

【土地问题】

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

洪炜杰

(华南农业大学 经济管理学院,广东 广州 510642)

摘要:文章分析外包服务市场的发育对农地流转市场产生的影响。通过构建数理模型进行逻辑推演,并利用江西省2016年1880个农户样本进行实证检验,研究表明:(1)社会化服务市场发育提高1%,能够降低农户转出农地可能性0.235%,转出面积0.268%,提高转入农地可能性0.128%,转入面积0.402%。(2)外包服务市场对农地配置影响的直接效应占65%至75%,剩余部分则是通过劳动力的重新配置而间接影响农地流转。(3)外包服务市场对农户的影响具有异质性,随着农户承包地面积的增大,外包市场对农地转出的抑制效应以及农地转入的促进效应加大。(4)外包服务市场的发育能够提高农户对土地的价值评估以及减少农地撂荒的发生。

关键词:外包服务;农地转出;要素配置;农地流转

中图分类号:F301.3 **文献标志码:**A **文章编号:**1671-7465(2019)04-0095-11

一、引言

家庭联产承包责任制在早期给中国农业生产带来生产效率提升的同时^[1],也遗留了农地经营细碎化的问题,导致农业经营缺乏规模经济性。而过小的经营规模又进一步限制农户对大型农机的使用,导致农业资本配比偏低。如何改变农业经营方式,是农业产业兴旺的关键,也关系中国乡村能否振兴,并受到社会和学术界的关注,目前主要形成两种主张:其一是通过鼓励土地流转,形成农业的规模经营;其二则是通过鼓励发展社会化服务,通过外部分工提升农业的经营效率。

如何通过鼓励农地流转达到农业经营规模经济性是学界研究的热点,已有文献主要从农户兼业^[2-3]、劳动力非农转移^[4-6]、农地的产权状态^[7-8]等不同的角度分析寻找促进农地流转的着力点。政策层面也付出了诸多努力,一方面通过强化农地产权制度,稳定农户的产权预期,建立农地流转的制度基础;另一方面则在政策层面直接着力于土地流转^[9-10],如2008年《中共中央关于推进农村改革发展若干重大问题的决定》强调“加强土地承包经营权流转管理和服务,建立健全土地承包经营权流转市场,按照依法自愿有偿原则,允许农民以转包、出租、互换、转让、股份合作等形式流转土地承包经营权,发展多种形式的适度规模经营。有条件的地方可以发展专业大户、家庭农场、农民专业合作社等规模经营主体”,此后连续几年的中央一号文件都有对农地流转进行强调。

然而,经过多年来政策层面的实践,农地流转率尽管有了一定的提高,但农户总体上的经营格局并没有发生本质的改变。图1给出2009年至2016年全国农地流转的基本情况。从图1

收稿日期:2019-03-19

基金项目:国家自然科学基金政策研究重点支持项目“农地确权的现实背景、政策目标及效果评价”(71742003);广东省教育厅创新团队项目“中国农地制度改革创新:赋权、盘活与土地财产权益的实现”(2017WCXTD001);华南农业大学博士生国外(境外)联合培养项目(2019LHPY)

作者简介:洪炜杰,男,华南农业大学经济管理学院博士生。

可以发现,农地流转率从 2009 年的 12% 迅速上升到 2016 年的 35.14%,即截至 2016 年全国有 35.14% 的农地发生了流转。但是,从 10 亩以下农户的占比看,2009 年 10 亩以下的农户占全部农户的 84.02%,到了 2016 年这一比例变为 86.45%,小农户的占比反而略有上升。多年的政策努力似乎并未带来农业的规模经营,其本质是小农的复制^[11-12]。

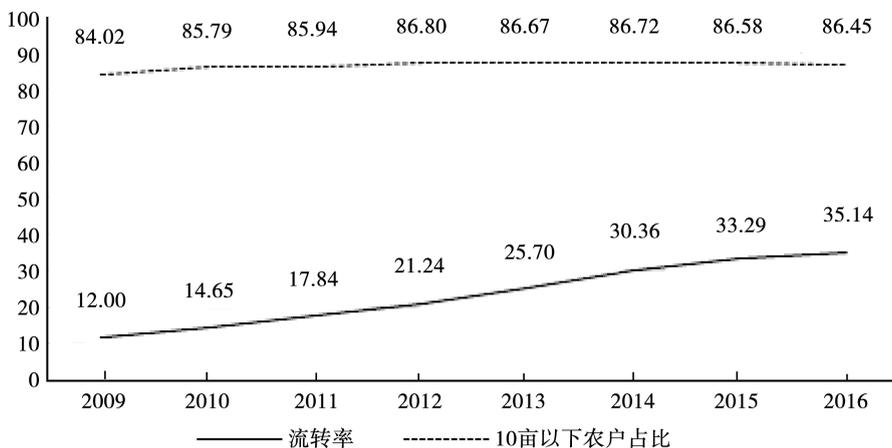


图 1 2009—2016 年农地流转的基本情况/%

注:数据来源:《中国农村经营管理统计年报》。

近年来,部分学者提出通过引进社会化服务,利用外部分工的逻辑,提高农业经营的资本配比,提高农户生产效率。其主要逻辑在于通过鼓励发展社会化服务,农户可以通过租赁或者交易的方式利用外部资本(农机)对传统劳动进行替代,既可以避免因为农地流转产生的高昂交易费用,也能够提高农业的资本配比,实现经营效率的提升。本质上是外部技术进步的方式提升农业内部经营效率。张忠军和易中懿基于 358 个农户数据发现,生产环节外包能够显著提高水稻种植户的生产效率^[13]。

对于两种经营方式的研究,学界已经积累了大量的文献。然而,对于两种经营方式如何相互影响的探讨则相对较少。仅有的研究更多地集中在讨论农户经营规模如何影响农户外包服务采纳行为上,如王钊等利用重庆市 191 个农户样本发现,经营规模的增加会提高农户对外包服务的需求意愿^[14]。不过胡新艳等^[15]、陈昭玖和胡雯^[16]则发现,随着经营规模的提高,农户采用外包服务的可能性会先上升后下降,两者之间呈倒“U”型关系,他们认为在农户经营规模达到一定程度后,农户则更加倾向于自购农机。洪炜杰等^[17]为了验证该效应,利用全国 1246 个水稻种植户的数据发现,随着农地经营规模的增加,农户采用外包行为的可能性会显著提高,但二次项不显著,他们认为在中国目前的经营格局下,为了避免持有资本所带来的不必要损耗,经营规模的增加只会诱导农户更多地进行资本租赁,即利用外包服务提高经营效率,而不会自购农机。

相反,关于外包服务市场的发育会如何改变农户的农地流转行为讨论较少。实际上,外包服务在本质上是一种替代劳动力的生产要素,随着外包服务市场的发育,农户利用外包服务对劳动力进行替代降低务农的成本,增加种植的利润,从而对农地投入产生引致需求,进而影响农户的农地流转决策。两种经营方式显然不是相互独立的,随着外包服务市场的日益成熟,农业经营的格局也必定会发生转变。此外,本文还将结合现阶段外包市场的实际情况,分析在部分环节不可外包的背景下,外包服务如何通过不同渠道作用农地流转市场。由于在不同经营规模下,使用外包节约的成本不同,本文还将讨论对于不同土地原始禀赋(承包地面积)的农户,外包服务市场的发育对其农地流转行为的异质性。

二、逻辑框架

(一) 模型

参考 Yang^[18] 的做法,假设农户是一个生产者,故不考虑其消费部分的决策。此外,本文不考虑随机冲击,参考已有文献,认为外包服务的本质在于对劳动力的替代,故农户的决策模型为:

$$\max \pi = a^\gamma (l + \lambda s)^\beta + w(L - l) + r(A - a) - ps \quad (1)$$

其中, π 为农户净利润; l, L, s, a, A 分别是农户的务农劳动力投入、家庭总劳动力、外包服务购买量、耕地实际经营面积以及承包地面积; w, r, p 分别为劳动力报酬、土地租赁价格以及外包服务价格。 λ 是外包服务对劳动力的替代参数,并假设 $\gamma + \beta \leq 1$, 则农户决策土地投入、劳动力投入以及外包服务投入的一阶条件分别为(2)(3)(4):

$$\frac{\partial \pi}{\partial a} = \gamma a^{\gamma-1} (l + \lambda s)^\beta - r = 0 \quad (2)$$

$$\frac{\partial \pi}{\partial l} = \beta a^\gamma (l + \lambda s)^{\beta-1} - w = 0 \quad (3)$$

$$\frac{\partial \pi}{\partial s} = \lambda \beta a^\gamma (l + \lambda s)^{\beta-1} - p = 0 \quad (4)$$

由于服务外包和劳动力是完全替代关系,首先分析农户在外包服务和劳动力投入之间的决策。假设存在一种中间要素 $\mu = l + \lambda s$, 其约束条件为 $C = wl + ps$, 则最优决策有:

当 $\left| -\frac{1}{\lambda} \right| > \left| -\frac{w}{p} \right|$ 时, 即当 $\lambda < \frac{p}{w}$ 时, 有:

$$u = l \quad (5)$$

当 $\left| -\frac{1}{\lambda} \right| < \left| -\frac{w}{p} \right|$ 时, 即当 $\lambda > \frac{p}{w}$ 时, 有:

$$\mu = \lambda s \quad (6)$$

当 $\lambda < \frac{p}{w}$ 时, 农户的决策方程为:

$$\begin{cases} \gamma a^{\gamma-1} \mu^\beta = r \\ \beta a^\gamma \mu^{\beta-1} = w \end{cases} \quad (I)$$

当 $\lambda > \frac{p}{w}$ 时, 将(6)代入(4), 得:

$$0 = \lambda \beta a^\gamma \mu^{\beta-1} - p > \frac{p}{w} \beta a^\gamma \mu^{\beta-1} - p$$

即 $\frac{p}{w} \beta a^\gamma \mu^{\beta-1} - p < 0$, 从而得:

$$\beta a^\gamma \mu^{\beta-1} < w \quad (7)$$

即农户对中间要素的投入会一直持续到中间要素的边际收益低于劳动力报酬。假设要素投入均衡时的边际收益为 w_μ , 易知 $w_\mu \in (0, w)$ 。

农户的决策模型为:

$$\begin{cases} \gamma a^{\gamma-1} \mu^\beta = r \\ \beta a^\gamma \mu^{\beta-1} = w_\mu, w_\mu \in (0, w) \end{cases} \quad (II)$$

(二) 均衡

农业生产要素是联合决策的, 农户同时决定不同要素的均衡投入量^[19]。

由(I)可知,在不采用外包服务的情况下,农户的决策均衡为: $\frac{\gamma a^{\gamma-1} \mu^\beta}{\beta a^\gamma \mu^{\beta-1}} = \frac{MPa}{MP\mu} = \frac{r}{w}$,即在最优决策下,农户使用耕地和中间要素的边际产品之比正好等于价格之比,可以表示为图 2(a),均衡点在等成本曲线 C_1C_1 和等产量曲线 Q_1 相切的地方,此时农地投入为 a_1 。

进而,由(II)知,在存在外包服务的情况下,农户的决策均衡为: $\frac{\gamma a^{\gamma-1} \mu^\beta}{\beta a^\gamma \mu^{\beta-1}} = \frac{MPa}{MP\mu} = \frac{r}{w_\mu}$,由于 $w_\mu \in (0, w)$,可知等成本线以 C_1 为原点顺时针移动到 C_1C_2 。此时,相应地,等产量曲线向上移动变为 Q_2 ,均衡点为 C_1C_2 和 Q_2 的切点,并决定了农地的投入量为 a_2 。为了比较 a_1 和 a_2 的相对大小,利用 $\frac{\gamma a^{\gamma-1} \mu^\beta}{\beta a^\gamma \mu^{\beta-1}} = \frac{\gamma \mu}{\beta a} = \frac{r}{w_\mu}$ 可以得到生产扩展线为 $OJ: \mu = ka$,其中 $k = \frac{\beta r}{\gamma w_\mu}$,又因为 $w_\mu \in (0, w^*)$,所以 $k \in (\frac{\beta r}{\gamma w^*}, +\infty) \subset (0, +\infty)$,即有:

$$\frac{d\mu}{da} = k > 0 \tag{8}$$

进一步,由 $\frac{\gamma a^{\gamma-1} \mu^\beta}{\beta a^\gamma \mu^{\beta-1}} = \frac{\gamma \mu}{\beta a} = \frac{r}{w}$ 以及 $ar + w\mu = \bar{C}$ (等成本曲线, \bar{C} 为成本) 可得: $\mu = \frac{\beta \bar{C}}{w(\beta + \gamma)}$, 所以有:

$$\frac{d\mu}{dw} < 0 \tag{9}$$

从而可得: $\frac{da}{dw} = \frac{da}{d\mu} \frac{d\mu}{dw} < 0$, 又因为 $w_\mu < w$, 从而可知: $a_2 > a_1$, 即外包会激励农户投入更多农地, 外包市场的发育会抑制土地转出或促进土地转入。

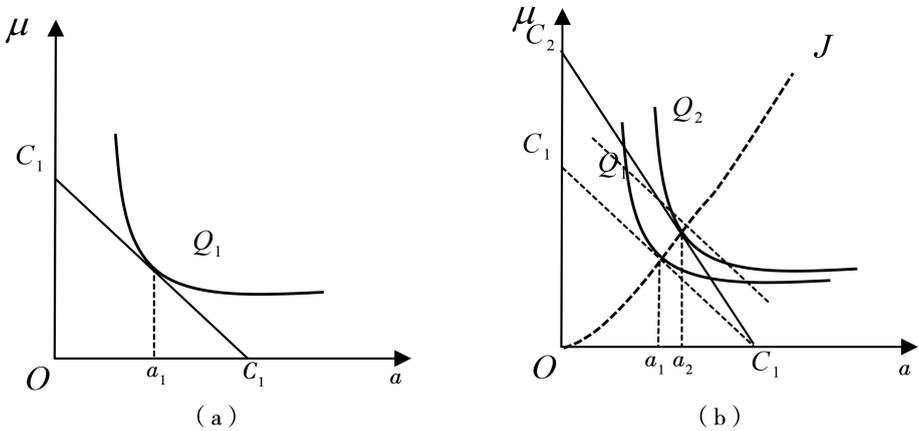


图 2 外包服务与土地投入

(三) 生产环节的可分性

实际上,农作物的部分环节可以进行外包,其他环节由于相应的外包服务市场发育比较迟缓,只能靠农户自己耕作。基于此,这部分假设作物有两个环节:第一个环节不能外包,仅能农户自己耕作,所消耗的劳动力为 l_1 ;第二个环节可以选择外包也可以选择自己劳动。和上文相同,假设中间要素为 $\mu = l_2 + \lambda s$,且根据作物的特性,两个环节是分开的,则在不同环节农户的劳动力配置决策是独立的,农户最大化两期的总收入,从而农户的决策函数为:

$$\max \pi = a^\gamma [l_1(l_2 + \lambda s)]^\beta + w(L - l_1) + w(L - l_2) + r(A - a) - ps \tag{10}$$

当农户采用外包时,即当 $\lambda > \frac{p}{w}$ 时,农户的决策方程变为:

$$\gamma a^{\gamma-1} (l_1 \mu)^\beta - r = 0 \quad (11)$$

$$\beta a^\gamma (l_1 \mu)^{\beta-1} \mu - w = 0 \quad (12)$$

$$\beta a^\gamma (l_1 \mu)^{\beta-1} \lambda l_1 - p = 0 \quad (13)$$

同理,由于 $0 = \beta a^\gamma (l_1 \mu)^{\beta-1} \lambda l_1 - p > \beta a^\gamma (l_1 \mu)^{\beta-1} \frac{p}{w} l_1 - p$,有:

$$\beta a^\gamma (l_1 \mu)^{\beta-1} l_1 = w_\mu, w_\mu \in (0, w)$$

同上文,易知 $\frac{dl_1}{dw} = \frac{dl_1}{d\mu} \frac{d\mu}{dw} < 0$,这意味着,类似于外包服务这种劳动力替代型的要素市场的发育并不必然挤出劳动力,在生产环节可分而部分环节劳动力不完全可替代性的情况下,可能反而会提高其他环节的劳动力投入。由于 γ, β, r 是常数,由(11)有:

$$a(w) = f[l_1(u(w))u(w)] \quad (14)$$

其中 $f[\cdot]$ 表示函数关系,则方程(14)两边对 w 求导可以得到:

$$\frac{da}{dw} = f' u \frac{dl_1}{du} \frac{du}{dw} + f' l_1 \frac{du}{dw} < 0 \quad (15)$$

由(11)可知 $f' > 0$,又因为 $w_\mu < w$,所以外包服务市场的发育能够提高农户对土地投入的需求,其作用机理在于:一方面直接作用于土地流转市场;另一方面则是作用于家庭劳动力配置而作用于土地流转。

三、数据及变量选择

(一) 数据来源

课题组于2016年在江西省采用分层随机抽样的方法对农户进行问卷调查。被调查样本主要通过以下方式来确定:首先,根据地理位置将江西划分为东南西北四个区域,选取每个区域所有县市的农业人口占县总人口的比例、第一产业在国民经济中的占比、耕地总面积、家庭经营性收入占家庭总收入的比例等4个指标,并求出这4个指标的因子综合得分,最后对因子综合得分进行排序。根据因子综合得分排序将每个区域的县(市/区)分为好、中、差三类,在每一类中随机选择一个县,再按同样的方法在每个县中选择3个乡镇,然后请乡镇农业部门工作人员对辖区内行政村经济发展情况进行排序,接着在每个乡镇选择经济发展水平为好、中、差3个行政村,每个行政村随机选择两个自然村,在每个自然村随机调查10个农户。在江西共调查了12个县,2160个农户,其中收回问卷2100份,有效问卷1880份,问卷有效率89.52%。

(二) 变量选择

因变量:为了较好地衡量农户的农地流转行为,设置的因变量有4个,分别为是否转出(是=1)、转出面积、是否转入(是=1)、转入面积。

核心自变量:外包市场的发育情况,为了衡量农户所在地区外包市场的发育情况,本文利用农户所在县收割环节的外包农户占比来衡量。利用县外包农户占比进行衡量的另一个目的在于降低外包和土地流转之间的内生性。

其他控制变量:(1)到县城时间:到县城时间一方面即代表土地的价值,从而影响农地流转市场的活跃程度,另一方面关系外包服务供给的变量程度,故给予控制。(2)农地确权:根据程令国等^[8]、胡新艳和罗必良^[20]的研究,产权稳定性是影响农地流转市场发育的重要原因,本文以农地确权对农地产权进行衡量。(3)承包地面积:借鉴范乔希等^[21]的研究,对承包地面积进行控制。实际上,承包地面积代表农户务农的原始禀赋,关系农户再一次对农地进行配置的边际收益,从而影响农户的农地配置决策。此外,承包地面积也关系到农户自己劳动或者外包的

相对收益,故给予控制。(4)根据钱忠好^[7]、洪炜杰等^[17]的研究,农地流转是家庭分工的结果,此外家庭结构也关系到农户是否需要借助外来资本替代劳动,故本文进一步控制农户县内打工劳动力占比、劳动力人数、家庭人口、妇女劳动力占比。(5)无论是土地流转还是外包服务都和地形密切相关,故文章还进一步控制地形特征。

表 1 变量赋值及基本情况

变量	定义及赋值	观测值	均值	标准差
是否转出	转出农地 = 1; 否则 = 0	1880	0.301	0.459
是否转入	转入农地 = 1; 否则 = 0	1880	0.210	0.407
转出面积/亩	实际转出面积	1880	1.868	19.981
转入面积/亩	实际转入面积	1880	7.846	46.543
外包市场	县外包农户占比	1880	0.696	0.167
到县城时间/小时	实际时间	1880	0.532	0.314
农地确权	已确权 = 1; 否则 = 0	1880	0.821	0.384
承包地面积/亩	实际承包地面积	1880	5.302	4.785
县内打工占比	在县城打工人数/劳动力人数	1880	0.155	0.288
劳动力人数		1880	3.124	1.319
家庭人口		1880	5.113	2.205
妇女劳动力占比	妇女劳动力/劳动力人数	1880	0.436	0.194
是否山区	地形为山区 = 1; 否则 = 0	1880	0.015	0.123

四、实证结果及其分析

(一) 外包市场发育如何影响土地流转

表 2 分析了外包市场发育程度对农户农地流转决策的影响。具体地,模型 2-1 中,外包市场的系数为 -0.747,在 1% 的水平上显著,说明外包市场的发育能够显著降低农户转出农地的概率,从边际效应可知,外包服务市场发育程度提高 1%,农户转出农地的概率降低 0.235%。同理,外包服务市场发育程度提高 1%,能够提高农户转入农地的概率 0.128%。从流转的量看,外包服务市场发育提高 1%,能够使转出农地减少 0.268%,而农地转入面积会增加 0.402%。这说明,随着外包服务市场发育程度的提高,农户会增加对农地的需求。原因在于,外包服务市场的发育会降低农户用于生产“中间要素”的成本,这会导致总体耕作成本的下降,节约了成本,使务农的利润空间增加,而农地是一种正常的生产要素^①,利润空间的增加会诱导农户增加对农地的需求,从而导致农户更多地减少农户转出而更多地增加农地转入。

其他变量方面:四个模型中,到县城的时间系数都显著为正,说明离市区越远的地方,农地交易越活跃;和以往研究不同的是,农地确权的系数不显著,这说明农地产权并不能显著诱导农户农地交易行为的发生,可能的原因是农地确权的政策效果还未显现;此外,在县城打工的劳动力占比越高,农户会更加倾向转出农地,而更少地转入农地,山区农地流转市场相对不活跃。

此外,值得注意的是,在模型 2-3 和模型 2-4 中,承包地面积的系数都显著为正,则意味承包地面积的增加,农户转出农地的面积随之增加,同时转入农地的面积也会随之增加。逻辑上,缺乏外包服务市场的情况下,农户受到成本的约束,承包地越多的农户可能更倾向转出农地而不倾向转入农地,然而计量结果与此不符。产生这种悖论的原因在于承包地面积对于农户的农

① 类似于消费者理论中的“好品”,指农地是一种增加投入会提高总产出的要素。

地转出转入决策和农户面临的外包市场发育程度密切相关,承包地面积既会正向促进农地转出和促进农地转入的可能原因在于农户农地转入行为对外包服务市场发育程度比转出行为更加敏感,模型 2-3 和模型 2-4 外包市场的系数也证明了这一点^①。

表 2 外包市场对农地配置的影响

变量	是否转出	是否转入	转出面积	转入面积
	模型 2-1	模型 2-2	模型 2-3	模型 2-4
外包市场	-0.747[-0.235]*** (0.223)	0.461[0.128]** (0.233)	-0.268** (0.118)	0.402** (0.176)
到县城时间(取对数)	0.226**(0.108)	0.328*** (0.112)	0.210** (0.082)	0.581*** (0.119)
农地确权	0.062(0.092)	0.058(0.091)	0.042(0.046)	0.035(0.083)
承包地面积(取对数)	-0.000(0.007)	0.012*(0.007)	0.018*** (0.005)	0.024*** (0.008)
县内打工占比	1.295*** (0.106)	-0.674*** (0.129)	0.644*** (0.059)	-0.362*** (0.062)
劳动力人数	-0.181*** (0.036)	0.111*** (0.036)	-0.094*** (0.019)	0.043(0.028)
家庭人口	0.058*** (0.021)	-0.051** (0.022)	0.043*** (0.012)	-0.021(0.017)
妇女劳动力占比	-0.263(0.171)	0.127(0.165)	-0.223** (0.099)	0.017(0.114)
地形山区	-0.527(0.339)	-0.288(0.270)	-0.284*** (0.099)	-0.096(0.278)
截距项	-0.009(0.215)	-1.481*** (0.225)	0.454*** (0.116)	-0.232(0.167)
观测值	1,880	1,880	1,880	1,880
R2	—	—	0.097	0.068

注:①*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1,括号内为稳健标准误,[]内数字为边际效应;②转出面积和转入面积都进行加 1 对数化处理,下同。

(二) 作用路径分析

由于现阶段,农业外包市场的发育并不完善,表现为部分环节容易外包,而部分环节尚缺少相应的外包服务市场。外包服务市场的发育,实质是对于能够进行服务外包劳动力的替代,降低该环节使用要素的成本。而由于该环节成本的降低,会节约农业生产的整体成本,从而对其他要素产生引致需求。其作用路径有二:一方面直接作用于土地投入需求,而另一方面改变其他环节的劳动力投入。由于各种要素配置存在均衡,其他环节劳动力投入决策的改变,进一步改变劳动和土地要素的配置决策而间接影响土地的配置决策。也就是说,外包服务市场的发育,一方面直接作用于土地配置决策,另一方面通过改变农户家庭劳动力配置决策而作用于土地配置决策。基于此,本文以家庭务农劳动力占比为中介变量,利用中介效应模型对该问题进行剖析^②。

为了更直接得到直接效应和间接效应,在实际计量估计中,利用 STATA 中自助法求中介效应的命令进行估算,结果见表 3。

表 3 外包服务市场影响土地流转市场的路径分析

作用路径	是否转出		是否转入		转出面积		转入面积	
	效应	占比	效应	占比	效应	占比	效应	占比
劳动力	-0.094***	31.44%	0.039***	29.77%	-0.143***	29.48%	0.105***	27.42%
配置渠道	(0.029)		(0.013)		(0.046)		(0.035)	
直接作用	-0.205***	68.56%	0.092	70.23%	-0.342***	70.52%	0.278	72.58%
渠道	(0.074)		(0.070)		(0.121)		(0.189)	

注:①*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1,括号内为自助标准误。②各个模型的总效应见表 2。③STATA 中求中介模型的命令为:sgmediation。

① 模型 2-3 和模型 2-4 中交互项的系数和外包市场的系数也为本推论提供经验证据,考虑到文章讨论的重点主要是外包市场以及行文的流畅性,后文不再展开讨论。

② 具体模型设置如有兴趣可向作者索取。

表 3 汇报外包服务市场发育程度对各个因变量的间接效应(劳动力配置渠道)和直接效应(直接作用渠道)。外包服务市场对农户是否转出农地的影响中,31.44%来自外包市场对农户劳动力配置的影响,68.56%来自外包市场的直接影响。在是否转入农地决策中,劳动力配置渠道效应的占比为 29.77%,直接作用渠道为 70.23%;转出面积中,劳动力配置渠道的效应占比为 29.48%,直接作用渠道的占比为 70.52%;转入面积方面,劳动力配置渠道效应占比为 27.42%,直接效应占比为 72.58%。可见,外包服务市场的发育对土地投入决策的影响并不仅仅来自外包服务市场的直接影响,外包服务市场的发育还会影响家庭的其他要素配置,从而进一步影响土地流转决策。

(三) 外包服务、承包地规模与土地流转

上文分析发现,外包服务市场的发育一方面会抑制农户转出农地,另一方面会诱导农户转入农地,但是值得注意的是,从农地流转市场的角度看,部分农户转出农地即是另一部分农户转入农地。转出农地和转入农地在量上应该是相等的。而上文会产生问题是,如果没有农户转出农地,那么转入农地的农户所转入的农地从何而来?

如上文分析,外包服务市场的作用在于节省成本,已有研究发现农户耕作规模越大其节约的成本越多,农户采用外包的可能性越高^[14-17]。这意味着,外包服务市场的发育对不同经营农户的影响是不同的。对于规模更大的农户而言,外包服务对其提高土地投入的激励更大,即外包服务市场对不同承包地规模农户的影响具有异质性。所以,随着农户初始耕作规模(承包地面积)的增加,农户越不会转出农地或者更倾向于转入农地。在外包服务市场发育的诱导下,大农户更加倾向于转入农地,而小农户则更可能转出农地。

为了验证该逻辑,在模型中加入“外包市场×承包地面积”,从表 4 可知,模型 4-1 和模型 4-3 的交互项系数为负,且在 1%的水平上显著,说明随着承包地面积的增加,外包服务市场会更加抑制农户转出行为。而模型 4-2 和模型 4-4 的交互项为正,同样在 1%的水平上显著,说明随着承包地规模的增加,外包服务市场会更加激励农户转入农地。从而,上述推论是成立的。这也意味着,外包服务市场的发育对不同规模的农户影响是不同的,规模大的农户会通过转入农地进一步提高规模,而规模小的农户则更多地转出农地。

此外,注意到,在模型 4-1 和模型 4-3 中,承包地面积的系数都显著为正,而模型 4-2 和模型 4-4 中,承包地面积的系数显著为负,说明在外包服务市场不发达的情况下,承包地越多的农户转出农地的倾向越高,而转入农地的倾向越低。正如前文所分析,外包服务市场的发育能够降低农户的务农成本,在外包服务市场不发达的情况下,农户会将农地控制在一定规模范围内,避免过高的务农成本。

表 4 外包市场以及农户分化

变量	是否转出	是否转入	转出面积	转入面积
	模型 4-1	模型 4-2	模型 4-3	模型 4-4
外包市场×承包地面积	-1.417*** (0.367)	1.383*** (0.395)	-0.824*** (0.188)	1.050*** (0.316)
外包市场	1.307** (0.609)	-1.707*** (0.663)	0.814*** (0.270)	-1.273** (0.517)
承包地面积(取对数)	1.107*** (0.264)	-0.928*** (0.291)	0.844*** (0.138)	-0.583*** (0.219)
截距项	-1.547*** (0.428)	-0.0984 (0.465)	-0.553*** (0.198)	0.708** (0.348)
其他变量	控制	控制	控制	控制
观察值	1,880	1,880	1,880	1,880
R2	—	—	0.134	0.068

注:*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1,括号内为稳健标准误。

(四) 稳健性检验

1. 测量误差问题

上文以全县的水稻收割环节外包农户所占比例来衡量,但是同县内部不同乡镇之间外包服务市场差异可能比较大,这会导致本文对外包市场的测量存在误差。基于此,这部分以镇为单位以及以村为单位计算外包市场的发育程度进行稳健性检验,估计结果见表5。

从表5可以发现,无论是以镇为单位还是以村为单位,外包市场都能够显著抑制转出的概率以及农地转出的面积,这说明外包服务市场的发育能够显著提高农户对农地投入的需求,和前文的结论是一致的。但是值得注意的是,外包市场对农地是否转入以及转入面积不存在显著影响,正如前文所说,外包服务市场对于不同承包地规模的农户的影响是不同的,对于规模越大的农户,转入农地的倾向越大,转出农地的倾向越小,而规模越小的农户则正好相反。由于同一个镇或者同一个村的农户,农户家庭承包地的规模区别不大,这导致外包服务市场给不同农户带来的收益类似,所以各个农户转入农地的倾向区别不大,农地流转市场没有多余的土地供给,外包服务市场对于转入的影响不显著,农户只能通过降低农地转出提高农地投入。

表5 更改核心自变量的估计结果1

变量	以镇为单元				以村为单元			
	是否转出	是否转入	转出面积	转入面积	是否转出	是否转入	转出面积	转入面积
外包市场	-0.323*	-0.146	-0.247***	-0.098	-0.291**	-0.118	-0.225***	-0.114
	(0.170)	(0.197)	(0.090)	(0.135)	(0.140)	(0.156)	(0.071)	(0.111)
截距项	-0.477**	-1.204***	0.129	-0.114	-0.478***	-1.212***	0.127	-0.103
	(0.187)	(0.204)	(0.100)	(0.147)	(0.183)	(0.198)	(0.101)	(0.156)
其他变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	1,880	1,880	1,880	1,880	1,880	1,880	1,880	1,880
R2			0.120	0.059			0.121	0.060

注:*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$,括号内为稳健标准误。

从表6也可以发现,以镇或者村为单位替换外包市场变量后,不同承包地规模的农户受到外包影响是异质的逻辑依旧成立。即随着承包地面积的增加,外包市场更加能够提高农户的农地转入倾向和降低农户的农地转出倾向。

表6 更改核心自变量的估计结果2

变量	以镇为单元				以村为单元			
	是否转出	是否转入	转出面积	转入面积	是否转出	是否转入	转出面积	转入面积
外包市场× 承包地面积	-1.188***	0.955***	-0.592***	0.627***	-0.932***	0.785***	-0.507***	0.545***
	(0.254)	(0.285)	(0.124)	(0.181)	(0.224)	(0.242)	(0.110)	(0.207)
其他变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	1,880	1,880	1,880	1,880	1,880	1,880	1,880	1,880
R2			0.130	0.064			0.130	0.064

注:①*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$,括号内为稳健标准误;②因篇幅原因,交互项的一次项估计结果不报告,在模型中给予控制。

2. 外包市场、农地价值与农地利用

进一步从农户对农地交易的保留价格以及农户的撂荒行为验证本文的主要结论,以保证结论的稳健性。逻辑上,如果外包服务市场的发育能够提高农户对农地的需求,则外包服务市场

的发育能够提高农户对农地交易的保留价格^①,以及降低农户农地撂荒行为。表 7 中分别以县、镇和村为单位,计算外包市场的发育程度,并逐个估计其对转出意愿租金、转入意愿租金,是否撂荒和撂荒面积的影响。12 个模型的估计结果显示,外包服务市场的发育,能够提高农户的农地转出意愿租金、转入意愿租金,降低农地撂荒的概率以及农地撂荒的面积。进一步佐证了本文的分析逻辑和基本结论。

表 7 外包市场对意愿租金以及撂荒的影响

变量	转出意愿租金	转入意愿租金	是否撂荒	撂荒面积
外包市场_县	1.811*** (0.429)	3.166*** (0.420)	-1.112*** (0.345)	-0.143*** (0.038)
外包市场_镇	2.530*** (0.317)	3.016*** (0.295)	-0.919*** (0.233)	-0.864*** (0.234)
外包市场_村	1.781*** (0.270)	2.084*** (0.261)	-0.652*** (0.187)	-0.107*** (0.028)

注:①*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$,括号为稳健标准误。②转出意愿租金、转入意愿租金和撂荒面积都加 1 并取对数。③上表由 12 个回归模型构成,介于篇幅只报告外包市场的回归系数,在实际回归中控制了其他所有控制变量。

五、结论与讨论

如何实现中国农业经营方式的转型,主要存在两种主张。其一是通过鼓励农地流转达到规模经营,但是收效甚微;其二则主张通过鼓励外包服务市场的发育,借助外部技术来提高农业的经营效率。本文认为两种经营方式并不是非此即彼的关系,两者之间并非完全独立,外包服务市场的发育通过降低农业生产部分环节的生产成本,提高农户务农的利润空间,从而增加对农地投入的引致需求。通过建立数理模型进行逻辑推演,并结合江西省 2016 年 1880 个农户样本进行实证检验。本文的主要研究结论是:

(1) 外包服务市场的发育能够显著提高农户对农地投入的需求,从而改变农户的农地流转行为。具体地,外包服务市场发育每提高 1%,农户转出农地可能性将降低 0.235%,转出面积将减少 0.268%;相反,农户转入农地可能性将提高 0.128%,转入面积将增加 0.402%。

(2) 作用渠道方面,外包服务市场一方面直接作用于农地流转决策,另一方面则是通过改变家庭劳动力的配置而进一步影响农地流转决策。具体地,直接作用渠道占总效应的比例约 65%~75%,而劳动力配置渠道的影响效应占比约 25%~35%。劳动力配置渠道存在的原因在于大多数地方作物并不是完全外包的,部分环节仍然需要家庭劳动力的投入。部分环节的外包降低整体地种植成本,增加了劳动力的引致需求,而劳动力的引致需求的增加又进一步改变劳动和土地的配置均衡,从而进一步影响农地流转市场的发育。

(3) 外包服务市场的发育对不同承包地规模的农户影响不同。随着承包地面积的增加,外包市场对农地转出的抑制效应以及农地转入的促进效应加大。这意味着,相对而言,外包服务市场的发育能够诱导承包地较多的农户更多地转入农地和更少地转出农地,而对于承包地较少的农户,其对农地转出的抑制效应和对农地转入的促进效应则相对要弱。

(4) 外包服务市场的发育能够提高农户对土地的价值评估以及减少农地撂荒的发生。具体地,外包服务市场发育程度的提高能够提高农户转出农地的意愿租金,以及转入农地的意愿租金,并降低农地撂荒的概率和农地撂荒的面积。

本文认为,在多年农地流转政策收效甚微的背景下,通过鼓励外包服务市场的发育可能是一条既能在短期内提高农业生产效率,在长期又能够迂回达到农业规模经营的有效路径。此外,由于外包服务市场的发育对拥有不同承包地面积的农户影响具有异质性,对于承包地较多

① 转出意愿租金通过询问农户“假如转出农地时,希望获得的最起码的租金为____元/亩*年”;转入意愿租金通过询问农户“假如要租入农地时,愿意支付的最高租金为____元/亩*年”。

的农户将进一步扩大经营面积,而对于承包地较少的农户则可能会退出农业经营,所以可能会诱导不同承包地规模的农户分化。

参考文献:

- [1] Lin J Y. Rural Reforms and Agricultural Growth in China[J]. *American Economic Review*, 1992(1):34-51.
- [2] 贺振华. 农户兼业及其对农村土地流转的影响——一个分析框架[J]. *上海财经大学学报*, 2006(2):72-78.
- [3] 廖洪乐. 农户兼业及其对农地承包经营权流转的影响[J]. *管理世界*, 2012(5):62-70.
- [4] Yao Y. The Development of the Land Lease Market in Rural China[J]. *Land Economics*, 2000(2):252-266.
- [5] 洪炜杰, 陈小知, 胡新艳. 劳动力转移规模对农户农地流转行为的影响——基于门槛值的验证分析[J]. *农业技术经济*, 2016(11):14-23.
- [6] Che Y. Off-farm Employments and Land Rental Behavior: Evidence from Rural China[J]. *China Agricultural Economic Review*, 2016(1):37-54.
- [7] 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[J]. *管理世界*, 2002(6):35-45.
- [8] 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? [J]. *管理世界*, 2016(1):88-98.
- [9] 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[J]. *中国农村经济*, 2008(10):13-21.
- [10] 罗必良. 农业供给侧改革的关键、难点与方向[J]. *农村经济*, 2017(1):1-10.
- [11] 匡远配, 陆钰凤. 我国农地流转“内卷化”陷阱及其出路[J]. *农业经济问题*, 2018(9):33-43.
- [12] 罗必良. 论服务规模经营——从纵向分工到横向分工及连片专业化[J]. *中国农村经济*, 2017(11):2-16.
- [13] 张忠军, 易中懿. 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[J]. *农业经济问题*, 2015(10):69-76.
- [14] 王钊, 刘晗, 曹崢林. 农业社会化服务需求分析——基于重庆市191户农户的样本调查[J]. *农业技术经济*, 2015(9):17-26.
- [15] 胡新艳, 朱文珏, 刘恺. 交易特性、生产特性与农业生产环节可分工性——基于专家问卷的分析[J]. *农业技术经济*, 2015(11):14-23.
- [16] 胡雯, 严静娴, 陈昭玖. 农户生产环节外包行为及其影响因素分析——基于要素供给视角和1134份农户调查数据[J]. *湖南农业大学学报(社会科学版)*, 2016(4):8-14.
- [17] 洪炜杰, 朱文珏, 胡新艳. 自购农机还是服务外包——基于新结构经济学的分析视角[J]. *新疆农垦经济*, 2017(2):13-18.
- [18] Yang D T. China's Land Arrangements and Rural Labor Mobility[J]. *China Economic Review*, 2004(2):101-115.
- [19] 胡新艳, 洪炜杰, 王梦婷, 等. 中国农村三大要素市场发育的互动关联逻辑——基于农户多要素联合决策的分析[J]. *中国人口·资源与环境*, 2017(11):61-68.
- [20] 胡新艳, 罗必良. 新一轮农地确权与促进流转:粤赣证据[J]. *改革*, 2016(4):85-94.
- [21] 范乔希, 刘锦扬, 应寿英. 丘陵区农户土地流转意愿影响因素实证分析[J]. *农村经济*, 2017(11):29-34.

(责任编辑:刘浩)