

农业生产率测度、无效流转 与土地再配置

——基于一个“U形”关系的识别

周泽宇¹ 余航¹ 吴比²

(1. 北京大学经济学院 北京 100871)

(2. 农业部农村经济研究中心 北京 100810)

摘要:城乡二元结构下,人口迁移决策将会通过流转带来土地再配置,并因此产生平均农业生产率改变,深刻影响农村生产经营状况与居民福利。Sen(1982)曾经质疑过印度农村内部基于自由流转的土地再配置进程与农业生产效率之间究竟是正向还是负向的关系,基于中国特征事实,本文为这一质疑提供了一个微观层面的证据。本文基于1986—2017年农业农村部固定跟踪观察点全样本数据,在改进Chari等(2018)农业全要素生产率算法的基础上发现:(1)农业生产领域确实普遍存在无效流转的状况,家户间土地流转对农业全要素生产率贡献具有限制作用,这一结论在不同测度下均稳健;城市化进程加速时期,无效流转状况往往更明显;(2)本文刻画了“U形”流转进行土地再配置的三个机制。本文为土地自由流转是否必然带来农业生产率提升这一问题提供了一个新的视角。

关键词:土地配置 生产率测度 U形关系 有限整合

中图分类号: F301 F321 JEL: O13 I38 O47

一、引言

改革开放40年来,城乡二元结构的演进和快速工业化、城市化进程是中国转型和发展中最鲜明的特征。这一演进过程广泛出现在各发展中国家,但各国演化却未向中国这般迅猛和成功(林毅夫,2014)。聚焦这一重大问题,通常从两个视角解释其内在机制,即究竟是城市对乡村的“拉力”因素占主导,还是乡村对城市的“推力”占主导。前者是城乡差距、区位和经济发展等因素促进人口和资源流动,传导至农村与农业生产的资源分配,尤其是土地再配置。后者是农村与农业内部的制度变迁或生产结构的改变带动了农业内部的资源分配,通过效率提升释放出劳动力。^①

从发展经济学视角看,城乡二元结构,主要是城的因素决定了乡的变迁;在工农业关

^① 最典型的制度性强制变迁因素无疑就是2002年《土地承包法》的出台,以及在同一时期内配套的一系列农业补贴政策和税费改革。这些政策直接推动了农村人力和资源的配置改进,彻底解放了离土离乡的农民工,这些人不需要在离乡后继续承担农村的各项摊派和提留,也逐步减少了农忙返乡的传统。

系中，主要是工的发展决定了农的调整。伴随着城乡收入差距扩大，非农就业收入和农业收入之间差距尤为明显，这一特征事实确实在“拉力”因素视角下解释更加合理，中国拥有全世界最大规模农民工群体和人口年内迁移（Trevor 和 Zhu，2018）也间接证明了这一点。如果上述解释框架成立，那么在城乡二元结构下，城乡差距可以在市场化框架下天然收敛也应该成为一个主要结论，但近年城乡实践和工农发展的现实似乎并没有证明这一点。城乡差距仍在不断扩大，农民工距离真正离土离乡、在城市落户仍有许多障碍；而在农村地区，城乡差距形成的“虹吸”效应导致人口快速外流，对农业农村生产形成了一定的冲击，这不但影响了城乡差距收敛的速度，也对乡村振兴形成了一定的挑战。

中国快速城镇化和工业化进程中，城乡二元结构在一定时期内表现更多的是冲击，而非收敛，其中一个重要具体表现就是农业全要素生产率与土地流转行为的非线性关系，这也是我们定义“无效流转”的基础，即随着流转的深入，并没有证据能够表明土地更多地从低农业全要素生产率的家户流入到高农业全要素生产率的家户。一旦这种流转模式的“无效”程度升高，那么家户层面平均农业全要素生产率甚至会随着流转比例提高而下降，这一表现在多数发展中国家都有体现。早年，Sen（1982）就曾经质疑过印度农村内部基于自由流转的土地再配置进程与农业生产效率之间究竟是正向还是负向的关系，尤其是在发展中国家是否会存在“越流转越贫困”机制。文献方面，主要有以下几个话题共同形成传统以“拉力”为主导的理论框架：第一，发展中国家特殊土地政策对农业生产率以及人口迁移的影响，并以城乡“拉力”视角来审视城乡二元结构问题。文一（2016）指出中国经历短短三十年就完成了欧美发达资本主义国家上百年的工业化进程，而中国农村发展却相对缓慢，这种现象将会扩大城乡收入差距，而城乡间“拉力”则会促使农村资源外流，并进一步作用于农业生产方面。特殊的土地制度和城乡分割产生了特殊的经济效应。Cheng 和 Chung（2017）从产权理论角度引入了稳定性，通过一个多期博弈论模型说明了三权分置改革核心在于用一个看似次优的产权设计来换取城乡二元结构或者工农业关系的相对稳定。Storesletten 等（2018）为上述观点提供了理论和实证的双重支撑，发现改革开放以来中国工业化的进程中，中国失业率的波动远远小于经济增速的波动，原因是中国庞大的农村和农业可以周期性吸纳并释放劳动力。

第二，工农业联动发展对城乡差距的收敛作用。钱忠好和牟燕（2013）的结论是市场化水平的提高未必导致城乡居民收入差距扩大，但是会呈现倒 U 形关系，即随着土地市场化水平的提高，城乡居民收入差距先扩大再减小。甄小鹏和凌晨（2017）根据 2010 年数据发现农村劳动力具有异质性，不同特征劳动力外出务工对家庭收入的影响存在显著差异；外出务工和在家劳动力对家庭收入的平均贡献率分别为 23.8%和 22.5%。

第三，土地流转是否促进了农村居民的非农就业和人口迁移，这一问题仍有争议。钱忠好（2008）认为多数农户拥有冗余的劳动力会通过家庭成员分工实现工农兼业。游和远和吴次芳（2010）认为农地流转并没有直接导致农村劳动力的转移，而黄枫和孙世龙（2015）发现男性劳动力转移对于土地流转没有显著影响，女性劳动力的转移使得农户租出土地而非租入土地。冒佩华等（2015）也对土地流转与生产率关系进行了研究。Emerick 等（2016）证明了墨西哥农庄土地确权之后的家庭移民概率大幅增加，该地区总人口下降，且这一趋势随时间不断上升。

本文认为之所以存在上述矛盾和“无效流转”的具体表现，是因为在城乡差距已成事实的情况下，城乡间空间“拉力”和人口“虹吸”效应等因素对于城乡间人口迁移会产生

影响,即可以更大程度享受城乡工资溢价的高生产率家户更倾向于进入工业和城市部门。如果上述理论推导成立,高生产率家户相较于低生产率家户更加倾向于退出农业部门,高生产率家户退出的土地将大概率由低生产率家户承接,那么人口迁移必然会伴随土地流转发生,我们也将上述情形定义为农业部门内部土地的“无效流转”。因此,本文实证工作关注家户层面农业生产率和土地流转决策的非线性关系,指出了“无效流转”现象的存在,这符合城乡“拉力”效应并不能导致城乡差距有效收敛的事实,甚至可能冲击农业内部土地资源配置效率,导致农业生产率长期停滞不前,城乡差距固化。同时,上述城乡差距的各方面因素也解释了农民家庭福利水平的主要差异,换言之,农村家户福利水平的差异主要是由地区间差异所决定的。本文识别出农业生产内部“无效流转”的比例,以及对于家庭生活的影响,这也是实现上述理论猜想的重要基础。最后,在综合审视所有实证结果的基础上,本文认为只依靠“拉力”因素无法实现城乡二元结构下城乡的均衡良性发展,因此乡村振兴战略的出台作为重要的“推力”因素是极为必要的。

本文主要工作和结论如下:第一,证明了家户间“无效流转”情形在农村土地流转中的广泛存在,即农业全要素生产率更高的家户选择外出务工获取更高回报,倾向于将土地流转给低农业全要素生产率的留守农户,这与政策所鼓励的土地规模化、专业化流转并存。土地配置的改进和经营者生产率的降低导致土地流转比例的上升,并且提升了农业全要素生产率,这也验证了 Cheng 和 Chung (2017) 的基本观点。第二,在城市化进程加速的 2003—2010 年期间,无效流转状况往往更明显。上述两点再次验证了城乡二元结构下城乡差距的“拉力”作用和“虹吸”效应才是解释生产率变化、土地资源整合和整体福利的主要因素,并且上述因素至少在当前对农村生产绩效造成了冲击。

本文贡献在于:第一,强调了城乡差距的扩大和固化对于农业生产领域内部的资源配置和生产能力产生了负面影响,以及“无效流转”情形的广泛存在。第二,论证了无效流转情形在时间跨度上的变迁。第三,刻画了“U 形”流转进行土地再配置的具体机制。本文证明只依靠“拉力”来实现城乡二元结构的收敛是不现实的,“拉力”作用下的农村部门无法实现正反馈机制和良性循环。因此,城乡差距主导下自发的零散流转行为并不能导致长期农业全要素生产率的上升。以乡村振兴战略为“推力”,对改善农业农村生产生活是非常必要的。近年来,以习近平同志为核心的党中央高度关注乡村振兴,并将土地“三权分置”作为重大举措,而如何在城乡二元结构的大背景下,既发挥好土地流转的重要作用,又避免乡村人力资源外流对生产活动和乡村振兴的负面影响,则是当前中国政策实践中需要解决的重大问题。本文的研究能够为“乡村振兴战略”下具体农业产业政策的制定和实施提供有益的政策建议。

本文其余内容安排如下:第二部分介绍了数据;第三部分进行指标构建和农业全要素生产率的测度;第四部分介绍无效流转的识别以及与土地再配置的关系;第五部分为总结和政策建议。

二、数据和指标构建

本文所有实证都是基于 1986—2017 年农村固定观察点数据集和国家统计局人口普查数据展开讨论的。本部分内容是在介绍数据和处理过程的基础上,阐述全要素生产率等指标构建和计算结果。

（一）农业农村部固定跟踪观察点数据集

农村固定观察点调查系统于 1984 年建立，是我国迄今时间跨度最长、样本量最大的农村生产生活调查数据，其年度常规数据有着鲜明的特征和优势。一方面调查范围广、样本量大、时间跨度长，样本代表性高。该调查目前有调查农户 2.3 万户，人数为 8 万左右，行政村 381 个，涵盖 31 个省（区、市）。另一方面是内容丰富。从 2003 年起，该调查在原农村住户（农户）问卷基础上增加了家庭成员调查项目。调查问卷涉及“家庭成员构成”、“土地情况”、“家庭全年收支”、“农业经营”等方面，较为全面地反映了我国各地区农户及家庭成员的生产、消费、就业、生活及其他各项活动的情况。本文对历年数据中出现的异常值、错误匹配、填写错误等进行了详细调整。由此形成 1986—2017 年家庭面板数据、2003—2017 年家户面板数据、1986—2017 年村庄面板数据。^①数据的其他信息可参见朱诗娥等（2018）。这一数据的核心优势在于：第一，相较于地区层面的农业数据，家户层面的数据无疑包含了更多的信息，能够进行更加精细的识别（Adamopoulos 等，2017）。第二，作为农业领域的专业数据，农村固定观察点数据收集了作物层面的投入和产出数据，为更多问题的考察提供了帮助。例如 Chari 等（2017）的文章就进行了作物层面农业全要素生产率的测度，并系统考察了作物层面在政策冲击下的投资变动。本研究也涉及了作物层面农业全要素生产率的测度，但并非研究的重点。第三，数据集时序长，从 1986 年到 2017 年，通过系统性清洗，我们统一了变量含义和口径。表 1 展示了本文主要变量的描述性统计。

表 1 主要变量的描述性统计

变量名	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
土地净转入量（亩）	643 397	0.196	0.034	-28.5	60
农作物播种面积（亩）	643 397	9.75	2.11	2.179	80.34
实际收获面积（亩）	643 397	6.03	1.19	2.186	31.78
总产量（公斤）	643 397	5 951.12	2 256.87	435.44	17 410
种植业总收入（元）	643 397	3 176.26	606.83	0	65 280
种子种苗费用（元）	643 397	732.73	70.08	0	21 230
农家肥折价（元）	643 397	60.31	12.19	0	250.36
化肥费用（元）	643 397	596.29	73.89	0	8 271.39
农膜费用（元）	643 397	32.25	5.77	0	105.38
农药费用（元）	643 397	120.72	6.29	0	970.10
水电及灌溉费用（元）	643 397	71.94	8.66	0	748.95
其他材料费（元）	643 397	14.24	4.27	0	117.13
畜力费（元）	643 397	71.17	4.96	0	613
机械作业费用（元）	643 397	172.48	11.45	0	2 700
固定资产折旧及修理费（元）	643 397	25.88	2.91	0	600
小农具购置修理费（元）	643 397	11.43	3.41	0	200
土地租赁费用（元）	643 397	87.09	44.99	0	750
其他间接费用（元）	643 397	61.29	20.26	0	1 290
投工量（日）	643 397	70.05	19.75	0	530

① 家庭和村庄数据在 1992 年和 1994 年未开展调查。

续表 1

变量名	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
雇工费用（元）	643 397	103.01	24.86	0	1 966
家庭经营性收入水平（元）	643 397	14 263.34	2 148.59	0	441 728
与省会城市距离（公里）	462	179.93	143.63	3.56	1 148.61
与经济发达区距离（公里）	462	632.56	530.42	9.19	3 464.23
人口迁移情况（%）_常住人口口径	462	20.86	65.80	-68.03	894.12
人口迁移情况（%）_户籍人口口径	462	11.57	51.31	-66.60	1 202.99

（二）人口普查数据匹配

本文将固定观察点所有家户层面信息匹配到国家统计局第五次和第六次人口普查乡镇、街道层面人口数据上，获得所在地这十年间（2000—2010 年）乡镇、街道层面的人口迁入、迁出比例。^①这一结果相对于村调查表中的信息更为准确，同时反映了周边地区人口流动趋势，避免了村表数据中人口变量的测度误差。^②因此我们进行了乡镇、街道层面人口信息与固定观察点家户级别信息的匹配。

本文获取并整理了各村调查的原始资料，并综合考虑各方面因素，实现长时序数据下四百多个村庄 100%的精确匹配。在匹配的过程中，我们依靠固定观察点家户级别样本所在村位于的乡镇街道名称在人口普查乡镇街道数据中寻求匹配，单纯依靠名称即可成功匹配的比例大致在半数左右，此外通过多种手段解决了填写错误、行政区划变迁等问题。

（三）地理距离和经济距离数据匹配

我们发现人口迁移决策在农业生产率高和低的家户中表现出明显的异质性，进而影响土地流转行为，并且产生了“无效流转”的后果，我们希望探究是什么因素在影响人口迁移决策，并且导致农业生产率高的家户更倾向于迁移。本研究认为如果村落距离省会城市更远，或者距离沿海经济发达地区更远，将显著地导致人口的流出。研究选取了两个变量来刻画这种空间上的分布。本文使用固定观察点数据中村庄层面的数据，我们提取每个村庄的经纬度，并计算其与所在省份的省会城市的直线距离作为第一个变量。此外，我们选取了七个经济发达地区，分别为北京、上海、广州、杭州、厦门、青岛和苏州，计算每个村经纬度到上述七个地区的直线距离并取最小值。这是考虑到这些地区有大量劳动力密集型企业或出口导向性企业，吸纳农村劳动力较多。

三、指标构建与计算结果

全要素生产率（TFP）是最常见的用于综合度量要素投入转化为产出的效率指标。本文生产率测算方法是参考 Chari 等（2017）以及 Restuccia 和 Santaaulalia-Llopis（2017）文章中所提及的方法。其中，Chari 等（2017）运用关于特定作物投入和产出的详细调查信息来构建全要素生产率（TFP）和土地边际产出（MPL）的度量，这是目前使用固定观察点数据估计生产率的最新算法。本文的数据质量、长度、样本数等都有很大改进，提高了

① 直接用县级面板的人口数据与固定观察点家户级别的信息进行匹配的潜在担忧是，相对于村级单位，县层面的人口变化状况难以作为其中一个村人口迁移的测度。

② 这是因为村调查表每年信息填写以及上报的时间不同，农忙时期、过年之前和过年之后填写，人口的波动较大，且难以完全剔除村级行政区划调整的影响。

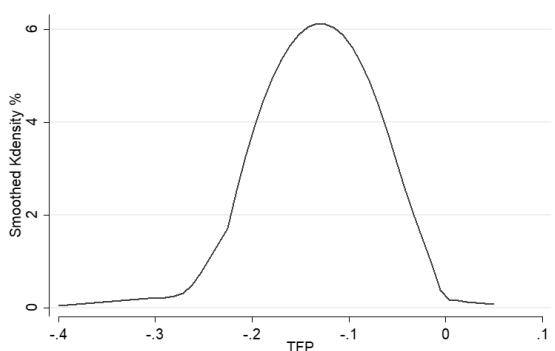
生产率核算的准确度。

我们需要测度农户层面的农业全要素生产率（ATFP），因此需要对于农村固定观察点数据集涉及的 16 种作物进行要素投入和产出层面信息的分类加总。我们系统清洗了 1986—2017 年农村固定观察点全样本数作物调查表，其中，畜力费用（元）、土地种植面积（亩）、投工量（天）直接纳入考量。将种子种苗费用、农家肥折价加总为“中间投入（元）”，按照通行做法我们从产值中扣减了中间投入，获得 y_{icvt} ，按作物加总到农户。机械作业费用、固定资产折旧及修理费、小农具购置修理费加总为“机械投入（元）”；土地租赁费用、雇工费用^①、副产品价值加总为“其他投入（元）”。并按照 Chari 等（2017）的方法做了相应细节处理。核心回归方程如下：

$$y_{icvt} = \alpha_c \log L_{icvt} + \beta_c \log N_{icvt} + \gamma_c \log K_{icvt} + \delta_c \log M_{icvt} + \phi_{icvt}$$

我们估计了 1986—2017 年全样本农业全要素生产率，固定效应的结果如图 1 所示。从要素弹性看，基于固定效应和随机效应计算的各要素投入弹性之和分别为 0.848 和 0.863，土地投入弹性超过 0.5，其次是劳动和资本，两种方法计算结果差异很小。本文使用了随机效应和固定效应两种模型。得出结果后，再次运用固定效应和随机效应计算的 ATFP，分别剔除村级固定效应，结果依旧稳健。

图 1 农户农业全要素生产率核密度分布



四、农业生产率与土地流转情况

进行农业全要素生产率的精确测度后，本文首先探究农业全要素生产率和土地流转的关系，以及前文提到的“无效流转”的情形是否在目前土地流转市场上广泛存在。其次，在过去的十几年间，中国经历了非常剧烈和快速的城市化进程，我们希望识别“无效流转”在跨年度之间是否长期存在。

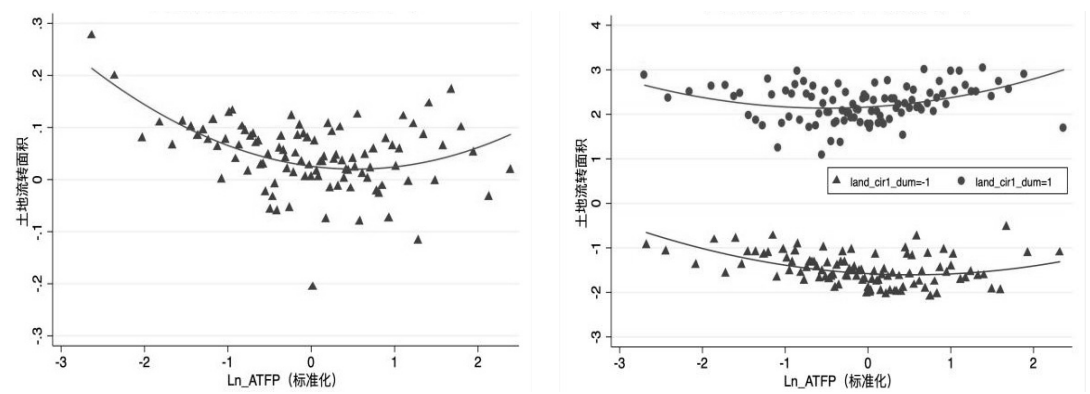
通常认为，土地流转能够改善长期以来我国农业生产内部土地细碎化的特征事实，土地流转比例的提升能够有效优化土地配置。这一假设看似直观，但是在以往的研究中证据有限；相反，随着中国城乡二元结构下城市化进程和工业化进程的不断推进，随着农村劳动力的不断外流，农村内部虽然人均耕种面积上升，但是精壮劳动力和高质量生产者的外

① 在细节上与 Restuccia 和 Santaaulalia-Llopis（2017）有一定差异，其将雇工工作时长算作劳动投入，而我们认为既然计算的是农户层面的农业全要素生产率，那么雇工工作时长折算的雇工支出应当作为中间投入计入，并且这类细节的处理并不影响结论。

流，使得土地配置的生产率可能随着土地流转比例的逐步上升而呈现总体下降的趋势。本文首次证明了这样一种担忧是成立的。

我们使用 Chetty 等（2013）开发的非参方法，观察其与土地流转的关系，并且绘制了图 2。为了使得图线更加规则，在这里我们使用标准化的对数农业全要素生产率口径。可以看出，在控制年份、省份和“年份×省份”固定效应的情况下，农业全要素生产率和土地流转净面积呈现较为明显的非线性关系，拐点位于中部。在分别考察净转入和净转出行为时，我们发现农业全要素生产率和土地流转的逻辑依旧成立，即随着农业全要素生产率的提高，农户更倾向于少转入土地，并多转出土地；随着农业全要素生产率越过拐点，则越倾向于多转入土地，并越倾向于少转出土地；同时可以观察到在转入行为中，拐点相较于转出行为更加偏向下分位点，但大都居于中部偏上，在之后的结果中我们也确实可以观测到农业生产率的流失更多是依靠高生产率群体的流出来实现的，下文回归结果进一步证明了这一观点。

图 2 土地流转面积与农业全要素生产率



注：基于本研究测算。所有变量均经过 1%、3%、5% 极端值剔除处理，结果均差异不大；此处报告的是经过 3% 极端值剔除之后的结果。图中，“land_cir1_dum=-1”表示流出土地的人群情况，等于 1 则为流入土地的人群情况。

（一）“U 形”流转关系的识别

回归结果表明（表 2），农业生产率与净转入面积的总体关系都不是传统研究所指出的单调关系。具体地，家户级别 ATFP 与土地流入行为呈现“U 形”关系，即净土地流入面积首先随着农业生产率的上升而下降，而后随着农业生产率的上升而上升，拐点大概在上四分之一分位点。从一次项的角度而言，ATFP 平均每上升一个标准差（一个标准差大约为 ATFP 均值的 33%），约导致土地净流入量每年平均下降 0.015 亩。总体而言，生产率居中的人群更多地流出了土地，而更少地流入了土地，上述结论在随机效应、固定效应及稳健性检验下依旧成立。

然而，平均农业生产率是否会随着土地流转行为的逐步深入而提升是不确定的，如果拐点足够靠右侧，高生产率农户转入的土地所带来的平均农业生产率的提升无法覆盖低生产率农户转入的土地所带来的平均农业生产率的下降，平均农业生产率随着土地流转而下降，构成无效流转。结合这一实证结果我们猜想，农业生产率居中上的人群更加倾向于转出土地，前往城市打工，对于这部分人群，城乡“拉力”因素更多地表现为对农业生产的冲击。

表 2 农业生产率与净转入面积的关系

净转入面积	随机效应	固定效应
ATFP	-0.352*** (0.088)	-0.151*** (0.004)
ATFP ²	0.144*** (0.027)	0.059*** (0.001)

注：土地流转单位为亩；样本量为 64 万；*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$ 。下同。

为此，我们将之前得到的净转入面积重新赋值，将年末土地经营面积减去年初土地经营面积大于零的观测值赋值为 1，作为土地净流入；小于零的观测值赋值为 -1，作为土地净流出；等于零的观测值赋值为 0，作为没有发生土地流转的行为。而将净转入面积转为流转行为决策的虚拟变量后，使用 Mlogit 估计，得到了类似结果，这一效应在流入和流出行为方面相反，且在固定效应算法下同样稳健。全样本结果显示，家户级别农业生产率与土地流入行为呈现“U 形”关系，即土地流入的概率首先随着农业生产率的上升而下降，而后随着农业生产率的上升而上升，拐点大概在上四分之一分位点；从一次项的角度而言，农业全要素生产率每上升一倍标准差，约导致每年土地净流入的概率下降 15%。而家户级别农业生产率与土地流出行为呈现“倒 U 形”关系，即土地流出的概率首先随着农业生产率的上升而上升，而后随着农业生产率的进一步上升而下降，拐点同样大概在上四分之一分位点；从一次项的角度而言，农业全要素生产率每上升一倍标准差，约导致每年土地净流出的概率上升 5%，表示土地净流入与农业全要素生产率的逻辑在土地流入流出概率上同样成立。这一关系在不同年份效应有所不同，表 3 列示了经济危机前后两个时段的结果，结论是稳健的。

表 3 分年份农业生产率与流转行为虚拟变量的关系

流转行为决策	家庭特征	2004—2007年		2008—2013年	
流转出土地	ATFP	0.072 (0.061)	0.352*** (0.095)	0.044 (0.042)	0.168*** (0.039)
	ATFP ²		-0.198*** (0.053)		-0.114*** (0.026)
流转入土地	ATFP	-0.076** (0.040)	-0.738** (0.304)	0.029*** (0.009)	-0.114*** (0.030)
	ATFP ²		0.051** (0.023)		0.085*** (0.022)

我们接着将土地流入、流出行为分别赋值为 1、-1，其余为 0，使用 Probit 模型重新进行固定效应估计，同样是稳健的“U 形”关系（表 4）；全样本结果显示，从一次项的角度而言，ATFP 每上升一倍标准差，约导致每年土地净流入的概率下降 6%，约导致每年土地净流出的概率上升 3%。

这一关系是否在长时序上成立？不同年份之间是否具有异质性？我们检验了土地流转行为与 ATFP 在跨年度之间的异质性。结果显示，虽然年内净流入面积和 ATFP 都表现出正“U 形”关系，即“无效流转”的流转模式确实存在。其中，2003—2007

年正“U形”关系更加明显，也说明“无效流转”的现象更加严重。而2003—2007年恰好是中国城市化、工业化发展最迅速的阶段，随着2008年金融危机的发生，中国外向型产业受到一定冲击，城市化的进程有所放缓，而农业部门“无效流转”的情况有所减弱，我们初步猜测，人口因素是影响流转模式是否有效的主要因素。

表4 流转行为虚拟变量与农业全要素生产率的关系

	(1) 流入行为 (取值为1, 0)	(2) 流入行为 (取值为1, 0)	(3) 流出行为 (取值为1, 0)	(4) 流出行为 (取值为1, 0)
ATFP	-0.153*** (0.004)	-0.151*** (0.004)	0.008** (0.003)	0.046*** (0.0034)
ATFP ²		0.060*** (0.001)		-0.068*** (0.001)
控制变量等	Yes	Yes	Yes	Yes
Pseudo-R ²	0.019	0.030	0.0032	0.049
样本数	567 776	567 776	428 594	428 594

按照对于全样本类似的实证逻辑，我们刻画了流转行为的虚拟变量和ATFP跨年度之间的异质性。结果显示，2007、2008年前后是“无效流转”的拐点最为明显的时期；而2004年则是农业生产率随着流转行为流失最严重的年份，从一次项的角度而言，ATFP每上升一个标准差，导致每年土地净流入的概率下降约7%。我们同时担心农业生产受地域的影响较大，省级层面固定效应无法控制的因素会与农业生产率相关，进而影响土地流转行为。因此，我们在村级层面上分年度对于ATFP取了均值，显示去均值之后的结果依旧是稳健的。

这一关系在作物层面同时存在，利用农户和作物层面的投入产出数据，我们选取了不同作物在种植面积和总劳动投入，以及该农户在该作物上农业全要素生产率及其二次项之间的关系，可以发现几乎均呈现“U形”关系，并且拐点也均处于农业全要素生产率分布的中段，这和上文识别是完全吻合的。同时我们将具体的种植面积更换为流入流出的虚拟变量进行估计，结果依旧是合意的。

(二) 稳健性检验

为了检验ATFP的稳健性，我们用固定效应下的农业全要素生产率测度重估了前文中的重要结论，结果都是稳健的（表5）。

表5 流转虚拟变量与农业全要素生产率的关系

	(1) 流入行为	(2) 流入行为	(3) 流出行为	(4) 流出行为
ATFP	-0.153*** (0.004)	-0.151*** (0.004)	0.008** (0.003)	0.046*** (0.004)
ATFP ²		0.060*** (0.001)		-0.068*** (0.001)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
Pseudo-R ²	0.0191	0.0295	0.00323	0.0493
样本数	567 776	567 776	428 594	428 594

（三）土地再配置的机制

这一部分将解释“U形”土地再配置的具体机制，并证明：第一，随着人口逐步迁出，农业生产内部会发生土地整合，且这种整合是被动的，这一发现和 Emerick 等（2016）结论类似，我们称为有限整合的机制。第二，农户层面农业全要素生产率的提升并不会导致农业总产出的上升，结合之前的回归结果，这也佐证了农业全要素生产率高的农户，并不倾向于流入土地，我们称为总量机制。第三，亩均利润并不能显著地促进土地净流入，我们称为利润机制，而城乡人口流动占到主导地位。

首先证明随着人口逐步迁出，农业生产内部会发生土地整合。全文所有的机制探讨最终落脚点都会回到是否作用于土地流转，以及是否会加剧或者削弱“无效流转”的程度。从表 6 的结果中可以看出，距离省会城市越远，人口下降越多，村内整合土地程度越大，自然留在第一产业中的人口土地净流入量越大，因此和前文的回归结果是逻辑自洽的，这也是符合无效流转的识别框架的。经济含义上，人口净迁出的比例每上升一个标准差，使得居民平均每年多流入 0.02 亩土地，这一结果和表 5 中的数据接近；而与省会城市的距离增加一个标准差，会使得村内的居民平均每年多流入 0.02 亩左右的土地，与经济发达地区的距离增加一个标准差，会使得村内的居民平均每年多流入 0.04 亩左右的土地。

表 6 土地流转、人口迁移的空间分布

面板数据回归	固定效应		随机效应	
	土地净转入量		土地净转入量	
人口迁移状况（2000—2010年常住人口口径）	-0.028** (0.013)		-0.028** (0.0138)	
人口迁移状况（2000—2010年户籍人口口径）		-0.040** (0.016)		-0.040** (0.016)
与省会城市距离	0.024*** (0.004)	0.023*** (0.004)	0.024*** (0.004)	0.023*** (0.004)
与经济发达地区距离	0.046*** (0.007)	0.043*** (0.007)	0.047*** (0.007)	0.043*** (0.007)
经营性收入水平	-0.024*** (0.001)	-0.024*** (0.001)	-0.024*** (0.001)	-0.024*** (0.001)
Adjust-R ²	0.02	0.02	0.02	0.02
样本数	609 076	609 076	609 076	609 076

注：经营性收入及距离等均为对数。控制年份省份等效应。下同。

Emerick 等（2016）识别了土地确权后，发现部分人口迁出之后，留存农户整合土地经营面积增多，生产率虽未上升，但是面积的上升仍然提升了留存农户福利。这暗含了城乡二元结构下人口迁移的动态福利效应，有能力迁移进城务工的高生产率农户分享了城市化和工业化相较于农业生产的工资溢价，而停留在农业生产内部相对低生产率的农户则通过平均经营规模上升和内部土地资源整合提升福利。本研究也观测到了类似现象。

同时，我们还观察到了两个机制：第一，亩均利润并不能显著地促进土地净流入；第二，农户层面农业全要素生产率的提升并不会导致农业总产出的上升。结合之前的回归结果，也佐证了农业全要素生产率高的农户并不倾向于流入土地，即与之前的逻辑自洽。我们仍然坚持认为是地区间城乡差距的因素，例如距离发达经济地区的距离、跨地区人口迁

移和地区平均经营性收入等因素在发挥作用。农业生产内部的利润、产出和生产率因素相较于前者只是家户生产、经营、流转、福利和迁移的次要考量因素，前者甚至构成了对后者的冲击。

我们首先检验第一个机制，探讨 ATFP 与农业总产出和亩均利润的关系。从表 7 的结果中，可以发现 ATFP 高的家庭不但没有提高农业总产出，反而是负向显著，这显示高农业生产率完全没有激励更多地投入农业生产；同时我们可以看到人口迁出更多的地方，农业总产出显著下降，这同样能够说明人口迁出更多的地方留下来的农业生产率更多地进行了内部土地的整合，降低了总的农业产出；和土地净转入量显著提高农业总产出一样，这一回归结果和之前的内容自治。亩均利润结果中，农业全要素生产率较高的家庭虽然能够显著提高亩均利润，但绝对数额的经济意义有限，农业全要素生产率翻倍只能带来亩均利润 70 余元（7.15%的亩均利润）的上升（第三列），相较于较大的城乡收入差距，这一利润上升很难激励高生产率家户留守农村。

表 7 农业生产率和农业生产经营的关系

变量名	(1) 农业总 产出	(2) 亩均利润 对数值	(3) 亩均利润 绝对值	(4) 亩均利润 对数值	(5) 亩均利润 对数值
ATFP	-454.89*** (9.53)	0.072*** (0.002)	77.49*** (7.12)	-0.012*** (0.003)	-0.019*** (0.003)
ATFP ²				0.024*** (0.001)	0.022*** (0.002)
土地净转入量	431.29*** (2.80)				
人口迁移状况 (2000—2010年)	-210.28*** (8.70)				
与省会城市距离					-0.090*** (0.007)
与经济发达地区距 离					-0.148*** (0.016)
Adjust-R ²	0.21	0.17	0.17	0.17	0.29
样本数	609 823	235 621	235 621	235 621	235 621

结合前文结果，距离经济发达地区和省会城市越远的地区家户经营性收入越小，而后者的经济效应是成倍于前者的，这同样证明了距离经济发达地区和省会城市越远地区的高农业生产率并没有激励更多的家户从事农业生产，反而更倾向于迁移。

我们检验亩均利润是否能够显著提高家户流入土地的概率。表 8 的结果显示亩均利润的提高无法导致更多的土地净流入，亩均利润每提高一个标准差（亩均利润均值的 74%），大致使得土地净流入量平均每年下降 0.05 亩；而在控制了亩均利润后，ATFP 每下降一个标准差，大致使得土地净流入量平均每年下降 0.06 亩；亩均利润更高的农业家户显然受到了更大的经济诱惑而退出了农业生产。农业全要素生产率和距离变量的回归结果依旧稳健。并且我们将土地净转入量替换为土地流入流出概率，发现亩均利润的上升对于土地流入和流出的概率均有负向影响，对于流入的负向影响则更大，即高亩均利润的农业家户会更显著地表现为厌恶流入更多的土地，同时流出更多的土地。

表 8 亩均利润和土地流转

被解释变量：土地净流入量	(1)	(2)	(3)
亩均利润	-0.072*** (0.006)	-0.0832*** (0.007)	-0.090*** (0.007)
ATFP		-0.181*** (0.006)	-0.371*** (0.009)
ATFP ²			0.122*** (0.004)
与省会城市距离		0.128*** (0.006)	0.127*** (0.006)
与经济发达地区距离		0.103*** (0.014)	0.125*** (0.014)
经营性收入		0.127*** (0.0003)	0.128*** (0.0003)
农业总收入		0.044*** (0.001)	0.031*** (0.001)
Adjust-R ²	0.03	0.04	0.05
样本量	235 621	229 977	229 977

五、总结与政策建议

本文发现农户间“无效流转”的情形在农村土地流转中广泛存在，即农业全要素生产率更高的农户选择外出务工获取更高回报，倾向于将土地流转给低农业全要素生产率的留守农户，这与政策所鼓励的土地规模化、专业化流转并存。土地配置改进和经营者生产率降低导致土地流转比例的上升，并且提升了农业全要素生产率；这也验证了 Cheng 和 Chung (2017) 的基本观点。在城市化进程加速的 2003—2010 年期间，无效流转状况更加明显。无效流转的“U 形”识别结果在不同作物层面均有不同程度显现。

乡村振兴战略的提出在城乡二元结构下，以农业生产和农村居民福利作为着力点，熨平城乡差距，实现工农业联动发展，上述目标的推行离不开农业产业政策的具体制定。我们认为最重要的是制定农业产业政策，促进农业产业政策，精准助力农业生产经营主体，在尊重市场规律基础上提高政策效率。

同时，应进一步重视农业新型经营主体在农业生产中的基石作用。2018 年中央经济工作会议在“扎实推进乡村振兴战略”的基础上提出，“要重视培育家庭农场、农民合作社等新型经营主体，注重解决小农户生产经营面临的困难，把他们引入现代农业发展大格局”。同年中央一号文件强调，“坚持城乡融合发展。坚决破除体制机制弊端，使市场在资源配置中起决定性作用，更好发挥政府作用，推动城乡要素自由流动、平等交换，推动新型工业化、信息化、城镇化、农业现代化同步发展，加快形成工农互促、城乡互补、全面融合、共同繁荣的新型工农城乡关系”。以上两点也都承认在城乡联动发展的前提下，强调新型农业经营主体在城乡二元结构中所能发挥的作用。本文识别的“U 形”可以证明，依靠农户间流转土地的同时存在效率改进和效率损失两个机制，不足以为农村增产增收提供新动力。从农业生产率的角度上而言，新型农业经营主体占比的提升方可以充分利用人

口流出带来的土地集聚，其生产力提升是维持农村生产繁荣的重要依托，并可以为国家粮食安全提供保障，因此，新型农业经营主体是乡村振兴战略中不可或缺的重要支柱。未来第一产业劳动人口中新型农业经营主体占比必须达到一定比例，才能实现农业现代化和城市化进程良性、联动发展，才能在城乡人口流动的基础上保障我国农村的繁荣，并利用高效率的农业生产提升留守农户的经营绩效和收入水平。今后我们研究的重点也将放在如何细化和落实乡村振兴战略的具体政策上。

参考文献：

1. 黄枫、孙世龙：《让市场配置农地资源：劳动力转移与农地使用权市场发育》[J]，《管理世界》2015年第7期。
2. 林毅夫：《解读中国经济》[M]，北京大学出版社，2014年第2版。
3. 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年第11期。
4. 钱忠好、牟燕：《土地市场化是否必然导致城乡居民收入差距扩大——基于中国23个省市自治区直辖市面板数据的检验》[J]，《管理世界》2013年第2期。
5. 钱忠好：《非农就业是否必然导致农地流转——基于家庭内部分工的理论分析及其对中国农户兼业化的解释》[J]，《中国农村经济》2008年第10期。
6. 文一：《伟大的中国工业革命：发展政治经济学——一般原理批判纲要》[M]，清华大学出版社，2016年第1版。
7. 游和远、吴次芳：《农地流转、禀赋依赖与农村劳动力转移》[J]，《管理世界》2010年第3期。
8. 赵西亮：《农民工与城市工资——来自中国内部移民的证据》[J]，《经济学》（季刊）2018年第3期。
9. 甄小鹏、凌晨：《农村劳动力流动对农村收入及收入差距的影响——基于劳动异质性的视角》[J]，《经济学》（季刊）2017年第2期。
10. 朱诗娥、杨汝岱、吴比：《中国农村家庭收入流动：1986~2017年》[J]，《管理世界》2018年第10期。
11. Adamopoulos, T., Brandt, L., Leight, J., et al., 2017, "Misallocation, Selection and Productivity: A Quantitative Analysis with Panel Data from China" [R], National Bureau of Economic Research.
12. Chari, A.V., Liu, E.M., Wang, S.Y., et al., 2017, "Property Rights, Land Misallocation and Agricultural Efficiency in China" [R], National Bureau of Economic Research.
13. Cheng, Y.S., Chung, K.S., 2017, "Designing Property Rights over Land in Rural China" [J], *The Economic Journal*, Vol.128, No.615: 2676-2710.
14. Chetty, R., Friedman, J. N., Saez, E., 2013, "Using Differences in Knowledge Across Neighborhoods to Uncover the Impacts of the EITC on Earnings" [J], *American Economic Review*, Vol.103, No.7: 2683-2721.
15. Emerick, K., et al., 2016, "Technological Innovations, Downside Risk, and the Modernization of Agriculture" [J], *American Economic Review*, Vol.106, No.6: 1537-1561.
16. Restuccia, D., Santaaulalia-Llopis, R., 2017, "Land Misallocation and Productivity" [R], National Bureau of Economic Research.
17. Sen, A., 1982, *Poverty and Famines: An Essay on Entitlement and Deprivation* [M], Oxford University Press.
18. Storesletten, K., Zhao, B., Zilibotti, F., 2018, "Business Cycles during Structural Change" [D], Unpublished Manuscript.
19. Trevor, T., Zhu, X.D., 2018, *Trade, Migration and Productivity: A Quantitative Analysis of China* [M], Manuscript, University of Toronto.

(H)