

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

刘同山

摘要：本文从城镇化进程中农户乡城迁移和农业转型发展要求农地流转出发，首先构建理论模型分析农地流转不畅对农业生产率的影响，然后利用中国黄淮海农区5省18县（市、区）708户小麦种植户的一手调查数据，在处理内生性和选择偏误的基础上，采用处理效应模型估计了农地流转不畅造成的小麦产量损失，并进行了稳健性检验。研究表明：想流出或流入农地却不能实现，会显著影响农户的小麦产量。从平均处理效应（ATE）看，想减少或扩大经营规模的农户不能流出或流入理想规模的农地，会造成12.16%的小麦亩均产量损失。基于加权最小二乘（WLS）估计的稳健性检验发现，这一结论具有很好的可靠性。为了提高农业生产率，应尽快消除农地流转的各种障碍，推动农村人地资源优化配置。

关键词：农村承包地 流转意愿 粮食产量 多值处理效应模型

中图分类号：F320 **文献标识码：**A

一、引言

中国耕地资源高度紧张。根据世界银行的数据，2015年，中国人均耕地面积只有0.087公顷，在全球190多个国家中排名第129位，虽然高于日本（0.033公顷）、韩国（0.029公顷），但远低于世界平均水平（0.194公顷）。由于中国农村人口数量庞大，农业劳动力人均耕地面积只有0.775公顷，不仅远低于人均耕地较多的欧美国家，还明显低于人均耕地更少的日本（1.743公顷）和韩国（1.029公顷）。另外，农户经营耕地面积小且严重细碎化是中国农业的典型特征。农业农村部的数据显示，至2016年底，在全国2亿多农户中，多达78.6%的农户经营着面积不足10亩的农地^①。因

*本文研究得到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）资助。感谢中国社会科学院农村发展研究所苑鹏研究员、新西兰林肯大学马旺林老师、中国人民大学朱炯博士的指导和帮助，感谢编辑部和评审专家的宝贵建议。当然，文责自负。

^①数据来源：农业部农村经济体制与经营管理司、农业部农村合作经济经营管理总站（编），2017：《中国农村经营管理统计年报（2016）》，北京：中国农业出版社。

当初承包时采取了“按人均分、肥瘦搭配”的方式，一户经营的农地又被分割成多块，加剧了农地的细碎化。随着越来越多的农业人口向非农领域转移，农地流转成为中国农业转型发展的必由之路。

理论上，农地流转是优化人地资源配置、提升农业生产率的重要途径。发达的农地流转市场可以让农村劳动力更好地离开农业并让农地流向效率更高的使用者（Deininger et al., 2013）。尽管农地流转在不同国家的作用有所不同，但一些学者对中国、印度等发展中国家的研究表明，农地流转能显著提高农业生产率（Deininger et al., 2008; Jin and Deininger, 2009; Deininger et al., 2013; 冒佩华等, 2015）。自 2008 年十七届三中全会以来，以租赁为主要形式的农地流转（亦即狭义的农地流转）在中国农民乡城迁移和农业转型发展中发挥了积极作用。但广义的农地流转不仅包括农地使用权租赁，还包括农地产权转让（Otsuka, 2007; Deininger et al., 2008）。考虑到一些投资大、见效慢的现代农业项目可能需要更为稳定、充分且可市场化处置的农地产权，而且中国的法律和政策也允许农户通过有偿退出、转让给本集体成员等方式让渡农地产权，本文采用广义的农地流转概念。然而，由于农村土地制度改革滞后、土地交易市场不健全等因素，很多农户想流转农地却未能实现。笔者 2018 年 1~3 月对黄淮海农区 1026 户农户抽样调查发现：一方面是农地流出难，除 148 户农户（占比 14.42%）已经把全部农地流转出去和 1 户没有承包地之外，在剩余的 877 户农户中，有 378 户、占比多达 43.10% 的农户想把家里正在耕种的一部分农地流转出去，但因“没人要”“租金太低”“达不到连片要求”而未能流出；另一方面是农地流入受阻，有 332 户农户想耕种更多的农地，其中 155 户甚至愿意花钱承接本集体成员转让的农地产权，却因“租不到”“租金太贵”“没人转让”而未能如愿。可见，当前中国存在明显的农地流转不畅现象^①。

中国的城镇化和农业转型仍在继续。在这一过程中，如果农户无法通过农地流转调整经营规模，就不能“人尽其才、地尽其利”。由于农地流转不畅及其他原因，即便是在人地关系高度紧张且适宜大型农机具连片作业的黄淮海平原，近年来农地撂荒现象也开始凸显^②。正如 North and Thomas (1973) 所指出的，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，这种情况通常都会降低农业的总效率。在达到最优规模之前，让想扩大经营规模者获得更多农地，能提高农业生产率（倪国华、蔡昉, 2015; Wang et al., 2017）；如果想减小经营规模却不能流出农地，农户就会惰耕、弃耕（周其仁, 2004; 倪国华、蔡昉, 2015），导致粮食亩均产量损失（刘同山, 2017）。然而遗憾的是，现有研究主要是对农地流转（行为）影响效率的理论分析或事后检验，缺少对流转不畅（意愿）引发效率损失的事前预测。从农户的流出或流入意愿出发，对农地流转不畅造成的效率损失进行规范的预测性研究，是本文的创新之处。

追求粮食亩均产量一直是中国农村土地制度和农业政策的一个核心目标（倪国华、蔡昉, 2015; 刘同山, 2017）。样本地区玉米的生长周期只有 4 个多月，而小麦的生长周期长达 8 个月，因此，

^①本文所指的农地流转不畅，是指一些农户想减小或扩大经营面积却难以流出或流入理想规模的农地。

^②参见中央电视台《焦点访谈》节目《乡土中国农村系列调查：谁来种地？》，<http://tv.cntv.cn/video/C10326/c378efc0993f43998e3c9a280e8abe64>，2017 年 3 月 23 日。

农户是否愿意种地对小麦亩均产量的影响更为突出。为了方便论述且限于篇幅,本文仅以小麦为例,测度农地流转不畅造成的粮食产量损失。本文接下来的结构安排如下:第二部分是理论分析,第三部分是方法、数据和变量,第四部分是实证结果及其分析,最后是结论与政策启示。

二、理论分析

城镇化进程中农户流出或流入农地,是为了实现家庭效用最大化。借鉴 Singh et al. (1986) 的农户模型和蔡基宏 (2005) 的分析思路,结合中国农产品市场比较完善但劳动力市场和土地市场都不完善的实际情况,假定农户通过消费和闲暇来最大化家庭效用 U :

$$\max U(c, l) \quad (1)$$

(1) 式中, c 是消费品数量, l 是闲暇时间。农户可以享用的消费品数量取决于家庭向市场提供劳动所获得的工资收入以及从事农业生产直接获得的农产品数量; 闲暇时间受时间禀赋的约束, 并与劳动时间相关。如果不考虑政府转移支付, 农户的收入主要由农业经营收入、务工(经商)工资收入、农地流转收入构成, 因此, 其消费受到以下约束:

$$P_c c = P_o Q(L, A) + wM + rO = P_f Q(L, A) + wM + r(E^A - A) \quad (2)$$

(2) 式中, P_c 是消费品价格, P_o 是农产品价格, $Q(L, A)$ 是农户的生产函数, 其中, L 是农业生产所用的劳动力, A 是农户耕种的土地面积。随着农户兼业程度的增加和农业社会化服务体系的完善, 大部分农户(尤其是黄淮海平原地区的农户)都将耕、种、收等环节交由社会化服务主体采用农业机械来完成, 生产技术和每亩土地投入的种子、化肥、农机作业费用等生产成本相差不大, 为了简化分析, 本文假定农户只用劳动和土地两种要素进行农业生产。 w 是劳动力工资; M 是农户用于争取工资的时间, 它等于农户拥有的时间禀赋 (E^L) 减去闲暇时间 l 和农业生产时间 N , 即 $M = E^L - l - N$; r 是农地流转收入, 因“土地价格不外是资本化的因而是预期的地租”^①, 故无论是出租收入还是转让收入都可以用 r 来反映; O 是农户流出的农地面积, 由于农地要么流转给他人耕种, 要么自己耕种(包括抛荒), 因此, 流出的农地面积 $O = E^A - A$, 其中, E^A 是农户拥有的土地。令 $P_c = 1$, 其他价格实际上是对消费品的相对价格, 则约束条件变为:

$$c = P_o Q(L, A) + wM + rO = P_f Q(L, A) + wM + r(E^A - A) \quad (3)$$

由效用最大化的一阶条件可得:

$$U_l - U_c P_o Q_L = 0 \quad (4)$$

^①参见马克思, 2004: 《资本论(第三卷)》, 北京: 人民出版社, 第913页。

为了考察农户兼业对农户农业生产劳动投入的影响,本文运用隐函数定理将(4)式对 M 求导,得到:

$$\frac{dL}{dM} = \frac{U_{ll} + P_Q Q_L U_{cc} w - U_{cl} w - P_Q Q_L U_{cl}}{2P_Q Q_L U_{cl} - U_{ll} - P_Q Q_{LL} U_c - P_Q^2 Q_L^2 U_{cc}} \quad (5)$$

根据生产函数和效用函数的性质,有 $Q_L > 0$, $Q_{LL} < 0$, $U_c > 0$, $U_{cl} > 0$, $U_{cc} < 0$, $U_{ll} < 0$, 故有 $dL/dM < 0$ 。可见,如果农地规模不变,兼业程度的增加会让农户向单位面积土地上投入的劳动减少,从而降低单位土地上的农作物产量,损害农业生产率。由此可知,城镇化进程中农户兼业程度不同造成的土地利用效率差异,为农地流转提供了一种内生动力。

更进一步地,为了考察经营土地面积对劳动投入的影响,运用隐函数定理将(4)式对 A 求导,得到:

$$\frac{dL}{dA} = \frac{(P_Q Q_A - r)U_{cl} - P_Q Q_L (P_Q Q_A - r)U_{cc}}{2P_Q Q_L U_{cl} - U_{ll} - P_Q Q_{LL} U_c - P_Q^2 Q_L^2 U_{cc}} \quad (6)$$

那么,在理性决策下,对于想流入农地的农户,必有土地的边际收益大于地租,即 $P_Q Q_A - r > 0$,从而有 $dL/dA > 0$,也就是说,流入农地的农户会随着经营土地面积的扩大而增加劳动投入;对于土地的边际收益小于地租因而想把一部分农地流出的农户而言,有 $P_Q Q_A - r < 0$ 从而 $dL/dA < 0$,进而 $dL/dA < L/A$,于是有:

$$\frac{d(\frac{L}{A})}{dA} = \frac{A \frac{dL}{dA} - L}{A^2} < 0 \quad (7)$$

考虑到 $dL/dA = dL/dE^A$,因此,对于想流出农地的农户来讲,经营土地面积(A)或占有土地面积(E^A)越大,其向单位土地上投入的劳动越少。如果想通过流转减少农地经营规模却未能流出,农户就会减少单位土地上的劳动投入而懒散经营,造成单位土地上农作物产量减少,损害农业生产率。显然,上述结论与农户的生产函数 $Q(L, A)$ 是规模报酬不变还是递增或递减无关。

总之,城镇化进程中农地要随着人口迁移而流动,以实现土地和劳动力的优化配置。农地流转不畅会损害单位面积土地上的粮食产量和农业生产率。

三、方法、数据与变量

(一) 计量方法

理论分析表明,在农地流转市场不完善时,单位土地上的粮食产量不仅受农户兼业程度的影响,还受其农地流出或流入意愿的影响。故可以借鉴Maddala(1983)提出的处理效应模型,把粮食产量方程设定为:

$$Y_i = X_i\beta + D_i\gamma + \varepsilon_i \quad (8)$$

(8) 式中, Y_i 是以小麦亩均产量反映的单位土地上的粮食产量, X_i 是影响小麦亩均产量的兼业程度、土地禀赋等变量, D_i 是农户是否想要流出或流入农地的处理变量, β 和 γ 是待估计系数向量, ε_i 是随机误差项。

如果 D_i 是外生的, 则可以直接通过对 (8) 式进行普通最小二乘法 (OLS) 回归, 考察农户的农地流出或流入意愿对小麦亩均产量的影响。然而, 作为一种行为选择, 农户是否想流出或流入农地是一个潜变量 (D_i^*), 由其兼业程度、土地禀赋等多个因素决定, 而不是随机选择的。亦即有:

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

$$D_i = \begin{cases} 1, & \text{如果 } D_i^* > 0 \\ 0, & \text{如果 } D_i^* \leq 0 \end{cases} \quad (9)$$

也就是说, 是否想流出或流入农地, 是农户自我选择 (self-selection) 的结果。而且, (9) 式中误差项 μ_i 包含的不可观测信息和 (8) 式中误差项 ε_i 包含的不可观测信息可能同时影响农户的农地流转意愿和小麦亩均产量, 导致两个误差项有相关性, 即 $\rho_{\mu\varepsilon} = \text{corr}(\mu_i, \varepsilon_i)$ 。在 $\rho_{\mu\varepsilon} \neq 0$ 的情况下使用 OLS 估计 (8) 式, 所得到的估计系数是有偏误的 (Ma and Abdulai, 2017)。

为了更准确地分析农户的农地流出和流入意愿对小麦亩均产量的影响, 需要选择能够克服选择性偏差的处理效应模型 (treatment effect model, TEM) 进行估计。值得一提的是, TEM 可以同时控制由可观测因素和不可观测因素导致的选择性偏差问题。

TEM 由两阶段组成。第一阶段是农地流转选择方程, 即 (9) 式, 考察哪些因素影响农户的农地流转意愿; 第二阶段是粮食产量方程, 即 (8) 式, 测度农户的农地流转意愿、兼业程度及其它变量对小麦亩均产量的影响。在构建 TEM 时, 为了模型可识别, 农地流转选择方程至少需要一个有效的工具变量。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 $\rho_{\mu\varepsilon} > 0$ 且显著, 表明存在正向的选择性偏差, 此时 OLS 估计结果将会高估农地流出意愿对小麦亩均产量的影响; 如果 $\rho_{\mu\varepsilon} < 0$ 且显著, 表明存在负向的选择性偏差, 此时 OLS 估计结果将会高估农地流入意愿对小麦亩均产量的影响。

TEM 估计结果直接反映了流转意愿对农户小麦亩均产量的边际效应, 即农地流转意愿从 0 变为 1 时小麦亩均产量的变化情况。要分析农地流转意愿对农户小麦亩均产量的整体影响, 需要在 TEM 估计的基础上, 计算农地流出或流入意愿对小麦亩均产量的平均处理效应 (ATE)。ATE 可由如下方程计算:

$$ATE = E(Y_i | D_i = 1) - E(Y_i | D_i = 0) \quad (10)$$

(10) 式中, $E(Y_i | D_i = 1)$ 表示农户愿意流转农地时的小麦亩均产量; $E(Y_i | D_i = 0)$ 表示农

户没有农地流转意愿时的小麦亩均产量。根据(10)式计算得到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,可以从整体样本的角度,考察农地流转意愿对农户小麦亩均产量的影响。

此外,农户是否想流出或流入农地,还是既不想流出也不想流入农地,实际上是一个三元选择。不过,为了更直观地分析农地流转意愿对粮食产量的影响,本文首先借鉴Maddala(1983)的思路,将三元选择分为两个二元选择问题,采用TEM分别考察想流出农地和想流入农地对小麦亩均产量的影响,然后采用多值处理效应模型(multivalued treatment effect model, MTEM),整体估计农地流转不畅造成的小麦亩均产量损失。

(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月在黄淮海农区进行的农户调查。黄淮海农区是中国九大农区之一,包括江苏、安徽北部,河南、河北大部分和山东、天津、北京全部,其主要耕作制度是小麦—玉米轮作,一般在5月底收获小麦,10月初收获玉米。黄淮海地区是全国小麦主产区,小麦产量占全国小麦总产量的一半以上。

考虑到年轻农民平时进城务工而很少在村,为减少抽样偏差,课题组特意于春节前后年轻农民返乡期间,在黄淮海农区进行了农户问卷调查。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个进行调整以平衡样本的空间分布,最终在山东、河南、河北各抽取了5个县(市、区),在安徽、江苏各抽取了2个县(市),在天津抽取了1个区。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、每个村随机抽取10~20户农户。为了得到农户层面的信息,调查问卷由接受过培训的10位调查员入户与户主或家里的主事人一对一访谈完成,并鼓励其他家庭成员就某些问题进行补充和参与讨论。除课题组成员外,调查员主要是中国农业大学经济管理学院、人文与发展学院的博士生、硕士生。本次调查共得到1026个农户样本。为了更准确地考察农地流转不畅对粮食产量的影响,本文借鉴Deininger et al.(2013)的做法,在总样本中删除了86个既想流出又想流入农地的样本,最终得到940个样本农户。

由于一些农户已经将全部农地出租出去,也有一些农户未种植小麦,最终2017年收获小麦的样本农户为708个,分布在除天津市之外的5个省份的18个县(市、区)^①。在这些样本农户中,有42户农户在收获小麦后把承包地全部流转出去,故只有666户农户回答了“是否想流出一部分承包地”这一问题,其中,想流出农地的农户250户(占比37.54%);708户农户都回答了“是否想流入一些农地”,其中,想流入农地的农户206户(占比29.10%);既不想流出也不想流入农地的农户252户。下文将利用这些数据进行分析。

(三) 变量说明及其统计特征

本文的被解释变量是农户的小麦亩均产量,关键解释变量是农户的农地流转意愿。为了分析农

^①因河北迁西是山区,一年种植一季且以板栗种植为主,没有农户种植小麦,故该县的农户样本被剔除。

地流转不畅对小麦亩均产量的影响，本文把农地流转意愿具体分为想流出、既不想流出也不想流入、想流入三类。除农地流转意愿外，小麦亩均产量还受到其他多种因素影响。结合理论分析，借鉴 Deininger et al. (2013) 和倪国华、蔡昉 (2015) 等文献的做法，本文不仅关注了农户兼业程度（以家庭农业收入比例来反映）对小麦亩均产量的影响，还将户主或家里主事人的个人特征、家庭状况、土地禀赋及地权稳定性等作为控制变量。此外，鉴于当前黄淮海平原农业生产机械化程度很高，耕、种、收环节农机作业质量的好坏可能对小麦亩均产量造成影响，而农机作业质量不易直接测度，因此，本文把农户对农机作业质量是否满意作为一个控制变量。

表1对各变量进行了定义和汇总统计。农户是否想流出农地或流入农地，是一个虚拟变量，可以将想流出或流入农地赋值为1，不想流出或流入农地赋值为0。由表1可知，受访者的平均年龄为54.44岁，家庭农业收入比例为24.10%。可见，大部分样本农户的家庭收入主要来自非农领域，兼业程度很高。地块平均面积为2.88亩，表明农地细碎化问题依然存在，而这可能会对粮食产量造成影响（Rahman and Rahman, 2009; Kompas et al., 2012）。此外，受访者的平均受教育年限为6.69年，近5年有外出务工经历的比例为29.90%。

表1 变量定义与描述性统计

变量	变量说明	均值	标准差
小麦亩均产量	受访者报告的2017年自家小麦亩均产量（公斤）	425.194	121.317
性别	受访者的性别：男=1；女=0	0.692	0.462
年龄	受访者报告的年龄（岁）	54.438	11.001
受教育年限	受访者报告的受教育年限（年）	6.689	5.025
健康状况	受访者自评的健康状况：很健康=1；比较健康=2；一般=3；比较差=4；很差=5	2.049	1.084
近5年是否曾外出务工	受访者近5年是否曾外出务工：是=1；否=0	0.299	0.458
家庭农业收入比例	农业经营收入占家庭总收入的比例	0.241	0.400
家庭劳动力比例	劳动力（16~65岁）占家庭总人数的比例	0.681	0.246
农机作业质量是否满意	满意=1；不满意或说不上满意=0	0.407	0.492
地权稳定性	二轮承包以来承包地是否重新分过：是=1；否=0	0.222	0.416
地块平均面积	经营农地总面积除以地块数（亩/块）	2.883	4.205
省份	江苏=1；山东=2；河南=3；河北=4；安徽=5	2.891	1.120
是否想流出农地	受访者对是否想少种一部分承包地的回答：是=1；否=0	0.375	0.485
是否想流入农地	受访者对自家是否想多种一些农地的回答：是=1；否=0	0.291	0.455
乡镇农地流转市场是否发达	乡镇农地流转面积是否达到经营面积的50%：是=1；否=0	0.153	0.360
家庭人地关系	农户二轮承包时的土地面积除以当前家庭规模（亩/人）	1.534	1.282

注：有42户农户已经把承包地全部流出，不适合回答“是否想流出农地”这一问题，另有2户农户没有报告地块数。因此，是否想流出农地和地块平均面积两个变量的样本分别为666户和706户。其他变量样本皆为708户。

想流出、想流入与既不想流出也不想流入农地的三类农户的各变量均值差异如表2所示。具体来看：①与想流出农地的农户相比，想流入农地、扩大经营规模的农户的小麦亩均产量显著更高，

户主或家里主事人的年龄更小、健康状况更好，而且家庭劳动力比例更高、地块平均面积更大；②与想流出农地的农户相比，既不想流出也不想流入农地的农户的小麦亩均产量更高，户主或家里主事人为女性的比例更高、健康状况更好，且地块平均面积更大；③与既不想流出也不想流入农地的农户相比，想流入农地、扩大经营规模的农户的小麦亩均产量差异不显著，但户主或家里主事人的年龄明显更小。在其他方面（工具变量除外），三类农户没有显著差别。

表 2 不同农地流转意愿农户的各变量均值差异

变量	想流入	既不想流出也不想流入	想流入
	vs 想流出	vs 想流出	vs 既不想流出也不想流入
小麦亩均产量	52.530*** (11.106)	35.583*** (11.276)	16.947 (10.629)
性别	-0.036 (0.042)	-0.105** (0.041)	0.069 (0.044)
年龄	-4.675*** (0.986)	-1.455 (1.011)	-3.220*** (1.003)
受教育年限	0.090 (0.442)	-0.025 (0.419)	0.115 (0.533)
健康状况	-0.153* (0.102)	-0.208** (0.098)	0.054 (0.100)
近 5 年是否曾外出务工	-0.022 (0.044)	-0.062 (0.041)	0.040 (0.042)
家庭农业收入比例	-0.010 (0.043)	0.031 (0.025)	-0.041 (0.042)
家庭劳动力比例	0.050** (0.023)	0.033 (0.023)	0.017 (0.022)
农机作业质量是否满意	0.026 (0.046)	0.009 (0.044)	0.018 (0.046)
地权稳定性	-0.055 (0.039)	-0.018 (0.039)	-0.037 (0.038)
地块平均面积	0.734** (0.364)	0.589* (0.344)	0.145 (0.455)
乡镇农地流转市场是否发达	0.081** (0.033)	0.059* (0.031)	0.023 (0.036)
家庭人地关系	-0.212* (0.109)	0.080 (0.123)	-0.292** (0.120)

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。略去省份变量。

四、实证结果及其分析

（一）TEM 适用性检验

进行 TEM 估计，需要为农户是否愿意流出或流入农地找到合适的工具变量以解决内生性问题。一个有效的工具变量必须满足两个条件：一是与内生解释变量（农地流转意愿）相关；二是与其他解释变量及无法观测的因素不相关（伍德里奇，2010），即满足外生性要求。农户是否想流出农地受到当地农地流转市场发育情况的影响。但是，一个地区的农地流转市场发育情况，可能不会对单个农户的粮食亩均产量产生影响，而且在“拉平效应”（姚洋，2000；Hsieh and Klenow，2009）的作用下，已经流出或流入农地的农户可能都获得了理想的经营规模因而其小麦亩均产量并没有明显差距。因此，本文把农户所在乡镇农地流转市场是否发达作为农户农地流出意愿的工具变量。另外，由于人口分化是农户调整经营规模的重要原因（恰亚诺夫，1996），本文以家庭二轮承包的土地面积除以当前的家庭人口数量（命名为家庭人地关系变量），作为农户是否想流入农地的工具变量。显然，对单个农户的农地流出或流入意愿而言，两个工具变量具有较强的外生性。

分别将农户的农地流出意愿、流入意愿以及小麦亩均产量对两个工具变量回归，发现工具变量对农户的农地流出或流入意愿影响显著，而对小麦亩均产量影响不显著。Kleibergen-Paap rk LM 统计值表明模型可识别。2SLS 估计发现，最小特征值统计量接近 10，F 统计量在给定水平上显著，而且对弱工具变量更不敏感的 LIML 估计结果与 2SLS 非常接近，从侧面印证了不存在弱工具变量问题。因此可以认为，两个工具变量都是有效的工具变量。

借助 Stata15 软件，对数据进行 TEM 估计，得到表 3 所示的估计结果。Wald 检验在 5%的水平上拒绝了农户的农地流出或流入选择方程和小麦亩均产量方程相互独立的原假设。对于想流出农地的农户， ρ 为正数且通过了显著性检验，说明存在正向的选择性偏差，即小麦亩均产量低于平均水平的农户更愿意流出农地；对于想流入农地的农户， ρ 为负数且通过了显著性检验，说明存在负向的选择性偏差，即小麦亩均产量高于平均水平的农户更愿意流入农地、扩大经营规模。另外，多重共线性检验发现，各解释变量的条件数为 24.74，小于 30 这一理想值，表明变量之间不存在多重共线性。总之，上述检验表明，对样本数据进行 TEM 分析是合适的。

（二）计量结果及其讨论

表 3 给出了分别对想流出与想流入农地的样本农户数据进行 TEM 估计的结果。流入农地但经营亏损的农户，一般在短期内不会想流入更多的农地。为了消除偏差，对想流入农地的样本数据估计时，剔除了受访人报告自家 2017 年种地“赔钱”的 3 个样本和有缺失数值的 2 个样本。结果表明，控制户主或家里主事人的个体特征、家庭特征、土地禀赋、农机作业质量情况及地区变量后，与不想流出农地的农户相比，想流出农地的农户，其小麦亩均产量明显更低；与不想流入农地的农户相比，想流入农地的农户，其小麦亩均产量明显更高。上述结果在 1%的水平上显著。这一结论与理论分析的结果一致：如果农户想流出农地却没能流出，会对其小麦亩均产量造成显著的负向作用；如果农户想流入农地却没能流入，会使生产效率更高的农户无法扩大土地经营规模进而造成粮食产量损失。另外，对于想流入农地的农户，家庭农业收入对小麦亩均产量有正向影响，或者说农户兼业程度对小麦亩均产量有负向影响，且在 1%的水平上显著。理论分析已经表明，在农地规模保持不变时，兼业程度增加会导致农户向单位土地上投入的劳动减少，也就是更加粗放地经营或称惰耕（倪国华、蔡昉，2015），从而降低小麦亩均产量。

表 3 农地流转意愿对小麦亩均产量的影响：TEM 估计结果

	想流出农地		想流入农地	
	流出选择方程	小麦产量方程	流入选择方程	小麦产量方程
性别	-0.070 (0.123)	15.792 (12.877)	-0.209* (0.123)	4.272 (11.706)
年龄	0.016*** (0.006)	0.595 (0.628)	-0.023*** (0.005)	0.704 (0.560)
受教育年限	0.013 (0.010)	1.657** (0.834)	-0.010 (0.013)	1.478** (0.635)
健康状况	0.072 (0.051)	-1.123 (5.163)	0.018 (0.050)	-8.796** (4.137)
近5年是否曾外出务工	0.321*** (0.124)	13.505 (14.239)	-0.185 (0.127)	7.316 (10.997)
家庭农业收入比例	-0.119 (0.091)	30.024 (21.618)	0.634*** (0.214)	86.887*** (17.931)
家庭劳动力比例	-0.198 (0.214)	-19.857 (22.839)	0.489** (0.226)	-3.424 (18.636)

农地流转不畅对粮食产量有何影响？

农机作业质量是否满意	-0.004 (0.104)	9.415 (10.327)	0.016 (0.106)	5.118 (9.012)
地权稳定性	0.212 (0.133)	-13.976 (13.623)	0.115 (0.136)	-19.773* (11.473)
地块平均面积	-0.017 (0.016)	-1.060 (1.199)	0.010 (0.014)	-1.986* (1.184)
省份 (参照组: 江苏)				
山东	0.078 (0.197)	30.220 (18.743)	-0.009 (0.202)	34.716** (16.072)
河南	0.039 (0.196)	54.143*** (16.955)	0.049 (0.202)	59.293*** (15.198)
河北	0.087 (0.196)	-24.189 (19.043)	0.150 (0.208)	-25.461 (18.047)
安徽	0.302 (0.241)	25.032 (22.706)	-0.302 (0.255)	14.466 (18.964)
是否想流出农地	—	-167.083*** (51.742)	—	—
是否想流入农地	—	—	—	113.846*** (35.459)
乡镇农地流转市场是否发达	0.287** (0.124)	—	—	—
家庭人地关系	—	—	-0.231*** (0.056)	—
常数项	-1.428** (0.499)	416.566*** (42.705)	0.443 (0.421)	322.771*** (42.595)
残差相关系数 (ρ)	0.605**		-0.416**	
残差协方差 (σ)	130.690***		118.783***	
方程相互独立的Wald检验	5.480**		5.950**	
对数伪似然值	-4517.132		-4720.754	
样本数	664		703	

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。

基于 TEM 估计, 可以分别考察农地流出和流入意愿对小麦亩均产量的平均处理效应 (ATE), 分别预测出想流出农地与不想流出农地的农户的小麦亩均产量差别, 以及想流入农地与不想流入农地的农户的小麦亩均产量差别, 进而大致估计农地流转不畅造成的小麦产量损失。表 4 所示的 ATE 估计结果表明, 与不想流出农地的农户相比, 想流出农地减少经营规模的农户的预期小麦亩均产量低 36.88 公斤; 与不想流入农地的农户相比, 想流入农地扩大经营规模的农户的预期小麦亩均产量高 29.03 公斤。想要减少经营规模的农户不能让渡一部分农地, 想要扩大经营规模的农户不能获得更多农地, 合计造成了 15.62% 的小麦产量损失。

表 4 农地流转意愿对小麦亩均产量的平均处理效应: TEM 分别估计

	想流出农地		想流入农地		ATE	t 值	变化 (%)
	是	否	是	否			
小麦亩均产量	395.247	432.124	—	—	-36.877***	-1.9E+02	-8.534
	—	—	438.451	409.426	29.025***	92.452	7.089

注: ***表示估计结果在 0.01 的水平上显著。变化 (%) = ATE/农地流出或流入意愿为“否”的农户的小麦亩均产量 $\times 100\%$ 。

但是, 将三元选择问题分为两个二元选择问题分别研究后再对 ATE 加总, 会造成估计偏差 (Heckman, 2010)。要得到更为精确的农地流转不畅造成的粮食产量损失, 需要采用 MTEM 整体估计农地流转意愿对小麦亩均产量影响的平均处理效应。表 5 所示的 ATE 整体估计结果表明, 与想

流出农地的农户的潜在小麦亩均产量（399.03 公斤）相比，既不想流出也不想流入农地的农户的潜在小麦亩均产量较高，为 432.99 公斤，想流入农地的农户的潜在小麦亩均产量最高，为 454.29 公斤。从变化百分比看，与既不想流出也不想流入农地和想流入农地的农户相比，想流出农地的农户的潜在小麦亩均产量分别低 8.51%和 12.16%。可见，如果农户想减小或扩大经营规模，却难以通过流出或流入获得理想规模的农地，以小麦为例，预期会造成 12.16%的产量损失。这一比例明显低于分别估计后再加总的结果（15.62%）。可见，若不对 ATE 进行整体估计，会高估农地流转不畅造成的粮食产量损失。

表 5 农地流转意愿对小麦亩均产量的平均处理效应：MTEM 整体估计

农地流转意愿	潜在小麦亩均产量	ATE	z 值	变化 (%)
想流出	399.031***	—	—	—
既不想流出也不想流入	432.986***	33.955***	3.070	8.509
想流入	454.286***	55.255***	5.080	12.163

注：***表示估计结果在 0.01 的水平上显著。变化 (%) = ATE/想流出农地的农户的潜在小麦亩均产量 × 100%。

（三）稳健性检验

为了确认上述估计结果的可靠性，本文采用加权最小二乘（WLS）和普通最小二乘（OLS）法对剔除“赔钱”样本后的小麦种植户数据进行稳健性检验。因怀特检验和 BP 检验发现数据存在异方差性，所以，采用 WLS 进行估计更为合理。考虑到一部分农户不想参与农地流转，可能是因为他们已经通过流出或流入获得了理想规模的农地。因此，本文进一步把既不想流出也不想流入农地的农户分为不曾流出或流入农地的“未流转”农户和已经流出或流入农地的“已流转”农户两类（农地流转意愿成为四分类）。在回归时，对小麦亩均产量取自然对数，以方便与 ATE 结果进行比较。

表 6 所示的结果表明，无论是 WLS 回归还是 OLS 回归，农地流转意愿都会显著影响农户的小麦亩均产量，而且 WLS 可以解释 17.3%的小麦亩均产量损失，比 OLS 拟合得更好。在给定的显著性水平上，农地流转意愿三分时，与想流出农地的农户相比，既不想流出也不想流入农地的农户和想流入农地的农户的小麦亩均产量分别高 6.4%和 10.0%；农地流转意愿四分时，与想流出农地的农户相比，想流入农地的农户的小麦亩均产量高 10.2%。这一结果表明农地流转不畅确实会影响粮食亩均产量，尽管数值上稍低于 ATE 测算结果。而且，与想流出农地的农户相比，既不想流出也不想流入农地且未流出或流入农地的农户的小麦亩均产量高 5.9%，而不想流出或流入农地但已流出或流入农地的农户的小麦亩均产量高 8.6%，比前者高出 2.7 个百分点。这一结果不仅表明让农户获得理想规模的土地，能够提高单位土地上粮食产量，还意味着农地流转是拉平各种资源边际产出的过程（姚洋，2000；Hsieh and Klenow，2009）。此外，在控制其他变量后，无论是否已经流出或流入了农地，只要农户想流入农地，与不想流入农地的农户相比，其小麦亩均产量都显著更高。

表 6 稳健性检验：流转意愿对农户小麦亩均产量影响的再考察

	OLS 回归	WLS 回归	
	三分	三分	四分

农地流转不畅对粮食产量有何影响？

性别	0.050 (0.033)	0.035 (0.024)	0.041* (0.024)
年龄	0.000 (0.001)	0.002* (0.001)	0.002 (0.001)
受教育年限	0.003 (0.003)	0.003*** (0.001)	0.003*** (0.001)
健康状况	-0.016 (0.014)	-0.011 (0.008)	-0.011 (0.008)
近5年是否曾外出务工	0.003 (0.033)	0.032 (0.021)	0.029 (0.021)
家庭农业收入比例	0.294*** (0.056)	0.110*** (0.025)	0.110*** (0.026)
家庭劳动力比例	-0.029 (0.059)	-0.015 (0.031)	-0.016 (0.031)
农机作业质量是否满意	0.021 (0.029)	0.008 (0.018)	0.005 (0.018)
地权稳定性	-0.072** (0.036)	-0.047** (0.022)	0.045** (0.022)
地块平均面积	-0.011*** (0.004)	-0.003 (0.003)	-0.003 (0.003)
省份 (参照组: 江苏)			
山东	0.046 (0.054)	0.094*** (0.034)	0.092*** (0.035)
河南	0.177*** (0.054)	0.160*** (0.030)	0.153*** (0.031)
河北	-0.126** (0.056)	-0.055 (0.055)	-0.061 (0.054)
安徽	0.024 (0.068)	0.007 (0.040)	0.005 (0.040)
流转意愿 (参照组: 想流出)			
既不想流出也不想流入	0.108*** (0.033)	0.064*** (0.023)	—
且未流转	—	—	0.059** (0.025)
但已流转	—	—	0.086*** (0.029)
想流入	0.160*** (0.036)	0.100*** (0.023)	0.102*** (0.023)
常数项	5.838*** (0.116)	5.771*** (0.084)	5.775*** (0.084)
F统计值	7.820***	8.980***	8.420***
R ²	0.154	0.173	0.173
调整R ²	0.135	0.154	0.152
样本数	703	703	703

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

五、结论与政策启示

本文在理论分析农地流转不畅会导致农户粗放经营进而造成粮食产量损失的基础上, 利用中国黄淮海农区 5 省 18 个县(市、区) 708 户农户调查数据, 采用可以消除内生性并能够估计农地流转意愿边际效应和平均处理效应 (ATE) 的处理效应模型, 以小麦为例, 实证研究了农地流转不畅造成的粮食产量损失。结果表明, 农地流转意愿对小麦亩均产量有显著影响, 想流出农地的农户的小麦亩均产量显著更低, 而想流入农地的农户的小麦亩均产量显著更高。由于农地流转不畅, 想减小经营规模的农户不能让渡一部分农地, 想扩大经营规模的农户不能获得更多农地, 合计造成了 12.16% 的小麦产量损失。基于 WLS 回归的稳健性检验发现, 与想流出农地的农户相比, 既不想流出也不想流入或想流入农地的农户的小麦亩均产量显著更高。农地流转不畅会造成粮食产量损失的结论是稳定可靠的。

上述结论主要有三方面的政策含义。一是深化农村集体产权制度尤其是土地制度改革,赋予农民更多土地财产权利,消除农地流转的体制机制障碍,建立健全农村产权交易市场,切实提高农地的流动性。二是在更大范围内开展进城落户农民自愿有偿转让土地承包经营权改革,创新农地变资产、变资金的制度安排,让想少种地的农户以各种方式减少土地经营规模,引导不想种地的深度兼业农户和离农农户“退地、进城”。三是加快土地整治、农田水利建设,推进农业补贴制度和农村金融保险制度改革,为想种地、会种地的农户经营更多土地、发展现代农业、成长为新型职业农民提供基础设施支撑和财政金融支持。

参考文献

- 1.蔡基宏,2005:《关于农地规模与兼业程度对土地产出率影响争议的一个解答——基于农户模型的讨论》,《数量经济技术经济研究》第3期。
- 2.刘同山,2017:《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》,《中国农村经济》第1期。
- 3.冒佩华、徐骥、贺小丹、周亚虹,2015:《农地经营权流转与农民劳动生产率提高:理论与实证》,《经济研究》第11期。
- 4.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。
- 5.恰亚诺夫,1996:《农民经济组织》,萧正洪译,北京:中央编译出版社。
- 6.伍德里奇,2010:《计量经济学导论》,费剑平译,北京:中国人民大学出版社。
- 7.姚洋,2000:《中国农地制度:一个分析框架》,《中国社会科学》第3期。
- 8.周其仁,2004:《产权与制度变迁:中国的改革经验(修订版)》,北京:北京大学出版社。
- 9.Deininger, K., D. A. Ali and T. Alemu, 2013, “Productivity Effects of Land Rental Market Operation in Ethiopia: Evidence from a Matched Tenant-landlord Sample”, *Applied Economics*, 45(25): 3531-3551.
- 10.Deininger, K., S. Jin and H. K. Nagarajan, 2008, “Efficiency and Equity Impacts of Rural Land Rental Restrictions: Evidence from India”, *European Economic Review*, 52 (5): 892-918.
- 11.Heckman, J. J., 2010, “Selection Bias and Self-Selection”, in Durlauf S. N., and L. E. Blume (eds.): *Microeconomics*, London: Palgrave Macmillan, pp. 103-118.
- 12.Hsieh, C. T., and P. J. Klenow, 2009, “Misallocation and Manufacturing TFP in China and India”. *The Quarterly Journal of Economics*, 124(4): 1403-1448.
- 13.Jin, S., and K. Deininger, 2009, “Land Rental Markets in the Process of Rural Structural Transformation: Productivity and Equity Impacts from China”, *Journal of Comparative Economics*, 37 (4): 629-646.
- 14.Kompas, T., T. N. Che, H. T. M. Minh and H. Q. Nguyen, 2012, “Productivity, Net Returns, and Efficiency: Land and Market Reform in Vietnamese Rice Production”, *Land Economics*, 88(3): 478-495.
- 15.Ma, W., and A. Abdulai, 2017, “The Economic Impacts of Agricultural Cooperatives on Smallholder Farmers in Rural

China”, *Agribusiness*, 33 (1): 537-551.

16.Maddala, G. S., 1983, *Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*. Cambridge: Cambridge University Press.

17.North, D. C., and R. P. Thomas, 1973, *The Rise of the Western World: A New Economic History*, Cambridge: Cambridge University Press.

18.Otsuka, K., 2007, “Efficiency and Equity Effects of Land Markets”, in Evenson, R., and P. Pingali (eds.), *Handbook of Agricultural Economics*, 3(1): 2671-2703.

19.Rahman, S., and M. Rahman, 2009, “Impact of Land Fragmentation and Resource Ownership on Productivity and Efficiency: The Case of Rice Producers in Bangladesh”, *Land Use Policy*, 26 (1) :95-103.

20.Singh, I., L. Squire and J. Strauss, 1986, *Agricultural Household Models: Extensions Applications, and Policy*, Baltimore: The Johns Hopkins University Press.

21.Wang, Y., L. Xin, X. Li and J. Yan, 2017, “Impact of Land Use Rights Transfer on Household Labor Productivity: A Study Applying Propensity Score Matching in Chongqing, China”, *Sustainability*, 9(1):4-22.

(作者单位: 南京林业大学经济管理学院)

(责任编辑: 陈静怡)

The Impact of Inadequate Farmland Transfer on Grain Yield: Evidence from Wheat Production in Huang-huai-hai District in China

Liu Tongshan

Abstract: This article starts with the transfer of farmland demanded by the rural-to-urban migration of farmer households and the transformation of agriculture in the process of urbanization. Thereupon a theoretical model is established to analyze the impact of land circulations under inadequate open access on agricultural productivity. In considering the problem of endogeneity and selection bias, the study estimates the loss of wheat per mu yield caused by inadequate land transfer. It uses survey data collected from 708 wheat growers in 18 counties (cities, districts) from 5 provinces in Huang-huai-hai district in China. The empirical results pass the robustness test. The results show that a failure in farmers’ willingness to flow out or flow in their farmland can have a significant influence on grain yield. Average treatment effect (ATE) shows that farmers’ failure in circulating the volume of farmland according to their expectations can result in a loss of 12.16% per mu yield of wheat. This conclusion is at high confidence level through the robustness test of the weighted least squares (WLS) estimators. In order to improve agricultural productivity, it is necessary to encourage the transfer of farmland, eliminate various obstacles and allocate human and land resources in rural areas in an optimal way.

Key Words: Rural Contracted Land; Willingness to Transfer; Grain Yield; Multivalued Treatment Effect Model