

村级流转管制对农地流转的影响及其变迁*

郜亮亮¹ 黄季焜² 冀县卿³

内容提要：农地自由流转是实现农地规模化经营、提高农地配置效率的前提。本文基于 2000 年和 2008 年 6 省 1200 户农户的追踪面板数据研究发现，2000 年，有 21% 的农户在流转农地时受到村级管制；2008 年，农地流转受管制的农户比例下降到 3%。随后，本文通过建立计量模型研究发现，村级流转管制显著抑制了农地流转的发生，相比于农地自由流转的农户，农地流转受管制农户转入农地的概率要显著低 7%，这是村级流转管制增加了交易成本的缘故；而且，本文通过建立双重差分模型进一步分析发现，管制对农地流转所产生的影响流转效应没有随样本期从 2000 年变到 2008 年而发生显著变化，即管制的流转效应是“恒定”的。下一步要更好地落实中央鼓励农地自由流转的政策，降低农地流转的交易成本，真正促进农村土地自由流转。

关键词：村级流转管制 农地流转 固定效应模型 双重差分模型

一、引言

农地流转是中国农业经济学者所关注的重要问题之一。中国既有农地制度下的农业小规模生产同农业劳动生产率提高、农民增收、食品质量安全保障之间的矛盾日益突出，农地流转成为农户扩大经营规模的重要途径（黄季焜，2008；蔡昉等，2008；郜亮亮等，2011）。因此，对农地流转决定因素的研究也变得重要起来。已有相关文献大多强调以下几个影响因素。第一，劳动力市场（或者非农就业）（例如姚洋，1999；Yao，2000；Kung，2002；Deininger and Jin，2005；钱忠好，2008；Huang et al.，2012）。随着农户劳动力非农就业机会的增加，他们外出就业将获得更多的收入，用来耕作土地的劳动力的机会成本将越来越大，这种由经济发展带来的对劳动力流动的需求将刺激农地流转市场的发展。第二，农地产权特点。这部分文献强调清晰的产权是土地流转交易的前提，因此，土地承包经营权的稳定性就成为决定土地流转的重要因素。例如，田传浩、贾生华（2004）认为，农户对地权稳定性的预期越高，租入土地的可能性就越大。而在中国农村地区，行政性土地调

*本文为国家自然科学基金青年项目“农地确权对农地流转市场影响的实证研究——兼论农地流转市场的交易成本及其变化”（项目编号：71203235）、“城镇化进程中的城中村问题研究：社会管理和拆迁改造”（项目编号：71203039）和“农村环境建设公共投资的供给机制与投资效率研究”（项目编号：71103013），中国社会科学院农村发展研究所创新工程项目“中国农产品安全战略研究”，中国科学院地理科学与资源研究所“一三五”战略科技计划重点项目“区域农业可持续发展政策研究：产品市场、生产要素和技术进步”（项目编号：2012ZD2008）的阶段性成果。本文作者感谢中国社会科学院农村发展研究所“中国农产品安全战略研究”创新工程项目组成员张元红、杜志雄、国鲁来、张兴华、刘长全对本文研究提出的建设性意见，但文责自负。感谢中国科学院农业政策研究中心（CCAP）张林秀研究员和她领导的 2000 年调查团队为本文提供的数据支持。

叶剑平等（2010）的调查表明，土地产权越清晰（表现为发放土地承包合同或土地承包经营权证书的比例越高），土地市场就越规范（表现为流转土地签合同的比例越高，流转土地登记的比例也越高）。

整大量存在，这是影响农地使用权稳定性的重要因素。Deininger and Jin (2005) 和刘克春、林坚 (2005) 分析了中国行政性土地调整与农地流转市场之间的替代关系；而赵阳 (2007) 通过建立计量模型分析发现，打破小组界限的土地调整对农地流转市场发展有显著的负面影响。第三，农户特征。几乎所有关于农地流转决定因素的研究都会涉及农户特征变量——户主性别、年龄、受教育水平、能力，家庭人口、劳动力数量、财产等。第四，交易成本（例如钱忠好，2003；邓大才，2007；郜亮亮等，2010）。农地流转本质上是农地使用权的交易，因此，在交易过程中交易双方必然面临信息搜寻、合约谈判以及执行等方面的交易成本。过高的交易成本使得农地流转得不偿失，最终流转不起来。上述这些研究几乎没有针对性地分析村级流转管制对农地流转市场发展的影响，特别是缺乏基于大规模调查数据的经验分析。

实际上，如同产权经济理论所强调的，产权是由一束权利——使用权、收益权、交易权——组成的 (Feder and Feeny, 1991)，中国农地产权当然也包括农地使用权、收益权和交易权 (周其仁，2006；赵阳，2007)。这些权利完整与否都将影响农地流转市场的发展。例如，上述所引文献，特别是强调使用权稳定性对农地流转影响的文献，本质上是强调农地使用权或者收益权的完整性对农地流转的影响。同样，这些文献所提到的土地行政性调整，本质上也是影响了相应的使用权或者收益权的完整性，进而影响了农地流转结果。因此，有必要从经验上回答产权束中交易权的完整性对农地流转的影响，更何况在组成土地产权的三项权利当中，交易权起着更为关键的作用 (周其仁，2004)。农地交易权完整性的最直接体现就是农户在流转农地时是否受到村级层面的管制。如果农地流转受到管制，那么，这种管制是否将显著抑制农地流转的发展？这正是本文要研究的问题。

当然，不少文献已经注意到了农户流转农地时经常要受到村级管制。赵阳 (2007) 发现，30% 的农户认为“应该经集体同意”方可流转农地，而且赵阳 (2007) 明确地将此归为“让渡权 (交易权) 的完整性”问题。叶剑平等 (2000) 发现，只有 36.0% 的村民认为他们有无条件转包或出租其所承包土地的权利；而有 33.2% 的村民认为，只要到村民委员会备案就可以转包或出租其所承包的土地。洪名勇 (2009) 调查发现，农户在承租农地时较少征求村民小组和村民委员会的意见，大概只有 8% 左右的农户承租农地时需要征得村民委员会同意。同时，也有不少研究认为，村级管制可能阻碍了农地流转，并对此提出了批评。例如，张红宇 (2002) 强调，发育和开辟土地使用权流转市场必须确立农户自由原则，政府和社区的过多干预往往阻碍了土地必要和合理的流动。而钱忠好 (2002) 也指出，在现行的农地制度安排下，农地承包经营权转让受到诸多不当管制，由此导致的不完整的农地承包经营权必然会降低农地交易价格，使得交易价格不能真正反映农地资源的稀缺程度，农地转让收益也会因此下降，进而减少农地市场供给。尽管如此，有必要在以往研究的基础上，进一步考察农地流转管制的发展情况，并利用相关数据定量分析它对农地流转的影响。

从现实的角度讲，中央三令五申地要求稳定农村土地权利、禁止村级土地调整、鼓励土地自由

很多学者 (例如张红宇，2002；陶然等，2009) 都强调了长期稳定的土地使用权与经常性土地调整所带来的平等权利之间始终存在矛盾。最近 10 多年以来中央一直强调要稳定农地承包权，但由村庄内部不同家庭人口相对变动带来的土地调整压力一直存在，这种压力并不会因中央强调农地承包权稳定的政策而消除。当然，二轮承包后各地发生土地大调整和小调整的次数显著下降了 (陶然等，2009)。

这里的能力主要指农户的农业生产经营能力。初玉岗 (2001) 曾强调农村土地流转不畅的根本症结在于农业企业家的短缺。

实际上，也有研究关注农地细碎化对农地流转的影响 (例如王兴稳、钟甫宁，2008)，不过，细碎化主要是增加了流转的交易成本。

实际上，赵阳 (2007) 认为，“地权的残缺性更多表现在农民对土地的处分权的不完整方面”，而且，“农地处分权主要体现在让渡权的分布上”。赵阳 (2007) 的让渡权就是本文所说的交易权。

流转。这些政策特别是鼓励农地流转的政策落实情况如何？村级农地流转管制是否依然存在或如何随时间而变化？村级农地流转管制是否会对农户土地流转产生影响？村级农地流转管制对农户土地流转的影响是否会随时间发生变化？这些都是急需回答的问题。

本文基于 2000 年和 2008 年两轮全国调查数据，分析村级管制对农地流转的影响，并考察这种影响随时间的变迁，从而为下一步促进农地流转提供依据。本文接下来安排如下：首先，介绍所用的调查数据；其次，分析村级管制影响农地流转的逻辑，并提出理论假说；然后，建立经济计量模型来检验村级管制对农地流转的影响，并考察这种影响随时间而变化的情况；最后，总结全文并给出政策含义。

二、数据来源和研究样本

本文所用的数据来自于两次调查。第一次是 2000 年 11 月进行的入户调查。这次调查利用分层随机抽样方法选取河北、辽宁、陕西、浙江、四川和湖北 6 个省，在每个省选取 5 个县，在每个县选取 2 个乡镇，在每个乡镇选取 1 个村，在每个村选取 20 户。第二次调查是 2009 年 4 月对 2000 年调查农户的追踪调查。两次调查的内容分别是 2000 年和 2008 年样本地区的农地制度、样本农户的非农就业与农地流转等情况。2000 年的有效样本为 1189 户，2008 年的有效样本为 1046 户。因为不是所有的 2000 年样本农户都能被追踪调查，而且有些关键变量存在缺失值，最后得到如表 1 所示的研究样本。根据表 1，2000 年和 2008 年各有 849 个样本农户。2000 年的 849 户中有 136 户为土地转入农户，大概占 16%；2008 年的 849 户中有 154 户为土地转入农户，大概占 18%。

年份	总户数	土地转入农户数	土地转入农户所占比例 (%)
2000	849	136	16.02
2008	849	154	18.14
两年混合	1698	290	17.08

需要说明的是，部分土地转出农户因为外出而不能被调查，土地转出样本农户在某种程度上并不能“无偏”地代表总样本，所以，本文选择土地转入农户进行分析。

三、理论逻辑：流转管制、农地交易权与农地流转

从理论层面上讲，农地流转本质上就是农地交易，这对应着农地产权束中的交易权。如果说家庭联产承包责任制解决了农地的“收益权”问题、“长久不变”解决了农地的“使用权”问题，那么，关于鼓励农地流转的政策就是在解决农地的“交易权”问题。交易权的完整性将影响农地流转的实现程度和农地流转的效率。

科斯定律说明，如果交易成本为零，初始产权的分配不会影响资源配置效率。这至少表明两个道理：第一，交易至关重要；第二，交易成本至关重要。回到中国农村土地问题上，家庭承包责任制是以极度平均主义的分配方式为基础的，这种初始的土地产权分配在很大程度上解决了“公平”

2008 年由于汶川地震，四川省一个县的两个村没有被调查，所以，样本总数应该为 1160 户（1200-40=1160），最后实际得到有效样本 1046 户。在损失的 114 户样本中，89 户已经不在农村生活，另外 25 户要么是整个家庭消亡（7 户），要么是不进行农业生产（18 户）。

朱民等（1997）曾说道，“从产权的分配来看，由于家庭责任制保留了集体所有制的性质，村民通过这一制度获得对土地等额的使用权和相应剩余收益权”。

的问题，按道理，只要这种主要解决了“公平”问题的产权可以随意交换，那么，土地资源的配置效率是不会受到影响的。尽管已有不少政策鼓励农户自主流转农地，但土地流转市场的发展依然缓慢和无效，最终使得被“公平”分配的土地产权不能产生很多学者强调的“效率”层面的土地产出拉平效应（参见姚洋，2004）。在很大程度上，这是交易成本太大的结果，否则，即使为了解决“公平”问题的初始产权配置也不会导致土地资源配置无效。所以，如果农户没有自由的土地“交易权”，或者交易权不完整，那么，土地资源的配置效率就会有相当的损失。

村级农地流转管制正好是增加了农地流转的链条，增加了交易成本，或者说启动成本。试想，农户在农地流转前取得村里同意至少要花一些时间成本，在土地租金不高的情况下农地流转难以启动；如果想流转农地的农户与村委会的关系一般甚至有矛盾，那么，农地流转基本上就是不可能的；或者，只要转入或转出农地的农户有一方与村委会及其成员的关系不利于其同意流转，那么，交易双方的农地流转就实现不了；如果转出农户没有经村委会同意将土地转包出去，那么，转入农户也终将怀着被“敲竹杠”的畏惧心理，这将影响农地流转的市场需求。总之，村级农地流转管制主要会造成农地产权束中的“交易权”不完整，增加农地流转的交易成本，阻碍了土地流转市场发展。因此，本文提出以下假说：控制其他因素的情况下，在那些村级农地流转管制较强的村，农户发生土地流转的比例就低。本文将此假说总结为管制的流转效应假说。

四、统计描述证据

为了研究村级流转管制对农地流转的影响，笔者在对每个村的样本农户进行调查时，询问了他们流转农地时是否受到村级管制。根据表2 2000年，农地流转受到村级管制的农户比例约为20.61%，其中，转入土地农户比例为10.31%，这比同年农地流转不受管制的农户组中转入土地农户比例（17.53%）低了7个百分点；到了2008年，农地流转受到村级管制的农户比例下降到3.18%，表明中央鼓励农地自由流转的政策得到了较好的落实，而且农地流转受到村级管制的农户组中转入土地农户比例为11.15%，仍然要比同年农地流转不受管制农户组中转入土地农户比例（18.37%）低7个百分点。这表明，尽管村级农地流转管制随着时间的推移显著减弱，但不管是哪一年，农地流转受到村级管制的农户要比不受管制的农户转入土地的积极性差，因此，村级流转管制阻碍了农户农地流转行为的发生。前面假说得到了初步证实。

另外，从表2还可以看到，户主有非农就业经历的农户，其发生土地转入行为的比例要低于那些户主没有非农就业经历的农户；自家耕地面积较多的农户，其发生土地转入行为的比例较低；家庭农业生产资料（主要包括农机具、耕牛等）较多的农户，其发生土地转入行为的比例较高。

表2 2000年和2008年样本农户特征及土地转入农户比例

	2000年		2008年	
	样本农户	转入农户比例(%)	样本农户	转入农户比例(%)
农地流转是否受到村级管制				
是	175 (20.61%) ^a	10.31	27 (3.18%) ^a	11.15
否	674	17.53	822	18.37

例如，想要流转农地的农户与村委会主要负责人不属于同族，或者选举时前者没有支持后者，等等。

村级流转管制对农地流转的影响及其变迁

(续表 2)

户主是否有非农就业经历				
是	178	13.48	351	18.52
否	671	16.69	498	17.87
家庭人口数(人)				
3	269	17.10	362	20.72
[4,5]	456	17.54	397	16.12
6	124	8.06	90	16.67
自家耕地面积(公顷)				
0.2	241	21.58	299	23.08
[0.2, 0.5]	383	12.01	336	13.99
> 0.5	225	16.89	214	17.76
家庭农业生产资料(元)				
0	5	80.00	171	8.19
(0, 500]	319	14.11	233	21.03
(500, 5000]	305	17.38	273	21.61
> 5000	220	15.45	172	18.60
家庭人均财富 ^b (元)				
3000	398	13.32	168	14.88
(3000, 10000]	279	19.35	224	18.30
> 10000	172	16.86	457	19.26

注：^a小括号中的数字是相应样本农户所占的百分比；^b人均财富指家庭人均耐用消费品价值。

为了进一步验证前面的假说，本文根据每个省农户土地流转受到村级管制的程度进行了排序，然后考察土地转入农户比例是否也有相应的顺序。从表 3 可以看出，浙江和陕西两个省不存在村级农地流转管制，河北、四川两省农地流转受到村级管制的农户比例大概为 14%，而湖北省这一比例大概有 16%，辽宁省则有将近 1/4 的农户的农地流转受到村级管制。从表 3 也可以看出，在农地流转管制严重的地区，土地转入农户所占比例也较低。浙江省没有村级农地流转管制，其土地转入农户比例高达 28.10%，这几乎是农地流转受到村级管制农户比例最高省份辽宁省的两倍。这再次从另一个侧面初步证实了前面的假说。

表 3 2000 年和 2008 年各省农地流转受到村级管制农户比例和土地转入农户比例

省份	农地流转受到村级管制农户比例(%)	土地转入农户比例(%)
浙江	0.00	28.10
陕西	0.00	9.66
河北	14.49	17.03
四川	14.60	16.37
湖北	16.23	16.88
辽宁	24.38	15.12

为了将村级流转管制对农户土地转入行为的影响从众多因素中隔离出来，下文将进行严格的多元回归分析，同时对表 2 中的其他影响因素进行控制。

五、计量分析

(一) 管制的流转效应

1. 模型设定。本文设定如下形式的经济计量模型：

$$Rentin_{it} = \alpha + \beta Rentlim_{it} + \varphi Hhoeff_{it-7} + X_{it}\lambda + f_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

(1) 式中，被解释变量 $Rentin$ 表示农户是否转入土地； $Rentlim$ 是本文关注的解释变量，表示农户农地流转是否受到村级管制，是=1，否=0； $Hhoeff$ 表示户主是否有非农就业经历； X 是一系列其他控制变量，包括家庭人口数、农户自家耕地面积、农户家庭农业生产资料、家庭人均财富；下标 i 表示第 i 个农户，下标 t 表示第 t 年， $t=2000、2008$ ； f_i 表示农户固定效应，主要用来控制那些不随时间变化的农户特质； ε_{it} 是经济计量模型的误差项。另外，为了保证 (1) 式中户主非农就业经历变量 $Hhoeff$ 的外生性，本文选用滞后 7 年的非农就业信息。这是因为，2000 年调查时，课题组调查人员询问了农户 1991~2000 年的就业情况；2008 年调查时，询问了农户 2000~2008 年的就业情况；而且，根据本文研究数据，农地流转平均发生在 4 年前，选择滞后 7 年的户主非农就业经历足以保证该变量的外生性。因此，变量 $Hhoeff$ 的下标是 $t-7$ 。变量的描述性统计结果见表 4。

表 4 变量的描述性统计

变量名	含义及单位	平均值	标准差	最小值	最大值
农户是否转入土地 ($Rentin$)	是=1, 否=0	0.17	0.38	0	1
农地流转是否受到村级管制 ($Rentlim$)	是=1, 否=0	0.12	0.32	0	1
户主是否有非农就业经历 ($Hhoeff$)	是=1, 否=0	0.31	0.46	0	1
家庭人口数 ($Fpnum$)	人	4.00	1.29	1	9
自家耕地面积 ($Areaown$)	公顷	0.43	0.56	0	9.19
家庭农业生产资料 ($Fequip$)	元	2770.87	8021.31	0	223000
家庭人均财富 ($Pwealth$)	元	17533.00	51967.00	3.33	880667

注：样本观测值数为 1698。

2. 估计方法。本文关注的核心解释变量 $Rentlim$ 的数据来自于同时进行的村级调查表，相对于农户的选择行为来说，这个变量在很大程度上是外生的。但是，为得到一致性估计，本文首先用 OLS 的固定效应方法估计 (1) 式，结果见表 5 (1) 列。因为被解释变量是 0-1 变量，为了得到准确的边际效应，本文又用 Logit-固定效应方法估计 (1) 式，结果见表 5 (2) (3) 列；同时，本文用 Probit-随机效应方法估计 (1) 式，并在估计时加入省份虚拟变量，结果见表 5 (4) (5) 列。

3. 估计结果。从表 5 可以看到，总体来说，模型运行良好，所有变量是联合显著的。具体估计结果说明如下：

第一，不管哪种估计方法，本文关注的重要解释变量——农地流转是否受到村级管制，对农户转入土地行为产生了显著的影响。例如，OLS—固定效应方法的估计结果表明，村级管制将使得农户转入土地的概率下降 7%。同时，Logit—固定效应方法的估计结果也表明，农地流转受到村级管制的农户，其转入土地的概率要比农地流转没有受到村级管制的农户低 7%。将 7% 这个比例与表 2 中第 3 行和第 4 行的数据（农地流转受到村级管制和没有受到村级管制两组农户的转入土地农户比例平均差 8 个百分点左右）结合起来可知，村级管制能够解释受到管制和没有受到管制两组农户之间转入土地农户比例差异的绝大部分，是一个重要的影响因素。考虑到省份差异的 Probit—随机效

应方法的估计结果也证实了上述结论。总之，村级管制对农户土地转入行为影响的估计结果是稳健的，前文关于村级农地流转管制较强的村发生土地流转的农户比例较低的假说得到了验证，村级农地流转管制阻碍了农地流转市场的发展，而且是一个重要的影响因素。

第二，除村级农地流转管制之外，一些其他因素也对农户土地转入行为产生了影响。例如，自家耕地面积变量的影响也是显著的。Logit—固定效应方法的估计结果表明，自家耕地面积每增加 1 公顷，农户转入农地的概率将下降 33%。OLS—固定效应方法的估计结果也证实了这个变量的显著性。这表明，中国农地流转市场在某种程度上也具有“公平”的功能，地少的农户能够通过农地流转市场得到所需要的土地。家庭农业生产资料变量对农户转入土地行为的影响也是高度显著的。三种估计方法的结果都表明，家庭农业生产资料越多，农户转入土地的概率就越高。这可能表明，农业生产资料市场在中国农村地区是不完善的，甚至是不存在的。

总之，表 5 中的估计结果表明，村级农地流转管制会显著抑制农户的土地流转行为，这或许为流转管制增加了农地流转交易成本的看法提供了经验证据。这也从侧面表明，农地交易权的完整性对农地流转的影响是重要的。所以，前面的理论假说得到了验证。

表 5 村级农地流转管制对农户土地转入行为影响模型的估计结果

	OLS (固定效应)	Logit (固定效应)		Probit (随机效应)	
	(1)	(2)	边际效应 (3)	(4)	边际效应 (5)
农地流转是否受到村级管制 (<i>Rentlim</i>)	-0.07** (0.03)	-0.77* (0.41)	-0.07	-0.37** (0.15)	-0.06
户主非农就业经历 (<i>Hhoff</i>)	-0.02 (0.03)	-0.09 (0.27)	-0.01	-0.08 (0.09)	-0.02
家庭人口数 (<i>Fpnum</i>)	-0.02* (0.01)	-0.25** (0.12)	-0.03	-0.07** (0.04)	-0.02
自家耕地面积 (<i>Areaown</i>)	-0.13*** (0.04)	-2.94*** (0.90)	-0.33	-0.16 (0.11)	-0.03
家庭农业生产资料 (<i>Fequip</i>)	0.01*** (0.00)	0.09*** (0.03)	0.01	0.04*** (0.01)	0.01
家庭人均财富 (<i>Pwealth</i>)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00	-0.00 (0.00)	-0.00
观测值数	1698	420		1698	
组数	849	210		849	
拟合优度 (R^2 或 Pseudo R^2)	0.05	0.15		0.01	
卡方检验					
F/LR χ^2	6.97	44.15		53.40	
Prob> F/LR χ^2	0.00	0.00		0.00	

注：括号中的数字为稳健标准误；***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著；为节省篇幅，略去常数项和 Probit 方法关于省虚拟变量的估计结果。

(二) 流转效应的变迁

1. 模型设定。至此，只要存在村级农地流转管制，就必然导致农地流转市场萎缩，所以，管制的流转效应是存在的。因为本文所用的数据是两期追踪数据，故可进一步利用 DID 模型（difference in differences）来考察管制的流转效应随时间而变化的特点。为此，本文设定如下模型：

$$Rentin_{it} = \alpha + \beta Rentlim_{it} + \delta(D_{2008})_{it} + \gamma(Rentlim \times D)_{it} + \lambda Hhoeff_{it-7} + X_{it}\varphi + u_{it} \quad (2)$$

(2) 式中，被解释变量依然是 $Rentin$ ； $Rentlim$ 表示农地流转是否受到村级管制； D_{2008} 是年份虚拟变量，2008 年时赋值为 1，2000 年时赋值为 0； $Rentlim \times D$ 表示村级流转管制与年份虚拟变量的交互项；其他控制变量与 (1) 式中相同； u_{it} 是扰动项。

根据 DID 模型可知，系数 β 衡量的是农地流转受到村级管制和没有受到管制的两组农户之间流转比例差；系数 δ 衡量的是 2008 年和 2000 年农户的流转比例差； γ 是本文关注的系数，它衡量了不同时间截面上农地流转受到村级管制与没有受到管制两组农户的流转比例差的差，即 2000 年受到管制与否的两组农户的流转比例差与 2008 年这两组农户的流转比例差的差，如下式所示：

$$\hat{\gamma} = (\overline{Rentin}_{2008, \text{管制}} - \overline{Rentin}_{2008, \text{不管制}}) - (\overline{Rentin}_{2000, \text{管制}} - \overline{Rentin}_{2000, \text{不管制}}) \quad (3)$$

(3) 式中， $\hat{\gamma}$ 是 γ 的估计量，变量 $Rentin$ 上面的横线表示平均。

从本质上讲，DID 模型的最初动机是把 2000 年到 2008 年间相关政策（例如 2003 年《土地承包法》的实施或者农村土地租金的快速变化等）对管制的流转效应的影响识别出来。如果 $\hat{\gamma}$ 是显著的，即 2000 年的“差”与 2008 年的“差”有显著“差异”，这表明这些政策的实施使得前述已经被证实的管制的流转效应发生了显著变化，从而映射这些“政策”的效果。如果 $\hat{\gamma}$ 大于 0，这表明到 2008 年时，同样的管制力度将导致较小比例的流转效应；如果 $\hat{\gamma}$ 小于 0，这表明这种管制对流转效应的影响将变大；如果 $\hat{\gamma}$ 不显著，这表明不管是在 2000 年还是在 2008 年，同样的管制力度会产生同等程度的流转效应。如果第三种情况发生，这或许表明 2000~2008 年近 10 年间的相关政策（例如 2003 年《农村土地承包法》的实施、2006 年农业税的减免、2007 年《物权法》的颁布；或者更复杂的经济社会环境变迁，例如农村社会保障的发展、土地租金的变化等）都没有影响“交易权”对农地流转行为影响的重要性。这些情况都需要用模型估计结果来检验。

2. 估计思路。对 (2) 式的估计有两个挑战。一是所关注变量的内生性导致的估计不一致性问题，这在本文上一部分的估计方法中已经论及，这里同样不用担心。二是扰动项 u_{it} 的自相关带来的估计效率（即统计推断）问题。如果两期数据都是随机抽样数据——两期混合横截面数据，则不用担心这个问题，用 OLS 方法直接估计即可，所使用的将是最传统、最典型的 DID 模型（Wooldridge 2006）。但是，2008 年样本数据来源于对 2000 年 849 个样本农户的追踪调查，因此，将两年样本数据混合起来用 OLS 估计方法将面临着 849 组农户的自相关问题——每组的两个农户（2000 年和 2008 年）之间总有某种组内关联（intra-group correlation），他们 2000 年时的选择行为即使在 8 年后依然不能

国外文献往往把“difference in difference”简写成“DD”，为了与国内习惯保持一致，本文将其简写为“DID”。需要说明的是，本文的出发点并不是像 DID 模型的经典目标一样，即通过不同时间截面上两组样本的差是否发生显著变化来评价这些政策的效果，只是想利用该模型来考察这种管制与否带来的流转效应是否随时间发生了变迁。注意，管制带来的是负向的流转效应。

逃脱“相关”的嫌疑。这是用多期面板数据建立 DID 模型时碰到的典型问题 (Angrist and Pischke, 2009)。这个问题将导致变量系数标准误的估计结果是有偏的,进而导致推断问题。

庆幸的是,这里的自相关问题不必担心。原因如下:第一,若所感兴趣的解释变量只是在组这一层级上发生变化,则系数标准误将偏差很大 (Kloek, 1981; Moulton, 1986; Angrist and Pischke, 2009)。也就是说,当农地流转是否受到村级管制变量 *Rentlim* 只是在不同的农户上发生变化时,系数标准误将偏差很大,进而导致推断失误。而本文样本并非如此,同样一个农户可能在两个时间截面上面临不同的农地流转管制政策,更何况这 8 年间农村基层民主选举的大力发展等因素已经导致了这两个时间截面上出现了不同的村级流转管制情况,2008 年村级流转管制显著减少了 (详见表 2);此外,这是相对于农户更外生的力量。因此,这里的自相关问题不大。第二,根据渐近理论,随着组数的增加,系数标准误是渐近一致的。组数越多,渐近性越好,偏差越小;否则,偏差越大。Angrist and Pischke (2009) 提出一个最低限度的组数标准,即样本组数不能小于 42,而本文样本组数为 849。Hansen (2007) 的研究表明,在组数较小的情况下,Liang and Zeger (1986) 提到的系数标准误 (可用 STATA 软件中的 VCE-Cluster 命令实现) 是一个对这种面板中的自相关进行修正的合适的标准误。本文将做这样的尝试。第三,在这种自相关情境下,基于广义最小二乘法的随机效应估计方法则是渐进有效的 (Bertrand et al., 2004; Wooldridge, 2006; Donald and Lang, 2007; Beck, 2012),为此,本文也将做这样的尝试。

3. 估计方法。根据以上分析,首先,本文用 OLS 方法估计 (2) 式,即 DID 模型的传统估计,结果见表 6 中的 (2) 列;其次,在 OLS 方法的基础上,考虑聚类效应 (自相关问题),对系数标准误做调整,估计结果见表 6 中的 (3) 列;第三,用随机效应方法估计 (2) 式,结果见表 6 中的 (4) 列;第四,为了凸显 DID 模型的结果,将 (2) 式中的时间虚拟变量以及交互项剔除,并用 OLS 方法进行估计,结果见表 6 中的 (1) 列。

4. 估计结果。表 6 列出了估计结果,下面对其进行说明。第一,不管采用哪种估计方法,农地流转是否受到村级管制变量的系数估计值都是负的,且该变量在统计上高度显著。这个系数度量了与 2000~2008 年间相关土地政策 (例如 2003 年 3 月 1 日开始实施的《农村土地承包法》) 出现无关的村级流转管制效应,即不管是 2000 年还是 2008 年,农地流转受到村级管制的农户和没有受到管制的农户,其土地转入行为是有显著差异的,这与前面模型的估计结果是一致的,也再次证实了上面结论的稳健性。第二,不管采用哪种估计方法,农地流转是否受到村级管制变量与年份的交互项 *Rentlim*×*D* (表 6 第 4 行) 均不显著。考虑到自相关问题并做相应调整的标准误 ((3) 列第 4 行) 与不做调整的标准误 ((2) 列第 4 行) 以及采用随机效应方法估计的标准误 ((4) 列第 4 行)

这种自相关问题被称为聚类问题 (clustering problem) 或者 Moulton 问题 (Moulton problem)。后者是 Moulton (1986) 提出的:“当样本是从具有组结构的总体中抽取出来时,回归标准误在组内往往是相关的。”后来文献将此总结为 Moulton 问题。这类问题往往导致系数标准误被严重低估,进而导致较大的 t 统计量,最后得到过度显著的推断结果,降低推断效率。

两位作者幽默地借用了 Douglas Adam 在其作品 *The Hitchhiker's Guide to the Galaxy* 中的名言 “The ultimate answer to life, the universe, and everything is 42” 来做此判断。

或许有的读者会产生疑问:前面固定效应模型结果可靠还是这个模型结果可靠?实际上,因为这里的关键解释变量“农地流转是否受到村级管制”在相当大程度上是外生的,即这里的 DID 估计并不会导致内生性问题,故两个结论至少都是一致的。只不过前面的固定效应估计更好地控制了农户的不可观测效应和一些不随时间变化的因素的影响。这也是为什么表 6 中农地流转是否受到村级管制变量的系数绝对值 (0.08) 要比表 5 中相应系数的绝对值 (0.07) 大的原因。

几乎一样，都没有影响到该交互项的统计显著性，即（3）式与零没有显著差异。这意味着：如果说2000年农地流转受到村级管制与没有受到管制两类农户的土地转入行为有差异，这种差异到了2008年依然存在，而且这种差异的“程度”没有发生显著变迁。显然，这个结论是意味深长的。需要特别提醒的是，不应该因为这个结论而推断2003年《农村土地承包法》的实施毫无效果，相反，2003年《农村土地承包法》的实施进一步降低了农地流转的村级管制。这里的研究结论只是表明，在任何时候，产权的特点（例如交易权是否受到管制，或者交易权是否完整）都是影响交易行为（农户土地流转参与行为）的重要因素，即产权作用具有“恒定性”。第三，其他解释变量的统计显著性和系数估计值的符号基本上与表5一致，再次表明了模型估计结果的稳健性。

表6 村级流转管制与农户土地转入行为的双重差分（DID）估计结果

	OLS 混合估计 (1)	DID (2)	DID(考虑聚类 效应)(3)	OLS(随机效应) (4)
农地流转是否受到村级管制 (<i>Rentlim</i>)	-0.08*** (0.02)	-0.08*** (0.03)	-0.08*** (0.03)	-0.07*** (0.03)
年份虚变量 (D_{2008})	—	0.00 (0.02)	0.00 (0.02)	0.00 (0.02)
农地流转是否受到村级管制与年份的交互项 ($Rentlim \times D$)	—	0.00 (0.07)	0.00 (0.07)	-0.00 (0.06)
户主非农就业经历 (<i>Hhoff</i>)	-0.01 (0.02)	-0.01 (0.02)	-0.01 (0.02)	-0.01 (0.02)
家庭人口数 (<i>Fpnum</i>)	-0.02** (0.01)	-0.01** (0.01)	-0.01** (0.01)	-0.02** (0.01)
自家耕地面积 (<i>Areaown</i>)	-0.03*** (0.01)	-0.03*** (0.01)	-0.03** (0.01)	-0.04*** (0.01)
家庭农业生产资料 (<i>Fequip</i>)	0.01*** (0.00)	0.01*** (0.00)	0.01*** (0.00)	0.01*** (0.00)
家庭人均财富 (<i>Pwealth</i>)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)
常数项	0.22*** (0.03)	0.22*** (0.03)	0.22*** (0.04)	0.22*** (0.04)
拟合优度 (R^2)	0.02	0.02	0.02	0.02
卡方检验				
F/LR χ^2	7.22	5.41	5.28	47.16
Prob> F/LR χ^2	0.00	0.00	0.00	0.00

注：括号中的数字为稳健标准误，***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著；全部回归的样本观测值数为1698，组数为849。

（三）小结

首先，本节证实了农地流转村级管制的流转效应确实存在，即在保持其他条件不变的情况下，对农地交易权的管制将对农户土地流转行为产生不利影响。这是因为农地流转管制增加了土地流转的交易成本，阻碍了土地流转（交易）的发生；其次，管制的流转效应并没有随着时间的推移而减弱，即农地交易权管制影响农户土地流转行为的规律是恒定的。这说明，不管是2000年还是2008年，交易权的完整性始终是影响农地流转的重要因素。这个“顽固”的结论说明，只要继续减少土地流转管制，农地流转就会进一步发生。

这在很大程度上是样本组数很大、时间跨度很大、相关变量外生的结果。

六、结论及政策含义

中国既有农地制度下的农业小规模生产同农业劳动生产率提高、农民增收、食品质量安全保障之间的矛盾日益突出，因此，促进农地流转成为农户获得扩大经营规模机会的重要途径。以往很多关于农地流转决定因素的研究都或多或少地从交易成本的角度建议要尽量减少农地流转管制等环节，以便降低交易成本，促进土地流转市场发展。本文的研究结论与已有研究结论基本一致，重要的是，本文还通过建立计量模型为这样的结论提供了经验证据。本文利用 6 个省的两轮调查数据分析发现，2000 年时，有 1/5 的农户在流转农地时受到村级管制，2008 年时，这一比例下降到 3%。这表明，鼓励农户自由流转农地的政策落实得不错。但是，本文也发现，在控制了其他因素的情况下，只要存在农地流转管制，农户转入土地的概率就会显著降低（大概 7 个百分点），这或许正是流转管制增加了农地流转交易成本的缘故。本文还发现，这种对交易权进行管制而产生的负向流转效应没有随着时间的推移而变小，不管是 2000 年还是 2008 年，只要存在对农地流转的管制，它就将产生恒定的负向流转效应。因此，应该继续加大中央鼓励农户自由流转农地政策的执行力度，减少直到消除农地流转的审批管制环节，降低农地流转交易成本，促进农地流转市场发展。

参考文献

1. Angrist, J. D. and Pischke, J. S.: *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*, Princeton, NJ: Princeton University Press, 2009.
2. Beck, N.: *Sweeping Fewer Things under the Rug: 'Tis Often (Usually?) Better to Model Than Be Robust*, working paper, New York University, 2012.
3. Bertrand, M; Duflo, E. and Mullainathan, S.: How Much Should We Trust Differences-in-differences Estimates? *The Quarterly Journal of Economics*, 119(1): 249-275, 2004.
4. Deininger, K. and Jin, S.: The Potential of Land Rental Markets in the Process of Economic Development: Evidence from China, *Journal of Development Economics*, 78(1): 241-270, 2005.
5. Donald, S. G. and Lang, K.: Inference with Difference-in-differences and Other Panel Data, *The Review of Economics and Statistics*, 89(2): 221-233, 2007.
6. Feder, G. and Feeny, D.: Land Tenure and Property Rights: Theory and Implications for Development Policy, *The World Bank Economic Review*, 5(1):135-153. 1991.
7. Hansen, C. B.: Generalized Least Squares Inference in Panel and Multilevel Models with Serial Correlation and Fixed Effects, *Journal of Econometrics*, 140(2): 597-620, 2007.
8. Huang, J.; Gao, L. and Rozelle, S.: 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, 2012.
9. Kloek, T.: OLS Estimation in a Model Where a Microvariable is Explained by Aggregates and Contemporaneous Disturbances are Equicorrelated, *Econometrica*, 49(1): 205-207 1981.
10. Kung, J. K. S.: Off-Farm Labor Markets and the Emergence of Land Rental Market in Rural China, *Journal of Comparative Economics*, 30(2): 395-414, 2002.
11. Liang, K. and Zeger, S. L.: Longitudinal Data Analysis Using Generalized Linear Models, *Biometrika*, 73(1): 13-22, 1986.
12. Moulton, B. R.: Random Group Effects and the Precision of Regression Estimates, *Journal of Econometrics*, 32(3): 385-397, 1986.
13. Wooldridge, J.: *Introductory Econometrics: A Modern Approach*, 3rd, New York: Thomson, 2006.

14. Yao, Y.: The Development of the Land Lease Markets in Rural China, *Land Economics*, 76(2): 252-266, 2000.
15. 蔡昉、王德文、都阳：《中国农村改革与变迁：30年历程和经验分析》，格致出版社、上海人民出版社，2008年。
16. 初玉岗：《企业家短缺与农地流转之不足》，《中国农村经济》2001年第12期。
17. 邓大才：《农地流转的交易成本与价格研究——农地流转价格的决定因素分析》，《财经问题研究》2007年第9期。
18. 邵亮亮、高学武、黄季焜、徐志刚：《中国农地流转的个别特征理解——基于交易成本经济学的视角》，中国社会科学院农村发展研究所工作论文，2010年。
19. 邵亮亮、黄季焜、Rozelle Scott、徐志刚：《中国农地流转市场的发展及其对农户投资的影响》，《经济学（季刊）》2011年第4期。
20. 洪名勇：《欠发达地区的农地流转分析——来自贵州省4个县的调查》，《中国农村经济》2009年第8期。
21. 黄季焜：《推进以深化农村土地制度改革为突破口的新一轮农村改革创新：开创现代农业和城乡协调发展的新局面》，中国科学院农业政策研究中心工作论文，2008年。
22. 刘克春、林坚：《农地承包经营权市场流转与行政性调整：理论与实证分析——基于农户层面和江西省实证研究》，《数量经济技术经济研究》2005年第11期。
23. 钱忠好：《农村土地承包经营权产权残缺与市场流转困境：理论与政策分析》，《管理世界》2002年第6期。
24. 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2期。
25. 钱忠好：《非农就业是否必然导致农地流转——基于家庭内部分工的理论分析及其对中国农户兼业化的解释》，《中国农村经济》2008年第10期。
26. 陶然、童菊儿、汪晖、黄璐：《二轮承包后的中国农村土地行政性调整——典型事实、农民反应与政策含义》，《中国农村经济》2009年第10期。
27. 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。
28. 王兴稳、钟甫宁：《土地细碎化与农用地流转市场》，《中国农村观察》2008年第4期。
29. 姚洋：《非农就业结构与土地租赁市场的发育》，《中国农村观察》1999年第2期。
30. 姚洋：《土地、制度和农业发展》，北京大学出版社，2004年。
31. 叶剑平、罗伊·普罗斯特曼、徐孝白、杨学成：《中国农村土地农户30年使用权调查研究——17省调查结果及政策建议》，《管理世界》2000年第2期。
32. 叶剑平、丰雷、蒋妍、罗伊·普罗斯特曼、朱可亮：《2008年中国农村土地使用权调查研究——17省份调查结果及政策建议》，《管理世界》2010年第1期。
33. 赵阳：《共有与私用：中国农地产权制度的经济学分析》，第一版，生活·读书·新知三联书店，2007年。
34. 张红宇：《中国农地调整与使用权流转：几点评论》，《管理世界》2002年第5期。
35. 周其仁：《收入是一连串事件》，北京大学出版社，2006年。
36. 周其仁：《农地产权与征地制度——中国城市化面临的重大选择》，《经济学（季刊）》2004年第1期。
37. 朱民、尉安宁、刘守英：《家庭责任之下的土地制度和土地投资》，《经济研究》1997年第10期。

（作者单位：¹中国社会科学院农村发展研究所；

²中国科学院农业政策研究中心；

³扬州大学商学院）

（责任编辑：杜 鑫）