

外包与流转：作业服务规模化是否延缓 农地经营规模化*

——基于要素约束缓解与地租上涨的视角

章丹¹ 徐志刚^{1,2} 刘家成³

摘要：理论上，农业生产环节作业外包服务的要素约束缓解效应会延缓小农户转出农地，但中国农业生产环节作业外包服务市场与农地流转市场均稳步发展的现实，并不支持作业服务规模化会替代农地经营规模化的推断。本文基于江苏、四川和吉林3省265个行政村的3期调查数据，以及来自这些行政村样本农户的2期数据，利用固定效应模型和工具变量法，从村庄农地流转市场和微观农户行为两个层面分析了农业生产环节作业外包服务供给对农地流转的影响。研究发现，作业服务规模化整体上有利于农地经营规模化。农业生产环节作业外包服务发展促使规模经营户增加农地转入、兼业化程度较高的小农户增加农地转出。究其原因，一是农业生产环节作业外包服务供给对规模经营户的要素约束缓解效应比对小农户更明显；二是农业生产环节作业外包服务供给导致农地流转市场供不应求和地租上涨，地租上涨效应对兼业化程度较高的小农户比对兼业化程度较低的小农户更明显。

关键词：外包服务 农地流转 要素约束缓解效应 地租上涨效应

中图分类号：F301.4 **文献标识码：**A

一、引言

城镇化背景下农村劳动力的大量转移改变了农业劳动力与耕地的配置关系，这对农业生产规模化不仅提出了需求，也创造了条件，作业服务规模化（农业生产环节作业外包服务的规模化供给）与农地经营规模化应际而生。一方面，农业劳动力的老龄化、女性化和劳动机会成本上升都要求机械替代劳动，但农业机械的要素不可分性对小农户实现机械替代劳动构成了约束，而作业服务规模化打破了这一技术约束；另一方面，农户的非农就业与分化促成了农户之间的农地流转，农地经营规模化不断

*本文研究得到江苏省社科基金重大项目“江苏率先实现农业农村现代化研究”（项目编号：21ZD004）、国家自然科学基金青年项目“时空规模经济视角下的粮食生产外包服务供给及机制研究”（项目编号：72103088）和江苏省高校现代粮食流通与安全协同创新中心的资助。本文通讯作者：徐志刚。

发展。截至 2019 年底，全国农业社会化服务组织总量达到 89.3 万个，生产托管服务面积超过 15 亿亩次，其中，服务粮食作物面积达 8.6 亿亩次，带动小农户超 6000 万户，占全国农业经营户的 30%^①。全国农业机械化服务组织数量从 2008 年的 16.56 万个逐步上升至 2018 年的 19.15 万个（芦千文和高鸣，2020）。加快推动外包服务发展、引导小农户通过生产托管接受社会化服务、实现服务规模经营，已逐步成为推进乡村振兴、实现小农户与现代农业发展有机衔接的重要路径（王志刚等，2011）。统计数据显示^②，到 2020 年，全国农地流转面积比例达到了 34.08%，种粮面积在 100 亩以上的家庭农场数量占种粮家庭农场总数的比例达到了 41.5%。

理论上，农业生产环节作业外包服务（下文简称“外包服务”）的要素约束缓解效应会抑制小农户转出农地，延缓其退出农业经营，从而不利于农地流转市场和农地经营规模化发展，但实际情况是，作业服务规模化并没有延缓农地经营规模化。一般认为，外包服务供给^③对小农户的劳动力、资本和技术约束的缓解作用（本文称之为“要素约束缓解效应”）源于两方面：一方面，当农村劳动力持续转出时，家庭劳动力数量与土地拥有量出现不匹配，因此，小农户通过购买农业机械服务替代传统劳动力，以缓解农业生产中劳动力不足的约束（郑旭媛和徐志刚，2017；Zhang et al., 2017）；另一方面，与自购农机相比，小农户购买外包服务的成本更低，不仅可避免直接购买和保养农机所需的高昂费用，而且能方便、及时地享受大机械承载的技术，缓解农业劳动力老龄化和女性化带来家庭劳动力质量下降产生的负面影响（王志刚等，2011；Liu et al., 2019）。因此，外包服务快速发展会抑制小农户转出农地，减少农地流转市场供给和最终市场交易量。但现实中，中国农地流转面积呈现持续增长趋势。相关数据显示，自 2008 年以来，全国农地流转率逐年上升，虽然增速有所放缓，但整体上仍以年均 2.81 个百分点的速度增长（杜志雄和肖卫东，2019）。同时，以家庭农场为代表的规模经营户的平均土地经营规模也在逐年扩大，2018 年时约为 400 亩（郜亮亮，2020）。

如果只关注外包服务对小农户的要素约束缓解效应，就难以科学认识外包服务发展对农地流转市场的影响，必须同时考虑外包服务对农地转入方的影响，这样才能正确理解作业服务规模化与农地经营规模化的关系。规模经营户是农地流转市场中的重要需求方，从事专业化生产和规模化经营，农地经营面积大，不仅对农资和农业技术服务的需求大（罗小锋等，2016），对劳动力的需求也大。随着劳动力成本的上升，采用机械作业替代人工劳动是规模经营户降低生产成本的理性选择（徐盼等，2019；Yi et al., 2019），而外包服务供给的要素约束缓解效应恰好满足其上述需求。另外，由于外包服务供给方更容易从规模经营户集中连片的地块上获得规模经济，因而规模经营户相较于小农户，购买外包服务的成本更低（申红芳等，2015），也就是说，外包服务对规模经营户的要素约束缓解效应更大。因此，如果同时考虑外包服务供给对农地流转市场中小农户和规模经营户的要素约束缓解效应，就会

^①参见《截至去年底全国农业社会化服务组织达 89.3 万个》，《人民日报》2020 年 10 月 12 日第 10 版，<http://data.people.com.cn/rmrb/20201012/10>。

^②数据来源：农业农村部政策与改革司：《中国农村政策与改革统计年报（2020）》，北京：中国农业出版社。

^③为了简化表述，后文部分地方将“外包服务供给”表述为“外包服务”，但两者的内涵相同。

发现，小农户减少农地转出，使农地流转市场供给减少，而规模经营户增加农地转入，使农地流转市场需求增加，市场出现供不应求，将通过地租上涨平衡供需。有实证研究表明，从平均效应看，外包服务对农地流转市场供需双方农地流转行为的不同影响会导致农地流转市场供需均衡被打破和地租上涨（康晨等，2020；Qiu et al., 2021）。

因此，正确、全面认识外包服务供给对农地流转市场交易量的影响，以及作业服务规模化与农地经营规模化的关系，除了关注外包服务的要素约束缓解效应，还需进一步考虑外包服务的地租上涨效应。一方面，外包服务的要素约束缓解效应会抑制小农户转出农地，促进规模经营户转入农地；另一方面，由要素约束缓解效应引发的地租上涨（本文称之为“地租上涨效应”）又会刺激小农户转出农地，抑制规模经营户转入农地。因此，分析外包服务供给对农地流转市场交易量的影响需要综合考虑这两种效应的相对大小。需要说明的是，这两种效应会因农户禀赋和面临的约束差异而表现得大不相同，进而影响农地流转市场的均衡交易量及变化。例如，在小农户内部，相较于兼业化程度低的农户，兼业化程度高的农户对农业的依赖程度低，农地经营成本高，因此，对他们而言，外包服务产生的要素约束缓解效应小于地租上涨效应，在外包服务供给增加时他们更倾向于转出农地；而对于规模经营户，农地经营规模越大，外包服务的要素约束缓解效应反应也越大，因为他们面临的劳动力和资本约束更强，迫切需要外包服务带来成本节约和规模经济（洪炜杰，2019），所以，外包服务供给增加可能有助于他们进一步扩大规模。但目前大多数文献只关注了外包服务的要素约束缓解效应，且较少从农地转入方和转出方的视角同时开展研究。尽管部分文献注意到外包服务对不同规模农户的不同影响（例如徐盼等，2019；陈超和唐若迪，2020），但忽视了外包服务通过地租调节农地流转市场的可能性，因而缺乏对外包服务影响农地流转市场作用机制和农地流转双方行为逻辑差异的深入分析。

鉴于此，本文利用课题组在江苏、四川和吉林 3 省 265 个行政村收集的跨度 10 年的 3 期（2008 年、2013 年和 2018 年）数据，以及来自上述行政村样本农户的 2 期（2013 年、2018 年）数据，系统分析外包服务供给对农地流转市场的影响，并在综合考虑要素约束缓解效应和地租上涨效应的基础上，通过重点关注小农户和规模经营户的差异化农地流转行为，深刻揭示外包服务供给对他们农地流转行为的影响机制。

本文的边际贡献主要体现在以下三个方面：一是深入、系统地揭示外包服务供给对农地流转市场的影响机制，有助于人们深刻理解外包服务市场与农地流转市场的内在联系，加深对作业服务规模化和农地经营规模化关系的认识；二是在前人多数研究只关注要素约束缓解效应的基础上，进一步揭示外包服务供给对农地流转的地租上涨效应，增强人们对外包服务供给影响农地流转市场认识的深入性和系统性；三是厘清农地转入方和转出方的行为逻辑与约束差异，并基于外包服务供给对农户农地流转行为产生的要素约束缓解效应和地租上涨效应，实证检验外包服务供给对兼业化程度不同的小农户和农地经营规模不同的规模经营户农地流转行为影响的差异。

二、分析框架与研究假说

农地流转取决于有效的供给和需求，因此，分析外包服务供给对农地流转的影响需要同时关注其

对农地流转市场中供需双方的影响。基于此，本文构建了如图 1 所示的分析框架。

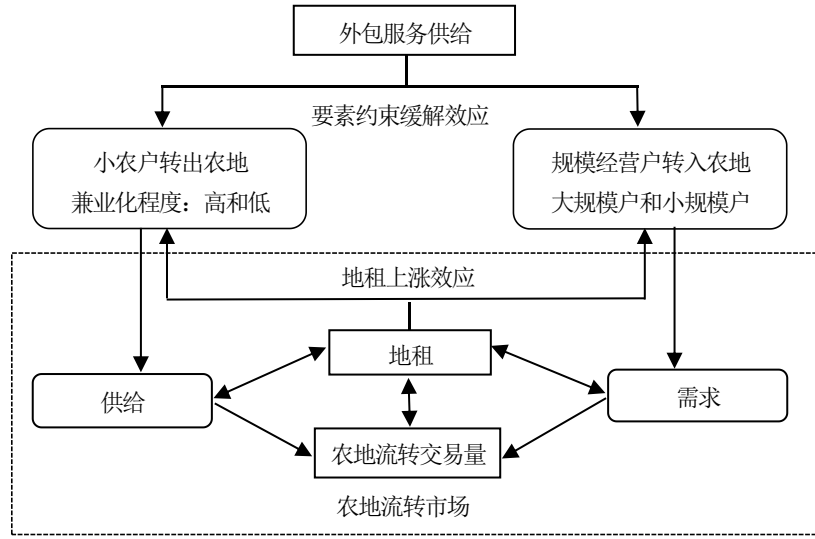


图 1 外包服务供给与农地流转关系的分析框架

本文提出以下假设：①参与农地流转市场的交易主体仅有农地转入户和转出户两类农户，转出户转出的农地恰好等于转入户转入的农地，而且所有农地质量等级相同。②农户的生产和消费决策相互独立。③转出户为兼业户，在农业部门和非农部门中配置劳动力，追求农业和非农收入的最大化；而转入户专业从事农业生产，经营的农地均来自转入，追求农业收入最大化。④两类农户的农业生产函数中仅包括劳动力和农地两种要素，外包服务作为一项技术进步，对转入户和转出户影响不同。⑤两类农户在农业生产中均使用自家劳动力，不存在雇工行为。

那么，转出户的决策模型为：

$$\max \pi_1 = p_1 A_1 (T_1 - T)^\alpha L_A^\beta + w(L_1 - L_A) + rT - p_2 A_1 \quad (1)$$

(1) 式中， π_1 表示转出户从事农业和非农活动的总收入， A_1 表示转出户购买外包服务带来的技术进步， T_1 、 T 分别为转出户的承包地面积和转出面积， L_1 、 L_A 分别为转出户的家庭总劳动力和农业劳动力数量， p_1 、 w 、 r 、 p_2 分别表示农产品价格、非农就业工资、地租和外包服务价格。假设 $\alpha + \beta \leq 1$ 。因此，转出户决策农地转出和外包服务购买的一阶条件分别为 (2) 式和 (3) 式：

$$\frac{\partial \pi}{\partial T} = -\alpha p_1 A_1 (T_1 - T)^{\alpha-1} L_A^\beta + r = 0 \quad (2)$$

$$\frac{\partial \pi}{\partial A_1} = p_1 (T_1 - T)^\alpha L_A^\beta - p_2 = 0 \quad (3)$$

而转入户的决策模型为：

$$\max \pi_2 = p_1 A_2 T^\alpha L_2^\beta - rT - p_2 A_2 \quad (4)$$

(4) 式中, π_2 表示转入户从事农业的总收入, A_2 表示转入户购买外包服务带来的技术进步, T 为转入户的实际经营面积, L_2 为转入户的家庭总劳动力数量, 其他变量含义与 (1) 式一样。那么, 农户决策农地转入和外包服务购买的一阶条件分别为 (5) 式和 (6) 式:

$$\frac{\partial \pi}{\partial T} = \alpha p_1 A_2 T^{\alpha-1} L_2^\beta - r = 0 \quad (5)$$

$$\frac{\partial \pi}{\partial A_2} = p_1 T^\alpha L_2^\beta - p_2 = 0 \quad (6)$$

当农地流转市场和外包服务市场分别达到均衡时, 转入户和转出户面临的地租和外包服务价格必然相等, 因此, 分别联立 (2) 式和 (5) 式以及 (3) 式和 (6) 式可以得到:

$$T = \frac{AT_1}{1+A} \quad (7)$$

(7) 式中, $A = \left(\frac{A_2}{A_1} \right)$, 表示外包服务给转入户和转出户带来的技术进步差异, 由 (7) 式可知,

$\frac{\partial T}{\partial A} = \frac{T_1}{(1+A)^2} > 0$, 即外包服务给转入户和转出户带来的技术进步差异越大, 农地流转市场上的交易量就越多。

为进一步展示农地流转市场中的动态交易过程, 笔者接下来以图形的方式进行分析。如图 2 所示, 横坐标轴是农地流转市场上可交易的农地数量, 纵坐标轴是地租。S 和 D 分别是农地流转供给和需求曲线, 表示不同地租水平下转出户和转入户的农地流转行为, 假设转出户农地的供给价格弹性与转入户农地的需求价格弹性的绝对值相等, 即 S 和 D 斜率的绝对值相等。m₁ 和 m₂ 分别表示外包服务对转出户和转入户的要素约束缓解效应。在图 2 (a) 中, 外包服务对转出户的影响比对转入户的影响小 (m₁ < m₂) ; 而在图 2 (b) 中, 外包服务对转出户和转入户的影响相同 (m₁ = m₂) 。

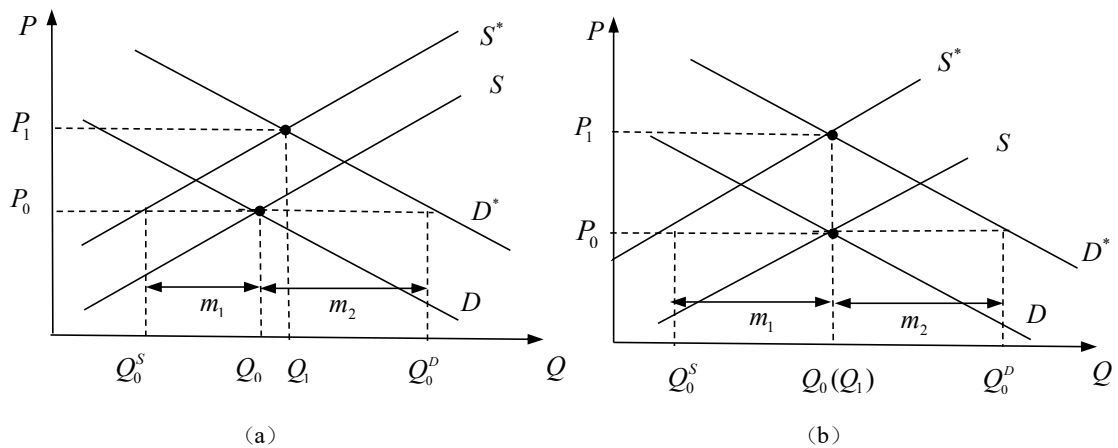


图 2 供需双方农地价格弹性绝对值相等时的外包服务供给与农地流转

根据前文分析，外包服务供给有助于缓解农户农业生产中劳动力、资本等约束。对于转入户而言，当农地规模扩大后，他们亟需调整原有的农地和劳动力配置，在人工成本上升的背景下，用机械替代劳动能极大地降低生产成本，并实现规模效益，因此，外包服务供给增加会刺激转入户继续转入农地，在图形中表现为需求曲线向右平移（图2中曲线 D 移动到曲线 D^* ）。对于转出户而言，在原来的劳动力和农地配置下，通过采用外包服务能降低生产成本，增加农业生产效益，因此，他们的农地转出意愿降低，供给曲线向左平移（曲线 S 移动到曲线 S^* ）。

一般来说，规模经营户是重要的农地需求方。这些农户经营的耕地面积普遍较大，其收入以农业经营收入为主，追求农业生产利润最大化。相较于小农户，外包服务对这些农户成本收益的影响更大，他们不仅能够通过购买外包服务缓解各种要素约束、降低劳动监督成本（罗玉峰，2017），而且拥有购买外包服务的价格比较优势，这是因为外包服务提供方为达到现场作业的规模经济、降低地块间转移的作业成本，更加偏好区域集中且专业化的种植经营，愿意为规模经营户提供较低的服务价格（罗必良，2017）。一般而言，规模经营户的农地集中连片，更容易实现服务规模经济，而分散小农户只有联合区域内所有其他农户集体购买外包服务，才能实现规模经济，因此，相较于小农户，规模经营户购买外包服务的价格更低（申红芳等，2015）。综上所述，外包服务供给增加对农地流转需求方的要素约束缓解效应大于对供给方的要素约束缓解效应（ $m_2 > m_1$ ），使得当农地流转市场再次达到均衡时，农地交易量增加，如图2（a）所示（ $Q_1 > Q_0$ ）。基于上述分析，本文提出以下假设：

H1：外包服务供给增加会促进农地流转市场交易量增加。

如果将这种动态均衡过程分为两个阶段，那么在第一个阶段中，地租保持不变，外包服务供给增加使得农地流转市场上的供给小于需求（ $Q_0^S < Q_0^D$ ）。进入第二个阶段后，为重新达到均衡，地租必然会被推高，从而进一步刺激供给方继续转出农地，抑制需求方转入农地，最终的均衡交易量为 Q_1 ，而地租从 P_0 上升到 P_1 就是外包服务带来的地租上涨效应（如图2中 $P_1 > P_0$ ）。对于规模经营户，只要使用外包服务获得的亩均收益大于地租，就会继续转入农地，直到地租上涨使得使用外包服务的净收益为零；对于小农户，受限于地块规模，在同等外包服务供给下，无法获得与规模经营户同样的边际收益，只有将农地转出，才能最大程度地分享外包服务带来的收益，因此，他们会在高地租的刺激下转出农地。由此，本文提出以下假设：

H2：外包服务供给带来的地租上涨效应会削弱规模经营户的农地转入需求，但会刺激小农户增加农地转出。

基于上述分析，外包服务供给增加对农户的农地流转行为具有两种作用机制：一是要素约束缓解效应，二是地租上涨效应。但农户的资源禀赋约束存在差异，使得外包服务通过这两种机制对他们经营农地机会成本的影响不同，农户的农地流转决策也就不同。对于规模经营户，随着农地规模扩大，他们面临的劳动力、资本和技术约束增强，更迫切地需要缓解要素约束，因此，相较于地租上涨效应，外包服务供给产生的要素约束缓解效应越来越明显，进而促进他们转入农地的作用也越来越大。

对于小农户，外包服务供给的影响会因其兼业化程度的不同而不同。从要素约束缓解效应看，外包服务供给更能抑制兼业化程度较低农户的农地转出，这是因为：兼业化程度低的农户从事的非农工

作多为工作时间灵活、可分性强的零工，或离家近、工资较低的全职非农工作，以便较好地兼顾农业生产和非农就业，而购买外包服务可以缓解他们的劳动时间约束，使他们可以增加非农工作时间获取更高的收入，从而减少农地转出。兼业化程度高的农户以非农收入为主，从事的非农工作多为全日制、离家距离较远的工作，工作时间灵活性差、可分性弱，相应地，他们的农业劳动时间约束较强，由于目前外包服务发展尚未实现农业生产全程机械化，即使他们选择购买外包服务，也需要自家劳动力投入，使得他们从外包服务中获取的劳动力约束缓解效应较弱，因此，外包服务供给增加难以影响他们的农地转出决策。另外，兼业化程度高的农户受到的流动性约束小，外包服务发展可能促进他们购置农机、将劳动力配置于提供专业化服务，从而增加农地转出。

从地租上涨效应看，外包服务供给增加更可能促进兼业化程度高的农户转出农地。农地对于小农户而言不仅具有生存保障功能，还承载着养老等社会保障功能，由此产生了农地禀赋效应，具体表现为转出农地获得的经济收入无法弥补“失去农地”的痛苦（罗必良等，2021；钟文晶和罗必良，2013）。因此，小农户对地租变化不敏感，反映到农地供求曲线上就是农地供给价格弹性小于需求价格弹性（见图3，需求曲线 D 斜率的绝对值小于供给曲线 S 的斜率），但这种禀赋效应会随着农户非农收入或社会保障水平的提高而减弱。相较于兼业化程度低的农户，兼业化程度高的农户由于有更多的机会实现非农就业，农地的禀赋效应弱，从而外包服务给他们带来的地租上涨效应更明显。

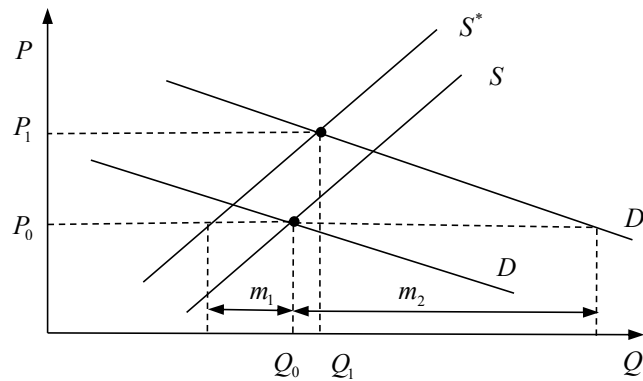


图3 供需双方农地价格弹性绝对值不相等时的外包服务供给与农地流转

基于上述对规模经营户和小农户的异质性分析，本文提出如下假说：

H3: 外包服务供给对规模经营户的要素约束缓解效应大于地租上涨效应，因此会促进其扩大农地经营规模，且农地经营规模越大，外包服务供给的要素约束缓解效应越明显，促进他们扩大经营规模的作用越大。

H4: 外包服务供给对小农户的作用受到其兼业程度的影响。相较于兼业化程度低的农户，兼业化程度高的农户因对外包服务供给产生的地租上涨效应更敏感，所以更倾向于转出农地。

三、计量经济模型与数据

（一）数据来源

本文分析所用数据来自两套一手调查数据集：一是江苏、四川和吉林 3 省 265 个行政村跨度 10 年的 3 期（2008 年、2013 年和 2018 年）数据，共计 795 条观测值；二是来自上述行政村样本农户的两期（2013 年、2018 年）数据，共计 1972 条观测值。前者来自课题组于 2009 年、2014 年和 2019 年开展的 3 轮跟踪调查，后者来自 2019 年的跟踪调查，其中 2013 年数据由农户回忆所得。

调查团队在调查过程中采用如下的抽样方法：①样本省的选取：综合考虑经济发展水平、粮食生产及区域分布等因素，选取江苏、四川和吉林 3 省作为样本省^①。②样本县的选取：在每个样本省，基于农民人均纯收入，采用分层随机抽样方法选取 3 个样本县，共计选取 9 个样本县。③样本乡镇的选取：在每个样本县，基于农民人均纯收入，采用分层随机抽样方法选取 2 个乡镇，共计选取 18 个样本乡镇。④样本村的选取：在 18 个样本乡镇，采用整群抽样方法对其所辖的 299 个行政村进行普查^②。村级调查采用村干部集体开会填写问卷的方式收集村庄经济社会发展数据和外包服务组织名单。剔除关键信息缺失样本后，3 期数据都完整的样本村庄共计 265 个。⑤外包服务组织和购买外包服务样本农户的选取：在每个样本乡镇，采用随机抽样方法选取 6 个村庄开展外包服务组织和购买外包服务农户调查。首先，基于服务内容采取分层随机抽样方法，在每个乡镇的 6 个村庄中根据各村外包服务组织的发展情况共抽取 10 家外包服务组织。18 个乡镇共抽取 186 家外包服务组织开展调查^③。其次，对应每家外包服务组织，选取 6 户购买外包服务的农户（其中，规模经营户 1 户，小农户 5 户）开展入户调查^④，最终，收集到 1110 户农户^⑤两期（2013、2018 年）的数据。其中，2018 年规模经营户 181 户，小农户 929 户。剔除关键信息缺失样本后，得到农户观测值 1972 条，其中，规模经营户 2018 年有 121 条，2013 年有 77 条，小农户 2018 年有 865 条，2013 年有 909 条。

（二）外包服务供给对农地流转市场交易量影响的模型构建

本文基于 265 个行政村的 3 期面板数据，采用面板数据模型检验外包服务供给对村庄农地流转市场交易量的影响，具体的模型形式如下：

$$Transfer_{it} = \delta_1 + \delta_2 Serve_{it} + \delta_3 Rent_{it-1} + \delta_4 Z_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

^①吉林省地处东北平原，农业资源条件好，是中国粮食主产区；江苏省地处长江中下游平原，属中国东南沿海经济发达地区，也是中国重要农业产区；四川省是西南盆地与山地区间代表，耕地资源匮乏、劳务大量输出。

^②在 2019 年跟踪调查过程中，有 2 个村因遭遇暴雨开展救灾工作，未能完成跟踪调查。

^③有 6 个村庄外包服务组织较多，因此，在每个村庄多调查了 1 家组织。

^④当年经营的农地面积超过所在镇户均耕地面积 3 倍的农户被界定为规模经营户，其余为小农户。

^⑤个别农户因为临时外出处理急事，未能成功完成调查。

(8) 式中, 下标 i 代表村庄, t 代表年份, $t-1$ 表示变量滞后 1 期。被解释变量 $Transfer_{it}$ 为 i 村 t 年的农地流转率, 用村庄流转耕地面积占全村耕地面积的比例表示。关键解释变量 $Serve_{it}$ 为外包服务供给, 具体测度方法如下: 首先, 计算村庄中水稻在耕地、播种、收获各生产环节的外包服务比例 (采用外包服务的面积占总播种面积的比例); 然后, 计算水稻在这 3 个生产环节外包服务比例的算术平均值; 接着, 用同样的方法计算玉米在这 3 个生产环节外包服务比例的算术平均值; 最后, 以水稻和玉米播种面积比例为权重, 将计算得到的水稻和玉米^①的外包服务比例进行加权平均, 得到外包服务供给变量值。 $Rent_{it-1}$ 表示地租 (滞后 1 期)。 Z_{it} 为一组影响农地流转的控制变量, 包括村庄经济社会发展水平 (村人均纯收入、雇工工资、产品市场便利度和交通条件)、村庄农业劳动力结构 (农业劳动人口老龄化率和农业劳动人口女性化率)、村庄耕地特征 (地形条件、耕地细碎化程度、耕地资源禀赋)、村庄宗族结构、农地流转政策和村庄主要粮食作物类型。 μ_i 、 ε_{it} 分别是地区非观测效应和不可观测的随机扰动项。

考虑到外包服务市场与农地流转市场会相互影响^②, 从而引发内生性问题, 本文在固定效应模型的基础上, 采取工具变量法进行参数估计。本文参考康晨等 (2020) 的做法, 选取“本镇平均外包服务供给”作为工具变量。该变量对某一特定村庄而言是外生的, 且会通过示范效应与该村的外包服务供给正向相关, 符合工具变量的必要条件。

村级层面变量的含义及描述性统计见表 1。

表 1 村级层面变量的含义及描述性统计

变量名称	变量含义及赋值	均值	标准差
村农地流转率	村庄流转耕地面积占全村耕地面积的比例 (%)	20.9	20.1
外包服务供给	水稻和玉米在耕地、播种、收获 3 个生产环节采用外包服务面积占总播种面积的比例 (%) (加权平均)	26.4	25.8
本镇平均外包服务供给	本镇除本村外其他村庄外包服务供给水平的平均值 (%)	26.4	22.1
镇域外包服务供给	本镇所有村庄外包服务供给水平的平均值 (%)	26.4	22.0
地租	村庄农地流转租金 (元/亩)	241.0	223.0
村人均纯收入	村庄全年人均纯收入 (千元)	9.9	4.3
雇工工资	农忙时雇工工资 (元/天)	146.0	46.8
产品市场便利度	村庄是否有农产品交易市场或农产品集散地? 是=1, 否=0	0.1	0.3
交通条件	村委会驻地到最近高速公路入口距离 (公里)	24.5	21.3
农业劳动人口老龄化率	村庄农业劳动人口中 60 岁以上人口的比例 (%)	33.5	20.1
农业劳动人口女性化率	村庄农业劳动人口中女性的比例 (%)	45.2	13.4
地形条件	村庄耕地中 15 度及以上坡地所占比例 (%)	23.3	23.4

^①选择水稻和玉米是因为这两种作物是样本省的主要粮食作物。

^②笔者所在研究团队通过实证检验发现农地流转对外包服务供给有促进作用, 但这种影响不属于本文研究的内容, 故未呈现, 感兴趣的读者可向笔者索取。

耕地细碎化程度	农户户均地块数（块）	6.1	3.5
耕地资源禀赋	村庄人均耕地面积（亩）	2.1	2.1
村庄宗族结构	村庄最大姓氏农户数占农户总数的比例（%）	20.8	17.3
农地流转政策	土地流转是否需要村委会或乡镇政府审批？是=1，否=0	0.4	0.5
村庄主要粮食作物类型	水稻=1，玉米=0	0.5	0.5

注：观测值条数为 795。

（三）外包服务供给对异质性农户农地流转行为影响的模型构建

为揭示外包服务供给影响农地流转的作用机制，笔者从微观农户视角考察外包服务供给对规模经营户和小农户农地流转行为的影响。具体的模型形式如下：

$$Land_{it} = \beta_1 + \beta_2 Serve_{it} + \beta_3 X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

$$Land_{it} = \gamma_1 + \gamma_2 Serve_{it} + \gamma_3 Rent_{it} + \gamma_4 X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

（9）式和（10）式中，下标 i 代表农户， t 代表年份。被解释变量 $Land_{it}$ 表示农户 i 在第 t 年的农地流转行为。对于规模经营户，本文主要关注其农地转入面积，而对于小农户，本文主要关注其农地转出面积。关键解释变量 $Serve_{it}$ 表示农户 i 所在村庄第 t 年的外包服务供给， $Rent_{it}$ 表示农户 i 所在村庄第 t 年的地租。 X_{it} 为一组影响农户农地流转行为的控制变量，包括决策者个人特征（性别、年龄、受教育程度、健康状况、非农就业经验、村干部经历）、家庭特征（非农就业比例、家庭年纯收入），以及一些村级控制变量（村人均纯收入、雇工工资、产品市场便利度、地形条件、耕地细碎化程度、农地流转政策）。

（9）式中， β_2 测度的是外包服务供给对农户农地流转行为的总效应。根据前文分析，外包服务供给的总效应可以分解为要素约束缓解效应和地租上涨效应，因此，为细致区分这两种效应，（10）式在（9）式的基础上控制了村庄地租， γ_2 可被理解为外包服务供给的要素约束缓解效应，而 γ_3 识别的是外包服务供给的地租上涨效应。同时，为检验外包服务供给对兼业化程度不同农户农地流转行为影响的差异，后文笔者对高兼业化程度样本组和低兼业化程度样本组均单独估计了（9）式和（10）式。

对于单个农户而言，市场层面和村级层面的变量不是他们能够直接影响和决定的，所以，一般认为这些变量是外生的。在上述分析外包服务供给对农户农地流转行为影响的模型中，决策主体是农户，而外包服务供给是市场层面的变量，地租是村级层面的变量，因此，假设它们对农户是外生的，一般不存在异议，也就是说，（9）式和（10）式不存在明显的内生性问题，故而本文没有做专门处理。

由于村级层面控制变量的含义及描述性统计已在表 1 呈现，故表 2 仅展示（9）式和（10）式中被解释变量、关键解释变量以及决策者个人和家庭特征变量的含义及描述性统计结果。

表 2 农户层面变量的含义及描述性统计

变量名称	变量含义及赋值	小农户		规模经营户	
		均值	标准差	均值	标准差

外包与流转：作业服务规模化是否延缓农地经营规模化

被解释变量					
小农户转出面积	小农户转出农地的面积（亩）	0.3	1.4		
规模经营户转入面积	规模经营户转入农地的面积（亩）			62.0	105.2
关键解释变量					
外包服务供给	水稻和玉米在耕地、播种、收获3个生产环节采用外包服务面积占总播种面积的比例（%）（加权平均）	31.0	24.7	44.0	22.2
地租	村庄农地流转租金（元/亩）	489.0	260.2	614.0	287.7
控制变量					
性别	决策者性别：男性=1，女性=0	0.8	0.4	0.9	0.3
年龄	决策者实际年龄（岁）	54.0	10.9	52.0	10.7
受教育程度	决策者受教育年限（年）	6.5	3.3	7.0	3.0
健康状况	决策者是否因常年生病不能干活？是=1，否=0	0.1	0.2	0.1	0.2
非农就业经验	决策者是否有外出打工经历？是=1，否=0	0.5	0.4	0.4	0.4
村干部经历	决策者是否当过村干部？是=1，否=0	0.1	0.3	0.1	0.3
非农就业比例	当年外出就业劳动力占家庭劳动力总数的比例（%）	41.0	31.3	40.0	32.1
家庭年纯收入	家庭年纯收入（千元）	49.0	53.3	80.0	62.9

注：小农户的观测值条数为1774，规模经营户的观测值条数为198。

四、外包服务供给对农地流转市场交易量影响的估计结果

为初步判断外包服务供给对农地流转市场交易量的影响，笔者先利用265个行政村3年的数据进行简单的统计分析。从表3可以看到，无论是全部样本还是分省份样本，外包服务供给和村农地流转率之间均表现出同步上升的趋势，表明两者存在较强的正向关系。但分省份的结果显示，两者的增长幅度在不同省份有所不同。在江苏，农地流转发展的速度远快于外包服务发展的速度，而吉林和四川则表现为外包服务发展的速度明显快于农地流转发展的速度。

表3 村农地流转率和外包服务供给的时间变化趋势

	2008年	2013年	2018年	2018年相对2008年的增长幅度（%）
全部样本				
村农地流转率（%）	12.9	21.7	28.2	118.6
外包服务供给（%）	19.0	25.8	34.5	81.6
江苏				
村农地流转率（%）	10.9	18.9	31.5	189.0
外包服务供给（%）	45.8	53.8	62.5	36.5
吉林				
村农地流转率（%）	10.3	12.6	23.9	132.0
外包服务供给（%）	9.7	16.6	35.2	262.9
四川				
村农地流转率（%）	15.9	29.4	28.7	80.5

外包服务供给 (%)	6.9	12.9	15.4	123.2
------------	-----	------	------	-------

但上述分析仅仅是基于简单的统计结果。为了捕捉外包服务供给与农地流转市场交易量之间的关系，笔者在控制诸多可观测影响因素的基础上展开进一步分析。

表 4 汇报了外包服务供给对村农地流转率影响的模型估计结果，其中，（1）列和（2）列分别是固定效应模型（FE）和随机效应模型（RE）的估计结果。豪斯曼检验结果显示 p 值为 0.0159，因此在 5% 的统计水平上拒绝原假设，表明用固定效应模型的估计结果分析更好。（3）列显示的是在固定效应模型基础上使用工具变量回归（FE-IV）的结果，不可识别检验的 Anderson LM 统计量为 90.6240，在 1% 的统计水平上显著，说明不存在不可识别问题。另外，采用两阶段最小二乘法估计的第一阶段的 Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量显著大于 Stock and Yogo（2005）设定的 10% 偏误水平下的临界值，说明不存在弱工具变量问题。因此，本文选取的工具变量是有效的，估计结果是可信的。下文笔者以（3）列的结果为准进行讨论。

估计结果表明，外包服务供给能显著提高村农地流转率，增加农地流转市场交易量，研究假说 1 得到验证。具体而言，外包服务供给在 5% 的统计水平上显著，系数为 0.2850，说明外包服务供给每增加 1 个百分点，村农地流转率能够提高 0.285 个百分点。

表 4 外包服务供给对村农地流转率影响的估计结果

变量名称	被解释变量：村农地流转率 (%)			
	FE (1)	RE (2)	FE-IV (3)	FE (4)
外包服务供给	0.1316** (2.5108)	0.1326*** (3.2269)	0.2850** (2.2648)	
镇域外包服务供给				0.2423** (2.4408)
地租（滞后1期）	0.0036 (0.8183)	0.0112*** (3.2288)	0.0035 (0.7920)	0.0036 (0.8107)
村人均纯收入	0.0915 (0.4322)	0.1832 (1.0274)	0.1420 (0.6649)	0.1580 (0.7322)
雇工工资	-0.1629*** (-4.8793)	-0.1599*** (-6.0302)	-0.1808*** (-5.0574)	-0.1768*** (-5.0582)
产品市场便利度	-2.8129 (-0.9034)	0.0793 (0.0379)	-2.9691 (-0.9597)	-3.5395 (-1.1293)
交通条件	0.1002** (2.0692)	0.0416 (1.1604)	0.0995** (2.0689)	0.0878* (1.8031)
农业劳动人口老龄化率	0.1920*** (3.9549)	0.1553*** (4.1204)	0.2069*** (4.1817)	0.1909*** (3.9330)
农业劳动人口女性化率	-0.0556 (-0.8717)	-0.0181 (-0.3616)	-0.0643 (-1.0110)	-0.0519 (-0.8143)

外包与流转：作业服务规模化是否延缓农地经营规模化

地形条件	0.1099** (2.1563)	0.0474 (1.3771)	0.1030** (2.0236)	0.1224** (2.3999)
耕地细碎化程度	-0.6693* (-1.7498)	-0.2793 (-1.1538)	-0.7438* (-1.9377)	-0.6491* (-1.6983)
耕地资源禀赋	0.3181 (0.2476)	0.1080 (0.1564)	0.0613 (0.0475)	0.3617 (0.2816)
村庄宗族结构	0.1715** (2.0645)	0.0093 (0.1967)	0.1816** (2.1928)	0.1906** (2.2747)
农地流转政策	-0.0063 (-0.0034)	-0.1662 (-0.1159)	0.4027 (0.2169)	-0.2513 (-0.1365)
村庄主要粮食作物类型	-4.4613 (-0.9883)	-2.3407 (-1.0308)	-7.0916 (-1.4491)	-3.3371 (-0.7500)
年份虚变量	已控制	已控制	已控制	已控制
省虚变量		已控制		
常数项	18.4380*** (2.6229)	12.7228** (2.1822)		16.0791** (2.2739)
豪斯曼检验	27.6400** (0.0159)			
不可识别检验	90.6240*** (0.0000)			
弱工具变量检验	106.0160 (16.3800)			
R ²	0.2638		0.2515	0.2633
观测值	795	795	795	795

注：①***、**、*分别代表在1%、5%、10%的统计水平上显著。②豪斯曼检验和不可识别检验结果括号中的数值是p值，弱工具变量检验结果括号中的数值是Cragg-Donald Wald F统计量在10%偏误水平下的临界值，其他括号中的数值是t值。

其他变量的估计结果也基本符合预期。农忙时雇工工资越高，意味着农业劳动力成本越高，当无法用机械完全替代劳动时，农户转入农地的激励就越弱，村农地流转率就越低；交通条件越便利，村农地流转率越低，这可能是因为随着工业化和城镇化的快速发展，村庄交通条件越好，农户预期未来农地的市场价值越高，转出意愿越低；农业劳动人口老龄化率越高的村庄，村农地流转率越高，而农业劳动人口女性化率对村农地流转率没有影响；地形越不平坦，村农地流转率越高，可能的解释是，在坡耕地比例较高的地区，农地收益较低，外出就业劳动力较多，使得农地流转发生率较高；耕地细碎化程度对村农地流转率有显著的负向影响，说明农地细碎化会降低农地经营效率，进而减弱农户转入农地的需求，抑制村庄农地流转；此外，村庄宗族结构越单一，越容易在集体入股、加入土地股份合作社等集中流转土地的形式中产生集体行动，从而促进村庄农地流转。

除工具变量法外，替换变量法也被认为是解决内生性问题的一种有效方法（许庆等，2020），因此，本文用镇域外包服务供给变量替换村庄外包服务供给变量，对模型结果进行稳健性检验，估计结果见表4的（4）列。镇域外包服务供给在5%的统计水平上显著，系数为0.2423，说明外包服务市场

发展确实能够显著增加农地流转市场中的交易量，假说 1 再次得到验证。

五、外包服务供给对异质性农户农地流转行为的影响

笔者在估计外包服务供给对农户农地流转行为的影响时，都采用了固定效应模型和随机效应模型，但豪斯曼检验结果均表明，采用随机效应模型估计的结果更好，故下文主要基于随机效应模型的估计结果进行讨论。

表 5 汇报了外包服务供给对小农户和规模经营户农地流转行为影响的估计结果。（1）列和（2）列报告的是对小农户的估计结果，（3）列和（4）列报告的是对规模经营户的估计结果^①。（1）列的结果显示，未加入地租时，外包服务供给对小农户转出面积的影响不显著。（2）列的结果显示，加入地租后，外包服务供给仍不显著，但地租在 10% 的统计水平上显著，且系数为正，说明对于小农户，外包服务供给带来的地租上涨效应会促进他们转出农地，假说 2 部分得到验证。控制变量的结果也基本符合预期，例如，非农就业比例越大、家庭年纯收入越高，小农户越倾向于转出农地。

表 5 外包服务供给对小农户和规模经营户农地流转行为影响的估计结果

变量名称	供给：小农户转出面积		需求：规模经营户转入面积	
	(1)	(2)	(3)	(4)
外包服务供给	0.0022 (1.2179)	0.0019 (1.0448)	0.3338 (1.4379)	0.5157* (1.8834)
地租		0.0003* (1.9557)		-0.0682** (-2.0578)
性别	0.0010 (0.0112)	0.0037 (0.0408)	-4.4301 (-0.1740)	-2.4353 (-0.0872)
年龄	0.0052 (1.2956)	0.0056 (1.3946)	-0.9990 (-1.0632)	-1.0212 (-1.0505)
受教育程度	-0.0184 (-1.4993)	-0.0196 (-1.5980)	6.1225*** (2.5982)	5.6212** (2.2321)
健康状况	-0.0647 (-0.3868)	-0.0444 (-0.2648)	-9.0133 (-1.0010)	-7.1854 (-0.7843)
非农就业经验	-0.0007 (-0.0081)	-0.0017 (-0.0195)	-19.3934 (-1.3682)	-18.6567 (-1.4156)
村干部经历	0.1595	0.1586	-18.2532	-12.1469

^①在表 5 的回归中，小农户被定义为当年农地经营面积小于所在镇户均耕地面积 3 倍的农户，但按这种分类标准划分的小农户存在农地经营面积大于 10 亩的情况，而目前除东北地区外，中国大部分省份农户户均农地经营面积小于 10 亩。作为稳健性检验，笔者对小农户做了更严格的定义，将小农户界定为不仅农地经营面积小于所在镇户均耕地面积的 3 倍，而且当年农地经营面积小于 10 亩或 15 亩。改变小农户定义后的模型估计结果与表 5 基本一致，有兴趣的读者可联系作者索要。

外包与流转：作业服务规模化是否延缓农地经营规模化

	(1.2249)	(1.2182)	(-1.4484)	(-1.0413)
非农就业比例	0.0024*	0.0025*	-0.4998**	-0.4447**
	(1.9142)	(1.9415)	(-2.5017)	(-2.4400)
家庭年纯收入	0.0013*	0.0013*	0.5130**	0.5549**
	(1.8099)	(1.6821)	(2.3355)	(2.4911)
村人均纯收入	0.0057	0.0049	1.2967*	1.0322
	(0.7630)	(0.6602)	(1.8123)	(1.4417)
雇工工资	-0.0015	-0.0016	-0.1650	-0.1739
	(-1.1573)	(-1.2080)	(-0.8487)	(-0.9159)
产品市场便利度	-0.0018	-0.0024	1.6999	2.0439*
	(-0.5302)	(-0.7202)	(1.4263)	(1.7061)
地形条件	0.0020	0.0023	0.2686	0.3280
	(1.1771)	(1.3288)	(1.1115)	(1.3550)
耕地细碎化程度	-0.0068	0.0003	2.2469	0.7577
	(-0.5705)	(0.0207)	(1.1028)	(0.3522)
农地流转政策	0.1198*	0.1048	22.0620**	24.9303**
	(1.7165)	(1.4930)	(2.2016)	(2.3793)
年份虚变量	已控制	已控制	已控制	已控制
省虚变量	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	0.0620	-0.1076	11.9650	47.4961
	(0.1629)	(-0.2760)	(0.2478)	(0.8716)
卡方值	41.1246***	45.0181***	140.1186***	116.0350***
观测值	1774	1774	198	198

注：①***、**、*分别代表在1%、5%、10%的统计水平上显著。②括号中的数值是t值。

表5（3）列的结果显示，未加入地租时，外包服务供给不显著，系数为0.3338；（4）列的结果显示，加入地租后，外包服务供给在10%的统计水平上显著，系数为0.5157，同时，地租在5%的统计水平上显著，系数为-0.0682，说明对于规模经营户，外包服务供给一方面发挥要素约束缓解效应，促进其增加农地转入，另一方面产生地租上涨效应，增加他们农地投资的成本，从而抑制他们转入农地。根据前文理论分析，随着农地经营规模增加，农户的农业生产劳动力约束增强，相较于地租上涨效应，外包服务供给带来的要素约束缓解效应越来越明显，因此，理论上大规模户更倾向于在外包服务供给增加时转入农地。于是，本文进一步对规模经营户分组，依次以45亩、60亩和90亩为标准将规模经营户分为大规模户和小规模户两组，并分别进行回归，结果见表6。从表6可以看到，在3种分组标准下，均只有大规模户的农地转入面积会受到外包服务供给的正向影响，而且经营的农地规模越大，外包服务供给的影响越大（在3种分组标准下（1）列中外包服务供给的系数递增），假说3得到了验证。

表6 外包服务供给对不同规模的规模经营户农地流转行为影响的估计结果

外包与流转：作业服务规模化是否延缓农地经营规模化

大规模户和小规模户 划分标准	变量名称	被解释变量：规模经营户转入面积			
		大规模户		小规模户	
		(1)	(2)	(3)	(4)
以45亩为划分标准	外包服务供给	0.8095* (1.6499)	0.7695* (1.6497)	0.0007 (0.0192)	0.0593 (1.4930)
	地租		-0.2211* (-1.8797)		-0.0126*** (-2.9087)
	控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
	观测值	100	100	98	98
以60亩为划分标准	外包服务供给	1.2495* (1.6814)	1.4238* (1.9099)	-0.0482 (-1.1075)	-0.0363 (-0.7439)
	地租		-0.2338* (-1.6834)		-0.0033 (-0.6275)
	控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
	观测值	85	85	113	113
以90亩为划分标准	外包服务供给	2.3124* (1.9083)	1.2575* (1.6956)	-0.0426 (-0.8359)	-0.0510 (-0.7581)
	地租		-0.3267* (-1.8804)		0.0018 (0.2902)
	控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
	观测值	62	62	136	136

注：①***、*分别代表在 1%、10%的统计水平上显著。②括号中的数值是 t 值。③控制变量同表 5。

表 5 和表 6 的估计结果显示，外包服务供给仅促进了规模经营户的农地经营规模化，并没有明显诱导小农户转出农地，但规模经营户转入农地必然是建立在一部分农户转出农地的基础上。根据前文理论分析，兼业化程度较高的小农户更可能成为农地流转市场中的转出方。因此，笔者接下来以村庄受访农户的平均非农就业比例为标准，将各村小农户分为两组，然后再分别加总各村的两组小农户，得到高兼业化程度和低兼业化程度两组样本，分别检验外包服务供给对两组农户农地流转行为的影响。

表 7 报告了外包服务供给对两组兼业化程度不同的小农户农地流转行为影响的估计结果^①。其中，(1) ~ (3) 列是对低兼业化程度组的回归结果，(4) ~ (6) 列是对高兼业化程度组的回归结果。需要注意的是，在 (3) 列和 (6) 列的回归中，转出面积、外包服务供给、地租均为对数形式^②。

表 7 外包服务供给对兼业化程度不同的小农户农地流转行为影响的估计结果

变量	低兼业化程度组	高兼业化程度组
----	---------	---------

^①作为稳健性检验，笔者将小农户按照非农就业比例由低到高排序后分成 3 组，将比例最高 1 组定义为高兼业化程度组，将最低 1 组定义为低兼业化程度组。改变分组标准后的估计结果与表 7 基本一致，有兴趣的读者可向作者索要。

^②由于转出面积、外包服务供给和地租均存在数值为 0 的情况，故对它们的取值先加 1 后再取对数。

外包与流转：作业服务规模化是否延缓农地经营规模化

	转出面积 (1)	转出面积 (2)	转出面积对数 (3)	转出面积 (4)	转出面积 (5)	转出面积对数 (6)
外包服务供给	-0.0016 (-1.2431)	-0.0019* (-1.7107)	-0.0048 (-0.7758)	0.0052* (1.7075)	0.0051 (1.5139)	0.0013 (0.0829)
地租		0.0002** (2.4963)	0.0128** (2.1998)		0.0003** (2.1003)	0.0174*** (2.8047)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	849	849	849	925	925	925

注：①***、**、*分别代表在 1%、5%、10%的统计水平上显著。②括号中的数值是 t 值。③控制变量同表 5。

表 7 (1) 列的回归结果显示，对于兼业化程度较低的小农户，未加入地租时，外包服务供给不显著，系数为负；(2) 列的结果显示，加入地租后，外包服务供给显著，且系数为负，同时，地租显著，且系数为正。这说明对于兼业化程度较低的小农户，一方面，外包服务供给的要素约束缓解效应会抑制他们转出农地；另一方面，外包服务供给带来的地租上涨效应又会刺激他们转出农地，使得总体上看，外包服务的发展难以促使他们转出农地。

(4) 列的结果显示，对于兼业化程度较高的小农户，外包服务供给的总效应为正，且在 10% 的统计水平上显著。(5) 列的结果显示，加入地租后，外包服务供给变得不再显著，而地租在 5% 的统计水平上显著，且系数为正，说明对于兼业化程度较高的小农户，外包服务供给的要素约束缓解效应小于地租上涨效应，因此，他们更倾向于在较高地租的刺激下增加农地转出面积。

同时，从 (3) 列和 (6) 列的结果看，地租在统计上显著，而且兼业化程度较高小农户的地租弹性为 0.0174，大于兼业化程度较低小农户的地租弹性 0.0128，说明当地租上涨时，兼业化程度较高的小农户比兼业化程度较低的小农户转出的农地数量更多。假说 4 得到验证。

六、结论与讨论

农业生产环节作业外包服务作为兼具社会化工分和规模经济优势的创新型农业经营方式，是加快实现农业现代化、推动乡村振兴的重要抓手，这已逐步成为政学两界的共识。但已有文献对外包服务带来的作业服务规模化与农地流转带来的农地经营规模化之间关系的认识还不够充分，且尚未厘清外包服务供给对农地流转市场中供需双方农地流转行为影响的差异，从而难以很好解释和理解两个市场协同发展的事实和内在逻辑关系。本文从理论和实证两个方面展开分析，同时考察农地转入方和转出方，探讨外包服务供给对农地流转市场的影响，揭示外包服务供给对异质性农户农地流转行为直接的要素约束缓解效应和间接的地租上涨效应。

研究发现：第一，外包服务的发展整体上促进了农地流转，即作业服务规模化有利于农地经营规模化，而不是延缓农地经营规模化。第二，外包服务供给对农地流转市场供需双方的影响主要表现为促进规模经营户增加农地转入，同时刺激兼业化程度较高的小农户转出农地。第三，外包服务供给对农户农地流转行为及农地流转市场的作用机制包括两方面，即直接的要素约束缓解效应和间接的地租上涨效应。前者虽然没有明显减少小农户农地转出，但它显著促进了规模经营户增加农地转入。相较

于小农户，规模经营户的要素约束往往更强，同时由于具有规模效应，规模经营户能够享有更低的外包服务价格，从而受益于作业服务规模化的程度更大。因此，外包服务直接的要素约束缓解效应会造成农地流转市场供不应求和地租上涨。而后者会提高农地流转市场中的地租水平，一方面，小农户的农地转出动机增加，而且兼业化程度较高的小农户由于地租弹性较大，相较于兼业化程度较低的小农户受地租上涨刺激的强度更大。另一方面，规模经营户的农地转入动机与程度会受到抑制。在上述两种机制作用下，外包服务发展和供给增加不仅不会延缓、反而会促进农地流转和农地经营规模化发展，并推动地租上涨，影响农地流转市场的交易量与结构。

本文研究结论具有以下政策含义：第一，中国农业资源和农户禀赋区域差异大，不同地区作业服务规模化和农地经营规模化各有优劣势，各地应因地制宜地、理性地选择农业规模化经营发展道路。促进农业生产环节作业外包服务发展与农地规模化经营并不冲突，两者均有助于推进农业生产现代化。受农地制度与土地细碎化禀赋特点，及农业生产要素市场不完善等条件约束，中国许多地方农地流转和农地规模化经营发展空间受限。而外包服务既能实现农业生产环节作业服务规模化，获取规模经济收益，也能很好地缓解目前农业生产现代化面临的资本、劳动和技术约束，因此，相较于农地流转，外包服务有更好的发展条件和空间。另外，无论是从理论还是从实践看，农地规模化经营均有利于作业服务规模化发展，因为外包服务提供者部分是农机服务专业户，部分是规模经营户。因此，在人地比例宽松、耕地资源禀赋丰裕、非农就业和农地流转市场发达的地区，可顺应条件鼓励农地规模化经营；而在具备机械化作业条件但农地规模化经营发展因人地关系和非农就业等条件受限的区域，可通过发展多元化的生产环节作业外包服务，满足自耕农户和经营规模较小的农地转入户的机械服务需求，以提升中国农业生产规模化、机械化与现代化水平。

第二，需优化实施科学合理的公共政策，创造公平市场环境，以促进外包服务市场和农地流转市场协同发展。农地经营规模化和作业服务规模化之间是统一和相互依存的，均能在各自适宜条件下实现规模经济，实施科学合理的公共政策能实现两者协同发展。在竞争市场条件下，外包服务规模化和农地经营规模化作为两种农业规模化经营方式，都是市场主体顺应农业生产的自然、经济、社会等条件的自主决策行为，不存在市场失灵问题。政府在促进作业服务规模化和农地经营规模化发展中应尊重市场，尽力维护公平的市场竞争环境，避免过多过强行政干预导致作业服务规模化和农地经营规模化发展过快、发展质量不高和效率损失的问题。

第三，需针对中国农业生产区域差别大的特点，为外包服务发展提供技术支撑。外包服务的发展必须要适应不同区域、不同类型农户的生产条件和特点。在耕地平坦程度低、土地细碎化程度高、农户集体行动难度大的地区，市场应供给大量适宜性强、功能多样的中小型机械及由其支持的外包服务；在耕地资源条件好、机械作业适宜性强的农业主产区，就需要优化和完善农机购置补贴政策，促进农机技术创新和外包服务市场中农机的大型化和智能化。

参考文献

- 1.陈超、唐若迪，2020：《水稻生产环节外包服务对农户土地转入的影响——基于农户规模分化的视角》，《南京

农业大学学报（社会科学版）》第5期，第156-166页。

- 2.杜志雄、肖卫东，2019：《农业规模化经营：现状、问题和政策选择》，《江淮论坛》第4期，第11-19页、第28页。
- 3.郜亮亮，2020：《中国种植类家庭农场的土地形成及使用特征——基于全国31省（自治区、直辖市）2014—2018年监测数据》，《管理世界》第4期，第181-195页。
- 4.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，第95-105页、第159页。
- 5.康晨、刘家成、徐志刚，2020：《农业生产外包服务对农村土地流转租金的影响》，《中国农村经济》第9期，第105-123页。
- 6.芦千文、高鸣，2020：《中国农业生产性服务业支持政策的演变轨迹、框架与调整思路》，《南京农业大学学报（社会科学版）》第5期，第142-155页。
- 7.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，第2-16页。
- 8.罗必良、杨雪娇、洪炜杰，2021：《饥荒经历、禀赋效应与农地流转——关于农地流转不畅的机理性解释》，《学术研究》第4期，第78-86页、第177-178页。
- 9.罗小锋、向潇潇、李容容，2016：《种植大户最迫切需求的农业社会化服务是什么》，《农业技术经济》第5期，第4-12页。
- 10.罗玉峰，2017：《粮食规模经营对土地产出率的影响研究》，南京农业大学硕士学位论文。
- 11.申红芳、陈超、廖西元、王磊，2015：《中国水稻生产环节外包价格的决定机制——基于全国6省20县的空间计量分析》，《中国农村观察》第6期，第34-46页、第95页。
- 12.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，第4-12页。
- 13.徐盼、诸培新、张玉娇，2019：《农业生产性服务市场对农户农地流转决策影响——以江苏省海安县水稻种植为例》，《土地经济研究》第1期，第78-94页。
- 14.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，第15-33页。
- 15.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，第45-66页。
- 16.钟文晶、罗必良，2013：《禀赋效应、产权强度与农地流转抑制——基于广东省的实证分析》，《农业经济问题》第3期，第6-16页、第110页。
- 17.Liu, J., Z. Xu, Q. Zheng, and L. Hua, 2019, "Is the Feminization of Labor Harmful to Agricultural Production? The Decision-making and Production Control Perspective", *Journal of Integrative Agriculture*, 18(06): 220-229.
- 18.Qiu, T., X. Shi, Q. He, and B. Luo, 2021, "The Paradox of Developing Agricultural Mechanization Services in China: Supporting or Kicking Out Smallholder Farmers?", *China Economic Review*, 69(1):101680.
- 19.Stock, J. H., and M. Yogo, 2005, "Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression", in D.W.K. Andrews, and J. H. Stock (eds.) *Identification and Inference for Econometric Models*, New York: Cambridge University Press, pp. 80-108.

20. Yi, Q., M. Chen, Y. Sheng, and J. Huang, 2019, "Mechanization Services, Farm Productivity and Institutional Innovation in China", *China Agricultural Economic Review*, 11(3): 536-554.

21. Zhang, X., J. Yang, and R. Thomas, 2017, "Mechanization Outsourcing Clusters and Division of Labor in Chinese Agriculture", *China Economic Review*, Vol. 43: 184-195.

(作者单位：¹南京农业大学经济管理学院；

²金善宝农业现代化发展研究院；

³南京财经大学财政与税务学院)

(责任编辑：张丽娟)

Agricultural Production Services and Land Transfer: Whether Service Scale Management Postpones Land Scale Management? An Analysis from the Perspectives of Factor Constraint Mitigation Effect and Land Rent Rise Effect

ZHANG Dan XU Zhigang LIU Jiacheng

Abstract: In theory, agricultural production services can alleviate factor constraint impact and postpone land rent-out of smallholders. But the steady development of China's agricultural production services market and land transfer market does not support the inference that large-scale operation services will replace large-scale operation of agricultural land. Based on three periods of survey data collected from 265 administrative villages in Jiangsu, Sichuan and Jilin provinces and two periods of data from sample farmers in these administrative villages, this article uses the fixed effect model and instrumental variable method to analyze the impact of agricultural production services on agricultural land transfer from two aspects of agricultural land transfer market and micro farmers' behavior. The results show that large-scale operation services are generally conducive to large-scale operation of agricultural land as a whole. The development of agricultural production services can promote large-scale households to rent in agricultural land and smallholders with a high degree of part-time employment to rent out agricultural land. The reasons are as follows. Firstly, agricultural production services have a more significant mitigation effect on factor constraints of large-scale farmers. Secondly, it leads to the shortage of agricultural land transfer market and the rise of land rent, which is more significant for smallholders with a high degree of part-time employment than for smallholders with a low degree of part-time employment.

Keywords: Agricultural Production Service; Land Transfer; Factor Constraint Mitigation Effect; Land Rent Rise Effect