

农户承包地退出意愿影响粮食产量吗？*

——基于处理效应模型的计量分析

刘同山

摘要：城镇化必然伴随着进城农户与农村土地的“人地分离”以及土地资源的再配置。土地流转在部分解决上述问题的同时也存在一些隐患，因此，中央提出了土地承包经营权退出这一改革新方向。为了强化对承包地退出必要性的认识，本文利用河北、河南和山东三省 620 个农户的调查数据，采用处理效应模型（TEM）计量分析了农户承包地退出意愿对小麦和玉米亩均产量的影响。研究发现，承包地退出意愿对粮食亩均产量有显著的负向作用，与控制组相比，愿意退出承包地的农户，其小麦和玉米亩均产量分别低 0.539% 和 0.763%，而且退地意愿对兼业程度较低农户造成的粮食产量损失更加明显。政府应将承包地退出作为“三权分置”的一种政策补充，支持引导土地承包经营权整体转让，为农户自愿有偿退出土地提供制度安排。

关键词：承包地退出 农民意愿 粮食产量 处理效应模型

中图分类号：F320 **文献标识码：**A

一、引言

城镇化本质上是人口、土地、资金等资源要素在地理空间的整合与优化。由于土地的不可移动性，城镇化必然伴随着进城农户与农村土地的“人地分离”以及由此引发的土地资源在剩余农村人口中的再配置。虽然政府大力支持的土地经营权流转（以下简称“土地流转”）部分解决了这一问题，但是，基于承包权和经营权分离发展起来的土地流转，存在着“地租侵蚀农业经营利润”和部分进城农户“闲而不租、荒而不让”的双重困境（国务院发展研究中心农村经济研究部，2015）。与此同时，兼业程度的加深，减轻了农民的土地依赖，越来越多的农民愿意有偿放弃土地。考虑到城镇化的需要和农民的需求，中共十八届五中全会、2016 年中央“一号文件”和“十三五”规划纲要都指出，要维护进城落户农民土地承包权、宅基地使用权、集体收益分配权，支持引导其依法自愿有偿

*本文是国家社会科学基金重点项目“城镇化进程中农户土地退出及其实现机制研究”（批准号：16AJY012）的阶段成果。感谢国务院发展研究中心农村经济研究部张云华研究员、新西兰林肯大学马旺林博士的建议和帮助以及匿名审稿人和编辑部的修改意见，当然，文责自负。

转让上述权益，明确了农村土地制度改革的新方向。2016年8月，全国农村改革试验区工作联席会议审议通过了《关于农村改革试验区拓展试验内容的方案》，将土地承包经营权有偿退出作为四项改革试验任务之一，承包经营权退出试点地区也从2014年的3个增加至12个。但整体而言，无论是政界还是学界，目前关注的重点都是土地流转及随之而来的“三权分置”问题，对进城落户农民承包地退出的重要性、紧迫性认识不足。基于此，探析农户承包地退出意愿对粮食产量的影响，从而论证实施承包地退出的必要性，具有较强的理论和政策价值。

二、关于承包地退出的文献述评

作为一个颇具中国特色的学术话语，承包地退出是指在农村土地集体所有制下，农户彻底放弃部分或全部承包地权利的一种自主选择行为，主要是有退地意愿的农户把承包地转让给其他有受让资格的人或者直接退还给作为所有者和发包方的集体。对土地私有的西方国家而言，并不存在所谓的土地退出问题，与承包地退出最接近的概念是农村土地交易。

近年来，一些国外学者讨论了农村土地交易（市场）对乡村经济、农业专业化、人力资本积累的影响。Greasley and Oxley（2009）对1873~1939年新西兰乡村经济的分析发现，土地市场具有易变性，会造成经济增长不稳定，加剧经济波动。Bekar and Reed（2013）研究了12世纪英国的农村土地交易，发现市场化交易使部分土地较少的农民失去土地而成为雇佣工人，增加了农户的不平等程度。Lorenzetti（2014）回顾了瑞士阿尔卑斯山地区农业专业化的实现路径，指出土地交易对提高农业专业化程度和土地资源利用效率的作用并不明显。可见，农村土地交易在发达国家历史上的作用并不积极。但是，对发展中国家而言，以土地资产化为导向的农村土地改革主要表现为积极作用。Deininger et al.（2009）使用印度农户面板数据，结合国家层面的土地改革，分析了土地改革对消除贫困和经济增长的影响，发现土地改革对于增加农民收入、积累农村人力资本和物质资本都有显著的正向作用。Deininger et al.（2015）利用三重差分法和成都农村综合改革试验区的的面板数据研究发现，为农户“进城退地”提供制度安排，不仅增加了农业产出和农产品多样性，提高了有关群体的消费和收入水平，还促进了青年劳动力向农业、农村回流和农村老年劳动力向非农产业转移。

目前国内学界对承包地退出的研究不多，且主要集中在三个方面。一是考察农户的承包地退出意愿及其影响因素。王兆林等（2011）对重庆市1829户农户的调查发现，8.4%的受访者愿意有偿退出承包地，个体特征、家庭特征、土地经营与利用、社会保障情况等都会对其承包地退出意愿产生显著影响。张学敏（2013）利用多元有序Logistic模型对湖南、重庆和河南3省886户农户数据的计量分析发现，不同类型农户的承包地退出意愿有显著差异，兼业程度、非农收入稳定性、医疗保险水平等对承包地退出意愿有正向作用，家庭规模、承包地面积和生计依赖土地的程度则呈负向作用。杨婷、靳小怡（2015）采用MLogit模型对深圳市2071个样本农民工的调查数据进行计量分析发现，农民工的承包地退出意愿受其收入水平、职业状况、家庭土地资源禀赋等因素的显著影响。刘同山（2016）考虑非农就业的中介效应，采用MvProbit模型计量分析发现，农业机械的广泛使用对农民的承包地退出意愿有正向作用，非农就业充当了农业机械化影响承包地退出意愿的中介变量，

但它本身对退地意愿没有显著影响。

二是讨论承包地退出的法理、学理基础及实现机制。杜文娇、任大鹏（2011）分析了实施承包地退出的法理依据，认为无论是学理上对公平公正的维护、法益上对承包权和成员权的正确认知，还是实践中缓解人地矛盾、提高土地利用效率，都应当为农户有偿退出承包地提供制度安排。陈会广、钱忠好（2011）从布坎南“自由选择权是财产权价值的基础”出发，结合克里斯特曼（Christman）的所有权理论，把农民的土地财产权二分为剩余权和退出权，指出异质性农户有差异化的土地权利需求，强化农户的（退出）选择自由是土地制度改革的重要方向。钟涨宝、聂建亮（2012）认为，实施农户承包地退出，需要退出方、第三方、承接方等多个参与主体联合发力，加快形成多种方式的承包地退出机制。郭晓鸣、高杰（2016）结合四川内江市和重庆梁平县两个承包地退出国家试点地区的做法，从退出资格、退地模式、补偿标准等方面分析了承包地退出的具体实现方式。

三是论证城镇化进程中实施承包地退出的必要性。郭熙保（2014）从农民市民化的趋势出发，指出城镇化进程中要优化土地资源配置、解决农村衰落问题，必须同时推进户籍制度改革和农村土地改革，把静态的集体成员变为动态的集体成员，并为进城落户农民有偿退出承包地提供通道。郭晓鸣、高杰（2016）认为，从发展规律看，承包地退出是城镇化和农业现代化进程不可逆转背景下重构农村人地关系的重要选择；从现实需求看，承包地退出是破解农村土地资源稀缺与闲置并存矛盾、加快农业现代化进程的内在要求。刘同山、孔祥智（2016）比较全面地分析了承包地退出的必要性，指出允许部分农户退出承包地，可以规避“土地流转困局”，减少非粮化、非农化的压力；可以避免产生新时期的“不在地主”，缩小城乡发展差距；有利于促进农业规模经营，提升规模经营的稳定性和效益；有利于盘活农村资源资产，促进农村经济发展和农民市民化。

可见，目前关于承包地退出必要性的研究尚不充分，且主要是理论分析，经验研究十分缺乏。保障粮食产量、提高土地利用效率是农村土地改革的重要目标。既然部分农户有承包地退出意愿，那么，考察这种意愿对粮食产量的影响就具有重要价值。应认识到，如果农户有承包地退出意愿却无法退出，可能会导致农地粗放经营甚至撂荒，从而降低耕地利用效率、威胁国家粮食安全。然而，关于农户的承包地退出意愿如何影响粮食产量的实证分析几近空白。只有高佳、李世平（2014）采用 DEA-Tobit 两步法，分析了承包地退出意愿对耕地利用效率的影响，发现农户退地意愿越强烈，耕地利用效率越低。但该文直接将承包地退出意愿对耕地利用效率进行回归，没有考虑退出意愿的内生性，降低了研究结论的可信性和准确性，而且仅给出了影响方向，没能给出更直观的效率损失情况。

令人信服地论证承包地退出意愿对粮食产量的负面影响，进一步明确承包地退出的必要性，是有关政策制定和学术研究的基本前提。为了加快农地制度改革，推进有关学术研究，本文拟采用调研数据，利用处理效应模型，给出承包地退出意愿影响粮食产量的更具说服力的经验证据。

三、模型构建与研究方法

(一) 农民的退地抉择

农民是否愿意有偿放弃农村承包地，是一个复杂的决策过程，受到多种因素影响。但面对询问，典型农民的态度可以简单分为愿意（ $D_i=1$ ）与不愿意（ $D_i=0$ ）两种。假定农民追求收益（包括心理收益）最大化且风险中立，退出承包地的潜在收益为 D_A^* ，不退出的预期收益为 D_N^* 。进一步假设农民会比较退出与不退出承包地所带来的潜在净收益。作为理性经济人，只有退出承包地所带来的潜在收益大于不退出承包地的预期收益时，农民才会选择放弃承包地。也就是说，当且仅当 $D_A^* - D_N^* = D_i^* > 0$ 时，农民才愿意退出承包地。由于现实中农民退地与不退地的预期收益都是主观的，因此，收益差值（ D_i^* ）是无法观测的。但是，本文可以借助如下潜变量模型（latent variable model）来考察农户退地意愿的选择行为：

$$D_i^* = Z_i\beta + \mu_i$$

$$D_i = \begin{cases} 1, & \text{如果 } D_i^* > 0 \\ 0, & \text{如果 } D_i^* \leq 0 \end{cases} \quad (1)$$

(1) 式中， D_i^* 为不可观测的潜变量。在微观数据中，可以观测到农民的二元选择行为：如果农民愿意退出承包地，则 $D_i = 1$ ；如果农民不愿意退出承包地，则 $D_i = 0$ 。 Z_i 是受访农民的个人和家庭特征，比如年龄、受教育年限、家庭规模等； β 是待估计系数向量； μ_i 是误差项，代表无法观测的影响因素，比如农民的先天禀赋等。

假设 (1) 式中的误差项 μ_i 服从方差为 $\sigma^2 = 1$ 、均值为 0 的二元正态分布，即 $\mu_i \sim N(0, 1)$ 。则农民选择愿意退地的概率可用下式表示：

$$P(D_i = 1 | Z_i) = P(D_i^* > 0) = P(\mu_i > -Z_i\beta) = P(\mu_i < Z_i\beta) = F_\mu(Z_i\beta) \quad (2)$$

(2) 式中， $F_\mu(\cdot)$ 是 μ_i 的累积分布函数。

(二) 效应评估和选择偏误

本文的目的是定量分析农民承包地退出意愿对小麦和玉米两种粮食作物产量的影响。假设小麦或玉米产量 Y_i 是解释变量 X_i 和退地意愿选择 D_i 的线性函数，则回归方程可设定如下：

$$Y_i = X_i\alpha + D_i\gamma + \varepsilon_i \quad (3)$$

(3) 式中，被解释变量 Y_i 表示小麦或玉米的亩均产量； X_i 是衡量个人特征（比如年龄、受教育年限）、家庭特征（家庭规模、劳动力比例）、土地禀赋、城乡联系（比如是否有家庭成员定居城镇）等外生解释变量； D_i 是前面已经定义过的表征农民承包地退出意愿的二分类变量； α 和 γ 是待估计系数向量， ε_i 是随机误差项。

(3) 式中，如果反映农民是否愿意退出承包地的变量（ D_i ）是外生的，则可以直接使用普通最小二乘法（OLS）分析农民承包地退出意愿对小麦或玉米产量的影响。然而，作为一种行为抉择，

如前所述,农民是否愿意退出承包地,是由其个人及家庭情况、土地禀赋等多方面因素决定的,而不是随机选择的。也就是说,农民选择退出或不退出承包地,是一种自选择(self-selection)行为。此外,(1)式中误差项(μ_i)包含的不可观测信息以及(3)式中误差项(ε_i)包含的不可观测信息可能同时影响农民的承包地退出意愿和粮食产量,导致两个误差项存在相关性,即 $corr(\mu_i, \varepsilon_i) \neq 0$ 。这种情况下,如果使用OLS估计(3)式,所得到的估计系数是有偏误的。比如,粮食亩均产量低于平均水平的农民,可能拥有更强的获得非农就业收入的动机,从而更愿意退出承包地。在这种情况下,承包地退出意愿对小麦或玉米产量的影响将会被低估。另一方面,粮食亩均产量高于平均水平的农民,可能自身能力本身就强,从而愿意放弃农业生产去经营收益更高的业务(比如做生意或外出务工)。此时,承包地退出意愿对小麦或玉米产量的影响将被高估。因此,选择合适的估计方法来克服选择性偏差带来的估计偏误问题,有助于更好地理解农户承包地退出意愿对小麦或玉米产量的影响。

(三) 计量方法

对于通过非试验研究得到的调查数据,为了解决选择性偏差带来的有偏估计问题,倾向得分匹配(propensity score matching, PSM)方法被广泛采用。然而,PSM方法在消除选择性偏差和处理变量的内生性等问题时,只考虑可观测因素对被解释变量的影响,而忽略了不可观测因素的作用(Dehejia and Wahba, 2002)。实际上,如上所述,不可观测因素(如农户的动机、个人能力等)也有可能同时影响农民的承包地退出意愿和粮食亩均产量。这时,使用PSM方法分析承包地退出意愿对粮食产量的影响,将产生有偏误的估计系数。因此,本文使用Cong and Drukker(2000)提出的处理效应模型(treatment effect model, TEM)来分析承包地退出意愿对粮食亩均产量的影响。与PSM方法相比,TEM有三方面的优点:①在消除承包地退出意愿的选择性偏差和内生性问题时,同时考虑可观测因素和不可观测因素对承包地退出意愿和粮食亩均产量的影响;②可以直接估计承包地退出意愿对粮食亩均产量影响的边际效应;③可以进一步计算承包地退出意愿对粮食亩均产量影响的平均处理效应(average treatment effect, ATE),更深入地展现承包地退出意愿与粮食亩均产量之间的关系。

TEM由两阶段组成。第一阶段是选择方程即(1)式,考察农民是否愿意退出承包地的决定因素;第二阶段是产量方程即(3)式,测度农民的退地意愿和其它因素对粮食亩均产量的影响。在构建TEM时,为了模型识别(model identification),选择方程至少需要一个有效的工具变量。该工具变量影响农民的承包地退出意愿,而不影响其粮食亩均产量。在TEM估计中, $\rho_{\mu\varepsilon}$ 是选择方程误差项(μ_i)和产量方程误差项(ε_i)的相关系数。 $\rho_{\mu\varepsilon} \neq 0$ 是内生性的来源。如果 $\rho_{\mu\varepsilon}$ 在统计学意义上显著,表明存在由不可观测因素导致的估计偏误问题,那么,在估计承包地退出意愿对粮食产量的影响时,TEM模型优于PSM方法。此外, $\rho_{\mu\varepsilon} > 0$,表明存在正的选择性偏差,意味着粮食亩均产量高于平均水平的农民更愿意退出承包地;反之, $\rho_{\mu\varepsilon} < 0$,则表明存在负的选择性偏差。

TEM估计结果直接反映了承包地退出意愿对小麦或玉米亩均产量影响的边际效应,即承包地退出意愿从0变到1时,小麦或玉米亩均产量变化情况。要考察承包地退出意愿对小麦或玉米亩均产

量的整体影响，可以利用 TEM 估计系数，计算承包地退出意愿对粮食亩均产量影响的平均处理效应（ATE）。ATE 可由如下方程计算：

$$ATE = E(Y_i | D_i = 1) - E(Y_i | D_i = 0) \quad (4)$$

(4) 式中， $E(Y_i | D_i = 1)$ 表示农民愿意退出承包地时的粮食亩均产量； $E(Y_i | D_i = 0)$ 表示农民没有承包地退出意愿时的粮食亩均产量。根据 (4) 式计算获得的平均处理效应控制了可能由可观测因素和不可观测因素等引起的估计偏误问题。借助 ATE，可以从整体样本和不同类别子样本的角度（Cong and Drukker, 2000），考察农民承包地退出意愿对粮食亩均产量的影响。

四、数据来源、变量选择及描述性统计

（一）数据来源

考虑到农作模式的相似性和数据获取的便利性，2014 年 7 月~9 月，“农地经营情况及农户土地退出意愿调查”课题组选定了河北省清河县、南宫县、巨鹿县，河南省新密市、沁阳市、正阳县和山东省菏泽市牡丹区、郓城县、鄄城县共三省 9 县（区、市）作为调查区域。样本主要分布在冀南、豫北和鲁西南三个地区，农作模式基本相同，都是一年两熟，一般是冬小麦和夏玉米轮作。几乎所有农户都种植冬小麦，大部分农户种植夏玉米，个别农户会在小麦收获后种植大豆、棉花、蔬菜等。在确定县（区、市）之后，为了得到更具说服力的调查数据，课题组采取二阶段抽样方法，首先在每个指定县（区、市）抽取 5 个村庄，然后根据村庄规模，在每个村庄随机选择 15~20 个农户作为调查样本。具体调查时，调查员先将问卷交给样本农户，由其充分讨论后再具体询问某个成年家庭成员（主要为户主或其配偶）。假定农户家庭是理性的、追求收益最大化的基本决策单位，且家庭成员间信息交流是充分的，则可以认为受访者给出的承包地退出意愿是综合考虑其他家庭成员意见、家庭资源禀赋和收入情况后作出的“家庭层面”的一致选择。

本次调查不仅重点考察了样本农户的农地经营、前一期粮食产量情况、不同方式下的承包地退出意愿，还询问了其家庭特征、土地禀赋以及家庭成员非农就业情况。本次调查共得到有效问卷 779 份，其中，由中国人民大学和华南农业大学 4 位农业经济学研究生完成的样本为 620 份。考虑到这些调查员参与了课题前期讨论、问卷设计及预调查后的问卷修改等工作，这部分问卷数据的质量更有保证，本文使用这部分数据进行分析。选定变量后，删除有数据缺失的样本，最终对小麦和玉米两个品种分别得到 552 个和 509 个有效样本。

（二）变量选择

为了研究农户承包地退出意愿对粮食亩均产量的具体影响，本文计量模型的变量选择如下：

1. 被解释变量。本文的被解释变量是粮食亩均产量。长期以来，追求粮食亩均产量一直是中国土地制度安排和各项农业政策设计的核心目标。这是由中国人口多、耕地少的基本国情决定的。考虑到样本地区冬小麦和夏玉米轮作的农作模式，且个别农户可能会在某一季节改种其他作物，研究粮食亩均产量的一个更合理的方式是分别考察小麦亩均产量和玉米亩均产量。也就是说，本文用小

麦亩均产量和玉米亩均产量两个指标反映粮食亩均产量情况。

2.内生解释变量。本文关注的是农户承包地退出意愿对粮食亩均产量的影响，如模型构建时所指出的，承包地退出意愿为内生性解释变量。受法律法规和市场发育情况的限制，当前农户有偿退出承包地的通道非常缺乏，主要以政府征地的方式来实现。考虑到城镇化进程中进城农民与农村土地“人地分离”的必然趋势，近年来一些地方尝试以“承包地换社保”、土地入股等方式实现农民“离农、退地”。有学者指出，可以借鉴荷兰“土地银行”收储模式（国务院发展研究中心农村经济研究部，2015）或者日本、法国的“农民退休”制度（刘同山、孔祥智，2016），为农户有偿退出承包地提供制度安排。而且，受传统观念和熟人社会的影响，一些农民认为“卖地”是丢脸面的行为，如果直接询问农民是否愿意出售承包地，他们可能会隐藏真实想法。基于上述实践和理论，本文通过询问样本农户“是否愿意以承包地换工资性收入”来具体考察其承包地退出意愿。

3.控制变量^①。文献述评表明，影响农户承包地退出意愿的因素较多，除个体及家庭特征外，还包括土地资源及其利用状况（王兆林等，2011；杨婷、靳小怡，2015）、非农就业（或非农收入）与农业机械使用情况（张学敏，2013；刘同山，2016）等。本文借鉴现有文献，主要考虑个人及家庭特征、土地资源及其利用情况，并兼顾非农收入、农业机械替代人工劳动和城乡联系等方面的影响，将年龄、性别、受教育年限、健康状况、家庭规模、家庭劳动力比例、承包地调整、地块平均面积、承包地权属认知、农机作业满意度、家庭非农收入比例、是否有成员城镇定居等作为影响农户承包地退出意愿的变量以及产量方程的控制变量。上述各变量及其说明见表1。

表1 变量定义与描述统计

变量	变量说明	均值	标准差
小麦亩均产量	小麦总产量除以种植面积（公斤/亩）	464.526	98.129
玉米亩均产量	玉米总产量除以种植面积（公斤/亩）	482.267	119.098
受访者年龄	受访人年龄（岁）	50.745	11.813
受访者性别	男=0；女=1	0.268	0.443
受访者受教育年限	文盲=0；小学=5；初中=8；高中=11；大专及以上=14	6.652	3.367
受访者健康状况	很不健康=1；不健康=2；一般=3；健康=4；很健康=5	3.799	1.014
家庭规模	家庭总人口数（人）	4.980	1.912
家庭劳动力比例	劳动力（16~65岁）占家庭总人数的比例	0.721	0.209
承包地调整	二轮承包以来是否调过承包地？否=0；是=1	0.341	0.474
家庭承包地总面积	受访时家庭承包的土地面积（亩）	6.723	3.937
地块平均面积	承包地总面积除以地块数（亩）	2.407	1.588
承包地权属认知	认为承包地归属谁？个人=1；集体=2；国家=3	1.857	0.941
农机作业满意度	对农机作业质量的满意度打分，分值范围1~5分，	2.389	0.834

^①在TEM中，控制变量的选取可以基于选择方程，也可以基于产量方程，前者更为常见，故本文把影响承包地退出意愿的变量同时作为产量方程的控制变量。

农户承包地退出意愿影响粮食产量吗

	分数越高，表示越满意		
家庭非农收入比例	非农收入占家庭总收入的比例	0.728	0.256
是否有成员城镇定居	没有=0; 有=1	0.288	0.453
家里是否有党员	没有=0; 有=1	0.210	0.408
政府征地是否愿意	不愿意=0; 愿意=1	0.632	0.483
是否愿意以承包地换工资性收入	不愿意=0; 愿意=1	0.667	0.472

注：为节省篇幅，除玉米亩均产量外，其他变量均基于小麦的有效样本计算。

（三）描述性统计

表 1 的最后一行表明，约有 66.7%的农户愿意“以承包地换工资性收入”的方式退出承包地。若补偿价格合适，大部分农户愿意把承包地有偿交给集体或国家。受访者的平均年龄约为 50.745 岁。每块承包地的平均面积约为 2.407 亩，表明土地细碎化严重。农户平均的非农收入比例高达 0.728，意味着大部分农户已经不再依靠农业，土地不再是农民的“安身立命之本”。

表 2 给出了“愿意”与“不愿意”以承包地换工资性收入的两组样本农户各项变量的均值。对比发现，在 10%的显著性水平上，愿意有偿退出承包地的受访者，其健康状况更差，家庭拥有的地块平均面积更小，经历过承包地调整和有党员的可能性更大，而且也更乐于接受政府征地。在其他方面，愿意和不愿意退地样本农民的均值差异不显著。表 2 最后两行是愿意与不愿意退地两组样本农户的小麦和玉米亩均产量情况。与不愿意退出承包地的农户相比，愿意退地者的小麦和玉米亩均产量分别低 8.994 公斤和 7.632 公斤，表明承包地退出意愿会影响粮食亩均产量（尽管没有通过显著性检验）。简单的均值比较只是粗略地反映了愿意和不愿意退出承包地的两类农户的粮食亩均产量区别。更精确地分析退地意愿对粮食产量的影响，需要进行 TEM 估计。

表 2 愿意与不愿意退地样本农户有关变量的均值差异

变量	愿意 (n=368)	不愿意 (n=184)	差异
受访者年龄	50.74 (0.61)	50.74 (0.89)	0.000
受访者性别	1.25 (0.02)	1.30 (0.03)	-0.054
受访者受教育年限	6.81 (0.18)	6.34 (0.25)	0.465
受访者健康状况	3.75 (0.05)	3.90 (0.08)	-0.155*
家庭规模	4.96 (0.10)	5.01 (0.13)	-0.046
家庭劳动力比例	0.72 (0.01)	0.72 (0.01)	0.009
承包地调整	0.37 (0.03)	0.28 (0.03)	0.087**
家庭承包地总面积	6.62 (0.21)	6.94 (0.28)	-0.324
地块平均面积	2.31 (0.08)	2.60 (0.13)	-0.284**
承包地权属认知	1.89 (0.05)	1.78 (0.07)	0.111
农机作业满意度	2.43 (0.04)	2.32 (0.06)	0.111
家庭非农收入比例	0.74 (0.01)	0.71 (0.02)	0.028

农户承包地退出意愿影响粮食产量吗

是否有成员城镇定居	0.31 (0.02)	0.24 (0.03)	0.065
家里是否有党员	0.25 (0.02)	0.13 (0.02)	0.128***
政府征地是否愿意	0.67 (0.02)	0.55 (0.04)	0.117***
小麦亩均产量	461.53 (5.46)	470.52 (6.14)	-8.994
玉米亩均产量	479.78 (6.86)	487.41 (7.83)	-7.632

注：***、**、*分别表示在 0.01、0.05、0.1 的水平上显著；括号内数字为标准误。为节省篇幅，除玉米亩均产量外，其他变量均基于小麦的有效样本计算。对玉米而言，“愿意”和“不愿意”退地的样本分别为 343 个和 166 个。

五、实证分析结果及解释

（一）TEM 适用性检验

进行 TEM 估计，需要为农户“是否愿意以承包地换工资性收入”找到合适的工具变量。考虑到承包地换工资性收入是一个新生事物，农户参与该项活动的意愿，可能与其参与农村社区公共事务的积极性有关，因此，本文选择“家里是否有党员”作为一个工具变量。考虑到承包地换工资性收入与政府征地有较强的替代性，选择“政府征地是否愿意”作为另一个工具变量。此外，在进行检验和计量分析前，本文首先对粮食亩均产量取自然对数，以消除量纲和减小回归的异方差性。

为了保证选择的合理性，需要对所选择的工具变量进行有效性检验。采用 2SLS 回归检验发现，第一阶段回归的稳健 F 统计值分别为 12.697（小麦）和 17.102（玉米），大于常用的临界值 10，且 Stock-Yogo 检验得到的最小特征根统计值分别为 10.957（小麦）和 13.187（玉米），大于 LIML 统计量的临界值 8.68，因此，所选择的工具变量是有效的。另外，过度识别卡方检验的 p 值分别为 0.292（小麦）和 0.925（玉米），表明两个工具变量都是有效的，不存在过度识别问题。

借助 Stata12.0 计量分析软件，得到表 3 所示的 TEM 估计结果。Wald 内生性检验在 1% 的显著性水平上拒绝了选择方程和产量方程相互独立的原假设。残差相关性 ρ 为正数且通过显著性检验，说明存在正向的选择性偏差，即粮食亩均产量高于平均水平的农户更愿意“以承包地换工资性收入”的方式退出承包地。这可能是由于粮食亩均产量高的农户具有更强的经营能力，而这种能力可以为其“离农、进城”提供更多优势，从而更愿意退出承包地。正向的选择性偏差意味着 OLS 方法将低估退地意愿对粮食亩均产量的影响。OLS 中“是否愿意以承包地换工资性收入”的估计系数的绝对值远小于 TEM 中产量方程中的估计系数，也印证了这一点。总之，对样本数据进行 TEM 分析是合适的。

（二）退地意愿对粮食产量的影响分析

TEM 估计结果表明，在其他情况不变时，对小麦而言，与“不愿意”以承包地换工资性收入的农户相比，“愿意”以该方式退出承包地的农户的小麦亩均产量更低，且在 1% 的水平上显著性。上述作用方向与高佳、李世平（2014）的研究结论一致。也就是说，“愿意”以承包地换工资性收入的方式退出承包地的农户的小麦亩均产量显著更低。对玉米而言，与“不愿意”以承包地换工资性收

入的农户相比，“愿意”以该方式退出承包地的农户的玉米亩均产量也更低，且在 1%的水平上显著。如果不考虑选择性偏差和内生性问题，直接将粮食亩均产量对农户的承包地退出意愿进行 OLS 估计，则会发现，与“不愿意”的农户相比，“愿意”以承包地换工资性收入的农户的小麦和玉米亩均产量也较低，但是该结果未通过给定水平的显著性检验。由此可知，承包地退出意愿会对农户的小麦和玉米亩均产量造成负向作用。下面，本文将利用表 3 中变量的估计系数和（4）式考察农户承包地退出意愿对小麦和玉米亩均产量影响的平均处理效应（ATE）。

表 3 承包地退出意愿对粮食亩均产量影响的估计结果

	小麦TEM		小麦OLS	玉米TEM		玉米OLS
	选择方程	产量方程		选择方程	产量方程	
年龄	-0.010*	-0.002	-0.001	-0.014**	-0.002*	-0.002
	(0.006)	(0.001)	(0.001)	(0.006)	(0.001)	(0.002)
性别	-0.108	-0.113**	-0.107***	-0.072	-0.109**	-0.104**
	(0.148)	(0.054)	(0.039)	(0.151)	(0.055)	(0.043)
受教育年限	0.010	-0.012**	-0.013**	0.003	-0.007	-0.008
	(0.020)	(0.005)	(0.005)	(0.021)	(0.007)	(0.006)
健康状况	-0.127**	0.020*	0.025*	-0.177**	0.013	0.019
	(0.063)	(0.013)	(0.078)	(0.068)	(0.018)	(0.019)
家庭规模	-0.018	0.004	0.005*	0.004	0.004	0.005
	(0.036)	(0.008)	(0.010)	(0.038)	(0.008)	(0.011)
家庭劳动力比例	0.045	0.030	0.026	0.065	0.128	0.121
	(0.288)	(0.075)	(0.078)	(0.304)	(0.080)	(0.087)
承包地调整	0.253**	0.074**	0.064*	0.208	0.021	0.013
	(0.127)	(0.036)	(0.034)	(0.131)	(0.040)	(0.036)
家庭承包地总面积	0.004	0.009**	0.009**	0.020	0.024***	0.024***
	(0.018)	(0.004)	(0.005)	(0.020)	(0.005)	(0.006)
地块平均面积	-0.079**	0.016*	0.018*	-0.088**	0.011	0.008
	(0.038)	(0.008)	(0.010)	(0.041)	(0.017)	(0.012)
承包地权属认知	0.048	-0.012	-0.015	0.038	-0.001	-0.004
	(0.062)	(0.016)	(0.017)	(0.066)	(0.018)	(0.018)
农机作业满意度	0.103	-0.006	-0.003	-0.090	0.032	0.035*
	(0.071)	(0.015)	(0.019)	(0.077)	(0.022)	(0.021)
家庭非农收入比例	0.108	-0.072	-0.077	-0.030	-0.144**	-0.144*
	(0.252)	(0.063)	(0.070)	(0.273)	(0.073)	(0.078)
是否有成员城镇定居	0.155	0.043	0.033	0.128	0.069*	0.060
	(0.134)	(0.036)	(0.035)	(0.141)	(0.040)	(0.039)
家里是否有党员	0.557***	—	—	0.665***	—	—

农户承包地退出意愿影响粮食产量吗

	(0.153)	—	—	(0.165)	—	—
政府征地是否愿意	0.405***	—	—	0.460***	—	—
	(0.123)	—	—	(0.128)	—	—
是否愿意以承包地换 工资性收入	—	-0.176***	-0.040	—	-0.191***	-0.057
		(0.055)	(0.033)		(0.073)	(0.036)
常数项	0.717	6.217***	6.121***	1.124*	6.371***	6.266***
	(0.583)	(0.160)	(0.155)	(0.618)	(0.169)	(0.176)
残差相关性ath (ρ)	—	0.246***	—	—	0.231***	—
	—	(0.065)	—	—	(0.091)	—
残差协方差ln (σ)	—	-1.032***	—	—	-0.975***	—
	—	(0.110)	—	—	(0.106)	—
Wald test of indep. eqns.	—	14.120***	—	—	6.430***	—
Log pseudo likelihood	—	-533.662	—	—	-517.936	—
最小特征根统计值		10.957	—		13.187	—
过度识别检验		1.108 (p=0.292)	—		0.009 (p=0.925)	—
样本数	552	552	552	509	509	509

注：***、**、*分别表示估计结果在 0.01、0.05、0.1 的水平上显著；括号内数字为参数的稳健标准误；ath (ρ) 为选择方程残差和产量方程残差的反双曲线正切相关性，ln (σ) 为取对数后的选择方程残差和产量方程残差协方差，二者显著，表明样本存在自选择效应。

(三) 退地意愿对粮食产量影响的平均处理效应

基于 TEM 估计，可以预测出有承包地退出意愿条件下和无承包地退出意愿条件下农户的粮食亩均产量，进而测算承包地退出意愿的平均处理效应，结果见表 4。

表 4 承包地退出意愿对粮食亩均产量影响的平均处理效应

	亩均产量		ATE	t 值	变化 (%)
	愿意	不愿意			
小麦	6.086 (0.090)	6.119 (0.092)	-0.033***	-96.931	-0.539
玉米	6.110 (0.114)	6.157 (0.115)	-0.047***	-110.000	-0.763

注：***表示估计结果在 0.01 的水平上显著；括号内数字为稳健标准误。变化 (%) = (“愿意”的亩均产量 - “不愿意”的亩均产量) / “不愿意”的亩均产量 × 100%。

结果表明，取对数后，“愿意”和“不愿意”以承包地换工资性收入的农户的小麦亩均产量分别为 6.086 和 6.119，玉米则分别为 6.110 和 6.157。退地意愿对小麦和玉米亩均产量影响的 ATE 分别为 -0.033 和 -0.047，且二者都在 1% 的水平上显著。从亩均产量变化看，在控制了可观测因素和不可观测因素的情况下，承包地退出意愿导致小麦和玉米亩均产量分别下降 0.539% 和 0.763%。

为了考察承包地退出意愿对不同兼业程度农户粮食产量的影响，本文按惯例把农户分为第一类兼业农户（非农收入占比 $\leq 50\%$ ）和第二类兼业农户（非农收入占比 $> 50\%$ ）两类，分别考察承包地退出意愿对小麦和玉米亩均产量影响的平均处理效应。表 5 所展示的估计结果表明，在兼业程度不同的各子样本中，农户的承包地退出意愿也会对粮食亩均产量造成显著的负向影响。具体来看，对第一类兼业农户，有承包地退出意愿会造成小麦和玉米亩均产量分别比控制组低 0.566% 和 0.763%；对第二类兼业农户，有承包地退出意愿会造成小麦和玉米亩均产量分别比控制组低 0.524% 和 0.749%。总体来看，兼业程度越低（从而职业化程度越高）的农户，承包地退出意愿造成的粮食产量损失越明显。显然，职业化程度较高的农民“人浮于事”，所造成的粮食产量损失将更大。另外，第二类兼业农户，无论是否愿意退出承包地，其小麦和玉米亩均产量都低于第一类兼业农户。这再次表明，让兼业程度高的农户退出承包地，进而提升农业专业化水平，可以提高粮食亩均产量。

表 5 承包地退出意愿对不同兼业程度农户粮食亩均产量影响的平均处理效应

粮食	家庭非农收入 比例 (%)	亩均产量		ATE	t 值	变化 (%)
		愿意	不愿意			
小麦	≤ 50	6.154 (0.089)	6.189 (0.090)	-0.035***	-59.551	-0.566
	> 50	6.074 (0.085)	6.106 (0.087)	-0.032***	-84.497	-0.524
玉米	≤ 50	6.239 (0.128)	6.287 (0.129)	-0.048***	-46.134	-0.763
	> 50	6.092 (0.099)	6.138 (0.100)	-0.046***	-110.000	-0.749

注：***表示估计结果在 0.01 的水平上显著；括号内数字为稳健标准误。变化 (%) = (“愿意”的亩均产量 - “不愿意”的亩均产量) / “不愿意”的亩均产量 $\times 100\%$ 。

（四）其他变量对退地意愿及粮食产量的影响

承包地退出问题实质上是农村劳动力和土地资源的重新配置，暗含着农业经营方式的转变。在耕地面积一定且不考虑耕地抛荒或休耕的情况下，承包地退出的另一面是承包地进入问题。让部分农户退出承包地，会提高其他农业经营者的土地规模。根据倪国华、蔡昉（2015）的研究结论，在达到临界值之前，提高土地规模能够增加粮食亩均产量。在 TEM 估计中，“家庭承包地总面积”对小麦和玉米的亩均产量均有正向影响，且在 5% 的水平上显著，而且反映土地细碎化情况的“地块平均面积”也对小麦亩均产量有正向影响，且在 10% 的水平上显著。这表明适当扩大土地经营规模和单个地块的面积，可以提高粮食亩均产量，也意味着允许承包地退出有利于农业规模经营。

“承包地调整”对小麦亩均产量有正向作用，且在 5% 的水平显著，也就是说，自二轮承包以来调整过承包地的农户，其小麦亩均产量更高。一个可能的原因是，承包地调整是各村对人地关系紧张做出的回应，而人地关系紧张会让农民有“精耕细作”的压力，从而得到更高的粮食亩均产量。无论是小麦还是玉米，“承包地权属认知”对粮食亩均产量以及承包地退出意愿的影响都不显著。这意味着无论是当前渐进式的土地赋权改革，还是实行一些学者倡导的“国有永佃制”，都不会对农户

的承包地退出意愿以及粮食产量产生显著影响。

在其他控制变量中，农户“家庭非农收入比例”对玉米亩均产量有负向作用，且在5%的水平上显著。这意味着，随着城镇化水平和家庭非农收入比例的提高，不推行承包地退出的负面影响将会扩大。不过，“家庭非农收入比例”对承包地退出意愿的影响并不显著，而且“是否有成员城镇定居”“农机作业满意度”等指标对承包地退出意愿和粮食亩均产量的影响也不显著。考虑到中国几乎每个农民家庭都有成员在城镇工作和生活，以及农业机械在农作物耕种收环节被普遍采用且农机作业市场竞争充分，上述结论不难理解。

六、结论与政策含义

本文利用农户调查数据，采用可以消除内生性、同时考虑可观测和不可观测因素影响并能够估计退地意愿边际效应和平均处理效应（ATE）的处理效应模型（TEM），分析了农户承包地退出意愿对小麦和玉米亩均产量的影响。模型检验发现，如果不考虑农户承包地退出意愿的内生性，将会导致样本选择性偏差，低估承包地退出意愿对粮食亩均产量的影响。计量结果表明，承包地退出意愿对粮食亩均产量有显著的负向作用，愿意有偿退出承包地的农户，其小麦和玉米亩均产量都更低。具体来看，与不愿意退出承包地的农户相比，愿意以承包地换工资性收入方式退出承包地的农户的小麦和玉米亩均产量分别低0.539%和0.763%；与第二类兼业农户相比，承包地退出意愿对第一类兼业农户的粮食亩均产量造成的损害更严重。

上述结论主要有三方面的政策含义。一是除延续当前渐进性、单向度的土地赋权的改革思路，继续推进“三权分置”外，农村土地制度改革还应从城镇化引发的农村人口和土地资源重新配置出发，将土地承包经营权整体退出作为一种政策补充。二是政府工作思路要从鼓励土地经营权流转，加快向引导支持土地承包经营权整体转让转变。由于不愿意退出承包地的农户的粮食亩均产量更高，因此让愿意种地者获得完整的承包经营权，可以促进农业规模化和专业化，提高粮食竞争力。三是完善相关制度设计，为深度兼业农户和进城定居农户有偿退出承包地提供相应的制度安排。既然部分农户有承包地退出意愿，而且这种退出意愿会降低粮食亩均产量，那么，顺应农民意愿、尽快提供承包地退出通道就十分必要。

参考文献

- 1.陈会广、钱忠好，2011：《土地股份合作制中农民土地财产的剩余权与退出权研究》，《中国土地科学》第5期。
- 2.杜文娇、任大鹏，2011：《农村土地承包经营权退出的法理依据分析》，《中国土地科学》第12期。
- 3.高佳、李世平，2014：《农户土地退出意愿对耕地利用效率的影响研究》，《大连理工大学学报（社会科学版）》第1期。
- 4.国务院发展研究中心农村经济研究部，2015：《集体所有制下的产权重构》，北京：中国发展出版社。
- 5.郭熙保，2014：《市民化过程中土地退出问题与制度改革的新思路》，《经济理论与经济管理》第10期。
- 6.郭晓鸣、高杰，2016：《我国农村土地承包经营权退出的基本判断、实践创新与前景展望》，第十二届全国社科

农经协作网络大会入选论文。

- 7.刘同山, 2016:《农业机械化、非农就业与农民的承包地退出意愿》,《中国人口·资源与环境》第6期。
- 8.刘同山、孔祥智, 2016:《参与意愿、实现机制与新型城镇化进程的农地退出》,《改革》第6期。
- 9.倪国华、蔡昉, 2015:《农户究竟需要多大的农地经营规模?——农地经营规模决策图谱研究》,《经济研究》第3期。
- 10.王兆林、杨庆媛、张佰林、臧波, 2011:《户籍制度改革中农户土地退出意愿及其影响因素分析》,《中国农村经济》第11期。
- 11.杨婷、靳小怡, 2015:《资源禀赋、社会保障对农民工土地处置意愿的影响——基于理性选择视角的分析》,《中国农村经济》第4期。
- 12.叶兴庆, 2015:《集体所有制下农用地的产权重构》,《毛泽东邓小平理论研究》第2期。
- 13.张红宇, 2014:《新型城镇化与农地制度改革》,北京:中国工人出版社。
- 14.张学敏, 2013:《离农分化、效用差序与承包地退出——基于豫湘渝886户农户调查的实证分析》,《农业技术经济》第5期。
- 15.Bekar, C. T., and C. G. Reed, 2013, "Land Markets and Inequality: Evidence from Medieval England", *European Review of Economic History*, 17(3): 294-317.
- 16.Cong, R., and D. M. Drukker, 2000, "Sg141-Treatment Effects Model", *Stata Technical Bulletin*, STB-55.
- 17.Dehejia, R. H., and S. Wahba, 2002, "Propensity Score-matching Methods for Nonexperimental Causal Studies", *Review of Economics and Statistics*, 84(1): 151-161.
- 18.Deininger, K., S. Jin, S. Liu and F. Xia, 2015, "Impact of Property Rights Reform to Support China's Rural-Urban Integration: Household-Level Evidence from the Chengdu National Experiment", World Bank Policy Research Working Paper 8, <https://ssrn.com/abstract=2642590>.
- 19.Deininger, K., S. Jin and H. K. Nagarajan, 2009, "Land Reforms, Poverty Reduction, and Economic Growth: Evidence from India", *The Journal of Development Studies*, 45(4): 496-521.
- 20.Greasley, D., and L. Oxley, 2009, "The Pastoral Boom, the Rural Land Market, and Long Swings in New Zealand Economic Growth, 1873-1939", *Economic History Review*, 62(2): 324-349.
- 21.Lorenzetti, L., 2014, "Agricultural Specialization and the Land Market: An Examination of the Dynamics of the Relationship in the Swiss Alps, c.1860-1930", *Continuity and Change*, 29(2): 267-292.

(作者单位: 中国社会科学院农村发展研究所)

(责任编辑: 午言)