格的均值比2003年增加了2.45倍,年均增长率为22.9%。土地租赁价格的地区差异非常明显,2009年江苏、福建和山东土地租赁价格均在260元以上,而河南、四川、甘肃和新疆土地租赁价格却均不超过30元。进一步调研的结果显示,2009年江苏、福建和山东土地租赁发生在亲友之间的只占40.6%,而河南、四川、甘肃和新疆土地租赁发生在亲友之间的所占的比率高达80.8%。这就不难解释为什么土地租赁价格的地区差异如此之大。土地租赁价格之所以不断上升可能与政府取消农业税、进行粮食补贴和鼓励土地租赁有密切的关系。

表3 样本农户每亩土地平均的租赁价格(单位:元)

省份	农户数	年份								均值
		2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009		
辽宁	81	40	53	69	84	103	144	183	96.5	
吉林	87	30	40	58	64	70	80	95	62.4	
江苏	86	80	98	113	149	230	264	307	177.3	
福建	84	103	127	168	197	263	279	313	207.1	
山东	103	75	80	89	127	166	213	261	144.4	
河南	101	15	20	20	20	25	25	30	22.1	
湖北	54	20	28	40	44	60	70	84	49.4	
四川	86	10	15	15	20	25	25	30	20.0	
甘肃	83	10	10	15	15	15	15	20	14.3	
新疆	52	5	5	5	10	10	15	15	9.3	
均值	81.7	38.8	47.6	59.2	73	96.7	113	133.8	80.3	

注:亩均租赁价格=农户租入土地的支出总额÷租入面积。

表4给出了样本农户的地块数与大小分布。从表4可以看出,农户的地块总数是逐年递减的,从2003年的5443块减少至2009年的4421块。农户

的耕地非常零碎，2009 年农户耕地面积不足 1 亩的地块所占比率高达 57.7%，面积为 1—3 亩的地块所占比率为 28.8%，面积为 3—5 亩和 5 亩以上的地块所占比率分别仅为 10.3% 和 3.2%，86.5% 左右的地块面积不超过 3 亩。面积不足 1 亩的地块所占比例呈逐年递减趋势，而面积为 1—3 亩和 3—5 亩的地块所占比例呈递增趋势，这说明土地租赁扩大了土地规模，一定程度上提高了农业生产的效率。

表 4 样本农户地块数与大小分布

年份	总地块数	不足 1 亩		1—3 亩		3—5 亩		5 亩以上	
		地块数	比率	地块数	比率	地块数	比率	地块数	比率
2003	5 443	3 553	65.30%	1 371	25.20%	372	6.80%	147	2.70%
2004	5 212	3 392	65.10%	1 313	25.20%	343	6.60%	164	3.10%
2005	5 187	3 264	62.90%	1 360	26.20%	385	7.40%	178	3.50%
2006	4 913	3 051	62.10%	1 308	26.60%	387	7.90%	167	3.40%
2007	4 626	2 856	61.70%	1 215	26.30%	413	8.90%	142	3.10%
2008	4 505	2 612	58.00%	1 294	28.70%	422	9.40%	177	3.90%
2009	4 421	2 549	57.70%	1 274	28.80%	457	10.30%	141	3.20%
平均	4 901	3 039	62.00%	1 305	26.60%	397	8.10%	160	3.40%

注：1—3 亩包括 3 亩，3—5 亩包括 5 亩。

表 5 给出了 2003—2009 年各省样本农户年均耕地面积、年均地块数与大小分布。从表 5 可以看出，各省土地细碎化的程度差异显著。四川、湖北和福建面积不足 1 亩的地块所占的比率分别高达 95.7%、87.9% 和 76.2%，而甘肃、新疆、江苏和辽宁面积不足 1 亩的地块所占的比率分别仅为 34.9%、31.3%、15.4% 和 3.3%。四川和湖北土地细碎化的程度非常高，其参与土地租赁的农户所占的比率却不是特别高。相反，辽宁和江苏这两个省土地细碎化的程度较低，但其参与土地租赁的农户所占的比率却非常高。这说明土地细碎化并不是农户参与土地租赁市场的唯一原因。

表 5 2003—2009 年各省样本农户年均耕地面积、年均地块数与大小分布

省份	农户数	年均总耕地面积	年均总地块数	不足 1 亩所占比率	1—3 亩所占比率	3—5 亩所占比率	5 亩以上所占比率
辽宁	81	373.2	168.4	3.3%	33.4%	42.2%	21.1%
吉林	87	678.3	545.9	38.0%	30.7%	13.8%	17.6%
江苏	86	481.9	389.2	15.4%	33.8%	31.1%	19.7%
福建	84	182.7	608.7	76.2%	23.8%	0.0%	0.0%
山东	103	383.0	561.4	51.7%	43.5%	9.3%	4.7%
河南	101	412.2	607.9	53.6%	42.2%	2.8%	1.4%
湖北	54	201.3	414.6	87.9%	12.0%	0.0%	0.0%
四川	86	216.7	717.4	95.7%	4.3%	0.0%	0.0%
甘肃	83	549.6	638.6	34.9%	49.4%	11.3%	4.5%
新疆	52	477.8	248.9	31.3%	57.0%	9.0%	2.7%
总计	817	3 956.7	4 901.0	62.0%	26.6%	8.1%	3.4%

注：1—3 亩包括 3 亩，3—5 亩包括 5 亩。

表6给出了本文计量分析模型中所有变量的样本数据的基本统计特征,并且对每一个变量都做了必要的解释和说明。

表6 模型所涉及变量的样本数据的基本统计特征

变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
R^{in}	5 719	0.1051	0.3067	0	1
R^{out}	5 719	0.1194	0.3243	0	1
age	5 719	41.2	14.2918	19	79
edu	5 719	6.8373	2.4941	0	12
atr	5 719	0.1480	0.3552	0	1
natr	5 719	0.0982	0.2975	0	1
insu	5 719	0.0381	0.1916	0	1
tran	5 719	0.2409	0.2890	0	1
area	5 719	4.9438	10.1869	0.2	80
rent ⁱⁿ	5 719	53.475	174.963	0	550
rent ^{out}	5 719	76.978	242.156	0	620
size	5 719	0.9381	0.9812	0.1	20.0
proca	5 719	7 086.41	15 593.12	0	426 600
liquidity	5 719	254.21	380.21	0	15 405.04
credit	5 719	0.5918	0.4915	0	1
rela	5 719	0.1418	0.3519	0	1
renjun	5 719	39.7105	202.17	4.06	79.71
plain	5 719	0.4369	0.4960	0	1
epro	5 719	0.4184	0.4933	0	1
transpo	5 719	3.1837	4.5260	0	20
consum	5 719	12 262.78	15 204.79	1 600	248 600
nincom	5 719	15 987.57	12 670.29	-54 705	220 057
($R^{in}=0, R^{out}=0$)	5 719	0.7832	0.4121		
($R^{in}=0, R^{out}=1$)	5 719	0.1117	0.3151		
($R^{in}=1, R^{out}=0$)	5 719	0.0974	0.2965		
($R^{in}=1, R^{out}=1$)	5 719	0.0077	0.0874		

注:(1) R^{in} 为农户是否租入土地,1是,0否;(2) R^{out} 为农户是否租出土地,1是,0否;(3) age为户主年龄,单位为年;(4) edu为户主受教育年限,单位为年;(5) atr为农户是否有家庭成员接受农业培训,1是,0否;(6) natr为农户是否有家庭成员接受非农培训,1是,0否;(7) insu为农户是否参与养老保险,1是,0否;(8) tran为农户非农收入所占比重,等于非农纯收入÷家庭纯收入;(9) area为农户年末实际经营的土地总面积,等于承包耕地+自留地+山地+园地+牧草地+水面+转包地+转租地,单位为亩;(10) rentⁱⁿ是租入土地的价格(元/每亩),rent^{out}是租出土地的价格(元/每亩);(11) size为农户平均每块地的大小,等于年末土地面积÷地块数;(12) proca为生产性固定资产原值,单位为元;(13) liquidity为家庭年末可支配金融资产余额,等于年末存款余额+年末现金余额,单位为百元;(14) credit为农户是否受到信贷配给,1是,0否,可采用部分可观测的Biprobit模型估计出来;(15) rela体现土地租赁双方关系的变量,即为农户是否在亲友之间发生租赁行为,当农户从亲友处租入土地或将土地租赁给亲友时取值1,否则为0;(16) renjun为农户所在村人均非农纯收入,单位为百元;(17) plain为农户所在村是否位于平原,1是,0否;(18) eprov为农户所在村是否位于东部省份,1是,0否,辽宁、江苏、福建和山东为东部省份;(19) transpo为农户所在村离码头或车站的距离,以公里为单位;(20) consum为农户家庭年生活消费支出,单位为元;(21) nincom为家庭纯收入,单位为元;(22) ($R^{in}=0, R^{out}=0$)、($R^{in}=0, R^{out}=1$)、($R^{in}=1, R^{out}=0$)、($R^{in}=1, R^{out}=1$)分别为没有参与土地租赁市场、只租出土地、只租入土地、既租出又租入土地的农户占有所有样本农户的比率。

三、土地租赁的面板 Biprobit 模型及其经验分析

在这一部分，我们首先将 Biprobit 模型的估计方法由横截面推广到面板情形，然后识别农户租入和租出土地的影响因素，并对估计结果进行分析和讨论。

(一) 面板 Biprobit 模型

识别影响农户参与土地租赁市场的因素，并对各因素的重要性进行评估，具有十分重要的政策含义。Biprobit 模型既能解决土地租赁行为的内生性问题，又能解决开关模型所固有的“遗漏问题”，为我们识别和评价农户参与土地租赁市场的影响因素提供了合适的方法。对于面板情形的 Biprobit 模型，Kano (2008) 给出了随机效应条件下，动态 Biprobit 模型的拟极大似然 (Maximum Simulated Likelihood) 估计方法，该方法虽然可以控制个体“异质性”的影响，但计算过程较为繁冗，模型适用性较差。借鉴 Nielson *et al.* (2004) 处理不同方程间个体“异质性”的思路，本文给出了随机效应条件下，Biprobit 模型的另一种估计方法。

令 $R_u^{\text{in}*}$ 表示 t 时农户 i 租入土地意愿的潜变量， R_u^{in} 表示 t 时农户 i 是否租入土地的决策变量； $R_u^{\text{out}*}$ 表示 t 时农户 i 租出土地意愿的潜变量， R_u^{out} 表示 t 时农户 i 是否租出土地的决策变量； X_u^1 为 t 时影响农户 i 租入土地的解释变量， X_u^2 为 t 时影响农户 i 租出土地的解释变量；构建模型如下：

$$\begin{cases} R_u^{\text{in}*} = \alpha_i + X_u^1 \beta + \varepsilon_u, R_u^{\text{in}} = 1, & \text{if } R_u^{\text{in}*} > 0, 0 \text{ otherwise,} \\ R_u^{\text{out}*} = \eta_i + X_u^2 \gamma + \nu_u, R_u^{\text{out}} = 1, & \text{if } R_u^{\text{out}*} > 0, 0 \text{ otherwise,} \end{cases} \quad (1)$$

其中 α_i 和 η_i 均不随 t 变化，分别为租入方程和租出方程中的个体效应 (individual effect)，反映个体异质性 (individual heterogeneity)； ε_u ， ν_u 分别为租入方程和租出方程的特质随机误差项 (idiosyncratic errors)， X_u^1 ， X_u^2 均严格外生，为保证模型的可识别性， X_u^1 和 X_u^2 中至少有 1 个变量不相同。假设特质随机误差项服从二元正态分布，即：

$$(\varepsilon_u, \nu_u) \sim N(0, \Sigma), \quad \Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_\varepsilon^2 & \rho\sigma_\varepsilon \\ \rho\sigma_\varepsilon & 1 \end{bmatrix}. \quad (2)$$

除此之外，还假设 $E(\alpha_i) = E(\eta_i) = 0$ ， $\alpha_i, \eta_i \perp \varepsilon_u, \nu_u$ ，且 $\alpha_i, \eta_i \perp X_u^1, X_u^2$ 。根据 (1) 式，租入方程和租出方程间存在不同的个体效应 α_i 和 η_i 。Nielson *et al.* (2004) 在处理不同方程间个体“异质性”时，假设方程组中不同个体效应 α_i 和 η_i 服从 2×2 支撑点上的二元离散分布，然后再对个体效应进行积分，

最后用极大似然估计方法得到参数的MLE。借鉴 Nielson *et al.* (2004) 的研究思路, 本文给出了随机效应条件下, 土地租赁面板 Biprobit 模型的估计过程。

令 $\theta = [\beta, \gamma, \sigma_\epsilon, \rho, p, \alpha, \eta]$ 表示估计参数族, 那么, 农户 i 在 t 时的似然函数如下:

$$\begin{aligned} L_{it}(\theta) &= L_{it}(\theta | \alpha_i, \eta_i, X_{it}^1, X_{it}^2) \\ &= f(\epsilon_{it}, \nu_{it} | \alpha_i, \eta_i) \\ &= R_{it}^{\text{in}} R_{it}^{\text{out}} \pi_{i11t}(\theta | \alpha_i, \eta_i) + R_{it}^{\text{in}} (1 - R_{it}^{\text{out}}) \pi_{i10t}(\theta | \alpha_i, \eta_i) \\ &\quad + (1 - R_{it}^{\text{in}}) R_{it}^{\text{out}} \pi_{i01t}(\theta | \alpha_i, \eta_i) + (1 - R_{it}^{\text{in}}) (1 - R_{it}^{\text{out}}) \pi_{i00t}(\theta | \alpha_i, \eta_i), \quad (3) \end{aligned}$$

其中:

$$\begin{aligned} \pi_{i11t}(\theta | \alpha_i, \eta_i) &= P(R_{it}^{\text{in}} = 1, R_{it}^{\text{out}} = 1) = \int_{-X_{it}^1 \beta - \alpha_i}^{+\infty} \int_{-X_{it}^2 \gamma - \eta_i}^{+\infty} \phi(\epsilon_{it}, \nu_{it}, \rho) d\epsilon_{it} d\nu_{it}, \\ \pi_{i10t}(\theta | \alpha_i, \eta_i) &= P(R_{it}^{\text{in}} = 1, R_{it}^{\text{out}} = 0) = \int_{-X_{it}^1 \beta - \alpha_i}^{+\infty} \int_{-\infty}^{-X_{it}^2 \gamma - \eta_i} \phi(\epsilon_{it}, \nu_{it}, \rho) d\epsilon_{it} d\nu_{it}, \\ \pi_{i01t}(\theta | \alpha_i, \eta_i) &= P(R_{it}^{\text{in}} = 0, R_{it}^{\text{out}} = 1) = \int_{-\infty}^{-X_{it}^1 \beta - \alpha_i} \int_{-X_{it}^2 \gamma - \eta_i}^{+\infty} \phi(\epsilon_{it}, \nu_{it}, \rho) d\epsilon_{it} d\nu_{it}, \\ \pi_{i00t}(\theta | \alpha_i, \eta_i) &= P(R_{it}^{\text{in}} = 0, R_{it}^{\text{out}} = 0) = \int_{-\infty}^{-X_{it}^1 \beta - \alpha_i} \int_{-\infty}^{-X_{it}^2 \gamma - \eta_i} \phi(\epsilon_{it}, \nu_{it}, \rho) d\epsilon_{it} d\nu_{it}, \quad (4) \end{aligned}$$

(4) 式中的 $\phi(\epsilon_{it}, \nu_{it}, \rho)$ 表示相关系数为 ρ 的二元正态分布密度函数。与一般 ML 估计方法不同, 本文的模型首先得到似然函数, 然后取对数再求导, 而非直接得到模型的对数似然函数, 所以在 (3) 式中需要分别将四种情形加总, 以避免样本信息的损失。

令 $\alpha = \{\alpha_1, \alpha_2\}$, $\eta = \{\eta_1, \eta_2\}$, $p = \{p_{11}, p_{12}, p_{21}, p_{22}\}$, $p_{kj} = P(\eta_k, \alpha_j)$, 其中 $j, k = 1, 2$; 则对于农户 i 来说, 似然函数为

$$\begin{aligned} L_i(\theta) &= \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} \left[\prod_{t=1}^T f(\epsilon_{it}, \nu_{it} | \alpha_i, \eta_i) \right] dG(\eta_i, \alpha_i) \\ &= \sum_{j=1}^2 \sum_{k=1}^2 p_{kj} \prod_{t=1}^T f(\epsilon_{it}, \nu_{it} | \alpha_j, \eta_k), \quad (5) \end{aligned}$$

其中 $G(\cdot, \cdot)$ 表示个体效应的联合分布函数, T 为时间截面数。然后对每个农户 i 的似然函数取对数, 求和并求导, 可得 $\theta = [\beta, \gamma, \sigma_\epsilon, \rho, p, \alpha, \eta]$ 的最大似然估计量。

(二) 经验分析结果及其讨论

首先, 我们将所有时间截面上的样本数据看做一个时间横截面上的数据,

得到一组参数估计值；然后，将这些参数估计值作为初始值，代入面板数据模型进行估计，估计结果由表 7 给出。

从表 7 可以看出，户主年龄对农户租入土地的影响呈“U”形，而对农户租出土地的影响呈“∩”形，两者的极值分别是 40.5 岁和 36.0 岁。一般来说，年轻户主受教育程度较高，可供选择的就业机会较多，从事非农生产活动的动机更强烈，更愿意租出土地，以谋求边际收益更高的就业机会。随着年龄的增长，农民从事非农生产活动的机会少了很多，许多农户重新回到自己的家乡，从事农业生产活动。

户主受教育程度、上年是否参与养老保险、上年非农收入比重、上年是否受到信贷配给、所在村上一年的人均非农纯收入对农户租入土地的影响为负，而对农户租出土地的影响为正，且分别在 10%、5% 或 1% 的统计水平上显著。户主受教育程度越高，收集处理信息的能力就越强，追求高收益就业机会的愿望也就越强烈，因此，更愿意租出土地。数千年以来，农户一直将土地视为维持生存与延续生命的最后屏障，乡村养老保险体系一定程度上可替代土地养老的功能，从而减轻农户对土地的依赖性。上年非农收入比重越高说明该农户从事非农生产和经营活动的能力就越强，对农业收入的依赖程度就越弱，因此，更愿意租出土地。随着农业生产技术的进步和生产规模的扩张，农户从事农业生产的成本越来越高，与信贷市场的联系越来越紧密，因此，其遭受信贷配给的程度越高，则租入土地的意愿就越弱。所在村上一年人均非农纯收入越高说明该村非农产业就越发达，或该村外出从事非农经营活动的劳动力就越多，从事农业生产活动的劳动力就越少，因此，农户租出土地的意愿也就越强烈。

土地租赁价格对农户租入和租出土地的行为没有显著影响。从其亲戚和朋友处租入土地的农户占有租入土地农户的比重大约为 65.1%，将其土地租给亲戚和朋友的农户占有租出土地农户的比重大约为 80.2%。当农户将其土地租给亲戚和朋友时，一般不会考虑租赁价格的高低，他们更为重视的是土壤肥力的维持和保护，及其所承包的土地的使用权的安全性。

上年平均每块地的面积大小、上年生产性固定资产原值对农户租入土地的影响为正，而对农户租出土地的影响为负，且分别在 10% 或 5% 的统计水平上显著。上年平均每块地的面积越大，农户租入地块周边的小地块以获得适度规模效益的愿望就越强烈；反之，由于小地块不利于生产要素的配置，农户更愿意将其租出。农户上年生产性固定资产原值越多，则放弃农业生产的机会成本就越高，而租入土地扩大生产规模能降低平均生产成本，获得更多的利润。

表7 面板Biprobit模型的估计结果

变量	租入方程		租出方程	
	估计系数	标准误	估计系数	标准误
age	-0.0081*	0.0044	0.0072*	0.0039
age ²	0.0001***	0.0000	-0.0001***	0.0000
edu	-0.0218*	0.012	0.0291*	0.0158
atr ₋₁	0.0411*	0.0228		
natr ₋₁			0.0487**	0.0241
insu ₋₁	-0.1597**	0.0790	0.1204***	0.0307
tran ₋₁	-0.0254*	0.0141	0.0239**	0.0119
area ₋₁	0.0105	0.0948	-0.0082	0.0097
rent ₋₁ ⁱⁿ	-0.0076	0.0103		
rent ₋₁ ^{out}			0.0058	0.0049
size ₋₁	0.0308**	0.0151	-0.0415*	0.0230
proca ₋₁	0.0610**	0.0304	-0.0471*	0.0261
liquidity ₋₁	-0.0384	0.0289	0.0217*	0.0120
credit ₋₁	-0.2405***	0.0573	0.3175*	0.1726
rela ₋₁	0.2629**	0.1315	0.3436***	0.1092
renjun ₋₁	-0.4041***	0.0964	0.3824**	0.1909
plain	0.3016***	0.0853	0.2978***	0.0774
eprov	0.2548***	0.0709	0.2018***	0.0658
transpo	-0.0128*	0.0070	-0.0082	0.0101
constant1	-1.0338***	0.2437		
constant2	1.23418***	0.3039		
constant3			3.4510***	0.6973
constant4			-1.6283***	0.3019
P ¹¹	0.1092***	0.0361		
P ¹²	0.2073***	0.0492		
P ²¹	0.3155**	0.1575		
P ²²	0.2183***	0.0516		
ρ	-0.4112**	0.2053		
σ _ε	0.5908***	0.1721		
Log-likelihood	-6910.52			
Waldchi2(34)	3171.64			
Number of cases	5719			

注:(1) *、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的统计水平上显著;(2) constant1, constant2, constant3 和 constant4 分别为 $\alpha_1, \alpha_2, \eta_1, \eta_2$ 的估计值;(3) P¹¹ 为 (η_1, α_1) 的联合概率, P¹² 为 (η_1, α_2) 的联合概率, P²¹ 为 (η_2, α_1) 的联合概率, P²² 为 (η_2, α_2) 的联合概率;(4) 估计过程中, rentⁱⁿ₋₁, rent^{out}₋₁, proca₋₁, liquidity₋₁ 和 renjun₋₁ 的单位为万元;(5) 变量下标表示该变量上一年的值;(6) 2002 年数据可用插值法得到, 样本数仍为 5719。

土地租赁关系、是否位于平原地区和东部地区对农户租入和租出土地的影响均为正, 且分别在 1% 或 5% 的统计水平上显著。农户更愿意从其亲友处租入土地, 因为从亲友处租入土地的价格非常低, 有时甚至是无偿的。同时, 农户也更愿意将土地租给自己的亲友耕种, 尽管土地的价格比较低, 但不担心失去土地或土地质量会遭到严重破坏。平原地区和东部地区不仅经济非常发达、市场化程度很高, 而且土地的使用价值也较高, 且农户遭受信贷配给

的程度比较低，因此，农户租入和租出土地的活动非常活跃和频繁。

上年是否接受过农业培训对农户租入土地的影响为正，且在 10% 的统计水平上显著。上年接受农业培训意味着农户有很强的从事农业生产活动的动机。上年是否接受过非农培训对农户租出土地的影响为正，且在 5% 的统计水平上显著。上年接受非农培训意味着农户决定从事非农生产经营活动，更愿意租出土地。上年可供支配的金融资产余额对农户租出土地的影响为正，且在 10% 的统计水平上显著，而对于租入土地无影响。这意味着理性的农户更愿意选择向边际收益更高的非农生产经营活动投资。所在村离码头或车站的远近对土地租入的影响为负，且在 10% 的统计水平上显著。所在村离码头或车站越远，销售农产品和获得相关市场信息的成本就越高，农户租入土地获得高收益的难度就越大。

上年末的实际耕地面积对农户租赁土地的行为无显著影响。这主要是因为上年末的实际耕地面积对租赁土地的行为具有双重影响。一方面，土地面积越大，农户采用新的农业生产技术的效率就会越高，因而获得的规模收益也就越多。另一方面，土地面积越大，需要支付的农业生产成本就会越多，然而我国农村信贷市场是高度配给的，农户难以筹措到相应的生产资本；除此之外，在农业生产过程中，监督雇用劳动的成本也非常高。因此，这两个相反方向作用的最终结果使实际耕地面积对农户租赁土地的行为并不产生显著影响。

四、福利效果的处理效应模型及其经验分析

从理论上来说，只要是在自愿基础上所进行的租赁，无论是租出土地还是租入土地，都会增加农户的效用，提高他们的福利水平。对于理性的农户来说，之所以租出土地，是因为他们找到了工资率更高或效用更大的就业机会；之所以租入土地，是因为重新配置他们的农业生产要素，能够获得更多的利润。理论分析的结果果真如此吗？尚需运用经验事实予以检验。

在这部分，我们首先构建用于估计农户土地租赁行为福利效果的多重内生处理效应模型；然后，运用样本数据，进行估计和分析。

（一）面板多重内生处理效应模型

在评估一个项目或政策的影响时，譬如，土地租赁对农户福利的影响，Green (2003) 认为简单地采用最小二乘法进行估计，容易高估处理效应，所得到的估计量是不一致的，且不能解决自选择性问题。

平均处理效应 (ATE) 模型最初应用于评价接受医疗处理的效果，后来在项目和政策评估中得到了广泛的运用，当我们所关心的解释变量是二元时，这类模型总是适用的 (Wooldridge, 2002: 第 603 页)。在估计土地租赁对农

户福利的影响时所处理的问题也是二元的,所以采用平均处理效应模型是合适的。在土地租赁市场上,农户面临租入和租出两种决策,此时,运用多重处理效应模型能够很方便地估计出租出土地和租入土地二者对农户福利水平的影响。Wooldridge (2008) 采用多重内生处理效应模型并运用两阶段估计方法有效地解决了不可观测的变量所导致的自选择性问题。本文参照 Wooldridge (2008) 的研究思路,给出了面板数据情形时多重内生处理效应模型的两阶段估计程序。

首先规定农户 i 在时刻 t 关于决策 j ($j=1$ 表示租入, $j=2$ 表示租出) 的决定方程如下:

$$d_{ijt} = I[\alpha_{ij} + X'_i\theta_{1j} + Z'_i\theta_{2j} + \omega_{ijt} \geq 0], \quad (6)$$

其中 d_1 表示是否租入土地, d_2 表示是否租出土地, $I(\cdot)$ 为示性函数; 显然, 农户决策变量组为 (d_1, d_2) , 根据表 6 可知农户的决策可分为四种类型: 没有参与土地租赁、只租出土地、只租入土地、既租出又租入土地, 即为 $(0, 0)$ 、 $(0, 1)$ 、 $(1, 0)$ 和 $(1, 1)$; X_i 表示影响农户租入或租出决策的解释变量, Z_i 表示工具变量, 规定 $Z_i^* = Z_i \cup X_i$; α_{ij} 表示第 j 个决策方程的个体“异质性”; ω_{ijt} 表示第 j 个决策方程的特质随机误差项。模型 (6) 中共有 4 个不同的决策方程, 此外还有 1 个产出方程, 每个方程各包含 1 个反映个体“异质性”的变量, 采用 Nielson *et al.* (2004) 的方法进行处理, 需要考虑 2^5 个支撑点上的二元离散分布, 非常繁琐。对此, Chamberlain (1982) 提出了一个运用更为广泛的随机效应模型 (Cameron and Trivedi, 2005, 第 719 页), 此时假设个体“异质性”可表示为回归元的加权和, 即有

$$\alpha_{ij} = \zeta_j^1 Z_{i1}^* + \zeta_j^2 Z_{i2}^* + \cdots + \zeta_j^T Z_{iT}^* + \epsilon_{ij}, \quad (7)$$

其中 ϵ_{ij} 表示误差项, 规定: $\mu_{ijt} = \omega_{ijt} + \epsilon_{ij}$, 则 (7) 式最终可写为

$$d_{ijt} = I[\zeta_j^1 Z_{i1}^* + \zeta_j^2 Z_{i2}^* + \cdots + \zeta_j^T Z_{iT}^* + X'_i\theta_{1j} + Z'_i\theta_{2j} + \mu_{ijt} \geq 0], \quad (8)$$

并进一步假设 $\mu_{ijt} \perp Z_i^*$, 且有 $\mu_{ijt} | Z_i^* \sim N(0, 1)$, $t=1, 2, \dots, T$, 其中 $Z_i^* = (Z_{i1}^*, Z_{i2}^*, \dots, Z_{iT}^*)$ 。

此外我们规定: $Y_{it} = \lambda_{it} + b'_{it}d_{it} + e_{it}$, λ_{it} 和 b_{it} 表示个体异质性; 由于农户面临是否租入土地或租出土地两个选择, 所以 $d = (d_1, d_2)'$; 同样的, $b = (b_1, b_2)'$, b_{it} 为不可观测的“异质性”的向量函数。试图估计出每个 b_{it} 是不容易实现的, 但我们可以求其平均效果 (ATE), 即有 $ATE = \beta = E(b_{it})$ 。参照 Wooldridge (2008) 的研究思路, 我们可以得到面板多重内生处理效应模型的两阶段估计程序。

(1) 对于每个决策 j , 作 d_{ijt} 关于变量 $r_{it} = (Z_{i1}^*, Z_{i2}^*, \dots, Z_{iT}^*, X_i, Z_i)$ 的混合横截面概率回归 (Pooled Probit Regression), 得到 $\Theta_j = (\zeta_j^1, \zeta_j^2, \dots, \zeta_j^T, \theta_{1j},$

θ_{2j})' 的估计量 $\hat{\Theta}_j$ ；规定： $\hat{\phi}_{ijt} = \phi_j(r_{it}\hat{\Theta}_j)$, $\hat{d}_{ijt} = \hat{\Phi}_j(r_{it}\hat{\Theta}_j) = \hat{\Phi}_{ijt}$ ($i=1, 2, \dots, N; t=1, 2, \dots, T; j=1, 2$)，此阶段应根据具体模型选择工具变量 Z_{it} 。此外， $\hat{\phi}_{i1t}$, $\hat{\phi}_{i2t}$ 一般称为“控制函数”，用于控制自选择性偏误。

(2) 对方程：

$$Y_{it} = \gamma_i + X'_{it}\gamma + \beta_1 d_{i1t} + d_{i1t}(X_{it} - \bar{X}_t)\delta_1 + \beta_2 d_{i2t} + d_{i2t}(X_{it} - \bar{X}_t)\delta_2 + \rho_1 \hat{\phi}_{i1t} + \rho_2 \hat{\phi}_{i2t} + q_{it} \quad (9)$$

作面板随机效应回归，则 (β_1, β_2) 为多重内生处理效应的估计量，此阶段工具变量为第一阶段的工具变量的函数组，一般可写为

$$[X_{it}, \hat{\phi}_{i1t}, \hat{\phi}_{i1t}(X_{it} - \bar{X}_t), \hat{\phi}_{i2t}, \hat{\phi}_{i2t}(X_{it} - \bar{X}_t), \hat{\phi}_{i1t}, \hat{\phi}_{i2t}]. \quad (10)$$

在第一阶段的混合横截面概率回归中，可将样本农户 i 的初始观测值作为工具变量 Z_{it} ，即 (d_{i10}, d_{i20}) 。本文将 2003 年视为第 0 期，将 2004 年视为第 1 期，以此类推。

(二) 估计结果及其讨论

采用 2003—2009 年 817 个样本农户的数据，运用两阶段估计方法，我们可以分别估计出租入土地和租出土地的福利效果。估计结果由表 8 给出，其中 ATE^{in} 和 ATE^{out} 分别表示租入和租出土地的福利效果的估计量。

在第一阶段的估计中，工具变量 $(R_{it}^{in}, R_{it}^{out})$ 的检验值分别在 5% 和 10% 的统计水平上显著；在第二阶段的估计中，三个回归方程的 (ρ_1, ρ_2) 的联合检验值也均在 1%、5% 和 10% 的统计水平上显著；说明工具变量和修正函数的引入有意义且必要。

从表 8 可以看出，土地租赁显著影响农户的福利水平。对所有样本农户而言，租入土地使农户的纯收入和年末可支配金融资产余额分别增加了 1085.6 元和 1806.1 元，占农户纯收入和年末可支配金融资产余额的比重分别为 6.79% 和 7.11%，且分别在 5% 和 10% 的统计水平上显著；但对农户消费支出的影响并不显著。在信贷高度配给的农村市场，农户几乎完全靠自有资金来满足农业生产的需要，租入土地意味着生产成本的大量增加，从而在短期内抑制了农户消费支出的增长。对所有样本农户而言，租出土地使农户的纯收入、消费支出和年末可支配金融资产余额分别增加了 1283.8 元、1358.7 元和 3230.9 元，占农户纯收入、消费支出和年末可支配金融资产余额的比重分别为 8.03%、11.08% 和 12.72%，且分别在 10%、5% 和 5% 的统计水平上显著。从表 8 我们发现，租出土地对农户纯收入和年末可支配金融资产余额的影响程度要大于租入土地，说明非农生产经营活动的边际收益要高于农业生产活动。

表8 土地租赁对农户福利水平的影响

变量	均值	ATE ⁱⁿ	$p > z$	ATE ⁱⁿ %	ATE ^{out}	$p > z$	ATE ^{out} %
nincom	15 987.6	1 085.6**	0.041	6.79%	1 283.8*	0.074	8.03%
consum	12 262.8	-596.0	0.397	-4.86%	1 358.7**	0.032	11.08%
liquidity	25 400.2	1 806.1*	0.069	7.11%	3 230.9**	0.041	12.72%

注:(1)在第一阶段,所选取的特征变量X分别为表7中显著影响租入土地或租出土地的那些变量,其中均不包括age²;(2)ATEⁱⁿ为租入土地对所有样本农户的平均处理效应;ATE^{out}为租出土地对所有样本农户的平均处理效应;(3)ATEⁱⁿ%=(ATEⁱⁿ÷均值)×100%,ATE^{out}%=(ATE^{out}÷均值)×100%;(4)*、**和***分别表示在10%、5%和1%的统计水平上显著。

五、研究结论和政策建议

本文采用微观面板数据,运用Biprobit模型,识别出了影响农户土地租赁行为的因素;并运用多重内生处理效应模型,估计出了土地租赁对农户福利水平的影响程度。我们的研究解决了以往文献所忽视的内生性问题、自选择性问题 and “遗漏问题”,并充分体现了个体“异质性”的影响。研究结果表明:土地租赁行为显著影响农户的福利水平。对所有样本农户而言,租入土地使农户的纯收入和年末可支配金融资产余额分别增加了6.79%和7.11%;租出土地使农户的纯收入、消费支出和年末可支配金融资产余额分别增加了8.03%、11.08%和12.72%。

户主年龄显著影响农户的土地租赁行为,一般来说,年轻户主更愿意租出土地,而年龄比较大的户主更愿意租入土地。户主受教育程度、上年是否参与养老保险、上年非农收入比重、上年是否受到信贷配给、所在村上一年的人均非农纯收入对农户租入土地的影响显著为负,而对农户租出土地的影响显著为正。上年平均每块地的大小、上年生产性固定资产原值对农户租入土地的影响显著为正,而对农户租出土地的影响显著为负。土地租赁关系、是否位于平原地区和东部地区对农户租入和租出土地的影响均显著为正。上年是否接受过农业培训对农户租入土地的影响显著为正。上年是否接受过非农培训对农户租出土地的影响显著为正。上年可供支配的金融资产余额对农户租出土地的影响显著为正,而对农户租入土地的行为影响不显著。所在村离码头或车站的远近对土地租入行为的影响显著为负。土地租赁价格和上年末的实际耕地面积对农户租赁土地的行为无显著影响。

根据我们的研究结论,构建多种形式的土地租赁市场和信贷市场,提高农户的受教育程度和收入水平,健全农村养老保险体系,实施农村劳动力的就业培训计划,将更多的农村劳动力从农业部门转移出去,坚持土地租赁的自愿原则,能够显著提高农户的福利水平和平等性,并刺激消费的增长。

参 考 文 献

- [1] Assuncao, J., and M. Ghatka, "Can Unobserved Heterogeneity in Farmer Ability Explain the Inverse Relationship between Farm Size and Productivity", *Economic Letters*, 2003, 80 (2), 189—194.
- [2] Basu, A., "Oligopsonistic Landlords, Segmented Rate Markets, and the Persistence of Tier-rate Contracts", *American Journal of Agricultural Economics*, 2002, 84 (2), 438—453.
- [3] Benjamin, D., and L. Brandt, "Prosperity Rights, Labor Markets, and Efficiency in a Transition Economy: The Case of Rural China", Mimeo, University of Toronto, 2000.
- [4] Binswanger, H., and K. Deininger, "South African Land Policy: Legacy of History and Current Options", *World Development*, 1993, 21(9), 1451—1475.
- [5] Brandt, L., J. Huang, G. Li, and S. Rozelle, "Land Rights in China: Facts, Fictions, and Issues", *The China Journal*, 2002, 47, 67—97.
- [6] Brandt, L., S. Rozelle, and M. Turner, "Local Government Behavior and Property Formations in Rural China", Working Paper, No. 02—004, University of Toronto, 2002.
- [7] Cameron, T., and J. Quiggin, "Estimation Using Contingent Valuation Data From a 'Dichotomous Choice with Follow-up' Questionnaire", *Journal of Environmental Economics and Management*, 1994, 27(3), 218—234.
- [8] Cameron, A., and P. Trivedi, *Microeconometrics: Methods and Applications*. Cambridge: Cambridge University Press, 2005.
- [9] Carter, M., and R. Salgado, *Land Market Liberalization and Agrarian Question in Latin America*. Oxford University Press, 2001.
- [10] Carter, M., and Y. Yao, "Administrative vs. Market Land Allocation in Rural China", Mimeo, World Bank, 1998.
- [11] Carter, M., and Y. Yao, "Local versus Global Separability in Agricultural Household Models: The Factor Price Equalization Effect of Land Transfer Rights", *American Journal of Agricultural Economics*, 2002, 84(3), 702—715.
- [12] Chamberlain, G., "Multivariate Regression Models for Panel Data", *Journal of Econometrics*, 1982, 18(1), 5—46.
- [13] Deininger, K., "Land Markets in Developing and Transition Economies: Impact of Liberalization and Implications for Future Reform", *American Journal of Agricultural Economics*, 2003, 85 (5), 1171—1222.
- [14] Deininger, K., and S. Jin, "Land Rental markets as An Alternative to Reallocationš Equity and Efficiency Consideration in the Chinese Land Tenure System", Mimeo, World Bank, 2001.
- [15] Deininger, K., and S. Jin, "The Potential of Land Rental Markets in the Process of Economic Development: Evidence from China", *Journal of Development Economics*, 2005, 78(1), 241—270.
- [16] De Janvry, A., and E. Sadoulet, *Access to Land and Land Policy Reforms*. Oxford: Oxford University Press, 2001.
- [17] Dong, X., "Two-Tier Land Tenure System and Sustained Economics Growth in Post-1978 Rural China", *World Development*, 1996, 24 (5), 915—928.
- [18] Duke, J., E. Marišová, A. Bandlerová, and J. Slovinska, "Price Repression in the Slovak Agricultural Land Market", *Land Use Policy*, 2004, 21(1), 59—69.

- [19] Feng, S., "Land Rental Market and Off-farm Employment: Rural Households in Jiangxi Province, P. R. China", Working Paper, Wageningen University, 2006.
- [20] Greene, W., "Convenient Estimators for Binary Choice Models with Panel Data", Working Paper EC-02-05, Department of Economics, Stern School of Business, New York University, 2002.
- [21] Greene, W., *Econometric Analysis*. 5th Edition. Saddle River, NJ: Prentice Hall, 2003.
- [22] Hayami, Y., and K. Otsuka, *The Economics of Contract Choice: An Agrarian perspective*. Oxford: Clarendon Press, 1993.
- [23] Hayami, Y., A. Quisumbing, and L. Adriano, *Toward an Alternative Land Reform Paradigm: A Philippine Perspective*. Manila: Ateneo de Manila University Press, 1990.
- [24] Heltbers, R., "Rural Market Imperfections and the Farm Size-productivity Relationship: Evidence from Pakistan", *World Development*, 1998, 26 (10), 1807—1826.
- [25] Holden, S., and H. Yohannes, "Land Redistribution, Tenure Insecurity, and Intensity of Production: A Study of Farm Households in Southern Ethiopia", *Land Economics*, 2002, 78 (4), 573—590.
- [26] Jacoby, H., G. Li, and S. Rozelle, "Hazards of Expropriation: Tenure Insecurity and Investment in Rural China", *American Economic Review*, 2002, 92 (5), 1420—1447.
- [27] Jin, S., and K. Deininger, "Land Rental Markets in the Process of Rural Structural Transformation: Productivity and Equity Impacts from China", *Journal of Comparative Economics*, 2009, 37 (4), 629—646.
- [28] Kano, S., "Like Husband, Like Wife: A Bivariate Dynamic Probit Analysis of Spousal Obesities", Mimeo, Osaka Prefecture University, 2008.
- [29] Kung, J., "Off-farm Labor Markets and the Emergence of Land Rental Markets in Rural China", *Journal of Comparative Economics*, 2002, 30(2), 395—414.
- [30] 李谷成、冯中朝、范丽霞, "小农户真的更加具有效率吗? 来自湖北省的经验证据", 《经济学季刊》, 2009年第9卷第1期, 第95—124页。
- [31] Li, G., S. Rozelle, and J. Huang, "Land Rights, Farmer Investment Incentives, and Agricultural Production in China", Working Paper No. 00—024, Davis, University of California, 2000.
- [32] Lohmar, B., "The Effects of Land Tenure and Grain Quota Policies on Farm Households Labor Allocation in China", Ph. D. Dissertation, University of California, Davis, 2000.
- [33] Nielson, H., M. Rosholm, N. Smith, and L. Husted, "Qualifications, Discrimination, or Assimilation? An Extended Framework for Analyzing Immigrant Wage Gaps", *Empirical Economics*, 2004, 29(4), 855—883.
- [34] Otsuka, K., "Efficiency and Equity Effects of Land Markets", in Evenson, R., and P. Pingali, (eds.) *Handbook of Agricultural economics*, Vol. 3. Elsevier, 2007, 2671—2703.
- [35] Otsuka, K., A. Guisunbing, E. Payongayong, and J. Aidoo, "Land Tenure and the Management of Land and Tree: The Case of Customary Land Areas of Ghana", *Environment and Development Economics*, 2003, 8 (1), 77—104.
- [36] 钱忠好, "农地承包经营权市场流转:理论与实证分析——基于农户层面的经济分析", 《经济研究》, 2003年第1期, 第53—91页。
- [37] Rawal, V., "Agrarian Reform and Land Markets: A Study of Land Transactions in Two Villages of West Bengal, 1977—1995", *Economic Development and Cultural Change*, 2001, 49(3), 611—629.
- [38] Rozelle, S., and J. Swinnen, "Transition and Agriculture", Working Paper, University of California, 2003.

- [39] Rozelle, S., G. Li, M. Shen, A. Hughart, and J. Giles, "Leaving China's Farms: Survey Results of New Paths and Remaining Hurdles to Rural Migration", *The China Quarterly*, 1999, 158, 367—393.
- [40] Sadoulet, E., R. Murgai, and A. de Janvry, *Access to Land via Land Rental Markets*. Oxford University Press, 2001.
- [41] 史清华、贾生华, "农户家庭农地要素流动趋势及其根源比较", 《管理世界》, 2002 年第 1 期, 第 71—77 页。
- [42] 田传浩、贾生华, "农地制度、地权稳定性与农地使用权市场发育: 理论与来自苏浙鲁的经验", 《经济研究》, 2004 年第 1 期, 第 112—119 页。
- [43] Turner, M., L. Brnadt, and S. Rozelle, "Property Rights Formation and the Organization of Exchange and Production in Rural China", Mimeo, Department of Economics, University of Toronto, 1998.
- [44] Wang, J., G. Cramer, and E. Wailes, "Production Efficiency of Chinese Agriculture: Evidence from Rural Household Data", *Agricultural Economics*, 1996, 15(1), 17—28.
- [45] Wegren, S., "Why Rural Russians Participate in the Land Market: Socio economic Factors", *Post-Communist Economics*, 2003, 15 (4), 483—501.
- [46] Wooldridge, J., *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge, MA: The MIT Press, 2002.
- [47] Wooldridge, J., "Instrumental Variables Estimation of the Average Treatment Effect in Correlated Random Coefficient Models", *Advance in Econometrics*, 2008, 21, 93—117.
- [48] 许庆、田世超、邵挺、徐志刚, "土地制度、土地细碎化与农民收入不平等", 《经济研究》, 2009 年第 5 期, 第 83—92 页。
- [49] Yao, Y., "The Development of Land Lease Market in Rural China", *Land Economics*, 2000, 76 (2), 48—55.
- [50] 俞海、黄季焜、Scott Rozell, "地权稳定性、土地流转与农地资源持续利用", 《经济研究》, 2003 年第 9 期, 第 82—95 页。
- [51] 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", 《经济研究》, 2009 年第 12 期, 第 43—51 页。

The Land Rental Market and Its Welfare Effects

QINGHAI LI RUI LI

(Beihang University)

ZHAOHUA WANG

(Beijing Institute of Technology)

Abstract Using recent survey data of Chinese rural households, this paper identifies the determinants of land rentals and estimates their impacts on households' welfare. We firstly develop a panel biprobit model for the behavior of the tenant and the landlord to deal with the endogeneity issue somewhat ignored by previous research. Then a panel multiple endogenous

treatment effect model is estimated to deal with the self-selection problem stemming from unobserved variables. Results show that land rentals have statistically significant and positive effects on households' welfare.

JEL Classification Q12, Q15, R52