

转型时期土地生产率与农户经营规模关系再考察*

□王建英 陈志钢 黄祖辉 Thomas Reardon

摘要:土地生产率与农户经营规模是否存在相关关系,以及造成这种关系的原因一直是发展经济学家的热点研究问题。在中国农业范畴下实证研究该问题的文献有限且使用的数据陈旧,不能反映农村土地租赁市场发展迅速、劳动力流转频繁、农业机械化率大幅上升背景下土地生产率和农户经营规模关系的新近变化。本文用江西省325户水稻种植农户微观调研数据,特别是一个稻农多个地块、多个水稻种植季节、2011年和2007年的投入产出数据,以单产和亩均利润来衡量土地生产率,从地块层面和农户层面对这个问题进行研究。通过控制农村要素市场不完善、土壤质量、土地面积测量误差对土地生产率与农户经营规模关系的影响,发现在地块层面,不管是单季还是全年时间维度,土地生产率都与农户经营规模表现出显著正相关关系,规模种植稻农存在内在激励追逐土地规模经营。农户层面分析时,虽然这种关系不显著,但系数方向为正。此外,增加机械使用会提高土地生产率,这证实机械化的作用不仅限于扩大农户经营规模。

关键词:土地生产率 亩均产量 亩均利润 农户经营规模 稻农 地块层面

一、引言

土地生产率和农户经营规模之间的关系一直是发展经济学家的热点研究问题。经济理论表明,土地生产率与农户经营规模不相关,即土地生产率与种植面积或土地禀赋无直接关系(Feder, 1985)。但在实证研究中,土地生产率与农户经营规模负相关在广泛的地域内被观察到,如非洲(Bardhan, 1973; Ghose, 1979; Barrett, 1996; Lamb, 2003; Kimhi, 2006; Assuncao and Braido, 2007; Barrett et al., 2010; Carletto et al., 2013)、亚洲(Carter, 1984; Heltberg, 1998),欧洲(Alvarez and Arias, 2004)和拉丁美洲(Berry and Cline, 1979)。也有观点认为随着农药、化肥等生产资料的广泛使用,劳动节约型现代机械工具的普及,土地生产率与农户经营规模之间的负相关关系会逐渐消失(Heltberg, 1998; Foster and Rosenzweig, 2011)。另一方面,土地生产率与农户经营规模之间的正相关关系在苏丹农业(Kevane, 1996)、突尼斯农业(Zaibet and Dunn, 1998)和日本农业(Kawasaki, 2010)的相关研究中被观察到。Heltberg(1998)对巴基斯坦农业的研究发现土地生产率与农户经营规模之间存在U型关系。

土地生产率和农户经营规模的关系无统一论,原因之一是现有文献对土地生产率和农户经营规模这两个核心变量的定义存在差别。地块层面(Plot-level)分析的文献中,土地生产率和农户经营规模的定义较清晰,前者为亩均产量(Barrett et al., 2010)、亩均产值(Assuncao and Braido, 2007; Ali and Deininger, 2014)或者亩均利润(Foster and Rosenzweig, 2011; Ali

*作者感谢亚洲发展银行项目(TA-7648-REG);国家自然科学基金农林经济管理学科群重点项目(71333011);清华大学中国农村研究院博士论文奖学金项目(201409)经费的资助。本文在2014 CAER-IFPRI Annual International Conference 和 CCAP-IFPRI 2014 Workshop on the "Economic Transformation of Asian Agriculture and Its Impact on Global Economy" 汇报过,感谢黄季焜、Hans Binswanger 以及 2015 International Conference of Agricultural Economists (ICAE) 的三位匿名评审人提出的建设性意见。当然,文责自负。

and Deininger, 2014), 后者为该地块的面积 (Assuncao and Braido, 2007; Barrett et al., 2010)。但相关作者在定义亩均利润时, 因数据限制等客观原因, 对家庭劳动力、家庭牲畜或机械投入的处理也不尽相同。此外, 地块也存在复种的可能。

农户层面 (Farm-level) 分析的文献中, 对农户经营规模的定义有: (1) 耕地面积, 包括自有土地面积和租金 (分成制) 租入土地面积减去租金 (分成制) 租出土地面积 (Bhalla and Roy, 1988; Carletto et al., 2013)。(2) 实际耕种面积 (Bardhan, 1973; Ghose, 1979; Chen et al., 2011), 和 (1) 比较, (2) 减去了休耕土地面积。但 (1) 和 (2) 都没有考虑土地复种的影响。(3) 复种调整的实际耕种面积, 包括租金 (分成制) 租入且耕种的土地面积, 且考虑土地复种的影响, 方法是将实际播种面积在两个种植季节进行平均 (Heltberg, 1998)。(4) 实际播种面积, 包括租金 (分成制) 租入且耕种的土地面积, 且考虑土地复种的影响, 对于一年播种多次的地块采取面积加总的方法 (Benjamin, 1995; Lamb, 2003)。

相应的, 土地生产率的定义有: (1) 单位耕地面积产值 (Bhalla and Roy, 1988) 或净利润 (Carletto et al., 2013), 为总产出减去变动总投入, 但并没有处理家庭劳动力投入这项成本, 再除以耕地面积。(2) 单位实际耕种面积产值 (Bardhan, 1973; Ghose, 1979; Kimhi, 2006; Chen et al., 2011)。(3) 复种调整的单位实际耕种面积净利润, 为农作物和牲畜收入减去农业生产投入及土地租金支出, 没有考虑家庭劳动力支出, 再除以经季节平均调整的实际播种面积 (Heltberg, 1998)。(4) 单位播种面积产值 (Ghose, 1979) 或净利润 (Lamb, 2003), Lamb (2003) 用农作物产值减去农业生产投入、以村级劳动工资衡量的家庭劳动力支出, 再除以实际播种面积。

从以上定义分析可知, 第一, 如何处理不同研究对象一年中农业生产复种的情况可能是导致土地生产率与农户经营规模不同关系的解释之一。 Benjamin (1995) 发现, 与使用考虑复种的播种面积相比, 使用不考虑复种的实际耕地面积时, 土地生产率与农户经营规模的负相关程度更加严重。通过比较实际耕地面积单产和播种面积单产, 可以检查复种对土地生产率和农户经营规模关系的影响。第二, 土地生产率具体衡量方式的选择可能影

响土地生产率与农户经营规模的关系。从文献经验分析结论看, 以亩均利润衡量土地生产率, 比以亩均产量衡量土地生产率, 可以缓解甚至扭转土地生产率与农户经营规模负相关的关系 (Carter, 1984; Lamb, 2003; Foster and Rosenzweig, 2011)。第三, 农户层面分析中存在不同作物数据加总的问题, 要求农户农业生产活动具有同质性, 或者分别有每一种作物的投入产出数据 (Bardhan, 1973)。

在中国农业范畴下研究土地生产率与农户经营规模关系的文献非常有限, 实证研究使用的农户数据也相对陈旧, 不能反映转型时期中国土地生产率与农户经营规模关系的新近变化。根据笔者对文献的研究, 实证研究中最新年份的数据是湖北省 1999~2003 年的农户面板数据 (Li et al., 2013), 他们发现土地生产率与农户经营规模存在负相关关系。此外, 参照 Benjamin (1995), Chen 等 (2011) 用 9 个省 1995~1999 年农户数据, 发现引入工具变量矫正土地面积测量误差后, 土地生产率与土地面积的负相关关系消失了。Benjamin 和 Brandt (2002) 用 1995 年河北省和辽宁省的农户数据, 认为土地生产率和农户经营规模之间负相关, 行政土地分配和不均衡发展的农外就业机会是导致前述关系的原因。另外值得一提的是, 以上 3 篇文献使用的数据都来源于农业部农村研究中心数据库。

必须指出的是, 新千年后中国的农业生产环境发生了巨大变化。农村劳动力大量流转, 使农业劳动力数量大幅下降, 同时农村日均工资持续上涨。截至 2014 年底, 全国农民工总量达到 2.74 亿, 几乎占中国总人口的 20%, 其中外出农民工为 1.68 亿^①。同时, 随着农村劳动力的大量流出, 农村户均劳动力工时投入快速下降。农村户均劳动力工时投入从 1991 年的 3500 工时下降到 2000 年的 2000 工时, 2009 年农村户均劳动力工时投入只有 1400 工时 (De Brauw et al., 2012)。与此同时, 农业劳动日均实际工资水平快速上涨, 使 2007 年农村农业劳动日均实际工资水平达到 1998 年的两倍 (Christiaensen, 2012; Yu et al., 2012)。由于青壮年农村劳动力外出务工, Zhong 等 (2012) 认为, 农村劳动力的老龄化问题会更加严峻, 在未来的 20~30 年间, 农村劳动力会大幅下降。

农村劳动力外出务工并不必然影响农业生

产。1988~2011年间,中国农业产出年均增长1%;机械动力、化肥和灌溉投入年均分别增长6.1%、3.9%和1.3%;播种面积、劳动投入年均下降0.3%和1.1%,表现出加快使用现代投入要素,减少传统生产要素投入的特征。与此同时,土地承包经营权流转呈现速度加快趋势。Huang等(2012)发现,2008年浙江省34.4%的农户租出土地,21.4%的农户租入土地。Reardon等(2012)发现,佳木斯农户36%的耕地通过租入获得。由于农村农业劳动力工资上涨伴随而来的机械动力使用提升,使农业生产活动表现出下降的农业劳动力—土地比(Christiaensen, 2012)。转型时期的这些新近变化表明研究土地生产率与农户经营规模关系需要使用更新的数据才能取得令人信服的结果。

在农村土地租赁市场发展迅速、劳动力流转频繁、农业机械化率大幅上升的背景下,自2004年来,历年中央1号文件都紧扣三农问题。2004年至2011年农业四项补贴总额年均增长30.1%,其中农机具购置补贴年均增长107%。在农业四项补贴基础上,还对种粮大户进行种粮大户补贴,鼓励土地向种田能手集中,促进土地规模经营,从而提高农业机械化水平。此外,鼓励高标准基本农田建设,以改变水利设施常年失修的状况(中华人民共和国国家发展和改革委员会文告,2009年第12号,pp.17~37)。Cui和Zhan(2013)发现,53.33百万公顷灌溉农田的水利设施有约1/3年久失修。

中国以全世界1/8的土地面积养活了全世界1/5的人口,在转型时期检验土地生产率和农户经营规模关系对评估相关政策的有效性、促进农业转型发展、保障中国粮食安全有重要现实意义。本文选取江西省上饶市3个县的稻农作为研究对象,采集稻农2011年和2007年的水稻种植数据,特别是一个稻农多个地块、多个水稻种植季节、两个年份的投入产出数据,通过地块层面和农户层面的双重实证分析,研究(1)水稻种植面积越大的稻农的亩均产量是否越高,以验证国家稳步推进土地规模经营方针对保障粮食安全的贡献;(2)给定稻农水稻种植面积的情况下,地块面积对亩均产量的影响,从而考证国家高标准基本农田建设政策的有效性;(3)以亩均利润衡量的土地生产率与农户经营规模的关系,以检验规模种植稻农是否有内在激励追逐

土地规模经营。科学地回答上述问题,有利于辨清转型时期中国南方水稻种植区域土地生产率与农户经营规模的关系,填补转型时期该问题研究的空白。此外,江西省上饶市稻农耕种模式的单一化有助于消除单纯研究土地水稻单产和亩均利润对土地生产率衡量的偏差,也避免了以往文献广泛存在的不同作物数据加总问题(Heltberg, 1998)。与此同时,本文针对现有文献对土地面积定义多样化的现实,通过对土地面积定义的多重尝试,实证考察复种状况对该研究问题的影响。本文的研究结论不仅对中国南方其他水稻种植大省适用,对与中国有类似土地政策和耕种模式、处在类似发展阶段的发展中国家和转型经济体也适用(Deininger and Jin, 2008)。

二、文献回顾

结合现有文献,大部分研究**土地生产率与农户经营规模关系的结论是两者存在负相关关系**。现有文献主要挖掘了导致这种负相关的原因和作用机理,**主要将这一现象归因于要素市场不完善、土壤质量变量遗漏以及土地面积测量偏误三大方面**。

(一)要素市场不完善

发展中国家的农村要素市场,包括劳动力、土地、信贷和农业保险,往往发育不完善。这意味着对不同经营规模的农户,要素的影子价格不同,从而影响要素的使用数量。小农户主要依靠家庭劳动力进行农业生产,是农业生产活动的剩余索取者,因而具有更好的激励动机。规模种植农户主要依赖临时或长期雇工,采取一定的方式支付工资,劳动力雇佣存在搜寻成本和工资支出,雇佣劳动力不承担农业经营风险。Sen(1966)的理论分析表明,如果农村劳动力市场存在剩余劳动力,劳动力的影子工资将低于农村市场雇佣工资。Feder(1985)指出,在不完善的信贷市场下,家庭劳动力只能提供有限的监督。由于存在道德风险,雇佣劳动力会存在偷懒等不作为行为,依靠家庭劳动力的农户的土地生产率会高于依靠雇佣劳动力的规模种植农户。将劳动力按性别分类,Lamb(2003)发现,女性劳动力市场更加不完善。实证表明,劳动投入与土地面积之间也广泛存在负相关(Sen, 1966; Bardhan, 1973; Ghose, 1979; Feder, 1985; Ben-

jamin, 1995; Barrett, 1996; Lamb, 2003), 不完善的劳动力市场部分解释土地生产率与土地面积之间的负相关关系 (Bardhan, 1973; Ghose, 1979; Lamb, 2003)。

由于土地出售或租赁被禁止或不被提倡, 土地要素市场不完善更显而易见, 尤其是在亚洲国家。Skoufias (1995) 认为, 土地租赁市场不完善归因于频繁变动的土地改革政策、土地租赁搜寻等交易成本以及代理问题引致的马歇尔无效率。Feder (1985) 用模型模拟表明, 如果土地租金在收获前支付, 现金流短缺问题会排除信贷受限的贫困农户参与土地租赁。农业是风险行业, 农业生产者需要承担农业生产和产品价格的双重风险, 价格风险也会使得土地生产率与农户经营规模负相关 (Barrett, 1996)。

Barrett 等 (2010) 研究认为, 要素市场不完善仅能解释土地生产率与农户经营规模负相关关系的 1/3; 但 Assuncao 和 Braidó (2007) 用印度地块面板数据和农户固定效应估计方法, 排除了要素市场不完善对土地生产率与农户经营规模负相关的解释。

(二) 土壤质量变量遗漏

如果土壤质量与农户经营规模负相关 (Benjamin, 1995; Chen et al., 2011), 分析土地生产率和农户经营规模关系时, 遗漏土壤质量变量会导致估计系数向下偏, 产生土地生产率与农户经营规模负相关的假象, 或者加重这种负相关程度。Benjamin (1995) 认为, 在爪哇农村“如果土地通过世代继承分配, 基于公平原则, 高质量的土地更多地在于子女之间细分”, 这种土地继承方式将自然导致土壤质量与土地面积负相关。Chen 等 (2011) 指出, 中国频繁的土地重新分配过程将同样产生土壤质量与土地面积负相关的结果。因此, 进行土地生产率和农户经营规模关系的回归分析时, 为获得无偏估计, 加入土壤质量变量 (如土壤质地、颜色、有机质成分和厚度等) 进行控制非常重要。

Bhalla 和 Roy (1998) 通过将数据根据地理区域细分的方法来控制土壤质量差异, 发现土地生产率与农户经营规模负相关仍然存在, 但是程度降低了。但是他们不能控制分析单元区域内的土壤质量差异。此外, 他们没有控制劳动力市场, 不能说明劳动力市场和土壤质量差异到底哪个因素, 或者

两个因素同时对土地生产率和农户经营规模负相关做出解释。Lamb (2003) 通过加入灌溉土地比率、地块平均价值和土壤分类虚拟变量作为土壤质量的代理变量, 结果表明土壤质量差异对土地生产率和农户经营规模负相关有重要作用。Assuncao 和 Braidó (2007) 认为, 地块土壤质量是导致土地生产率和土地面积负相关的原因, 而非要素市场不完善以及不可观测的农户异质性。Carter (1984) 通过控制村级土壤质量差异, 在印度发现土壤质量差异对土地生产率和土地面积负相关做出解释。Benjamin (1995) 在用工具变量法控制了土地面积测量误差后, 认为土壤质量可能是导致土地生产率与土地面积负相关的诱因。但是他们都缺乏地块层面或农户层面具体的土壤质量变量。通过用实验室测量分析地块土壤样本有机质含量的方法来控制土壤质量, Barrett 等 (2010) 发现, 在马达加斯加土壤质量差异并不足以解释土地生产率和农户经营规模的负相关关系, 为土壤质量变量遗漏对土地生产率与农户经营规模关系的解释画上了句号。

(三) 土地面积测量误差

农户调查时土地面积由农户自己汇报, 可能与真实的土地面积存在差异。农户会高报或低报实际耕种的土地面积 (Carletto et al., 2013)。此外, 土地分配或继承时, 土地面积并非精确测量, 导致农户认为的土地面积和实际土地面积存在差异。如果农户汇报的土地面积存在误差, 并且这种误差与土地面积负相关, 分析土地生产率和农户经营规模的关系时, 会使估计系数向下偏, 产生土地生产率与农户经营规模负相关的假象, 或者加重这种负相关的程度。另一方面, 农户分配土地种植某种作物是一个内生的决策过程 (Kimhi, 2006), 内生性也会导致获得有偏的估计结果。

为了获得精确的农户土地面积数据, 已有研究主要采取工具变量法、两阶段最小二乘法或用土地面积测量仪器来解决这一问题。Benjamin (1995) 最先使用工具变量法来估计面积, Lamb (2003) 和 Chen 等 (2011) 也都使用该方法。他们先用工具变量法来估计面积, 然后将单产对估计的面积而非汇报面积进行回归。他们的结论证实土地面积测量误差是土地生产率与农业生产规模负相关关系的原因。应用农户顺序决策理论, Kimhi (2006) 用津

巴布韦玉米地块层面数据,先对土地面积分配决策进行回归,然后分析土地生产率与估计土地面积之间的关系。他发现土地生产率与估计土地面积之间是U型关系,而非使用汇报土地面积分析获得的负相关关系。同时使用乌干达农户地块层面汇报的土地面积数据和GPS设备测量的土地面积数据,Carletto等(2013)发现,小农户倾向于系统性地高报土地面积,而大农户则选择低报土地面积。与Lamb(2003)和Barrett等(2010)的研究结果不同,他们发现使用GPS设备纠正的土地面积后会产生更加明显的土地生产率和土地面积负相关的关系。

三、抽样框架和数据基本描述

(一)抽样框架

本文研究的是中国南方籼稻种植农户的生产行为,选取籼稻第二生产大省江西省。上饶市是江西省东北地区最大的籼稻生产市。根据上饶市10个县的主要农业统计信息,为了更好地捕捉不同地形特征、不同收入水平的水稻农户,选取铅山县、万年县和余干县。余干县地处鄱阳湖滨湖平原,万年县为丘陵地区,铅山县全境分为南部中低山区、中部低山丘陵区 and 北部低山岗地河谷平原区。铅山县、万年县和余干县的农民人均纯收入呈递减趋势。在每个县内,笔者随机选取两个乡(镇),每个乡(镇)随机抽取两个行政村。笔者从当地县农业局获取了2011年所选行政村农户粮食直补及农资综合补贴信息表,根据这个表在每个行政村随机抽取30户水稻种植农户。考虑到江西是一个农村劳动力输出大省,在随机抽取的农户基础上又在每个抽样村随机抽取30户排序作为替补。

稻农问卷调查在2012年3~4月进行,对2011年3月到2012年3月全年以及2007年的水稻农业生产活动进行调查。稻农问卷主要包括2011年和2007年家庭成员基本信息、农外就业信息、土地租赁信息,和同一农户不同地块(包括村集体分配最大两块地块,分别记为地块1、地块2;和租入最大地块,记为地块3,下同)和水稻总种植面积各水稻种植季节(包括早籼稻季节、中籼稻季节和晚籼稻季节)的产出。本文数据的最大特点是拥有详细的不同地块特征以及不同地块各水稻种植季节水稻生产各个环节^②的要素投入和来源信息。笔者同时

还进行了村级问卷和乡(镇)级问卷调研,收集村、乡(镇)主要农业经济指标。最后得到的有效样本是6份乡(镇)问卷,12份村庄问卷和325份稻农问卷。

(二)变量定义和数据基本描述

参照土地生产率与农户经营规模关系已有文献(Assuncao and Braido, 2007; Barrett et al., 2010),本文以亩均产量和亩均利润这两个不同的指标作为土地生产率的代理变量,分别考察其与农户经营规模的关系。以亩均产量表示土地生产率时,计量分析时控制的变量类别包括水稻生产要素投入、农户特征、水稻特征和土壤及地块特征。水稻生产要素包括土地、家庭劳动力、雇佣劳动力、机械服务、种子、灌溉水、化肥、农药和除草剂。针对江西省农村人口,特别是男性青壮年劳动力大量外出务工的现实,考察劳动力流转是否会对水稻生产产生影响。本文根据稻农户口中家庭成员调查年份内在家居住时间是否为6个月及以上来判断是否纳入家庭总人口定义。小孩定义为16岁及以下,老人定义为65岁及以上,女性劳动力定义为16岁以上、65岁以下非学生非丧失劳动力女性。其他农户特征变量包括户主年龄、户主受教育年数、家庭中是否有党员、是否水稻种植科技示范户。水稻特征包括籼稻种植季节、稻谷品质和种子特征。土壤及地块特征包括地块虚拟变量、地块土壤肥沃程度和灌溉方便程度5刻度量表、地块种植年数、调查年份内的休耕月份数、地块区位(是否平原地、是否地块组以及是否高产示范区)虚拟变量和地块租金。

以亩均利润表示土地生产率时,根据已有文献对家庭劳动力投入、家庭机械或者耕牛使用的处理,通常有3种常用的方法:(1)假设不存在相应的劳动力、机械或者耕牛服务市场,即不考虑家庭要素投入的费用(Heltberg, 1998; Carletto et al., 2013);(2)考虑每个农户因市场交易成本不同而特有的影子工资、影子机械或者耕牛服务价格(Ali and Deininger, 2014);(3)假定完善的劳动力、机械或者耕牛服务市场,以村内相应要素的平均价格衡量家庭生产要素投入(Lamb, 2003)。由于本调查数据收集了稻农不同水稻生产季节水稻生产10个生产环节每个环节特定的劳动力雇佣数量和工资情况、家庭劳动力投入情况,以及每个环节特定种类

家庭机械使用面积、雇佣机械服务面积和服务费用的数据。参照 Foster 和 Rosenzweig (2011), 本文对家庭生产要素投入的处理采取 (1) 不考虑家庭生产要素投入的费用, 即记为 0, 和 (2) 根据特定环节内雇佣劳动力和雇佣机械服务价格估算的家庭劳动力工资水平和家庭机械使用成本。参照 Lamb (2003), 笔者没有将稻农租入水稻田支付的租金和村集体分配水稻田的潜在租金纳入水稻生产成本进行扣减。根据 Lamb (2003) 的讨论, 他认为如果研究的兴趣在于辨析因土壤质量差异而导致土地产量或回报的不同, 那么土地租金成本不应该在利

表 1 稻农全年水稻生产农户层面和地块层面均值基本描述

变量	农户层面全年			地块层面全年
	2011 年和 2007 年	2011 年	2007 年	2011 年
	N=632	N=325	N=307	N=783
生产要素投入				
衡量方式 1				
单产(斤/亩)	1507.75	1513.05	1502.14	1614.75
利润1(元/亩)	1146.67	1119.01	1175.95	1190.00
利润2(元/亩)	783.30	775.92	791.11	553.01
实际水稻耕种面积(亩)	17.06	21.24	12.63	3.88
家庭劳动力(天/亩)	6.83	6.31	7.38	6.62
家庭劳动力折算支出(元/亩)	347.01	321.97	373.50	611.10
雇佣劳动力(天/亩)	1.02	0.97	1.08	1.15
雇佣劳动力支出(元/亩)	78.47	83.23	73.44	96.73
农业机械服务和燃油支出(元/亩)	184.13	214.24	152.25	245.64
家庭机械使用折算支出(元/亩)	16.36	21.12	11.33	25.89
种子支出(元/亩)	56.95	61.90	51.72	65.47
化肥农药除草剂支出(元/亩)	268.53	287.37	248.59	297.72
灌溉支出(元/亩)	19.38	17.59	21.27	18.12
农户特征				
实际可耕种水田面积(亩)	-	-	-	23.84
家庭总人口(人)	3.46	3.46	3.45	3.48
小孩比率	0.16	0.16	0.16	0.16
老人比率	0.14	0.13	0.14	0.12
女性劳动力比率	0.37	0.36	0.37	0.37
户主年龄(年)	55.84	55.7	55.98	55.25
户主受教育年数(年)	5.76	5.79	5.74	5.8
是否有中共党员(1=是)	0.16	0.16	0.17	0.16
是否科技示范户(1=是)	0.10	0.10	0.10	0.10
是否有耕地拖拉机(1=是)	0.24	0.29	0.19	0.31
是否有耕牛(1=是)	0.22	0.22	0.22	0.24
土壤及地块特征				
地块租金(元/亩)	194.36	232.12	154.38	228.98
是否地块1(1=是)	-	-	-	0.40
是否地块2(1=是)	-	-	-	0.38
是否地块3(1=是)	-	-	-	0.22
是否是平地(1=是)	-	-	-	0.78
是否属于地块组(1=是)	0.39	0.38	0.39	0.37
是否高产示范区(1=是)	0.15	0.15	0.15	0.14
一年中休耕月份数(月)	-	-	-	4.35
地块耕种年数(年)	15.26	17.1	13.31	17.05
实际耕种面积中租入土地比率	0.29	0.34	0.23	-
每亩水稻田地数(块/亩)	1.35	1.31	1.39	-
肥沃程度(1~5, 1=非常肥沃)	2.72	2.72	2.73	2.72
灌溉方便程度(1~5, 1=非常方便)	2.57	2.56	2.58	2.59
复种指数	1.70	1.68	1.73	1.78
年份虚拟变量(1=2011)	0.51	-	-	-

数据来源:根据笔者调研数据整理。

润计算中扣减。因为土壤质量差异会被资本化成土地价格的形式。因而,本文中亩均利润定义为以稻农稻谷出售价格(farmgate prices)^③(Foster and Rosenzweig, 2011; Ali and Deininger, 2014)衡量的稻谷亩均产值减去稻农亩均购买的机械服务、种子、灌溉水、化肥、农药、除草剂和雇佣劳动力支出,以及上述两种方式定义的家庭生产要素亩均投入,分别记为利润1和利润2。因而,利润1和利润2分别为利润的上限和下限。利润计算时不包括种粮大户补贴等与稻农水稻种植面积挂钩的补贴,以及稻农获得的转移支付,如粮食直补等。控制变量类别为农户特征、水稻特征和土壤及地块特征。具体类别内包括的变量的定义如上所述。

为研究稻农水稻田复种状况不同处理方式是否会影响土地生产率与农户经营规模关系,本文采用两种面积定义方式,分别为不考虑复种的衡量方式1和考虑复种的衡量方式2。具体而言,农户层面衡量方式1指水稻种植面积为农户全部水稻田面积,包括租金(分成制)租入水稻田面积,没有考虑复种情况。亩均水稻生产要素投入、单产和亩均利润通过除以不考虑复种的水稻田面积获得。农户层面衡量方式2指水稻实际收获面积,包括租金(分成制)租入的水稻田面积,如果一年种植多季,则将复种土地面积进行加总,亩均水稻生产要素投入、单产和亩均利润通过除以复种加总的实际收获面积获得。同理,地块层面全年分析时,地块层面衡量方式1和衡量方式2的定义分别为该水稻地块面积与该水稻地块一年实际收获面积。两种衡量方式下的亩均水稻生产要素投入、单产和亩均利润分别通过除以地块面积和地块实际收获面积得到。计量分析时,分别根据衡量方式1和衡量方式2两种变量定义方式来检验复种对土地生产率与农户经营规模关系的影响。Benjamin (1995)发现,与使用考虑复种的播种面积相比,使用不考虑复种的实际耕种面积时,土地生产率与农业生产规模之间的负相关关系更加严重。因而,衡量方式1下获得的计量回归结果是估计的下限。如果在衡量方式1下,土地生产率与农户经营规模表现出显著的正相关关系,则在衡量方式2下,这种正相关关系会更加稳健。

由《上饶经济社会年鉴(2011年)》知,铅山县、万年县和余干县被调查村庄内人均水田面积分别

为0.72、0.86和0.80亩;从村庄问卷知人均旱地面积分别为0.11、0.17和0.05亩;稻农种植规模很小。中国从2006年1月1日起全面取消征收农业税,不存在任何税赋与种植面积挂钩。在稻农收入来源多样化的情况下,耕种的土地面积不再是稻农财富的象征。可以认为,农户基本不存在高报或低报水稻种植面积的激励。此外,结合当地可能存在非标准亩情况,在稻农问卷中增加“汇报的面积是否是标准亩?如果不是,您说的1亩换算成标准亩面积是多少”的问题。根据稻农回答,对面积进行相应调整后得到地块面积和耕种面积,后者是稻农总种植规模的体现。当农户经营规模非常小时,由GPS测量可能会造成更大的测量误差(Carletto et al., 2013)。另外值得一提的是,被调查区域稻农耕种模式非常单一化,根据《上饶经济社会年鉴(2012年)》,2011年粮食作物播种面积占农作物播种总面积的74%,谷物(包括稻谷、小麦和杂谷)产量占粮食作物产量的97%。其中,稻谷产量占谷物产量的99.4%。因而,稻农水稻种植面积基本上是外生给定的,不存在内生的决策过程。由此可以认为,本文使用的地块面积等面积变量是稻农相对真实情况的体现。

表1为稻农全年水稻生产农户层面和地块层面的均值基本描述。2007年水稻生产要素投入支出根据江西省农业分类生产资料价格指数进行调整,调整成与2011年可比的数据;2007年稻谷售价按照江西省粮食零售价格指数,调整成与2011年可比的数据(《中国统计年鉴》2008~2012历年)。表1中以水稻复种指数来表示水稻种植特征。复种指数指实际收获面积除以全部水稻田面积。这考虑了江西省籼稻一年存在多季轮作的现实,如早籼稻收割完毕的土地上继续种植晚籼稻。地块特征中加入了实际水稻田面积中租入土地比率和每亩水稻田地块数,分别来考察土地来源和土地细碎化对水稻生产的影响。

表2为2011年稻农水稻生产地块层面分季节的基本描述统计。调研时只收集了租入地块的实际租金(分成制稻谷)支付信息。笔者先根据该稻农该地块的产量、分成比率及该季节的稻谷平均出售价格,将分成制稻谷支付转化成实际租金支付。然后根据租入地块信息拟合租金决

定方程^④,水稻田地块租金主要由村庄所在位置决定,而村庄内部租金的差异由地块离家的距离和是否为高产示范区决定。根据回归方程相应变量的系数和村集体分配地块1和地块2相应变量的特征,生成地块1和地块2的潜在租金。2011年农户层面的水稻田租金根据2011年稻农地块租金取平值得到。2007年农户层面的水稻田租金根据2011年农户层面的水稻田租金经过村级问卷中两个年份的水稻田租金价格指数调整得到。以往文献中,土地价格主要通过访谈村干部,来获得一定地势、地理区位的土地价格(Assuncao and Braido, 2007)。由此可以认为,本文使用的土地租金,不管

表2 2011年稻农水稻生产地块层面分季节基本描述统计

变量	地块1、2和3 N=1394	地块1和地块2 N=1116	地块3 N=278	均值2和 均值3t检 验的P值
	均值1	均值2	均值3	
生产要素投入				
单产(斤/亩)	906.99	901.11	930.60	0.01
利润1(元/亩)	668.41	659.23	705.27	0.01
利润2(元/亩)	310.62	299.23	356.35	0.01
地块面积(亩)	3.30	1.59	10.20	0.00
家庭劳动力(天/亩)	3.72	3.74	3.62	0.39
家庭劳动力折算支出(元/亩)	343.25	347.26	327.15	0.15
雇佣劳动力(天/亩)	0.65	0.62	0.74	0.03
雇佣劳动力支出(元/亩)	54.33	51.50	65.72	0.00
农业机械服务和燃油支出(元/亩)	137.98	140.57	127.58	0.00
家庭机械使用折算支出(元/亩)	14.54	12.74	21.77	0.00
种子支出(元/亩)	36.77	37.07	35.61	0.27
化肥农药除草剂支出(元/亩)	167.22	167.23	167.19	0.94
灌溉支出(元/亩)	10.18	10.54	8.73	0.07
农户特征				
耕地面积,包括租金(分成制)				
租入面积(亩)	23.68	20.92	34.77	0.00
家庭总人口(人)	3.46	3.47	3.44	0.81
小孩比率	0.16	0.16	0.15	0.67
老人比率	0.12	0.13	0.06	0.00
女性劳动力比率	0.37	0.36	0.40	0.01
户主年龄(年)	55.17	55.59	53.5	0.00
户主受教育年数(年)	5.81	5.81	5.82	0.94
是否有中共党员(1=是)	0.16	0.17	0.14	0.25
是否科技示范户(1=是)	0.11	0.10	0.13	0.16
是否有耕地拖拉机(1=是)	0.32	0.30	0.41	0.00
是否有耕牛(1=是)	0.23	0.22	0.28	0.02
水稻特征				
是否早籼稻(1=是)	0.45	0.46	0.39	0.05
是否中籼稻(1=是)	0.10	0.07	0.22	0.00
是否晚籼稻(1=是)	0.45	0.47	0.39	0.03
是否优质稻(1=是)	0.59	0.59	0.60	0.41
是否杂交稻(1=是)	0.71	0.70	0.76	0.04
土壤及地块特征				
是否地块1(1=是)	0.41	0.51	0.00	-
是否地块2(1=是)	0.39	0.49	0.00	-
是否地块3(1=是)	0.20	0.00	0.99	-
地块租金(元/亩)	232.41	233.11	229.61	0.57
是否是平地(1=是)	0.80	0.81	0.75	0.03
是否属于地块组(1=是)	0.36	0.34	0.44	0.01
是否高产示范区(1=是)	0.15	0.14	0.16	0.54
一年中休耕月份数(月)	4.18	4.10	4.52	0.00
地块耕种年数(年)	17.22	17.76	15.08	0.00
肥沃程度(1~5,1=非常肥沃)	2.69	2.69	2.72	0.76
灌溉方便程度(1~5,1=非常方便)	2.57	2.57	2.58	0.58

数据来源:根据笔者调研数据整理。

是地块层面还是农户层面,更加能体现稻农该地块或平均水稻田的特征。

四、实证分析模型

(一)以亩均产量表示土地生产率

以亩均产量表示土地生产率时,实证分析理论模型采用文献中广泛使用的模型(Binswanger et al., 1995; Assuncao and Braidó, 2007; Barrett et al., 2010)。 Y_{ijk} 表示村庄 k 内农户 j 在地块 i 上的水稻实物产出。 X_{ijk} 是除地块面积外的其他农业投入要素,如劳动力、资本等;以及会影响农户产出水平的其他变量,如村虚拟变量,用来控制村际不可观测却存在系统性差异的因素,如气候、要素价格等。 A_{ijk} 是关注的核心变量,为耕种的地块面积。在规模报酬不变的假设前提下,将变量转换成单位面积数值, y_{ijk} 表示单产, x_{ijk} 为每亩水稻生产投入要素向量。将生产函数定义成方程(1):

$$y_{ijk} = \beta_1'x_{ijk} + \gamma_1 A_{ijk} + \varepsilon_{ijk} \quad (1)$$

γ_1 值表示土地生产率与农户地块经营规模之间的关系, β_1 为待估计控制变量的系数向量, ε_{ijk} 是独立同分布的残差项。如果 γ_1 显著小于0成立,则表明土地生产率与农户地块经营规模之间存在负相关。如果 γ_1 显著大于0成立,则表明土地生产率与农户地块经营规模之间存在正相关。如果 γ_1 值在统计上不显著异于0,则表明土地生产率与农户地块经营规模之间不存在明显相关关系。根据文献综述,存在3种潜在影响 γ_1 值的解释,分别为要素市场不完善、土壤质量变量遗漏和土地面积测量偏误。因而在方程(1)的基础上,逐步引入每种解释的变量,来分别观测 γ_1 系数的变化以及原假设 $H_0: \gamma_1=0$ 是否显著成立。

首先是农户异质性导致不完善的农村要素市场,包括劳动力市场、风险市场、信贷市场等。如果农户的劳动力影子价格、风险偏好等与农户地块经营规模正相关,则会影响农户的要素配置决策,使土地生产率与农户地块经营规模负相关(Feder, 1985)。 λ_{2jk} 表示没有纳入控制变量向量 x_{ijk} 的农户特征变量,与地块 i 没有关系, ν_{ijk} 是独立同分布的残差项。此时,方程(1)变成方程(2):

$$y_{ijk} = \beta_2'x_{ijk} + \gamma_2 A_{ijk} + \lambda_{2jk} + \nu_{ijk} \quad (2)$$

如果土地生产率与农户地块经营规模之间的

负相关由农村要素市场不完善解释,土壤质量方面的变量与农户经营规模不相关,那么正确估计方程(2)得到的系数 γ_2 将与0无显著差异。

其次是土壤质量变量遗漏或没有得到有效控制,导致土地生产率与农户地块经营规模负相关。如果土壤质量与农户地块经营规模负相关(Benjamin, 1995; Chen et al., 2011),则估计方程(1)时得到的 γ_1 系数估计值会小于实际值,产生 γ_1 显著小于0的假象。如果土壤质量与农户地块经营规模正相关,则估计方程(1)时得到的 γ_1 系数估计值会大于实际值,产生接受原假设 $H_0: \gamma_1=0$ 的错误。在农村要素市场完善的假设下, Q_{ijk} 表示土壤质量变量向量, ϕ_3 为土壤质量变量对土地生产率的影响向量, η_{ijk} 是独立同分布的残差项。此时方程(1)可表示为方程(3):

$$y_{ijk} = \beta_3'x_{ijk} + \gamma_3 A_{ijk} + \phi_3'Q_{ijk} + \eta_{ijk} \quad (3)$$

同时考虑农村要素市场不完善和土壤质量变量遗漏问题时,方程(1)可表示为方程(4):

$$y_{ijk} = \beta_4'x_{ijk} + \gamma_4 A_{ijk} + \lambda_{4jk} + \phi_4'Q_{ijk} + \mu_{ijk} \quad (4)$$

第三是土地面积测量误差对土地生产率与农户地块经营规模关系的影响(Benjamin, 1995; Lamb, 2003; Carletto and Zezza, 2013)。如果观测到的地块面积 A_{ijk} 存在误差,而真实的地块面积应该为 A_{ijk}^* ,且 $A_{ijk}^* = A_{ijk} + \varphi_{ijk}$,实际应该估计的方程由方程(1)变为方程(5):

$$y_{ijk} = \beta_5'x_{ijk} + \gamma_5 A_{ijk}^* + \varepsilon_{ijk}^* \\ \varepsilon_{ijk}^* = \varepsilon_{ijk} - \gamma_5 \varphi_{ijk} \quad (5)$$

如果将以上3种可能影响土地生产率和农户地块经营规模关系的因素都考虑进去,那么应该估计的方程变为方程(6):

$$y_{ijk} = \beta_6'x_{ijk} + \gamma_6 A_{ijk}^* + \lambda_{6jk} + \phi_6'Q_{ijk} + \omega_{ijk}^* \\ A_{ijk}^* = A_{ijk} + \varphi_{ijk} \\ \omega_{ijk}^* = \omega_{ijk} - \gamma_6 \varphi_{ijk} \quad (6)$$

此时, γ_6 与0之间的显著性检验结果可以得到土地生产率和农户地块经营规模的真实关系。同样地,在农户层面分析时, γ_6 与0之间的显著性检验结果可以得到土地生产率和农户经营规模的真实关系。

(二)以亩均利润表示土地生产率

以亩均利润表示土地生产率时,实证分析的模型框架和以亩均产量表示土地生产率时非常相

似。只有当 y_{ijk} 表示村庄 k 内农户 j 在地块 i 上的水稻生产亩均利润时有所区别;相应地,控制变量中不再包括亩均农业生产要素投入变量向量。

(三)实证模型和分析层次

按照上述理论模型,实证分析时分别用Cobb-Douglas (C-D) **生产函数模型** (production function based approach)^⑤和**单产模型** (yield based approach)来研究亩均产量与农户经营规模的关系 (Binswanger et al., 1995; Assuncao and Braidó, 2007; Barrett et al., 2010)。虽然水稻生产农业投入要素的使用是内生的,笔者同时用C-D生产函数模型估计的用意有二:首先,以往对土地生产率与农户经营规模关系的研究都使用同样的估计模型,因而使用一贯性的研究方法得到的研究结果便于和现有文献中的研究结论进行比较;其次,C-D生产函数模型的估计结果也可以作为单产模型估计结果的一种稳健性检验。研究亩均利润与农户经营规模的关系时,仅使用**利润模型** (profit based approach)来研究。

实证分析从农户和地块两个层面展开,其中地块层面又分季节和全年两个时间维度。实证分析主要使用2011年地块层面数据,分为地块层面分季节数据和地块层面全年数据;以及2011年和2007年农户层面全年数据。仿照MaCurdy和Pencavel (1986),在对单产、农业投入要素及土地面积取对数值前,先人为在原值上加上0.001,再取对数,避免因非随机去掉0观测值对模型结果的影响。亩均利润因定义方式不同而有负值存在,故利润模型使用半对数形式进行估计^⑥。本文计量软件使用STATA12软件包,估计方法参照Cameron和Trivedi (2005)。

笔者认为,对水稻种植而言,地块是稻农水稻生产的最小经营单位,更能反映稻农的水稻生产规模 (Assuncao and Braidó, 2007; Barrett et al., 2010; Foster and Rosenzweig, 2011; Ali and Deininger, 2014)^⑦。因而,地块层面实证分析所得结论更具政策意义,而农户层面的分析仅作为一种稳健性检验。鉴于现有研究土地生产率与农户经营规模关系的文献多数在农户层面展开,在中国农业环境中相关主题的研究都在农户层面进行 (Benjamin and Brandt, 2002; Chen et al., 2011; Li et al., 2013),为保

持与这些文献具有可比性和一致性,笔者先从农户层面对土地生产率与农户经营规模的关系进行研究,再从地块层面对土地生产率与地块种植面积的关系进行探索。

五、计量分析结果

(一)农户层面全年分析结果

1. 相关性分析

在进行实证回归之前,先对本研究的核心变量进行两两相关关系检验。在衡量方式1下,稻农水稻单产对数值与实际水稻田面积对数值的相关系数为0.03,不显著;利润1、利润2与实际水稻田面积对数值的相关系数分别为0.07、0.22,分别在10%、1%的显著性水平上显著。在衡量方式2下,农户水稻单产对数值、利润1、利润2与水稻总收获面积对数值的相关系数分别为0.25、0.23、0.38,都在1%的显著性水平上显著。此外,对其他各主要变量进行Spearman相关系数矩阵估计^⑧,排除了各主要变量之间可能存在多重共线性的问题。

2. 农户层面全年亩均产量与农户经营规模关系回归结果

表3为衡量方式1情境下,C-D生产函数模型和单产模型下农户层面全年亩均产量的计量回归结果。在两种模型下,分别进行了4种不同形式的计量方程估计^⑨,即(1)基准模型——混合回归;(2)在基准模型中加入农户固定效用模型,来控制农户层面不可观测的系统性差异,如要素市场不完善的影响;(3)在基准模型中纳入土壤与地块特征;(4)在基准模型中同时包括农户固定效用和土壤与地块特征。由于单产模型下各个方程的回归结果与C-D生产函数模型下各个方程的回归结果较为类似,因而笔者以C-D生产函数模型下的回归结果为例进行说明。

模型(1)的回归结果表明,如果忽视要素市场不完善和土壤质量变量遗漏问题,在农户层面,亩均水稻产量与稻农水稻田经营规模的关系为正,但不显著。此外,如果一个农户一年种植多季水稻,如种植模式为早籼稻+晚籼稻,则复种指数大于1,此时复种指数是农户水稻种植专业化程度的体现。复种指数变量在1%的显著性水平上大于0,这表明农户水稻种植专业化程度越高,亩均产量越

高。年份虚拟变量系数为正,和预期一致。农业投入要素变量中,机械服务费用变量在10%的显著性水平上显著为正;家庭劳动力变量和种子费用变量在5%的显著性水平上显著为负。家庭特征变量

中,若户主的受教育程度越高、是科技示范户,则稻农的水稻单产越高,分别在5%和1%的显著性水平上显著。以是否在家居住时间超过6个月及以上定义,家庭人口规模变量在5%的显著性水平上显著为负。

表3 衡量方式1情境下农户层面全年亩均水稻产量计量回归结果(N=632)

变量	C-D生产函数模型				单产模型			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	混合回归	农户FE	土壤和地块特征	农户FE和土壤及地块特征	混合回归	农户FE	土壤和地块特征	农户FE和土壤及地块特征
因变量:亩均水稻产量(对数)(单位:斤/亩)								
水稻田面积(对数)	0.001 (0.008)	0.005 (0.014)	-0.003 (0.011)	0.008 (0.017)	0.010 (0.007)	0.010 (0.012)	0.006 (0.010)	0.010 (0.016)
复种指数	0.605*** (0.028)	0.627*** (0.049)	0.600*** (0.027)	0.624*** (0.049)	0.577*** (0.020)	0.628*** (0.033)	0.576*** (0.019)	0.617*** (0.035)
年份虚拟变量	0.025*** (0.013)	0.035*** (0.012)	0.029*** (0.016)	0.011 (0.017)	0.033*** (0.012)	0.039*** (0.008)	0.036*** (0.015)	0.007 (0.016)
农业投入要素变量(对数)								
家庭劳动力	-0.028** (0.012)	0.001 (0.024)	-0.026** (0.012)	0.005 (0.024)				
雇佣劳动力	0.001 (0.002)	0.003 (0.005)	0.000 (0.002)	0.002 (0.005)				
机械服务费用	0.003* (0.002)	0.000 (0.002)	0.003 (0.002)	0.001 (0.002)				
种子费用	-0.042** (0.020)	-0.043** (0.018)	-0.042** (0.020)	-0.040** (0.018)				
农药除草剂化肥费用	0.039 (0.025)	0.057 (0.040)	0.041 (0.025)	0.052 (0.040)				
灌溉费用	-0.002 (0.002)	0.002 (0.003)	-0.002 (0.002)	0.002 (0.003)				
家庭特征变量								
家庭人口规模	-0.010** (0.005)		-0.011** (0.005)		-0.009* (0.005)		-0.010** (0.005)	
小孩比率	-0.053 (0.041)		-0.053 (0.042)		-0.081*** (0.041)		-0.075* (0.042)	
老人比率	0.012 (0.042)		0.002 (0.044)		-0.003 (0.043)		-0.011 (0.045)	
女性青壮年劳动力比率	-0.063 (0.044)		-0.052 (0.042)		-0.078* (0.044)		-0.065 (0.042)	
户主年龄	0.001 (0.001)		0.001 (0.001)		0.001 (0.001)		0.001 (0.001)	
户主受教育程度	0.005** (0.002)		0.005** (0.002)		0.005** (0.002)		0.005** (0.002)	
中共党员虚拟变量	-0.009 (0.015)		-0.003 (0.015)		-0.009 (0.015)		-0.004 (0.015)	
科技示范户虚拟变量	0.063*** (0.018)		0.054*** (0.018)		0.066*** (0.018)		0.057*** (0.018)	
耕地拖拉机虚拟变量	0.008 (0.014)		0.010 (0.014)		0.003 (0.014)		0.005 (0.014)	
耕牛虚拟变量	-0.012 (0.019)		-0.010 (0.019)		-0.024 (0.019)		-0.020 (0.018)	
常数项	6.332*** (0.133)	6.048*** (0.195)	6.228*** (0.179)	5.861*** (0.234)	6.391*** (0.070)	6.167*** (0.071)	6.268*** (0.134)	5.898*** (0.299)
R平方	0.764	0.600	0.772	0.612	0.756	0.589	0.765	0.614
F值	101.1	49.75	77.21	32.99	111.6	144.9	79.40	28.90
土壤和地块特征	-	-	是	是	-	-	是	是
村FE	是	-	是	-	是	-	是	-
P值(农户FE)	-	0.00	-	0.00	-	0.00	-	0.00

注:(1)***、**、*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上显著。(2)括号内为稳健标准误。(3)土壤和地块特征包括地块土壤肥沃程度和灌溉方便程度5刻度量表、地块种植年数、实际耕种面积中租入土地比率、每亩水稻田块数、地块区位(是否地块组、是否高产示范区)虚拟变量和地块租金(对数)。

模型(2)的回归结果表明,用农户固定效应控制了可能存在的不可观测的要素市场不完善后,水稻田面积变量的系数虽然增大了,但仍然不显著。此时,机械服务费用变量和家庭劳动力变量不再显著。引入土壤和地块特征变量,来检验土壤质量变量遗漏问题对土地生产率与农户经营规模关系的影响。与模型(1)的回归结果相比,模型(3)中,水稻田面积变量的系数减小了,但依然不显著。其他相应变量的系数方向和显著性程度无系统性变化。同时控制土壤和地块特征以及使用农户固定效应模型,模型(4)中,水稻田面积变量的系数虽然为正,但不显著。

在衡量方式2情境下,笔者同时用C-D生产函数模型和单产模型在农户层面进行了回归分析^⑩,除了复种指数变量为负值,回归结果与表3非常相似。因为复种指数越高,表示早籼稻+晚籼稻这种种植模式越普遍,而中籼稻的单产在1%的显著性水平上显著高于早籼稻或晚籼稻的单产。

3. 农户层面全年亩均利润与农户经营规模关系回归结果

表4为衡量方式1情境下,农户层面全年亩均利润1和亩均利润2与农户经营规模关系的回归结果。利润1为假定家庭劳动力、机械、耕牛投入的机会成本为0时的亩均水稻种植利润;利润2为根据特定环节内雇佣劳动力和雇佣机械服务价格估算的家庭劳动力工资水平和家庭机械使用成本下的亩均水稻种植利润。与表3相同,在利润1和利润2下,分别进行了4种不同形式的计量方程估计,以判断以亩均利润为代表的土地生产率与农户经营规模的关系,以及不完善的要素市场、土壤质量变量遗漏问题对这种关系的解释。

由表4可知,不管以何种利润公式核算,不管使用何种计量方程进行估计,除了模型(5),亩均水稻利润与农户经营规模并无显著关系。此外,年份虚拟变量不显著,表明亩均利润水平并没有逐年增长;复种指数变量为正,且在1%的显著性水平上显著,表明农户水稻种植专业化程度越高,亩均利润越高。稻农是科技示范户、拥有拖拉机或者耕牛都会显著增加稻农的亩均利润水平。可能的原因是拥有较多水稻生产机械,或者水稻种植技术较高的稻农,越能集约高效种植水稻,因而可以获得较高的亩均利润。家庭人口规模和小孩比率变量对亩均水稻利润有显著的负向影响。可能的原因为家庭人口规模越大,未充分就业的可能性越大。可能会因为投入水稻生产的家庭劳动力过多、过于精耕细作而降低亩均利润;家庭中小孩比率越高,需要

用于照顾小孩的时间就越多,会产生家庭劳动力不足需雇佣社会服务的可能,从而增加亩均水稻生产成本。

在衡量方式2情境下,笔者也在农户层面对亩均利润1和亩均利润2与农户经营规模的关系进行了回归分析^①。除了复种指数变量为负值外,回归结果与表4非常相似,不再一一赘述。

4. 小结

由以上分析可以得出,在农户层面,区别于以往文献中广泛发现的负相关关系,以亩均产量和亩均利润衡量的土地生产率与农户经营规模无显著关系,符合Feder(1985)对此问题的理论分析结论。考虑土地复种与否,并不会改变土地生产率与农户经营规模无显著关系的结论。根据Lamb

(2003)和Barrett等(2010)的研究结论,土地面积的测量误差会负向影响地块面积的回归系数。使用标准亩校正稻农汇报的土地面积,笔者实证分析得到的土地生产率与农户经营规模关系是真实值的下限。

(二)地块层面分季节分析结果

1. 相关性分析

同样地,在进行实证分析之前,先进行两两相关关系检验。稻农地块分季节单产对数值、利润1、利润2与水稻地块面积对数值之间的相关系数分别为0.30、0.28、0.41,都在1%的显著性水平上显著。此外,对其他各主要变量进行Spearman相关系数矩阵估计^②,排除了各主要变量之间可能存在多重共线性的问题。

2. 地块层面分季节亩均产量与地块经营面积关系回归结果

表5呈现了C-D生产函数模型和单产模型下地块层面分季节亩均水稻产量的计量回归结果。C-D生产函数模型下4个计量方程的回归结果与单产模型下相应计量方程的回归结果相似,故笔者以单产模型下4个计量方程的回归结果为例进

表4 衡量方式1情境下农户层面全年亩均水稻利润计量回归结果(N=632)

变量	利润1				利润2			
	(1) 混合 回归	(2) 农户 FE	(3) 土壤和地 块特征	(4) 农户FE 和土壤及 地块特征	(5) 混合 回归	(6) 农户 FE	(7) 土壤和地 块特征	(8) 农户FE 和土壤及 地块特征
因变量:亩均水稻利润(单位:元/亩)								
水稻田面积(对数)	-8.396 (14.334)	-0.540 (21.091)	0.368 (22.273)	22.035 (26.532)	34.072* (18.232)	-8.271 (22.803)	40.722 (30.195)	-14.776 (28.684)
年份虚拟变量	-32.967 (22.971)	-19.462 (13.191)	-39.334 (30.331)	-36.353 (26.607)	4.967 (27.874)	20.061 (14.262)	4.754 (37.616)	14.074 (28.765)
复种指数	575.992*** (37.799)	635.977*** (56.351)	566.891*** (37.012)	571.079*** (60.633)	564.007*** (47.448)	588.142*** (60.926)	553.477*** (46.064)	545.791*** (65.551)
家庭人口规模	-30.174*** (9.160)		-33.640*** (9.140)		-20.704* (11.526)		-28.606*** (11.506)	
小孩比率	39.293 (81.801)		40.149 (83.012)		-211.313** (100.484)		-185.419* (104.018)	
老人比率	11.583 (68.805)		5.347 (67.929)		-86.991 (87.252)		-85.292 (88.123)	
女性青壮年劳动力比率	-22.285 (91.207)		13.407 (86.664)		-131.460 (117.985)		-93.999 (119.707)	
户主年龄	-0.028 (1.415)		-0.027 (1.431)		1.285 (1.782)		0.815 (1.831)	
户主受教育程度	6.189 (4.331)		5.032 (4.547)		8.565 (5.414)		5.094 (5.704)	
中共党员虚拟变量	-24.780 (32.526)		-15.805 (32.158)		-16.306 (37.807)		-5.551 (36.546)	
科技示范户虚拟变量	125.236*** (44.212)		93.586** (43.006)		175.704*** (47.882)		128.101*** (46.100)	
耕地拖拉机虚拟变量	104.155*** (31.690)		117.126*** (32.567)		71.135* (38.314)		79.285** (38.246)	
耕牛虚拟变量	94.250*** (34.402)		98.339*** (34.685)		-6.992 (43.395)		7.175 (42.168)	
常数项	442.460*** (136.956)	75.368 (121.310)	196.764 (266.431)	-200.932 (510.984)	66.871 (158.257)	-211.228 (131.157)	14.933 (330.114)	-61.632 (552.434)
R平方	0.545	0.364	0.563	0.394	0.566	0.285	0.587	0.319
F值	38.25	58.03	29.21	11.83	38.18	40.34	26.34	8.504
土壤和地块特征	-	-	是	是	-	-	是	是
村FE	是	-	是	-	是	-	是	-
P值(农户FE)	-	0.00	-	0.00	-	0.00	-	0.00

注:(1)***、**、*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上显著。(2)括号内为稳健标准误。(3)土壤和地块特征包括地块土壤肥沃程度和灌溉方便程度5刻度量表、地块种植年数、实际耕种面积中租入土地比率、每亩水稻田块数、地块区位(是否地块组、是否高产示范区)虚拟变量和地块租金(对数)。

表5 地块层面分季节亩均水稻产量计量回归结果(N=1394)

变量	C-D生产函数模型				单产模型			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	混合 回归	农户 FE	土壤和地 块特征	农户FE 和土壤及 地块特征	混合 回归	农户 FE	土壤和地 块特征	农户FE 和土壤及 地块特征
因变量:亩均水稻产量(对数)(单位:斤/亩)								
地块面积(对数)	0.031*** (0.006)	0.047*** (0.006)	0.018*** (0.006)	0.031*** (0.007)	0.034*** (0.006)	0.046*** (0.005)	0.022*** (0.006)	0.033*** (0.006)
总耕地面积(对数)	-0.011* (0.006)		-0.010* (0.006)		-0.007 (0.005)		-0.006 (0.005)	
种子特征和季节变量								
中籼稻虚拟变量	0.157*** (0.015)	0.170*** (0.014)	0.188*** (0.016)	0.188*** (0.015)	0.156*** (0.015)	0.171*** (0.013)	0.187*** (0.016)	0.187*** (0.015)
晚籼稻虚拟变量	0.076*** (0.010)	0.075*** (0.007)	0.075*** (0.009)	0.075*** (0.007)	0.077*** (0.009)	0.078*** (0.006)	0.077*** (0.009)	0.077*** (0.006)
优质稻虚拟变量	0.014 (0.009)	0.026** (0.012)	0.012 (0.009)	0.030** (0.012)	0.020* (0.009)	0.020* (0.011)	0.018** (0.009)	0.023** (0.011)
杂交稻虚拟变量	0.017 (0.010)	-0.004 (0.012)	0.021** (0.010)	-0.003 (0.011)	0.015 (0.010)	-0.006 (0.012)	0.018* (0.010)	-0.005 (0.011)
农业投入要素变量(对数)								
家庭劳动力	-0.006 (0.007)	-0.005 (0.011)	-0.010 (0.007)	-0.014 (0.011)				
雇佣劳动力	0.004** (0.002)	-0.001 (0.002)	0.004*** (0.002)	0.001 (0.002)				
机械服务费用	0.006*** (0.001)	0.001 (0.002)	0.006*** (0.001)	0.001 (0.002)				
种子费用	-0.005 (0.009)	0.030*** (0.010)	-0.003 (0.009)	0.027*** (0.010)				
农药除草剂化肥费用	0.004 (0.014)	0.026 (0.017)	0.014 (0.014)	0.024 (0.017)				
灌溉费用	-0.002 (0.001)	0.003 (0.005)	-0.003** (0.001)	0.003 (0.005)				
家庭特征变量								
家庭人口规模	-0.003 (0.003)		-0.006* (0.003)		-0.003 (0.003)		-0.004 (0.003)	
小孩比率	-0.032 (0.028)		-0.031 (0.028)		-0.059** (0.028)		-0.062** (0.028)	
老人比率	-0.007 (0.023)		-0.005 (0.023)		-0.013 (0.023)		-0.015 (0.023)	
女性青壮年劳动力比率	0.005 (0.026)		0.012 (0.026)		0.001 (0.027)		0.005 (0.027)	
户主年龄	0.001** (0.001)		0.001* (0.000)		0.001* (0.000)		0.001 (0.000)	
户主受教育程度	0.006*** (0.001)		0.006*** (0.002)		0.006*** (0.002)		0.006*** (0.002)	
中共党员虚拟变量	0.011 (0.011)		0.005 (0.011)		0.008 (0.011)		0.003 (0.011)	
科技示范户虚拟变量	0.065*** (0.012)		0.048*** (0.013)		0.062*** (0.012)		0.046*** (0.013)	
耕地拖拉机虚拟变量	0.009 (0.011)		0.011 (0.011)		0.007 (0.011)		0.010 (0.011)	
耕牛虚拟变量	0.022* (0.012)		0.030** (0.012)		0.002 (0.012)		0.010 (0.012)	
地块虚拟变量(基准为地块3)								
地块1			0.006 (0.012)	0.013 (0.008)			0.008 (0.012)	0.013 (0.009)
地块2			-0.032** (0.012)	-0.022** (0.010)			-0.028** (0.013)	-0.022** (0.010)
常数项	6.762*** (0.091)	6.483*** (0.094)	6.600*** (0.151)	6.461*** (0.132)	6.766*** (0.045)	6.718*** (0.008)	6.650*** (0.132)	6.658*** (0.093)
R平方	0.385	0.313	0.429	0.340	0.369	0.304	0.411	0.332
F值	31.86	43.75	26.83	19.85	36.66	93.08	28.67	24.80
土壤和地块特征	-	-	是	是	-	-	是	是
村FE	是	-	是	-	是	-	是	-
P值(农户FE)	-	-	0.00	-	-	0.00	-	0.00

注:(1)***、**、*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上显著。(2)括号内为稳健标准误。(3)土壤和地块特征包括地块土壤肥沃程度和灌溉方便程度5刻度量表、地块种植年数、地块休耕月数、地块区位(是否平原地、是否地块组、是否高产示范区)虚拟变量和地块租金(对数)。

行解释。

模型(5)表示,在没有控制要素市场不完善和土壤质量变量遗漏问题时,亩均水稻产量对地块面积的弹性为0.034,在1%的显著性水平上显著。即地块面积增加1倍,亩均水稻产量将增加3.4%。引入农户固定效应后,模型(6)中地块面积变量的系数增加了约1/3,为0.046,且在1%的显著性水平上显著。这表明,要素市场不完善似乎可以解释以亩均水稻产量衡量的土地生产率与农户经营规模负相关的一部分,与Lamb(2003)和Barrett等(2010)的研究结论相同。在模型(5)的基础上,控制土壤和地块特征变量后,模型(7)的结果显示,地块面积变量的系数减少了约1/3,为0.022,也在1%的显著性水平上显著。这表明,土壤质量变量遗漏会造成土地生产率与农户经营规模正相关的假象或者加重这种正相关关系。以笔者识别的土壤和地块特征变量可以剔除土地生产率与农户经营规模正相关关系的1/3。模型(8)为同时控制了要素市场不完善和土壤质量遗漏问题后的回归结果,地块面积变量的系数仍为正,且在1%的显著性水平上显著,表明地块面积增加1%,单产会增加0.033%。

在保持其他变量不变的情况下,稻农总水田面积对水稻单产没有显著影响,而且系数非常小,与Assuncao和Braido(2007)、Barrett等(2010)的研究发现一致。中籼稻和晚籼稻的单产都比早籼稻的单产要高,而且与其他显著影响水稻单产的变量相比,种植季节变量的系数值非常高。常识上认为杂交稻可以增加单产,但杂交稻与常规稻的产量差异并无统一规律。《湖南省统计年鉴》是全国唯一将杂交稻年播种面积与产量单列的年鉴,也没有任何一年的统计数据支持“杂交稻更高产”(李晓芬,2011)。刘海等(2010)认为,稻米品质随产量的提高而下降,但我们的回归结果并不支持这一结论。农户家庭特征变量类别中户主的受教育程度、是科技示范

户对水稻单产有正显著影响。稻农家中小孩比率越高,水稻单产就越低。在其他条件一致时,地块2比地块3的单产要低。

考虑到租入水稻地块可能会与村集体分配的水稻地块存在系统性的差异,如租入地块的面积更大、更集中连片、离家距离更远等,故笔者对剔除租入地块(地块3)的子样本的分季节单产与稻农地块经营面积关系进行了稳健性检验^⑨。子样本的回归结果表明,在C-D生产函数模型和单产模型下,核心变量地块面积的回归系数在1%的显著性水平上显著为正,而且系数大小较表5中相应模型下计量方程的系数要稍大;而且在不同计量方程下系数大小变动规律和表5一致。其他显著影响水稻单产的变量和其显著性程度也和表5的结果很接近。

3. 地块层面分季节亩均利润与地块经营面积关系回归结果

表6为地块层面分季节亩均利润1和利润2的回归结果。利润1和利润2的定义方式与表4一致。由表6可知,不管以何种利润公式核算,不管用何种计量方程进行估计,地块面积变量都在1%的水平上显著为正,表明亩均利润水平随着地块面积的增加而增大。当家庭劳动力投入、机械投入的机会成本为0时(利润1),以农户固定效应控制要素市场不完善,会使地块面积变量的系数增大(由模型(1)中的47.7变为模型(2)中的50.2);相反,根据环节内市场工资水平处理家庭劳动力和机械投入成本后(利润2),以农户固定效应控制要素市场不完善,会使地块面积变量的系数减小(由模型(5)中的86.6变为模型(6)中的76.7)。这表明,农村要素

市场不完善与稻农地块经营面积之间存在负相关关系。和表5的发现一致,控制土壤和地块特征变量后,与基准模型相比,地块面积变量的系数减小了,表明土壤质量与地块经营面积之间存在正相关关系。

类似地,剔除租入地块(地块3),笔者同时也对剩余子样本进行了亩均利润与稻农地块经营面积关系的稳健性检验^⑩。子样本的回归结果进一步证明,核心变量地块面积的回归系数在1%的显著性水平上显著为正,系数大小较表6中相应模型下计量方程回归所得的系数要稍大;而且在不同计量方程下系数大小变动规律也和表6一致。

4. 小结

在地块层面,以水稻种植季节为时间维度进行分析得出,不管是否市场化家庭要素投入,以亩均产量和亩均利润衡量的土地生产率与稻农地块经营面积都存在显著的正向关系。此外,农村要素市场不完善与稻农地块经营面积之间存在负相关关系,与Lamb(2003)和Barrett等(2010)的发现一致。而土壤质量与稻农地块经营面积之间存在正相关关系,与Benjamin(1995)和Chen等(2011)的论证相反。可能的原因为Chen等(2011)的研究涉及的时间为1995~1999年,可能存在频繁的土地调整使优质土地被过度细分。但笔者从村庄的调查中发现,新千年后,土地调整几乎不存在。因而有理由认为,在土地使用权较安全的环境中,稻农有更大的激励投资改善较大水稻田地块的土壤质量。此外,较大的水稻田块一般处于地理位置较方便、基础设施更好的位置。

(三)地块层面全年分析结果

1. 相关性分析

对稻农地块上的水稻产出、产值在各个季节进行加总,根据对地块面积和亩均利润的不同定义,在全年时间维度上,进行地块层面土地生产率与稻农地块经营面积关系的回归分析。同样地,在进行实证分析之前,先进行核心变量的两两相关关系检验。在衡量方式1下,稻农水稻单产对数、利润1、利润2与地块面积对数的相关系数分别为0.09、0.20、0.34,都在1%的显著性水平上显

表6 地块层面分季节亩均水稻利润计量回归结果(N=1394)

变量	利润1				利润2			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	混合回归	农户FE	土壤和地块特征	农户FE和土壤及地块特征	混合回归	农户FE	土壤和地块特征	农户FE和土壤及地块特征
因变量:亩均水稻利润(单位:元/亩)								
地块面积(对数)	47.739*** (8.291)	50.176*** (6.863)	36.085*** (8.509)	37.370*** (8.535)	86.581*** (10.624)	76.680*** (7.932)	82.112*** (11.065)	66.299*** (9.890)
R平方	0.410	0.457	0.445	0.476	0.395	0.283	0.422	0.305
F值	36.04	178.8	26.62	45.36	36.46	83.97	26.81	21.94
土壤和地块特征	-	-	是	是	-	-	是	是
村FE	是	-	是	-	是	-	是	-
P值(农户FE)	-	0.00	-	0.00	-	0.00	-	0.00

注:(1)***、**、*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上显著。(2)括号内为稳健标准误。(3)土壤和地块特征包括地块土壤肥沃程度和灌溉方便程度5刻度量表、地块种植年数、地块休耕年数、地块区位(是否平原地区、是否地块组、是否高产示范区)虚拟变量和地块租金(对数)。(4)其他控制变量,包括总耕地面积对数、种子特征和季节变量、家庭特征变量和地块虚拟变量进入模型,但因篇幅关系,不再汇报。

著。在衡量方式2下,稻农水稻单产对数、利润1、利润2与地块总收获面积对数的相关系数分别为0.28、0.22、0.35,也都在1%的显著性水平上显著。此外,对其他各主要变量进行Spearman相关系数矩阵估计^⑤,证明各主要变量之间不存在多重共线性

的问题。

2. 地块层面全年亩均产量与地块经营面积关系回归结果

表7为衡量方式1情境下,C-D生产函数模型和单产模型下地块层面全年亩均产量的计量回归

表7 衡量方式1情境下地块层面全年亩均水稻产量计量回归结果(N=783)

变量	C-D生产函数模型				单产模型			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	混合回归	农户FE	土壤和地块特征	农户FE和土壤及地块特征	混合回归	农户FE	土壤和地块特征	农户FE和土壤及地块特征
因变量:亩均水稻产量(对数)(单位:斤/亩)								
地块面积(对数)	0.030*** (0.007)	0.051*** (0.005)	0.018** (0.007)	0.035*** (0.006)	0.035*** (0.007)	0.044*** (0.004)	0.023*** (0.007)	0.034*** (0.005)
总耕地面积(对数)	-0.008 (0.007)		-0.007 (0.007)		-0.004 (0.007)		-0.002 (0.007)	
复种指数	0.587*** (0.020)	0.557*** (0.024)	0.542*** (0.022)	0.555*** (0.027)	0.576*** (0.014)	0.573*** (0.009)	0.538*** (0.016)	0.546*** (0.011)
农业投入要素变量(对数)								
家庭劳动力	-0.001 (0.009)	0.021 (0.014)	-0.004 (0.009)	0.011 (0.014)				
雇佣劳动力	0.005*** (0.002)	-0.002 (0.003)	0.006*** (0.002)	0.001 (0.003)				
机械服务费用	0.006*** (0.002)	0.004* (0.002)	0.006*** (0.002)	0.005*** (0.002)				
种子费用	-0.023* (0.014)	-0.001 (0.022)	-0.021 (0.014)	-0.026 (0.022)				
农药除草剂化肥费用	-0.002 (0.019)	-0.003 (0.020)	0.009 (0.019)	-0.011 (0.020)				
灌溉费用	-0.002 (0.001)	0.019** (0.008)	-0.002* (0.001)	0.021*** (0.007)				
家庭特征变量								
家庭人口规模	-0.004 (0.004)		-0.008** (0.004)		-0.004 (0.004)		-0.007* (0.004)	
小孩比率	-0.050 (0.034)		-0.044 (0.033)		-0.073** (0.034)		-0.071** (0.034)	
老人比率	-0.010 (0.027)		-0.009 (0.026)		-0.013 (0.027)		-0.016 (0.027)	
女性青壮年劳动力比率	-0.016 (0.033)		-0.011 (0.032)		-0.019 (0.034)		-0.018 (0.034)	
户主年龄	0.001* (0.001)		0.001 (0.001)		0.001 (0.001)		0.000 (0.001)	
户主受教育程度	0.006*** (0.002)		0.006*** (0.002)		0.005*** (0.002)		0.005*** (0.002)	
中共党员虚拟变量	0.005 (0.013)		0.002 (0.013)		0.006 (0.013)		0.004 (0.013)	
科技示范户虚拟变量	0.065*** (0.017)		0.052*** (0.017)		0.062*** (0.017)		0.049*** (0.017)	
耕地拖拉机虚拟变量	0.009 (0.013)		0.013 (0.013)		0.004 (0.013)		0.007 (0.012)	
耕牛虚拟变量	0.012 (0.014)		0.022 (0.014)		-0.009 (0.014)		0.001 (0.014)	
地块虚拟变量(基准为地块3)								
地块1			0.012 (0.013)	0.014** (0.007)			0.014 (0.013)	0.017** (0.007)
地块2			-0.027* (0.014)	-0.019** (0.008)			-0.023 (0.014)	-0.017** (0.008)
常数项	6.472*** (0.109)	6.340*** (0.114)	6.488*** (0.162)	6.525*** (0.137)	6.400*** (0.056)	6.309*** (0.017)	6.459*** (0.142)	6.364*** (0.080)
R平方	0.828	0.894	0.844	0.911	0.820	0.891	0.836	0.908
F值	135.6	476.8	104.7	184.7	167.5	1871	115.5	241.7
土壤和地块特征	-	-	是	是	-	-	是	是
村FE	是	-	是	-	是	-	是	-
P值(农户FE)	-	0.00	-	0.00	-	0.00	-	0.00

注:(1)***、**、*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上显著。(2)括号内为稳健标准误。(3)土壤和地块特征包括地块土壤肥沃程度和灌溉方便程度5刻度量表、地块种植年数、地块休耕月数、地块区位(是否平原地区、是否地块组、是否高产示范区)虚拟变量和地块租金(对数)。

结果。除了以复种指数来表示水稻种植特征外,表7中其他控制变量与表5相同。C-D生产函数模型和单产模型下,各计量方程回归结果的R平方值都很高。这得益于笔者使用一个稻农多个地块的数据,这个结果也和Assuncao和Braido(2007)、Barrett等(2010)中的结果相近。表7中亩均水稻产量都随着地块面积的增大而增加,均在1%的显著性水平上显著。而且,地块面积变量的系数与表5中对应模型的回归系数非常接近。这表明在控制其他变量后,水稻单产对地块面积的弹性在短期内基本保持不变。复种指数变量在1%的显著性水平上显著大于0。稻农总水田面积对水稻单产没有显著影响,而且系数非常小,和Assuncao和Braido(2007)、Barrett等(2010)的结论一致。机械服务费用变量系数仍然为正,而且此时在农户固定效应模型下也显著(模型(2)和模型(4))。灌溉支出能够提高亩均水稻产量,且该变量在5%的显著性水平上显著(模型(4))。与表5中的发现一致,稻农家庭特征变量中,小孩比率越高,水稻单产越低。老人比率变量和女性劳动力比率变量都对水稻单产没有显著影响,说明农村男性青壮年劳动力大量外出务工并没有影响水稻单产。控制其他条件不变,户主的教育程度越高、是科技示范户,则水稻单产越高。和表5中的结果一致,地块来源显著影响土地生产率。

在衡量方式2情境下,以全年为时间分析单位,笔者同时用C-D生产函数模型和单产模型在地块层面进行了回归分析^⑥。除复种指数变量为负值外,回归结果与表7非常相似。同时,剔除租入地块(地块3),在衡量方式1和衡量方式2下,分别用

C-D生产函数模型和单产模型,笔者同时也对村集体分配地块子样本进行了地块层面全年亩均水稻产量与地块经营面积关系的检验^⑥。回归结果一致发现以亩均产量为代表的土地生产率与地块经营面积之间存在显著的正向关系。

3. 地块层面全年亩均利润与地块经营面积关系回归结果

表8为衡量方式1下,地块层面全年亩均利润1和利润2与稻农地块经营面积关系的回归结果。笔者同时也在衡量方式2下进行了类似的回归分析^⑦,除了复种指数变量的系数方向显著为负外,所得结果与表8非常类似。由表8可知,以不同的方式处理家庭要素投入成本,亩均利润始终与稻农地块经营面积成正相关关系,且在1%的显著性水平上显著。地块面积变量系数在不同的计量方程下呈现出的变动规律与表6一致。再次验证了农村要素市场不完善与稻农地块经营面积之间存在负相关关系;而土壤质量与稻农地块经营面积之间存在正相关关系。其他显著影响亩均利润水平的变量与表6类似,不再一一赘述。

类似地,剔除租入地块(地块3),在衡量方式1和衡量方式2下,笔者同时也对剩余子样本进行了亩均利润与稻农地块经营面积关系的稳健性检验^⑧。子样本的回归结果再次验证亩均利润水平随着稻农地块经营面积的增加而增大。

4. 小结

由上述分析可知,在地块层面,以水稻种植全年为时间维度进行分析,与以水稻种植季节为时间分析单位获得的结果一样,不管是否对家庭要素投

入以相应水稻种植环节内的价格进行换算,以单产和亩均利润衡量的土地生产率与稻农地块经营面积之间都存在非常显著的正向关系。增加机械服务使用和改善水稻种植灌溉条件能够提高亩均水稻产量。

六、结论及政策启示

本文运用江西省上饶市3个县水稻种植农户的微观调研数据,通过分析一个稻农多个地块、多个水稻种植季节、两个年份的水稻生产投入产出数据,结合农村劳动力大量流转的现实,重新定义家庭成员与结构,并考虑农村土地租赁频繁的现实,运用相关方法与计量模型,分别在农户层面和地块层面研究了转型时期中国农业土地生产率(包括单产和亩均利润)与农户经营规模的关系,得到以下结论与政策启示。

(1)以单产和亩均利润衡量的土地生产率与农户经营规模表现出显著正相关关系。这与许多文献普遍认为的负相关关系有所不同。本文研究结果表明,给定稻农水稻种植面积的情况下,不论是分季节还是全年时间维度,这种正相关关系在地块层面分析时都很稳健。在农户层面分析时,不论是否考虑水稻田的复种,稻农土地生产率与农户经营规模都呈现正相关,虽然不显著。这一结论可以看成是Chen等(2011)的研究结论在转型时期的新进展。如前所述,Chen等(2011)发现,引入工具变量修正土地面积测量误差后,土地生产率与农户经营规模的负相关关系消失了。本文的研究则进一步表明,随着土地租赁与流转市场的发展、农村劳动

力的不断流动和农业机械化率的提高,中国农业土地生产率与农户经营规模之间的关系也发生了进一步的变化。稻农存在内在的利润激励,这可能是促使农户扩大经营规模的一个重要原因。以上结论也证明高标准基本农田建设的政策符合实际发展的需要。

(2)增加机械使用能够提高单产。这表明农业机械化的作用不仅有助于农户扩大土地经营规模,而且能够通过农户经营规模的扩大,提高单产。实践也表明,尽管近年来我国农业机械化水平

表8 衡量方式1情境下地块层面全年亩均水稻利润计量回归结果(N=783)

变量	利润1				利润2			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	混合回归	农户FE	土壤和地块特征	农户FE和土壤及地块特征	混合回归	农户FE	土壤和地块特征	农户FE和土壤及地块特征
因变量:亩均水稻利润(单位:元/亩)								
地块面积(对数)	72.128*** (17.568)	73.308*** (9.578)	48.998*** (18.490)	57.396*** (11.116)	93.056*** (27.089)	50.650*** (13.967)	83.948*** (28.648)	34.461*** (16.749)
R平方	0.498	0.487	0.540	0.581	0.383	0.225	0.416	0.325
F值	40.64	216.5	29.41	33.96	24.67	66.15	17.98	11.75
土壤和地块特征	-	-	是	是	-	-	是	是
村FE	是	-	是	-	是	-	是	-
P值(农户FE)	-	0.00	-	0.00	-	0.00	-	0.00

注:(1)***、**、*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上显著。(2)括号内为稳健标准误。(3)土壤和地块特征包括地块土壤肥沃程度和灌溉方便程度5刻度量表、地块种植年数、地块休耕年数、地块区位(是否平原地区、是否地块组、是否高产示范区)虚拟变量和地块租金(对数)。(4)其他控制变量,包括总耕地面积对数、复种指数、家庭特征变量和地块虚拟变量进入模型,但因篇幅关系,不再汇报。

在不断提高,但在地块坡度较大、面积偏小的情况下,农民却仍然保持着传统的牛耕刀割式的稻作方式。因此,如何在深化土地制度改革,合理整理农地和科学布局的基础上,建设好高标准农田,为农业机械作业创造良好的农田基础环境,意义重大。

(3)培育水稻生产专业农户可以提高单产和亩均利润。我们的研究结果发现,拥有较高受教育程度、是水稻种植科技示范户的农户不仅能取得更高的单产,也可以享受更高的亩均利润。虽然我们的研究结论不支持劳动力流转对土地生产率会造成负面影响。但很显然,针对我国大量农村青壮年外出务工,农村劳动力出现老龄化、儿童化和女性化的现象,改善农村劳动力结构,通过有效的农业技术推广活动提高农业劳动力文化程度和耕作能力,对土地生产率具有明显促进作用。

(作者单位:王建英,浙江大学经济学院、浙江大学中国农村发展研究院;陈志钢,国际食物政策研究所(IFPRI);黄祖辉,浙江大学中国农村发展研究院;Thomas Reardon,美国密歇根州立大学;责任编辑:程漱兰)

注释

①数据来源:《2014年全国农民工监测调查报告》,国家统计局网站 (http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201504/t20150429_797821.html),2015年4月29日。

②包括育秧、整地、插秧、除草、施肥、除虫、收割、脱粒、灌溉和晒干。

③由于稻农问卷调查时,没有收集稻农2007年各水稻种植季节稻谷的出售价格,故采用《2008年全国农产品成本收益资料汇编》中,江西省早籼稻、晚籼稻的出售价格0.79元/斤和0.8778元/斤;而中籼稻的出售价格没有江西省的信息,故取邻近省份安徽省中籼稻的出售价格0.825元/斤。

④因篇幅限制,未汇报该表,但笔者可以提供。

⑤Taylor和Scott(1986)指出,Cobb-Douglas生产函数充分代表了一般性的生产技术。另外,本文中区别的农业生产要素种类较多,使用复杂的生产函数形式,如trans-log生产函数,会使回归结果非常复杂,故本文使用简单而简洁的Cobb-Douglas生产函数形式。

⑥在衡量方式1和衡量方式2下,分别在农户层面和地块层面,笔者同时也用利润和面积变量的数据原值形式对亩均利润与农户经营规模的关系进行了实证分析,所得结果与半对数形式回归结果无显著性差异,故因篇幅关系未汇报,但笔者可以提供。

⑦比如农户A有10亩水稻田,分散在3块水稻田块中;农户B有8亩水稻田,分散在2块水稻田块中。从农户层面的经营规模来判断,农户A的经营规模更大;但从地块种植规模来判断,农户B的经营规模更大。因而,农户层面的研究结果并非地块层面研究结果的简单加总。

⑧⑩⑫⑮受篇幅限制,本文未给出各主要变量的Spearman

相关系数矩阵表,但笔者可以提供。

⑨文章余下部分表格的计量回归分析也按照这4种计量方程进行,不再一一赘述解释。

⑩受篇幅限制,本文未给出衡量方式2情境下农户层面全年亩均水稻产量计量回归结果表,但笔者可以提供。

⑪受篇幅限制,本文未给出衡量方式2情境下农户层面全年亩均水稻利润计量回归结果表,但笔者可以提供。

⑬受篇幅限制,本文未给出剔除租入地块后子样本分季节单产与稻农地块面积关系的回归结果表,但笔者可以提供。

⑭受篇幅限制,本文未给出剔除租入地块后子样本分季节亩均利润与稻农地块面积关系的回归结果表,但笔者可以提供。

⑯受篇幅限制,本文未给出衡量方式2情境下地块层面全年亩均水稻产量计量回归表,但笔者可以提供。

⑰受篇幅限制,本文未给出剔除租入地块后,衡量方式1和衡量方式2情境下地块层面全年亩均水稻产量计量回归结果表,但笔者可以提供。

⑱受篇幅限制,本文未给出衡量方式2情境下地块层面全年亩均水稻利润计量回归结果表,但笔者可以提供。

⑲受篇幅限制,本文未给出剔除租入地块后子样本全年亩均利润与稻农地块面积关系的回归结果表,但笔者可以提供。

参考文献

(1)刘海等:《优质水稻品种产量性状与品质性状的相关性分析》,《现代农业科技》,2010年第19期。

(2)李晓芬:《杂交稻常规稻都不能偏废》[EB/OL].<http://www1.nfncb.cn/portal.php?mod=view&aid=56335&page=1>,2011-6-8。

(3)Ali, D. A. and K. Deininger, 2014, "Is There a Farm-size Productivity Relationship in African Agriculture? Evidence from Rwanda", World Bank Policy Research Working Paper Series. <http://dx.doi.org/10.1596/1813-9450-6770>.

(4)Alvarez, A. and C. Arias, 2004, "Technical Efficiency and Farm Size: A Conditional Analysis", *Agricultural Economics*, Vol. 30(3), pp.241~250.

(5)Assunção, J. J. and L. H. Braidó, 2007, "Testing Household-specific Explanations for the Inverse Productivity Relationship", *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 89(4), pp.980~990.

(6)Bardhan, P. K., 1973, "Size, Productivity and Returns to Scale: An Analysis of Farm-level Data in Indian Agriculture", *Journal of Political Economy*, Vol. 81(6), pp.1370~1386.

(7)Barrett, C. B., 1996, "On Price Risk and the Inverse Farm Size-Productivity Relationship", *Journal of Development Economics*, Vol. 51(2), pp.193~215.

(8)Barrett, C. B., M. F. Bellemare and J. Y. Hou, 2010, "Reconsidering Conventional Explanations of the Inverse Productivity - Size Relationship", *World Development*, Vol. 38(1), pp.88~97.

(9)Benjamin, D., 1995, "Can Unobserved Land Quality Explain the Inverse Productivity Relationship?", *Journal of Development Economics*, Vol. 46(1), pp.51~84.

(10)Benjamin, D. and L. Brandt, 2002, "Property Rights, Labour Markets and Efficiency in a Transition Economy: The Case of Rural China", *Canadian Journal of Economics*, Vol. 35(4), pp.689~716.

(11)Berry, R. A. and W. R. Cline, 1979, *Agrarian Structure*

and Productivity in Developing Countries, Baltimore: Johns Hopkins University Press.

(12) Binswanger, H. P., K. Deininger and G. Feder, 1995, "Power Distortions Revolt and Reform in Agricultural Land Relations", in Behrman, J. and T. N. Srinivasan, eds., *Handbook of Development Economics*, Volume III. Amsterdam, The Netherlands: Elsevier Science B.V.

(13) Bhalla, S. S. and P. Roy, 1988, "Mis-Specification in Farm Productivity Analysis: The Role of Land Quality", *Oxford Economic Papers*, Vol. 40(1), pp.55~73.

(14) Cameron, A. C. and P. K. Trivedi, 2005, *Microeconometrics: Methods and Applications*, Cambridge University Press.

(15) Carletto, C., S. Savastano and A. Zezza, 2013, "Fact or Artefact: The Impact of Measurement Errors on the Farm Size-Productivity Relationship", *Journal of Development Economics*, Vol. 103(7), pp.254~261.

(16) Carter, M. R., 1984, "Identification of the Inverse Relationship between Farm Size and Productivity: An Empirical Analysis of Peasant Agricultural Production", *Oxford Economic Papers*, Vol. 36(1), pp.131~145.

(17) Chen, Z., W. E. Huffman and S. Rozelle, 2011, "Inverse Relationship Between Productivity and Farm Size: The Case of China", *Contemporary Economic Policy*, Vol. 29(4), pp.580~592.

(18) Christiaensen, L., 2012, "The Role of Agriculture in a Modernizing Society: Food, Farms and Fields in China 2030", Discussion Papers 77367, Washington, DC: World Bank.

(19) Cui, Y. and H. Zhan, 2013, "Government Public Expenditure and Grain Production Efficiency of Rural Households and Farmer Income in China", Consultant Report under Asian Development Bank TA-7306-PRC: Policy Study on Government Public Expenditure in Agricultural Production.

(20) De Brauw, A., J. Huang, L. Zhang and S. Rozelle, 2012, "The Feminization of Agriculture with Chinese Characteristics", *China Economic Review*, Vol. 19(2), pp.320~335.

(21) Deininger, K. and S. Jin, 2008, "Land Sales and Rental Markets in Transition: Evidence from Rural Vietnam", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 70(1), pp.67~101.

(22) Feder, G., 1985, "The Relation Between Farm Size and Farm Productivity: The Role of Family Labor, Supervision and Credit Constraints", *Journal of Development Economics*, Vol. 18(2), pp.297~313.

(23) Foster, A. and M. R. Rosenzweig, 2011, "Are Indian Farms Too Small? Mechanization, Agency Cost and Farm Efficiency", Economic Growth Center, Yale University New Haven CT.

(24) Ghose, A. K., 1979, "Farm Size and Land Productivity in Indian Agriculture: A Reappraisal", *The Journal of Development Studies*, Vol. 16(1), pp.27~49.

(25) Heltberg, R., 1998, "Rural Market Imperfections and the Farm Size-Productivity Relationship: Evidence from Paki-

stan", *World Development*, Vol. 26(10), pp.1807~1826.

(26) Huang, J., L. Gao and S. Rozelle, 2012, "The Effect of Off-farm Employment on the Decisions of Households to Rent Out and Rent In Cultivated Land in China", *China Agricultural Economic Review*, Vol. 4(1), pp.5~17.

(27) Kawasaki, K., 2010, "The Costs and Benefits of Land Fragmentation of Rice Farms in Japan", *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, Vol. 54(4), pp.509~526.

(28) Kevane, M., 1996, "Agrarian Structure and Agricultural Practice: Typology and Application to Western Sudan", *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 78(1), pp.236~245.

(29) Kimhi, A., 2006, "Plot Size and Maize Productivity in Zambia: Is There an Inverse Relationship?", *Agricultural Economics*, Vol. 35(1), pp.1~9.

(30) Lamb, R. L., 2003, "Inverse Productivity: Land Quality, Labor Markets and Measurement Error", *Journal of Development Economics*, Vol. 71(1), pp.71~95.

(31) Li, G., Z. Feng, L. You and L. Fan, 2013, "Re-Examining the Inverse Relationship Between Farm Size and Efficiency: The Empirical Evidence in China", *China Agricultural Economic Review*, Vol. 5(4), pp.473~488.

(32) MaCurdy, T. E. and J. H. Pencavel, 1986, "Testing between Competing Models of Wage and Employment Determination in Unionized Markets", *The Journal of Political Economy*, Vol. 94(3), pp.S3~S39.

(33) Reardon, T., K. Chen, B. Minten and L. Adriano, 2012, "The Quiet Revolution in Staple Food Value Chains (pp.49)", Asian Development Bank (ADB)/IFPRI, Manila/Washington, DC.

(34) Sen, A. K., 1966, "Peasants and Dualism with or Without Surplus Labor", *Journal of Political Economy*, Vol. 74(5), pp.425~450.

(35) Skoufias, E., 1995, "Household Resources, Transaction Costs and Adjustment through Land Tenancy", *Land Economics*, Vol. 71(1), pp.42~56.

(36) Taylor, T. G. and J. Scott Shonkwiler, 1986, "Alternative Stochastic Specifications of the Frontier Production Function in the Analysis of Agricultural Credit Programs and Technical Efficiency", *Journal of Development Economics*, Vol. 21(1), pp.149~160.

(37) Yu, B., F. Liu and L. You, 2012, "Dynamic Agricultural Supply Response under Economic Transformation: A Case Study of Henan, China", *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 94(2), pp.370~376.

(38) Zaibet, L. T. and E. G. Dunn, 1998, "Land Tenure, Farm Size, and Rural Market Participation in Developing Countries: The Case of the Tunisian Olive Sector", *Economic Development and Cultural Change*, Vol. 46(4), pp.831~848.

(39) Zhong, F., J. Xiang and J. Zhu, 2012, "Impact of Demographic Dynamics on Food Consumption—A Case Study of Energy Intake in China", *China Economic Review*, Vol. 23(4), pp.1011~1019.