

农地产权结构、生产要素效率与农业绩效^{*}

□李 宁 何文剑 仇童伟 陈利根

摘要:该研究围绕产权排他性,通过构建测度农地产权结构的“内容实质—主体干预—排他边界”框架,以1978~2010年省级面板数据为样本,从农业生产要素效率变化的视角回答了农地产权结构如何影响农业绩效的内在路径问题。研究表明:(1)改革开放以来,农户的农地产权排他性得到了有效增强,且在提升程度上按照农地收益权、农地使用权和农地处分权的次序依次递减;(2)这3项权利排他性的增强均显著正向影响了土地要素与劳动力要素对农业绩效的作用效率,但影响的变动趋势存在着一定的差异;(3)在农地使用权方面,随着农户自主决策经营农地行为的日益排他,农业生产中的土地要素和劳动力要素效率均受到了正向的显著影响,但影响幅度却在逐渐降低;(4)而在农地收益权方面,随着农户独享产出收益行为排他性的增强,土地要素效率受到了持续增强的正向显著影响,但劳动力要素效率却受到了持续弱化的正向显著影响;(5)最后在农地处分权方面,随着农户自由处置农地行为排他性的增强,土地要素和劳动力要素效率均受到了持续增强的正向显著影响。据此,文章最后从农业生产要素效率变动的角度,简要讨论了农地产权管制的“合理界定”与“失当干预”问题,并提出了加强农地产权保护,增强农户产权排他性,推进农地处分权改革,以及从要素效率角度注重不同权利及政策之间相互协调等方面的政策建议。

关键词:农地产权结构 使用权 收益权 处分权 农业绩效 生产要素

一、问题提出

农地产权制度与农业绩效之间的关系,一直是实务界和学术界关注的热点话题(姚洋,2008;kung, Bai, 2011)。在当前农业绩效关乎农业模式和农民收入结构等转变能否取得成功的背景下(冒佩华等,2015),十八届三中全会更是全面开启了我国农地产权制度的新一轮改革,2015年出台的《深化农村改革综合性实施方案》则进一步将农地的“三权分置”改革明确为深化农村土地制度改革的基本方向,希望由此推动农地要素的高效配置,进而促进现代农业的转型与发展。而这实际上是把改革的要点放到了产权结构深层次的优化上(李宁等,2016),但制定有效公共政策的重要前提是要了解该项政策与其目标之间发生联系的内在逻辑(邓恩,2011)。所以,为了尽可能保证以农业绩效为目标之一的农地产权政策在改革过程中的有效性,便需要首先在逻辑上找出农地产权结构影响农业绩效的内在路径。

事实上,农业绩效的实现最终取决于农业生产中诸种要素的经济效率(速水佑次郎,2002),而农地产权则会通过激励和约束主体对农业生产要素的使用与配置,导致农业生产要素效率的变化(林毅夫,2010)。由此可见,农地产权结构对农业绩效的影响,是通过作用于农业生产要素的效率变化来得以实现的,但大多数研究并未深入探讨这一可能路径的内

^{*}本文得到国家自然科学基金面上项目“粮食价格调控与市场反应机制研究——基于农户与粮食企业行为视角”(编号:71673127)和粮食公益性行业科研专项项目“粮食产后损失浪费调查及评估技术研究”(编号:201513004)的资助。仇童伟为本文通讯作者。

在“黑箱”。因此,本文将从农业生产要素效率变化的视角,探究农地产权结构影响农业绩效的内在路径问题。这一研究不仅可以加深对农地产权结构影响农业绩效内在机理的认识,推进当前的农地制度改革。同时,也将在地权结构层面深化涉及农业生产要素与农业绩效的已有讨论。此外,为满足实证分析的需要,围绕产权排他性所构建的用于测度农地产权结构的“内容实质—主体干预—排他边界”框架,也在一定程度上弥补了现有文献在历史维度对农地产权结构的制度量化的研究。

考虑到本文更为关注的是农地产权界定影响农业绩效的经济价值,所以本文认同完整的农地产权结构只需要包括农地使用权、收益权和处分权的观点(张五常,2002)。因为主体对产权价值的实现,在确保收益的行为基础上,最终还是需要依靠自己使用资源,或者是处分给他人,抑或是共同使用才能实现,即使用、收益和处分的这3种行为基本上已经可以统一并涵盖利用资源的所有行为(Alchian, Demsetz, 1973)。并且,这一结构划分也符合改革开放以来我国农地产权制度变革的实践内容(杨小凯等,1999)。此外,从大多数研究所强调的人地关系这个基本国情出发(温铁军,2009;林毅夫,2010),本文将集中分析农地产权结构影响农业生产中土地和劳动力两类要素效率的影响。在余下内容的安排上:第二部分将综述农地产权结构影响农业绩效的已有文献,并由此引入生产要素效率变化作为内在路径的理论分析和提出相应的研究假说;第三部分为测度农地产权结构框架的理论构建及具体应用;第四部分为实证设计;第五部分为实证结果分析;最后从农业生产要素效率的角度,简要思考农地产权管制的评价问题,同时给出全文研究的结论与政策建议。

二、农地产权结构如何影响农业绩效:文献综述与理论分析

(一)文献综述:生产要素效率变化作为内在路径的引入

既有研究不乏对“农地产权结构如何影响农业绩效”内在逻辑的探讨,根据对农地产权结构的具体理解,可以将现有研究大致分为3类。

第一类研究是将农地产权当成单一的整体,进

而分析其对农业绩效的影响。在理论和实证分析中表现为仅纳入农地产权的单一变量(林毅夫,2010),或者直接采用反历史计量等方法从侧面论述农地产权对农业绩效的影响(黄少安等,2005)。但是,农地产权对农业绩效的影响,必然是地权内部结构对农业绩效产生独立影响后所呈现出的整体效果。更何况,农业本身的发展也提出了细分农地产权内部结构的现实需求(李宁等,2016)。那么,这种整体观就有着无法打开农地产权结构内核或剥离农地产权制度作用的缺陷。以采用反历史计量法的研究为例,由于此类方法采用反历史事实的假设,只是将不同时段的生产要素投入置于不同时段的生产方程中进行结果的比较,由此论证产权制度对农业绩效的影响,这一方面无法揭示农地产权内部结构对最终生产方程的影响,另一方面这种比较的前提也忽视了农地产权制度对要素投入量的作用,从而使得它们也只能显示出制度的大致优劣,而难以准确度量产权制度的实际绩效。因此,基于整体观的这一类研究不仅存在滞后理论研究的嫌疑,也难以提出符合实践需求的对策。

第二类研究是对农地产权进行了剩余控制权和剩余索取权的结构划分(何一鸣,2010)。此类研究看似借用了组织经济学中的一个可操作化范式,但如果从市场契约的理论出发,可以发现相较于剩余控制权只能存在于不完全契约之中(Hart, 1995),后者的剩余索取权却同样可以出现在完全契约之中(Fama et al., 1983)。换言之,这两个概念其实归属于不同的理论范式(不完全契约和完全契约)。那么,对农地产权结构进行的此类划分及由此对影响农业绩效内在机理的探究,在分析伊始便存在理论基础不一致性的问题。更何况,这一契约结构的有效借用,只有在主体可自由谈判的条件下才有意义(Williamson, 2002)。如果我们采用此类划分研究人民公社时期的农地产权结构,就会发现当时农地产权的订立没有通过主体自由谈判的事实(黄砾等,2014),造成这一时期的农地产权“契约”在市场性质上并不成立(周其仁,2002)。既然如此,我们又如何能基于市场契约的这种“剩余”式权利结构来探究其对农业绩效产生影响的内在路径问题呢?因此,我们需要一个能对农地产权结构进行更具一般性划分的范式,而第三类研究就提供

了这样一种分析范式。

第三类研究是从产权的可分割性特征出发,将农地产权结构细分为使用权、收益权和处分权(张五常,2002;Yao,2000),并由此将不同权利对农业绩效的影响进行了类型化的区分与总结。如通过地权稳定性(Yao,2000)、投资效应(Beekman et al.,2012)和资源禀赋效应(罗必良,2013)等对农地使用权影响的分析,还有依据社会保障效应(Dong,1996)等对农地收益权作用的探讨,以及借助交易收益(Besley,1995)、边际产出拉平效应(姚洋,2008)和资源配置效应(Jacoby et al.,2002)等对农地处分权作用的研究等等。但这些研究在区分农地产权结构不同影响效应的同时,却又由于缺乏内在路径的一致性讨论,导致这类研究一方面忽视了对三项权利影响效果的比较,另一方面也使得在政策制定中可能会遗漏对不同农地产权政策效果之间的预期与协调,如朱满德和程国强(2011)便指出了农地补贴的收益权政策与农地流转的处分权政策效果之间的内在冲突。

其实,文章第一部分根据发展经济学的研究就已经指出,农地产权结构对农业绩效产生的各种影响,实际上可以通过生产要素作用农业绩效的效率变化这一路径来得以实现。但关于农业生产要素对农业绩效作用的已有文献,虽然强调了农地与劳动力等要素对农业发展本身的效率贡献问题,并进行了要素效率在生产和配置种类上的理论区分与实证测度(张乐等,2013)。但大多数研究一方面由于假定制度外生不变而忽视了对农地产权结构作用于农业要素影响农业绩效效率变化的分析,另一方面在探讨农地产权影响农业生产要素时又并未引入农业绩效的考察。为此,本文将引入这三项权利对农业生产中土地要素效率和劳动力要素效率的影响作为中间环节,借此探究农地产权结构影响农业绩效的内在路径问题,如图1所示。

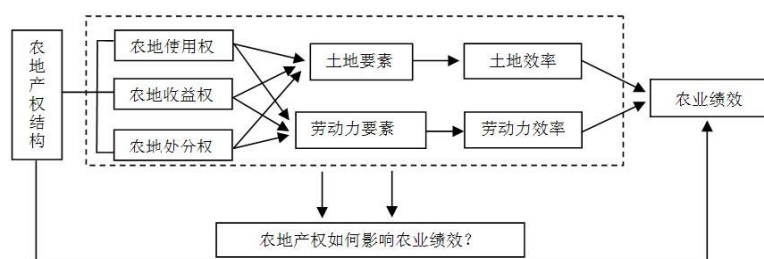


图1 理论思路的简要逻辑

(二)机理分析与假说提出

鉴于农业要素效率可以分为生产效率和配置效率两部分(速水佑次郎,2002),我们将通过分析农地使用权、收益权和处分权三项权利对土地要素和劳动力要素生产效率与配置效率的作用,考察农地产权结构影响要素效率进而影响农业绩效的内在机理。为简化理论分析,本部分将从投入角度(既定产出水平下的要素投入最小化)分析只有两种生产要素(土地和劳动)和一种产出(农业产值)时的情况。在分析之前假定最优的生产技术外生给定且规模报酬不变,同时土地要素和劳动要素均具有同质性。图2中, X_1 、 X_2 、 Y 分别表示土地要素投入、劳动力要素投入和农业产值,横、纵坐标分别表示每单位农业产值所需要的土地和劳动投入(X_1/Y 、 X_2/Y)。曲线 HH' 代表既定生产技术水平下的生产前沿面,直线 AB 的斜率表示土地与劳动要素价格之比,点 $F(f_1, f_2)$ 代表农户在给定的农地产权结构界定程度下实际要素使用和农业生产状态。且 OF 与 HH' 、 AB 分别相交于点 $E(e_1, e_2)$ 和点 $C(c_1, c_2)$, AB 与 HH' 相切于点 $D(d_1, d_2)$ 。

由于要素的生产效率度量的是在既定生产技术水平下,生产主体对投入到农业领域要素的实际使用程度(Farrell,1957)。而此时农户的生产点 F 明显远离了最优的生产效率点 E (此点为不考虑价格信息时单位产出数量上的最小投入点),故此时土地要素和劳动力要素的生产效率(TE)分别为 $TE_{\pm}=e_1/f_1$ 、 $TE_{\text{劳}}=e_2/f_2$ 。进一步加入要素相对价格的信息之后,配置效率度量的便是保持产出不变能节约的成本问题(Farrell,1957), CE 即表示可以节约的成本(因为生产效率只是表征投入资源的数量有效,但不同要素的成本不同)。所以,此时土地要素和劳动力要素的配置效率(AE)可分别表示为 $AE_{\pm}=c_1/e_1$ 、 $AE_{\text{劳}}=c_2/e_2$ 。

考虑要素成本之后的生产要素效率,将由生产

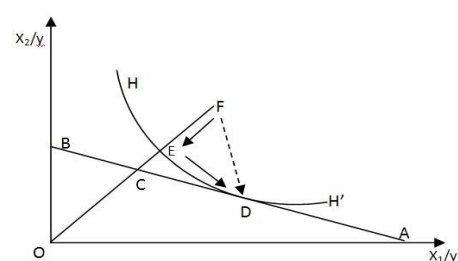


图2 要素效率分解：生产效率与配置效率

效率和配置效率的乘积共同决定(Fare et al., 1985),所以,此时:

$$\text{农业生产中最终的土地要素效率} = TE_{\pm} \times AE_{\pm} \\ = e1/f1 \times (c1/e1) = c1/f1 \quad (1)$$

$$\text{最终的劳动力要素效率} = TE_{\text{劳}} \times AE_{\text{劳}} \\ = e2/f2 \times (c2/e2) = c2/f2 \quad (2)$$

可以发现要提高生产效率,就要尽可能的在保持投入要素比例不发生变化时,实现向最优技术前沿的靠近(即实现F点沿OF直线向点E的靠近,以降低生产效率的损失)。此外,要提高要素的配置效率,就要尽可能的在保持要素投入符合生产技术最前沿的组合之时,实现既定要素成本比例下投入数量的最优配比(即实现E点沿曲线HH'向D点靠拢,改变要素之间的配比关系,降低配置效率的损失)。需要特别指出的是,其中一个效率的损失(如配置效率的损失)总会在某种程度上降低另一个效率提升(如技术效率)对总生产效率的改进作用(将上述公式改写成公式(3),即要素效率=生产效率×(1-配置效率损失)=生产效率-配置效率损失×技术效率,就可以很好的理解),并且效率损失越大,这种制约作用越明显。

研究假说 I:随着改革开放以来农户对农地使用权排他性程度的提高,农业生产中的土地要素和劳动力要素效率均将受到正向的显著影响,但影响幅度将逐渐降低。

农地使用权强调的是决策主体自主经营的行为空间。在以粮为纲和计划经济体制下,国家的指令性生产计划包括每种农作物的种植面积、产量和投入水平等内容,而农户和公社作为执行者只能按照国家的意志进行土地的经营和劳动的配置。除此之外,公社必须上缴的“皇粮国税”也进一步制约了农户种植作物的自主决策。而要使这种产权管制有效,国家必须付出包括收集与处理农地特征、作物特性和天气变化等在内的巨大信息成本。此外,国家作为非有形主体,具体作物计划的实施还面对着从中央到农户之间的层层委托代理,需要付出巨大的组织成本与执行成本。于是,国家面对如此巨大的信息成本与执行问题,便只能是在约束条件下约简农地生产的计划内容,主动放弃对部分有价值信息的收集与处理。表现在结果上,便是统一要求各地以粮为纲,实行各地区粮食的自给自足政

策。而为了增加产量,复种指数的增加也打破了作物生产的最优布局,比较优势的丧失更加不利于转变低效的农业生产模式(林毅夫,2010)。

因此,随着改革开放之后农户自主决策农地生产权利的逐渐增强,加上农户更能适应对农地生产信息的收集处理和农户家庭劳动具有自我雇佣的特点(钱忠好,2008),将使得农户在农业生产中逐步减少用于决策农地要素生产安排和监督、考核劳动力使用的交易成本。由此,在土地和劳动要素相对价格未发生剧烈变化的条件下(即配置效率的损失没有大幅度增加),农户农地使用权排他性的增强,在改善农地和劳动力生产效率的基础上,将显著提升农业生产中土地和劳动力要素的效率。但由于在我国具有成员权性质的农地使用权按照人地均分的原则对集体土地进行初始界定与分配,导致了农地的细碎化和小规模经营问题。而随着农业本身的发展,这种配置状态将不利于农地种植结构在现代农业转型下的调整(姚洋,2008),加上短期内不可能实现农业生产技术的巨大改进,所以随着农地使用权排他性程度的不断强化,其对土地和劳动两项要素生产效率的提升作用将逐步得到释放和弱化。与此同时,随着改革开放之后农业经营外部环境尤其是劳动力市场的逐步放开,农地使用权排他性的增强反而会由于禀赋效应的存在,固化原有人地均分的农地配置状态和降低农业生产中劳动力配置结构的合理性(罗必良,2013),所以2项要素配置效率的损失将逐步放大。其最终结果将如公式(3)所显示的一样,农地要素和劳动力要素配置效率损失程度的增加,将逐步抵消农地使用权排他性增强对2项要素生产效率正向提升的程度,由此导致2项要素效率增加幅度在边际上的逐渐降低。

研究假说 II:随着改革开放以来农户对农地收益权排他性程度的提高,农业生产中的土地要素效率和劳动力要素效率均将受到变动幅度不明确的正向显著影响。

农户对农地收益权的排他性可界定为农户排斥其他主体干预而独享农地产出收益的程度(张五常,2002)。改革开放之前一方面是国家剥夺了农户对土地的分红,并严禁农产品长途贩运和实行统购统销以限制农产品自由交易;另一方面则是公社

实行工分制的收益分配制度,使得农户的年终收益取决于年终可分配收益与所有农户加总工分数的比值,即每一工分的平均值。在这种情况下,国家付出的成本不仅包括通过各级组织获取农业产出时付出的行政及委托代理成本,还包括支付监督和考核农户生产活动的大量交易成本。其中,工分制的收益分配制度对于农户获取自身的劳动产出行为具有巨大的外部性,由此也就不难理解为什么农户会以偷懒等各种方式自发抵制公社的生产活动。

因此,随着改革开放之后农户独享农地产出收益程度的不断加大,尤其是农户获取农地产出收益外部性的逐渐内部化,将极大地激励农户在技术水平和生产计划不变(即农地使用权的不变)的背景下增加对农地要素自主生产安排的关注程度。此外,收益权排他性的增强还会增加农户对家庭劳动力在农业生产时间和活动质量上的有效配置(林毅夫,2010)。由此表现为随着农户对农地收益权排他性的增强,农地和劳动力要素生产效率的逐渐提高而导致这2项要素效率的同时增长。而在生产技术短期不变和农地人地均分状况不发生明显改变的情况下,农地收益权对农地要素生产效率的提升作用将同样逐步弱化。但需要指出是,随着农户独享农地产出收益程度的增加,农户为了增加农地产出收益也必然会在农地交易价值得到提升的同时,去改变地块细碎和小规模的农地经营问题,从而调整土地要素的错配状态,虽然其效果将受到农地薄市场和农户自身行为能力不足的严重制约。同时这种源自农户自身努力而产生的对农地配置效率逐渐弱化的提升效果,也会反向改善农地要素的生产效率(如农地面积的扩大使得种植结构更好转变等),进而一定程度上抵消掉了农地生产效率提升效果在边际上的下降幅度。但由于无法在理论上明确具体的程度变化,因此在农地要素效率最终变动的理论预期上,表现为增强农地收益权排他性将对土地要素效率产生变动幅度不明确的正向显著影响。

对于劳动力要素,农地收益权排他性的增强可以通过激励农户家庭劳动力的生产性行为,进而提高劳动力要素的生产效率。但在生产技术和人地均分不变的背景下,收益权排他性对劳动力要素生产效率的正向影响会因为权能激励效果空间的日益缩小而逐渐弱化。此外,从劳动力要素的配置上

看,如果考虑到家庭内部劳动力要素的优化配置和非农就业市场的比较优势,收益权排他性增强使得农户获取的农地产权租值的增加其实并不足以弥补家庭劳动力配置于农业生产时的机会成本。因此,农地收益权排他性的增强虽然会在整体上提升要素的经济效率,但从非农行业与农业中要素的相对价格来看,收益权排他性的增强在提高劳动力生产性激励的同时也会刺激农业生产中优质劳动力的非农转移,从而导致农业生产中劳动力的结构失衡,具体表现为农业劳动力老龄化和弱质化趋势的加快。由此可见,劳动力要素对农业绩效的作用效率虽然会随着农地收益权排他性的增强逐渐提高,但农户获取农地产出收益的绝对程度和劳动力非农就业价格的比值决定了劳动力要素的配置效率(这里是指农业劳动力结构的转变),进而表现为劳动力要素生产效率和配置效率边际贡献率的叠加变化趋势在理论预期上难以确定。

研究假说Ⅲ:随着改革开放以来农户对农地处分权排他性程度的提高,农业生产中的土地要素效率和劳动力要素将受到持续增强的正向显著影响。

改革开放之前国家严禁买卖和租赁农地,禁止农户退社,可以说这一时期国家对农地处分权的管制已近乎完全。在农户不能自由处置农地的情况下,国家凭借行政方式流动农地要素的成本是巨大的。因为在人民公社时期,农地要素初始配置的原则是以传统村落为边界的公社行政区划,而在户籍制度制约村社成员流动、禁止社员退社和“队为基础”的背景下,如果国家重新配置公社村队之间的农地,本身就将打破公社体制的既有产权规定,其重构成本是巨大的。此外,农户本身不拥有农地使用权同样也使得村社内部的要素无法自由流动。国家为了改善人地生产要素的配置,虽然通过划分作业小组以分工分段实行劳动力要素的分工作业,以期实现农地生产像工业一样的组织化分工作业。但农业本身的地域性、季节性和周期性等产业特性,使得农业迂回生产的交易费用要远远大于工业生产,中间农产品的协调生产很难像工业一样在空间上并列及同时进行(杨小凯,1999),其结果只能是进一步加剧了农地要素和劳动力要素在农业生产中的低效率利用。

因此,随着改革开放的推进,尤其是20世纪90

年代之后农户处置农地权利自由度的逐渐增强,加上农地要素和劳动力要素两类市场的逐步放开,处分权内含的流转、抵押和继承等内容的完善,使得农户对其现期投资在未来实现其市场价值越来越具有信心,有助于激励农户改善农地生产状况(如增加投资和尝试新技术等)。此外,农地处分权内含交易权属的完善也将在改善农地细碎及小规模等配置效率问题的同时,进一步改善农地要素的生产效率(如农地规模的集中扩大提高机械的使用效率等)。由此可见,无论是生产效率还是配置效率,农地处分权排他性的增强对土地要素的边际影响均具有不断增强的正向趋势。

对于劳动力要素,一方面随着农地处分权排他性的提高,农地的实际交易在改善农地细碎化和小规模经营状态的同时,将促进农地种植结构的转变(钟甫宁等,2000),增加农户家庭劳动力的务农时间及降低农业劳动力隐性失业的程度(黄宗智,2010)。此外,从劳动力要素的配置结构上来看,由处分权排他性增强引致的农地资源配置效率的改善,有助于固着农业生产中的优质劳动力和刺激农村非农就业劳动力的部分反流。其中一个重要的原因在于虽然农业生产与非农部分的要素价格持续扩大,但其在中国的情景中印证的是农地细碎化和规模经营不足引致的较低农业绩效。随着农地处分权排他性在政策层面的逐渐完善,由推进适度规模经营和培育新型农业经营主体引致的农业生产性扶持,将使得农业生产中优质劳动力的价格进一步显化。尤其考虑到农业劳动力在非农部门的人力资本不匹配问题,农业生产收益和经营效益对那部分劳动力的吸引力将更大。当然,随着处分权排他性增强诱致的农地要素集中也会挤出一部分农业劳动力要素,但可以肯定的是这种挤出效应可以实现优质劳动力和土地集约经营的高效匹配,进而在劳动力素质和结构上提高农业劳动力的配置效率。因此,农地处分权排他性的增强必然引致农业劳动力素质的提高和劳动力结构的优化,集约经营的效益则会进一步提高劳动力的生产性激励,带来劳动力要素生产效率和配置效率双重增长,最终在理论预期上表现为,农地处分权排他性程度的增强将对农业劳动力要素的效率带来持续增强的正向显著影响。

三、基于产权排他性的农地产权结构测度:框架的理论构建与应用

(一)测度产权排他性的理论框架构建:内容实质—主体干预—排他边界

制度量化是很多实证研究的难点,虽然部分研究通过采用案例分析(郭忠兴等,2015)、反历史计量(黄少安等,2005)和虚拟变量(陈志刚,2006)等方法,可以规避对农地产权结构的直接度量,但却同样存在无法打开农地产权结构内核或剥离农地产权制度作用的缺陷。此外,虽然也有学者设计了测度农地产权结构的指标体系(叶剑平等,2012;罗必良,2013),但由于缺乏来自产权理论本身的逻辑支持,而使得他们在指标选取、归类和赋值等方面往往存在很大的主观随意性。而在具体的实证分析中,由于大多数研究在长时段面板数据的获取方面存在困难,因而只能进行调研数据的短期面板分析(丰雷等,2013)或是一定样本量的截面分析(Kung, Bai, 2011),而缺乏对全国层面长时间面板数据的测度与使用。但如果能从一个具有理论支撑的测度框架入手,展开对农地产权结构长时期面板数据的有效度量,那么,这一过程无论是在制度量化的理论本身还是在数值结果上,无疑都可以构成对我国农地产权制度变迁的又一次全面回顾与深入把握。

从产权的基本概念出发,既然产权作为行为准则的内涵预示了界定权利的最终目的是为不同主体提供行为间的边界,而这种边界的有效性又取决于主体行为的实际排他程度(姚洋,2002)。那么由此出发便可以认为,如果要识别一个主体关于特定行为的产权状态,即完成对某一产权界定程度的实际度量,其实就可以从该主体能在多大程度上不受其他主体干预,而自由行使此项行为的角度来加以考察。据此,围绕产权排他性,我们提出具有“内容实质—主体干预—排他边界”这一内在递进逻辑的理论框架,以提供度量农地产权结构界定程度的理论依据和方法,如图3所示:首先,分析农地使用权、收益权和处分权这三项权利的内容实质,即这三项权利是为产权主体的何种行为划定排他边界;其次,分析农户在自由行使这些行为时,受到其他主体的干预程度。至于对其他农地产权主体的选择,考虑到国家、集体和农户一直是建国以来我国地权配置

中最为关键的交织主体(温铁军,2009;应星,2014),所以我们在具体的分析中将主要从国家和集体干预农户产权行为的角度进行测度;最后,由此得到农户在行使上述不同产权行为时所能排斥国家和集体干预的自由选择边界,而这个边界也就界定了农户拥有此项产权的实际程度。

(二)测度的具体应用

1. 农地使用权:度量“决策”行为的排他性程度

农地使用权界定的是产权主体自主决策农作物生产计划的行为空间,所以量化农户拥有的农地使用权程度,也就是要度量出农户能在多大程度上不受干预而自由做出农地的生产决策。

首先,是国家主体对农户生产决策内容的干预。1953年国家统购统销和1955年粮食“定产、定购、定销”政策相继实施,由此制定了“一、二、三”类征购、定购和议购的作物品种和数量,同时直接规定了粮食和谷物等大宗作物的播种面积,用于保证和满足自身对农业剩余的获取需求。国家的这种直接和间接干预,使得人民公社内部不得不按照“国家—公社—大队—(小)队(组)”的次序,根据国家的收购和生产计划,层层下发和分解用于满足这些强制要求的农作物选择和种植安排等最为具体的生产决策。这对于当时低下的农业生产条件而言,使得农户对农地的生产决策受到了国家最大化的干预。从人民公社晚期开始,国家开始逐渐放松了对农产品的征购和对农作物播种面积的控制,1985年国家也正式取消了粮食统购政策。但直到2004年国家才正式全面放开粮食收购市场。而在这之前,国家仍然通过具有强制性任务性质的粮食合同定购,影响着农户的生产决策自主性。所以,综合考虑,我们选择了国家每年粮食征定量占当年粮食总产量的比重,表示国家干预农户决策计划的程度,比重越大意味干预程度越高,农户决策农地

生产计划的排他性就越低。

其次,是集体主体对农户生产决策内容的干预。这主要是通过地权稳定性对农户生产决策产生的影响进行表征,也已被现有研究所发现(周其仁,2002;Kung, Bai, 2011;丰雷等,2013)。所以考虑到这一点,本文选取农地承包期作为综合反映集体干预的二级指标。在对此指标进行度量的时候,有学者如陈志刚(2006)用承包期的剩余年限指征使用权稳定性,这种以某一承包期为基数考察剩余年限的方法,固然可以反映这一时段内权利的稳定情况。但如果需要比较不同承包时段,此种度量对不同承包期差异的体现就会存在偏差。如在2015年(以1993年开始的30年承包期计算)和1992年(以1984年规定的15年承包期计算)当年剩下的承包时间同样都只有7年,但是前者的稳定性明显不同于后者。所以我们在文章中为了避免这个问题,并没有采用剩余年限的方式度量稳定性,而是通过比较不同承包期在政策文件和理论含义上的差异,更为客观和准确地进行赋值度量。具体方式是采用等差数列的赋值形式对其进行测度,永佃或者完全私有赋值1,将农地承包期存在过的0年、1~5年(1978~1983年期间)、15年(1984~1992年期间)和30年(1993年至今期间)4个期限,分别赋值0、0.25、0.5和0.75。

此外,由于上述两个一级指标影响的是农户生产决策的不同方面,即使粮食产量的计划完全被国家征定所影响,农户仍然可以拥有承包期所给予的决策稳定性。所以,我们最终选择以各级指标数值相加的形式度量农户使用权排他程度,公式为: $USE=W_1 \times (1 - \text{粮食强制定购量} / \text{粮食总产量}) + W_2 \times \text{承包期指标值}$ 。其中, W_1 、 W_2 分别为指标的权重,权重数值采用熵权法并根据指标数值的变异程度进行测算,以尽可能避免主观赋值存在的随意性。

2. 农地收益权:度量“独享”行为的排他性程度

农户从事农业生产的边际劳动回报能在多大程度上相符于边际产出,也就决定了这种收益权能在多大程度上实现收益的独享排他。因此,本文将农地收益权界定为农户能在多大程度上独享农地收益的排他性权利,包括选择以何种方式独享收

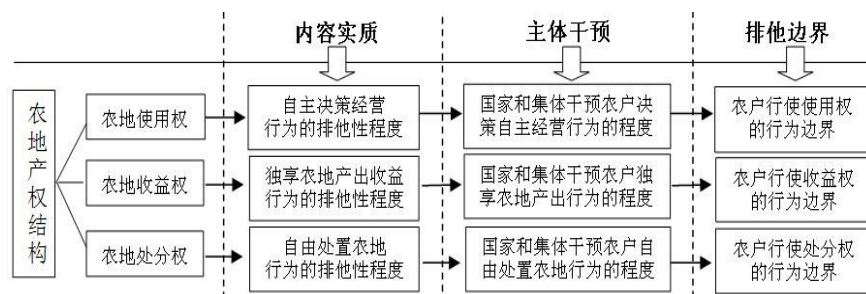


图3 测度农地产权排他性程度的理论框架：内容实质—主体干预—排他边界

益的权利。

首先,就国家干预农户独享收益的行为而言。在人民公社时期,国家一方面通过粮食的征收,以“公粮”无偿缴纳的形式出现。在农户收入来源单一的情况下,这种实物而非现金形式的征收无疑进一步侵犯了农户对农地产出收益的独享。随着1985年农业税进行以价代物形式的变革,以及2006年农业税在全国的最终取消,国家这一干预的方式才得以最终消灭。国家另一方面是通过压低购买价格,即通过价格剪刀差的方式获取农地的产出收益。但是已有研究发现当粮食收购的数量被强制决定时,收购价格的变化并不会明显影响农户的生产积极性(Sicular, 1988)。此外,随着1985年统购政策开始取消,1993年98%的县市放开粮食购销价格实行“随市就价”,进行了粮食流通体制的并轨。加上2000年之前我国粮食大多都为农户自我消费,商品化率不高情况,这些也再一次降低了农户生产对粮食价格的敏感性(Byrd, 1989;陈志刚, 2006)。因此,我们最终只选择国家征收农业税占当年农业产值的比重表征国家干预农户独享收益的行为程度。

其次,对于集体干预农户独享收益的行为而言。集体干预的第一种途径是收取管理费和提留,尤其是在人民公社解体之后,集体收取的三提五统,更是成为了农户进行农业生产和生活的巨大负担,于是国家和各省区不得不在20世纪90年代中期开始相继出台降低农民负担的条例与办法。此外,另一种容易被大多数学者所忽略的途径是对农户自主选择收益方式的干预,农户可以选择独自经营而直接独享边际收益,也可以通过集体生产获取不低于边际收益的平均收益。在人民公社时期,农户以自己所贡献的工分值作为最终获益的标准,但这又取决于所有加总的工分数和可分配的农业收入,因为这两者的比值才最终决定每个工分的平均收入。但是这并不是农户自发选择的结果,这种收益方式的契约形式也不具有自我实施的特征。随着家庭责任制的实施,收益方式被强制取消反而使得农户在不同的收益方式之间进行了自发选择。张五常(2002)和Hueth等(2007)的研究也证明了这一点。所以,我们以集体每年收取的提留数额占当年农业产值的比重和包干到户责任制的生产队比例,作为度量农户排斥集体这两种途径干预的两个二级指

标。前者的比重越大,农户对集体这种方式干预的排他性越低。后者的比例越大,则表示农户对集体第二种干预途径的排他程度越高。

由此,度量农户收益权的公式,可以表示为 $BEN=W_1 \times (1 - \text{农业税}/\text{农业产值}) + W_2 \times [W_3 \times (1 - \text{集体提留}/\text{农业产值}) + W_4 \times \text{包干到户责任制的生产队比例}]$ 。一级指标之间之所以选择相加形式,与上文度量使用权时的思路一致,不再赘述。同时,我们仍然采用熵权法求解一级(W_1, W_2)和二级(W_3, W_4)指标的权重,最终得出农户收益权的排他程度。

3. 农地处分权:度量“自由处置”行为的排他性程度

可以将农地处分权理解为决定由谁使用农地,以及在多大程度上由谁使用的排他权利。农地的处分大致可以分为买卖、流转、抵押和继承(高圣平, 2014),其中流转的方式可以再次细分为转包、出租、互换或者其他方式。考虑到体制原因,我国并不会存在农户买卖集体土地的权利,因此,此处对农地处分权的考察将只包括农地的流转、抵押和继承三方面的行为内容。

首先,农地流转方面。1984年中央一号文件开始鼓励农地向种植能手转移,但1986年国家的一号文件 and 同年的《民法通则》仍然明确规定了“土地不得买卖、出租或者以其他形式非法转让”。1988年的宪法修正案和修订的《土地管理法》正式承认了集体土地使用权流转的合法性,但这只是国家一定程度上将土地的部分处置权归还给到原本的集体层面(孔泾源, 1993)。1995年的《关于稳定和完善土地承包关系的意见》才正式指出了农户流转土地承包经营权的内涵,即在坚持集体所有制和原用途的条件下,农户的承包地可以通过转包、转让、互换和入股的形式进行流转,但此时农户的流转必须要经过发包方即村集体的同意。直到2003年的《农村土地承包法》才进一步明确了承包方(即农户)作为流转的主体地位,强调农户流转的自愿和自主性。此后,农户以转包、出租、互换或者其他方式流转农地时,只需要报发包方备案,而不用经过发包方的最终同意,此时农户流转的权利可以说实现了完全排他。所以我们对流转权的测度以国家允不允许农户流转和农户流转承包地有没有集体限制作为度量的标准,将流转权的赋值区分为1978~1994年(法律未明确农户流转权)、1995~2002年(明确农户

流转权,但受集体限制)和2003年至今(明确农户流转权,不受集体限制)3个时段,并且以等差形式将相应区段赋值为0、0.5、1^①。

其次,承包地继承权方面。在本文研究的“家庭承包的农地”这一类型上,一直有着农地继承是以个人还是以农户为继承主体的争论(程宗璋,2002)。1985年《继承法》是我国法律第一次开始涉及土地承包经营权的继承问题,其中明确了个人继承获得应得的承包地收益,但是同年的立法释义《关于〈继承法〉的立法说明》却为以后相关的法律法规,特别是2003年的《农村土地承包法》和最高人民法院相关的司法解释定下了基本框架和基调,即承包农地的主体是农户形式的家庭单位,个人的现期和林地的预期收益可以继承,但是只要“户”不消灭,单个户员的死亡并不会导致承包权的继承问题,也就是说农地的“继续承包”并不等同于民法上的“继承”。换言之,虽然2007年《物权法》将土地承包经营权归于用益物权的财产权范畴,但其没有在继承权上得到体现。农户对农地财产权的继承,仍然受到集体成员身份以及是否另立家庭等的干预与制约。所以我们仍然将能否继承和继承是否受限作为度量法律文本的条件,将完全财产式的继承权度量为1,由此将继承权的赋值区分为1978~1984年(法律未明确允许农地继承)和1985年至今(法律明确允许,但继承受方式限制)两个时段,并以等差形式将相应区段赋值为0、0.5。

第三,农地抵押权方面,我国现有法律对该权利同样采取了类型化的区分。自1984年人民公社解体之后,2003年的《农村土地承包法》才明确规定了土地承包经营权的抵押只限于“通过招标、拍卖、公开协商等方式承包并依法取得土地承包经营权证”的农村土地,也就说以成员权获取的家庭承包地并不在可抵押的农地范围之内。十八届三中全会之后,农地“三权分置”的改革才使家庭承包的农地抵押实践探索在各地逐渐展开,2015年国务院发布的《关于开展农村承包土地的经营权和农民住房财产权抵押贷款试点的指导意见》则明确赋予农村承包土地经营权抵押融资的功能,也预示着农村两权抵押贷款试点工作的正式启动。所以,本文对农地抵押权的测度同样按照能否抵押和有无限制条件加以度量,将时间区段划分为1978~2013年和

2014年至今,相应的区间分别赋值0、1。

由于农地的流转权、抵押权和继承权共同构成了农户处分农地的实质内容,所以我们选择“ $DIS=W1 \times \text{流转权} + W2 \times \text{继承权} + W3 \times \text{抵押权}$ ”的度量公式,仍然采用熵权法求解三项子权利的指标权重($W1$ 、 $W2$ 、 $W3$),最后计算得出农户的处分权排他性程度^②。

四、实证设计

(一)模型设计与估计方法

为揭示农地产权结构作用于生产要素效率对农业绩效的影响,本文构建了包含权利变量与生产要素交互项的计量模型,用以捕捉生产要素投入对农业绩效的边际效应和不同农地产权排他性程度下生产要素投入的偏效应,模型的基本表达式如下:

$$\begin{aligned} LNY = & \alpha + \beta_1 LAND_{it} + \beta_2 LABOR_{it} + \beta_3 USE_{it} + \beta_4 BEN_{it} \\ & + \beta_5 DIS_{it} + \beta_6 USE_{it} \times LAND_{it} + \beta_7 BEN_{it} \times LAND_{it} + \beta_8 DIS_{it} \\ & \times LAND_{it} + \beta_9 USE_{it} \times LABOR_{it} + \beta_{10} BEN_{it} \times LABOR_{it} \\ & + \beta_{11} DIS_{it} \times LABOR_{it} + \sum_{m=1}^{12} \beta_{12m} Z_{mit} + \mu_i + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

其中 Y 为模型的被解释变量,即农业生产总值。由于农业产值的标准差较大,因此对其取对数形式。 $LAND$ 、 $LABOR$ 为生产要素中的土地投入、劳动力投入。 USE 、 BEN 、 DIS 分别表示农户所拥有农地使用权、收益权和处分权的排他性程度。 $USE \times LAND$ 、 $BEN \times LAND$ 、 $DIS \times LAND$ 、 $USE \times LABOR$ 、 $BEN \times LABOR$ 、 $DIS \times LABOR$ 为权利与要素的交互项。 Z 为模型的控制变量,具体包括机械投入、化肥投入量、区域虚拟变量和时间趋势变量等。 μ_i 与 ε_{it} 分别为不随时间变化和随时间变化的残差项。

本文的研究样本为25个省级地区(不包括香港、台湾、澳门、新疆、西藏、广东、四川、重庆和海南地区)1978~2010年共33年的数据,合计样本量为825,可见本文处理的面板数据结构为T大N小。由于长面板中的T较大,每个个体信息较多,此时应当考虑扰动项 ε_{it} 组内自相关、组间异方差及组间同期相关等问题。适用于短面板的混合效应(OLS)、固定效应(FE)以及随机效应(RE)模型由于其假定扰动项 ε_{it} 独立同分布,因此并不适用于本文的模型估计。为解决扰动项中存在的组间异方差和组间同期相关的问题,可采用最小二乘虚拟变量估计法(LSDV)进行估计,同时使用“面板矫正标准误”

(PCSE)即可。然而,上述方法并不能够解决组内自相关问题,在扰动项同时存在组间异方差、组内及组间同期相关的时候,可采用全面FGLS对模型进行估计。但当扰动项只存在组内自相关时,为保障模型估计结果的有效性,此时应该采用仅解决组内自相关的FGLS。对于究竟使用上述何种方法进行估计,则取决于对组内异方差、组内自相关及组间同期相关的检验。同时,为了考察模型估计结果的稳健性,我们将被解释变量的滞后项带入原模型之中,即将静态面板模型变为动态面板模型,这样做的原因在于各省农业产值不仅受农地产权结构及生产要素等因素的影响,同时也会受到上几期农业产值变动趋势的影响(林毅夫,2010)。此外,对于长动态面板,由于其N较小,采用传统GMM方法进行估计可能存在严重偏差,此时可采用偏差修正LSDV法(LSDVC),而且蒙特卡罗模拟分析表明LSDVC的估计方法比传统GMM估计更加有效(Bruno, 2005),尤其是当被解释变量的滞后一阶系数接近于1时,LSDVC法效果更好(宋志涛,2012)。

(二)变量选择与测度

(1)农业绩效:本文所指农业为狭义范畴上的农业,主要是以种植业为主。主要原因在于:其一,大农业除了种植业之外,还包括林、牧、副、渔,这些产业之间的产权结构差异较大,如由于林业的特殊性,我国《森林法》就将林权的种类分为6类,即森林、林木和林地的所有权和使用权;其二,种植业本身在重要性方面也更加关乎国家粮食安全等重大问题。此外,选择产值数额作为绩效表现,一来是因为农业产值本身就是国家农业政策目标的“绩效”之一,二是因为采用长期的客观产出能有效避免制度绩效概念在学理讨论上的内涵争议(姚洋,2002)。最后,农业产值都以1952年的不变价格进行了换算,单位为亿元。

(2)农地产权结构:依据第三部分基于产权排他性所构建的农地产权结构测度框架,文章对1978~2010年农户对农地使用权、收益权和处分权的排他性程度分别进行了具体测度,数据特征参见表2。

(3)劳动力要素投入:由于无法直接获取从事种植业的劳动力数量,我们将种植业产值占农林牧副渔总产值的份额作为衡量种植业劳动力占农业总劳动力的比重,测算公式为种植业劳动力(LA-

BOR)=农林牧副渔从业人员×(种植业产值/农林牧副渔总产值),单位为亿人。在理论上,种植业的劳动密度可能要低于牧副渔业,因此在完全竞争市场上,按上述公式测度出的种植业劳动力数量可能偏大。但是考虑到我国粮食价格在很长时间内总体偏低,以国家牌价计算的价值份额作为权重又会使种植业劳动力的估测值偏低(林毅夫,2010)。因此,上述对劳动力数量的正反两方向作用存在一定的相互抵消效果,从而得到相对次优的测度结果。

(4)土地要素投入:与多数学者选择农作物播种面积作为农地要素的投入量不同,本文将各地区年底耕地面积作为土地要素投入量。这是因为在第二部分理论分析和第三部分的测度分析中,我们已经指出农业生产中的作物品种和种植密度等农户决策内容与农地产权结构排他性之间存在关系,且现有研究也已发现这种种植业内部结构的变动会对农业绩效产生重要影响(钟甫宁、朱晶,2000)。所以,如果以农作物播种面积表示土地投入,这本身就已经反映了农作物种植决策受到权利影响的结果,从而可能稀释农地产权制度对土地要素效率的作用程度。因此,本研究最终选择耕地面积(LAND)表示土地要素投入,单位为亿亩。

(5)控制变量选择:一是,化肥与机械投入。本文选取了化肥投入及机械动力投入作为主要的控制变量。同样,由于缺乏种植业机械动力投入的直接数据,故仍然按照种植业产值占农林牧副渔总产值的份额,作为衡量种植业机械投入占机械总动力投入的比重,测算公式为种植业机械动力投入量(POWER)=农林牧副渔机械总动力×(种植业产值/农林牧副渔总产值),单位为亿千瓦。此外,化肥投入(FERT)选择化肥施用量的折纯量表示,单位是亿吨;二是,其他控制变量:考虑到在长面板数据中T比N大,此时通过加入个体虚拟变量即可控制可能存在的固定效应(这对应于模型选择中的LSDV法)。为此,文章识别了研究省(区、市)的24个区域虚拟变量。此外,为进一步克服时间效应缺失对模型估计可能造成的影响,我们也识别了1978~2010年的时间趋势变量。另外,考虑到当年农业生产总值要受到上几期农业产值变动趋势的影响(林毅夫,2010),而且如果农业产值滞后项的系数接近

于1,那么模型估计中加入该变量更为合理(宋志涛,2012),为此,本文也加入了农业生产总值滞后1期作为控制变量。

(三)数据来源

粮食总产量来自《新中国六十年统计资料汇编》和《(各地区)统计年鉴》(2009~2011);1978~1988年粮食征定量数据来自《当代中国粮食工作史料(下)》和《全国各省、自治区、直辖市历史统计资料汇编(1949~1989)》,1989~2010年粮食合同定购量来源于各地区年度的《政报》和《人民政府公报》,以及各地区《地方粮食志》。同时,根据《农业经济资料(1949~1983)》中提供的相关数据,进行贸易粮和原粮间的区分与折合,粮食折合率取1953~1982年30年间的平均值85%;采取包干到户责任制的生产队比例,1983年和1984年数据来自《中国农业年鉴》,1978~1982年数据来自《中国农业全书(各地区卷)》和各地区《农业志》。

各地区历年农业税来自《新中国农业税历程》;集体提留1981~2010年数据来自《(1982~2011年)中国农业年鉴》和《1987~2010年中国农业统计资料》,1978~1980年数据来自各地区的《中国农业全书(地区卷)》和各地方志中的《农业志》。同时,考虑到上述农业税和集体提留都是按当年价格计算的数额,所以为了在求出占比的时候统一数值测算标准,此处农业产值也是按照当年价格度量的数值,1978~2008年数据来自《新中国六十年统计资料汇编》,其余年份数据来自2010~2011年《(各地区)统计年鉴》。

农林牧副渔从业人数、种植业产值(农业产值)、农林牧副渔总产值(农业总产值)、机械总动力投入、化肥投入以及耕地面积均来源于《新中国六十年统计资料汇编》和《(各地区历年)统计年鉴》,这些年鉴中缺少的农林牧副渔从业人数,以第一产业从业人数代替。同时缺少的部分耕地面积从《中国国土资源统计年鉴》中获得,没有直接给出的耕地面积,通过农作物播种面积除以复种指数的方式,或者通过耕地面积增减数量的换算,间接得到特定地区某年度的耕地面积。

五、实证结果分析

(一)长面板数据检验:组间异方差、组内自相关与组间截面相关

正如上文所述,在对模型进行具体估计前,首先需要对扰动项中是否存在组间异方差、组内自相关及组间自相关等进行检验。对于组间异方差及组内自相关问题,我们采用Greene及Wooldridge提供的沃尔德检验,而组间同期相关问题,则采用Greene提供的Breusch-Pagan LM检验及Friedman提出的半参数检验。为了保证检验结果的稳健性,我们对未加入控制变量(模型1)及加入控制变量(模型2)的模型均进行相关检验。最终检验结果见表2,组间异方差、组内自相关及组间自相关的检验结果均表明,无论是否加入控制变量,检验结果均在1%水平上拒绝原假设,即认为扰动项中是存在组间异方差、组内自相关及组间自相关问题,因此本文最终选用全面FGLS对模型结果进行估计。由于农业产值会受其“路径依赖”的影响,因此本文同时给出LSDVC估计结果。

表1 关键数据来源与变量描述性统计

数据类别	数据来源	数据备注
粮食 征定量	1、《当代中国粮食工作史料(下)》;2、《全国各省、自治区、直辖市历史统计资料汇编(1949~1989)》;3、《农业经济资料(1949~1983)》;4、各地区年度《政报》;5、各地区《地方粮食志》;6、各地区年度《人民政府公报》	贸易粮转化为原粮,折合率取1953~1982年30年间的平均值85%
包干到户 生产队比例	1、《中国农业年鉴》;2、各地方志中《农业志》;3、《中国农业全书(各地区卷)》	
集体提留	1、《(1982~2011年)中国农业年鉴》;2、各地方志中《农业志》;3、《1987~2010年中国农业统计资料》;4、《中国农业全书(地区卷)》	当年价格计算
农业税	《新中国农业税历程》	当年价格计算
变量		
具体	类别	样本量 均值 样本标准偏差 最小值 最大值
Y(亿元)	农业绩效	825 54.031 53.626 2.512 317.593
LAND(亿亩)	农地要素	825 0.542 0.357 0.030 1.776
LABOR(亿人)	劳动力要素	825 6.510 5.211 0.201 22.708
USE	农地产权 结构	825 0.818 0.139 0.367 0.939
BEN		825 0.935 0.0937 0.495 0.999
DIS		825 0.156 0.117 0.000 0.322
FERT(亿吨)	控制变量	825 0.012 0.011 0.000 0.066
POWER(亿千瓦)		825 0.088 0.100 0.003 0.642
区域虚拟变量		825 24个省(区、市)的区域虚拟变量
时间趋势变量		825 17 9.528 1 33
Y(滞后1期)		800 52.595 51.710 2.512 309.847

表2 相关检验结果

检验内容	检验方法	检验值	模型1	模型2	检验内容	检验方法	检验值	模型1	模型2
组间 方差	沃尔德 检验	卡方值	13807.63	2362.18	组间 自相关	Breusch-Pagan LM 检验	卡方值	5830.367	2304.612
		P值	0.0000	0.0000			P值	0.0000	0.0000
组内 自相关	沃尔德 检验	F值	18.134	10.400		Friedman	P值	0.0000	0.0091
		P值	0.0003	0.0036		Frees	P值	0.0000	0.0000

(二)模型估计

表3汇报了引入农地产权结构与农业生产要素交互项的估计结果。从模型的估计结果来看,未控制化肥与机械投入的FGLS模型与控制上述2个变量的FGLS模型相比,总体估计结果并未呈现显著差异,比较LSDV(1)与LSDV(2)、LSDVC(1)与LSDVC(2)的估计结果,同样证实了遗漏化肥与机械投入变量并不会造成模型估计结果出现较大变异。但对比FGLS模型与LSDV模型的估计结果,可以发现二者存在较大差异。造成该差异的主要原因在于LSDV模型中控制了区域虚拟变量,换言之,在本研究的模型估计中存在较为显著的固定效应。类似的,为刻画农业生产趋势的影响,LSDVC模型中引入了农业生产总值的滞后项。总体上看,LSDV模型与LSDVC模型估计结果中主要自变量的方向和显著性并不存在显著差异,但滞后项接近1的系数表明农业发展趋势确实是决定农业生产总值的一个重要因素。由此可见,在存在固定效应时,LS-

表3 农地产权结构、生产要素效率与农业绩效

变量	FGLS(1)	FGLS(2)	LSDV(1)	LSDV(2)	LSDVC(1)	LSDVC(2)
LAND	0.567*** (0.162)	0.784*** (0.166)	-0.563*** (0.093)	-0.329*** (0.106)	-0.203*** (0.054)	-0.157*** (0.060)
LABOR	0.081*** (0.008)	0.102*** (0.008)	0.018*** (0.005)	0.041*** (0.005)	0.021*** (0.003)	0.031*** (0.003)
USE	0.567*** (0.070)	0.755*** (0.096)	0.379*** (0.047)	0.601*** (0.058)	0.174*** (0.035)	0.255*** (0.040)
BEN	0.136* (0.078)	0.379*** (0.093)	-0.141*** (0.042)	-0.001 (0.052)	0.048 (0.031)	0.060 (0.037)
DIS	-0.279*** (0.079)	-0.185 (0.108)	-0.479*** (0.055)	-0.264*** (0.067)	-0.358*** (0.049)	-0.194*** (0.054)
LAND×USE	-0.612*** (0.125)	-0.810*** (0.130)	-0.023 (0.090)	-0.218*** (0.101)	-0.280*** (0.059)	-0.322*** (0.060)
LAND×BEN	0.344** (0.147)	0.271* (0.155)	0.594*** (0.088)	0.534*** (0.102)	0.390*** (0.056)	0.392*** (0.061)
LAND×DIS	-0.143 (0.181)	-0.185 (0.180)	0.306*** (0.108)	0.233** (0.122)	0.376*** (0.065)	0.283*** (0.069)
LABOR×USE	0.010 (0.009)	-0.003 (0.009)	-0.005 (0.006)	-0.019*** (0.006)	-0.011*** (0.004)	-0.017*** (0.004)
LABOR×BEN	-0.025*** (0.006)	-0.044*** (0.006)	0.003 (0.004)	-0.007 (0.005)	-0.009*** (0.002)	-0.009*** (0.003)
LABOR×DIS	0.048*** (0.011)	0.013 (0.011)	0.028*** (0.008)	0.005 (0.007)	0.019*** (0.005)	0.004 (0.005)
FERTILIZATION	未控制	18.503*** (0.812)	未控制	6.990*** (0.476)	未控制	4.851*** (0.360)
MACHINE	未控制	0.856*** (0.085)	未控制	0.493*** (0.058)	未控制	0.009 (0.027)
时间趋势变量	0.044*** (0.002)	0.030*** (0.001)	0.041*** (0.001)	0.034*** (0.001)	0.008*** (0.001)	0.007*** (0.001)
区域虚拟变量	未控制	未控制	已控制	已控制	已控制	已控制
农业产值 (滞后一期)	未控制	未控制	未控制	未控制	0.817*** (0.013)	0.789*** (0.013)
常数项	1.577*** (0.086)	1.203*** (0.104)	3.285*** (0.060)	2.854*** (0.070)	0.468*** (0.054)	0.380*** (0.049)
观测值	825	825	825	825	800	800

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

DV(1)、LSDV(2)、LSDVC(1)、LSDVC(2)的估计结果要比全面FGLS模型的估计结果更可靠。

表4给出了土地要素和劳动力要素对农业生产总值的边际影响。可以发现,6组模型的汇报结果显示,土地要素和劳动力要素的投入有利于农业生产总值的增加。而且,土地要素对农业生产总值的边际贡献率显著高于劳动力要素。这可能是因为虽然从十一届三中全会伊始,家庭承包制的实施有效促进了农户对农业生产的积极性,也确实在1978~1984年带来了农业生产总值的快速增加。但随着劳动力要素遭遇农地细碎化和经营规模偏小等人地矛盾,单位劳动力的投入面临着要素规模效益进入边际贡献率递减的阶段。而与之相反,在人多地少的背景下,土地生产要素的稀缺性决定了其单位增加对农业产值的贡献率要高于劳动力要素。其他控制变量的影响方面,化肥和机械的边际影响为正。已有研究就发现,在劳动力冗余和土地规模偏小的背景下,化肥的使用可通过直接提高土地生产力进而增加农业生产总值,机械的使用一方面有助于节省人力,另一方面则可以通过对土壤的翻耕,优化土壤结构,有助于提高农业生产绩效(速水佑次郎,2002)。但从LSDVC(2)模型估计的结果来看,机械的影响不再显著,原因在于引入农业生产总值的滞后项实际上识别了农业发展的趋势,与化肥必须当年投入不同,机械的使用或采购具有固定资产的一般特征,即相近年份的机械投入具有较高的相关性,并反映在农业生产总值中。扣除其他变量的影响,时间趋势变量对农业生产总值均为正向影响。

上文分析了生产要素对农业绩效的边际影响,虽然土地要素和劳动力要素的投入均有助于提高农业绩效,但正如理论部分所分析的,生产要素的作用效率是受到农地产权排他性程度影响的。为此,我们也考察了不同农地使用权、收益权和处分

表4 生产要素对农业绩效的边际影响

变量	FGLS(1)	FGLS(2)	LSDV(1)	LSDV(2)	LSDVC(1)	LSDVC(2)
LAND	0.411*** (0.031)	0.406*** (0.028)	0.023* (0.014)	0.045*** (0.016)	0.016* (0.009)	0.017** (0.009)
LABOR	0.072*** (0.002)	0.061*** (0.002)	0.022*** (0.041)	0.021*** (0.002)	0.007*** (0.001)	0.010*** (0.001)
FERTILIZATION	未控制	18.503*** (0.812)	未控制	6.990*** (0.478)	未控制	4.852*** (0.360)
MACHINE	未控制	0.856*** (0.085)	未控制	0.493*** (0.058)	未控制	0.009 (0.027)

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

权排他性程度下,土地要素和劳动力要素对农业绩效的边际影响,以期捕捉在农地产权排他性增强的过程中,生产要素效率受到影响的变化趋势。具体参见下文各部分。

1. 农地使用权排他性程度变化对农业生产要素效率的影响

图4和图5分别汇报了土地要素对农业绩效的累积贡献率和边际贡献率。可以发现,随着农地使用权排他性的增强,土地要素对农业绩效的累积贡献率逐渐增强,但曲线上升的越来越平滑。图5的结果则直观地表明随着农地使用权排他性的增强,其对土地要素贡献率的提升程度实际上在逐渐弱化,进而验证了假说I。主要原因在于,随着农地使用权排他性的增强,农户可以较为容易地克服以往生产性行为受抑的状况,进而激励了他们优化农地种植结构和降低了由信息不对称造成农地经营交易及监督造成的过高成本。例如,随着国家和集体对农户强制定购粮食大宗作物量的减少,农作物的种植结构从单一的大宗作物开始朝向多样化和高产值的农作物转变,粮食播种面积比例从1978年的80.4%下降到2010年68.4%。随着膳食结构的改善和市场对高产值蔬菜瓜果需求的增长,其种植比例更是从1990年的4.8%上升到2010年的13.3%,将近正向变动了177%。同时,随着农地使用权稳定性提高,农户向农业生产的投资程度也得到了不断提高。在1993年土地承包期延长前后,1995年人均购买生产性固定资产支出比1990年增加了209.6%。《农村土地承包法》实施的当年,即2003年农户投资农业固定资产的数额比例更是占到了全部的66.81%。随着之后工业反哺农业力度的加大,这一比例才降到2010年的34.25%,但仍然超过1/3。这表明,农地使用权排他性的增强确实激励了农户的生产性投资和对农地种植结构的优化,进而表现为土地要素生产效率的提高。

农地使用权本身所具有的成员权与社会保障属性,使得按人分地成为了一种内在的必然。而在我国人多地少的国情之下,这种必然就将导致农地经营规模过小和细碎化现象的并存。全国农村固定观察点数据显示,至2009年农村居民户均耕地地块数为4.1块,人均、劳均、户均耕地面积分别只有为1.83亩、2.54亩、7.16亩。在农地不可移动的地理位

置专用性和本身兼有社会保障不确定性的背景之下,其在农户长期占有的过程中必然造成土地要素配置的家庭固着和资源市场配置机制的形成受抑,进一步加剧了土地要素配置效率的下降(罗必良,2013)。这导致的直接后果就是农地使用权排他性的增强带来的土地要素生产效率的提高将受到配置效率下降的抑制,表现为土地要素对农业绩效边际贡献率的下降。因此,从农地使用权排他性对土地要素作用效率的影响来看,农户层面的激励有助于提高农地要素的生产效率。但从配置效率上看,农地经营的细碎化和农地交易的人格化特征将使得要素配置固着和结构低质化,进而抑制了要素配置市场机制的形成和农地的集约经营,降低了土地要素的作用效率。

劳动力要素的效率变动方面,图6和图7中FGLS(1)模型的估计结果与其他5组模型的估计结果存在较为明显的差异。主要的原因是FGLS(1)与其他模型相比存在遗漏变量、未控制固定效应等

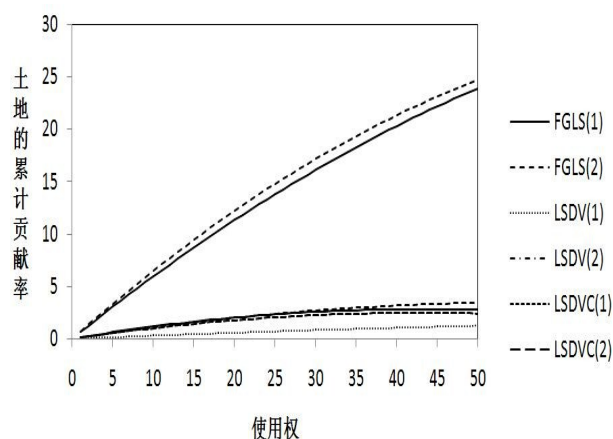


图4 农地使用权与土地累积贡献率

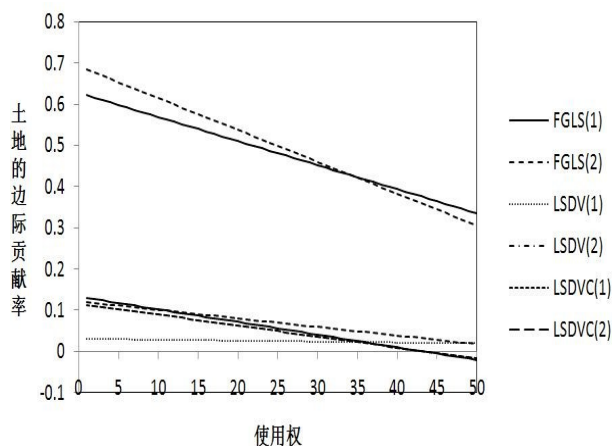


图5 农地使用权与土地边际贡献率

问题,因此,这里仅以其他5组模型汇报的结果作为讨论依据。可以发现,与农地使用权排他性对土地要素作用效率的影响类似,随着农地使用权排他性的增强,土地要素对农业绩效的累计贡献率持续增加。在边际上,图7显示随着农地使用权排他性的增强,其对劳动力要素贡献率的提升程度实际上也在逐渐弱化,同样验证了假说I。

从家庭劳动力的使用和配置决策来看,随着农地使用权排他性的增强,农户家庭一方面可以自由使用土地要素,另一方面则可以根据市场需求改变种植业结构,这将通过改善农户获取农地产出的外部环境,激励劳动力的生产积极性和家庭将劳动力投入农业生产中以提高农业绩效。但从滞留于农业生产中的劳动力结构变化特征来看,随着土地价格与劳动力价格的变化和非农就业市场的发育,农村青壮年劳动力从事农业生产的机会成本在逐渐增加。此时,家庭内部的决策倾向于在农业和非农业之间最优化劳动力资源的配置(钱忠好,2008)。但考虑到基于集体成员权的农地配置模式必须要求一定程

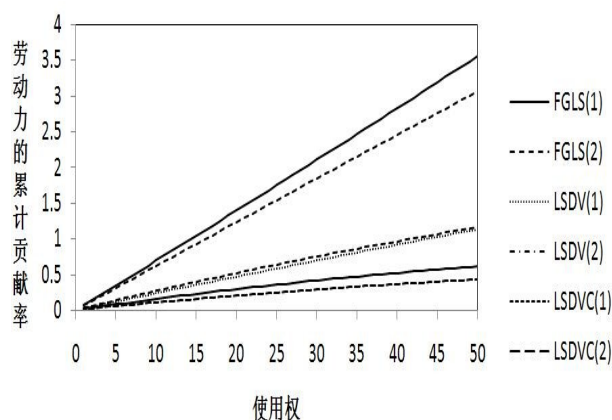


图6 农地使用权与劳动力累积贡献率

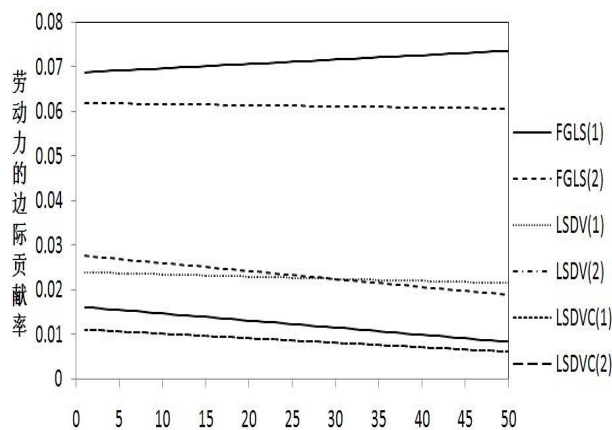


图7 农地使用权与劳动力边际贡献率

度的农业劳动力进行实际耕作,否则易造成由土地规模过剩信号导致的土地产权不稳定,甚至集体因农户抛荒农地而直接收回承包地(Lang et al., 2014)。由此必然会导致在非农就业比较优势显化和土地使用权保留双重决策的过程中,青壮年劳动力的迁移和弱质劳动力滞留于农业生产中。虽然从生产技术上看,同质的劳动力对生产技术的掌握和干中学均会提高劳动力的生产效率,但由农业滞留劳动力的老龄化和弱质化必然造成配置效率的下降。而且,随着部门流动要素价格差异的日益扩大,农业劳动力的配置结构将倾向于不合理。这说明劳动力边际贡献率之所以呈现逐渐下降的趋势,其原因主要在于配置效率的下降抵消了生产效率的提高。

2. 农地收益权排他性程度变化对农业生产要素效率的影响

图8和图9分别汇报了农地收益权排他性对土地要素累积贡献率和边际贡献率的影响,此部分仍以除FGLS(1)模型外其他模型估计结果的共同特征作为讨论依据。可以发现,随着农地收益权排他

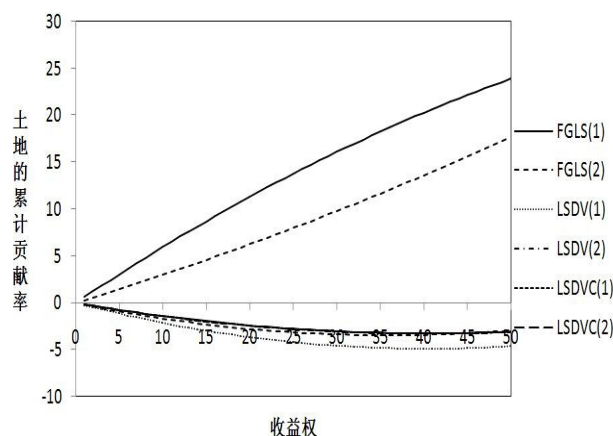


图8 农地收益权与土地累积贡献率

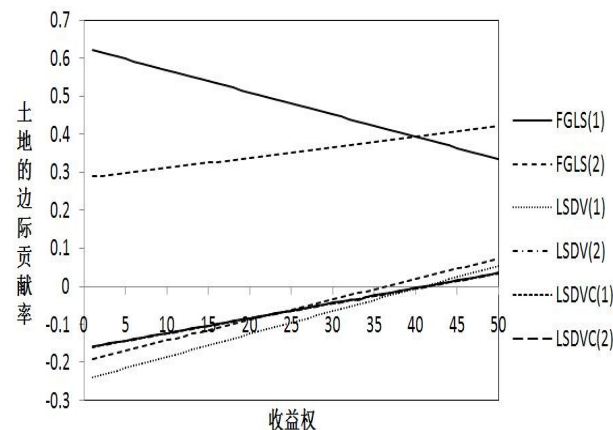


图9 农地收益权与土地边际贡献率

性的增强,土地要素对农业绩效的边际贡献率逐渐增强,但累积贡献率却呈现先下降后增加的趋势。那么这是不是意味着从理论层面得出的研究假说Ⅱ存在逻辑上的偏误呢?

首先,如前文所述,本文的要素累积贡献率和边际贡献率是基于前期要素存量和要素贡献率核算出来的,这就意味1978年以前人民公社时期的土地规模存量和农业生产绩效构成了本文收益权排他性影响土地要素的基本前提。随着人民公社的解体,以往的工分制和统购统销等抑制农户收益权排他性的农业生产和营销模式也相应解体,而我们的分析正是基于这样一种农户农地收益权完全受抑的历史情景作为逻辑起点的。即便1978年开始的改革开放,也无法即刻解决农村土地制度中抑制农户收益权和诱使农地产权租值耗散的历史遗留问题。在现实中,无论是以实物或货币作为农业税制形式,1998年之前均造成了农户较低的农地经营激励。如果说使用权的逐渐完善解决了1978年以来农民的温饱问题,那么在温饱问题初步解决之后收益权排他性的增强确实会提高农户的土地生产性激励和促进要素市场的发育。由此可见,图8和图9的结果与假说Ⅱ具有逻辑的一致性。

此外,土地要素边际贡献率的持续增加也可以从农户收益独享的相对和绝对两个角度进行解释。在独享收益的相对比例上,随着国家农业税和集体附加之上“三提五统、摊派”的逐渐降低,农户独享收益的比重越来越大,农业税取消之后可以说已近乎独享。而由于财富禀赋效应的存在,将使得农户越来越珍惜所属的农地使用权利,从而更加重视选择有效的生产计划和获取收益的方式,罗必良

(2013)和Beekman等(2012)等学者的研究均证实了这一点。而从农户独享收益的绝对程度来看,随着农产品市场的逐渐开放和工业反哺农业力度的逐渐加大,农户从农地生产中获取收益的数额也在逐渐增大。由此,伴随生产生活负担的降低和独享农业产出绝对份额的增加,农户将更为积极地从事农业实地生产,直接抛荒和隐性抛荒(如以一季稻取代二、三季稻)等消极生产现象受农业收益程度的影响就是一个例证(黄建强等,2009)。由此可见,农地收益权排他性增强引发的农户对农地的生产性投资和改变资源细碎化配置的努力确实可以抵消由“按人分配”造成的配置效率的下降及收益权激励作用的边际递减。

在农地收益权排他性对劳动力要素效率的影响方面,图10和图11显示与收益权排他性增强对土地要素生产效率和配置效率的双重促进作用不同,随着农地收益权排他性的增强,劳动力要素对农业绩效的边际贡献率呈现下降趋势。这一方面论证了假说Ⅱ关于劳动力要素作用效率总体方向的理论预期,同时也指明了劳动力要素边际影响的变化趋势。主要原因可能在于,劳动力要素与土地要素相比具有可移动的显著特点。农地收益权排他性的增强一方面刺激了劳动力在农业生产中的积极性和自主性,但随着农业部门和非农部门要素价格差异的扩大,农户家庭倾向于将优质劳动力转移至非农行业以获取比较优势。这造成的一个直接后果就是滞留在农业生产中的劳动力呈现老龄化和弱质化的趋势,由此造成的农业生产效率的降低将进一步导致农业生产中劳动力配置结构的不合理。

另一种合理的解释在于,农地社会保障的作用

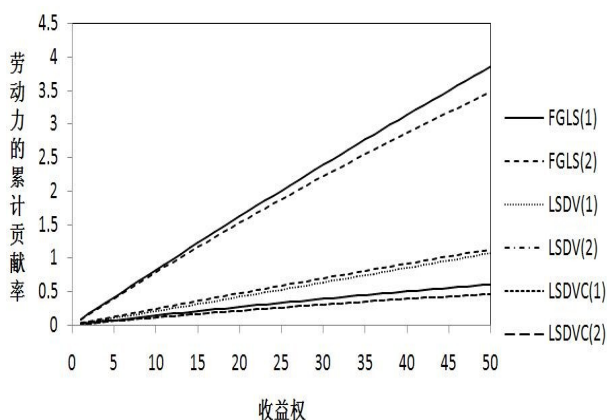


图10 农地收益权与劳动力累积贡献率

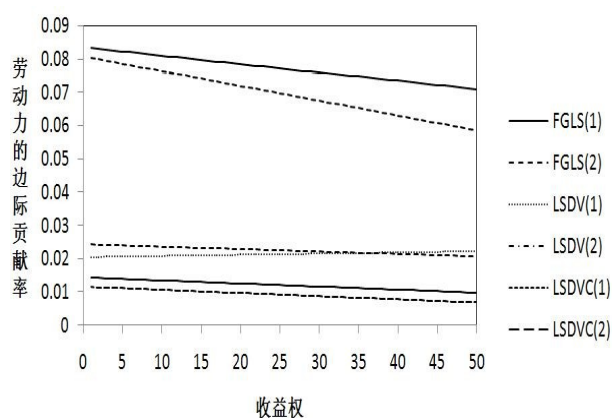


图11 农地收益权与劳动力边际贡献率

可能随时发生转变,如金融危机时期,在外务工农民突然大规模返乡,所以对于农民农地仍具有重要的地位。农户对农地收益权排他性的增加意味着这种保障价值能得到更好的保证,而后顾之忧的弱化反而促进了农业劳动力的非农迁移。同时,也可以将其看成是农地对劳动力流动的收入效应,即家庭内部分工的实现使得来自农业的收入可以成为家庭成员劳动力流动的重要资金来源,这与 Li 和 Yao (2002)研究一致。因此,从配置效率与生产效率两个层面来看,农地收益权排他性的增强对农业生产要素效率的影响取决于要素的流动性及其在部门分工中获取比较优势的可及性。当然,一个重要的前提是必须赋予生产要素充分的用途转变功能,例如,土地要素作为农业生产的主要投入品,其无论是在法律层面,还是在社会保障或国家安全层面均不被允许随意转变农用地性质,因此它的生产效率和配置效率均局限于农业生产本身。相比之下,劳动力社会功能的转变则容易得多,劳动力在各国民经济部门的转移也决定了其在配置上具有比较利益导向的特征,这也解释了两要素对农业生产绩效边际贡献率的差异性。

3. 农地处分权排他性程度变化对农业生产要素效率的影响

农地处分权排他性程度变化对于土地要素效率的影响(见图12和图13),在FGLS(1)模型和FGLS(2)模型的估计结果中较为一致,但与控制固定效应的LSDV模型和LSDVC模型相比,趋势差异较为明显。为此,在对土地要素效率影响的分析中仅依据LSDV模型和LSDVC模型的估计结果。可以发现,随着农地处分权排他性的增强,土地要素对

农业绩效的累计贡献率和边际贡献率均逐渐增强,与假说Ⅲ一致。主要的原因在于,农地处分权包含了农户对土地买卖、流转、抵押和继承等权利。农地处分权排他性的增强可以通过提高农户流转、抵押农地交易实现农地价值的可能性,从而增加农户投资农业生产经营的积极性。同时承包期的延长和农地继承权的社会认同将进一步稳定农户的农地经营预期,提高他们的农业生产积极性,进而从投资和行为激励两个维度提高了农地生产效率。

因此,处分权中激励投资和经营行为的权属排他性的提高,不仅可以避免农地产权租值的无谓损失,还可以压缩产权公共域和提高农户的租值占有量进而提升农户的生产性激励。其次,处分权排他性的增强也意味着农户转让和流转农地的权利日益完备,有助于提高土地要素由低效率经营主体向高效率经营主体流动的可能性。这一方面缓解了农地细碎化配置的低效率现状,另一方面则通过农地资源的重新配置反作用于农地转入户的农地经营性及投资性激励,最终将在生产和配置两个层面提高土地要素的作用效率,表现为农地要素对农业绩效的累计贡献率和边际贡献率的持续增加。

在对劳动力要素效率的影响方面,图14的结果表明随着农地处分权排他性的提高,劳动力要素对农业生产绩效的累计贡献率逐渐提高,图15的结果则进一步显示劳动力要素的边际贡献率随着处分权排他性的增强也在逐渐提高,进一步论证了假说Ⅲ。原因在于虽然农地产权排他性的增强会带来该要素累计贡献率的提高,但其边际贡献率来自配置效率和生产效率边际增长的叠加效应,因此有必要进一步分析农地处分权对两种效率的影响差异。

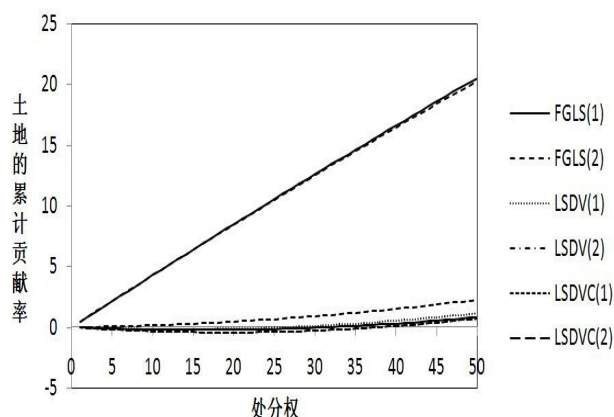


图12 农地处分权与土地累积贡献率

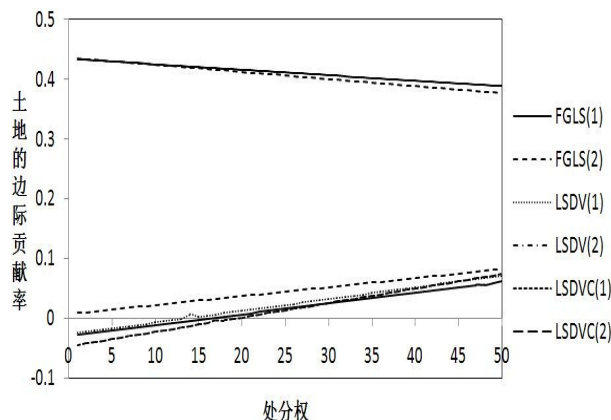


图13 农地处分权与土地边际贡献率

首先,农地处分权排他程度的提高增强了土地交易的可及性和经营预期的稳定性,在这种状况下,劳动力的生产性激励可以进一步优化这种经营条件和改善农业生产结构,继而改善劳动力的配置效率。但不可否认的是,即使农业生产结构的改善持续发生,家庭承包责任制固有的经营劣势和农户家庭决策的资源优化配置倾向,均不利于优质劳动力在农业生产中的固着。而且随着农地处分权中转让和流转权能排他性的增强,土地要素市场价格开始显化,这就导致随着家庭农业经营绩效和农地市场交易价格比例的下降,农户将降低自主经营而转移土地要素。但另一方面,由农地处分权排他性增强带来的农地规模经营改善和新型农业主体的培育,持续带动了高生产效率劳动力的固着或其他行业劳动力的回流,一个重要的原因在于规模经营带来的熟练农业劳动力的价格显著降低了非农就业的比较优势,由此形成的农业劳动力结构的优化必然带来劳动力资源配置效率的提高。同时,配置效率提高必然诱发劳动力整体生产技能和生产性

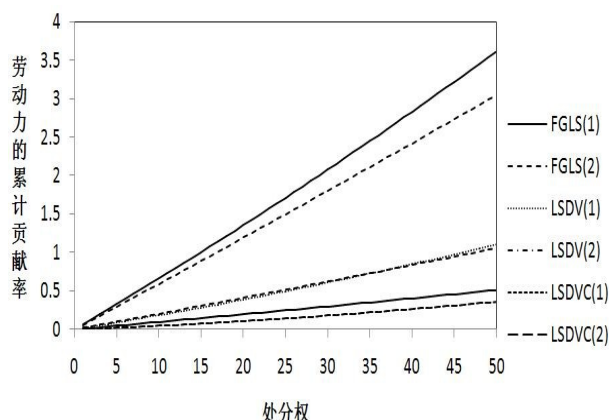


图14 农地处分权与劳动力累积贡献率

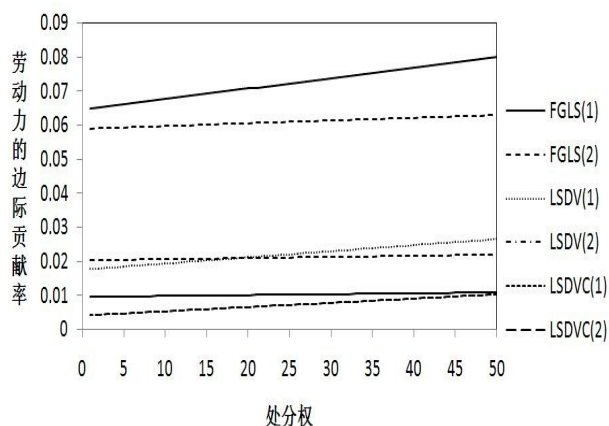


图15 农地处分权与劳动力边际贡献率

激励的提高,进而反映为劳动力要素生产效率的提升。李承政等(2015)在研究浙江1995~2007年间农户的耕地流转行为中就发现农户间的耕地流转显著改善了农村劳动力在农业生产中的配置效率。而从本文的估计结果来看,劳动力要素边际贡献率的持续增加恰好说明了部门要素价格差异引致的农业劳动力流失和结构失衡被农地处分权的完善遏制了,而且处分权排他性增强带来的要素配置效率提高还将进一步诱发经营主体的生产激励。

六、进一步思考、简要结论与建议

农地产权排他性的变化影响着农业生产要素的经济效率,这一方面反映了地权结构优化所带来的农户生产性行为调整,另一方面也折射出国家逐步放松农地产权结构管制的改革历程,以及由此所带来的制度绩效。为此,在文章的最后,我们将首先从农业生产要素效率的角度,简要思考农地产权管制的评价问题,然后给出全文的基本研究结论与政策建议:

(一)农地产权管制的“合理界定”与“失当干预”:从生产要素效率角度的简要思考

为整个社会确立最终的产权规则是国家作为公共部门的应有职能,但如何去区分国家对农地产权的管制到底是“合理界定”还是“失当干预”,就成为了一个有待思考的问题。借助于本文的分析,我们认为从生产要素效率的角度,可以为这一问题的思考提供有益的方向。

首先在国家管制农地产权是“合理界定”还是“失当干预”这两者的边界讨论上,我们认为并不具有绝对性。因为从产权安排的经济效果出发,无论国家是出于何种目的或者是凭借何种身份对农地产权规则进行的界定,只要国家划定了农户在现实生活中所能选择的农地产权规则,在本文的研究发现下,其结果就会实实在在地通过影响农户的生产行为调整进而反映在农业生产要素效率乃至农业绩效的变动上。换句话说,生产要素效率和农业绩效随国家产权管制程度的变动,为我们在结果层面去评价国家对农地产权规则到底是“合理界定”还是“失当干预”提供了一个因时因地的可行方向或者说是方法。当发现农业绩效持续低效时,从农业

生产要素效率的角度出发,我们即可指出当前农地产权管制政策具有的“失当干预”性,同时便可以从地权结构与具体生产要素关系的角度入手,进行相应的制度变革。反之,则可指明此时的农地产权管制政策具有一定的“合理界定”性。

不可否认,当我们以这种农业生产要素效率的变动结果,来对国家管制农地产权规则的行为本身予以合理还是失当的定性评价时,必然会由于这种方法的滞后性影响国家主体的主观能动性或造成改革中出现的不确定性。所以,在以此角度作为定性评价国家管制农地产权的方法时,需要国家在此过程中,一方面保持“还权赋能”于农户主体的总体方向,逐步赋予农户在要素市场中通过契约选择和交易农地产权的行为自由,另一方面还需要坚持试错性的探索机制,在保持全局稳定且可控的前提下吸取局部地区和特定领域农地产权变革的正反经验,渐进、有效地优化农地产权的配置结构。还需要指出的一点在于,在当前农地制度变革面临多种社会转型,以及农地资源乃至农业发展本身具有较高外部性特征的背景之下,过度管制放松导致的产业间资源配置失衡和农地用途结构转变风险的发生,也有可能不利于农业生产中要素经济效率的提高。为此,国家对农地产权规则的制定,至少要在不危及农户农地农用和农作物结构自行选择及优化的基础上,通过加强法律层面农地用途管制规定,提高产权管制对造成农地生产结构和农地用途转变等违法行为的约束。

(二)简要结论与政策建议

为了在理论上揭示农地产权结构影响农业绩效的内在路径,本文将农业生产要素效率的变化作为农地产权结构影响农业绩效的中间环节,并利用我国1978年至2010年省级面板数据进行了实证分析,由此得出了农业生产要素效率变化是农地产权结构影响农业绩效内在路径的重要结论。

首先,围绕产权排他性程度对界定产权边界的重要意义,本文按照“内容实质—主体干预—排他边界”依次递进的内在理论逻辑,对农户所拥有的农地产权结构程度进行了测度。结果显示,自改革开放以来,农户拥有的农地产权排他性程度均得到了有效增强,且在提升程度上按照农地收益权、农地使用权和农地处分权的次序依次递减,农地处分

权提升幅度最小,与农地使用权均具有进一步提升的空间。因此,需要在今后的农地产权制度改革中继续加强产权保护,提高农户产权的排他性,尤其是要大力推动农地处分权的改革。

其次,在1978~2010年农业的发展过程中,农地产权结构排他性程度的增强,显著正向影响了土地要素和劳动力要素在农业生产中的经济效率。但由于生产要素效率变动的程度最终来源于生产效率和配置效率变化的双重叠加,所以在最终的呈现结果上,不同种类的农地权利束对农业生产要素效率影响的变动趋势存在差异。在农地使用权方面,随着农户自主决策经营农地行为的日益排他,农业生产中的土地要素和劳动力要素效率均受到了正向显著影响,但影响幅度却在逐渐降低;在农地收益权方面,随着农户独享产出收益行为排他性的增强,土地要素效率受到了持续增强的正向显著影响,但劳动力要素效率却受到了持续弱化的正向显著影响;在农地处分权方面,随着农户对自由处置农地行为排他性的增强,土地要素和劳动力要素效率均受到了持续增强的正向显著影响。这一发现对政策的启示在于,要想实现农地产权制度改革中的农业绩效目标,需要在保证农地产权结构对农业要素效率实现正向作用的同时,注重不同权利及政策之间的协调性,而这种协调性的程度则可以从农业生产中同一生产要素和不同生产要素之间效率变动的角度进行分析和把握。

(作者单位:李宁,南京财经大学粮食安全与战略研究中心;何文剑,南京信息工程大学经济管理学院;仇童伟,华南农业大学国家农业制度与发展研究院;陈利根,南京农业大学中国土地问题研究中心;责任编辑:程漱兰)

注释

①因此,为了尽可能刻画农地制度本身的真实变动,本文进一步检验了不同赋值(“0、0.3、1”和“0.7、1”)对模型最终估计结果的影响,发现在保证权利排他性程度变动趋势的基础上,赋值的变化并不会带来模型结果在显著性水平和方向上的差异(限于篇幅,未在文章中汇报,如有需要可向作者索取)。由此可见,模型的最终估计结果并不敏感于政策赋值的具体选择,此处的测度分析和模型估计结果较为可靠。

②我们将全国层面的法律文本作为各省、自治区和直辖市的指标度量,主要有2方面的考虑:其一,我们在查阅部分地区各年度相关政策,将之与国家政策进行比照后发现,各地政策与国家政策存在较高的一致性;其二,如果要分别度量各地区的法律和政策文本,就必须要有统一的甄别标准,但不同地区的政策文本在具体论述过程中采用了不同甚至相当模糊的表述,这就为标

准的制定带来了较大的难度。综合考虑这2个原因,我们最终选择了以全国层面政策代替各地区政策文本的方式。

参考文献

- (1) Alchian, A. Demsetz H., 1973, "The Property Right Paradigm", *The Journal of Economic History*, 33(1), pp.16~27.
- (2) Besley, T., 1995, "Property Rights and Investment Incentives: Theory and Evidence from Ghana", *Journal of Political Economy*, 103(5), pp.903~937.
- (3) Beekman, G. & Bulte, E. H., 2012, "Social Norms, Tenure Security and Soil Conservation: Evidence from Burundi", *Agricultural Systems*, 108, pp.50~63.
- (4) Byrd, W. A., 1989, "Plan and Market in the Chinese Economy: A Simple General Equilibrium Model", *Journal of Comparative Economics*, 13(2), pp.177~204.
- (5) Bruno, U. S. F., 2005, "Approximating the Bias of the LSDV Estimator for Dynamic Unbalanced Panel Data Models", *Economic Letters*, 87(3), pp.361~366.
- (6) Dong, Xiaoyuan, 1996, "Two-Tier land System and Sustained Economic Growth in Post-1978 Rural China", *World Development*, 24(5), pp.915~928.
- (7) Eugene F. Fama, Michael C. Jensen, 1983, "Corporations and Private Property: A Conference Sponsored by the Hoover Institution", *Journal of Law and Economics*, 26(2), pp.301~325.
- (8) Farrell M. J., 1957, "The Measurement of Productive Efficiency", *Journal of the Royal Statistical Society*, 120(3), pp.253~290.
- (9) Fare R., Grosskopf S., 1985, "A Nonparametric Cost Approach to Scale Efficiency", *The Scandinavian Journal of Economics*, 87(4), pp.594~604.
- (10) Hueth, B., Ligon, E. & Dimitri, C., 2007, "Agricultural Contracts: Data and Research Needs", *American Journal of Agricultural Economics*, 89(5), pp.1276~1281.
- (11) Jacoby, H. G., Li, G. & Rozelle, S., 2002, "Hazards of Expropriation: Tenure Insecurity and Investment In Rural China", *American Economic Review*, 92(5), pp.1420~1447.
- (12) Kung, J. K. S., Bai, Y., 2011, "Induced Institutional Change or Transaction Costs? The Economic Logic of Land Reallocations in Chinese Agriculture", *Journal of Development Studies*, 47(10), pp.1510~1528.
- (13) Lang, H., Ma, X., Heerink, N., Shi, X., 2014, "Tenure Security and Land Rental Market Development in Rural China—Actual versus Perceived Security", 6th CAER-IFPRI Annual International Conference, Yanglin, Shanxi, China, Oct. 16~17.
- (14) Li Jing, Yao Yang, 2002, "Egalitarian Land Distribution and Labor Migration in Rural China", *Land Reform, Land Settlement and Cooperatives*, (1), pp.80~91.
- (15) Oliver Hart, 1995, "Corporate Governance: Some Theory and Implications", *The Economic Journal*, 105(430), pp.678~689.
- (16) Sicular, T., 1988, "Plan and Market in China's Agricultural Commerce", *Journal of Political Economy*, 2(2), pp.283~307.
- (17) Williamson, Oliver E., 2002, "The Theory Of The Firm As Governance Structure: From Choice To Contract", *Journal of Economic Perspectives*, 16(3), pp.171~195.
- (18) Yao, Y., 2000, "The Development of the Land Lease Market in Rural China", *Land Economics*, 76(2), pp.252~266.
- (19) 程宗璋:《关于农村土地承包经营权继承的若干问题》,《中国农村经济》,2002年第7期。
- (20) 陈志刚:《农地产权结构与农地绩效》,中国大地出版社,2006年。
- (21) 丰雷、蒋妍、叶剑平:《诱致性制度变迁还是强制性制度变迁? 中国农村土地调整的制度演进及地区差异研究》,《经济研究》,2013年第6期。
- (22) 郭忠兴、汪险生、曲福田:《产权管制下的农地抵押贷款机制设计研究》,《管理世界》,2014年第9期。
- (23) 高圣平:《新型农业经营体系下农地产权结构的法律逻辑》,《法学研究》,2014年第4期。
- (24) 黄少安、孙圣民等:《中国土地产权制度对农业经济增长的影响》,《中国社会科学》,2005年第3期。
- (25) 何一鸣:《产权管制放松理论:验证于中国的农地制度变迁》,中国经济出版社,2010年。
- (26) 黄砾、谭荣:《中国农地产权是有意的制度模糊吗?》,《中国农村观察》,2014年第6期。
- (27) 黄宗智:《中国的隐性农业革命》,法律出版社,2010年。
- (28) 黄建强、李录堂:《从农村劳动力视角探析耕地抛荒行为》,《北京理工大学学报》,2009年第6期。
- (29) 孔泾源:《中国农村土地制度:变迁过程的实证分析》,《经济研究》,1993年第2期。
- (30) 李宁、陈利根等:《现代农业发展背景下如何使农地三权分置更有效》,《农业经济问题》,2016年第7期。
- (31) 李承政、顾海英、史清华:《农地配置扭曲与流转效率研究》,《经济科学》,2015年第3期。
- (32) 罗必良:《产权强度、土地流转与农民权益保护》,经济科学出版社,2013年。
- (33) 林毅夫:《制度、技术与中国农业发展》,上海人民出版社,2010年。
- (34) 冒佩华、徐骥:《农地制度、土地经营权流转与农民收入增长》,《管理世界》,2015年第5期。
- (35) 钱忠好:《非农就业是否必然导致农地流转》,《中国农村经济》,2008年第10期。
- (36) 威廉·N. 邓恩:《公共政策分析导论》,中国人民大学出版社,2011年。
- (37) 温铁军:《三农问题与制度变迁》,中国经济出版社,2009年。
- (38) 速水佑次郎:《发展经济学:从贫困到富裕》,社会科学文献出版社,2002年。
- (39) 宋志涛:《经济开放、市场分割与我国地区经济收敛研究》,《中南财经政法大学学报》,2012年第1期。
- (40) 叶剑平、田晨光:《转型深化期中国农村土地产权结构考察与思考》,《财经科学》,2012年第9期。
- (41) 杨小凯、黄有光:《专业化与经济组织:一种新兴古典微观经济学框架》,经济科学出版社,1999年。
- (42) 姚洋:《中国农村改革与变迁:30年历程和经验分析》,上海人民出版社,2008年。
- (43) 姚洋:《制度与效率:与诺斯对话》,四川人民出版社,2002年。
- (44) 应星:《农户、集体与国家:国家与农民关系的六十年变迁》,中国社会科学出版社,2014年。
- (45) 钟甫宁、朱晶:《结构调整在我国农业增长中的作用》,《中国农村经济》,2000年第7期。
- (46) 张乐、曹静:《中国农业全要素生产率增长:配置效率变化的引入》,《中国农村经济》,2013年第3期。
- (47) 张五常:《佃农理论》,商务印书馆,2002年。
- (48) 周其仁:《产权与制度变迁:中国改革的经验研究》,社会科学文献出版社,2002年。
- (49) 朱满德、程国强:《中国农业政策:支持水平、补贴效应与结构特征》,《管理世界》,2011年第7期。