

【土地问题】

农地资源错配的收益损失

——基于农户农地经营规模调整意愿的计量分析

刘同山, 吴刚

(南京林业大学 经济管理学院, 江苏 南京 210037)

摘 要:农村人口乡城迁移必然要求农地资源在剩余农业劳动力中再配置。将劳动力转移与农户的农地经营规模调整需求、农业经营收益纳入统一框架进行理论分析,利用黄淮海农区 6 省 523 户农户的一手调查数据,采用内生转换回归(ESR)模型估计农地资源错配造成的收益损失。研究结果表明:与想减少农地规模的农户相比,想增加农地经营规模者的亩均净收益更高,农地在农户间的错配造成了收益损失,其具有较好稳健性。农户需求、制度与自然因素是造成农地资源错配的主要原因。农地资源错配通过人、地和农作物影响务农收益。因此,为了提高农业效率和农户的农业经营收益,需要深化农地制度改革,充分发挥市场和政府在农地资源优化配置中的作用,加快消除农地资源错配。

关键词:农地资源错配;农业经营;收益损失;内生转换回归

中图分类号:F301.3 **文献标志码:**A **文章编号:**1671-7465(2019)06-0107-12

一、引言

随着大量农村年轻劳动力为获得更多收入而持续向城镇非农领域转移,农业老龄化、副业化日趋严重,“谁来种地”“怎么种好地”成为中国农业发展面临的现实问题。土地者,民之本也。无论是保障国家粮食安全、应对国外农产品冲击,还是提高农民收入、让农民成为一个体面的职业,都必须优化农业劳动力和农地资源配置,提升农业经营效率。为了实现“人尽其才、地尽其利”,既要支持想种地、会种地的小农户获得更多农地,成长为新型职业农民,也要允许和引导不想种地、不会种地的深度兼业和离农进城农户退出农地,成为城镇居民。

如果农地不能随着农业劳动力的转移而充分流转,就会出现农地资源错配。农地资源错配,也有学者称之为农地资源配置不当或扭曲^[1-2],是指农地作为一种重要的资源,未能以最合适的方式分配给最有效率的农业经营主体使用。如果存在农地资源错配,“有效率的农民难以获得更多的土地,无效率的农民难以处置他的某些土地,通常会降低农业的总效率”^[3]。Syrquin^[4]拓展了 Solow 的新古典增长框架,把全要素生产率(TFP)增长分解为行业 TFP 增长和(资源)要素的配置效应,发现在行业间对要素重新配置可以极大地改进生产率。资源在微观行为主体之间的错配,是导致 TFP 和产量损失的关键^[5]。资源错配在一定条件下会持续存在^[6],并与经济结构转型密切相关^[7]。

消除资源错配的过程,也是提高要素生产率、推动经济增长的过程。解释 1978—1984 年中国农业产出增加 46.89%的家庭承包责任制^[8],本质亦是解决集体统一经营时农业劳动力和农

收稿日期:2019-07-28
基金项目:国家社会科学基金项目“农地错配的效率损失及其对策研究”(19BJY127)
作者简介:刘同山,男,南京林业大学经济管理学院教授、博士生导师,农村政策研究中心执行主任;吴刚,男,南京林业大学经济管理学院硕士生。

地资源错配的一种举措^[9]。在中国经济结构转型的大背景下,农村改革应当重视农地资源错配问题。正如习近平总书记 2016 年在安徽小岗村座谈时所指出的,“新形势下深化农村改革,主线仍然是处理好农民和土地的关系”。

二、文献综述

现有国内外对农地资源错配的研究主要集中在两方面。一方面是分析农地资源错配的影响。在劳动力市场存在缺陷时,农地资源错配会影响农户的要素投入强度,拉大边际产出差距,并减少想要离农者对土地的长期投资^[10]。如果要素市场完备,效率较高的生产者将持续扩大经营规模直至其边际产出与边际成本相等,这也意味着效率越高的生产者经营规模越大^[11]。因此,农地资源错配的一个突出表现就是农地规模难以调整。1988 年菲律宾农地改革后,政府对农户的农地规模设置了上限并严格限制农地转让,造成了农地资源错配,最终使农业生产效率下降 17%^[12]。如果农地资源能够实现有效配置,2004—2013 年间中国农业部门的劳动生产率将提高 1.88 倍^[2]。即便只在村庄范围内消除农地资源错配,也可以让 1993—2002 年中国的农业总产出增加 30.2%^[13]。有学者对黄淮海农区 708 户小麦种植户的数据计量分析发现,农户难以调整农地规模造成了 12.16% 的小麦产量损失^[14]。

另一方面是考察农地资源错配的应对措施。消除农地资源错配,或者说优化农地资源配置,主要有两种方式:一是市场化再配置。不少发展中国家都通过农地改革,提高农地的可交易性,培育农地流转市场,优化农地资源配置进而提高农业生产效率^[15]。例如,中国借助所有权、承包权、经营权“三权”分置下的农地经营权流转在提高农地利用效率方面发挥了重要作用^[16]。不过,中国农地经营权流转具有明显的“短期化、非正式”特点^[17],且存在流转市场配置失灵问题^[18],未能充分消除农地资源错配。二是行政性再配置。一些国家在农业转型期采取了行政性手段优化农地资源配置。法国曾根据 1960 年的《农业指导法》组建了半公益性的“土地整治与乡村建设公司”,负责收购不具发展前途的农民自愿出售的农地,将其整治之后再转卖给其他主体^[19];日本于 1970 年实施了“农业人养老金”制度,并在 1980 年颁布了《增进农用地利用法》,推动农地向青年农民和专业农户转移^[20]。与当前农业转型的速度相比,目前中国消除农地资源错配的行政性举措较少。

总的来看,现有关于中国资源错配的研究,主要集中在非农部门,农地资源错配的文献很少且主要关注对农业生产的影响^[1-2,12]。虽然现有农地资源错配的文献为本文奠定了很好的研究基础,但也存在两方面的问题:一是主要借助农业的边际产出间接考察农地资源错配,导致人们对农地资源错配的认识不够直接和具体;二是主要关注农业生产效率,相对忽略了农户收益,即没有充分考虑微观主体的务农积极性。实际上,与国家重视生产效率不同,微观主体更关心经营收益,因为经营收益(尽管它受生产效率影响)决定了微观主体能否在竞争中存活下去^[21]。当前中国的工农收入差距仍然很大,在城乡要素流动壁垒逐渐消除的情况下,解决“谁来种地”问题,确保农业作为一个产业长期存在,必须增加农业劳动的回报率,提高务农者收益^[22]。因此,本文基于城乡大变革时代中农业转型发展需要和农民自身需求,以直接询问农户农地经营规模调整意愿的方式考察农地资源错配,同时将研究视野从农业生产向影响农业长期发展的经营收益拓展,具有一定的理论价值和现实意义。

三、理论分析:劳动力转移下的农业经营

优化农地资源配置、提高农业经营效率是中国农村改革的核心内容。本文从农业劳动力持

续向城镇非农领域转移的现实背景出发,整合农户的农产品生产函数与哈里斯—托达罗的两部门人口流动模型,将农业劳动力转移与农户的农地调整需求、农业经营收益纳入统一框架,借以分析如何通过优化劳动力和农地资源配置来提高农业经营收益。为了简化分析,假定农户利用农地、劳动力和技术三种要素进行农业生产,参照 Zhang 与 Carter^[23] 和李谷成等^[24] 的做法,将农户的农业生产函数定义为柯布—道格拉斯生产函数形式:

$$Q = AN^{\alpha}L^{\beta} \quad (1)$$

其中, Q 是农产品产量, A 、 N 、 L 分别为技术、劳动力和农地, α 、 β 分别是劳动力和农地的产出弹性。劳动力的边际产量为:

$$\frac{\partial Q}{\partial N} = \alpha AN^{\alpha-1}L^{\beta} \quad (2)$$

农地的边际产量为:

$$\frac{\partial Q}{\partial L} = \beta AN^{\alpha}L^{\beta-1} = \alpha AN^{\alpha-1}L^{\beta} \cdot \frac{\beta}{\alpha}NL^{-1} = \frac{\beta}{\alpha}NL^{-1} \cdot \frac{\partial Q}{\partial N} \quad (3)$$

故有:

$$\frac{\partial Q}{\partial N} = \frac{\alpha}{\beta} \left(\frac{L}{N} \right) \frac{\partial Q}{\partial L} \quad (4)$$

其中, $\frac{L}{N}$ 是人均农地面积。

随着大量农村人口向城镇非农领域转移,农户贮存粮食等农产品的比例大幅下降,很多农户都在收获后将绝大部分甚至全部农产品卖掉,同时再从市场上购入所需的农产品,农户生产和消费的可分离性显著加强。另外,农产品市场接近完全竞争,单个农户可以改变农作物种植结构,选择生产市场价格更高的农产品,但他只能接受某种农产品的市场价格 p 。如果生产某种农产品的平均成本是 c ,则总成本为 cQ ,于是农户生产某种农产品的净收益 Y 为:

$$Y = pQ - cQ = (p - c)Q = (p - c)AN^{\alpha}L^{\beta} \quad (5)$$

其中, $p - c$ 是该农产品市场销售价格超过平均成本的部分,即生产某种农产品的单位净收益。为了考察劳动力数量和农地经营规模变化对农业净收益的影响,分别将生产农产品的净收益函数 Y 对 N 和 L 求偏导,得:

$$\frac{\partial Y}{\partial N} = (p - c) \frac{\partial Q}{\partial N} = \frac{\alpha}{\beta} (p - c) \left(\frac{L}{N} \right) \frac{\partial Q}{\partial L} \quad (6)$$

$$\frac{\partial Y}{\partial L} = (p - c) \frac{\partial Q}{\partial L} \quad (7)$$

根据哈里斯—托达罗模型,如果农村人口可以自由向城镇非农领域转移,那么只有当农业部门劳动力的边际收益与转移至城镇非农部门后获得的预期工资 \bar{w} 相等时,劳动力乡城流动的步伐才会停止。之所以是预期工资,是因为农业劳动力向城镇非农领域转移后,可能获得较高的工资,也有可能获得较低的工资甚至失业,其在城镇非农部门获得的工资收入有不确定性^[25]。于是对农户而言,在均衡点或者说不再向城镇非农领域转移劳动力时,必有:

$$\frac{\partial Y}{\partial N} = (p - c) \frac{\partial Q}{\partial N} = (p - c) \frac{\alpha}{\beta} \left(\frac{L}{N} \right) \frac{\partial Q}{\partial L} = \bar{w} \quad (8)$$

从前述各式整理可得:

$$\frac{\partial Y}{\partial L} = (p - c) \frac{\partial Q}{\partial L} = \frac{\beta}{\alpha} \left(\frac{N}{L} \right) \bar{w} \quad (9)$$

资本积累、技术进步最先发生在城镇非农领域,经济增长会让城镇非农部门的工资水平更快地增长,进而提升农业劳动力向城镇非农领域转移的预期工资水平。在城镇非农部门的预期

工资 ω 增加后,农户可以通过两种方式保持(9)式平衡:一是减少单位农地负担的劳动力数量 $\frac{N}{L}$,也就是增加农业劳动力的人均农地经营面积 $\frac{L}{N}$ 。在农村土地总量既定且被各户分散承包的

情况下,单个农户想增加 $\frac{L}{N}$,需要流转其他农户的农地来增加 L ,或者进一步减少从事农业的劳动力人数 N 。 N 减少的过程也是劳动力离开农业的过程,它与其他农户获得更多农地提供了机会。如果在劳动力转移后农地不能有效再配置,其他农户不能增加农地规模,会影响农业绩效。

二是提高单位农地的经营收益 $\frac{\partial Y}{\partial L}$ 。由于农地的边际产量 $\frac{\partial Q}{\partial L}$ 主要取决于技术进步和耕地质量,

短期内很难提高,因此要提高 $\frac{\partial Y}{\partial L}$ 就需要增加 $(p-c)$ 。这需要农户调整农作物结构或提升农产品品质,向市场提供价格更高的农产品,或降低生产农产品的平均成本。当然,政府也可以通过制定更高的农产品收购价格、给予更多农业补贴等方式来提高 p 或降低 c ,但是受制于国际农产品的“天花板效应”和财政预算约束,其空间有限且不可持续。另外,(9)式最后一个等号还意味着,在 ω 不变时,如果想增加 $(p-c)$ 的值,让务农者获得更多农业经营收益,需要增加 $\frac{N}{L}$,也就是往单位农地上投入更多劳动。这一般是种植结构调整的过程,实现从粮食作物向经济作物转变。

总之,随着经济增长和城镇非农部门相对工资水平的提高,为了保障农户的农业经营收益,一方面需要加快推进农业供给侧结构性改革,如调整农作物结构、提升农产品品质等;另一方面需要加快推动农地资源在剩余农业劳动力中的再配置。

四、计量方法、数据与变量描述

(一) 计量方法

理论分析表明,如果农户在劳动力乡城流动过程中不能获得理想规模的农地,也就是存在农地资源错配,会降低农业经营收益,损害农业效率。不过,从因果关系上看,也有可能是因为农业经营收益太低,农户才不想增加农地经营规模或不介意低效率使用农地(因而不想减少农地)。也就是说,农户的农地经营规模调整意愿对农业经营收益而言可能是一个内生变量。为了解决这种内生性问题,本文采用内生转换回归(ESR)模型,来测度农地资源错配对农业经营收益的影响。假定农户的农地经营规模调整意愿方程为:

$$W_i = Z_i \vartheta + \mu_i \quad (10)$$

对于想减少农地的农户,其亩均净收益方程为:

$$Y_0 = X_i \gamma_0 + T_i \delta_0 + \varepsilon_{0i} \quad (11a)$$

对于想增加农地的农户,其亩均净收益方程为:

$$Y_1 = X_i \gamma_1 + T_i \delta_1 + \varepsilon_{1i} \quad (11b)$$

(10)式中, W_i 是反映农户 i 想减少农地还是增加农地的二元选择变量, Z_i 是影响农户减少或增加农地的各种因素, ϑ 是待估计系数, μ_i 是误差项。(11a)和(11b)式中, Y_0 和 Y_1 分别表示想减少和想增加农地的两个样本农户的亩均净收益, X_i 是影响亩均净收益的农户特征、土地禀赋等变量, T_i 是反映农作物结构调整的果蔬及其他经济作物种植情况变量, γ 和 δ 是待估计系数, ε_i 是误差项。

ESR模型对上述3个方程同时估计后,给出各影响因素对想减少和想增加农地的两类农户亩均净收益的差别化影响。借助ESR模型的估计系数,可以考察农户的农地经营规模调整意愿

对亩均净收益的平均处理效应(ATE):

$$ATE=E(Y_i|W_i=1)-E(Y_i|W_i=0) \tag{12}$$

(12) 式中, $E(Y_i|W_i=1)$ 表示假如所有农户都想增加农地预期的亩均净收益, $E(Y_i|W_i=0)$ 表示假如所有农户都想减少农地预期的亩均净收益。借助 ATE, 可以从整体样本的角度, 考察农地资源错配造成的农业经营收益损失。需要指出, (10) 式中 Z_i 应包含至少一个工具变量(IV) 以便让模型可识别。一个有效 IV 既要与农户的农地经营规模调整意愿相关, 又要与农地的亩均净收益及无法观测的因素不相关。由于人口分化是农户调整农地规模的重要原因^[26], 本文以受访者报告的家庭二轮承包农地面积除以当前家庭总人数作为 IV。检验发现, IV 具有较好的外生性且不存在弱工具变量问题。

虽然 ESR 模型同时估计两个收益方程, 可以更好地分析各种因素对农地亩均净收益的影响, 得出更精确的 ATE, 但遗憾的是, 它很难处理具有内生性的农地调整意愿和其他变量(比如农作物种植结构) 的调节效应, 且不允许对地区变量分类控制。然而, 农地经营规模调整意愿可能会与农作物种植结构一起影响农地亩均净收益, 而且亩均净收益亦可能随地域不同而变化。因此本文使用可以对地区变量分类控制的处理效应模型(TEM), 以及可同时控制地区变量且考虑交互项的加权最小二乘法(WLS), 进一步估计农地调整意愿对亩均净收益的影响, 并将其作为 ESR 估计的稳健性检验。

(二) 数据来源

本文使用的数据来自国家社科基金重点项目“城镇化进程中农户土地退出及其实现机制研究”课题组于 2018 年 1—3 月在黄淮海农区完成的农户问卷调查。黄淮海农区是中国九个农区中最大的一个, 也是全国人地关系最紧张的地区之一, 包括山东、天津、北京全部, 河南、河北大部 and 江苏、安徽北部。黄淮海大部分地区的农作物一年两熟, 主要是小麦、玉米轮作, 一般在 5 月底收获小麦, 10 月初收获玉米, 区域南部一些地方是小麦、稻谷轮作。近年来随着农业种植结构调整, 黄淮海农区不少农户调减粮食作物种植面积, 将农地用于蔬菜、果品及其他经济作物种植。

由于平时在村的年轻人较少, 为减少样本选择偏差, 课题组特意于春节前后、年轻农民在村期间进行了农户抽样问卷调查。首先, 在黄淮海农区 318 个县(市、区) 中随机抽取 20 个, 并对其中 3 个县进行调整以平衡样本的空间分布, 最终样本县(市、区) 分布为: 山东、河南、河北各 5 个, 安徽、江苏各 2 个, 天津 1 个。其次, 在每个样本县(市、区) 随机选择 2 个乡镇, 每个乡镇 2 个村, 每个村 15 户左右农户。调查问卷由经过培训的调查员入户, 与户主或家里的主事人一对一完成访谈完成。调查员主要是来自中国农业大学经济管理学院、人文与发展学院的研究生。为得到农户层面的详细信息, 在访谈时, 调查员鼓励其他家庭成员就某些问题进行补充。

本次调查共得到 1026 个样本。为了准确分析农地资源错配对亩均净收益的影响, 本文首先剔除既不想减少也不想增加农地的农户样本和 2017 年没有农业经营收入的样本, 然后借鉴 Deininger 等^[17] 的做法删除既想流出农地、减少规模, 又想流入农地、增加规模的样本, 以及有数据缺失的样本, 最终得到 523 个有效样本。其中想减少农地的农户样本 286 个, 想增加农地的农户样本 237 个。本文将利用这些数据进行分析。

(三) 变量及其统计特征

1. 被解释变量。本文的被解释变量是以农地亩均净收益反映的农业经营收益。农地亩均净收益受农业投入成本、农产品销售价格等因素影响。因农户可能同时种植粮食作物和经济作物, 本文首先将所有农作物净收益加总得到农户农地经营总净收益, 然后将其除以使用的农地面积, 得到农户经营农地的亩均净收益。

农户经营的农地面积容易统计, 但由于大多数农户在农业生产时不记账, 农业投入成本以

及各种农产品的总净收益难以准确获知。针对这一难题,在具体测算各类农产品的总净收益时,本文采取了以下方式:一是对小麦、玉米、稻谷、大豆四种粮食作物,先用“总产量乘以销售单价再减去物质与服务成本^①”的方式分别估算不同粮食的总净收益,再将四类粮食加总得到粮食作物的总净收益。产量和销售价格可以通过询问比较准确地获知,物质与服务成本则参照史清华^[27]、林本喜和邓衡山^[28]的做法,以《全国农产品成本收益统计资料汇编》中的相应数值进行替代。与理论分析部分一样,本文假定上述四种粮食作物的亩平均成本都为常数。考虑黄淮海农区上述四种粮食的生产经营模式、农业机械化程度都比较相似,各地同一种农作物的物质与服务费用相差不大,而且绝大部分样本农户都是经营土地规模较小且兼业严重的小农户(97.23%的样本农户经营土地规模在 30 亩以下),上述做法比较合理。二是对蔬菜、瓜果及其他各种经济作物,农业生产中投入成本较大且不同作物、不同农户可能存在很大差别。本文以农户报告的 2017 年各种经济作物销售收入减去成本作为其总净收益,也就是前文的(p-c)Q。

表 1 变量定义与描述统计

变量	变量说明	均值	标准差
农地亩均净收益/(元·亩 ⁻¹)	2017 年农地总净收益除以使用的农地面积	728.22	849.96
性别	受访者的性别:女=0;男=1	0.71	0.45
年龄	受访者报告的年龄	53.95	10.97
受教育年限/年	受访者报告的受教育年限	6.83	4.50
健康状况	很健康=1;比较健康=2;一般=3;比较差=4;很差=5	2.05	1.08
近五年是否有外出务工经历	否=0;是=1	0.30	0.46
家庭规模	受访者报告的家庭人口数量	5.27	2.23
家庭农业收入占比/%	农业经营收入占家庭总收入的比例	23.96	43.82
是否加入了农民合作社	否=0;是=1	0.11	0.31
家庭劳动力比例/%	劳动力(16~65 岁)占家庭总人数的比例	67.31	24.33
地权稳定性	二轮承包以来是否重新分过承包地:否=0;是=1	0.21	0.41
地块平均面积/亩	2017 年经营的农地面积除以地块数(亩/块)	2.95	4.14
是否种植经济作物	家里 2017 年是否种植果蔬等经济作物:否=0;是=1	0.29	0.46
农地经营规模调整意愿	想减少=0;想增加=1	0.45	0.50
工具变量(IV)	家庭二轮承包的农地面积除以当前家庭人口数	1.45	1.21

2.关键解释变量。为了更直观地考察农地资源错配,本文以农户报告的农地经营规模调整意愿来反映农地资源错配。只要有一些农户想减少农地,而同时另一些农户想增加农地,就认为存在农地资源错配。另外,如理论分析指出的亩均净收益受(p-c)Q 影响那样,农作物种植结构除单独对农地亩均净收益产生影响外,可能还会与农地经营规模调整意愿一起对亩均净收益产生作用。因此,本文把农户的农地经营规模调整意愿和反映农作物种植结构的经济作物种植情况都作为关键解释变量,具体通过询问户主或家里的主事人“在目前(土地租金和务农收益)条件下,是否想减少或增加农地经营规模”来直接测度。需要说明的是,考虑到中央近年来加快推进进城落户农民的土地承包权有偿退出,此处所指的想减少或增加农地的方式,不仅包括经营权出租,还包括承包权转让。

3.其他解释变量。农地亩均净收益受多种因素的影响。在控制户主或家里主事人的个人特征、土地禀赋情况后,本文借鉴现有文献,将家庭规模、家庭劳动力比例、地权稳定性等作为其他解释变量。另外,考虑近年来快速发展的农民合作社可能在增加农产品产量、提高销售价格

① 因本文关注的是农业劳动力利用农地产生的收益(损失),故未扣除劳动力和农地投入成本。

等方面发挥了作用,而且与不在意农地产出、不看重农业收入的深度兼业农户相比,务农为主、以农为生的专业农户一般更愿意向农地投入,因而可能会有更高的农地亩均净收益,本文将农户是否加入农民专业合作社、家庭农业收入占比等情况也加以控制。

表 2 不同农地经营规模调整意愿农户的各变量均值差异

变量	想减少农地者 (n= 286)	想增加农地者 (n= 237)	均值差异
农地亩均净收益	608.12(37.84)	873.14(67.03)	265.022*** (73.82)
性别	0.72(0.03)	0.70(0.03)	-0.016(0.04)
年龄	56.27(0.65)	51.15(0.67)	-5.118*** (0.94)
受教育年限	6.78(0.21)	6.89(0.36)	0.115(0.40)
健康状况	2.14(0.07)	1.93(0.07)	-0.215** (0.09)
近五年是否有外出务工经历	0.31(0.03)	0.29(0.03)	-0.020(0.40)
家庭规模	5.12(0.13)	5.45(0.15)	0.329* (0.20)
家庭农业收入占比	22.92(1.64)	25.21(3.74)	2.285(3.85)
是否加入农民专业合作社	0.08(0.02)	0.14(0.02)	0.067** (0.03)
家庭劳动力比例	64.53(1.58)	70.66(1.35)	6.131*** (2.12)
地权稳定性	0.24(0.03)	0.19(0.03)	-0.052(0.04)
地块平均面积	2.53(0.20)	3.46(0.32)	0.930** (0.36)
是否种植经济作物	0.25(0.03)	0.35(0.03)	0.094** (0.04)

注:***、**、* 分别表示在 0.01、0.05、0.1 的水平上显著;括号内数值为标准误。

表 2 比较了想减少与想增加农地的两类农户的各变量均值差异。具体来看,与想减少农地者相比,想增加农地的农户,其农地亩均收益显著更高。而且,在给定的显著性水平上,想增加农地的农户户主或家里主事人更年轻、健康状况更好,而且家庭规模和地块平均面积更大,加入农民专业合作社的比例、家庭劳动力的比例和种植经济作物的比例都更高。在其他方面,两类农户的差别不显著。不过,简单的均值比较只是粗略描述了两类农户在农地亩均净收益及其他方面存在差异,要更准确地考察农地资源错配的收益损失,必须进行更为严谨的计量分析。

五、实证结果及其分析

(一) 农地亩均净收益的 ESR 估计及 ATE 分析

表 3 给出了 ESR 模型对农地经营规模调整意愿以及想减少和想增加农地的两类农户的亩均净收益进行联合估计的结果。Wald 检验在 1%的水平上拒绝了意愿方程和收益方程相互独立的原假设,而且 ρ_0 和 ρ_1 都在 5%的水平上显著不为零,表明不可观测因素同时影响了农户的农地经营规模调整意愿和亩均净收益。另外,解释变量的条件数为 27.16,小于 30 这一理想值,表明解释变量之间不存在明显的多重共线性。可见,对样本农户数据采用 ESR 模型估计是合适的。

表 3 第 1 列农户的农地经营规模调整意愿方程估计结果表明,在给定的显著性水平上,除户主或家里主事人的性别、年龄、外出务工经历外,农户是否想调整农地经营规模,还受家庭农业收入占比、家庭劳动力比例、地块平均面积和工具变量的显著影响。具体来看,兼业程度越低、劳动力比例越高、地块平均面积越大的农户,越想增加农地。工具变量对农地经营规模调整意愿的影响为负,表明自二轮承包以来,经历二十多年人口分化后家庭人均农地面积越小,农户越不想增加农地。人均农地面积小,可能会让理性的农户认识到难以“以农为业、力农致富”,因而不想增加农地经营规模。表 3 最后两列的估计结果表明,对于想减少和想增加农地的两类

农户,其农地亩均净收益的影响因素不尽相同。不过家庭农业收入占比、是否种植经济作物对两类农户的亩均净收益都有显著的正向作用。越是专业务农的农户,越看重农业收益因而越愿意增加农地投入,其亩均净收益也就越高。由于经济作物的市场价格高于粮食作物,种植经济作物的农地亩均净收益显然更高。对于想减少农地者,地块平均面积越大,其农地亩均净收益越低;对于想增加农地者,户主的健康状况越差,其农地亩均净收益越少。这表明劳动力投入会影响农业经营收益,而且耕作条件越好,影响越显著。

表 3 农地资源错配对亩均净收益影响的 ESR 估计 (n=523)

变量	农户的农地调整意愿 (想减少 or 想增加)	农地亩均净收益	
		想减少农地者	想增加农地者
性别	0.213*(0.125)	-226.475** (97.867)	-18.154(137.227)
年龄	-0.027*** (0.005)	16.888*** (4.470)	-4.755(8.553)
受教育年限	-0.015(0.017)	12.835(11.739)	-2.835(7.367)
健康状况	-0.029(0.054)	-23.593(38.369)	-104.300** (58.913)
近五年是否有外出务工经历	-0.253** (0.120)	132.633(89.893)	-122.503(103.754)
家庭规模	0.034(0.030)	-0.253(26.349)	19.954(32.219)
家庭农业收入占比	0.002** (0.001)	3.523*** (1.294)	4.286*** (1.436)
是否加入农民专业合作社	0.246(0.205)	126.251(164.760)	99.335(218.267)
家庭劳动力比例	0.007*** (0.002)	-1.385(1.693)	-3.127(2.666)
地权稳定性	-0.224(0.137)	51.187(99.759)	18.391(125.641)
地块平均面积	0.048** (0.024)	-48.463*** (17.269)	8.815(18.997)
是否种植经济作物	-0.150(0.131)	278.838*** (103.829)	1038.751*** (155.741)
工具变量(IV)	-0.127*** (0.034)	—	—
常数项	0.847*(0.445)	-678.687*(371.811)	1264.369*** (453.101)
残差协方差(σ_0)	—	6.623*** (0.100)	—
残差相关系数(ρ_0)	—	-2.442*** (0.266)	—
残差协方差(σ_1)	—	—	6.778*** (0.130)
残差相关系数(ρ_1)	—	—	-0.457** (0.184)
方程独立性 Wald 检验		110.730***	

注:***、**、* 分别表示估计结果在 0.01、0.05、0.1 的水平上显著;括号内数值为稳健标准误; σ 是意愿方程与收益方程残差方差的平方根, ρ 是残差相关系数。

在 ESR 估计的基础上,可以预测样本农户全部都想减少或想增加农地时的亩均净收益,进而测算出农地经营规模调整意愿对亩均净收益的平均处理效应(ATE),得到农地经营规模调整意愿对亩均净收益的总体影响。表 4 所示的结果表明,想减少与想增加农地的两类农户,其农地亩均净收益分别为 138.07 元和 1085.98 元,农地经营规模调整意愿对农地亩均净收益的 ATE 为 947.91 元,且在 1% 的水平上显著。也就是说,如果让想减少农地者把农地交给想增加经营规模者耕种,每亩地一年的净收益预计可以增加 947.91 元。可见,与前述理论分析结果一致,农地流转意愿会显著影响农户的农地亩均净收益。

表 4 农地资源错配对亩均净收益影响的平均处理效应

	想减少农地者	想增加农地者	ATE	t 值
农地亩均净收益	138.072(648.113)	1085.979(604.730)	947.907*** (628.648)	34.483

注:*** 表示估计结果在 0.01 的水平上显著;括号内数字为标准差。

(二) 考虑地区差异和调节效应的稳健性检验

不过,ESR 模型未分类控制地区变量,可能会损害估计结果的精确性。而且,分析农作物种植结构是否与农地经营规模调整意愿共同影响农地亩均净收益,需要将二者的交互项纳入回归

方程。因此,本文采取可以分类控制地区变量、能够处理调节效应且消除异方差^①的估计方法,对样本数据做进一步分析,见表 5。

表 5 考虑地区差异和经济作物调节效应的 TEM 和 WLS 估计

变量	TEM 回归		WLS 回归
	农户的农地调整意愿	农地亩均净收益	农地亩均净收益
性别	0.227 (0.142)	-39.015 (84.263)	-8.067 (50.085)
年龄	-0.032 * * * (0.006)	-0.858 (4.787)	5.114 (4.157)
受教育年限	-0.022 (0.020)	1.511 (7.399)	6.108 (7.276)
健康状况	-0.012 (0.061)	-32.763 (31.696)	-60.219 (47.961)
近五年是否有外出务工经历	-0.288 * * (0.134)	-23.982 (66.580)	-21.367 (43.358)
家庭规模	0.085 * * * (0.031)	16.554 (24.180)	-12.256 (26.715)
家庭农业收入占比	0.004 * * (0.002)	4.045 * * (1.613)	4.771 * * (1.952)
是否加入农民专业合作社	0.647 * * * (0.217)	171.784 (136.772)	170.636 * * * (61.353)
家庭劳动力比例	0.010 * * * (0.003)	-1.175 (1.601)	-1.817 (2.597)
地权稳定性	-0.326 * * * (0.151)	5.302 (90.292)	73.232 (133.874)
地块平均面积	0.040 (0.033)	-6.067 (9.853)	-7.337 (12.375)
是否种植经济作物	0.207 (0.132)	757.623 * * * (94.110)	998.353 * * * (184.539)
农地调整意愿	—	571.108 * * * (175.169)	338.390 * * * (121.554)
农地调整意愿×是否种植经济作物	—	—	1194.509 * * * (398.627)
工具变量(农地调整意愿)	-0.194 * * (0.077)	—	—
省份(参照组:江苏)			
山东	0.156 (0.245)	-413.986 * * * (146.923)	-271.441 (222.666)
河南	0.283 (0.244)	-358.613 * * (145.941)	-203.401 (145.586)
河北	0.062 (0.235)	-308.969 * * (147.395)	-235.681 * * (118.423)
安徽	-0.334 (0.303)	-420.510 * * * (138.691)	-321.930 * * (125.909)
天津	0.075 (0.400)	431.674 * (230.325)	484.829 * * * (173.601)
常数项	0.505 (0.504)	582.170 * (302.216)	406.340 (285.170)
F 统计值	—		8.100 * * *
R ²	—		0.343
残差协方差(σ)	720.943 * * * (67.316)		—
残差相关系数(ρ)	-0.400 * * * (0.130)		—
方程独立性 Wald 检验	7.550 * * *		—

注: * * *、* *、* 分别表示在 0.01、0.05 和 0.1 的水平上显著;括号内数值为稳健标准误;σ 是意愿方程与收益方程残差方差的平方根,ρ 是残差相关系数。

表 5 所示的结果表明,无论是控制地区变量且同时考虑农地经营规模调整意愿内生性的 TEM 估计,还是控制地区变量且同时考察农作物种植结构调节效应的 WLS 估计,农户的农地经营规模调整意愿对亩均净收益的影响都非常大。从 TEM 的收益方程来看,与想减少农地者相比,想增加农地的农户亩均净收益高 571.11 元;从 WLS 估计看,与想减少农地者相比,想增加农地的农户亩均净收益高 338.39 元,想增加农地且种植经济作物的农户亩均净收益高 1532.90 元(338.39+1194.51)。上述结果都在 1% 的水平上显著,表明 ESR 模型及 ATE 估计结果具有较好的稳健性。总之,无论采用何种计量方法,农户的农地经营规模调整意愿都会显著影响亩均净收益,与想减少农地者相比,想增加农地的农户亩均净收益明显更高。如果农户种植了果

① 异方差检验在 1% 的水平下拒绝了没有异方差的原假设,表明对数据进行 WLS 估计是合理的。

蔬等经济作物,这种影响将更加突出。

六、农地资源错配及收益损失成因的进一步分析

(一) 农地资源错配的成因:需求、制度与自然因素

农地资源错配的原因很多,其中农户需求、制度安排与自然因素的影响最为明显。

一是农户具有差别化的农地需求。改革之初,农户的同质性很强,基于“农地均分”的家庭承包责任制无疑是比较理想的农地资源配置方式。然而经过 40 余年的发展,农户已严重分层分化。一些小农户成长为专业大户,更多农户则将家庭劳动力配置到非农领域,成为兼业或离农农户。不同类型农户显然有差别化的农地需求。对于收入来源非农化的兼业或离农农户,劳动力的转移促使他们把承包地流转出去;对于想“力农致富”的专业农户,土地是最重要的生产资料,他们想以更低价格获得更多土地,扩大经营规模^[29]。在不同类型的农户需求得到满足前,农地资源错配的状态将会持续,这也是农地流转市场存在或政府推动农地制度改革的原因。

二是制度安排限制了农地充分流转。农户的差别化农地需求为农地流转提供了动力,但是由于农地流转平台缺乏、农地抵押市场缺失,导致农地难以充分流转。再加上当初承包时为了减少矛盾,大部分村组集体都采取了“肥瘦搭配”的做法,导致一户的承包地分散在不同的地块上,耕地细碎化严重。农业规模经营一般需要集中连片。在村组集体虚化、弱化的背景下,众多异质性小农户很难达成一致行动,导致不能集中连片从而阻滞农地流转。此外,发展现代农业的规模经营主体,一般需要更为长期稳定的农地使用权,目前禁止土地承包权转让,实际上抑制了这类农户转入更多土地的积极性。

三是自然因素加剧了农地流转困难与供需错配。农地不是均质的,各地的耕地质量存在明显差别。即使在同一社区内部,也可能存在多种土壤类型。因此农户的供需可能难以匹配,进而影响农地流转,造成农地资源错配。比如一些专业农户需要沙质土壤种植山药、花生等作物,但是可能因其所在地区只有黏质土壤耕地而未能获得理想的农地经营规模,与此同时一些离农或兼业农户也就无法把自家的黏质土承包地流转出去。

(二) 农地资源错配何以造成收益损失:人、地和农作物

对于农地资源错配造成的收益损失,可以从人、地和农作物三个方面进行分析。人的方面,随着家庭劳动力向非农领域转移,一些兼业和离农小农户想减少经营规模而不得,只得懒散经营,这无疑会降低农地产出,造成收益损失。当前越来越多的常年或季节性撂荒现象,可以视作是懒散经营的极端情况。同时,一些不能外出务工的农户,想多种地且能种好地,但他们不能获得理想规模的农地供其经营,也会造成亩均收益损失。高效率的务农者和低效率务农者的边际产出不能拉平,直接影响了农地产出的提高,造成收益损失。

地的方面,与绝大部分家庭收入都来自非农领域、不在意农地产出的想减少农地经营规模的兼业或离农农户相比^①,想扩大农地经营规模的农户,会更愿意向农业投资、更积极地改善地力,进而提高农地产出率。姚洋对此有详细论述^[10]。此外,在一定范围内,农地经营还存在规模经济。比如,较大的农地经营规模可能会有更低的农资、农机作业采购成本和更高的农产品销售价格,因而亩均净收益更高。

农作物方面,农业劳动力非农转移的一个直接后果就是兼业农户不再像传统农户那样种植多种农作物,而是更改为虽然价值更低但是便于农机作业的粮食作物。然而,对于“以农为业、

① 据农业农村部全国农村固定观察点的数据,2016 年,非农收入占比超过八成的农户比例高达 64.0%,比 2003 年提高 30.7 个百分点。

力农致富”的专业农户,为了追求更高务农收益,他们愿意种植市场价值高但费时费力的农作物,并会根据市场情况积极调整种植结构。本文的计量分析表明,与想减少农地经营规模的农户相比,想扩大经营规模者更愿意改变农作物种植结构,进而让农地亩均净收益提高 376.80 元(947.91 元-571.11 元)。

七、结论与政策建议

本文从劳动力转移的时代背景出发,利用黄淮海农区 6 省 523 户农户调查数据,对想减少和想增加农地的两类农户进行了比较分析,进而采用可以消除内生性的 ESR 模型及 ATE 估计,测算了两类农户的农地亩均净收益差别,然后将可以分类控制地区变量并考虑农作物种植结构调节效应的 TEM 和 WLS 估计作为稳健性检验,进一步考察了农地资源错配的收益损失,并对其成因进行了深入分析。结果表明:与想减少农地的农户相比,想增加农地的农户的亩均净收益明显更高,农地资源错配会显著降低农地亩均净收益。ATE 估计发现,如果样本农户都能把农地经营规模调整到理想规模,则预期的农地亩均净收益将提高 947.91 元。基于 TEM 和 WLS 估计的稳健性检验发现,即便分类控制地区变量和经济作物种植情况,与想减少农地者相比,想增加农地的农户亩均净收益更高的结果依然显著,农地资源配置对亩均净收益有稳定可靠的影响。总之,当前的农地流转未能充分满足农户的农地经营规模调整意愿,一些农户想减少或增加农地经营规模而未能实现,形成了农地资源错配进而造成严重的农业收益损失。

在农村人口持续向城镇非农领域转移的大背景下,为了提高农业效率,实现“人尽其才、地尽其利”,必须消除因农地经营规模难以调整形成的农地资源错配问题,加快推动农地资源在农业劳动力中的再配置。总体来看,消除农地资源错配,支持引导一部分不想种地的深度兼业尤其是“离农、进城”农户将农地使用权转移给其他想种地的农户,需要做好以下三方面的工作:首先,深化农村土地制度改革,赋予农民包括承包权退出、转让在内的更多土地财产权利,缓解农地经营权流转的制度约束,打破农地承包权自愿有偿退出、转让的法律障碍,切实提高农村土地的可交易性;其次,建立健全农地流转和农村产权交易市场,参照天津、枣庄等地的做法,将农村产权交易中介平台下沉至乡镇甚至行政村,充分发挥市场机制在农地资源配置中的关键性作用;最后,针对农地流转市场配置失灵的问题,借鉴日本、法国等国家的经验,做好财政、金融及其他配套改革,推动农地整理整治,加快探索农地资源行政性再配置,让政府在土地资源优化配置中发挥更多作用。

参考文献:

[1] 朱喜,史清华,盖庆恩.要素配置扭曲与农业全要素生产率[J].经济研究,2011(5):86-98.
[2] 盖庆恩,朱喜,程名望,等.土地资源配置不当与劳动生产率[J].经济研究,2017(5):117-130.
[3] North D C, Thomas R P. The Rise of the Western World: A New Economic History[M]. Cambridge: Cambridge University Press, 1973.
[4] Syrquin M. Productivity Growth and Factor Reallocation[M]//Chenery H. Industrialization and Growth. New York: Oxford University Press, 1986.
[5] Hsieh C T, Klenow P J. Misallocation and Manufacturing TFP in China and India[J]. Quarterly Journal of Economics, 2009, 124(4):1403-1448.
[6] Banerjee A, Moll B. Why does Misallocation Persist? [J]. American Economic Journal: Macroeconomics, 2010, 2(1):189-206.
[7] Gollin D, Lagakos D, Waugh M E. Agricultural Productivity Differences across Countries[J]. American Economic

Review, 2014, 104(5):165-170.

- [8] 林毅夫.制度、技术与中国农业发展[M].上海:格致出版社,1994.
- [9] 蔡昉.中国经济改革效应分析——劳动力重新配置的视角[J].经济研究,2017(7):4-16.
- [10] 姚洋.中国农地制度:一个分析框架[J].中国社会科学,2000(3):54-65.
- [11] Adamopoulos T, Restuccia D. The Size Distribution of Farms and International Productivity Differences[J]. American Economic Reviews, 2014, 104(6):1667-1697.
- [12] Adamopoulos T, Restuccia D. Land Reform and Productivity: A Quantitative Analysis with Micro Data[R/OL]. [2019-06-01]. 2014 Working Papers tecipa-525, University of Toronto, Department of Economics. <https://ideas.repec.org/p/tor/tecipa/tecipa-525.html>.
- [13] Brandt L, Leight J, Restuccia D, et al. Misallocation, Selection and Productivity: A Quantitative Analysis with Panel Data from China[R/OL]. [2019-06-01]. 2017 Meeting Papers 404, Society for Economic Dynamics. <https://ideas.repec.org/p/red/sed017/404.html>.
- [14] 刘同山.农地流转不畅对粮食产量有何影响?——以黄淮海农区小麦生产为例[J].中国农村经济,2018(12):103-116.
- [15] Deininger K, Ali A D, Alemu T. Productivity Effects of Land Rental Market Operation in Ethiopia: Evidence from a Matched Tenant-landlord Sample[J]. Applied Economics, 2013,45(25):3531-3551.
- [16] 冒佩华,徐骥,贺小丹,等.农地经营权流转与农民劳动生产率提高:理论与实证[J].经济研究,2015(11):161-176.
- [17] 洪炜杰,胡新艳.非正式、短期化农地流转契约与自我执行——基于关联博弈强度的分析[J].农业技术经济,2018(11):4-19.
- [18] 朱文珏,罗必良.农地价格幻觉:由价值评价差异引发的农地流转市场配置“失灵”——基于全国9省(区)农户的微观数据[J].中国农村观察,2018(5):67-81.
- [19] 周淑景.法国农业经营组织体系的变化与发展[J].中国农村经济,2002(10):74-80.
- [20] 关谷俊作.日本的农地制度[M].北京:生活·读书·新知三联书店,2004.
- [21] Foster L, Haltiwanger J, Syverson C. Reallocation, Firm Turnover, and Efficiency: Selection on Productivity or Profitability? [J]. American Economic Review, 2008,98(1):394-425.
- [22] 何秀荣.关于中国农业规模经营的思考[J].农业经济问题,2016(9):5-15.
- [23] Zhang B, Carter C A. Reforms, the Weather, and Productivity Growth in China's Grain Sector[J]. American Journal of Agricultural Economics, 1997, 79(4):1266-1277.
- [24] 李谷成,冯中朝,范丽霞.小农户真的更加具有效率吗?来自湖北省的经验证据[J].经济学(季刊),2009(1):95-124.
- [25] 德布拉吉瑞.发展经济学[M].北京:北京大学出版社,2002.
- [26] 恰亚诺夫.农民经济组织[M].北京:中央编译出版社,1996.
- [27] 史清华.农户经济可持续发展研究:浙江十村千户变迁(1986—2002)[M].北京:中国农业出版社,2005.
- [28] 林本喜,邓衡山.农业劳动力老龄化对土地利用效率影响的实证分析——基于浙江省农村固定观察点数据[J].中国农村经济,2012(4):15-25.
- [29] 刘同山,孔祥智.小农户和现代农业发展有机衔接:意愿、实践与建议[J].农村经济,2019(2):1-8.

(责任编辑:刘浩)