

农户土地流转是有效率的吗？*

——以山西为例

陈海磊 史清华 顾海英

内容提要：本文基于全国农村固定观察点 2004~2010 年山西农户调查数据，用亩均产出和全要素生产率来衡量农户的农业生产效率，用农户土地净转入作为因变量来衡量土地流转效率。研究结果表明：首先，农户的农业生产效率对其生产规模有显著的负向影响，说明农户土地资源配置不当；其次，农户的农业生产效率对其土地净转入规模有显著的正向影响，生产效率较高的农户更倾向于转入土地，且农户土地流转对其长期生产效率更为敏感，说明土地是从低效率的农户转到高效率的农户，土地流转是有效率的。

关键词：农业生产效率 土地经营规模 土地流转效率

一、引言

土地资源配置对一国经济发展有着深远的影响。1982 年 1 月 1 日，中共中央批转的《全国农村工作会议纪要》指出：“农村实行的各种责任制，包括包产到户、到组，包干到户、到组等等，都是社会主义集体经济的生产责任制。”这一新中国历史上首个关于农村工作的“一号文件”的出台，标志着农民搞活土地与劳动要素的行为被中央认可，并被正式定义为“家庭联产承包责任制”。家庭联产承包责任制的实施对改革开放初期中国的经济增长起到了决定性的作用（Lin, 1992; McMillan et al., 1989）。但是，这一农村经营体制忽略了农户在农业生产上存在的异质性，造成了农户经营土地面积狭小，地块零碎和分散。全国农村固定观察点调查数据显示，1995 年，样本户户均经营耕地规模为 0.52 公顷；2010 年，户均经营耕地规模仅为 0.46 公顷。按照 World Bank（2003）关于 2 公顷为小规模经营的定义标准，毋庸置疑，中国农业本质上以小规模经营为主。

事实上，平均分配土地所造成的土地经营规模过小的问题很早就引起了学者们和政府的重视。自 20 世纪 80 年代末期以来，为了克服家庭分散经营引发的农业生产效率低下的问题，全国各地自发地开展了一系列农地流转的创新实践，出台了相应的法律法规和政策对其进行规范和指导。例如，1984 年中央“一号文件”、1995 年农业部《关于稳定和完善土地承包关系的意见》、2001 年中共中央《关于做好农户承包地使用权流转工作的通知》、2003 年开始施行的《中华人民共和国土地承包法》、2008 年党的十七届三中全会通过的《中共中央关于推进农村改革发展若干重大问题的决定》、

*本文研究得到国家自然科学基金项目“中国农村金融市场失灵的内在根源及福利影响研究”（项目编号：71273171）、“气候变化背景下低碳农林业发展战略及政策研究：基于作用、潜力和成本效益的分析”（项目编号：71333010）、教育部人文社会科学研究项目“新型城镇化背景下土地流转对粮食安全的影响研究”（项目编号：14YJC790034）和上海市哲学社会科学研究规划课题“制度变迁、农业增长与未来农业政策取向：基于 2000~2012 年的实证分析”（项目编号：2013BJB008）的资助。感谢全国农村固定观察点办公室给予的大力支持。

2013 年中央“一号文件”、2014 年中央“一号文件”。这些文件和法律法规均在不同程度上鼓励农户流转土地，但是，有一个问题必须面对：农户土地流转效率究竟如何？

从现有研究看，理论研究对此给予了肯定回答（例如贺振华，2006）。理论界之所以认为土地流转是有效率的，很大程度上是由于土地流转能够解决家庭承包所造成的土地规模较小、耕地细碎化等问题。张丁、万蕾（2007）认为，农村土地承包经营权在农户之间流转是解决当前中国农村土地利用细碎化及撂荒问题的一条有效途径，它促进了农业结构调整和农民增收。农村土地承包经营权流转能够促进农村土地资源在土地经营者之间合理流动，优化土地资源配置，加快农村土地经营规模化和集约化进程，从而为农业现代化奠定坚实的基础（北京天则经济研究所“中国土地问题”课题组，2010）。农村土地承包经营权流转也使土地资源和劳动力资源得到重新配置，增进土地供给者和土地需求者的福利（曹建华等，2007）。薛凤蕊等（2011）运用双重差分（difference in differences, DID）模型分析发现，土地流转能够显著增加农户的家庭收入。金松青、Klaus Deininger（2004）和 Deininger and Jin（2005）基于贵州、湖南西部以及云南的数据研究发现，农户农业生产效率对土地流转存在显著的正向影响。

本文基于 2004~2010 年全国农村固定观察点山西省微观调查数据，使用固定效应面板数据模型来分析农户农业生产效率对其土地流转的影响。本文将首先从农户农业生产函数出发寻找农业生产效率的代理变量，并进一步从逻辑上阐释农户农业生产效率对土地净转入的影响，最后通过实证分析来判断农户土地流转是否具有效率。本文结构安排如下：第一部分是引言；第二部分主要说明本文的基本理论逻辑；第三部分介绍数据来源，并对相关参数进行估计；第四部分进行模型估计及其结果分析；第五部分综合前文的研究内容，得出研究结论。

二、理论基础

本文旨在研究农户土地流转是否是有效率的，首先需要明确农户农业生产效率的衡量方法，说明其对农户土地流转影响的基本逻辑。为此，本文将从农户农业生产函数出发，从理论上说明用亩均产出和全要素生产率来衡量农户农业生产效率的合理性，并基于已有研究成果和中国的现实情况提出本文实证分析的理论基础。

假设农户 i 在第 t 年需要投入土地（ M ）、资本（ K ）和劳动（ L ）生产同质化的农产品，其投入产出的关系符合柯布一道格拉斯（C-D）生产函数形式，即：

$$Y_{it} = A_{it} M_{it}^{\alpha} K_{it}^{\beta} L_{it}^{\gamma} \quad (1)$$

（1）式中， α 、 β 和 γ 分别表示土地、资本和劳动的产出弹性，且产出弹性不随时间而改变。以往研究表明，中国农业生产具有规模报酬不变的性质（许庆等，2011），因此，本文进一步假设：

$$\alpha + \beta + \gamma = 1 \quad (2)$$

同时，（1）式中， Y_{it} 代表农户 i 在 t 年所生产的同质化的最终产品的数量， M_{it} 、 K_{it} 和 L_{it} 分别代表农户 i 在 t 年进行农业生产所投入的土地、资本和劳动的数量。值得注意的是，在现实的农业生产中，农户从事农业生产既有男性劳动力，也有女性劳动力以及老人和未成年人，彼此间在生产效率上存在着明显的差异。为此，本文采用盖庆恩等（2014）的标准——男性、女性、老人和未成年人的生产效率之比为：1：0.76：0.71：0.57，将所有参与农业生产的人员折算至标准的男性劳动力。因此，有下式成立：

$$L_{it} = Male_{it} + 0.76 \times Female_{it} + 0.71 \times Elder_{it} + Child_{it} \quad (3)$$

(3) 式中, $Male_{it}$ 、 $Female_{it}$ 、 $Elder_{it}$ 和 $Child_{it}$ 分别表示农户 i 在第 t 年男性、女性、老人和未成年人从事农业生产的时间。

(1) 式中, A_{it} 表示农户 i 在 t 年技术水平 (即全要素生产率), 与 Deininger and Jin (2005)、盖庆恩等 (2014) 一样, 生产技术由三部分构成: 地区的整体技术水平 z_s 、农户的个体技术水平 z_i 和时间趋势 φt , 即 $A_{it} = \exp(z_s + z_i + \varphi t)$ 。农户的农业生产效率还可以通过农户土地的边际产出来衡量, 农户土地的边际产出 (marginal product of land, MPM) 可以表达为:

$$MPM_{it} = \frac{\partial Y_{it}}{\partial M_{it}} = \alpha \frac{Y_{it}}{M_{it}} \quad (4)$$

由 (4) 式可以看出, 农户土地的边际产出在 C-D 生产函数下是农户的亩均产出乘以土地的产出弹性 (α)。本文假定 α 不随时间而改变, 因此, 可以用农户的亩均产出来衡量其农业生产效率。

传统的经济学理论认为, 一个企业的生产规模与其生产效率应该呈正比, 生产效率更高的企业应该获得更多的生产要素, 在这种情况下, 社会整体的生产效率才会更高。Bartelsman et al. (2013)、Alfaro et al. (2009) 分别以此作为参考衡量了国家间要素配置不当的程度。对中国农户而言, 生产效率更高的农户是否会获得更多的生产要素呢? 这一问题非常值得进一步探讨。从 1982 年家庭承包制正式施行至今, 虽然中国农村土地制度进行了众多的改革尝试, 但是, 其核心一直保留至今 (丰雷等, 2013)。正如前文所述这样的土地分配政策导致中国农户平均经营规模较小, 并可能导致较大的效率损失。那么, 首先本文需要明确的是, 农户的土地资源是否如以上论述的那样, 存在着配置不当? 正如 Bartelsman et al. (2013)、Alfaro et al. (2009) 一样, 一种直接的判断方法是检验农户的生产效率对其经营规模是否有正向影响, 为此, 建立如下回归关系:

$$M_{it} = \theta \times Productivity_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

(5) 式中, 回归系数 θ 即可用来衡量农户生产效率 $Productivity_{it}$ 对其土地经营规模 M_{it} 的影响, θ 越大, 资源配置效率越高。如前文所述, 当前中国农村实行的是按人口平均分配土地的政策, 并未考虑农户自身的生产效率, 农户生产效率对其土地经营规模不存在影响, 由此可以推断 $\theta = 0$ 。

家庭承包制会造成农户土地资源配置不当, 而土地流转则是重新配置资源的重要方法。那么, 农户土地流转是否具有效率呢? 如果农户土地流转的方向是从低效率农户向高效率农户, 那么, 这样的流转可以进一步优化土地资源配置, 提高土地的整体利用效率, 应该采取相应的措施进一步推动; 而如果农户土地流转的方向是从高效率农户向低效率农户, 那么, 这样的土地流转是无效率的, 无助于进一步改善农户土地资源配置效率, 应该进一步调整土地流转政策。为此, 可以建立如下模型:

$$\Delta M_{it} = \mu \times Productivity_{i,t-n} + \zeta_{it} \quad (6)$$

(6) 式中, ΔM_{it} 为农户 i 土地经营规模在 t 年的净增减量, $\Delta M_{it} < 0$ 说明农户 i 在 t 年转入了土地, $\Delta M_{it} > 0$ 说明该转出了土地, $\Delta M_{it} = 0$ 则说明该农户未进行土地调整; $Productivity_{i,t-n}$ 为农户 i 滞后 $1 \sim n$ 期 ($n \geq 1$) 生产效率的移动平均值。 μ 为二者之间的回归系数, 说明生产效率更高的农户在下一期将转入更多的土地, 这意味着土地资源从效率低的农户流向了效率高的农户, 土地资源配置效率得到提高; 反之, 则说明农户土地流转是无效率的。

三、数据来源及相关参数估计

(一) 数据来源

本文所用的数据来源于全国农村固定观察点办公室。全国农村固定观察点调查系统于1986年正式建立，在全国各地均设有观察点，本文选择的样本省份为山西。山西省农村固定观察点共有12个村，分别是应县小临河村、灵丘县道八村（2004年更换为新河峪村、乐陶山村和西庄村）、定襄县镇安寨村、太谷县武家庄村、平定县立壁村、柳林县李家凹村、乡宁县西廋村、临猗县黄斗景村、平顺县小寨村和高平市谷口村。年跟踪调查农户在1000个左右。从农村固定观察点调查对象来看，2002年及以前的调查仅以户为单位进行统计，从2003年开始，增加了农户家庭成员调查表。在农户层面，该调查主要搜集农户生产、投资和消费等方面的数据；而在农户家庭成员层面，则主要搜集农户各家庭成员的人口学特征以及就业行为等方面的数据。这套数据为本文研究提供了丰富的数据资源。考虑到农户土地流转会受到农户各种家庭因素（例如户主的年龄、性别、家庭结构等）的影响以及数据的可得性，本文研究选择的时间窗口为2004~2010年。

本文首先依据农户家庭成员表计算农户家庭构成、劳动力外出打工时间、家庭规模等家庭层面变量的数据，并对户主健康状况、受教育程度、是否受过农业技术培训等变量的数据进行处理；其次根据农户表中的相关信息对农户生产、土地流转和生活等方面的数据进行处理；然后将二者合并并剔除含有异常数据的农户，最终形成本文研究所使用的数据。在后续研究中，本文将使用到农户农业生产情况、家庭情况和农户户主个人情况这三个方面的数据。对农业生产情况中的收入、资本和劳动力工资水平，本文使用历年《中国统计年鉴》^①中的农产品生产价格指数、农业生产资料价格指数和消费者价格指数（CPI）分别进行了平减。相关变量的定义与描述性统计详见表1。

表1 变量的定义与描述性统计

变量名称	变量定义	观测值 个数	均值	最小 值	最大值	标准差
农业生产情况						
收入	家庭农业总收入（元）	5305	6028.03	0.00	131816.80	7952.32
土地	家庭实际经营土地面积（亩）	5305	8.32	0.50	71.00	6.44
资本	家庭农业生产资本投入（元）	5305	1085.55	0.00	15671.43	1243.17
劳动	家庭农业生产劳动投入（工日）	5305	111.17	0.00	960.00	109.28
工资	农业劳动力工资水平（元/工日）	5305	31.48	18.19	46.70	10.03
土地流转情况						
是否转入土地	是=1，否=0	5305	0.06	0	1	0.23
是否转出土地	是=1，否=0	5305	0.04	0	1	0.20
农户户均转入土地 规模	农户转入土地总规模/转入土地的 农户数量（亩/户）	300	5.44	0.4	28	5.00
农户户均转出土地 规模	农户转出土地总规模/转出土地的 农户数量（亩/户）	221	4.37	0.3	28	4.04

^① 国家统计局（编）：《中国统计年鉴》（2005~2011年，历年），中国统计出版社。

(续表 1)

家庭特征						
土地细碎化程度	家庭实际经营土地面积/总块数 (亩/块)	5305	2.53	0.00	69.33	2.80
家庭规模	家庭成员数量(人)	5305	3.82	1	9	1.44
家庭劳动力占比	家庭劳动力人数/家庭规模	5305	0.64	0.00	1.00	0.31
家庭平均外出打工时间	家庭劳动力外出打工总天数/劳动力人数(天/人)	5305	63.26	0	360	74.59
户主特征						
户主性别	男性=1, 女性=0	5305	0.92	0	1	0.27
户主年龄	户主的实际年龄(岁)	5305	51.92	19	89	11.35
户主受教育程度	户主受正规教育年限(年)	5305	6.28	0	15	2.49
户主健康状况	丧失劳动能力=1, 差=2, 中=3, 良=4, 优=5	5305	4.29	1	5	0.97
户主是否受过农业技术培训	是=1, 否=0	5305	0.08	0	1	0.27

注：表中农户转入土地总规模与转出土地总规模并不相等，这可能在农村固定观察点调查系统仅是对样本农户而不是样本村全部农户进行调查，因而未能包含转入、转出土地的全部情况；表中土地流转情况下调查表中农户报告的转入和转出情况，但在现实中农户还可能在亲友间进行非正式流转（其性质与土地流转相同，但在调查时农户并不报告），上述结果可能低估了真实的流转程度。

从表 1 可以看出，在农业生产方面，2004~2010 年间，农户农业收入的均值为 6028.03 元；最小值为 0.00 元，显示出有些农户已退出农业；而最大值为 131816.80 元，是均值的 21.87 倍；标准差为 7952.32，显示出农户在农业收入方面存在巨大差异。而要素投入存在同样的情况，农户在农业生产中投入土地、资本和劳动的标准差分别为 6.44、1243.17 和 109.28。土地流转方面，变量是否转入、转出土地的均值分别为 0.06 和 0.04，这意味着样本中有 6% 的农户转入了土地，有 4% 的农户转出了土地；进一步分析可以看出，转入土地农户的户均转入土地规模为 5.44 亩，而转出土地农户的户均转出规模为 4.37 亩。在家庭特征方面，农户土地细碎化程度为 2.53 亩/块，但从时间角度来看存在逐步改善的趋势。2004 年，农户土地细碎化程度为 1.98 亩/块，2010 年为 2.81 亩/块，每块土地平均面积增加了 0.83 亩，提高了 41.92%。在户主特征方面，性别的均值为 0.92，说明 92% 的户主为男性，这与农村的现实相吻合。但值得注意的是，户主平均受教育年限为 6.28 年，仅有 8% 的户主受过农业技术培训，显示出户主在人力资本方面存在较大不足。

(二) 生产函数估计

本文首先需要估计的是农户生产函数。对 (1) 式两边取对数，同时考虑误差项可以得到：

$$\ln Y_{it} = \ln A_{it} + \alpha \ln M_{it} + \beta \ln K_{it} + \gamma \ln L_{it} + \xi_{it} \quad (7)$$

将技术水平 A_{it} 的表达式代入 (7) 式得到：

$$\ln Y_{it} = z_s + z_i + \phi t + \alpha \ln M_{it} + \beta \ln K_{it} + \gamma \ln L_{it} + \xi_{it} \quad (8)$$

对于地区技术水平 (z_s) 和农户个体生产技术 (z_i)，均无法由数据直接得到，若直接对 (8)

式进行估计，则可能会产生“遗漏变量偏误”，使所得到的要素产出弹性有偏。但是，在面板数据中，由于各农户有多个观测值，可以使用固定效应面板数据模型来得到相关参数的无偏估计（Deininger and Jin, 2005；盖庆恩等，2014）。本文使用山西省农村固定观察点农户面板数据，得到农户农业生产的要素产出弹性。从表 2 可以看出，对山西省农户而言，土地是最重要的农业生产要素，其产出弹性为 0.47；其次是资本，产出弹性为 0.34；最后是劳动，产出弹性仅为 0.19。

表 2 山西农户农业生产的要素产出弹性

	土地	资本	劳动
产出弹性	0.47	0.34	0.19

注：利用规模报酬不变假设，表中的产出弹性已经标准化，方法与朱喜等（2011）相同；限于篇幅，此处省略详细的回归结果，如有需要请与本文作者联系。

由于本文所要研究的是农户的农业生产效率与土地经营规模间的关系，因此，在得到农户农业生产的要素产出弹性之后，即可计算农户的全要素生产率，即：

$$A_{it} = \frac{Y_{it}}{M_{it}^{\alpha} K_{it}^{\beta} L_{it}^{\gamma}} \quad (9)$$

对于亩均产出，可以根据下式来直接进行估计：

$$AVM_{it} = \frac{Y_{it}}{M_{it}} \quad (10)$$

四、经济计量模型及估计结果

（一）农户生产效率与经营规模

本文在第二部分说明：在家庭承包制下，中国农村土地资源分配采用的是按人分配的原则，与农户自身的生产效率无关。为了检验此观点，本文建立如下回归方程：

$$\ln Land_{it} = \theta \times \ln Productivity_{it} + \rho \times CV + f_s + \zeta_{it} \quad (11)$$

（11）式中， $\ln Land_{it}$ 表示农户实际土地经营规模的对数， $\ln Productivity_{it}$ 是农户 i 在第 t 年农业生产效率（本文分别使用亩均产出 AVM_{it} 、农户全要素生产率 A_{it} 来测量）的对数。 CV 表示控制变量，包含家庭和户主个人两个层面。在家庭层面，本文主要考虑了农户土地细碎化程度、家庭规模、家庭劳动力占比和家庭平均外出打工时间；在户主层面，本文主要考虑了户主受教育程度、年龄、年龄的平方、健康状况、性别以及是否受过农业技术培训。 f_s 表示年份和村级固定效应， ζ_{it} 为残差项。（11）式的估计结果详见表 3^①。

表 3 中的回归 1 给出了农户亩均产出与其实际土地经营规模间的关系，前者对后者有显著的负向影响，系数估计值为-0.1344；回归 2 给出了农户农业生产全要素生产率与其实际土地经营规模间的关系，前者对后者同样有显著的负向影响，系数估计值为-0.1049。由于回归方程使用的是双对数

①（11）式可能会存在内生性问题，文中未对其使用工具变量进行处理，主要基于以下两方面原因。一方面，本文该部分主要关注的是农户农业生产效率与土地经营规模间的相关关系，而非前者对后者的因果影响，因此，对其进行回归分析可以满足研究需要；另一方面，鉴于条件所限，目前还无法寻找到合适的工具变量，因此，本文使用固定效应面板数据模型来尽可能解决（11）式中可能存在的内生性问题。

形式，上述估计结果意味着，若农户的亩均产出或全要素生产率提高 1%，则其土地经营规模将分别下降 0.13%或 0.10%，即效率越高的农户，其经营规模反而越低。

表 3 农户生产效率与土地经营规模关系的估计结果

	回归 1	回归 2
核心变量		
亩均产出	-0.1344*** (0.0100)	—
全要素生产率	—	-0.1049*** (0.0110)
控制变量		
土地细碎化程度	0.0022 (0.0019)	0.0047** (0.0023)
家庭规模	0.0134* (0.0078)	0.0123* (0.0081)
家庭劳动力占比	-0.0011 (0.0325)	-0.0033 (0.0340)
家庭平均外出打工时间	-0.0001 (0.0001)	-0.0000 (0.0001)
户主受教育程度	0.0011 (0.0058)	-0.0029 (0.0062)
户主年龄	0.0061 (0.0047)	0.0116** (0.0050)
户主年龄的平方	-0.0001 (0.0001)	-0.0001** (0.0001)
户主健康状况	0.0175** (0.0088)	0.0159* (0.0094)
户主是否受过农业技术培训	0.0327 (0.0278)	0.0215 (0.0299)
户主性别	0.0258 (0.0458)	0.0302 (0.0483)
村级固定效应	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制
拟合优度 (R ²)	0.0535	0.0339
样本数量	4766	4453

注：***、**和*分别表示变量在 1%、5%和 10%的水平上显著；括号内数字为回归系数的标准误；由于篇幅限制，村级和年份固定效应的相关估计结果省略。

在当前中国家庭承包制的大环境下，农户的土地经营规模与其生产效率应该是无关的，这意味着生产效率的回归系数应该为 0，而实际估计结果为负。其原因可能在于以下两个方面：首先，在农村土地分配中需要考虑土地质量问题。在农户家庭人口规模相同时，农户理应获得相同数量的耕地，但在现实中，由于耕地质量参差不齐，分配土地时存在数量和质量之间的权衡，获得耕地数量较少的农户，其耕地质量可能会更高，从而使得该农户的亩均产出和全要素生产率较高，在此种情况下，农户生产效率与其耕地规模将可能呈现反向关系。其次，土地经营规模较小的农户更可能精耕细作，从而使得生产效率较高，李谷成等（2009）的研究证明了这一点。他们发现，在中国，小农户相对于大农户在单位面积土地上投入更多的劳动；相反，大农户往往倾向于使用更多的农业机械来替代劳动，土地利用强度较低。于是，小农户更容易形成“过密型”和“内卷型”农业。因此，在上述两种因素的共同作用下，农户生产效率与其土地经营规模呈反向关系，也就不足为奇了。

（二）农户生产效率与土地流转

上述估计结果充分证明了当前中国农村耕地资源配置不当，那些生产效率更高的农户并没有能够拥有与其生产效率相称的土地经营规模，这将不利于农业生产效率的进一步提高。土地流转有助于农户依据自身情况调整农业生产，是进一步优化农业资源配置的重要手段。那么，首要的问题是：农户土地流转是有效率的吗？本文建立如下半弹性计量模型对农户农业生产效率与土地流转间的关

系进行分析:

$$DLand_{it} = \mu_1 \times LnProductivity_{i,t-n} + \rho \times CV + f_s + \eta_{it} \quad (12)$$

(12) 式中, $DLand_{it}$ 用来表示农户土地转入情况, $LnProductivity_{i,t-n}$ 为农户 i 滞后 $1 \sim n$ 期 ($n \geq 1$) 生产效率移动平均值的对数, CV 和 f_s 的定义与 (11) 式中的相同, η_{it} 为残差项。对农户土地流转情况, 一方面, 农村固定观察点调查设计了相应的指标来分别衡量当年农户土地转入和土地转出情况, 本文中的 $DLand_{it}$ 为农户土地净转入规模, 即:

$$DLand_{it} = Land_{it}^{in} - Land_{it}^{out} \quad (13)$$

(13) 式中, $Land_{it}^{in}$ 表示农户当年报告的土地转入规模, $Land_{it}^{out}$ 则表示农户当年报告的土地转出规模。另一方面, 本文还使用农户相邻两年间实际经营土地面积的变化来衡量其土地流转情况, 即:

$$DLand_{it} = Land_{it} - Land_{i,t-1} \quad (14)$$

(14) 式中, $Land_{it}$ 和 $Land_{i,t-1}$ 分别表示农户 i 在第 t 年和 $t-1$ 年的实际土地经营规模。如果 $DLand_{it} > 0$, 说明农户土地经营规模扩大了, 即净转入了土地; 如果 $DLand_{it} < 0$, 则说明农户净转出了土地。当然, 这一衡量方法的准确性会受到农户土地调整方式的影响。在中国农村, 农户土地调整主要有两种方法: 行政性土地再分配和土地流转 (金松青、Klaus Deininger, 2004)。但是, 早在 1995 年国务院转发的农业部《关于稳定和完善土地承包关系的意见》中就明确规定: “提倡在承包期内实行 ‘增人不增地, 减人不减地’”。而全国人大常委会于 2002 年通过的《中华人民共和国农村土地承包法》中又进一步将 “增人不增地, 减人不减地” 以法律的形式确定下来。本文所选择的样本期为 2004~2010 年, 在这期间, 农户无法通过行政性调整而主要依靠土地流转来获得土地。因此, 通过上下年实际土地经营规模来推断农户土地流转情况同样具有较高的可信度。(13) 式和 (14) 式分别给出了农村固定观察点调查表中农户直接报告的土地流转规模和根据农户实际土地经营规模推算的土地流转规模, 在表 4 中分别对应于土地转入量 I 和土地转入量 II。

$LnProductivity_{i,t-n}$ 定义为农户在过去 $1 \sim n$ 年间生产效率平均值的对数, 即:

$$LnProductivity_{i,t-n} = Ln \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^{i=n} Productivity_{i,t-n} \right) \quad (15)$$

在估计过程中, 本文将 (15) 式中的 n 分别取 1、2、3。(12) 式中的 μ 代表农户过去生产效率对其土地转入面积的影响。 $\mu_1 > 0$ 说明生产效率更高的农户将转入更多的土地, 或生产效率更低的农户转出更多的土地。对于生产效率, 本文分别选择了该变量滞后一期、滞后二期和二期的平均值以及滞后一期到三期的平均值的对数, 相应的估计结果详见表 4。

表 4 中 “面板 A” 部分给出的是自变量为亩均产出时的估计结果, 而 “面板 B” 部分则给出的是自变量为农业全要素生产率时的估计结果。通过对上述结果的分析可以发现, 在几乎所有的回归中 (回归 5b 除外), 农户的生产效率均对其土地转入规模有显著的正向影响。这意味着, 农户生产效率越高, 其土地净转入规模就越大; 农户生产效率越低, 其土地净转入规模就越小 (换言之, 土地净转出规模越大)。这说明, 土地是从低生产效率的农户转出, 进而转入高生产效率的农户手中。因此, 在中国耕地总规模保持不变的情况下, 这样的土地流转会优化土地资源配置, 提高中国农业生产的整体效率。

表 4 农户生产效率与土地转入规模关系的估计结果

面板（自变量：亩均产出）	土地转入量 I			土地转入量 II		
	回归 3a	回归 4a	回归 5a	回归 6a	回归 7a	回归 8a
滞后一期	0.1978** (0.1016)	— —	— —	1.4172*** (0.1753)	— —	— —
滞后一期和二期的平均值	—	0.7449*** (0.2275)	—	—	2.9028*** (0.4026)	—
滞后一期到三期的平均值	—	—	1.1161*** (0.3855)	—	—	3.6558*** (0.7440)
拟合优度 (R^2)	0.0140	0.0200	0.0204	0.0235	0.0256	0.0192
面板 B（自变量：全要素生产率）	回归 3b	回归 4b	回归 5b	回归 6b	回归 7b	回归 8b
	回归 3b	回归 4b	回归 5b	回归 6b	回归 7b	回归 8b
滞后一期	0.1963** (0.1110)	— —	— —	1.3340*** (0.1941)	— —	— —
滞后一期和二期的平均值	—	0.5150** (0.2603)	—	—	2.3470*** (0.4639)	—
滞后一期到三期的平均值	—	—	0.4901 (0.4599)	—	—	2.7933*** (0.9819)
拟合优度 (R^2)	0.0177	0.0246	0.0221	0.0148	0.0163	0.0115
控制变量						
村级固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
样本数量	3933	3153	2412	3933	3153	2412

注：***、**和*分别表示变量在 1%、5%和 10%的水平上显著；括号内数字为回归系数的标准误；与表 3 中的估计相同，控制变量包含农户家庭和户主个人特征变量，例如家庭规模、家庭劳动力占比等；限于篇幅，回归结果中控制变量系数以及固定效应估计结果予以省略。

进一步分析发现，各个滞后期移动平均后的农户生产效率对其土地净转入规模的影响存在显著差异，总体来看，这种影响呈现出递增的规律（滞后一期<滞后一期和二期的平均值<滞后一期到三期的平均值）。具体而言，回归 3a~5a 中生产效率的系数估计值分别为 0.1978<0.7449<1.1161；回归 6a~8a 中生产效率的系数估计值分别为 1.4172<2.9028<3.6558；回归 3b 和 4b 中生产效率的系数估计值分别为 0.1963<0.5150，回归 6b~8b 中的生产效率的系数估计值分别为 1.3340<2.3470<2.7933。农户土地净转入规模对农户过去三年的平均生产效率更为敏感。究其原因，这可能主要是因为影响农业生产效率的不仅有农户自身的能力、土地情况，还有天气等外部随机因素。因此，农户某一年生产效率的提高可能并不是其真实生产能力的体现，而可能是受到了外部随机因素的影响。随着时间的推移，外部随机因素的影响会逐渐消解，此时的生产效率更接近农户的真实水平。因此，在此情况下，农户土地转入对其长期生产效率的敏感性会更高。这也从一个侧面说明，当前中国农户自发的土地流转其本身是有效率的。上文分析了农户生产效率对其土地净转入规模的影响，下面将因变量选择为农户土地净转入比率来检验上述估计结果的稳健性。对土地净转入比率有两种计算方法，一种是基于农户调查表中农户报告的土地流转情况（即“土地转入率 I”），其定义为：

$$DLandratio_{it} = \frac{Land_{it}^{in} - Land_{it}^{out}}{Land_{it}} \quad (16)$$

另一种则是基于农户实际耕种面积的变化（即“土地转入率Ⅱ”），其定义为：

$$DLandratio_{it} = \frac{Land_{it} - Land_{i,t-1}}{Land_{it}} \quad (17)$$

而相应的回归方程调整为：

$$DLandratio_{it} = \mu_2 \times LnProductivity_{i,t-n} + \rho \times CV + f_s + \zeta_{it} \quad (18)$$

（16）～（18）式中， $DLandratio_{it}$ 表示农户 i 第 t 年土地净转入规模占其土地总经营规模的比例， ζ_{it} 为残差项，其余变量的定义与（12）式中的相同。（18）式的估计结果详见表 5。表 5 中“面板 A”部分给出的是自变量为亩均产出时的估计结果，而“面板 B”部分给出的是自变量为农业全要素生产率时的估计结果。从表 5 可以看出，农户生产效率对其土地净转入率的影响呈现出与表 4 中同样的规律。农户生产效率越高，其土地净转入率就越高；换言之，农户生产效率越低，其土地净转出率就越高；而且农户土地净转入率对其长期生产效率也更为敏感。本文的回归结果充分说明，农户土地流转是有效率的这一命题得到了进一步的验证。

表 5 农户生产效率与土地转入率关系的估计结果

	土地转入率 I			土地转入率 II		
	回归 9a	回归 10a	回归 11a	回归 12a	回归 13a	回归 14a
面板 A（自变量：亩均产出）						
滞后一期	0.0204** (0.0089)	—	—	0.1154*** (0.0143)	—	—
滞后一期和二期的平均值	—	0.0726*** (0.0188)	—	—	0.2275*** (0.0319)	—
滞后一期到三期的平均值	—	—	0.1189*** (0.0304)	—	—	0.2946*** (0.0563)
拟合优度 (R^2)	0.0184	0.0244	0.0284	0.0231	0.0233	0.0191
面板 B（自变量：全要素生产率）						
回归 9b	回归 10b	回归 11b	回归 12b	回归 13b	回归 14b	
滞后一期	0.0174** (0.0096)	—	—	0.0798*** (0.0156)	—	—
滞后一期和二期的平均值	—	0.0607*** (0.0215)	—	—	0.1561*** (0.0362)	—
滞后一期到三期的平均值	—	—	0.0493* (0.0337)	—	—	0.2599*** (0.0739)
拟合优度 (R^2)	0.0217	0.0320	0.0243	0.0125	0.0107	0.0163
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
村级固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制

(续表 5)

样本数量	3933	3153	2412	3933	3153	2412
------	------	------	------	------	------	------

注：***、**和*分别表示变量在 1%、5%和 10%的水平上显著；括号内数字为回归系数的标准误；与表 3 中的估计相同，控制变量包含农户家庭和户主个人特征变量，例如家庭规模、家庭劳动力占比等；限于篇幅，回归结果中控制变量系数以及固定效应估计结果予以省略。

五、结论

中国农村土地资源采用按人口平均分配的方式，并未考虑农户在农业生产效率上存在的差异。基于此，本文认为，对中国农户而言，其土地经营规模与其生产效率并不相关，农村土地资源配置不当；而进一步看，土地流转可能是提高农地配置效率的重要方法。但是，首先需要回答的问题是：中国农户间自发的土地流转是有效率的吗？为此，本文基于全国农村固定观察点数据，选择 2004～2010 年间山西省农户为样本进行实证分析，得到以下主要研究结论：首先，农户生产效率对其土地经营规模有负向影响。农户亩均产出越高，其土地经营规模反而越小；农户全要素生产率越高，其土地经营规模也越小。这一估计结果表明，当前中国农村土地资源存在着配置不当，可能会降低农业生产效率。其次，农户过去的农业生产效率对其土地转入有正向影响，前期生产效率越高的农户，其土地转入的规模和比率也越高，且农户长期生产效率对其土地转入的影响程度更大。这一结果表明，中国农村土地是从低效率的农户转入高效率的农户手中，这有利于进一步优化土地资源配置，有利于提高农业生产效率。这也就意味着，当前中国农户的土地流转是有效率的。由于条件所限，本文在研究中还存在如下不足之处。首先，本文的样本为山西农村固定调查点农户数据，山西农户土地流转的活跃程度要低于沿海省、市，如浙江、江苏等地（史清华等，2007），区域间土地流转的方式及其对农户农业生产的程度可能存在差异，需要进一步的探讨；其次，本文揭示了农户土地流转是有效率的，但并未测量土地重新配置后所带来的效率提升程度，准确评价土地流转对农业生产、经济增长的影响是未来研究的重要方向。

参考文献

1. Alfaro, L.; Charlton, A. and Kanczuk, F.: Plant-size Distribution and Cross-country Income Differences, in Frankel, J. and Pissarides, C.(eds.): *NBER International Seminar on Macroeconomics*, Cambridge, MA: NBER, 2009.
2. Bartelsman, E. J.; Haltiwanger, J. and Scarpetta, S.: Cross-country Differences in Productivity: The Role of Allocation and Selection, *The American Economic Review*, 103(1): 305-334, 2013.
3. Deininger, K. and Jin, S. Q.: The Potential of Land Rental Markets in the Process of Economic Development: Evidence from China, *Journal of Development Economics*, 78(1): 241-270, 2005.
4. Lin, J.: Rural Reform and Agricultural Growth in China, *The American Economic Review*, 82(1): 34-51, 1992.
5. McMillan, J.; Whalley, J. and Zhu, L.: The Impact of China's Economic Reforms on Agricultural Productivity Growth, *Journal of Political Economy*, 97(4): 781-807, 1989.
6. World Bank: *Reaching the Rural Poor: A Renewed Strategy for Rural Development*, Washington, D. C.: World Bank, 2003.
7. 北京天则经济研究所“中国土地问题”课题组：《土地流转与农业现代化》，《管理世界》2010 年第 7 期。
8. 曹建华、王红英、黄小梅：《农村土地流转的供求意愿及其流转效率的评价研究》，《中国土地科学》2007 年第 5 期。
9. 丰雷、蒋妍、叶剑平：《诱致性制度变迁还是强制性制度变迁？——中国农村土地调整的制度演进及地区差异研究》，《经济研究》2013 年第 6 期。

(下转第 96 页)

23. Yin, R. and Xu J.T.: Welfare Assessment of China's Rural Forestry Reform in the 1980s, *World Development*, 30(10): 1755-1767, 2002.
24. Xie, Y.; Wen, Y. L. and Zhang, Y. Q.: Impact of Property Rights Reform on Household Forest Management Investment: An Empirical Study of Southern China, *Forest Policy and Economics*, 34(9): 73-78, 2013.
25. Zhang, Y.Q.; Uusivuori, J. and Kuuluvainen, J.: Impacts of economic reforms on rural forestry in China, *Forest Policy and Economics*, 1(1): 27-40, 2000.
25. Zhang, D. and Flick, W.: Sticks, Carrots and Reforestation Investment, *Land Economics*, 77 (3): 443-456, 2001.
26. 陈志刚、曲福田:《农地产权结构与农业绩效:一个理论分析框架》,《学术月刊》2006年第9期。
27. 何文剑、张红霄:《林改后农户商品林采伐权配置方式影响因素的案例研究》,《世界林业研究》2014^a年第3期。
28. 何文剑、张红霄:《林权改革、产权结构与农户造林行为》,《农林经济管理学报》2014^b年第2期。
29. 郭亚军:《综合评价理论、方法及应用》,科学出版社,2007年。
30. 李娅、姜春前、严成、邱水文、黄选瑞:《江西省集体林区林权制度改革效果及农户意愿分析》,《中国农村经济》2007年第12期。
31. 罗必良:《新制度经济学》,山西经济出版社,2005年。
32. 王洪玉:《产权制度安排对农户森林经营决策的影响》,沈阳农业大学博士学位论文,2009年。
33. 鄢哲、姜雪梅:《南方集体林区木材供给行为研究》,《林业经济》2008年第9期。
34. 尹航、徐晋涛:《集体林区林权制度改革对木材供给影响的实证分析》,《林业经济》2010年第4期。
35. 于洋、李一君:《基于多策略评价的绩效指标权重确定方法研究》,《系统工程理论与实践》2003年第8期。
36. 曾维忠、蔡昕:《借贷需求视角下的农户林权抵押贷款意愿分析——基于四川省宜宾市364个农户的调查》,《农业经济问题》2011年第9期。
37. 张红霄:《中国集体林产权制度改革与农户产权结构研究》,第12届中国法经济学论坛论文集,2014年。
38. 张英、宋维明:《集体林权制度改革对农户采伐行为的影响》,《林业科学》2012年第7期。

(作者单位: 南京林业大学经济管理学院)(责任编辑: 黄慧芬)

(上接第71页)

10. 贺振华:《农户兼业及其对农村土地流转的影响——一个分析框架》,《上海财经大学学报》2006年第2期。
11. 盖庆恩、朱喜、史清华:《劳动力转移对中国农业生产的影响》,《经济学(季刊)》2014年第3期。
12. 金松青、Klaus Deininger:《中国农村土地租赁市场的发展及其在土地使用公平性和效率性上的含义》,《经济学(季刊)》2004年第4期。
13. 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》,《经济学(季刊)》2009年第1期。
14. 史清华、武志刚、程名望:《长三角农家行为变迁:1986-2005》,上海三联书店,2007年。
15. 许庆、尹荣梁、章辉:《规模经济、规模报酬与农业适度规模经营——基于我国粮食生产的实证研究》,《经济研究》2011年第3期。
16. 薛凤蕊、乔光华、苏日娜:《土地流转对农民收益的效果评价——基于DID模型分析》,《中国农村观察》2011年第2期。
17. 张丁、万蕾:《农户土地承包经营权流转的影响因素分析——基于2004年的15省(区)调查》,《中国农村经济》2007年第2期。
18. 朱喜、史清华、盖庆恩:《要素配置扭曲与农业全要素生产率》,《经济研究》2013年第5期。

(作者单位: 上海交通大学安泰经济与管理学院)(责任编辑: 杜鑫)