# 农地产权、要素配置与家庭农业收入

仇童伟

（华南农业大学 a. 经济管理学院；b. 国家农业制度与发展研究院，广东 广州 510642）

**摘　要：** 利用广东省 2492 户农户调查数据，分析了农地产权和要素配置对家庭农业收入的影响。研究表明：在农业生产技术不变的前提下，农地和农业劳动力规模的增加会提高家庭农业收入；农地使用权通过优化农业生产结构而提高了农地规模对农业收入规模的正向激励，但使用权的完善也会激励农村劳动力的转移，从而抑制了农地规模和农业劳动力规模对家庭农业收入占比的激励效果；农地处分权通过赋予农户处置农地和劳动力的权能，分别提高和降低了农地和农业劳动力规模对农业收入的正向激励。最后，对农地流转和劳动力配置行为的分析也发现，农地产权通过赋予主体决策自由，从而提高了转入农地从事农业生产农户的经营绩效和农业收入。

**关键词：** 农业收入；土地流转；农地产权；要素配置；劳动力转移

**中图分类号：** F323.8　　**文献标识码：** A　　**文章编号：** 1672－0202(2017)04－0011－14

## 一、问题的提出

改革开放至今，不管是农村内部的收入差距，还是城乡之间的收入差距仍位于较高水平①。这不仅与中国经济发展的基本目标不一致，还降低了农村社会的整体福利和农户的农业经营活力[1]。为此，从 2003 年的中央一号文件开始，历年的一号文件无不将农业结构调整、基础设施供给、基本经营体制改革和税费及补贴调整等作为转变农村社会发展模式和提高农民收入的重要方式。尤其是进入第一个百年计划和完成小康社会建设的最后 5 年，农村生产力的革新和农民的发展成为最关键的环节。

为使得政策制定更具针对性，学界早已开始关注非农就业[2]、家庭人力资本[3]、农产品价格变动、农村公共物品供给、税费制度[4]，以及农村基本经营和组织制度实施[5]等因素对农民收入的影响，这为理解农民收入变动的内在机制和科学制定惠农政策提供了重要依据。但这些研究在先验区分农民的农地经营者和独立劳动者的双重身份时，却弱化了家庭收入结构转变依赖要素配置这一基本前提[6]。由此造成的问题是，家庭为何，以及如何配置生产要素的内在动力机制始终未被阐明。

那么家庭要素配置的动力何在呢？Ghatak 等[7]认为，家庭经济资源配置很大程度上受到农地产权实施的影响。例如，安全的农地产权可以激励农户增加绿肥、有机肥等长期性投资[8-9]，促进农地市场的发育和提高农地配置效率[10]，以及激励农村劳动力的非农转移等[11]。通过分析要素

**收稿日期：** 2017－03－17　　**DOI：** 10.7671/j.issn.1672－0202.2017.04.002

**基金项目：** 国家自然科学基金重点项目（71333004）；广东大学生科技创新培育专项资金（pdjh20170077）

**作者简介：** 仇童伟（1991—），男，安徽滁州人，华南农业大学经济管理学院博士研究生，主要研究方向为农村组织与制度。E－mail：15150561782@163.com

① 截至 2015 年，我国居民收入的基尼系数为 0.462，城乡居民收入差距为 2.73 倍，农村居民的收入差距为 3.36 倍。虽然与 2009 年的统计数据相比略有下滑，但收入差距总体上仍呈现出扩大趋势。资料来源：http://news.ifeng.com/a/20160323/48118490_0.shtml.

配置结构转变引致的家庭收入结构转型,便可以识别家庭收入变化过程中农地产权的作用机制,从而在动力、机制和效果3个层面阐释农民收入变化的内在机制问题。但目前鲜有从农地产权出发,剖析家庭资源配置决策及收入转型的分析,尤其考虑到家庭收入结构转型内含的生产决策改变与农业绩效增长关系密切,该研究就更具必要性。

本文的剩余部分安排如下:第二部分为理论基础,在界定农地产权、要素配置和农户收入概念,并说明相应测度方式的基础上,理论分析了农地产权、要素配置影响家庭农业收入的内在机制;第三部分是数据来源与变量选取;第四部分是实证结果与分析,重点探讨了农地产权和要素配置规模对家庭农业收入的影响,并简要汇报了要素配置行为的影响;第五部分是结论与讨论,在阐述主要研究发现的基础上,探讨了农地产权制度完善与要素市场发育的不一致性,及其引发的农业绩效增长困境。

## 二、理论基础:概念界定与机理分析

### (一)概念界定与指标刻度

1. 农地产权及其表征方式

Alchian 和 Demsetz[12]认为,产权的实施或者绩效的发挥必然是在保障行为人合理收益的基础上,通过其行使权能或者处分给其他主体代为行使标的物的经营或使用权能时最终获取收益的过程,由此使用权、收益权和处分权其实已经包含了产权的全部内容[13]。但自2006年农业税完全取消之后,农户对承包地的种植收益已经具备了完全独享权,故收益权在当前并不具有实践上的可操作性①。因此,本文将只考察农地的使用权和处分权。在具体的刻度上,本文将借助农户对农地产权的认知表征农地使用权和处分权。原因是,农地产权对农户行为决策的影响最终是通过农户对产权安全的主观认知发挥作用的,将产权认知作为中介与行为的关联性更为直接[9]。而且,North[14]也认为,制度实施的最终绩效源于其塑造的可感知的现实与主体意向及偏好的一致性程度,也就是说农户对农地的主观认知是理解他们行为决策的关键,这比法律和实际层面的产权安全更为重要。

2. 生产要素类型选择及其配置

本文的生产要素涉及农地和劳动力,选择这两类要素的一个重要原因是中国农村地区所面临的紧张的人地矛盾[13]。Mullan 等[11]、李宁等[13]或将农地和劳动力的配置作为农地产权实施的引致结果,或将其作为农地产权影响农业绩效的中间环节加以考察,这也都是基于农户家庭资本和金融等要素匮乏,农地和劳动力要素仍占主导的现实。虽然速水右次郎[15]认为农业绩效的改善源于要素生产和配置效率的提高,但要素配置结构的优化才是实现生产效率的前提。为此,李宁等就采用了农地和农业劳动力规模表征了农业生产要素的配置状况。但基于存量的考察难以识别配置行为转变所带来的生产绩效和农业收入的改变。为此,本文既采用农地经营规模和农业劳动力数量来表征生产要素的配置状况,也采用农户的农地流转行为和农业劳动力的比重来刻画要素配置行为。

3. 农户收入的界定

目前对农户收入较为普遍的划分方式是将其细分为经营性收入、工资性收入、财产性收入和

① 部分学者认为农地的收益权也包括获取与农地相关的补贴等收益的权能,但从收益权与土地经济产出的关系来看,该结论其实混淆了农地经营收益和由承包农地所获取的身份权收入。而且,从本文中农户家庭的要素配置来看,农地的处分或转移并不会改变农业补贴被农地承包户所占有的现状。

转移性收入[16]。在此基础上,程名望等[17]将农户收入区分为劳动性收入和资产性收入,董晓霞[18]则是基于研究主题,采用种植业收入和总收入共同表征农户收入,高梦滔和毕岚岚[19]采用了一个综合指标来刻画农户收入。由此可见,学界对农户收入尚未形成统一的测度指标。究其原因,除了农户收入本身的多维性,研究主题也决定了收入表征方式的差异。由于本文试图探讨农业生产决策的改变如何影响家庭收入的转型,故采用农业收入规模和农业收入占比指标可与农业生产较好匹配。其中,农业收入是指种植业收入[13]。

**(二)农地产权、要素配置与农业收入:内在机理**

1. *农地产权与农业收入*

农地使用权指征的是产权主体自主决策农作物生产计划的行为空间,其基本内容大致包括选择作物种植品种、种植比重,以及何时、以何种方式如何进行生产决策等。可以肯定的是,农地使用权的完善可以很大程度上解释 1980 年到 1984 年我国农业绩效的快速提升。农地使用权的完善意味着农户可以按照经营绩效最大化的原则调整农地种植结构和要素投入结构,并通过引入经济作物、先进生产管理方式和高效率栽培技术来提升农地的生产率,从而提高农业绩效和农业收入规模。与此同时,农业生产率和种植结构的改善也会降低部门之间的要素价格差异。尤其考虑到农业劳动力在农业生产中的比较优势和农地存在的人格化财产属性,农户倾向于将更多的劳动力配置在农业生产中以获取农业经营收益。此时家庭的农业收入将得到增加,但是这种激励效应的大小仍然取决于农地生产率改善所带来的净收益与非农行业中劳动力的平均净收益的相对大小。

其次,农地处分权指征了农户对农地自我处置或处置给其他主体而不受其他主体干预的程度,其大致可分为买卖、流转、抵押和继承。但农地所有权归属于集体,即买卖农地不在本文的分析范畴内。农地处分权的完善使得农户能够自由地处置农地及与之相关的生产要素,既包括转入农地和购置农业生产要素,也包括基于比较收益进行的非农转移以及农地转出行为。具体来说,农地抵押权引致的农业生产性投资有助于提高农地的经营效率,流转权则会带动农地要素市场配置机制的形成和提高农地经营的集约化程度,从而提高农业经营的预期收益。但随着农地处分权的完善和农地必须由农户实际经营的制度体制的破除①,劳动力由低生产效率部门向资本密集型行业转移的便捷性和可及性均会提高。尤其考虑到城乡就业和户籍壁垒的消除,农村劳动力将向要素价格显化程度更高的非农行业进行转移。同时,流转权的完善也会提高农户配置农地的自主性,并降低农地对劳动力的束缚,最终导致家庭农业收入的下降。

2. *要素配置与农业收入*

农地配置规模的扩大,可以通过优化种植业结构和提高其他要素的投入量来改善农地生产率②,而农地生产率的提升也会通过缩小部门要素价格的差异,使得家庭在农业经营中配置更多的劳动力,从而提高了农业收入。当然,这里必须考虑劳动力在部门间相对价格的差异,农地配置效率改善对农业收入的作用大小取决于农业生产的机会成本。也就是说,随着劳动力从事农业生产的机会成本增加,农地配置规模的扩大对农业收入的正向激励也在下降。从配置行为上看,农户

---

① Lang 等[20]发现农地产权的不稳定性也来自农户实际经营土地的情况,如果农户家庭闲置或抛荒土地,则可能通过农地需求饱和信号,造成在下次土地调整时,土地配给规模的下降或导致村集体直接收回土地。

② 农地配置(包括内部配置结构)的改善方式包括家庭联产责任制实施的农户家庭配置结构的调整、第二承包期内土地重新调整造成的家庭承包地质量的转变以及当前农户通过农地的流转转变土地配置结构三类,由于前两类属于基本事实并具有较长的周期性,因此本文并不将其列为研究对象,即本文中的农地配置均为通过土地市场重新组织的要素配置。

通过转入农地,农地经营的边际收益也会得到提升。按照钱忠好[10]的分析,中国农村细碎化和小规模的农地使得农业生产的规模效益远离了边际报酬递减的阶段,这就意味着租入农地是可以通过优化要素配置结构来改善农地经营格局的。相反,转出农地则从降低农地生产率和释放家庭劳动力两个方面降低了农业收入。

劳动力配置方面,农业中劳动力配置规模的扩大意味着农业生产对农户具有重要价值,也表明通过改变种植结构和增加要素或技术投入获得经营性收益是农户的理性选择,也可能是唯一选择。而且,由农业种植结构调整所带来的农业劳动力边际产出率的提高,一定程度上也降低了农业生产的机会成本,在提高农业劳动力生产积极性同时也增加了家庭农业收入。此外,农业劳动力配置规模的增加在改善劳动生产率的同时,也会提高农地的生产和配置效率。原因在于,家庭将流动资源配置在农业中,必然需要通过改善要素配置结构以发挥流动资源的生产效率,具体包括扩大农地规模和种植经济作物等。换言之,劳动力配置效率的改善与农地经营效率的改善是具有一致性的。当然,这里并没有考虑农业劳动力的内部结构差异,这也是基于本文着重关注的是劳动力部门分布所作出的设定。

**(三)农地产权对要素配置的调节机制**

农地产权通过作用于要素的生产和配置效率,进而影响到农业绩效。进一步地,农地产权通过赋予了农户更多的自由去配置家庭生产资料,去改变农业种植结构,去追求比较优势的最优化和最大化的利润,从而造成家庭收入结构的转变。当然,农业收入规模和占比的变化本身也反映了要素在部门之间的相对价格和要素配置的总体情况。由此,"农地产权—权能行使—要素配置—农户收入转型"的分析框架是合乎逻辑的。据此,下文分析了使用权和处分权如何作用于农地和劳动力的配置,进而引发家庭收入转变。

1. 农地使用权对要素配置的调节效应

农地使用权的完善可以改善农业种植结构,提高农地生产率,并诱发生产要素向农业领域集中。在给定农地规模时,使用权的完善使得农户可以更自由地选择经济价值更高的作物品种,提高农地经营效益。但由使用权完善带来的农地潜在经营效益是与农业劳动力的配置密切相关的,尤其考虑到经济作物往往比粮食作物更耗费人工,机械化程度也更低,来自部门相对价格的差异会使得农户将更多的劳动力配置到非农部门,也就降低了农业种植结构向经济作物转变的可能性。由此可见,使用权的完善是难以提高农地配置规模对农业收入的正向激励的;但从农地配置行为上看,当转入农地时,使用权的完善会提高农地种植结构优化的可能性,并在降低劳动力隐形失业和提高劳动生产率的同时增加了农业经营的获益空间。也就是说,使用权的完善在农地配置规模扩大的过程中会提高农地配置对农业收入的正向激励。而且,转入农地本身就意味着农户具有经营农业和调整种植业结构的需求,使用权的完善使得这种潜在需求变成了实际行动,并将增加农业中的劳动力规模。相反,农地转出意味着农户会提高粮食的种植比例[21],使用权越完善,农户进行这种选择的自由度就越高,从而降低了家庭农业收入。

其次,使用权也会通过优化种植业结构,提高劳动生产率,由此缓解劳动力的隐形失业问题。需要指出的是,这里解决隐形失业是通过一定规模农地上作物类型改变所造成的单位劳动力用工投入和产出增加来实现的。而随着农业对机械和技术需求量的增加,劳动投入的作用正在下降,也就是说使用权完善对劳动力的生产性激励并不会大幅提升农业绩效。换言之,随着使用权的完善,农业劳动力对农业收入的正向激励是在下降的,这也是劳动力投入边际报酬递减的真实写照。如果考虑到家庭农业劳动力的比重问题,情况也与之类似。农业中劳动力比重的提高,意味着农地精耕程度的提高,但在农业生产技术短期内不发生重大变化的前提下,使用权对单位农业劳动

力产出率的影响也会因为劳动力配置比重的扩大而出现边际效益递减。这里是指在现有技术条件下所能达到的最优农地种植结构中,潜在的经营效率是给定的,农业劳动力比重的提高必然降低平均的劳动产出率。如果将劳动力限制在小规模和细碎化的农地上,则无疑会面临着劳动力供给过剩的困境。即随着使用权的完善,农业劳动力占比的增加会提高农业收入,但边际影响是在下降的。

2. 农地处分权对要素配置的调节效应

农地处分权的完善意味着农户将农地处置给其他主体的权能在增强,也表明家庭通过配置生产要素获取最大化利润的限制在下降。在家庭劳动力进行非农转移的过程中,农业中将出现劳动力老龄化和农地闲置或抛荒的现象。也就是说,处分权会使得农户有更大的行为空间进行非农转移,由此降低了对农业的要素投入,并造成农地规模对农业收入的正向激励作用下降。此外,处分权的完善抑制了小规模和细碎化农地的经营绩效的原因还在于农地初始配置结构的不合理及其引致的要素投入结构的低效率,但对于那些转入农地进行规模化经营的农户,农地处分权则有利于改善农地配置效率,并在增加经营稳定性的同时,提高了劳动力的积极性和农地产出率。处分权的完善还会在农地规模扩大的过程中优化农地生产结构和投资结构,并通过生产组织管理的改善进一步提高家庭农业收入。当然,农户自发地扩大农地配置规模本身就具有吸纳家庭农业劳动力和优化农业劳动力结构的作用,正是由于行为发生比存量更能表达农户的要素配置需求,二者的影响存在差异。

此外,农地处分权的完善也意味着农户能更自由地组织农地流动和劳动力转移。在这种情况下,农业劳动力配置规模的增加很大程度上代表了劳动生产率的提高。如果家庭非农就业机会不足或非农转移的交易成本较高,处分权的完善可以通过改善农地和其他生产要素的技术组合方式,提高农业绩效,增加农户收入。同时,农业劳动力配置规模的扩大也可能是由于劳动力在农业中的相对价格提高造成的。处分权的完善则能够进一步改变要素的技术组合和管理方式,提高劳动力在农业中的配置效率。即使假定农业劳动力的配置规模是给定的,在细碎化和小规模的农地组合模式中,处分权的完善依然可以赋予农户重新配置农地和改善农业种植结构的行为空间,有助于提升劳动力的生产和配置效率。当然,上述讨论中处分权完善对要素作用效率的影响很大程度上源自其他要素配置结构的改善,以及该要素自身组合方式的优化。也就是说,农业生产中各要素的生产和配置具有内在联动效应,这也是进一步提高农业绩效和发挥制度激励作用的关键所在。

## 三、数据来源与变量选取

### (一)数据来源

本文的数据来源于课题组 2013 年度开展的农户调研。此次调研涵盖了广东省下辖的 20 个地级市(不包括珠海市)的 43 个行政区(县),有效识别了粤东、粤西、珠三角和粤北 4 个经济发展水平、农地制度执行和村庄治理模式均存在较大差异的地理单元。为保证调研质量,课题组将研究区域锁定在广东省的 4 个地理单元上,并对每个地级市的农户进行随机抽样,保证了样本选择的随机性和广泛性。最终样本为 2779 户农户。通过对残缺样本和不适宜本研究样本的处理,本研究最终使用样本量为 2492 户农户。

本文的指标界定如下:(1)家庭农业收入。涉及问题为“2012 年您家全部纯收入大约有多少元”和“在纯收入中,种植业收入占几成”。(2)农地要素。涉及问题是“您家当前实际经营的农地规模是多少”“是否转入农地”和“是否转出农地”。(3)劳动力要素。涉及问题“您家劳动力人数”和“家里务农人数”。(4)农地产权。涉及问题“农户对土地拥有长久承包经营权”“农民不能没有

地,农民拥有土地并且种地是天经地义的”“农户的土地可以有偿流转”和“农户可以将土地抵押来获得贷款”,选项为“1 = 不同意;2 = 部分同意;3 = 同意”;前两个问题加权平均表征农地使用权,后两个问题加权平均表征农地处分权。指标特征如表1所示。

**表1 样本指标特征**

| 区域 | 农业收入规模/元 | 农业收入比重 | 农地经营规模/亩 | 农地转入 | 农地转出 | 农业劳动力规模/人 | 农业劳动力比重 | 使用权 | 处分权 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 粤东 | 10520.78 | 0.32 | 3.57 | 0.18 | 0.10 | 1.98 | 0.65 | 2.54 | 2.41 |
| 粤西 | 8376.82 | 0.31 | 5.70 | 0.09 | 0.09 | 2.26 | 0.70 | 2.56 | 2.47 |
| 珠三角 | 13074.47 | 0.35 | 4.73 | 0.14 | 0.18 | 1.96 | 0.67 | 2.52 | 2.47 |
| 粤北 | 8403.56 | 0.34 | 4.39 | 0.12 | 0.09 | 2.03 | 0.69 | 2.61 | 2.41 |
| 均值 | 10323.03 | 0.33 | 4.48 | 0.14 | 0.12 | 2.05 | 0.67 | 2.55 | 2.44 |

**表2 变量定义与说明**

| 变量 | 定义 | 标准差 | 均值 |
|---|---|---|---|
| 因变量 | | | |
| 农业收入规模/元 | 指农户家庭2012年全部种植业收入的规模 | 10325.580 | 17326.820 |
| 农业收入比重 | 指家庭纯收入中种植业收入的占比 | 0.327 | 0.295 |
| 主要自变量 | | | |
| 农地经营规模/亩 | 指农户2012年实际经营的农地规模 | 4.476 | 13.293 |
| 农地转入 | 1 = 转入农地,0 = 未转入农地 | 0.142 | 0.349 |
| 农地转出 | 1 = 转出农地,0 = 未转出农地 | 0.116 | 0.320 |
| 农业劳动力人数/人 | 指农户家庭2012年从事农业生产的人口数 | 2.048 | 1.049 |
| 农业劳动力比重 | 指农户家庭2012年从事农业生产的人口占劳动力总数的比重 | 0.674 | 0.393 |
| 农地使用权 | 土地承包经营权利排他性的主观认知 | 2.553 | 0.491 |
| 农地处分权 | 土地流转和抵押权利排他性的主观认知 | 2.442 | 0.581 |
| 家庭特征变量 | | | |
| 家庭党员人数 | 3 = 2人及以上,2 = 1人,1 = 没有 | 1.337 | 0.570 |
| 家庭村干部人数 | 1 = 有,0 = 没有 | 0.108 | 0.310 |
| 农业培训 | 3 = 很多次,2 = 有几次,1 = 没有(人次数) | 1.246 | 0.487 |
| 土地特征变量 | | | |
| 承包地地块数 | 指二轮承包时家庭承包的耕地地块数 | 4.483 | 4.451 |
| 承包地肥力 | 3 = 良好,2 = 中等,1 = 较差 | 2.139 | 0.588 |
| 承包地灌溉状况 | 3 = 良好,2 = 中等,1 = 较差 | 2.134 | 0.651 |
| 村庄特征变量 | | | |
| 村庄地形 | 3 = 平原,2 = 丘陵,1 = 山区 | 2.264 | 0.812 |
| 村庄交通 | 3 = 较好,2 = 一般,1 = 较差 | 2.224 | 0.638 |
| 村庄经济水平 | 3 = 较好,2 = 一般,1 = 较差 | 1.991 | 0.627 |
| 区域虚拟变量 | | | |
| 粤西 | 1 = 粤西,0 = 其他 | 0.236 | 0.425 |
| 珠三角 | 1 = 珠三角,0 = 其他 | 0.241 | 0.428 |
| 粤北 | 1 = 粤北,0 = 其他 | 0.144 | 0.352 |

**注:**与模型估计中样本量会因为变量的处理和Stata系统对样本的选择性剔除而发生变化不同,上表的统计均是针对2492户农户整体进行的描述。

### (二)变量定义与说明

(1)因变量。本文的因变量是家庭农业收入,采用家庭种植业收入规模及其占家庭纯收入的比重来表示。本文重点考察了农地产权和与种植业相关的土地及劳动力要素对农户家庭收入的影响。其次,本文是通过考察农户家庭种植业收入的变化,进而分析土地在农村社会中收入功能的变化和劳动力配置的转变,以及农地产权是否引起了要素部门流动和农地要素在家庭中重要性的下降。

(2)主要自变量。本文的主要自变量包括农业要素配置和农地产权。要素配置具体包括土地要素的流转、农地经营规模、家庭农业劳动力比重和农业劳动力人数;农地产权采用农户对农地的使用权和处分权的主观认知来表示。但考虑到农地产权认知存在明显的内生性问题,为此,参照 Ma 等[22]8的做法,采用农户所在村庄其他农户的产权认知的均值表征农地产权的安全性。

(3)家庭特征。家庭特征变量包括家庭党员人数、家庭村干部人数和农业培训。其中家庭党员人数可区分为没有、1 人和 2 人及以上 3 类,分别赋值 1、2、3;家庭村干部人数区分为有(赋值 1)和没有(赋值 0)两类;农业培训按照人次数分为没有、有几次和很多次,分别赋值 1、2、3。

(4)土地特征。考虑到农地细碎化和土地质量对农业绩效存在重要影响,本文选择的土地特征变量包括承包地地块数、肥力和灌溉条件。承包地地块数表征了农地的细碎化程度,已有的研究证实了其不利于农业绩效的提高;承包地肥力和灌溉状况均可区分为较差、一般和较好,分别赋值 1、2、3。

(5)村庄特征。村庄特征一定程度上决定了农户非农就业的市场可及性。为此,村庄特征变量选择了村庄地形、村庄交通状况和村庄经济水平。村庄地形具体区分为山区、丘陵和平原,分别赋值 1、2、3,值越大表示地势越平坦;村庄交通状况和经济水平均区分为较差、一般和较好 3 类,依次赋值 1、2、3。为控制区域未观测到的社会、经济和制度因素对家庭农业收入的影响,本文也识别了粤西、珠三角和粤北 3 个区域虚拟变量。具体变量定义参见表 2。

## 四、实证结果

### (一)模型选择

为考察农地产权、要素配置对家庭农业收入的影响,本文通过引入交叉项,以捕捉不同农地产权下要素配置的偏效应。需要注意的是,根据 Hainmueller 等[23]的研究发现,采用该估计方式的一个重要前提是因素之间的关系符合线性特征。为此,本文将采用线性模型估计要素配置对家庭农业收入的影响。基本表达式如下:

$$Y_i = a_0 + a_1X_{1i} + a_2X_{2i} + a_3Z_{1i} + a_4Z_{2i} + a_5X_{1i}Z_{1i} + a_6X_{1i}Z_{2i} + a_7X_{2i}Z_{1i} + a_8X_{2i}Z_{2i} + \sum_{n=1} a_9D_{ni} + \varepsilon_i \quad (1)$$

式(1)识别了两组基本模型,第一组模型中,$Y_i$ 表示第 $i$ 个农户的农业收入规模,考虑到家庭农业收入规模的数值过大会导致样本方差偏大,本文对其进行取对数处理;$X_{1i}$ 和 $X_{2i}$ 分别表示第 $i$ 个农户的土地经营规模和农业劳动力规模,$Z_{1i}$ 和 $Z_{2i}$ 分别表示第 $i$ 个农户对农地使用权和处分权;$X_{1i}Z_{1i}$、$X_{1i}Z_{2i}$、$X_{2i}Z_{1i}$ 和 $X_{2i}Z_{2i}$ 为要素配置规模与农地产权的交叉项,$D_{ni}$ 表示农户家庭特征、土地特征、村庄特征和区域特征等变量;$a_0$ 为常数项,$a_1 \sim a_9$ 为待估计系数,$\varepsilon_i$ 为误差项,并符合正态分布。第二组模型中,$Y_i$ 表示第 $i$ 个农户的农业收入占比,其余变量的定义与第一组模型一致。

$$Y_i = a_0 + a_1X_{1i} + a_2X_{2i} + a_3X_{3i} + a_4Z_{1i} + a_5Z_{2i} + a_6X_{1i}Z_{1i} + a_7X_{1i}Z_{2i} + a_8X_{2i}Z_{1i} + a_9X_{2i}Z_{2i} + a_{10}X_{3i}Z_{1i} + a_{11}X_{3i}Z_{2i} + \sum_{n=1} a_{12}D_{ni} + \varepsilon_i \quad (2)$$

式(2)也识别了两组基本模型,第一组模型中,$Y_i$ 仍表示第 $i$ 个农户的农业收入规模,与式(1)中作相同处理;$X_{1i}$ 和 $X_{2i}$ 为土地要素的配置,分别表示农地租入和租出,$X_{3i}$ 为农业劳动力占比;$X_{1i}Z_{1i}$、

$X_{1i}Z_{2i}$、$X_{2i}Z_{1i}$、$X_{2i}Z_{2i}$、$X_{3i}Z_{1i}$、$X_{3i}Z_{2i}$为要素配置与农地产权的交叉项,$a_1 \sim a_{12}$为待估计系数,其余变量定义与式(1)中一致。由于式(1)和式(2)中的自变量均为连续变量,本文将采取普通最小二乘法(OLS)对其进行估计。此外,为论证估计结果的稳健性,本文对因变量也采取了分类的办法,将农业收入规模和农业收入比重分别以均值为界区分为两类,即大于均值设为1,小于均值设定为0。依据因变量的处理方式,最终采取Probit模型对其进行估计。

**(二)农地产权、要素配置与家庭农业收入**

为考察农地产权、要素配置对家庭农业收入的影响,表3汇报了引入交叉项的模型估计结果,表4给出了主要自变量的平均边际影响。结果表明,农地和劳动力规模的增加提高了农业收入规模和占比。这是因为,农地要素是农业增长的重要基础,在中国农村人地关系紧张的背景下,农地的单位投入可以带来农业绩效的快速提升。如果将细碎化和小规模经营造成的农地规模报酬远离递增区间考虑进来,农地经营规模的扩大将优化要素配置和诱发社会化服务,提高农业收入。

**表3 农地产权、要素配置对家庭农业收入的影响**

| 变量 | 农业收入规模 | | 农业收入比重 | |
|---|---|---|---|---|
| | OLS模型 | Probit模型 | OLS模型 | Probit模型 |
| 主要自变量 | | | | |
| 农地经营规模 | 0.080(0.063) | 0.003(0.042) | 0.015**(0.007) | 0.069**(0.034) |
| 农业劳动力人数 | 0.807(0.575) | 0.409*(0.236) | 0.018(0.046) | 0.095(0.177) |
| 农地使用权 | 0.549(0.426) | 0.167(0.157) | 0.054*(0.032) | 0.207(0.134) |
| 农地处分权 | -0.201(0.313) | 0.005(0.119) | -0.044*(0.025) | -0.094(0.103) |
| 土地经营规模×农地使用权 | 0.008(0.032) | 0.019**(0.009) | -0.002(0.003) | -0.005(0.012) |
| 农业劳动力人数×农地使用权 | -0.333*(0.192) | -0.144*(0.077) | -0.015(0.015) | -0.048(0.059) |
| 土地经营规模×农地处分权 | -0.032*(0.020) | -0.011(0.015) | -0.003(0.002) | -0.016(0.011) |
| 农业劳动力人数×农地处分权 | 0.231*(0.135) | 0.040(0.054) | 0.023**(0.011) | 0.070*(0.044) |
| 家庭特征变量 | | | | |
| 家庭党员人数 | -0.011(0.130) | 0.044(0.054) | 0.010(0.011) | -0.009(0.050) |
| 家庭村干部人数 | -0.205(0.240) | 0.001(0.098) | -0.046**(0.021) | -0.188**(0.092) |
| 农业培训 | 0.562***(0.240) | 0.282***(0.064) | 0.070***(0.013) | 0.206***(0.056) |
| 土地特征变量 | | | | |
| 承包地地块数 | 0.018(0.019) | -0.008(0.007) | -0.001(0.001) | -0.006(0.007) |
| 承包地肥力 | 0.157(0.141) | 0.093*(0.054) | 0.024**(0.012) | 0.112**(0.052) |
| 承包地灌溉状况 | 0.164(0.130) | 0.036(0.049) | 0.027***(0.011) | 0.105**(0.047) |
| 村庄特征变量 | | | | |
| 村庄地形 | 0.336***(0.101) | 0.104***(0.038) | 0.010(0.008) | 0.039(0.036) |
| 村庄交通 | -0.031(0.125) | -0.041(0.049) | -0.004(0.011) | 0.007(0.047) |
| 村庄经济水平 | -0.084(0.126) | 0.005(0.050) | -0.020*(0.011) | -0.091*(0.047) |
| 区域虚拟变量 | | | | |
| 粤西 | -0.238(0.188) | -0.123(0.077) | -0.040***(0.015) | -0.073(0.074) |
| 珠三角 | -0.053(0.194) | 0.031(0.075) | 0.016(0.017) | 0.075(0.070) |
| 粤北 | -0.339(0.236) | -0.087(0.091) | 0.019(0.020) | 0.078(0.085) |
| 常数项 | -0.339***(1.384) | -0.972*(0.537) | 0.187*(0.109) | -0.926**(0.454) |
| 观测值 | 2328 | 2328 | 2331 | 2331 |

**注:*****、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著;括号内为稳健标准差。

表 4　农地产权、要素配置对家庭农业收入的边际影响

| 变量 | 农业收入规模 | | 农业收入比重 | |
|---|---|---|---|---|
| | OLS 模型 | Probit 模型 | OLS 模型 | Probit 模型 |
| 农地经营规模 | 0.024***(0.009) | 0.008***(0.003) | 0.003***(0.001) | 0.006***(0.002) |
| 农业劳动力人数 | 0.521***(0.083) | 0.044***(0.011) | 0.036***(0.007) | 0.053***(0.010) |
| 农地使用权 | -0.095(0.154) | -0.015(0.019) | 0.015(0.013) | 0.032(0.032) |
| 农地处分权 | 0.130(0.125) | 0.014(0.016) | -0.008(0.011) | -0.005(0.017) |

**注:***** 表示在 1% 水平上显著;括号内为稳健标准差。

对于农业劳动力,虽然我国农业经营长期面临劳动力过剩和隐形失业的问题,但这并不否认精耕细作对农业绩效的作用。同时,农业劳动力规模的增加还意味着农业对家庭的重要性,这不仅会促进劳动力的生产积极性,还会结合农地规模扩大诱使劳动生产率的提高。

表 4 的结果也表明,农地产权对家庭农业收入无显著影响。如理论分析所述,农地使用权主要指征农户自由种植农作物而不受其他主体或组织干预的程度。这一方面表现为农地配置结构的优化,另一方面则表征了劳动力要素可以自由调整农业种植结构,自发提高劳动产出率。类似的,农地处分权指征的是农户自由处置或交易农地的权利。处分权的完善可以通过农地流转和抵押等提高农业生产性投资,改善农地经营效率,进而增加家庭农业收入。但农地产权对家庭农业收入的影响是通过要素配置发挥作用的,在要素配置已经反映了使用权和处分权的作用路径后,农地产权的独立影响将不再显著。

其余控制变量方面,家庭村干部人数越多,家庭非农收入来源的增加,都降低了农业收入占比,但这并不会导致农业收入规模的降低,尤其考虑到村干部兼具农户和基层管理者的双重身份,农业经营并不会荒废;经历农业培训会提高农业技能,由此提高农业生产效率和家庭农业收入;承包地肥力和灌溉条件的改善提高了农业收入占比,但没有提高农业收入规模。原因是,较高的土地质量虽然提高了农作物的产量,但农业技术进步会降低土地禀赋差异,质量较好的土地反而可能对劳动力产生锁入效应。平坦的地形提高了要素的投入效率,并会节省大量人力物力,有助于提高农业收入规模,但地形平坦也意味着信息交流和非农就业的便利,有利于提高非农收入,表现为村庄地形对农业收入占比的影响不显著。村庄经济水平的提高会引致劳动力转移,进而降低农业收入比重,但这并不意味农业收入规模的下降。最后,粤东、粤西、珠三角和粤北农户的农业收入规模和占比不存在显著差异,其余变量的影响不显著。

**(三)农地产权对农地要素配置的调节效应**

为考察农地产权对要素配置的调节效应,参照李宁等[13]34-38的做法,将农地使用权和处分权 50 等分,并在各等分点处求解要素配置对农业收入的边际影响。图 1 和图 2 汇报了不同使用权和处分权下农地要素配置对农业收入的边际影响。结果表明,使用权分别提高和降低了农地规模对农业收入规模和占比的正向激励,处分权则同时降低了农地规模对农业收入规模和占比的正向激励。原因在于,使用权的完善放松了种植结构或作物种植类型的限制,使得农户可以优化农地的种植结构和要素配置结构。同时,使用权的完善也会通过内部化产权租值,提高农地经营的预期收益,从而激励农地的生产性投资和劳动力的经营活力。因此,使用权的完善不仅会提高农地产出率,还会通过优化种植结构提高农业收入规模。但随着务工收入的增加,传统细碎化与小规模农业生产的比较劣势不断凸显。即使使用权的完善可以提升农地产出率,仍无法改变非农收入的主导性地位。

对于处分权,其指征的是农户进行农地流转、抵押和继承等的权能,但当前农地处分权仍以使用权的转移处分为主。由此判断,处分权的完善将提高农地经营的预期稳定性,激励农户对农地

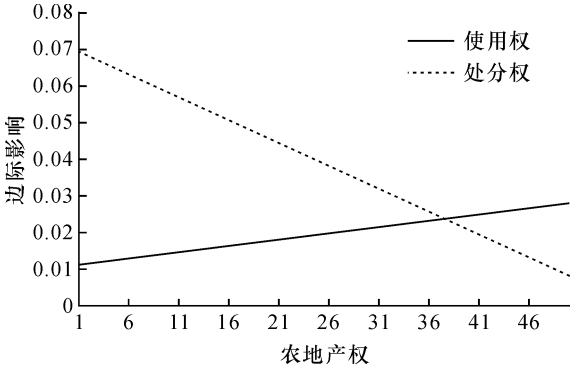



图1 农地配置对农业收入规模的边际影响

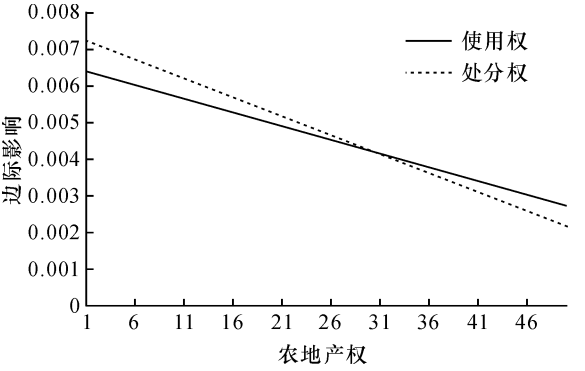



图2 农地配置对农业收入占比的边际影响

的生产性投资,提高种植业收入。但是,随着农产品和工业品价格差异的扩大,对土地进行生产性投资的劣势不断突出,这不仅降低了农业劳动力的生产积极性,也弱化了家庭对土地的依赖。而且,处分权完善也会促进农地流转和劳动力迁移,从而导致小农户土地经营规模和土地产出率的下降,最终表现为家庭农业收入和占比的下降。

**(四)农地产权对劳动力要素配置的调节效应**

图3和图4表明,使用权完善降低了劳动力规模对农业收入的正向激励,处分权完善则会提高劳动力规模对农业收入的正向激励。原因在于,使用权通过优化种植业结构和提高农地产出率,从而激励了劳动力的生产积极性。但使用权的激励作用是在不断下降的,从2004年《关于进一步深化粮食流通体制改革的意见》宣布全面放开粮食收购市场以来,农户的自主经营权就近乎完全。在此背景下,使用权对农业劳动力生产积极性的激励也在下降。因此,使用权的主体激励作用正因为劳动力部门价格差异和农业重要性的下降进入下降阶段,农业劳动力规模对农业收入的提升作用也呈现出类似特征。

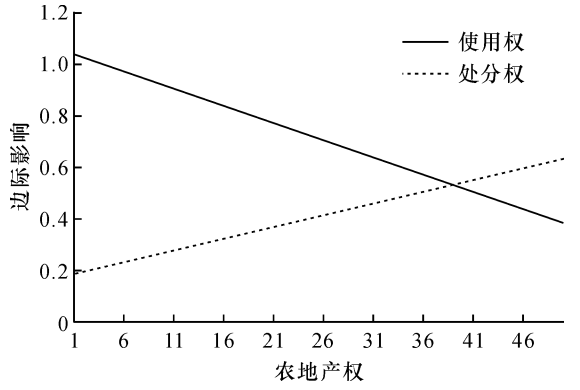



图3 劳动力配置对农业收入规模的边际影响

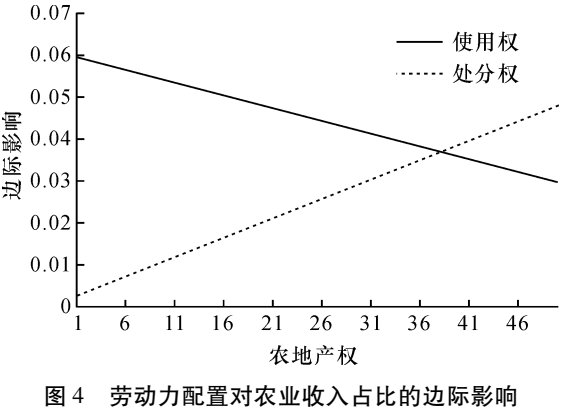



图4 劳动力配置对农业收入占比的边际影响

其次,处分权的完善使得农户可以自由配置农地和劳动力,实现劳动力在部门间的最优分布。同时,处分权的完善还从主体激励和投资需求两个层面提高了农地产出率,进而增加了农业收入规模。需要指出的是,农业劳动力配置规模的增加,一方面源自土地配置结构优化造成的要素投入结构的改变,另一方面,劳动力回流或优质农业劳动力的增加,会挤出或稀释老龄化、女性化和年龄偏小化等弱质化劳动力,从而改善了农业劳动力的配置结构。当然,由处分权完善引致的农地配置结构优化本身就改变了劳动配置结构,进而造成家庭收入以农业收入为主。

### (五)基于要素配置行为的再考察

表 5 给出了主要自变量的平均边际影响。结果表明,转出农地和转入农地分别降低和提高了家庭农业收入,农业劳动力比重的增加则提高了家庭农业收入。原因是,农地规模的扩大缓解了农地细碎化和经营规模偏小造成的低效率,从而也提高了农业劳动力的生产积极性和农业收入。相反,转出农地意味着经营规模的进一步缩小,而且土地规模下降也会降低劳动力的配置规模和生产积极性,从而减少家庭农业收入。其次,农业劳动力比重的增加可以提高农业中的要素配置效率,有助于提高农业绩效。同时,农业劳动力与非农劳动力的配置在家庭层面具有协同性,即农业部门劳动力配置规模的提高必然导致家庭农业收入的增加。农地产权的影响及原因与表 4 中一致,不予赘述。

**表 5　农地产权、要素配置对家庭农业收入的边际影响**

| 变量 | 农业收入规模 | | 农业收入比重 | |
|---|---|---|---|---|
| | OLS 模型 | Probit 模型 | OLS 模型 | Probit 模型 |
| 农地转入 | 1.083***(0.185) | 0.111***(0.023) | 0.150***(0.018) | 0.213***(0.028) |
| 农地转出 | -1.509***(0.244) | -0.186***(0.031) | -0.109***(0.017) | -0.155***(0.026) |
| 农业劳动力比重 | 0.728***(0.235) | 0.063**(0.028) | 0.156***(0.022) | 0.205***(0.033) |
| 农地使用权 | -0.068(0.144) | -0.011(0.019) | 0.019*(0.012) | 0.012**(0.019) |
| 农地处分权 | 0.089(0.119) | 0.010(0.015) | -0.008(0.010) | -0.007(0.016) |

**注:*****、**和*分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著;括号内为稳健标准差。

1. 农地产权对农地配置行为的调节

图 5 至图 8 汇报了不同农地产权下,转入和转出农地对农业收入的偏效应。结果表明,使用权和处分权均提高了农地转入对农业收入的正向激励,同时强化了农地转出对农业收入的负向激励。这是因为,农地处分权和使用权的完善使得要素配置结构,以及种植结构都能按照农户比较收益最大化的原则进行调整,提高了的资源配置效率反过来也会激励劳动力的生产积极性。同时,转入农地必然造成劳动力在农业中相对集中,从而提高了家庭农业收入规模和占比。当然,农地要素的合理配置提高了流动要素的边际生产率才是家庭农业收入增加的主要原因。类似的,农地产权的完善使得那些转出农地的农户具有更多的自由进行非农转移,而基于家庭比较收益最大化的决策必然使得农户选择那些劳动耗费较少、分工程度或机械使用率更高,以及市场风险更小的作物(主要是大田作物,如水稻和玉米等粮食作物),这与转入农地以追求经营效益最大化的农户具有本质上的区别,表现为家庭农业收入规模和占比的下降。上述发现与图 1 和图 2 一致,具体机理不再赘述。

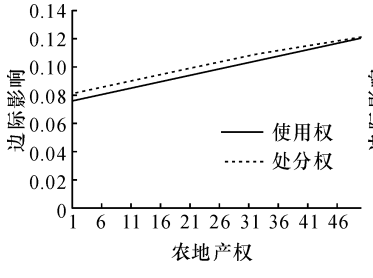



**图 5　农地转入与农业收入规模**

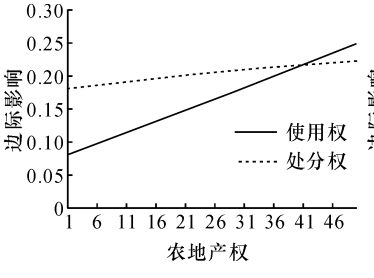



**图 6　农地转入与农业收入占比**

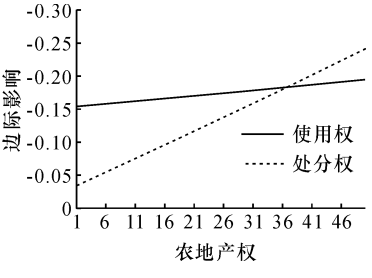



**图 7　农地转出与农业收入规模**

2. 农地产权对劳动力配置行为的调节

图 9 和图 10 汇报了不同农地产权下,农业劳动力比重对农业收入的偏效应。结果表明,使用

权的完善降低了农业劳动力比重对农业收入的正向激励,处分权的完善则提高了农业劳动力比重对农业收入的正向激励。原因是,使用权的完善虽然会优化农业种植结构和提高要素配置效率,从而提高农地产出率和劳动生产率,但在农作物种植结构短期不发生大调整和技术短时间难以扩散的情况下,使用权近乎完全的状态也会抑制劳动生产率的持续增加。相反,处分权的完善在调整农业劳动力配置结构的过程中也会引致农地要素、物质资本等要素向农业的积聚,并通过农业劳动力技能富集效应优化农业劳动力内部结构,表现为家庭农业收入规模的增加。而且,随着农地规模的增加和经营效率的改善,劳动力在农业和非农行业的价格差也会被持续拉平。这一发现与图3和图4一致,不再详述。

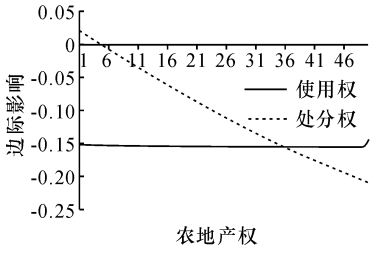



图8 农地转出与农业收入占比

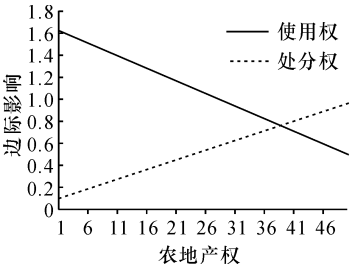



图9 农业劳动力比重与农业收入规模

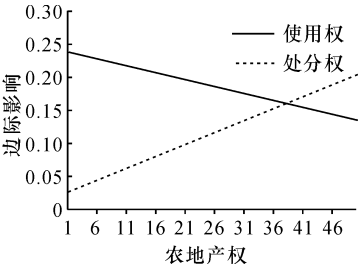



图10 农业劳动力比重与农业收入占比

## 五、简要结论与讨论

本文利用广东省2492户农户调查数据,分析了农地产权和要素配置对家庭农业收入的影响,并考察了农地产权对要素配置的调节机制。研究表明,农地产权通过作用于农业生产要素的配置,进而影响了农业绩效和家庭收入结构。在引入使用权和处分权表征农地产权在当前的实践特征后,实证结果表明:(1)农地和劳动力在农业中的配置提高了家庭农业收入规模和占比,处分权的完善则通过赋予农户处置农地和自由配置劳动力的权能,分别提高和降低了农地和劳动力规模对农业收入的正向激励;(2)使用权的完善虽然可以优化农业种植结构,提高农地规模对农业收入规模的正向激励,但扩大的部门要素价格差异降低了种植结构调整所能吸纳的优质劳动力,具体表现为使用权完善弱化了劳动力规模对农业收入的正向激励。此外,基于农地流转行为和农业劳动力比重的分析同样证实了上述结论。

本文研究表明,农地产权通过作用于生产要素的配置,进而影响到家庭收入结构的变化。造成这一现象的原因是,完善的农地产权赋予了农户更多的行为空间来对家庭资源进行最优配置,而这也是我国政治制度包容性增长引致的经济制度市场化及主体资源配置利益导向的真实写照,并表现出农户收入转型与农业绩效的增长困境。作为农村主要的资源配置制度,农地产权从建国以来大致经历了农户私有、完全的集体所有和1978年之后统分结合的家庭承包制度,该制度的历史演变历程也是我国政治制度和经济制度的最真实反映。国家对农地的赋权改善了农业结构,同时还从农地市场配置和剩余索取权方面保证了农地从生产要素向资产的过渡。但法律层面的产权制度的完善也引发了农地转移和城乡劳动力的流动,这意味着国家从农地汲取性政治制度向包容性农地产权制度的转型,并通过户籍制度改革和农村劳动力转移扶持政策等途径,提高了农村固定资产和流动要素的市场化程度。最为明显的是,农户收入结构中非农收入和工资性收入持续增加,而农地的经营性收入则在持续减少。这一方面源于农业比较优势的下降,另一方面也来自包容性制度降低了农村劳动力非农转移的体制性束缚。

那么包容性的农地产权制度与农业发展具有一致性吗?首先,当前农地市场与劳动力市场的

资源配置机制存在较大差异,劳动力部门分布具有利益导向特征,而反观农地市场,一方面市场流转机制不完全,流转契约正式化程度不高,流转主体以小农户为主,农地市场价格偏低,另一方面则是农地市场交易缺乏自我实施的内在激励。同时,农地产权的包容性增长在强化农地处分权时也降低了对农业劳动力的束缚,加上劳动力价格部门差异的扩大,农村劳动力的市场化流动比农地要素更为完全。也就是说,农地产权完善其实分割了农村要素市场,并使得部门要素价格差进一步固化了要素市场的结构化特征。在此背景下,劳动力配置与农地配置的结构失衡必然导致流动要素在市场不完全的情况下更具优势,并集中体现为农业绩效的增长受抑。因此,收入转型实际上表征了农户在资源配置中的利益导向趋势,农地产权的完善则通过相对价格将农地市场与劳动力市场区分开,并造成比较优势较弱的农地经营面临要素市场的挤出效应。换言之,完备的农地产权制度诱发完善的要素配置市场是具有过渡性的。由此,农地产权制度的完善不仅需要提高农户的自主决策权,更需要通过政治资源和经济资源的移植来提高农业经营的比较优势。在此基础上,通过培育优质农业劳动力和建构农业收益与绩效协同显化机制,以集约经营为依托进一步降低优质农业劳动力在部门分工中的收益失衡,最终在资源配置与主体激励两个维度提高农地产权制度影响农业绩效的逻辑一致性。

具体的措施包括:在完善农地产权制度的同时,加大政府对农地要素市场发育的建构性作用,强调市场价格在农地配置中的决定性作用;提高农业经营政策扶持力度,推进新型农业经营主体培育的适度规模化和本地化;完善农地承包经营权的资产化实现机制,推动农业社会化服务的自我实施;加大农业技术和生产技能培训力度,提高农业生产的技术和管理效率。在此基础上,进一步提高农业与其他部门的发展协调性,通过户籍制度改革、农业投资政策倾斜和人才培养等途径,加大对农业部门的资源转移,并借助农地产权制度在实践中的自我完善推动要素配置效率的改善与农业绩效的提高。

**参考文献:**


[1]王小鲁, 樊纲. 中国收入差距的走势和影响因素分析[J]. 经济研究, 2005(10): 24 - 36.

[2]钟甫宁, 何军. 增加农民收入的关键: 扩大非农就业机会[J]. 农业经济问题, 2007(1): 62 - 70.

[3]高梦滔, 和云. 妇女教育对农户收入与收入差距的影响: 山西的经验证据[J]. 世界经济, 2006(7): 82 - 91.

[4]李实. 中国个人收入分配研究回顾与展望[J]. 经济学(季刊), 2003(2): 1 - 27.

[5]陆学艺. "三农"新论——当前中国农业、农村、农民问题研究[J]. 南方农业, 2005(9Z): 34 - 38.

[6]王春超. 农村土地流转、劳动力资源配置与农民收入增长: 基于中国 17 省份农户调查的实证研究[J]. 农业技术经济, 2011(1): 93 - 101.

[7]GHATAK M, ROY S. Land reform and agricultural productivity in India: A review of the evidence[J]. Social Science Electronic Publishing, 2008, 23(2): 251 - 269.

[8]FENG S, HEERINK N, RUBEN R, et al. Land rental market, off-farm employment and agricultural production in southeast China: A plot-level case study[J]. China Economic Review, 2010, 21(4): 598 - 606.

[9]MA X, HEERINK N, IERLAND E V, et al. Land tenure security and land investments in Northwest China [J]. China Agricultural Economic Review, 2013, 5(2): 281 - 307.

[10]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.

[11]MULLAN K, GROSJEAN P, KONTOLEON A. Land tenure arrangements and rural-urban migration in China[J]. World Development, 2011, 39(1): 123 - 133.

[12]ALCHIAN A, DEMSETZ H. The property right paradigm [J]. The Journal of Economic History, 1973, 33(1): 16 - 27.

[13]李宁, 何文剑, 仇童伟, 等. 农地产权结构、生产要素效率与农业绩效[J]. 管理世界, 2017(3): 44 - 62.

[14]NORTH D C. Economic performance through time[J]. American Economic Review, 1994, 84(3): 359 - 368.
[15]速水佑次郎. 发展经济学: 从贫困到富裕[M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2002: 86 - 91.
[16]刘俊杰, 张龙耀, 王梦珺, 等. 农村土地产权制度改革对农民收入的影响——来自山东枣庄的初步证据[J]. 农业经济问题, 2015(6): 51 - 58.
[17]程名望, 史清华, JIN Yanhong. 农户收入水平、结构及其影响因素——基于全国农村固定观察点微观数据的实证分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2014(5): 3 - 19.
[18]董晓霞. 种植业结构调整对农户收入影响的实证分析——以环北京地区为例[J]. 农业技术经济, 2008(1): 10 - 17.
[19]高梦滔, 毕岚岚. 村干部知识化与年轻化对农户收入的影响: 基于微观面板数据的实证分析[J]. 管理世界, 2009(7): 77 - 84.
[20]LANG H, MA X, HEERINK N, et al. Tenure security and land rental market development in rural China—Actual versus perceived security[C]. Yanglin: 6th CAER-IFPRI Annual International Conference, 2014.
[21]钟甫宁, 陆五一, 徐志刚. 农村劳动力外出务工不利于粮食生产吗? ——对农户要素替代与种植结构调整行为及约束条件的解析[J]. 中国农村经济, 2016(7): 36 - 47.
[22]MA X, HEERINK N, IERLAND E V, et al. Land tenure insecurity and rural-urban migration in rural China [J]. Papers in Regional Science, 2016, 95(2): 383 - 406.
[23]BANKS A J, NICHOLAS A V. Emotional substrates of white racial attitudes[J]. American Journal of Political Science, 2012, 56(2): 286 - 297.

# Farmland Property, Factor Deployment and Family Farming Income

QIU Tong-wei
(*a. College of Economics and Management; b. National School of Agricultural Institution and Development, South China Agricultural University, Guangzhou* 510642, *China*)

**Abstract**: Base on survey data of 2492 households collected in Guangdong province, this paper analyzes the impacts of farmland property and factor deployment on family farming income. The research result indicates that firstly under the condition of agricultural production technology consistency, the scale of farmland and agricultural labor has positive impact on family farming income. Secondly, farmland usufruct optimized by agricultural production structure improvement increases the positive impacts of farmland scale on family farming income scale, but farmland usufruct also tends to decrease the positive impacts of farmland scale and agricultural labor scale in family farming income by encouraging rural labor migration. Thirdly, farmland deposition right increases the positive impact of farmland scale and decreases the positive impact of agricultural labor scale on family farming income by vested rights to dispose of farmland and labor. Finally, the research on behavior of farmland transfer and labor deployment also indicates farmland property can improve the agricultural performance and family farming income.

**Key Words**: family farming income; land transfer; farmland property; factor deployment