

农业生产外包服务对农村土地流转租金的影响*

康 晨^{1,2} 刘家成³ 徐志刚^{1,2}

摘要：对于中国农村土地流转租金的快速上涨学术界从不同角度给出了解释，但是鲜有从农业生产外包服务影响农户土地流转角度解释的文献。基于江苏、吉林和四川3个省份2003~2018年的4期跨时跟踪调查数据，本文采用固定效应模型和工具变量方法分析了农业生产外包服务对农村土地流转租金的影响。研究发现，农业生产外包服务对农村土地流转租金上涨有明显的促进作用，这主要是因为农业生产外包服务会明显增加规模经营农户的土地转入，从而引发农村土地流转市场供求关系的改变，导致农村土地流转市场上流转土地供不应求。但是，没有证据表明农业生产外包服务对小农户的土地流转行为有明显影响。另外，农业生产外包服务对农村土地流转租金上涨的促进作用在丘陵山区会被弱化。本文研究为解释近年来农村土地流转租金的快速上涨提供了一个新的视角，对进一步完善农村土地流转市场也有一定启示。

关键词：农业生产外包服务 土地流转租金 土地流转

中图分类号：F301.4 **文献标识码：**A

一、引言

土地流转租金是影响中国农村土地流转市场发展的关键因素，土地流转租金的快速上涨也是中国粮食竞争力下降、单位产品成本上升的一个重要原因（徐志刚等，2018）。土地流转租金的快速上涨已经引起了学术界的广泛关注。朱文珏、罗必良（2018）根据《全国农村固定观察点调查数据汇编（2005~2015）》的统计数据发现，在2005~2015年，土地流转租金平均每年上涨24.6%。王善高、雷昊（2019）根据《全国农产品成本收益资料汇编》的统计数据发现，2001~2015年中国粳稻、小麦和玉米三种粮食作物的土地流转租金持续上涨。杜挺、朱道林（2018）根据2009年和2017年的调查数据发现，2009~2017年中国土地流转租金上涨了33.3%。

对于土地流转租金的快速上涨，学者们给出了不同的经济学解释。贺振华认为，非农收入水平及

*本文研究获得国家社会科学基金项目“健全对外开放下的国家粮食安全保障体系研究”（编号：20ZDA102）资助。感谢匿名审稿人及编辑部的宝贵意见，当然，文责自负。本文通讯作者：徐志刚。

其来源稳定性是影响土地流转租金的重要因素（贺振华，2003）。朱文珏、罗必良（2018）研究发现，农户对土地的多重依赖和多维价值评价引发的农地价格幻觉会提高其土地流转要价。尚旭东等认为，政府主导农村土地流转扭曲了农村土地流转的价格机制，提高了承包户的“询价地位”，进而提高了土地流转租金（尚旭东等，2016）。Zhang et al.（2020）研究发现，粮食补贴每增加10%，土地流转租金上涨1%；而蔡颖萍、杜志雄（2020）研究发现，玉米临时收储政策的调整降低了土地流转租金。仇童伟等（2019）研究发现，出于营利性动机的农村土地流转伴随着更高的租金，而在流转动机一致的情况下，熟人交易和非熟人交易的土地流转租金趋同。范传棋、范丹（2016）研究发现，行政力量干预、工商资本下乡、农地产权改革以及耕地资源稀缺性是土地流转租金上涨的四大原因。也有学者基于社会学的视角对土地流转租金的上涨给出了解释。胡新艳、洪炜杰（2016）研究发现，中国农户对土地存在“客观生存依赖”与“主观情感依赖”的双重依赖关系，会引发交易中的禀赋效应，从而影响土地流转租金。田先红、陈玲（2013）研究发现，土地流转租金不仅受到市场的影响，还受到社会结构和乡土伦理规范的影响。周海文、周海川（2019）结合经济学和社会学研究发现，农户社会信任是影响土地流转租金的重要因素。

近年来中国农业生产外包服务（后文简称“外包服务”）的快速发展，使农户突破土地规模限制应用先进机械设备和技术成果成为可能（芦千文、姜长云，2016），从而提高了农业经营的资本配比和生产效率。外包服务缓解了农业经营的劳动力约束、技术约束和资金约束，突破原有资源禀赋对土地规模经营的限制。通过借助外部技术，农户可以扩大土地经营规模（杨子等，2019）。外包服务会降低农户转出土地的可能性，提高农户转入土地的可能性，并且会提高农户对土地价值的评估（洪炜杰，2019），从而有可能导致土地流转租金上涨。现有研究鲜有系统讨论外包服务对农村土地流转租金的影响。另外，外包服务可以实现机械对劳动力的替代（洪炜杰，2019），而农业生产要素替代难度会受资源禀赋约束条件的影响（郑旭媛、徐志刚，2017）。那么，在不同地形条件下，耕地资源禀赋不同，外包服务对土地流转租金上涨的影响是否存在异质性？已有研究中系统分析地形条件在外包服务促进土地流转租金上涨过程中的作用及机制更是少见。

本文基于江苏、吉林和四川3个省份265个行政村跟踪调查所形成的4期（2003年、2008年、2013年和2018年）面板数据，系统分析农业生产外包服务对土地流转租金的影响，以及地形条件在上述影响中的作用及其机制。与已有同类研究相比，本文从以下几个方面做出新的尝试：第一，揭示外包服务对土地流转租金的影响及其微观作用机制，为解释和理解中国土地流转租金上涨提供一个新的视角；第二，将地形条件纳入分析框架，揭示在不同地形条件下外包服务对土地流转租金上涨促进作用的异质性；第三，利用跨时15年的4期面板数据构建计量经济模型，并使用工具变量法和面板数据固定效应模型处理内生性问题，为提升因果关系识别的准确性和有效性提供技术和数据保障。

后文内容安排如下：第二部分通过文献综述与理论分析提出研究假说，第三部分为计量经济模型、数据与变量，第四部分为实证结果与分析，第五部分基于农户层面对微观作用机制进行检验，最后一部分为论文结论与政策启示。

二、文献综述与理论假说

农业生产外包是农业生产过程中将部分环节或者全部环节交给他人作业的一种行为（王志刚，2011）。通过购买外包服务，农户可以实现生产经营过程投入要素的最优组合和学习先进的生产技术，从而提高农业生产效率（张忠军、易中懿，2015）。外包服务缓解规模经营农户的劳动力约束、技术约束和资金约束，促进规模经营农户转入土地（杨子等，2019），进而促使土地流转市场需求增加。与农药、化肥等生产资料不同，农业机械具有不可分性，小农户购买农业机械并非理性选择。但是，小农户可以通过购买外包服务改善家庭劳动力配置和土地配置，进而促使土地流转市场供给减少。外包服务会引发农村土地流转市场供需关系变化，促进农村土地流转租金上涨（见图1）。

1.外包服务对规模经营农户土地转入行为的影响。规模经营农户通过转入土地实现了土地规模经营，并且随着土地规模的扩大，其生产过程也越来越依赖于外包服务（王志刚等，2011）。随着经营规模的扩大，规模经营农户的劳动力禀赋常常难以满足土地规模经营的用工需求（朱文珏、罗必良，2016）。作为劳动力的替代要素，外包服务可以提高农户对土地的需求（洪炜杰，2019）。除了缓解劳动力约束，外包服务还可以通过缓解规模经营农户的技术约束和资金约束，进而缓解其实现土地规模经营的约束，促进土地规模经营的发展（杨子等，2019）。除此之外，外包服务带来的成本节约、规模经营效应与资源配置效应会提高农户土地规模经营意愿，改变其土地规模经营行为（姜松等，2016）。

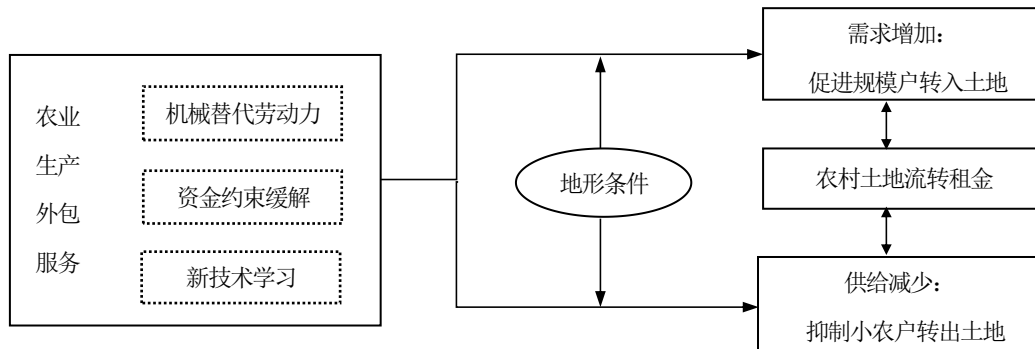


图1 本文的分析框架

2.外包服务对小农户土地流转行为的影响。外包服务能够同时解决小农户对接大市场和机械替代人力畜力问题，并且已经成为小农户与现代农业联结机制创新的新动能（冀名峰，2018）。在要素（服务）市场开放的条件下，农户一旦卷入社会分工与生产环节外包同样能够内生出服务规模经济（罗必良，2017）。小农户通过购买外包服务可以诱导纵向分工，实现外部化的“服务规模经济”，且能够有效化解农户投资与土地流转高交易成本的约束（张露、罗必良，2018）。服务组织和外包商将小农户卷入分工经济，替代小农户成为技术投资、技术进步与改善经营管理的主体，引入现代生产要素，实现小农户与现代农业的有机衔接（罗必良，2020）。外包服务是小农户融入现代农业的重要途径，一定程度上会促使小农户的土地需求增长，并且抑制其转出土地。

3.外包服务对土地流转租金的影响。可以发现，对于规模经营农户而言，外包服务缓解了其生产

面临的资本、技术和劳动力等约束，有助于提高规模经营农户转入土地的意愿，增加土地流转市场的需求；而外包服务可以促使小农户引入现代生产要素，降低小农户的土地转出意愿，减少土地流转市场的供给。外包服务及其带来的机械化如果视为一种外生冲击，会影响规模经营农户和小农户要素投入结构及其土地流转行为，促进规模经营农户转入土地，抑制小农户转出土地，进而改变农村土地流转市场的供需关系，市场供给下降，市场需求增加，从而推动农村土地流转租金上涨。

农业劳动力成本上升促使农户利用机械替代劳动，而地形条件会影响要素替代难度和农业生产过程中机械对人力的替代程度（徐志刚等，2017）。作为对劳动力的替代，在适宜机械化作业的平原地区，外包服务更加易于替代劳动力，对家庭劳动力约束的缓解作用更强；相反，在坡地较多的丘陵地区，外包服务替代劳动力难度较高，对于缓解家庭劳动力约束的作用有限。平原地区外包服务对农户土地需求增加的促进作用更强，而在丘陵地区外包服务对农户土地需求增加的促进作用会被弱化。进一步，平原地区外包服务对农村土地流转市场供需变化和租金上涨的促进作用更强，而在丘陵地区外包服务对农村土地流转市场供需变化和租金上涨的促进作用会被弱化。

基于上述分析，本文提出以下两个研究假说：

H1：外包服务促进规模经营农户转入土地，促进小农户转入土地或抑制其转出土地，导致土地流转租金上涨。

H2：在耕地不宜机械化作业的丘陵山地地区，外包服务对土地流转租金上涨的促进作用会被弱化。

三、计量经济模型、数据与变量

（一）计量经济模型设定

本文基于江苏、吉林和四川3个省份265个行政村的4期面板数据，采用非观测效应综列数据（面板）模型来检验外包服务对土地流转租金的影响，具体模型如下：

$$rent_{it} = \alpha + \beta_1 \times os_{it} + \beta_2 \times os_{it} pd_{it} + X_{it} \times \gamma + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

（1）式中，被解释变量 $rent_{it}$ 表示村庄 i 第 t 期的土地流转租金。关键解释变量 os_{it} 为村庄 i 第 t 期的外包服务水平。 pd_{it} 表示村庄 i 第 t 期的地形条件， $os_{it} pd_{it}$ 为村庄外包服务水平与地形条件的交互项。 X_{it} 为控制变量。模型中也控制了村庄层面随时间不变但因村庄而异的不可观测因素 μ_i 。 ε_{it} 是特异扰动项。 α 、 β_1 、 β_2 、 γ 是模型的待估参数。

（二）数据来源

本文分析所用数据来自本文研究团队课题组分别于2004年、2009年、2014年和2019年对江苏、吉林和四川3个省份297个村庄连续跟踪调查所形成的2003年、2008年、2013年和2018年跨时15年的4期面板数据。本文研究所选择的样本地区为江苏、吉林和四川3个省份，地区跨度也较大，以增强样本的异质性和代表性。其中，江苏省人口密集，非农产业发达，土地流转市场和外包服务市场均发育得比较完善；吉林省作为农业主产区之一，人均耕地等农业资源丰富；四川省则耕地资源匮乏，且多丘陵山地，劳务输出较多，经济欠发达，土地流转市场发育相对滞后。课题组综合考虑经济发展水平和区域分布，采用分层抽样方法，在每个样本省内随机选取3个样本县，在每个样本县内随机选取2个样本乡

镇，在每个样本乡镇对所有行政村进行问卷调查。调查问卷由本文研究团队核心成员带领聘用的研究生到实地访问完成。问卷内容涉及当地的农业生产、土地资源禀赋和基本经济社会情况，本文研究在剔除没有连续跟踪和已经不种植粮食作物以及部分关键变量缺失的村庄后，采用四期的平衡面板数据进行分析，最终由265个村庄的四期数据共1060个样本进行回归分析。

（三）变量说明及描述性统计

1.土地流转租金。参考蔡颖萍、杜志雄（2020）的研究，本文研究用村庄粮食作物的土地流转租金来刻画村庄土地流转租金水平的高低。

2.外包服务水平。在本文研究中外包服务水平用村庄粮食生产各环节外包面积之和与村庄粮食播种总面积之比来计算^①。具体的计算方法如下^②：首先分别测算样本村水稻在耕地、播种和收割三个生产环节中使用外包服务比例（外包面积占水稻播种面积比例），再将三者进行平均，随后，同理计算玉米在三个生产环节中使用外包服务比例平均值。最后，按水稻与玉米播种面积之比作为权重将水稻与玉米外包服务比例加权平均。外包服务水平的取值在0%~100%之间。本文研究利用村庄调查问卷中以下几个指标进行计算：①机耕面积中外包服务作业面积；②玉米机播（水稻机播或机插秧）外包服务作业面积；③机收外包服务作业面积；④玉米（水稻）的播种面积。

3.控制变量。综合考虑经济理论和以往与土地流转租金相关研究文献的分析，农地特征（Feng et al., 2010）、耕地资源稀缺性（范传棋、范丹，2016）、人口特征（马瑞等，2011）、经济特征（包宗顺等，2009）、市场中介服务（钱忠好，2003；詹和平，2007）、政府行政干预（尚旭东等，2016）、社会信任（周海文、周海川，2019）、粮食补贴政策（Zhang et al., 2020；蔡颖萍、杜志雄，2020）等是影响土地流转租金的重要因素。因此，本文引入下列控制变量：地形条件、耕地丰裕度、土地细碎化、交通条件、人口老龄化、女性占比、产品市场便利度、要素市场便利度、村经济发展水平、非农就业比例、村宗族结构、社会信任、土地流转管制制度及组织力量^③。另外，本文用时间虚拟变量代理相关政策的变化，包括粮食收储政策、三项补贴划拨出专门鼓励规模经营的政策、中央鼓励土地流转和规模经营的精神和政策等。外包服务水平与土地流转租金上涨也可能因为时间趋势呈现出相关关系，并且呈现出假因果关系，时间虚拟变量还可以控制住时间趋势的影响。引入时间虚拟变量有助于确保研究的内部有效性。

本文研究主要变量及其描述性统计结果如表1所示。

^①理论上直接影响本村的土地流转和规模变化的是整个外包服务市场的服务价格和质量，本质上就是机械要素的价格和质量。如果要素市场上机械要素的价格较低，本村经营耕地的农户的外包服务需求和机械投入也会比较高。由于服务价格不同环节不同时间差别很大，所以本文选择用本村外包服务程度，即本村外包服务需求（供给来自于市场可获的本村和外村所有外包服务供给方），来测度服务水平和可获性。

^②样本地区的粮食作物以玉米和水稻为主。

^③一般而言，外部企业进入村庄流转土地离不开当地村庄的组织协调。因此，本文研究以有无外部企业进入村庄流转土地从事农业产业测度村庄的组织力量。

表1 变量的描述性统计 (N=1060)

变量	变量定义	平均值	标准差
土地流转租金	村种植粮食作物的土地流转租金 (元/亩)	262	247
外包服务水平	生产各环节外包面积与村庄粮食播种总面积之比 (%)	23.0	24.6
地形条件	耕地中15度以上坡地所占比例 (%)	23.3	23.5
耕地丰裕度	人均耕地面积 (亩/人)	2.06	2.08
土地细碎化	普通农户的户均地块数 (块/户)	6.11	3.43
交通条件	村委会到最近高速公路入口距离 (公里)	28.2	27.6
人口老龄化	全村人口中60岁以上人口比例 (%)	21.3	8.5
女性占比	全村人口中女性比例 (%)	46.9	5.60
产品市场便利度	本村有农产品交易市场或农产品集散地取值为1; 反之为0	0.12	0.32
要素市场便利度	村里有几家农资店 (家)	1.06	2.64
村经济发展水平	村里有几家企业 (家)	1.26	6.86
非农就业比例	全村非农就业人口占总就业人口比例 (%)	41.0	20.0
村宗族结构	村里最大姓的农户占全村农户比例 (%)	20.6	17.2
社会信任	十年前, 如果村里有人为了大家的利益吃亏受罪, 其他农户一定会拥护 (很同意=1; 同意=2; 不同意=3; 很不同意=4; 不清楚=5)	1.91	1.02
土地流转管制制度	土地流转是否需要村委或乡镇备案 (需要=1; 不需要=0)	0.57	0.71
组织力量	有无外部企业进入村庄流转土地从事农业产业 (有=1; 无=0)	0.13	0.34

(四) 估计方法

(1) 式是非观测效应综列 (面板) 数据模型, 对于非观测效应综列数据模型, 可以设定为固定效应模型或者随机效应模型进行参数估计。固定效应模型和随机效应模型各有利弊, 固定效应模型主要利用组内的动态信息, 有助于在一定程度上控制随时不变因素导致的内生性问题; 随机效应模型综合利用组内动态信息和组间横截面异质性信息, 其估计效率可能更高, 但在处理内生性问题上不如固定效应模型。对于固定效应模型和随机效应模型可以使用Hausman检验进行比较和选择。

此外, (1) 式中的关键解释变量外包服务水平在理论上是内生变量, 可能导致模型参数估计偏误。内生性的来源可能有以下两个方面: 第一, 解释变量与被解释变量之间可能存在互为因果的关系, 土地流转租金也可能会反向影响村庄的外包服务水平, 土地流转租金的变化会影响到土地流转和土地集中, 土地流转有利于规模经营并且会增加自有机械的使用, 自有机械对外包服务有一定的替代作用; 第二, 模型设定中可能遗漏一些难以测度的因素同时影响土地流转租金和外包服务水平, 比如村庄土地流转中村庄组织的推动作用, 既可能会促使农户扩大经营规模和提高土地流转租金, 也有可能影响村庄的外包服务需求。

为尽可能处理模型的内生性问题, 本文在固定效应模型或随机效应模型的基础上使用工具变量法进行参数估计, 处理内生性问题。本文选取“本乡 (镇) 除了该村外其他村外包服务平均水平”作为工具变量, 该变量符合作为村庄外包服务水平工具变量的两个必要条件: 一是相关性, 本乡 (镇) 除了该村外其他村外包服务水平理论上可以通过示范效应影响该村的外包服务水平; 二是外生性, 村庄

土地流转租金是本村土地流转供给与可能到本村转入土地的需求均衡的结果，其他村庄的外包服务水平不能直接影响本村的土地流转租金。针对村庄外包服务与地形条件的交互项，本文使用“本乡（镇）除了该村外其他村外包服务水平”与该村地形条件的交互项作为工具变量。用Hausman检验可以判断模型是否存在内生性问题以及是否需要用工具变量进行参数估计。

四、实证结果与分析

（一）描述性分析

从图2中可以看出，2003~2018年外包服务水平和土地流转租金呈现出较强的同步上涨趋势。2003~2018年样本地区外包服务平均水平从13.2%提高至34.0%，土地流转租金从每亩178元上涨至326元。在外包服务水平不断提高的同时，土地流转租金也在快速上涨，外包服务可能是导致土地流转租金上涨的一个重要原因。

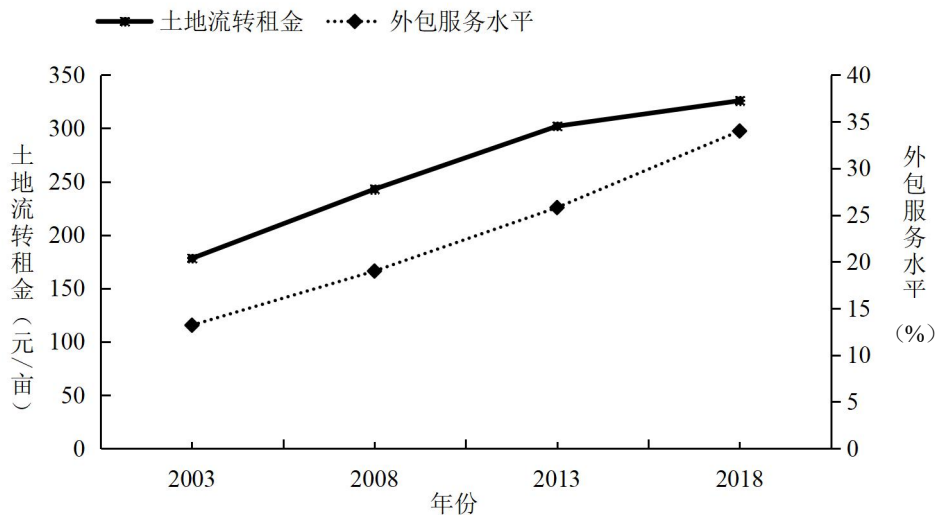


图2 外包服务与土地流转租金上涨

表2进一步分地区比较了2003~2018年外包服务和土地流转租金上涨情况。从表2中可以发现，江苏、吉林和四川3个省份15年来外包服务水平和土地流转租金均呈现出同步上升的趋势。但是，丘陵山区和平原地区存在着较大的差异。2003~2018年丘陵地区四川省外包服务水平从1.7%提高至15.6%；而土地流转租金从每亩143元上涨至148元，仅上涨了3.5%。平原地区江苏省和吉林省外包服务水平分别从36.1%和7.3%提高至60.1%和35.5%；土地流转租金则分别从每亩209元和201元上涨至602元和314元，分别上涨了188.0%和56.2%。吉林省与同是平原地区的江苏省相比，外包服务水平提高的速度更快但是土地流转租金上涨得却相对较慢，可能是经济发展相对滞后、人均耕地资源丰富等其他因素导致的。从表2的统计结果可以进一步发现，丘陵山区外包服务水平快速提高，但是土地流转租金并没有出现明显上涨。

表2 样本地区外包服务与土地流转租金上涨

	2003年	2018年	2003~2018年变化	
			增长量	增长率 (%)
全部样本				
土地流转租金 (元/亩)	178	326	148	83.1
外包服务水平 (%)	13.2	34.0	20.8	158.0
江苏				
土地流转租金 (元/亩)	209	602	393	188.0
外包服务水平 (%)	36.1	60.1	24.0	66.5
吉林				
土地流转租金 (元/亩)	201	314	113	56.2
外包服务水平 (%)	7.3	35.5	28.2	386.3
四川				
土地流转租金 (元/亩)	143	148	5	3.5
外包服务水平 (%)	1.7	15.6	13.9	817.7

(二) 模型估计结果

表3 报告了对模型(1)的估计结果。首先对表3中(2)列随机效应估计量和(3)列固定效应估计量的估计结果进行Hausman检验, Hausman检验值为34.23, 通过了1%的统计显著性水平检验, 两种方法的估计结果存在显著差异, 表明应该采用固定效应模型进行分析。在此基础上, 对(3)列固定效应估计量和(4)列工具变量估计量进行Hausman检验, 结果显示卡方统计量为11.29, 通过了5%的统计显著性水平检验, 表明两种方法的估计结果存在显著差异, 模型中外包服务水平存在内生性问题, 应该采用工具变量法作为主要的解释依据。其次, 弱工具变量检验F值为100.7, 大于经验值10, 不存在弱工具变量问题。因此, 本文以(4)列的估计结果作为解释依据。作为稳健性检验, 表3中也报告了普通最小二乘法(OLS)、随机效应模型(RE-GLS)和固定效应模型(FE-OLS)的估计结果。

估计结果显示, 村庄外包服务水平的系数为正, 且通过了1%的统计显著性水平检验, 验证了本文的研究假说1。外包服务缓解了农户的劳动力约束、技术约束和资金约束, 借助外部技术, 规模经营农户会扩大对土地的需求; 而外包服务能够将小农户引入现代农业的发展轨道, 小农户转出土地的意愿会减弱。外包服务水平的提高导致土地流转市场的需求增加, 供给减少, 进而促进了土地流转租金上涨。从(4)列的估计结果可以发现, 外包服务水平每提高1%, 会导致土地流转租金每亩上涨4.2元左右。根据表2统计结果, 2003~2018年15年间外包服务水平提高了20.8%, 土地流转租金每亩上涨了148元, 从模型估计结果可以推断, 外包服务水平提高引起的土地流转租金上涨每亩约87元, 大约占了土地流转租金上涨总额的58%。

外包服务水平与地形条件交互项的系数为负, 且在1%水平上显著, 验证了本文的研究假说2。在耕地不宜机械化作业的丘陵山地地区, 外包服务水平提高对土地流转租金上涨的促进作用会被弱化。外包服务作为劳动力的替代要素在坡地比例越高的地区其要素替代难度越高。在地形复杂的丘陵山区,

农机作业难以推广，尤其是大型农机，农业机械在山区的作业效率受到约束（郑旭媛、徐志刚，2016）。不论规模经营农户还是对小农户，外包服务在丘陵山区所发挥的作用均会弱化，因而其对土地流转市场的影响也会弱化。因此，外包服务水平的提高在丘陵山区对土地流转租金上涨的促进作用会被弱化。

其他控制变量的估计结果也基本符合预期。村庄人均耕地面积越多，耕地丰裕度越高，土地流转市场供给越多，土地流转租金也会相对较低。村庄土地细碎化程度越严重，土地流转的交易成本越高，不利于土地流转，土地流转租金也会相对较低。村庄产品市场便利度越高，农户销售粮食更加方便，村庄的土地流转租金也会相对较高。同样，村庄要素市场便利度越高，农户购买农资越方便，越有利于农户的生产经营活动，村庄的土地流转租金也同样会相对较高。

表 3 外包服务对土地流转租金影响的估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	OLS	RE-GLS	FE-OLS	FE-IV
关键变量				
外包服务水平	2.585*** (0.377)	2.391*** (0.416)	1.923*** (0.559)	4.240*** (1.105)
外包服务水平×地形条件	-0.0235* (0.0141)	-0.0353** (0.0145)	-0.0498*** (0.0172)	-0.101*** (0.0248)
控制变量				
地形条件	-0.602 (0.384)	-0.468 (0.425)	0.00414 (0.583)	0.863 (0.658)
耕地丰裕度	1.169 (3.911)	-2.338 (4.932)	-23.61** (11.72)	-23.87** (11.72)
土地细碎化	-13.85*** (2.141)	-12.69*** (2.451)	-7.868** (3.644)	-7.055* (3.660)
交通条件	-0.203 (0.253)	-0.0912 (0.253)	0.0451 (0.291)	-0.0378 (0.292)
人口老龄化	0.523 (0.821)	0.402 (0.866)	0.318 (1.058)	0.294 (1.069)
女性占比	-0.343 (1.182)	-0.761 (1.255)	-1.203 (1.568)	-1.448 (1.588)
产品市场便利度	48.96** (21.72)	74.43*** (23.44)	109.8*** (30.03)	111.8*** (30.17)
要素市场便利度	5.565** (2.762)	7.332** (2.909)	9.817*** (3.626)	9.374*** (3.629)
村经济发展水平	1.375 (0.962)	0.831 (0.879)	0.245 (0.947)	0.502 (0.961)
非农就业比例	-1.603*** (0.422)	-1.596*** (0.514)	-0.706 (0.824)	-0.706 (0.824)

农业生产外包服务对农村土地流转租金的影响

村宗族结构	22.44** (10.00)	6.516 (10.18)	-11.64 (12.01)	-12.12 (12.03)
社会信任	-7.022 (6.401)	-2.461 (6.825)	4.020 (8.414)	8.417 (8.556)
土地流转审批制度	-39.36 (39.39)	-56.47 (41.72)	-46.91 (51.77)	-36.01 (52.01)
组织力量	70.21*** (20.73)	45.30** (19.84)	18.62 (21.95)	16.29 (22.34)
2008年虚拟变量	40.49** (18.55)	48.36*** (15.18)	57.62*** (15.45)	49.34*** (16.43)
2013年虚拟变量	58.89*** (20.14)	77.36*** (17.38)	99.79*** (19.19)	81.39*** (22.91)
2018年虚拟变量	74.87*** (22.20)	99.17*** (19.98)	128.2*** (22.68)	96.47*** (30.67)
常数项	300.6*** (65.21)	318.7*** (68.83)	314.3*** (85.12)	- -
观测值	1060	1060	1060	1060
弱工具变量检验	-	-	-	100.7
R^2	0.296	-	0.184	-
F检验值	23.03***	-	9.23***	9.53***
χ^2	-	312.1***	-	-

注：①*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平；②括号内数字为标准误。

（三）稳健性检验

1.稳健性检验一：替换关键解释变量。本文通过计算各个生产环节外包服务水平并进行加权平均衡量村庄整体的外包服务水平。但是，村庄在不同环节的外包服务水平存在着差异。参照洪炜杰（2019）的研究，本文研究使用收获环节的外包服务水平作为替代变量进行稳健性检验。表4报告了使用收获环节外包服务水平衡量村庄外包服务水平的估计结果。表4中（1）列的估计结果显示，收获环节外包服务水平的系数为正，且通过了1%的统计显著性水平检验，收获环节外包服务水平提高1%，土地流转租金每亩上涨1.6元。收获环节外包服务水平与地形条件交互项的系数为负，且通过了1%的统计显著性水平检验，在丘陵山区，收获环节外包服务水平的提高对土地流转租金上涨的促进作用会受到弱化。可以发现，以收获环节外包服务水平作为替代变量后本文研究的结论依旧成立。

除了工具变量法，替换变量法（选择能够反映核心变量的外生代理变量进行回归）也是解决内生性问题的一种方法（许庆等，2020）。因此，为了进一步检验估计结果的稳健性和避免由于内生性问题引起的估计偏误，本文研究使用村庄所在乡（镇）的外包服务水平和村庄所在县的外包服务水平作为村庄外包服务水平的代理变量进行稳健性检验。对于特定村庄而言，村庄所在乡（镇）的外包服务水平和村庄所在县的外包服务水平主要取决于外部市场，有理由假设具有很好的外生性，而乡（镇）的

外包服务水平和县的外包服务水平可以通过示范效应影响村庄的外包服务水平。因此，乡（镇）的外包服务水平和县的外包服务水平可以作为村外包服务水平的代理变量进行检验。检验的结果见表4，表4中（2）列和（3）列分别报告了使用乡（镇）外包服务水平和县外包服务水平作为代理变量的估计结果。表4中的结果表明，村庄所在乡（镇）和县的外包服务水平的提高同样对村庄土地流转租金上涨具有促进作用，并且这种促进作用在丘陵山区受到弱化。这一估计结果检验了本文研究结论的稳健性。

表4 外包服务对土地流转租金影响的估计结果（替换关键解释变量）

变量	(1)	(2)	(3)
	收获环节外包服务水平	乡（镇）外包服务水平	县外包服务水平
	FE-IV	FE-OLS	FE-OLS
关键变量			
外包服务水平	1.602*** (0.585)	3.861*** (0.931)	4.604*** (1.052)
外包服务水平×地形条件	-0.0536*** (0.0130)	-0.0886*** (0.0221)	-0.100*** (0.0224)
控制变量	控制	控制	控制
时间虚拟变量	控制	控制	控制
观测值	1060	1060	1060

注：①“本乡（镇）除了该村外其他村收获外包服务平均水平”作为该村“收获环节外包服务水平”的工具变量；②*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平；③括号内数字为标准误。

2.稳健性检验二：分年度分析。2016年开始全国将农业“三项补贴”合并为农业支持保护补贴，并将政策目标调整为耕地地力保护和促进粮食适度规模经营。2016年以来，农业支持保护补贴政策的实施显著促进了规模经营农户转入土地并且扩大粮食播种面积（许庆等，2020）。同时，也有研究表明2016年玉米临时收储政策的取消显著降低了土地流转租金（蔡颖萍、杜志雄，2020）。可以发现，2013~2018年之间一些农业补贴政策的改革对农村土地流转市场产生了重要影响。因此，本文研究将样本根据年度分成2003~2013年和2018年两个子样本进行稳健性检验。表5汇报了两个子样本工具变量的回归结果，（1）列汇报了2003~2013年样本的估计结果，（2）列报告了2018年样本的估计结果。表5的估计结果显示，无论2003~2013年样本还是2018年样本均发现外包服务水平提高显著促进了土地流转租金的上涨。利用2003~2013年样本的估计结果发现，在丘陵山区外包服务水平提高对土地流转租金上涨的促进作用会受到弱化；而利用2018年样本的估计结果没有发现在丘陵山区外包服务水平提高对土地流转租金上涨的促进作用受到弱化。这可能是由于农业机械化水平的提高使得丘陵山区机械替代劳动力的难度降低了很多。总体来看，表5的估计结果同样验证了本文研究主要结论的稳健性。

表5 外包服务对土地流转租金上涨影响的估计结果（分年度）

变量	(1)	(2)
	2003~2013年样本	2018年样本
	FE-IV	IV
关键变量		
外包服务水平	11.02*** (2.544)	4.729** (2.087)
外包服务水平×地形条件	-0.154*** (0.0502)	0.0009 (0.0431)
控制变量	控制	控制
时间虚拟变量	控制	-
地区虚拟变量	-	控制
观测值	795	265

注：①*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平；②括号内数字为标准误。

3.稳健性检验三：分地区分析。不同地区之间外包服务水平和土地流转租金存在着显著差异。吉林省人均耕地资源丰富，并且农户的自有机械水平比较高；而江苏省和四川省耕地资源禀赋和农户自有机械水平相似。因此，根据各地区的耕地资源禀赋和农户自有机械水平，本文研究将样本分为江苏、四川两省子样本和吉林省子样本进行稳健性检验。表6结果表明，各地区外包服务水平的提高均显著促进了土地流转租金的上涨；在江苏和四川两省的子样本中也可以发现，丘陵山区外包服务水平提高对土地流转租金上涨的促进作用被弱化。总体看，表6的估计结果进一步验证了本文研究结论的稳健性。

表6 外包服务对土地流转租金影响的估计结果（分地区）

变量	(1)	(2)
	江苏和四川	吉林
	FE-IV	FE-IV
关键变量		
外包服务水平	6.376*** (1.707)	4.962*** (1.278)
外包服务水平×地形条件	-0.133*** (0.0330)	0.0361 (0.0389)
控制变量	控制	控制
时间虚拟变量	控制	控制
观测值	768	292

注：①*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平；②括号内数字为标准误。

4.稳健性检验四：分作物分析。不同作物之间外包服务和土地流转租金可能存在差异。因此，本文研究根据样本村主要种植的粮食作物将样本分为种植玉米的村和种植水稻的村，然后进行稳健性检验。表7汇报了分作物的检验结果。可以发现，无论是种植玉米的样本村还是种植水稻的样本村，其外

包服务水平的提高均显著促进了村庄的土地流转租金上涨。表7的结果中外包服务水平与地形条件的交互项在作物之间稍有区别，种植玉米的样本村外包服务水平与地形条件交互项的估计结果不显著，而种植水稻的样本村外包服务水平与地形条件交互项的估计结果显著。可能有两个原因导致了这种区别：第一，可能与玉米种植村庄数据的样本变少有关；第二，也可能因为玉米的种植范围比较广，特别是玉米种植对地形条件敏感度小，而水稻种植需要灌溉和水利条件，对地形条件比较敏感。总体看来，表7的估计结果也能够再次验证本文研究结论的稳健性。

表7 外包服务对土地流转租金上涨影响的估计结果（分作物）

变量	(1)	(2)
	玉米 FE-IV	水稻 FE-IV
关键变量		
外包服务水平	3.306** (1.339)	2.963* (1.744)
外包服务水平×地形条件	0.0259 (0.0405)	-0.114*** (0.0314)
控制变量	控制	控制
时间虚拟变量	控制	控制
观测值	452	608

注：①*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平；②括号内数字为标准误。

五、基于农户层面的机制检验

（一）计量经济模型选择

根据本文的分析框架，外包服务通过影响农户的土地流转行为，改变农村土地流转市场供需关系，最终导致了农村土地流转租金上涨。因此，为进一步检验外包服务对土地流转租金影响的微观机制，本文构建如下计量经济模型分析外包服务对规模经营农户和小农户土地流转行为的影响：

$$land_{it} = \alpha_1 + \beta_1 \times os_{it} + X_{it} \times \gamma + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

（2）式中的被解释变量 $land_{it}$ 为第 i 个规模经营农户或者小农户第 t 期的土地流转行为，关键解释变量 os_{it} 表示第 i 个规模经营农户或者小农户所在村庄第 t 期的外包服务水平。 X_{it} 为一组影响规模农户或者小农户土地流转行为的控制变量，模型中也控制了农户层面随时间不变但因村庄而异的不可观测因素 μ_i 。 ε_{it} 是特异扰动项。

（二）数据来源

本文研究团队在2019年对江苏、吉林和四川省村庄跟踪调查的同时，还对农业生产服务组织和农户生产投入及购买外包服务情况进行了专题调查。2019年的调查涉及11个县28个乡镇的319个村庄^①，

^①为满足针对外包服务的研究需求，课题组在2019年的调查中新增了一些村庄调查。

1110户购买外包服务的农户（其中181户规模经营农户，929户小农户^①），504家为样本农户提供外包服务的农业生产性服务组织。本文在农户层面检验微观机制的农户数据来源于专题调查中1110户购买外包服务农户2013年和2018年两期的土地经营情况。剔除缺少2013年村庄数据的样本农户，最终由1972个样本进行回归分析，其中规模经营农户的有效观测数为198，小农户的有效观测数为1774。

（三）变量选择与说明

1. 农户土地流转行为。本文以规模经营农户的经营面积和土地转入面积测度规模经营农户的土地流转行为；以小农户的经营面积、土地转出面积和土地转入面积测度小农户的土地流转行为。

2. 村外包服务水平。村外包服务水平是指第*i*个规模经营农户或者小农户所在村庄第*t*期的外包服务水平。农户所在村庄外包服务水平的测度方法如上文所述，用村庄粮食生产各环节外包面积之和与村庄粮食播种总面积之比来计算。

3. 控制变量。参照马瑞等（2011）、仇童伟等（2019）的研究，本文研究在农户层面和村庄层面控制了其他会影响农户土地流转行为的因素。在农户层面，控制以下变量：①决策者身体健康状况，用家庭生产经营决策者是否因生病不能干活来测度，如果是则取值为1，反之为0；②决策者非农工作经验，用家庭生产决策者是否外出打过工来测度，如果是则取值为1，反之为0；③决策者是否当过村干部，如果是则取值为1，反之为0；④家庭年人均纯收入；⑤家庭劳动力。

在村庄层面，本文研究还控制了以下变量：村土地流转租金；村民小组数；人口老龄化，用村庄人口中60岁以上人口比例测度；女性占比，用村庄人口女性人口比例来测度；村人均年收入；地形条件，用村15度以上坡地比例来测度；交通条件，用村委会到最近高速公路入口距离来测度；市场中介发育程度，用村里从事农产品贩运人数测度；产品市场便利度，用本村是否有农产品交易市场或农产品集散地来测度；要素市场便利度，用村里有几家农资店来测度；村宗族结构，用村里最大姓氏的农户占全村农户比例来代理；土地细碎化，用用户均地块数来测度；土地流转审批制度，用土地流转是否需要审批来测度；雇工工资，用村里非农忙时的雇工工价测度。本文还进一步控制了时间虚拟变量和省级层面的地区虚拟变量。

（四）估计方法

（2）式是非观测效应综列（面板）数据模型，面板数据固定效应模型有助于控制内生性问题，但是随机效应模型效率更高。考虑到（2）式的关键解释变量为规模经营农户或者小农户所在村庄的外包服务水平，而规模经营农户或者小农户个体行为很难影响到村庄层面的外包服务水平，对于规模经营农户和小农户而言，村庄的外包服务水平可以认为是外生变量。因此，本文使用随机效应模型估计（2）式更有效率。

（五）估计结果

表8中（1）列和（2）列报告了村庄外包服务水平对规模经营农户土地经营面积和土地转入面积的影响。从（1）列和（2）列的估计结果显示，村庄外包服务水平的估计系数为正，且均在1%的水平上

^①本文研究设定小农户和规模经营农户的分界标准是该农户土地经营面积是否大于所在村庄人均耕地面积的5倍。

显著，村庄外包服务水平提高显著促进了规模经营农户转入土地和扩大经营面积。可以发现，通过缓解规模经营农户的劳动力约束、资本约束和技术约束，外包服务水平提高能够改善规模经营农户的土地配置，促进规模经营农户转入土地和扩大经营面积。

表8中（3）～（5）列报告了村庄外包服务对小农户土地流转行为影响的估计结果。

表8 外包服务对农户土地流转行为影响的估计结果

变量	规模经营农户		小农户		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	经营面积	转入面积	经营面积	转出面积	转入面积
关键解释变量					
村外包服务水平	0.859*** (0.229)	0.877*** (0.229)	-0.008 (0.013)	0.001 (0.002)	0.012 (0.012)
农户控制变量					
决策者身体健康状况	-2.213 (13.557)	-2.141 (13.550)	2.124* (1.214)	-0.013 (0.169)	0.253 (0.292)
决策者非农工作经验	-25.390** (11.131)	-25.765** (11.139)	-0.205 (0.615)	-0.003 (0.086)	2.082* (1.116)
决策者是否当过村干部	-6.367 (12.009)	-7.666 (12.006)	-1.698** (0.850)	0.146 (0.128)	-0.452 (0.566)
家庭年人均纯收入	0.002*** (0.000)	0.002*** (0.000)	0.000 (0.000)	0.000** (0.000)	-1.512* (0.786)
家庭劳动力	2.687 (5.594)	2.532 (5.618)	0.517 (0.332)	0.015 (0.031)	0.253 (0.292)
村控制变量					
村土地流转租金	-0.073*** (0.021)	-0.072*** (0.021)	-0.002* (0.001)	0.000** (0.000)	-0.001 (0.001)
村民小组数	1.513 (1.314)	1.468 (1.326)	-0.161** (0.064)	0.002 (0.006)	-0.116** (0.056)
人口老龄化	-0.452 (0.757)	-0.517 (0.758)	-0.048 (0.033)	0.014*** (0.005)	-0.020 (0.030)
女性占比	-3.579*** (1.278)	-3.576*** (1.279)	-0.021 (0.047)	0.012* (0.007)	0.017 (0.043)
村人均年收入	-0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.000* (0.000)	0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
地形条件	0.457 (0.330)	0.412 (0.330)	-0.029** (0.012)	0.002 (0.002)	-0.032*** (0.011)
交通条件	0.200 (0.253)	0.204 (0.253)	-0.045*** (0.015)	-0.002 (0.002)	-0.033** (0.013)
市场中介发育程度	2.289***	2.322***	0.003	-0.001	0.002

农业生产外包服务对农村土地流转租金的影响

	(0.411)	(0.411)	(0.009)	(0.001)	(0.008)
产品市场便利度	-34.655***	-33.928***	0.834	-0.165	-0.102
	(13.123)	(13.132)	(0.825)	(0.108)	(0.753)
要素市场便利度	-0.317	-0.717	-0.055	-0.018	-0.059
	(2.451)	(2.455)	(0.134)	(0.017)	(0.122)
村宗族结构	1.614***	1.545***	0.039	0.005	0.018
	(0.580)	(0.581)	(0.027)	(0.003)	(0.024)
土地细碎化	-0.365	-0.963	0.089	-0.006	-0.132
	(2.653)	(2.660)	(0.102)	(0.013)	(0.092)
土地流转审批制度	26.181***	26.228***	-0.940***	0.019	-0.927***
	(5.967)	(5.970)	(0.310)	(0.041)	(0.283)
雇工工资	-0.235*	-0.225	-0.161**	0.002	-0.015*
	(0.139)	(0.139)	(0.064)	(0.006)	(0.009)
时间虚拟变量	控制	控制	控制	控制	控制
地区虚拟变量	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	141.281**	136.840*	15.477***	-0.928*	5.994*
	(71.054)	(71.210)	(3.630)	(0.474)	(3.297)
χ^2	134.90***	126.86***	1006.3***	54.85***	214.99***
观测值	198	198	1774	1774	1774

注：①*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平；②括号里是标准误。

从估计结果看，外包服务对小农户的土地流转行为并未产生明显的影响。可能的原因有以下两个方面：第一，外包服务最大的作用在于缓解农户经营的劳动力约束和资本约束，但这种作用是通过土地经营规模发挥的。因此，对于规模经营农户，面临的劳动力约束和资本约束更强，外包服务的这种缓解作用显著；但对于小农户，外包服务的作用小很多。一旦有外包服务这种可以缓解现有约束的要素（外包服务作为一种生产要素）出现，那在到达最优规模经济点之前，规模经营农户会增加其他要素的投入，从而更多地转入土地。对于土地经营规模较小的小农户而言，外包服务缓解约束的作用较小，从而促使其同比例增加土地要素投入的激励作用也小^①。第二，由于数据限制，低估了外包服务对小农户土地流转行为的影响。本文研究样本中的小农户均购买了外包服务，这部分农户依然从事农业生产和保留土地。在外包服务发展较慢的村庄，可能会有更多的小农户由于面临劳动力约束和资本约束，选择将土地转出。这部分农户样本的缺失导致由于村庄外包服务水平不同引起的小农户土地流转行为的差异变小，由此低估了外包服务对小农户土地流转行为的影响。但是这样的偏误并不影响本

^①虽然外包服务对缓解小农户资本约束和劳动力约束的作用相对较小，但依旧有很多小农户购买外包服务。主要有以下三点原因：第一，购买外包服务之后，小农户的非农就业机会增加；第二农业劳动力的老龄化和女性化，促使小农户购买外包服务；第三，小农户购买外包服务容易受到集体决策的影响。综上所述，小农户比较普遍地购买外包服务是为了实现经营小规模土地和非农就业的综合收益最大化。

文研究最终的结论。

六、主要结论与启示

基于江苏、吉林和四川3个省份2003年、2008年、2013年和2018年4期面板数据，本文研究从理论和实证两个方面分析了外包服务对土地流转租金上涨的促进作用及其影响机制，以及地形条件对这一影响的约束，并且在农户层面对影响机制进行了验证。研究结果显示，外包服务会影响农户的土地流转行为，进而改变村庄土地流转市场的供需关系，导致土地流转租金上涨；另外，外包服务对规模经营农户和小农户土地流转行为的影响也不尽相同，外包服务水平的提高会促进规模经营农户增加土地转入，扩大经营规模，但对小农户土地转入和转出的影响微弱。外包服务对土地流转租金上涨的促进作用在丘陵山区会受到弱化。

本文研究结论有以下几点启示：第一，要全面客观认识农业生产外包服务的影响和作用。外包服务的发展可以在微观层面缓解农户农业经营的资本、技术、劳动等要素约束，促进农户增加土地转入，减少土地转出，从而影响农村土地流转市场的供需结构，推动土地流转市场租金上涨。第二，外包服务对规模经营农户和小农户的土地流转行为和福利的影响与程度有明显差异，要鼓励小农户联合连片外包。一是因为规模经营农户和小农户面临的资本、技术和劳动等约束的强度不同，外包服务对他们要素约束缓解的影响程度不同，二是由于规模经营农户和小农户的土地连片程度和作业规模效应不同，外包服务的作业成本不同，对规模经营农户的服务价格一般会较低。因此，外包服务也可能加剧不同规模经营农户之间的竞争，导致规模经营市场结构的调整。由于连片作业服务有助于提高外包服务的机械作业效率，降低服务成本并减少市场低效率，也有助于降低农户服务价格，应积极鼓励小农户联合连片外包。第三，尊重市场、减少干预，完善土地流转市场，促进规模化经营。长期而言，土地流转租金上涨或是长期趋势，为促进土地规模化经营，应进一步提高农地流转市场效率，降低交易成本，创造公平竞争环境。建议减少行政干预，优化对土地流转和规模化经营的支持政策。

参考文献

- 1.包宗顺、徐志明、高珊、周春芳，2009：《农村土地流转的区域差异与影响因素——以江苏省为例》，《中国农村经济》第1期。
- 2.蔡颖萍、杜志雄，2020：《玉米临时收储政策调整对家庭农场土地流转租金的影响分析》，《中国农村观察》第3期。
- 3.杜挺、朱道林，2018：《中国土地流转价格时空演化与宏观机制研究》，《资源科学》第11期。
- 4.范传棋、范丹，2016：《高额耕地租金:原因解析与政策启示》，《四川师范大学学报（社会科学版）》第6期。
- 5.姜松、曹峥林、刘晗，2016：《农业社会化服务对土地适度规模经营影响及比较研究——基于CHIP微观数据的实证》，《农业技术经济》第11期。
- 6.冀名峰，2018：《农业生产性服务业:我国农业现代化历史上的第三次动能》，《农业经济问题》第3期。
- 7.贺振华，2003：《农地流转中土地租金及其影响因素分析》，《社会科学》第7期。
- 8.胡新艳、洪炜杰，2016：《农地租约中的价格决定——基于经典地租理论的拓展分析》，《南方经济》第10期。

- 9.洪炜杰, 2019:《外包服务市场的发育如何影响农地流转?——以水稻收割环节为例》,《南京农业大学学报(社会科学版)》第4期。
- 10.罗必良, 2017:《论服务规模经营——从纵向分工到横向分工及连片专业化》,《中国农村经济》第11期。
- 11.罗必良, 2020:《小农经营、功能转换与策略选择——兼论小农户与现代农业融合发展的“第三条道路”》,《农业经济问题》第1期。
- 12.芦千文、姜长云, 2016:《我国农业生产性服务业的发展历程与经验启示》,《南京农业大学学报(社会科学版)》第5期。
- 13.马瑞、柳海燕、徐志刚, 2011:《农地流转滞缓:经济激励不足还是外部市场条件约束?——对4省600户农户2005~2008年期间农地转入行为的分析》,《中国农村经济》第1期。
- 14.钱忠好, 2003:《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》第2期。
- 15.仇童伟、罗必良、何勤英, 2019:《农地流转市场转型:理论与证据——基于对农地流转对象与农地租金关系的分析》,《中国农村观察》第4期。
- 16.田先红、陈玲, 2013:《地租怎样确定?——土地流转价格形成机制的社会学分析》,《中国农村观察》2013年第6期。
- 17.尚旭东、常倩、王士权, 2016:《政府主导农地流转的价格机制及政策效应研究》,《中国人口·资源与环境》第8期。
- 18.王善高、雷昊, 2019:《土地流转费用上涨对粮食生产的影响研究——基于种植结构调整、农作物品质调整和要素替代的视角》,《中国农业资源与区划》第7期。
- 19.王志刚、申红芳、廖西元, 2011:《农业规模经营:从生产环节外包开始——以水稻为例》,《中国农村经济》第9期。
- 20.杨子、饶芳萍、诸培新, 2019:《农业社会化服务对土地规模经营的影响——基于农户土地转入视角的实证分析》,《中国农村经济》第3期。
- 21.许庆、陆钰凤、张恒春, 2020:《农业支持保护补贴促进规模农户种粮了吗?——基于全国农村固定观察点调查数据的分析》,《中国农村经济》第4期。
- 22.徐志刚、刘静、张宗利, 2018:《机械—劳动完全替代视角下的节本技术与制度选择》,《玉米科学》第3期。
- 23.徐志刚、谭鑫、郑旭媛、陆五一, 2017:《农地流转市场发育对粮食生产的影响与约束条件》,《中国农村经济》第9期。
- 24.周海文、周海川, 2019:《农户社会信任对土地流转租金的影响——基于CHIP数据的实证分析》,《公共管理学报》第3期。
- 25.郑旭媛、徐志刚, 2017:《资源禀赋约束、要素替代与诱致性技术变迁——以中国粮食生产的机械化为例》,《经济学(季刊)》第1期。
- 26.朱文珏、罗必良, 2016:《行为能力、要素匹配与规模农户生成——基于全国农户抽样调查的实证分析》,《学术研究》第8期。

27.朱文珏、罗必良, 2018:《农地价格幻觉:由价值评价差异引发的农地流转市场配置“失灵”——基于全国9省(区)农户的微观数据》,《中国农村观察》第5期。

28.张露、罗必良, 2018:《小农业生产如何融入现代农业发展轨道?——来自中国小麦主产区的经验证据》,《经济研究》第12期。

29.张忠军、易中懿, 2015:《农业生产性服务外包对水稻生产率的影响研究——基于358个农户的实证分析》,《农业经济问题》第1期。

30. Feng, S., N. Heerink, R. Ruben, and F. Qu, 2010, “Land Rental Market, Off-Farm Employment and Agricultural Production in Southeast China: A Plot-Level Case Study”, *China Economic Review*, 21(4): 598-606.

31. Jian Zhang, Ashok K. Mishra, Stefan Hirsch, and Xiaoshun Li 2020, “Factors Affecting Farmland Rental in Rural China: Evidence of Capitalization of Grain Subsidy Payments”, *Land Use Policy*, Published Online: <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S0264837719310671>.

(作者单位: ¹南京农业大学经济管理学院;
²南京农业大学中国粮食安全研究中心;
³南京财经大学财政与税务学院)

(责任编辑: 陈静怡)

The Impacts of Agricultural Production Outsourcing Services on Rural Land Transfer Rent

Kang Chen Liu Jiacheng Xu Zhigang

Abstract: For the rapid rise of rural land transfer rent in China, academia has given different explanations from different angles, but limited studies can be found that explain the impacts of agricultural production outsourcing services on rural households' land transfer. Based on the data of four periods of intertemporal tracking survey from 2003 to 2018 in Jiangsu, Jilin and Sichuan provinces, this article analyzes the impacts of China's agricultural production outsourcing services on rural land transfer rent by using a fixed-effect model and instrumental variable method. The results show that agricultural production outsourcing services can significantly promote the increase of rural land transfer rent. That is mainly because agricultural production outsourcing services can significantly increase the land transfer of large-scale farmers, leading to a shortage of land in the rural land transfer market. However, there is no evidence that agricultural production outsourcing services have a significant impact on small farmers' land transfer behavior. In addition, the promotion effect will be weakened in hilly and mountainous areas. The study provides a new perspective to explain the rapid increase in rural land transfer rent in recent years, and has certain enlightenment to further improve the rural land transfer market.

Key Words: Agricultural Production Outsourcing Service; Land Rent; Land Transfer