

# 土地流转能够影响农地资源配置效率吗？

——来自农村固定观察点的证据

盖庆恩 程名望 朱 喜 史清华\*

**摘 要** 本文基于全国农村固定观察点（2004—2013 年）数据，分析了中国农地资源分配的基本准则，估计了农地资源误配的程度，评价了土地流转对农地资源配置效率的影响。研究表明，村庄土地禀赋和家庭规模是决定农户土地经营规模的核心因素；农地资源存在资源误配且误配的程度逐年提高；只有转向农户的土地流转才能有效提高农地资源配置效率。若政策以提高农地资源配置效率为主要目标，则不仅要关注土地流转的程度，更应注重土地流转的方向。

**关键词** 家庭承包责任制，土地流转，资源误配

**DOI:** 10.13821/j.cnki.ceq.2020.04.17

## 一、引 言

土地既是一种非常重要且极具社会价值的自然资源，又是农民基本的社会保障及重要的生存资料，土地资源的有效配置一直都是全社会关注的重点。三十多年前集体化时代，中国农民尽管付出了巨大努力，依然不能解决自己的温饱，一个重要原因就是生产要素（关键是土地）被严重束缚，农民的生产积极性严重受挫，由此导致了粮食生产迟滞不前，农村社会发展异常困难。在生存压力下，农民不得已冒着巨大风险盘活农村土地要素。1982 年 1 月 1 日，中共中央批转《全国农村工作会议纪要》指出：农村实行的各种责任制，包括包产到户、到组，包干到户、到组等都是社会主义集体经济的生产责任制。这一新中国历史上第一个关于农村工作的中央“一号文件”的出台标志着农民搞活土地与劳动要素的行为被中央政府正式认可，并被正式定义为

---

\* 盖庆恩，上海财经大学财经研究所；程名望，同济大学经济与管理学院；朱喜、史清华，上海交通大学安泰经济与管理学院。通信作者及地址：史清华，上海市徐汇区华山路 1954 号安泰经济与管理学院，200030；电话：(021) 52301186；E-mail: shq@sjtu.edu.cn。本文受到国家自然科学基金(71473163、71603154、71773076、71873095 和 71973094)、上海市浦江人才计划(18PJC038)等项目的资助。特别感谢全国农村固定跟踪观察点给予的大力支持，感谢匿名审稿人提出的建设性意见，当然文责自负。

“家庭承包责任制”<sup>1</sup>。家庭承包责任制的实施使得农地关系得到了划时代的解决。土地资源的重新分配极大地调动了农民的生产积极性,降低了“集体化时代”农业生产中过高的监督成本,促进了中国农业生产的快速发展,对这一阶段中国经济的快速增长起到了决定性的作用 (McMillan *et al.*, 1989; Lin, 1992), 并由此拉开了中国改革开放的序幕。

但是,在家庭承包责任制下,农村土地进行平均分配,这忽略了农户在农业生产效率上的差异,可能导致土地资源误配。从理论上讲,如果土地市场是完备的,那么生产效率高的农户由于具有较高的土地边际产出,其可以转入土地来扩大规模,而生产效率低的农户由于土地的边际产出较低,其更倾向转出土地。由此,通过土地流转可以将土地由低效率的农户转移向高效率的农户,从而优化土地资源配置,提高农业生产效率。但是,在相当长的一段时间里,由于农地产权不够清晰,农村土地流转进展缓慢 (钱忠好, 2002)。党的十八大以来,关于农村土地问题,中共中央和国务院逐步形成“落实农村土地集体所有权、稳定农户土地承包权、放活农地经营权”这一农地工作新思路,农地流转也在“三农”工作中扮演更为重要的角色,土地资源的重新配置成为农村经济工作所面临的首要任务。因此,估计中国农地资源误配的程度,并评价土地流转对农地资源配置效率的影响对政策实施和调整具有重要意义。已有文献中,史清华和卓建伟 (2009) 分析了农村土地流转发展缓慢的制度因素; 郜亮亮和黄季焜 (2011)、俞海等 (2003)、钟甫宁和纪月清 (2009) 研究了农地调整对农业生产、投资等的影响; 钱忠好 (2008)、程令国等 (2016) 等则分别研究了劳动力市场发展、农地确权等对农地流转的影响; 而冒佩华和徐骥 (2015)、冒佩华等 (2015) 等则分别评价了农地流转对农民收入、农民劳动生产率的影响。近年来,越来越多的文献从资源误配的视角来研究土地问题。Adamopoulos and Restuccia (2014) 发现由于制度和政策的约束,土地资源误配在不发达国家广泛存在。如果允许土地自由流转,这些国家农业的劳均生产效率将提高一倍,如果考虑由此产生的间接效应 (如人力资本积累), 土地流转对农业生产效率的影响将更加可观。盖庆恩等 (2017)、Restuccia and Santaaulalia-Llopis (2017)、Adamopoulos *et al.* (2019) 及 Adamopoulos and Restuccia (2020) 则分别研究了中国、马拉维和菲律宾的土地资源配置情况。Chen (2017) 发现不发达国家的土地产权不清阻碍土地流转,并最终降低了不发达国家农业的生产效率; 如果土地产权明晰,农业全要素生产率可提高 82.5%。

本研究基于全国农村固定观察点 (2004—2013 年) 详实的微观数据来研究土地流转对中国农村土地资源配置效率的影响。我们首先分析了中国农地

<sup>1</sup> “家庭联产承包责任制”是 1982 中央一号文件对农村改革的正式定名, 1998 年中央在纪念改革开放 20 周年的报告中, 首次使用“家庭承包责任制”, 并延续至今。本文统称为“家庭承包责任制”。

资源分配的制度基础，并通过微观数据来验证农户土地分配的基准原则，进而分别使用方差和 OP 协方差来测量土地资源误配情况及其发展趋势，最后基于村级数据实证分析土地流转对农地资源配置效率的影响。研究结果表明：首先，村庄土地资源禀赋和家庭规模是决定农户土地经营规模的核心因素，农户土地生产效率与其土地经营规模呈负相关或不相关关系，这意味着当前中国农村土地资源存在误配；其次，中国农村的土地资源误配程度随着时间的推移呈恶化趋势；最后，土地转入和转出对土地资源配置效率有着不同的影响，其中农户的土地转入能够显著提高土地资源配置效率。这意味着在现实中，若以提高农地配置效率为政策目标，则不仅要注意土地流转的程度，还应关注土地流转的方向。本文的主要贡献在于：一方面，我们基于详实的微观数据实证证明了中国农村土地经营规模的决定因素；另一方面，我们估计了中国农村土地资源误配的程度，并研究了土地流转对农地资源配置效率的异质性影响。

本文接下来的安排如下：第二部分重点介绍数据来源；第三部分将从理论上说明中国农地分配的基本原则，并基于微观数据进行实证分析；第四部分则分别通过方差和 OP 协方差来衡量土地资源误配程度；第五部分实证分析土地流转对农户土地资源配置效率的影响；最后是结论和政策建议。

## 二、数据来源

本文的数据来源于全国农村固定观察点。农村固定观察点是 1984 年经中共中央书记处批准建立，由中共中央政策研究室和农业部具体组织实施调查。本项调查从 1986 年开始，除 1992 和 1994 年因故未进行调查外，至今已连续观察长达 31 年（1986—2018 年）。该调查在各省（市、自治区）选择样本村约 10 个/省，农户约 100 户/村，年调查样本 2 万户左右，调查内容涵盖了农户的生产、收入、投资和消费等各项活动。2003 年后农村固定观察点新增农户家庭成员表，对农户各成员的个人信息、外出就业等进行了详细调查。由于数据的可得性，本文选择的样本区间为 2004—2013 年，在此期间获得的初始样本情况可见表 1。

表 1 全国固定观察点（2004—2013 年）初始样本情况

年份	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
村庄	312	335	334	317	343	357	348	358	340	404
农户	19 584	21 013	20 741	19 394	20 561	20 735	20 505	19 544	20 010	19 874
个人	78 365	82 973	82 466	78 414	81 654	81 642	80 061	77 546	77 087	78 079

资料来源：全国农村固定观察点办公室，作者整理。

本文首先基于农户表中的农业生产情况调查数据计算得到农户家庭的农业生产增加值,进一步使用分省的农业生产价格指数对其进行平减来得到不变价衡量的农户农业生产总产出(2004年为基准)。对农户的土地,我们分别考虑了农户的承包耕地面积、农户经营耕地面积、农户实际经营面积和农户的土地流转情况等。在此基础上,我们进一步将农户生产情况与家庭信息合并,并删除关键信息缺失的样本。最后,考虑到异常值的影响,我们根据农户的亩均产出对数据进行了1%截尾,最终形成本文后续分析所使用的样本。需要说明的是,此数据为非平衡面板数据。

表2给出了农户亩均产出和土地面积的描述性统计。从中可以看出,平均而言2004—2013年,农户亩均产出呈增长的趋势,从2004年的每亩719.72元,提高至2013年的1089.11元/亩,增长了51.32%,年均增长4.71%,这与中国粮食生产的宏观变化趋势相同。与此同时,农户的土地经营面积基本保持不变,户均承包面积约为7.5亩,户均经营面积略大于8亩,而实际种植面积则接近11亩。<sup>2</sup>

表2 农户亩均产出和土地经营面积统计

年份	亩均产出(元/亩)		承包面积(亩)		经营面积(亩)		实际种植面积(亩)	
	均值	中位数	均值	中位数	均值	中位数	均值	中位数
2004	719.72	588.28	7.49	4.40	8.27	4.90	10.92	8.00
2005	723.54	556.83	7.43	4.50	8.22	5.00	10.92	8.00
2006	753.45	570.51	7.41	4.50	8.30	5.00	10.85	8.00
2007	834.39	611.93	7.52	4.50	8.41	5.00	10.91	8.00
2008	864.56	627.48	7.47	4.40	8.68	5.00	10.86	7.60
2009	942.92	644.29	7.44	4.40	7.66	4.40	10.57	7.10
2010	974.90	633.44	7.76	4.50	8.64	5.00	11.01	7.50
2011	992.46	668.52	7.63	4.40	8.77	5.00	11.10	7.30
2012	1084.18	690.18	7.72	4.50	9.03	5.00	11.14	7.20
2013	1089.11	684.30	7.55	4.40	8.00	4.40	10.46	6.50
均值	891.88	623.10	7.53	4.50	8.39	4.90	10.87	7.60

资料来源:全国农村固定观察点办公室,作者整理。

### 三、中国农地分配的影响因素分析

1978年改革开放以来,家庭承包责任制一直是中国农村的基本土地制度。家庭承包责任制的核心是将所有权与经营权相分离,并实行以家庭经营为主

<sup>2</sup> 限于篇幅,文中仅报告了部分结果。全国农村观察点数据和样本数据处理的更详细情况可向作者索取。

的经营模式。而内生于农地集体所有、家庭承包经营的制度约束，农村普遍选择了将土地人均分配作为主要的分配方式，以保证集体成员对土地的公平占有和经营（丰雷等，2013a）。这种特殊的土地分配方式忽略了农户在农业生产效率上存在的差异，可能造成农村土地资源误配。在本部分我们将首先分析中国农村土地资源分配的制度基础，从逻辑上说明中国农村土地资源误配的根源和制度逻辑，进而基于全国农村固定观察点数据实证分析当前农村土地资源误配的影响因素，验证造成土地资源误配的制度性因素仍然延续至今。

### （一）中国农地分配的制度基础

在家庭承包责任制下，决定农户家庭土地规模的因素主要有二：其一是农村集体所拥有的土地禀赋。农村集体拥有越多的土地，那么可用于分配给农户的土地也将越多，在集体成员人口数量一定的情况下，农户获得的土地规模也将越大。其二是农户家庭规模。在集体土地资源禀赋给定的条件下，由于土地在集体内部按照人口数量进行平均分配，因此农户家庭规模越大，其获得的土地数量也将越多。而为了保证各成员对土地的这种“平均”占有，中国农村的农地往往会进行调整（包括大调整和小调整两种基本方式），但是土地调整所带来的地权不稳定降低了农户进行中长期土地投资的激励，不利于土地流转市场的形成，不利于农业生产的发展。基于对上述问题的担心，中央政府早在 1984 年就提出农村的“土地承包经营权 15 年不变”，希望在承包期内尽量不调整土地；1993 年又进一步提出土地承包经营权“30 年不变”，提倡承包期内“增人不增地、减人不减地”。1997 年中央明确提出不允许进行“大调整”，并限定了“小调整”的条件；2002 年的《农村土地承包法》以及 2007 年的《物权法》则明确规定“承包期内，发包方不得调整承包地”，并进一步严格了小调整的条件。虽然政策安排要求农民尽可能稳定承包关系，少调整土地，但是从现实来看，由于各种原因，农民对土地的调整尤其是小调从未停止。丰雷等（2013b）、Zhao（2016）等均发现土地调整在农村普遍存在，人口变化是主要原因。

综上所述，农村土地分配的基础是“集体所有下的村（或组）内平均”，而农户土地承包规模的大小取决于其集体资源禀赋和农户家庭规模。在上述的制度安排中，土地在初始分配时主要考虑的是农户的家庭规模，而且由于土地产权不够清晰，农地流转市场发育迟缓，这也就使得农户无法通过土地流转来重新配置土地资源，从而可能造成土地资源误配，降低农业生产效率。因此，家庭承包责任制内在的土地资源配置方式和相应的产权分配是中国农村土地资源误配的制度基础。而进一步看，无论是大调整还是小调整，其土地调整的依据均与农户的生产效率无关，因此并不会对农户土地资源误配的制度因素产生实质性的影响。

### （二）中国农地分配影响因素的实证分析

上述分析说明了农户土地资源误配的制度基础。但是正如前文所述，中

国农村土地制度一直处于动态的调整中,那么明确造成农户土地资源误配的制度基础至今是否仍然存在是进行后续分析的必要步骤。为此,我们将基于全国农村固定观察点详实的微观数据来实证检验农地分配的影响因素。我们将建立如下回归方程来研究村庄土地禀赋、家庭规模及农户农业生产效率对其土地经营规模的影响:

$$Land_{pvi,t} = \alpha \times Head_{pvi,t} + \beta \times HH_{pvi,t} + \gamma \times V_{pv,t} + f_i + f_t + \epsilon_{pvi,t},$$

其中  $Land_{pvi,t}$  表示第  $t$  年  $p$  省  $v$  村的农户  $i$  的土地规模;  $Head_{pvi,t}$  为该农户户主的特征,包括户主的性别、年龄、健康状况、教育程度;  $HH_{pvi,t}$  为该农户的家庭特征和农业生产效率,其中农户的家庭特征包括农户的家庭规模、劳动力占比和土地块数;  $V_{pv,t}$  为该农户所处村庄的特征,主要为村庄的人均土地面积;  $f_i$  表示农户固定效应;  $f_t$  为时间固定效应;  $\epsilon_{pvi,t}$  为相应的残差项。 $\alpha$ 、 $\beta$  和  $\gamma$  分别代表了相应的回归系数。对农户而言,其土地经营情况可以通过多种方式来衡量,在本文,我们根据数据可得性和农业经营的实际情况,分别使用承包面积、经营面积(包含承包地、承包组内机动地和转包地)、实际种植面积(根据当年农户农业生产的实际情况,将所有农作物实际种植面积累加得到)这三个指标来衡量农户土地经营情况。而对于农户的农业生产效率,我们则使用农户的亩均产出来衡量,在上述回归方程中,我们分别使用农户滞后一期、滞后一期和两期的平均,以及滞后一期到三期的平均。最终的回归结果可见表3。

表3中回归(1) — (4)给出了因变量为承包面积时的结果。从回归(1)可以看出,农户的家庭规模与其土地承包面积呈正相关关系,回归系数为0.2498且在1%水平上显著,这意味着农户每增加1人,其承包耕地面积将增加0.25亩;村庄的资源禀赋同样与农户的土地承包面积正相关,回归系数为1.1670且在1%水平上显著,这意味着村庄的人均面积每增加1亩,农户的承包面积会增加1.17亩。在回归(2) — (4)中,我们依次加入农户农业生产效率的滞后项来研究农户农业生产效率与其土地承包面积的关系。回归结果显示,农户家庭规模和村庄平均土地面积与农户承包土地面积均呈显著正相关,且影响程度与回归(1)相近。农户的农业生产效率与其土地承包面积呈显著负相关关系,滞后一期亩均产出的回归系数为-0.1081(1%水平上显著)、滞后一期和二期平均的回归系数为-0.2230(在1%水平上显著),而滞后一期到三期平均的回归系数为-0.4499(在1%水平上显著)。回归结果意味着,如果农户的农业生产效率每提高1%,其土地承包面积将分别下降0.11%、0.22%和0.45%。在回归(5) — (8)中,当因变量为农户经营面积时,上述回归结果基本不变;而当因变量为农户的实际种植面积时,虽然农户滞后一期的农业生产效率、滞后一期和二期平均效率与其实际土地耕种面积呈正相关关系,回归系数分别为0.0356和0.0882,但并不显著,而滞后一期到三期的平均效率则与其实际种植面积呈正相关关系,回归系数为0.5379且在1%水平上显著。

表 3 家庭规模、生产效率与农户土地经营规模

因变量	承包面积			经营面积			实际种植面积					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
家庭特征												
规模	0.2498*** (0.0219)	0.2471*** (0.0234)	0.2479*** (0.0243)	0.2270*** (0.0250)	0.3015*** (0.0248)	0.2866*** (0.0264)	0.2845*** (0.0273)	0.2676*** (0.0281)	0.4266*** (0.0467)	0.4211*** (0.0467)	0.4174*** (0.0470)	0.3957*** (0.0486)
劳动力占比	0.0469 (0.0944)	-0.0433 (0.0999)	-0.0213 (0.1042)	-0.0373 (0.1074)	0.1463 (0.1056)	0.0848 (0.1111)	0.1386 (0.1152)	0.1311 (0.1186)	0.0786 (0.1990)	0.1114 (0.1971)	0.0872 (0.1981)	0.0546 (0.2048)
土地块数	0.1637*** (0.0040)	0.1648*** (0.0042)	0.1666*** (0.0044)	0.1655*** (0.0045)	0.3241*** (0.0046)	0.3138*** (0.0048)	0.3177*** (0.0050)	0.3091*** (0.0051)	0.3519*** (0.0087)	0.3363*** (0.0086)	0.3344*** (0.0087)	0.3228*** (0.0088)
村庄特征												
人均耕地面积	1.1670*** (0.0102)	1.1437*** (0.0108)	1.1448*** (0.0112)	1.1204*** (0.0115)	1.3517*** (0.0122)	1.3224*** (0.0128)	1.3114*** (0.0131)	1.3172*** (0.0134)	1.8746*** (0.0212)	1.7469*** (0.0211)	1.7158*** (0.0211)	1.6329*** (0.0219)
农业生产效率												
滞后一期亩均产出		-0.1081*** (0.0390)				-0.1025* (0.0430)				0.0356 (0.0764)		
滞后一期和两期平均			-0.2230*** (0.0585)				-0.1843*** (0.0639)				0.0882 (0.1100)	
滞后一期到三期平均				-0.4499*** (0.0774)				-0.3318*** (0.0841)				0.5379*** (0.1455)
农户特征												
农户固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
N	78 946	70 064	65 438	61 619	88 003	77 656	72 277	67 936	88 652	78 224	72 790	68 406
R <sup>2</sup>	0.206	0.202	0.205	0.199	0.212	0.211	0.214	0.217	0.127	0.128	0.135	0.124

注：(1) 农户特征包括户主的性别、年龄、健康状况、教育程度；(2) 括号内为回归系数相对应的标准误；(3) \*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ 。

比较上述结果可以看出,无论是承包面积、经营面积还是实际种植面积,农户的家庭规模和村级人均土地面积均与其呈正相关关系,而农户的农业生产效率与农户承包土地面积和经营面积呈负相关关系,与农户实际种植面积基本无关。从前文的分析可以知道,在家庭承包责任制下,村级土地禀赋和农户家庭人口数量是决定其土地经营规模的核心因素,本文的实证进一步验证了该结论。而对于农业生产效率,从前文分析来看,农户的土地经营规模应与其无关,但是表3回归(1) — (8)的结果表明二者呈显著负相关关系,这与陈海磊等(2014)的发现相同。究其原因可能在于土地质量差异。本研究使用了农户亩均产出衡量其生产效率,亩均产出由土地质量和农户自身生产效率二者构成。前文所述,在家庭承包责任制下,土地分配采用的是按人口进行平均分配,这里的平均不仅是数量上的平均,而且需要进一步考虑土地质量差异。土地质量好的农户其生产效率更高,因此其分得的土地应更少,由此产生农户生产效率与其土地经营规模呈负相关。虽然,农户自身生产效率与其经营规模不相关,但是由于无法控制土地质量(虽然我们基于现有条件使用农户经营的土地块数来控制其土地质量,但这并不能够准确衡量农户土地的质量),由此相关结果既包含了农户自身生产效率对土地经营规模的影响,也包含了在分配过程中农户土地质量与其规模间的负相关关系,从而使得农户亩均产出与土地经营规模呈负相关关系。进一步看,虽然农户农业生产效率与其土地经营规模呈负相关,但是相应的影响程度非常小,农户生产效率的变动并不会对土地经营规模形成实质性影响,几乎可以认为农户的土地经营规模与其生产效率无关。

#### 四、土地资源配置不当程度的测量

在实证分析土地流转对农户土地资源配置不当的影响之前,我们首先需要衡量农户土地资源配置不当的程度。结合要素资源误配的相关理论和最新进展,本部分我们将分别使用农户亩均产出的方差和OP协方差来测量土地资源误配程度。<sup>3</sup>

##### (一) 土地资源配置不当的测量方法

###### 1. 方差

新古典经济学认为,在完全竞争的市场中,同质要素需要获得相同的回报,这意味着所有生产者无论其生产效率如何,要素的边际产出都将相同,否则要素将会转移到边际产出更高的生产者,在边际回报递减规律下,随着

<sup>3</sup> 土地质量是影响农业生产效率的重要变量,限于数据,本文无法直接控制土地质量的影响。可以证明在村庄内土地质量分布不变以及土地质量与农户真实生产效率不相关的假设下,土地质量不会影响村庄农地资源误配的变化趋势。限于篇幅,文中略去,有兴趣的读者请向作者索要。



要素投入的增加，其相应的边际产出下降，直至最后同一要素在所有的厂商具有相同的边际回报，此时要素不再流动，达到市场均衡。在此情况下，要素边际回报的方差为 0。对此状态的任意偏离都意味着要素资源配置不当，其方差越大，经济资源配置效率越低。Hsieh and Klenow (2009) 通过模型来建立起企业的边际产出与经济加总全要素生产率的关系。朱喜等 (2011)、龚关和胡关亮 (2013) 等均基于相似的思路研究了中国的要素市场扭曲。这些文献中衡量要素市场扭曲的核心即为要素边际产出的分布情况，即方差或者标准差。基于此，对农户土地市场扭曲程度，我们将首先基于农户土地生产效率的发散情况来衡量。具体而言，我们将基于农户亩均产出的方差来测量土地资源的误配程度。考虑到中国农村土地资源分配的实际情况，我们将主要计算村级土地资源误配情况。

$$\text{VAR}_{pv,t} = \frac{1}{N_{pv}} \sum_{i=1}^{N_{pv}} (y_{pvi,t} - \overline{y_{pv,t}})^2,$$

其中， $y_{pvi,t}$  代表位于省份  $p$ 、村庄  $v$  的农户  $i$  的在  $t$  年的亩均产出， $\overline{y_{pv,t}}$  为该村庄农户亩均产出的算术平均， $\text{VAR}_{pv,t}$  为农户亩均产出的方差，用来衡量该村农户亩均产出的发散情况。 $\text{VAR}_{pv,t}$  越大，农户亩均产出越发散，村庄土地资源误配不当程度越严重。

## 2. OP 协方差

在完全竞争的市场中，同质要素需要有相同的回报，否则要素将向生产效率更高的生产者流动，生产效率更高的生产者将获得更多的要素投入，企业生产规模也将更大。因此，企业的生产效率与规模间应存在正相关关系，这一关系越强，经济资源配置的效率就越高。Olley and Pakes (1996) 认为行业的生产效率（行业内企业生产效率取对数后的加权平均）可以分解为：企业生产效率的算术平均与行业内企业的规模与其生产效率的协方差（即 OP 协方差）之和，即：

$$\Omega_t = \sum_i \theta_{it} \omega_{it} = \overline{\omega_t} + \sum_i (\theta_{it} - \overline{\theta_t}) (\omega_{it} - \overline{\omega_t}),$$

其中， $\Omega_t$  为行业加总生产效率， $\omega_{it}$  为企业的生产效率， $\theta_{it}$  为企业规模情况，使用企业要素投入占比或者产出占比来衡量， $\overline{\omega_t}$  和  $\overline{\theta_t}$  分别代表了行业内企业生产效率和规模的算术平均。聂辉华和贾瑞雪 (2011)、杨汝岱 (2015) 等分别应用 OP 协方差来研究中国工业企业全要素生产率的变动情况。本文旨在分析在家庭承包责任制下由于制度安排所产生的土地资源误配不当，OP 协方差的分析框架同样适用于本文研究。省份  $p$ 、村庄  $v$  在  $t$  年的亩均产出定义为：

$$y_{pv,t} = \sum_{i=1}^I y_{pvi,t} s_{pvi,t} = \overline{y_{pv,t}} + \sum_{i=1}^I (y_{pvi,t} - \overline{y_{pv,t}}) (s_{pvi,t} - \overline{s_{pv,t}}),$$

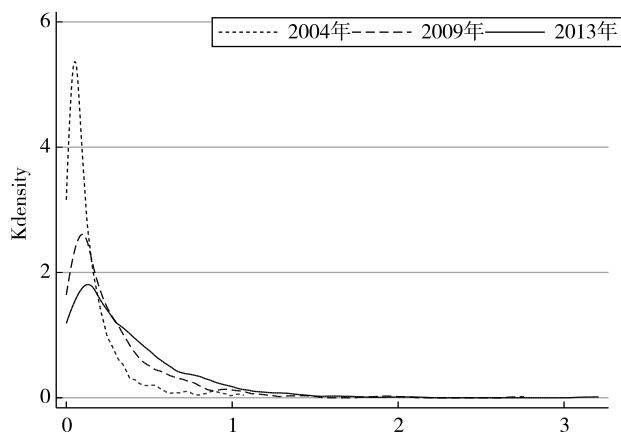
其中， $y_{pv,t}$  为省份  $p$ 、村庄  $v$  的农业生产效率（亩均产出）， $y_{pvi,t}$  代表  $p$  省  $v$  村农户  $i$  的生产效率， $s_{pvi,t}$  为该农户实际耕种土地面积占比， $\overline{y_{pv,t}}$  表示该村农户农业生产效率的算术平均。

$$\Omega_{pv,t} = \sum_{i=1}^I (y_{pvi,t} - \overline{y_{pvi,t}}) (s_{pvi,t} - \overline{s_{pvi,t}}),$$

其中,  $\Omega_{pv,t}$  为农户生产效率与其土地投入的协方差, 该协方差越大, 说明高效率的农户得到的要素投入也越多, 土地资源的配置效率越高。

## (二) 土地资源配不当的程度分析

基于上述方法, 我们衡量了村级土地资源误配的程度<sup>4</sup>。图1(a)和(b)分别给出了使用方差、OP协方差时衡量村级土地的误配情况。由前文所述可知, 方差越小、OP协方差越大, 土地资源配效率越高。但是, 从现实情况来看, 村级农户亩均产出存在较大差异, 所有村庄的方差都显著大于0, 这说明从村级视角来看, 农户土地资源存在误配。图1(a)显示从2004、2009到2013年, 方差的均值呈增加的趋势, 这意味着村内的土地资源误配在变得严重。具体来看, 2004年农户亩均产出村级方差的均值为0.1450, 而2009年和2013年二者分别增加至0.2778和0.3569, 较2004年分别增长91.59%和146.14%; 2004年村级方差的中位数为0.0855, 2009年和2013年则分别增加至0.1750和0.2491, 较2004年分别增长104.68%和191.35%。OP协方差展现出与标准误相似的结果, 随着时间的推移, OP协方差的均值在逐渐减小。2004年, OP协方差的均值为-0.0396, 2009年和2013年OP协方差的均值分别降低到-0.0752和-0.0902, 较2004年分别降低了89.90%和127.78%; 2004年, OP协方差的中位数为-0.0144, 2009年和2013年OP协方差的中位数则分别降低至-0.0332和-0.0347, 较2004年分别下降了130.56%和140.97%。



(a) 方差

图1 村级土地资源配不当

<sup>4</sup> 本文还测量了省级和全国的土地资源误配情况, 考虑到省级和全国层面农户土地质量差异较大, 且土地流转主要发生在村级层面, 因此将其作为附录。有兴趣的读者可向作者索要。

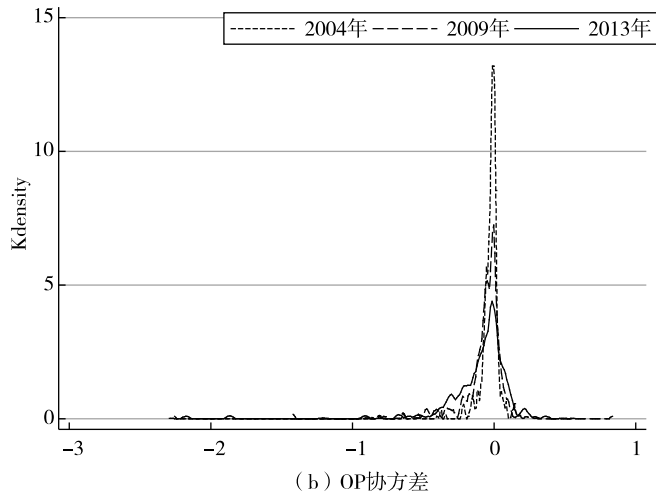


图 1 村级土地资源配置不当 (续)

## 五、土地流转对农地资源配置效率的影响

### (一) 土地流转的基本情况

从前面的分析中，我们知道家庭承包责任制下将土地按人口进行平均分配，这忽略了农户在生产效率上存在的差异，是造成土地资源误配的制度基础。那么，通过怎样的途径才能够提高土地资源配置效率呢？如果农户的土地是可以流转的，效率高的农户可以通过转入土地来扩大自身的生产规模；而生产效率较低的农户由于土地的边际产出较低，其可以通过转出土地来调整自身规模，直至二者土地的边际产出相等。因此，通过土地流转可以实现土地由低效率向高效率农户的转移，进而提高土地资源的配置效率。可以预期的是，土地流转市场越发达，那么土地越可能实现从低效率农户向高效率农户的转移。因此，土地流转程度越高，农户土地资源的配置效率也应越高。事实真的如此吗？本文将通过分析村级土地流转与其土地配置效率间的关系来回答这一问题。

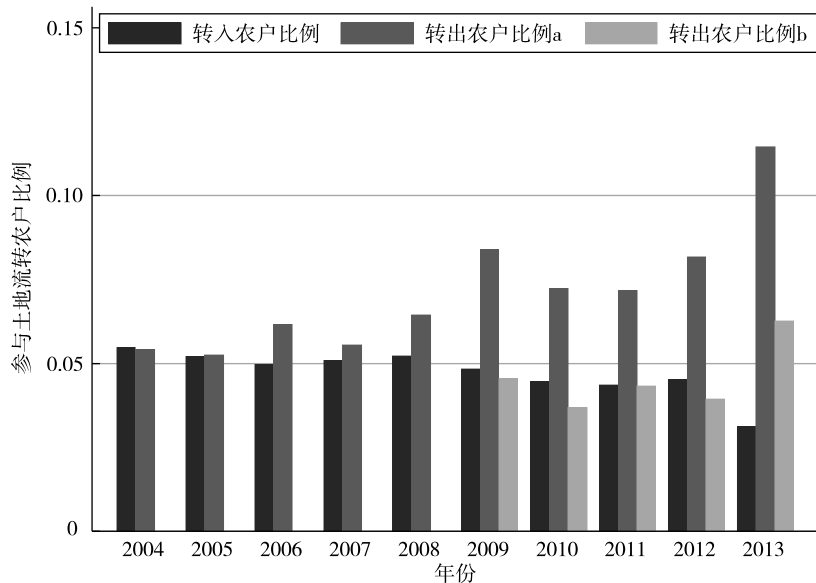
对于土地流转市场，我们将分别使用参与土地流转的农户比例和土地比例来进行衡量，并分别作为土地流转的频度和力度。根据农户土地流转的方向，我们还将相应变量进一步细化为转入土地农户比例、转出土地农户比例、转入土地占比和转出土地占比。

$$HH'sratio(\text{频度}) = \frac{\text{参与土地流转的农户数}}{\text{样本农户数}},$$

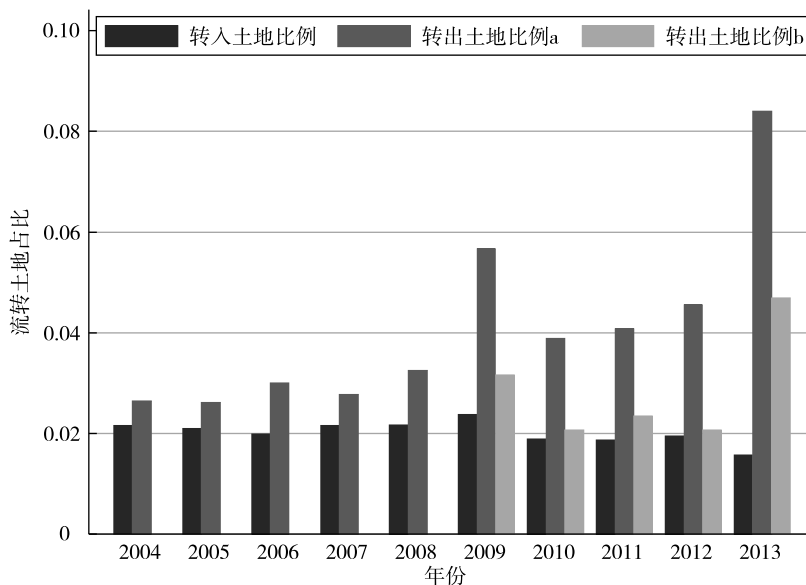
$$HL'sratio(\text{力度}) = \frac{\text{参与流转的土地规模}}{\text{农户经营总规模}}.$$

图2(a)给出了农户土地流转的频度。从中可以看出,2004—2013年转入土地的农户占比较为稳定。2004年,5.47%的农户转入了土地,而至2013年有3.14%的农户转入了土地,2004—2013年平均而言,4.75%的农户转入了土地。相比于转入土地农户占比,转出农户的比例却随着时间的推移而逐渐上升。2004年,有5.42%的农户转出了土地,而至2013年转出土地的农户占比则上升至11.45%,上升了6.03个百分点,年均上升0.60个百分点。图2(b)给出了农户土地流转的力度。与图2(a)中相似,2004—2013年转入土地的面积占比也较为稳定。2004年,农户转入土地占总耕地的面积为2.16%,而2013相应的数值则为1.59%,2004—2013年平均而言,农户转入的土地面积占比为2.03%。相比于转入的土地占比,转出的土地占比却随着时间的推移而逐渐上升。2004年,农户转出的土地面积占比为2.65%,而至2013年转出的土地面积占比则上升至8.42%,上升了5.77个百分点,年均上升0.58个百分点,与转出农户占比相近。

对比图2(a)和(b)可以发现两个现象。首先,无论是参与土地流转的农户比例还是土地流转的规模,转出均要显著高于转入。对于农户土地流转的频度,转出农户比例显著高于转入农户的比例,这意味着在实际中转出与转入呈多对一,土地规模趋向集中。但是,考虑到土地总量是恒定的,那么转入和转出的土地规模应该相同。图2(b)显示转出土地规模占比要显著高于转入土地规模,这与上述推断相悖。究其原因可能在于,现实中农户土地流转存在多种对象,可能为企业、农业合作社以及农户等。但是,在上述分析中仅包含了农户转入部分,因此可能会呈现出转出比例要高于转入比例。全国农村固定观察点从2009年开始调查了农户土地流转的对象,其中对农户转出土地的对象划分为:转包给企业、转包给农民专业合作社和转包给其他农户。为此,我们进一步将土地流转的对象限定为农户间,即农户土地转出对象仅为农户而重新计算土地流转的频度和力度,其相应结果可以见图2转出农户比例b和转出土地比例b。通过比较发现,调整后土地转入和转出间的差异大大缩小。平均而言,从频度上看,2009—2012年间农户间的土地流转比例为4.13%,相应地转入农户比例为4.55%,二者的差值仅为0.42个百分点;而从力度上看,农户间土地流转占比为2.43%,农户转入土地规模占比为2.03%,二者相差0.4个百分点。以上比较同时说明,2004—2013年间中国农村土地流转的增长主要来自农户向非农户(如企业、合作社等)的流转,这与政策调整的方向和农村土地流转的现实情况相符。



(a) 农户土地流转的频度



(b) 农户土地流转的力度

图 2 农户土地流转情况 (2004—2013 年)

## (二) 土地流转对农地资源配置效率的影响

在完备的市场经济中，同质要素需要有着相同的回报，否则该经济存在要素资源误配。通过将要素从边际产出低的生产者重新分配至边际产出较高的生产者，在保持社会要素总投入不变的情况下，这样的重新配置能够提高经济配置效率，增加社会总产出（姚洋，2000；Hsieh and Klenow，2009）。

因此, 土地流转对提高农地资源配置效率至关重要。本文将进一步实证检验中国当前的土地流转是否能够有效提高农地资源配置效率。为此, 我们建立如下回归方程:

$$M_{pv,t} = \alpha \times Village_{pv,t} + \beta \times Landrent_{pv,t} + f_{pv} + f_t + \varepsilon_{pv,t},$$

其中  $M_{pv,t}$  表示  $t$  年位于  $p$  省的村庄  $v$  的土地资源配置效率, 在此我们分别使用村庄样本农户亩均产出的方差 ( $VAR_{pv,t}$ ) 和 OP 协方差 ( $\Omega_{pv,t}$ ) 来衡量;  $Village_{pv,t}$  为控制变量, 包含村庄的人均土地规模、村庄人均收入等;  $Landrent_{pv,t}$  为该村的土地流转程度, 分别使用上述定义的转入土地农户占比、转出土地农户占比、转入土地规模占比和转出土地规模占比来衡量;  $f_{pv}$  为村级固定效应,  $f_t$  为时间固定效应,  $\varepsilon_{pv,t}$  为相应的残差项,  $\alpha$ 、 $\beta$  为相应的回归系数。从前文的分析可以知道, 当使用  $VAR_{pv,t}$  来衡量土地配置效率时,  $VAR_{pv,t}$  越大则土地配置的效率越低, 因此可以预期  $\beta < 0$ ; 而当使用  $\Omega_{pv,t}$  来衡量土地配置效率时,  $\Omega_{pv,t}$  越大则土地配置的效率越高, 由此可以预期  $\beta > 0$ 。

表 4 中 Panel A 报告了因变量为  $VAR_{pv,t}$  时的结果。回归 (1) 和 (2) 分别报告了使用转出土地农户占比和转出土地规模占比来衡量土地流转程度的结果。从最终结果上来看, 二者的回归系数分别为 0.0944 和 0.1988, 且分别在 5% 和 1% 水平上显著。这一结果意味着参与转出土地的农户比例越高、转出土地占比越高的村庄, 其相应的资源配置效率越低, 这与本研究的预期相悖。正如前文所述, 由于在转出中有相当大的比例转向了非农户, 这可能导致上述结论无法反映土地流转的真实影响。为此, 我们进一步将农户的土地流转限定为农户间的流转 (转出农户占比  $b$  和转出土地规模占比  $b$ ), 相应的回归结果可见回归 (3) 和 (4), 从最终结果来看, 回归系数分别为  $-0.0537$  和  $0.0188$  且统计不显著。而回归 (5) 和 (6) 则分别给出了使用转入土地农户占比和转入土地规模占比来衡量土地流转程度的结果。从最终结果来看, 二者均对  $VAR_{pv,t}$  有显著负向影响, 回归系数分别为  $-0.2049$  和  $-0.3143$ , 且分别在 1% 和 5% 水平上显著。这说明, 从转入视角衡量的土地流转程度越高, 农户土地资源的配置效率越高, 与前文的分析相符。

表 4 土地流转对农地配置效率的影响

Panel A	因变量: 方差					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
转出农户占比 <sup>a</sup>	0.0944**					
	(0.0377)					

(续表)

Panel A	因变量：方差					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
转出土地规模占比 <sup>a</sup>		0.1988*** (0.0518)				
转出农户占比 <sup>b</sup>			-0.0537 (0.0911)			
转出土地规模占比 <sup>b</sup>				0.0188 (0.1170)		
转入农户占比					-0.2049*** (0.0635)	
转入土地规模占比						-0.3143** (0.1262)
N	3 216	3 209	1 631	1 626	3 216	3 209
R <sup>2</sup>	0.141	0.146	0.128	0.126	0.141	0.141
Panel B	因变量：OP 协方差					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
转出农户占比 <sup>a</sup>	0.0370 (0.0279)					
转出土地规模占比 <sup>a</sup>		-0.0497 (0.0389)				
转出农户占比 <sup>b</sup>			0.1022* (0.0619)			
转出土地规模占比 <sup>b</sup>				0.0815** (0.0419)		
转入农户占比					0.1713*** (0.0462)	
转入土地规模占比						0.1684* (0.0887)
N	3 274	3 262	1 683	1 675	3 274	3 262
R <sup>2</sup>	0.029	0.029	0.027	0.026	0.033	0.030
控制变量	是	是	是	是	是	是
村级固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是

注：(1) 控制变量包含人均土地面积、人均收入、村庄规模、劳动力比例、劳动力外出比例；  
(2) 括号内为回归系数相对应的标准误；(3)\*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ 。

表 4 中 Panel B 报告了因变量为  $\Omega_{pv,t}$  时的结果。同样地, 回归 (1) 和 (2) 分别报告了使用转出土地农户占比和转出土地规模占比来衡量土地流转程度的结果。从最终结果上来看, 二者的回归系数分别为 0.0370 和 -0.0497, 但并不显著。这一结果意味着从土地转出视角衡量的土地流转并不显著影响到土地资源分配效率。同样地, 我们进一步将土地流转定义为农户间的土地流转来重新研究农户土地转出行为对资源配置效率的影响, 回归 (3) 和 (4) 报告了相应的结果。从中可以看出, 以农户为对象的土地流转对农业生产效率有显著正向影响, 回归系数分别为 0.1022 和 0.0815, 且分别在 10% 和 5% 水平上显著。而回归 (5) 和 (6) 则分别给出了使用转入土地农户占比和转入土地规模占比来衡量土地流转程度的结果。从最终结果来看, 二者均对 OP 协方差有显著正向影响, 回归系数分别为 0.1713 和 0.1684, 且分别在 1% 和 10% 水平上显著。这说明, 从转入视角衡量的土地流转程度越高, 农户土地资源的配置效率越高, 符合本文的预期。

对比表 4 的回归结果能够发现, 从转入视角衡量的土地流转能够显著提高资源配置效率, 符合前述理论分析; 而从转出视角衡量的土地流转 (转出农户占比 a 和转出土地规模占比 a) 并不能提高甚至会降低土地配置效率。虽然从转入和转出视角均衡量的都是土地流转, 但是得到的结论并不一致。造成这一现象的原因可能在于以下两个方面: 首先, 数据本身的原因。本文所使用的数据中, 农户土地转出的对象分别为农户、企业及合作社等。但是由于本调查中并未包含相应的企业和合作社信息, 因此无法将转出土地的农户与合作社一一匹配起来, 也就无法反映出这部分农户转出后的配置情况。因此, 用转出视角衡量的土地流转由于未能完全包含所有样本而可能低估了土地流转所带来的影响。其次, 转出土地的用途可能发生变化。在农户转向企业或合作社的土地中, 考虑到在现实中农地进行非农经营往往能够带来更高的收益, 有相当比例的土地转变用途, 农地的“非农化、非粮化”现象较为普遍。由于农户是理性的, 其追求自身收入的最大化, 这部分的土地流转, 农户的收入将均得到显著提高, 因此从收入视角上看土地流转无疑是有效率的 (冒佩华和徐骥, 2015)。但是, 从农业生产的角度看, 由于农地的“非农化、非粮化”, 此时的农业生产效率却并不一定得到提高。本文主要研究了土地流转对农业生产效率的影响 (用亩均产出的方差或者 OP 协方差来衡量), 而在农户转出的土地中既包含了继续用于农业生产的部分, 也包含了“非农化、非粮化”的部分, 因此从粮食生产 (农业生产效率) 的视角来看, 此时的土地转出未必是有效的。当我们进一步将土地流转限定为农户间的流转时 (转出农户占比 b 和转出土地规模占比 b), 农户转出行为开始对土地资源分配



效率有正向影响（表4Panel B中回归（3）和（4）），这间接印证了上述推断。但是，限于数据可得性，本文对此无法展开研究，并准确区分上述两种原因。

## 六、结论与政策建议

家庭承包责任制下中国农村土地实行的是按照人口数量进行平均分配，这种平均分配忽略了农户在农业生产效率上的差异，可能导致土地资源配置不当。已有文献主要研究了中国农村土地流转不畅的原因、土地流转对农户行为的影响等，而对土地流转与农地资源配置效率间的关系缺乏关注。本文基于全国农村固定跟踪观察点（2004—2013年）数据进行研究，发现：

首先，村庄土地资源禀赋和家庭规模是决定农户土地经营面积的核心因素，农户土地生产效率与其土地经营规模呈负相关或不相关关系。这说明虽然经过四十多年的调整，家庭承包责任制的核心机制仍得到了保留，中国农村土地资源存在误配。

其次，中国农村土地资源误配程度随着时间的推移呈恶化的趋势。具体来看，2004—2013年间，村庄内农户亩均产出的方差由2004年的0.1450上升至2013年的0.3569，提高了146.14%；而在此期间农户亩均产出与其土地投入的OP协方差则呈下降趋势，2004年OP协方差为-0.0396，至2013年则下降至-0.0902，下降了127.78%。

最后，土地流转的方向对农地资源配置效率存在异质性影响。实证分析表明，转入和转出视角衡量的土地流转对土地资源配置效率存在较大差异，其中农户转入视角衡量的土地流转能够显著提高农地资源配置效率，而从转出视角衡量的则不然。造成这种现象的原因可能在于两个方面：一方面，从农户土地转出后的去向来看，有部分土地转向了公司、合作社等对象，但是由于本研究所使用的数据为农户数据，未能够包含上述流转对象，因此可能会低估土地流转对农地资源配置效率的影响；而另一方面，从现实中来看，由于“非农、非粮”经营往往能够获得更高的收入，农户转向企业、合作社的土地其“非农化、非粮化”较为普遍，此时虽然农户的收入仍然得到提高，经济配置效率得到提高，但是农业生产效率并不一定得到提高。

由于数据和方法等方面的约束，本研究还存在一定局限。首先，固定观察点的所有样本均为农户，但是从现实来看土地流转并不仅仅存在于农户间，而土地流转的主体还包括家庭农场、合作社等。由于缺乏必要的数据库，本文无法继续深入分析农户与上述不同类型主体间的土地流转情况，并探讨其对

该类主体资源配置效率的影响。其次,土地质量的影响。由于无法剔除土地质量的影响,本文可能会高估或者低估了绝对意义上的农地资源配置效率,未来需要精确的数据来控制土地质量的影响,更加准确地衡量土地资源的误配情况。最后,内生性问题。在本文中我们使用了农户面板数据来解决不随时间变化的遗漏变量所导致的内生性问题,而对于其他可能引起内生性问题的因素由于数据的限制无法进行深入分析。当前农村正在进行的改革为解决这一问题提供了可能,未来可以基于土地确权颁证等来进一步识别和评估土地流转对农地配置效率影响的因果关系。

### 参考文献

- [1] Adamopoulos, T., L. Brandt, J. Leight, and D. Restuccia, "Misallocation, Selection and Productivity: A Quantitative Analysis with Panel Data from China", Working Paper, 2019.
- [2] Adamopoulos, T., and D. Restuccia, "Land Reform and Productivity: A Quantitative Analysis with Micro Data", *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2020, 12 (3), 1-39.
- [3] Adamopoulos, T., and D. Restuccia, "The Size Distribution of Farms and International Productivity Differences", *American Economic Review*, 2014, 104 (6), 1667-1697.
- [4] Chen, C. R., "Untitled Land, Occupational Choice, and Agricultural Productivity", *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2017, 9 (4), 91-121.
- [5] 陈海磊、史清华、顾海英,“农户土地流转是有效率的吗?——以山西为例”,《中国农村经济》,2014年第7期,第61—72页。
- [6] 程令国、张晔、刘志彪,“农地确权促进了中国农村土地的流转吗?”,《管理世界》,2016年第1期,第88—98页。
- [7] 丰雷、蒋妍、叶剑平,“诱导性制度变迁还是强制性制度变迁?——中国农村土地调整的制度演进及地区差异研究”,《经济研究》,2013a年第6期,第4—18页。
- [8] 丰雷、蒋妍、叶剑平、朱可亮,“中国农村土地调整制度变迁中的农户态度——基于1999—2010年17省份调查的实证分析”,《管理世界》,2013b年第7期,第44—58页。
- [9] 盖庆恩、朱喜、程名望、史清华,《土地资源误配与劳动生产率》,《经济研究》,2017年第5期,第117—130页。
- [10] 郜亮亮、黄季焜,“不同类型流转农地与农户投资的关系分析”,《中国农村经济》,2011年第4期,第9—17页。
- [11] 龚关、胡关亮,“中国制造业资源配置效率与全要素生产率”,《经济研究》,2013年第4期,第4—15页。
- [12] Hsieh, C. T., and P. J. Klenow, "Misallocation and Manufacturing TFP in China and India", *Quarterly Journal of Economics*, 2009, 124 (3), 1403-1448.
- [13] 冒佩华、徐骥,“农地制度、土地经营权流转与农民收入增长”,《管理世界》,2015年第5期,第63—74页。
- [14] 冒佩华、徐骥、贺小丹、周亚虹,“农地经营权流转与农民劳动生产率提高:理论与实证”,《经

- 济研究》，2015 年第 11 期，第 161—176 页。
- [15] Lin, J. Y., “Rural Reforms and Agricultural Growth in China”, *American Economic Review*, 1992, 82 (1), 34-51.
- [16] McMillan, J., J. Whalley, and L. J. Zhu, “The Impact of China’s Economic Reforms on Agricultural Productivity Growth”, *Journal of Political Economy*, 1989, 97 (4), 781-807.
- [17] 袁辉华、贾瑞雪, “中国制造业企业生产率与资源误置”, 《世界经济》, 2011 年第 7 期, 第 27—42 页。
- [18] Olley, G. S., and A. Pakes, “The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry”, *Econometrica*, 1996, 64 (6), 1263-1297.
- [19] 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, 第 13—21 页。
- [20] 钱忠好, “农村土地承包经营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, 第 35—45 页。
- [21] Restuccia, D., and R. Santaaulalia-Llopis, “Land Misallocation and Productivity”, Working Paper, 2017.
- [22] 史清华、卓建伟, “农村土地权属：农民的认同与法律的规定”, 《管理世界》, 2009 年第 1 期, 第 89—96 页。
- [23] 杨汝岱, “中国制造业企业全要素生产率研究”, 《经济研究》, 2015 年第 2 期, 第 61—74 页。
- [24] 姚洋, “中国农地制度：一个分析框架”, 《中国社会科学》, 2000 年第 2 期, 第 54—65 页。
- [25] 俞海、黄季焜、Scott Rozelle、Loren Brandt、张林秀, “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—91 页。
- [26] Zhao, X. X., “To Reallocate or Not? Optimal Land Institutions under Communal Tenure: Evidence from China”, Working Paper, 2016.
- [27] 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。
- [28] 朱喜、史清华、盖庆恩, “要素配置扭曲与农业全要素生产率”, 《经济研究》, 2011 年第 5 期, 第 86—98 页。

## Can Land Rent Improve Land Allocation's Efficiency?

### —Evidence from National Fixed Point Survey

QINGEN GAI

*(Shanghai University of Finance and Economics)*

MINGWANG CHENG

*(Tongji University)*

XI ZHU QINGHUA SHI\*

*(Shanghai Jiao Tong University)*

**Abstract** Using National Fixed Point panel data during 2004—2013, we study land allocation principles, measures land misallocation, and empirically analyzes the impact of household's land rent on its allocation efficiency. Our results show that village's land endowment combined household's size play key role in land allocation. There is land misallocation within village and the extent of misallocation is increasing. Only household's land rent can alleviate land misallocation. These findings imply policy-makers should not only care about the extent of land rent, but also land rent's direction if they want to improve Land's allocation efficiency.

**Key Words** Household Responsibility System, land rent, misallocation

**JEL Classification** O13, O47, Q15

---

\* Corresponding Author: Qinghua Shi, Antai College of Economics and Management, No.1954 Huashan Road, Xuhui District, Shanghai, 200030, China; Tel: 86-21-52301186; E-mail: shq@sjtu.edu.cn.