

城乡差距、农业生产率演进与农业补贴*

——基于新结构经济学视角的分析

余航^{1,2} 周泽宇¹ 吴比³

摘要：诱致性变迁因素和强制性变迁因素是审视农业土地流转与农业生产率变迁的主导理论。本文通过测度农业全要素生产率以及刻画其变动规律与影响因素，发现传统的诱致性变迁因素并不能良好地解释目前城乡二元结构下农业生产率的变迁。本文基于1986~2017年农业农村部固定观察点数据发现：（1）土地配置效率改进与留守农户平均生产率降低并存，后者部分抵消了土地流转对农业全要素生产率的改进；（2）城乡二元结构的“拉力”主导农业生产效率，到发达经济地区和省会城市的距离能够在较大程度上解释农村内部农业生产率变动；（3）自上而下的农业补贴政策改革呈现出异质性效果，这能够成为乡村振兴战略针对性改善农业生产绩效的重要抓手；（4）以农业补贴为主的各类农业产业政策的“推力”能够有效缓解城乡差距对农业生产率的负面冲击。新结构经济学的政策导向对于乡村振兴战略的具体实施具有非常重要的借鉴意见。

关键词：农业生产率 农业补贴 乡村振兴 城乡差距

中图分类号：F323.5 F291.3 **文献标识码：**A

一、引言与背景介绍

继2017年党的十九大报告首次提出乡村振兴战略以来，2018年中央“一号文件”和政府工作报告等均高度关注这一主题，有关政策立足于农业供给侧结构性改革大方向，着力于解决优化农业产业体系、生产体系、经营体系，提高土地产出率、资源利用率和劳动生产率等方面的问题。究其原因是在长时间农业转型发展进程中，中国广大农村仍然未从根本上脱离“小农经济”的本质，农村土地仍然以“小农经济”为主要生产方式（叶敬忠等，2018），农业生产效率仍然偏低，对农业农村发展和区域脱贫致富形成制约，并塑造了三农问题基本格局。而要从根本上解决小农经济顽疾，提高土地生产率、土地资源的利用效率，就必须抓住土地规模化、集约化、现代化经营的方式。截至2016年底，中国土地流转工作已经取得了重大进展，农村流转土地面积已超过35%，流转出土地的农户占比已达

*本文研究获得清华大学中国经济社会数据研究中心的资助，以及“中华思源工程扶贫基金会闽善公益基金”的资助。本文通讯作者：周泽宇。

到30.8%^①，刘闯等（2019）发现，一些村庄不同类型的农户（“保障生计类”“辅助收入类”“潜在退路类”“规模收益类”）均有土地流转行为。因此，城乡二元结构下，土地流转背后的成因十分复杂。如果无法证明土地流转是朝着有效提升平均农业生产率的方向演进，那么单纯地推动土地流转和确权的政策，难以对冲人口外流带来的生产率下行，亲友邻里间闲置土地低效流转和新型经营主体流入土地并存，这表现为一些地区目前土地流转带来的效率改进仍然不足，土地流转的优势仍未充分发挥。只有充分考虑土地流转背后的机制，才能保证同时实现“弥合城乡差距”“保障农村繁荣稳定”两个目标，从而回答什么样的农业补贴政策会改善土地等资源配置效率、从而更为准确有效服务乡村振兴战略这一问题。

中国作为全世界最大的发展中国家，在经济转型和发展中重要的特征事实就是城乡二元结构和快速的工业化、城市化进程，这类特征事实在全世界的发展中国家广泛存在，但是其他国家却从未像中国一样有着如此迅猛的进程（文一，2016）。发展经济学逐步衍生出的两个常见理论框架可以解释中国城乡二元结构变迁，即诱致性变迁理论和强制性变迁理论。诱致性变迁因素一般被认为是非制度因素，包括地理因素和所在地区经济发展因素，决定了农业内部土地等资源配置效率。而强制性变迁因素被认为是农业内部制度变迁因素，它决定了农业内部的资源分配，尤其是土地分配。2002年《中华人民共和国土地承包法》（以下简称《土地承包法》）的出台属于较为典型的强制性变迁因素（Cheng and Chung, 2017），一系列的农业补贴政策和税收减免政策也是通过制度改革作用于农村资源配置效率。围绕着两大方向，近年来土地流转的相关研究聚焦于决定土地流转的因素以及土地流转的影响机制，并侧重于制度改革和非制度诱因。

在中国城乡二元结构的大背景下，当前中国城市发展因素决定了城乡的变迁，在工农业关系中，工业的发展水平决定了农业的调整空间。有关诱致性变迁方面的文献相对较为丰富，从中国的社会现实出发，也确实可以观察到更多符合诱致性变迁理论的特征事实。中国拥有全世界最大规模的农民工群体和人口的年内迁移（Trevor and Zhu, 2019）；同时，工农业之间形成了长期巨大的工资差异，外出非农就业（或农户就地兼业）和农业生产之间也存在巨大的收入差距，并且这种情况还在持续扩大。在诱致性变迁理论的视角下解释中国的特征事实则更为合理。

诱致性变迁这一理论框架说明，在城乡二元结构下，城乡差距可以在市场化进程中自然收敛。但很遗憾，城乡二元结构长期存在且缓慢收敛的事实并没有证明这一点。中国城乡间绝对差距仍在不断扩大，农民工真正市民化、落户城市还有一定难度。地区差异和城乡差异引发的人口外流加剧了农村的产业空心化、人口空心化；农村“自生能力”不断流失，剩余劳动力逐步转移。这些现象引起了政府与学界的广泛关注和讨论。在这一形势下，城乡二元结构变动为农业部门的生产和绩效带来了负面冲击（Storesletten et al., 2018），农村的较慢改进会影响城乡差距的收敛速度。同样遗憾的是，已有文献虽然关注了中国转型发展中重要的特征事实，但也只是简单地区分了农业部门和工业部门，并分析其结构演变。中国农业部门的变动是直接影响农村生产生活环境的，而不仅仅是产业间演替的问题，

^①参见：《农村承包地确权登记颁证试点工作进展顺利》，http://www.gov.cn/xinwen/2017-11/30/content_5243351.htm。

农业生产背后有较多维度的政策考量，也存在着诸多摩擦。诱致性变迁理论同样无法解释发展中国家内部产业间无法收敛的特征事实。

上述情况，绝非诱致性变迁因素毫无解释能力，而是由于近年学术讨论较多关注诱致性变迁的因素，城市的拉力对农村资源配置起到较强的主导作用，而强制性制度变迁因素在解释中国特征事实中的作用研究相对较少。将两种理论视为对立面，进而寻求对某一理论的绝对证据支持，这种做法是不可取的。事实上，两种理论在多数问题的解释上并不是绝对对立的，在很多特征事实中，市场化的力量和政策的力量二者在同时发挥作用，共同作用于城乡结构变迁和农村农业内部资源配置。

新结构经济学的探讨对上述两个理论框架的对立统一可能起到有益的作用。虽然新结构经济学暂时没有针对农业领域特定的理论框架或者理论模型，但在新古典经济学理论的基础上，通过因势利导框架引入政府产业政策助力的经济思想，本文认为是符合中国农业发展的实际和客观要求的。伴随着市场化改革的推进，城市化和工业化进程会推动人口不断从农村进入城市，从第一产业流入第二、三产业。这是当前城乡二元结构结构变迁的大趋势。如何保证农业部门在人口流失的情况下减缓产业空心化，这正是新结构经济学因势利导框架下产业政策发挥的可行空间，也是乡村振兴战略下农业补贴政策具体实施时所需要注意的重要议题。

诱致性变迁与强制性变迁理论是学界过去十几年土地流转以及农业生产率变动讨论的焦点，以下大量的文献与之有关：第一，《土地承包法》实施后，土地自由流转是否促进了农户层面和地块层面的农业生产要素的投入（Deininger and Jin, 2005）。第二，土地流转等因素是否促进了农村居民的非农就业和人口迁移（钱忠好，2008；游和远和吴次芳，2010；范红忠，2010；黄枫、孙世龙，2015；陈飞、翟伟娟，2015）。第三，在城乡二元结构下，工农业是否属于良性的联动发展，城乡差距收敛的程度如何（钱忠好、牟燕，2013；Ali et al., 2014；赵西亮，2018；甄小鹏、凌晨，2017）。第四，农村部门内部农业要素投入的错配状况是否得到了改善，尤其是土地要素错配（盖庆恩等，2015；冒佩华等，2015；盖庆恩等，2017；Adamopoulos et al., 2017），而Ayerst et al.（2018）则聚焦于越南的情况，为分析农业农村资源错配问题提出了较好的分析框架。第五，中国土地流转与最优土地经营规模的测算情况（倪国华、蔡昉，2015；李谷成，2009）。综合来看，上述研究文献主要存在以下问题：第一，中国的特征事实无法一直支持城乡差距自然收敛的假设，而农业补贴这类强制性制度变迁的异质性影响没有得到足够重视。第二，在讨论具体的土地流转与人口迁移的问题时，缺乏对农业生产部门生产主体异质性的讨论，比如新型农业经营主体与普通农户，高生产率农户与低生产率农户等等；第三，受限于数据，一些文章测度农业全要素生产率（ATFP）的手段较为有限，样本量和覆盖区域相对较少这些问题限制了文章结论的适用性。

上述问题的存在也制约了土地流转、人口迁移与城乡二元结构整体探讨的科学性和精确度。本文致力于构建一个城乡二元结构的动态框架，如图1所示，将诱致性变迁理论与强制性变迁理论放在统一框架下予以审视，讨论和分析了如下三点：第一，诱致性变迁理论仍是发展经济学的重要理论，本文发现刻画诱致性变迁因素的变量仍然是解释城乡生产率变动的主因。第二，虽然诱致性变迁因素仍是解释城乡差距的主因，但本文发现诱致性变迁理论难以解释近些年城乡二元结构收敛不明显的趋势。

原因在于随着人口迁移，在农业生产内部要素再配置进程中，农业主体的生产能力表现出异质性，其表现在土地要素上的现象是“无效流转”的发生，这一异质性的特征事实被以往研究普遍忽略。第三，强制性变迁因素，例如农业补贴作用于农业生产，是对诱致性变迁理论良好的补充。由于存在农业生产主体的异质性，因此，农业补贴的作用效果同样存在异质性，能够促进城乡差距收敛需要科学决策这一前提。本文认为，新结构经济学思想对农业补贴效率提升这一问题有所帮助，并且对于乡村振兴战略的具体落地能够提供良好的政策建议。

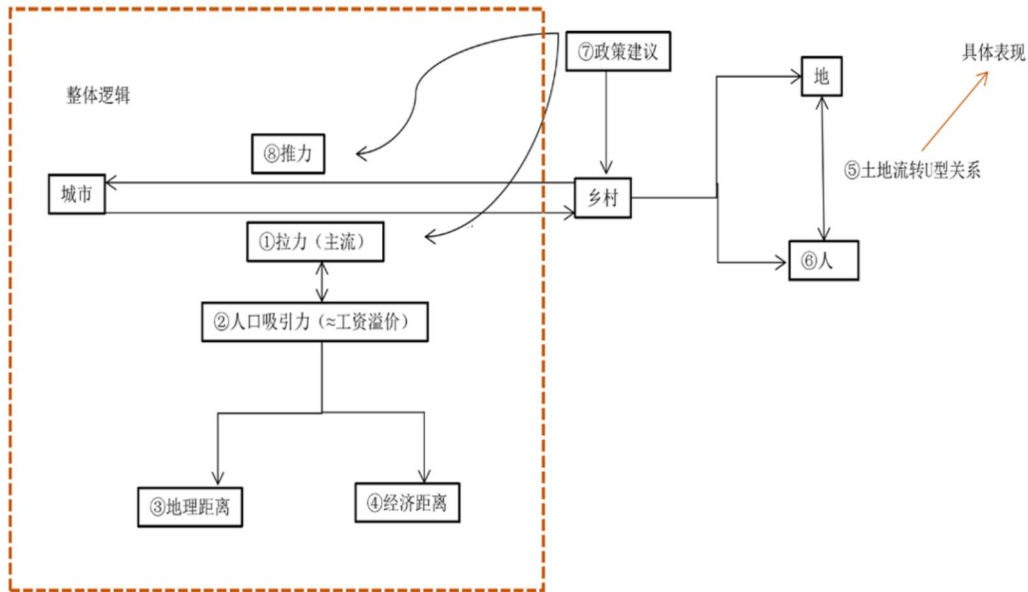


图1 本文分析框架

注：①“拉力”即城乡之间的拉力因素。②本文使用的2000年第五次人口普查数据和2010年第六次人口普查数据中乡、镇、街道层面人口数据。③重点考虑并计算每个村庄到东部经济发达地区距离。④非本研究重点考虑，使用农村固定观察点数据集中多个口径收入数据进行控制（但发现经济距离依地理距离的分布有相关性）。⑤人口流出后（暂不考虑人口流出异质性），农业生产内部自然会发生整合（无论主动还是被动），会推动流转相应发生，本文有一些内部整合发生的证明，这也是倪国华、蔡昉（2015）讨论的出发点。⑥不同ATFP的家庭（Chari et al., 2017）会受到异质性的影响。⑦考虑异质性农业生产主体下，城乡差距的短期收敛存在一定障碍，因此仅仅依靠“拉力”并不足以解决资源配置，还需要依靠制度变迁产生异质性“推力”；单单靠“拉力”会产生土地资源动态错配，对生产形成负面冲击。乡村振兴战略的提出要求农业生产内部“推力”的介入。⑧顶层设计引发的强制性制度变迁会对城乡二元结构产生较大影响。

本文的研究基于1986~2017年农业农村部固定观察点的全样本数据，改进了Chari et al.（2017）利用地区、家庭、作物层面数据计算农业全要素生产率的算法，从而具有以下四点优势：第一，相较于一般常用的地区层面的农业数据，家户层面的数据包含了更多的信息，能够进行更加精细的识别。第二，2003年后，农村固定观察点数据进行了问卷调整，收集了作物层面的投入和产出数据，为考察更多农村问题提供了帮助。如Chari et al.（2017）测度了作物层面农业全要素生产率，并系统考察了

在政策冲击下作物层面的投资变动。本文研究也涉及作物层面农业全要素生产率测度的改进方法，以避免不同作物带来的生产率不可比的问题。第三，家户层面的数据可以根据不同研究需要加总（Adamopoulos et al., 2017），如 Emerick et al. (2016) 的研究，将家户数据加总到农场层面和地区层面。第四，农村固定观察点的数据集时序较长，处理和匹配后变量含义和口径相对统一，可以提供较好的数据精度。

本文可能的贡献有以下几点：第一，证明了目前的土地制度设计会导致在土地流转过程中，拥有较高农业全要素生产率的群体，倾向于将土地流转给较低农业全要素生产率的群体。因此土地流转的进程并非趋向于提高平均农业全要素生产率的方向。仅仅依靠基层自发的基于市场化的流转行为，并不能促使长期农业全要素生产率的提升，故而存在需要农业产业政策介入的可能。第二，将村级层面的信息和全国第四次、第五次人口普查的信息匹配后发现，从平均意义上看，人口流出量较大的村庄的农业生产率在不断下降。这为“农村空心化”影响生产的担忧提供了定量证据，倪国华、蔡昉（2015）论证的拐点暂未到来。第三，通过计算每个村庄到省会和东部经济发达地区的距离，发现地理距离越远、越贫穷的村庄，人口越倾向于迁出。来自贫穷的偏远地区的迁移人口，未必能够长期留在城市，这为城市化进程带来不确定性。第四，检验了具有新结构经济学思想的一种机制，即农业补贴的提高如何作用于农业全要素生产率。本文发现作用机制是异质性的，即农业补贴对于人口净流出的村庄具有减缓农业生产率下降的作用，而对于人口净流入的村庄则没有发生类似效应，甚至还将恶化农业生产率，因此农业产业政策必须因地制宜，这为乡村振兴战略具体政策落地提供了参考。

二、农业生产率测度

本部分首先介绍数据集，以及本文如何使用 Chari et al. (2017) 和 Ayerst et al (2018) 方法，基于农业农村固定观察点数据集测度中国农业全要素生产率。Chari et al. (2017) 和 Ayerst et al (2018) 两篇文章的方法是处理该问题较为实用且先进的两套测度方法；其次将农村固定观察点数据集村级层面的数据与第五次（2000年）、第六次（2010年）人口普查乡、镇、街道层面人口数据进行匹配；最后，将计算农村固定观察点数据集中每个村庄到东部经济发达地区的距离作为地理距离，并讨论在后续回归中如何进行控制。

本文研究均是基于 1986~2017 年农业农村固定观察点数据集和国家统计局第五、第六次人口普查数据展开。其中，多数分析是基于上述两个数据集在村级层面上的匹配，故下文会介绍两套数据的特点。

（一）变量及其数据处理

本文涉及的变量主要分为三个部分：第一是用于计算农业全要素生产率的投入产出方面的变量；第二是刻画城乡差距的人口迁移和地理信息（距离）变量；第三是相关农业补贴变量。

本文研究的基础是测度家户层面的农业全要素生产率（ATFP）。测度 ATFP 之前，对相关变量涉及的数据做了必要的处理。首先，对农村固定观察点数据集涉及的 16 种作物的要素投入和产出信息进行分类加总。本文整理了 1986~2017 年农村固定观察点全样本作物调查表，其中，畜力费用、土

地种植面积、投工量直接纳入考量。种子种苗费用、农家肥折价、化肥费用、农膜费用、农药费用、水电及灌溉费用、其他材料费和其他间接费用加总为“中间投入”，随后按照通行做法从产值中扣减了中间投入，从而获得净产值，按作物加总到农户层面。机械作业费用、固定资产折旧及修理费和小农具购置修理费加总为“机械投入”；土地租赁费用、雇工费用^①等加总为“其他投入”。

其次，将农村固定观察点村级层面的信息匹配到国家统计局第五、第六次人口普查乡镇、街道层面的人口数据上，以识别2000~2010年十年间乡镇层面人口迁移比例是如何影响村庄层面的平均农业全要素生产率和土地流转行为的^②。这一方式相较于采用村调查表中的信息更为准确，同时反映了乡镇而非村内部的趋势^③。因此，本文进行乡镇、街道层面人口信息与农村固定观察点农户层级信息的匹配。

笔者获取并整理了各村调查的原始资料，实现了长时序数据下累计462个村庄的精确匹配。在匹配过程中，依靠农村固定观察点农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找匹配样本。本步骤中，半数左右的村庄成功匹配，无法直接匹配的做了进一步处理，分为以下几种：

(1) 乡-镇-街道的转换。在该情形下，主要依据关键词、特征信息（公路、高速公路名称和特征地名）和经纬度进行匹配^④。

(2) 行政区划未变，名称改变。在该情形下，主要依靠所在省市县信息回溯进行匹配。

(3) 名称、代码或所在乡镇等信息填写错误。在该情形下，主要利用经纬度信息^⑤、村级信息、互联网公开信息等进行校准和修复，并联系当地调查负责人复核。

(4) 经济开发区因素。2000年以后，各地的经济开发区都进行了大规模的扩张。省会城市下辖的几个乡镇可能合并成为经济开发区管委会。在该情形下，主要依照2010年经济开发区口径，回溯往年数据并加总。

(5) 行政区划调整。在该情形下，利用政府文件、统计年鉴等资料查找行政区划调整的具体时间

^①本文在细节处理上与Chari et al. (2017) 和Ayerst et al (2018) 有一定差异，前两篇文献将雇工工作时长算作劳动投入，而本文认为，既然要计算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的一部分，不过这类细节的处理并不影响结论。

^②一种常见的思路是使用县级面板的人口迁移数据与农村固定观察点农户级别的信息进行匹配。然而，以县级层面的人口变化作为下辖村级单位的代理变量，适用性仍然值得讨论。故而本文采用乡镇层面的人口数据，相较之下更为精准。

^③每年填写的村表信息以及上报的时间不同。由于农忙时期以及春节期间人口波动较大，村表信息实则无法反映真实的常住人口情况。

^④例如，2010年第六次人口普查时，广西壮族自治区南宁市高新区的安宁街道在2000年时称南宁乡，2004年时称安宁镇，这些都需要利用行政记录和网络信息加以调整和匹配，避免出现大量无法匹配的缺失值。

^⑤在调查时，乡镇、街道名称时常出现笔误，少数民族地区音译地名调整等情况。本文利用经纬度和政府文件等进行调整。

和内容，并逐个处理。对于个别村庄划归为新成立乡镇的情况，采用县级数据代替乡镇数据。

如果发现人口迁移决策在不同农业生产率的农户中表现出明显的异质性，从而可能影响土地流转行为并产生“无效流转”的情况，则需要进一步探究影响人口迁移决策的机制。相较于发达国家，发展中国家的城市化进程将更加依赖于外贸条件，因此，在空间分布上会相对集聚(Henderson et al., 2017)。本文构造了村庄到省会城市和东部经济发达地区的距离来刻画空间上的经济聚集效应。选取东部七个经济发达且吸纳农村人口较多的区域（北京、上海、广州、杭州、厦门、青岛和苏州），提取村庄经纬度信息，测算村庄到每一个经济发达地区中心城市的直线距离，选取最小值作为村庄到东部经济发达地区的距离。

最后，本文选取农村固定观察点数据集中关于农业补贴的三个变量检验具体机制，分别为从政府获取的收入（1986~2017年）、从政府获取收入项下各类农业补贴^①（2013~2017年）和从政府获取收入项下救济救灾抚恤（2013~2017年）。

（二）数据来源

农村固定观察点调查是1984年经中央书记处批准，由中央政策研究室和原农业部具体组织，在全国各省份开展连续跟踪的一项农村问题调查工作。农村固定观察点年度常规调查数据有两个鲜明的特征和优势：一是调查范围广、样本量大、时间跨度长。该调查目前有调查农户23000户，调查村381个行政村，样本分布在全国除港澳台外的31个省（区、市）。二是调查内容丰富。从2003年起，该调查使用了农村住户（农户）和家庭成员（个人）两级问卷。调查问卷涉及“家庭成员构成”“土地情况”“家庭全年收支”等情况，较为全面地反映了中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。

通过对农户、家庭成员、村庄样本进行变量统一匹配，本文使用了1986~2017年家庭面板数据、2003~2017年家庭成员面板数据、1986~2017年村庄面板数据，其中，1992年和1994年并未进行调查。本文数据整理过程部分参照了朱诗娥等（2018）的有关成果。农户数据、村庄家庭数据的匹配情况如下：一是农户数据完全匹配。根据生成的唯一识别码ID，对2003年以后的家庭和家庭成员数据进行匹配，共匹配样本334603个。二是村庄和家庭数据的匹配。家庭和村庄的样本匹配率高达90%。

主要变量的描述性统计详见表1。其中，土地转入量（亩）是按照问卷中家庭当年土地转入总量和当年土地转出总量的差值并做了同口径调整后计算得到。

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
土地转入量（亩）	643397	0.196	0.034	-28.5	60
农作物播种面积（亩）	643397	9.75	2.11	2.179	80.34

^①包括退耕还林（还草）及粮食直补款、良种补贴、购买生产资料综合补贴、购置和更新大型农机具补贴、家电下乡补贴、汽车摩托车下乡补贴。

城乡差距、农业生产率演进与农业补贴

总产量 (公斤)	643397	5951.12	2256.87	435.44	17410
种植业总收入 (元)	643397	3176.26	606.83	0	65280
化肥费用 (元)	643397	596.29	73.89	0	8271.39
种子种苗费用 (元)	643397	732.73	70.08	0	21230
农家肥折价 (元)	643397	60.31	12.19	0	250.36
农药费用 (元)	643397	120.72	6.29	0	970.10
水电及灌溉费用 (元)	643397	71.94	8.66	0	748.95
其它材料费 (元)	643397	14.24	4.27	0	117.13
畜力费 (元)	643397	71.17	4.96	0	613
机械作业费用 (元)	643397	172.48	11.45	0	2700
固定资产折旧及修理费 (元)	643397	25.88	2.91	0	600
小农具购置修理费 (元)	643397	11.43	3.41	0	200
土地租赁费用 (元)	643397	87.09	44.99	0	750
其他间接费用 (元)	643397	61.29	20.26	0	1290
投工量 (日)	643397	70.05	19.75	0	530
雇工费用 (元)	643397	103.01	24.86	0	1966
家庭经营性收入水平 (元)	643397	14263.34	2148.59	0	441728
农业补贴水平 (元)	129025	360.63	457.22	0	3600
到省会城市距离 (公里)	462	179.93	143.63	3.56	1148.61
到经济发达区距离 (公里)	462	632.56	530.42	9.19	3464.23
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	1202.99

通过人口普查可以查清全国人口的数量、结构和分布情况，以及人口的社会、经济、文化等特征。中国分别在 1953 年、1964 年、1982 年、1990 年、2000 年及 2010 年进行了 6 次全国人口普查。由于技术条件限制，前三次人口普查只发布了人口普查主要数据公报及全国人口普查资料综合卷，第四次人口普查发布了《中国分县市人口资料》。2000 年以后，人口普查数据发布增加了分乡、镇、街道的普查资料，劳动力数据资料以及民族人口资料等。为方便社会公众对人口普查数据的需求，国家统计局还发布了《中国 2000 年人口普查资料》和《中国 2010 年人口普查资料》。本文主要使用了第五、第六次人口普查数据的《分乡、镇、街道的人口普查资料》。在数据处理时，将农村固定观察点的每个村和这个村所在乡镇街道来源与《分乡、镇、街道的人口普查资料》中的信息进行匹配。

(三) 农业全要素生产率测度

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。一般而言，核算 TFP 的关键在于如何处理好“估计方法”和“要素投入度量”两大问题。对于前者，难点在于如何选取合适的生产函数以较为贴近地描述“投入——产出”的生产过程，这需要探讨不同生产函数之间的内在联系。目前核算 TFP 的方法主要有三种：第一是增长核算法，需要预先估计资本和劳动的份额，再计算全要素生产率的增长。第二是参数法，最小二乘法 (OLS)、固定效应模型 (FE) 等。第三是

半参数或非参数方法，这类方法可以很好地解决选择偏差和同步偏差等问题，常用于微观个体的研究。

本文研究对农业全要素生产率的测算参考了 Chari et al. (2017) 和 Ayerst et al (2018) 的方法。其中，Chari et al. (2017) 使用关于特定作物投入和产出的详细调查信息来计算全要素生产率 (TFP)、土地边际产出 (MPL) 和资本边际产出 (MPK) 等，这是目前使用农村固定观察点数据估计生产率最新的算法。其假设 TFP 可以分解为：①固定的农民-农作物组成部分，捕捉农民固定的农作物种植能力；②年份固定效应，捕捉对所有人的跨期生产率冲击；③村庄内正在种植某种作物的所有农民都有的时变因素；④特定的农民和特定年份的农作物效应。本文的数据质量、长度、样本数等相较前述文献均有较大改进，并提高了生产率核算的准确度。为了进一步检验数据质量以及算法的可靠性，本文重新对要素投入进行归类，将数据集中的十几类要素投入具体分为土地投入、机械投入、劳动投入和其他投入。具体估算 ATFP 的回归方程为：

$$y_{icvt} = \alpha_c \log L_{icvt} + \beta_c \log N_{icvt} + \gamma_c \log K_{icvt} + \delta_c \log M_{icvt} + \phi_{ic} + \phi_{it} + \phi_{cvt} + e_{icvt} \quad (1)$$

(1) 式中， y_{icvt} 表示位于 v 村庄的农户 i 在作物 c 上 t 年的总产出价值量对数值， L 、 N 、 K 、 M 分别表示相对应的土地、劳动天数、机械成本和其他投入成本， ϕ 是对应的农业全要素生产率。为了避免不同作物、不同地区之间的差异，本文分别测度了 ϕ_{ic} ， ϕ_{it} ， ϕ_{cvt} 。

本文研究估计了 1986~2017 年全样本农业全要素生产率，结果与 Chari et al. (2017) 基于 2002~2010 年农村固定观察点数据集的估计结果较近。详见图 2，要素弹性见表 2。

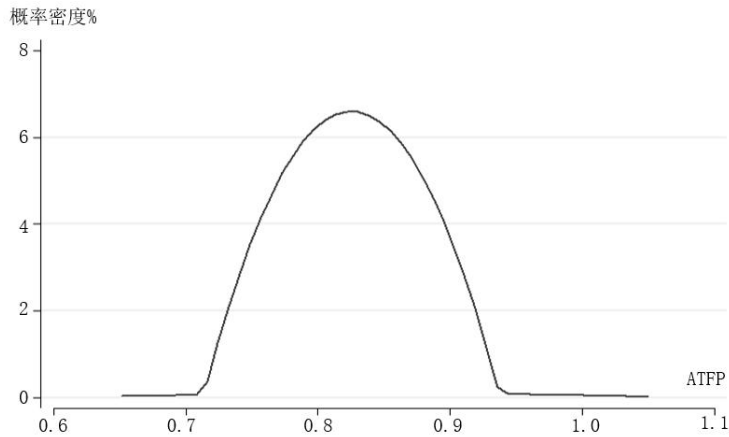


图2 农户农业全要素生产率核密度分布

注：图中农业全要素生产率为随机效应计算结果。固定效应计算结果与之类似。

表2 生产函数的各类投入要素弹性检验

被解释变量：产出	固定效应	随机效应
土地投入	0.531***(0.001)	0.525***(0.001)

劳动投入	0.218*** (0.001)	0.234*** (0.001)
机械投入	0.024*** (0.000)	0.026*** (0.002)
其他投入	0.075*** (0.001)	0.078*** (0.001)
样本数	643397	643397

注: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。其他投入为各类中间投入加总。

本文使用了随机效应和固定效应模型,以随机效应模型结果为基准。同时,用固定效应模型重复回归过程,结果是稳健的。使用固定效应和随机效应计算的家户层级农业全要素生产率(ATFP),均分别剔除了村级固定效应(De-mean),结果依旧稳健。本文研究庞杂但重要的工作是估算所有作物对于每种要素的产出弹性,详见表3。

表3 各个作物的要素弹性描述

作物种类	土地投入	标准误	机械投入	标准误	劳动投入	标准误
小麦	0.461***	0.014	0.152***	0.008	0.056***	0.008
稻谷	0.755***	0.010	0.061***	0.004	-0.027***	-0.007
玉米	0.723***	0.012	0.078***	0.006	0.032***	0.008
大豆	0.667***	0.025	0.011	0.014	0.154***	0.019
薯类	0.386***	0.048	0.074***	0.027	0.181***	0.038
其他粮食	0.530***	0.050	0.056*	0.028	-0.062*	-0.036
棉花	0.495***	0.019	-0.009	-0.011	0.106***	0.017
油料	0.537***	0.178	-0.081	-0.074	0.744***	0.141
糖料	1.596	1.191	-0.166	-0.745	-0.737	-0.797
麻类	0.784***	0.094	0.111***	0.042	-0.331***	-0.087
其他经济作物	0.590***	0.090	0.095	0.068	-0.316***	-0.101
蔬菜	0.511***	0.026	0.099***	0.018	0.214***	0.024
其他作物	0.512***	0.167	0.288	0.181	0.635***	0.192
水果	0.575***	0.057	-0.025	-0.030	0.342***	0.049
其他园地作物	0.811***	0.183	0.221**	0.125	-0.074*	-0.048

注: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。未列示其他投入要素投入弹性。

不同作物生产函数不同,要素投入弹性也不尽相同,通常计算获得的ATFP在作物间存在不可比的问题,因此,通过控制各种作物的生产率均值,本文可以部分削弱这一问题,从而提高比较和分析的精度。

三、异质性主体间农地再配置

在农业全要素生产率的测算后,可以进一步研究农业主体在生产能力上的异质性特征。本部分首先探究农业全要素生产率和土地流转的关系,以及是否在农业土地流转市场中存在“无效流转”的情形。其次,在过去的十几年间,中国经历了剧烈且快速的城市化进程,如果存在“无效流转”,那么是否存在年份异质性,具有哪些特点。最后,分析种植的作物种类是否会对家庭土地流转行为带来异

质性影响。

通常认为，土地流转能够改善长期以来中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可以有效优化土地配置。这一假设看似直观，但以往研究中却没有充足的证据加以支撑；与此同时，随着中国城乡二元结构下城市化和工业化进程不断推进，农村劳动力不断外流，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。

表 4 给出了农业生产率与土地转入面积关系的估计结果。表 4 回归结果表明，从农业生产率与转入面积的总体关系看，并没有传统研究指出的单调关系。具体来说，农户级别农业生产率与土地流入行为呈现“U 型”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，拐点大概位于上四分之一分位点处。从一次项的角度看，农业全要素生产率平均每上升一个标准差^①，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、固定效应和索洛残差算法的检验下依旧稳健。

表 4 农业生产率与土地转入面积的关系

被解释变量：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)
控制变量	Yes	Yes
年份	Yes	Yes
省份	Yes	Yes
样本数	643107	643107

注：ATFP 为农户农业全要素生产率。回归时控制了省份、年份等效应。土地转入面积单位为亩。*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

在此结论下，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。如果拐点趋向右边，高生产率农户转入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土地所带来的平均农业生产率的下降，故而平均农业生产率随着土地流转而下降，这就构成了“无效流转”。结合这一结果推测，农业生产率居中上的人群更加倾向于转出土地，退出农业劳动力市场，前往城市工作。对于这一部分人群，城乡“拉力”因素更多表现为对农业生产的冲击。

将前文得到的转入面积重新赋值，将大于零的观测值赋值为 1，认作土地净流入；小于零的观测值赋值为-1，认作土地净流出；等于零的观测值赋值为 0，认作没有发生土地流转行为。将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（如表 5 所示）。二次项结果在流入和流出两方面行为相反，且在固定效应算法下同样稳健。

表 5 农业生产率与流转行为虚拟变量的关系估计

流转行为决策	(1)	(2)
--------	-----	-----

^① 一个标准差大约为农业全要素生产率均值的 33%。

(取值0, -1, 1)			
-1	ATFP	0.126***(0.005)	0.567***(0.009)
	ATFP ²		-0.166***(0.003)
1	ATFP	-0.457***(0.009)	-0.563***(0.008)
	ATFP ²		0.132***(0.003)

注：ATFP 为农业全要素生产率。回归时控制了年份、省份等效应，控制了农户特征等控制变量。*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。

表 5 显示，农户层面农业生产率与土地流入行为呈现“U 型”关系，即农户流入土地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，拐点大致位于上四分之一分位点处。从一次项的角度而言，农业全要素生产率每上升一个标准差，约导致每年土地净流入的概率下降 15%。

而农户农业生产率与土地流出行为呈现“倒 U 型”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，拐点同样大致位于上四分之一分位点处。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概率上升 5%。表 4 中的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。

随后，将流入或者流出行为分别赋值为 1，其余为 0，使用 Probit 模型重新进行估计，同样获得了稳健的“正 U 型”关系，如表 6 所示。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 6%，约导致每年土地净流出的概率上升 3%。

表 6 流转行为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	-0.183***(0.004)	-0.0289***(0.004)	0.080***(0.003)	0.258***(0.0034)
ATFP ²		0.068***(0.001)		-0.075***(0.001)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
年份	Yes	Yes	Yes	Yes
省份	Yes	Yes	Yes	Yes
最大似然比	-130419.89	-129037.66	-118739.19	-116653.27
Pseudo - R ²	0.019	0.030	0.0032	0.049
样本数	600540	600540	466530	466530

注：ATFP 为农户农业全要素生产率。回归时控制了年份、省份等效应，控制了农户特征等控制变量。*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。

四、城乡视角下农业生产率变动

在中国剧烈的城镇化和工业化进程中，城乡二元结构转型对农村生产生活的冲击较大，农业部门生产率向城市收敛的速度偏慢。上文已经证明了农户层级农业全要素生产率与土地流，转行为的非线性

性关系，即存在无效流转或低效流转的情形。换言之，随着土地流转的深入，没有证据表明有一部分土地从低农业全要素生产率的家户流入了高农业全要素生产率的家户，后者可能外出务工，从而使得流出土地的整体利益大于其高生产率带来的额外农业收益。土地流转并不一定会简单地遵循资源从低生产率经营主体向高生产率经营主体流动的经济规律，这是二元经济结构分析的特殊之处。

从总量上看，土地流转带来的农业生产率提高，也许并不能覆盖人口外流带来的务农人员平均质量下降，甚至可能呈现出家户层面的平均农业全要素生产率随着流转比例的提高而下降的现象。这一城乡人口流动驱动下的土地流转虽然改善了城乡人口配置效率，但是会对农业生产效率带来一定冲击。Sen (1982) 就曾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是否为正向关系，是否存在越流转越贫困的机制。本部分内容为这一担忧提供了一个微观层面的证据。

Emerick et al. (2016) 的研究是近些年关于土地确权政策下短期内土地大规模再配置经济绩效考察的重要文献，其实证结果是基于墨西哥多个层级微观数据的全面考察。Emerick et al. (2016) 发现，墨西哥在土地确权政策实施之后，出现人口向城市部门迁移概率提高、主要农业地区人口下降、农业内部农场种植规模扩大、农村内部居民福利改善等现象，但没有发现农业生产内部农场平均农业生产率显著提高。基于确权的土地自由流转的经济绩效，更多体现在城市化和工业化进程中，对于农村居民福利的影响相对有限，对于土地层面平均农业生产率的影响更加不确定。因此，无论在理论上还是在经验研究上，自由流转下土地再配置对于平均农业生产率的影响均是不确定的，对农业生产本身而言，土地流转带来的经营效率改善并不能减少人口外流。

本文认为，农业全要素生产率与土地流转行为之间非线性的关系主要源自于城乡二元冲击下，巨大的城乡差距导致人口流出，同时导致了农业部门生产率的流失。

如表 7 所示，2000~2010 年，人口迁移的比例和村级层面的平均农业全要素生产率呈现显著的正相关关系，即随着特定乡镇街道人口的净流出，位于该乡镇街道的村庄层面平均农业全要素生产率呈现下降的趋势，且村庄家户平均经营性收入越高，村级层面平均农业全要素生产率就会越低，这一现象在常住人口口径和户籍口径下均成立。常住人口口径下，人口迁出每增加一倍标准差，将使得村级层面的平均农业全要素生产率每年下降约 4%。户籍人口口径下，人口迁出每增加一倍标准差，将使得村级层面的平均农业全要素生产率每年下降约 5%。这一结果验证了在城乡二元冲击下，巨大的城乡差距导致人口流出。

与此同时，随着高农业生产率的家户迁出以及土地从高生产率的家户流入到低生产率的家户，无论在面积上还是概率上，土地流转行为和家户自身的农业全要素生产率均呈现出非线性关系。

表 7 人口迁移状况和村庄层面农业生产率

被解释变量：村庄层面农业全要素生产率	(1) 随机效应	(2) 随机效应	(3) 固定效应	(4) 固定效应
人口迁移状况 (2000~2010年常住人口口径)	0.006*** (0.0003)		0.006*** (0.0003)	
人口迁移状况		0.008***		0.008***

城乡差距、农业生产率演进与农业补贴

(2000~2010年户籍人口口径)		(0.003)		(0.0030)
家户层面收入水平	-0.082***	-0.079***	-0.082***	-0.079***
	(0.0004)	(0.0004)	(0.0004)	(0.0004)
其他控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
年份	Yes	Yes	—	—
省份	Yes	Yes	Yes	Yes
样本数	609823	609823	609823	609823
Adjusted - R ²	0.99	0.99	0.97	0.97

注: ATFP、经营性收入等均为家户级别数据。*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。

不同回归设定下,中国人口迁移情况对农业全要素生产率的影响依旧稳健。如表8所示,在引入了距离因素之后,上文中关于平均村级层面农业生产率和乡镇街道层面人口迁移关系的主要结果依旧稳健,表现为正向关系。流入人口越多的乡镇街道,其对应匹配村庄的平均农业生产率上升越多,这一点说明,除去距离因素,人口迁移仍然单独影响着农业内部的生产率。

加入人口迁移因素后发现,只有到东部经济发达地区距离变量依旧显著,且表现为正向关系,即村庄到经济发达地区的距离越远,村庄层面的平均农业生产率越高;之后的回归中,除非必要,优先选用到东部经济发达地区距离变量。回归结果显示,相较于到省会城市的距离,村庄到东部经济发达地区距离的影响更大且更为显著,这和中国当前人口外流形势相近,中西部地区劳动力大多流向东部各用工需求较大的工业区域,或这些区域的中心城市,而非就地留在当地的地级市或省会城市,跨省迁移情况明显,而这种迁移对农业全要素生产率的影响是显著的。表8结果均为使用固定效应模型测算的生产率ATFP。使用随机效应的结果依然保持稳健。

表8 农业全要素生产率、人口迁移的空间分布

	村级层面ATFP	村级层面ATFP	村级层面ATFP
人口迁移状况 (2000~2010常住人口口径)		0.012***	
		(0.001)	
人口迁移状况 (2000~2010户籍人口口径)			0.0065***
			(0.0021)
到省会城市距离	-0.0012*	-0.0003	-0.0009
	(0.007)	(0.0007)	(0.0006)
到经济发达地区距离	0.0073***	0.0063***	0.0050***
	(0.0013)	(0.0013)	(0.0013)
家户经营性收入水平	-0.0385***	-0.0391***	-0.0389***
	(0.0002)	(0.0002)	(0.0003)
省份	Yes	Yes	Yes
年份	Yes	Yes	Yes
Adjusted - R ²	0.19	0.19	0.19
样本数	619018	609076	609076

注: ATFP、经营性收入等均为家户级别数据。补贴、收入、距离等均为对数。*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。

五、农业补贴的异质性影响

与以往文献类似,本文同样认为城乡“拉力”因素是决定城乡二元结构变动以及不同地区农业生产率变动的主因,换言之,新古典理论仍然发挥着主导作用。因此可以猜想,作为有益补充的农业生产内部的强制性变迁因素在具体作用上同样存在异质性的政策效果。原因在于,市场化大背景下的城市化和工业化进程仍在继续,农业补贴的介入很难逆转城乡二元结构下城乡之间巨大的工资溢价,正如无效流转的存在同样可以证明农业内部有限的土地资源整合同样难以逆转城乡之间巨大的工资溢价。因此,农业补贴的具体作用机制需要因地制宜。进一步猜想,在人口流失较为严重,城市“虹吸”效应较为明显,距发达经济地区较远的农业地区,农业补贴的作用效果应当更好,后续的估计结果也证明了这一点。

如表9所示,无论是所有来源于政府的收入口径、农业补贴口径,类似的农业产业政策对农业生产率的影响机制相近。其中,(3)~(6)的口径是考虑了政府发放的各类农业补贴、扶持性投入以及灾后生产性补贴等,这些资金虽然不完全来源于特定的农业产业政策,但是其对农业生产的收益提供了保障或兜底效果,也发挥了农业补贴政策的效果。从平均意义而言,并没有观察到各类补贴、救济可以促进平均农业生产率增长的证据,较大程度上似乎并不利于农业生产率的提高,这一点和经济学传统意义上的认知相符合。不过,由于考虑到某些地区农业生产率低,农户增产增收难度大,因此加大了补贴和救济的程度,这一逻辑和试图论证的经济关系并不矛盾。但是,从表9的估计结果中发现了另一个有趣的关系,即在人口迁出比例大的村庄,农业补贴、救济、以及其他来源于政府的收入可以有效减缓农业生产率的下降(详见(2)、(4)、(6)列),即各类补贴、救济、政府收入和人口迁移比例的交互项呈现显著的负向关系,尤其在表9的(6)列中,在加入了交互项后,各类补贴、救济、政府收入的变量变得不再显著,说明后者主要是借助交互效应来发挥作用。

表9 各类补贴对于人口迁移、农业平均生产率影响

被解释变量: ATFP	(1) 农业补 贴加总	(2) 农业补 贴加总	(3) 政府收 入加总	(4) 政府收 入加总	(5) 救济、 救灾、抚恤加 总	(6) 救济、 救灾、抚恤加 总
补贴	-0.5830*** (0.085)	-0.5400*** (0.0904)	-0.2350*** (0.0192)	-0.2060*** (0.0201)	-0.5350** (0.2309)	-0.3570 (0.2410)
迁移×补贴		-0.2390** (0.1070)		-0.1789*** (0.0335)		-0.3030*** (0.0618)
人口迁移(2000~ 2010)	0.0493*** (0.0078)	0.0584*** (0.0101)	0.0043*** (0.0016)	0.0075*** (0.0018)	0.0479*** (0.0113)	0.0883*** (0.0140)
平均经营性收入 水平	-0.0178*** (0.0023)	-0.0177*** (0.0023)	-0.0693*** (0.0070)	-0.0671*** (0.0069)	-0.0244*** (0.0025)	-0.0243*** (0.0025)
到发达经济地区 距离	0.0289*** (0.0048)	0.0288*** (0.0048)	0.0118*** (0.0011)	0.0118*** (0.0012)	0.0256*** (0.0054)	0.0261*** (0.0054)
年份	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

城乡差距、农业生产率演进与农业补贴

省份	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Adjust - R ²	0.06	0.07	0.20	0.20	0.05	0.06
样本数	130920	130920	624834	624834	84240	84240

注：经营性收入、ATFP 等均为农户级别数据。补贴、收入、距离等均为对数。人口迁移为常住人口口径，使用户籍人口口径结果不变。政府收入加总为农户获得的所有来自于政府补贴性、扶持性投入的加总。*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

上述实证结果为政府加大农村农业的扶持和投入提供了证据。新结构经济学理论框架尊重新古典经济学，但是在新古典经济学基础上强调有为政府和产业政策的引导性作用。农业生产补贴、生活救济和来源于政府的收入并没有对于农业生产产生巨大的帮助，从一定意义上而言甚至产生效率损失现象，这也暗示着主要依靠市场手段调节农业生产和发展应当是主流的政策。本文研究也发现了农业补贴、救助和来源于政府收入的有效作用机制，即这些投入在人口迁出比例大的村庄能够有效减缓农业生产率的下降，这就体现了新结构经济学强调产业政策引导的有效性。

新结构经济学曾经对发展中国家制定本国产业政策提出了一个“增长甄别和因势利导六步法”，这一政策框架在中国特定的行业内部同样适用。有效地对产业政策作用的潜在主体进行识别，将是产业政策作用效果的关键。对于农业政策而言，这种识别表现在对特定作用地区以及特定经营主体的识别上，从而提高政策的针对性。上述实证结果已经提供了一个很好的证据。

六、乡村振兴战略：靠“推力”缩小城乡二元差距

本文所有实证结果落脚点在于探讨城乡二元结构是否可以有效收敛，尤其是从生产角度和居民福利角度综合论证。虽然城乡差距下的“拉力”因素是影响城乡二元结构演进的主要推动力，但这一主导机制是不可能天然完成城乡二元结构收敛的。因此，要求乡村振兴战略作为城乡关系中重要的“推力”在城乡二元结构的演进和收敛中发挥作用，切实推动城乡二元结构的收敛。乡村振兴战略的必要性和经济基础首先就体现在城乡差距的有效收敛上。

强制性制度变迁通过农村生产经营绩效的改善减小了离土离乡的“推力”。例如，2002年《土地承包法》出台，2002~2006年中国开始持续开展农业税费改革、分步取消农业税；2003~2006年，中国铺开各类补贴政策，且力度不断上升。从2006年到2017年，在政策和制度层面再无2002~2006年这样的密集调整。本文研究发现，在无任何强制性因素介入的前提下，如前文所述，农业平均生产经营状况似乎并没有在市场化的作用下趋向更好，城乡“拉力”理论的解释框架则遇到了挑战。

贺大兴、姚洋（2011）提出了一个中性政府的新政治经济学框架来解释中国的转型和发展，这个理论框架的政策含义在于，中国共产党是一个“斯密”式政党，中国共产党领导下的中国政府是一个“斯密”式政府。这就意味着在经济发展过程中，需要在不同主体和不同要素之间保持中性。相较于城市部门和工业部门，本文认为中性政府理论框架的政策意义更加适用于中国的农村。因为在这个理论框架下，政府的“有为”或者“中性”即使能够充分发挥其作用，但是在不同主体、不同要素上势必会有“先后关系”，即在不同时期和情形下选择不同的政策，对不同主体发展的先后予以取舍，从

而保障整体利益，但这并不意味着政府对特定群体存在偏爱或攫取；在中国工业部门和城市部门快速发展的膨胀期，相应主体极有可能借助相应政策在这一特定时期的具体表现而空前地发展自身，扩大体量，快速地获取市场垄断势力并成为既得利益者。这些情况往往是政策制定者难以预计的，也是违背政策制定初衷的。而笔者认为，这些状况在农村地区将会得到抑制。农业部门内部很难由单独个体形成所谓的利益集团或者垄断势力。因为个体初始禀赋不足，以及农业生产的特质和土地流转等一系列政策的限制，农业生产主体的扩张速度无法加快。中国农村生产状况更多的是细碎化、分散化、小农化的特征，因此落实到具体的产业政策上，如果制定的初衷是符合中性政府理论框架的，那么相应的政策实施效果也应该是普适的、广泛的、平均的。

新中国成立后多数时期内，农业为工业建设和发展提供了税费支持和补贴，农业农村哺育的大量劳动力为中国工业化进程提供了优质产业工人。宏观层面，农村与农业生产的高弹性为中国应对负面经济冲击提供了更强的韧性与就业弹性（Storesletten et al., 2018）。中国农业和农村的这些贡献均为新中国建国以来经济高速发展提供了坚实的基础，农民也为新中国的积累和发展做出了巨大的牺牲。近年来，社会各界关于工业反哺农业、城市支持乡村的呼声和实践一直存在，伴随着工业相较于农业体量的巨大膨胀，这一“反哺”是符合时代趋势的，也是工业等部门应当承担的必要责任。并且，本文认为这一反哺的进程丝毫不晚，中国农业依旧没有达到充分发展的水平，农业生产率仍有较大提升空间。事实上，周泽宇、董志勇（2019）研究了2008年前后，被公认为农业生产高度发达的美国农业人均生产率和农业人口人均收入相较于工业仍然具有相当明显的差距，即2008~2018年这段时期内，美国的农业人均产值和人均收入开始大幅上升并接近美国工业的相应水平，若按照人均收入口径，个别年份农业人均收入超过工业人口人均收入。其进一步计算发现，未来二十年内中国农业的潜在增长率仍将保持较高水平，且高于中国当前的农业发展速度。因此，乡村振兴战略的制定和实施不但具有非常良好的民意基础，还有着充分的经济潜力和社会价值，可以进一步激发乡村的内生动力，从而从“输血”过渡到“造血”。

七、总结

本文通过测度农业全要素生产率并刻画其变动规律，发现传统的诱致性变迁因素无法良好地解释目前城乡二元结构下农业生产率的变迁，进而，自上而下的农业补贴政策将会呈现异质性效果，这也是乡村振兴战略出台并作为农业生产领域重要推力的初衷。

全文基本结论如下：第一，无效流转和低效流转情形在农村土地流转中仍有存在，城乡二元结构带来的拉力导致更高的农业全要素生产率群体倾向于将土地流转到低农业全要素生产率的群体，因此，随着土地流转的深入，农村平均农业全要素生产率有可能恶化，土地流转带来生产效率改进无法完全对冲生产率下行，这要求中国继续加强对农业的补贴和投入，保障农业生产经营效率。简单而言，仅仅依靠基层自发的基于市场化的流转行为无法导致长期农业全要素生产率的上升，这为农业产业政策的介入提供了可能性。第二，人口流出大的村庄，在平均意义上农业生产率可能下行。第三，到省会以及东部经济发达地区距离越远的地区越倾向于人口迁出；越贫穷的地区越倾向于人口迁出，而上述

二者在中国工业化和城市化的进程中是高度相关的。贫穷偏远地区的迁移人口抵御风险的能力较弱，更有可能成为城市部门的不稳定因素。第四，农业补贴政策对于人口外流倾向不同的村庄效果不同，尤其是对人口净流出的村庄，补贴政策能够减缓农业生产率的下降。这意味着新结构经济学强调的政策引导效应有其合理性，制定农业补贴或者农业产业政策必须因地制宜，尽量作用于人口流出较为严重的农村地区。

因此，乡村振兴战略的推行往往离不开农业产业政策的具体制定。本文研究认为，最重要的一点在于需要制定一个农业产业政策作用主体的政策识别框架，以帮助不同农业产业政策和不同农业生产经营服务主体的匹配，在尊重市场的基础上切实提高政策效率。本文认为，新结构经济学的相关思想有助于乡村振兴战略的具体实施，无论在实证部分，还是乡村振兴战略的必要性部分均强调了乡村振兴战略的落脚点仍然应该放在真正造成城乡差距的主要因素上，有效地缩小地区间差距。至于地区内部的资源整合和生产率的有效提升依然需要依赖最基础的市场机制发挥作用，形象化来说，乡村振兴战略就像是将一个农业地区重新拉回到正确良性循环轨道的“推力”一样。新结构经济学强调“找准赛道”和产业政策“因势利导”的重要意义。很显然，前后二者有着非常类似的思想内涵和政策导向，本文研究认为，新结构经济学相关理论体系的不断丰富和深入能够为乡村振兴战略提供有益的支撑和帮助，今后研究的重点也将放在如何更细致地在新结构经济学思想的指导下细化和落实乡村振兴战略的具体政策。

参考文献

- 1.陈飞、翟伟娟，2015：《农户行为视角下农地流转诱因及其福利效应研究》，《经济研究》第10期。
- 2.范红忠、连玉君，2010：《家庭内部和家庭外部的农村剩余劳动力及民工荒：基于湖北汉川的农户调查》，《世界经济》第11期。
- 3.盖庆恩、朱喜、程名望、史清华，2015：《要素市场扭曲，垄断势力与全要素生产率》，《经济研究》第5期。
- 4.盖庆恩、朱喜、程名望、史清华，2017：《土地资源配不当与劳动生产率》，《经济研究》第5期。
- 5.贺大兴、姚洋，2011：《社会平等、中性政府与中国经济增长》，《经济研究》第1期。
- 6.黄枫、孙世龙，2015：《让市场配置农地资源：劳动力转移与农地使用权市场发育》，《管理世界》第7期。
- 7.李谷成、冯中朝、范丽霞，2009：《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）》第1期。
- 8.林毅夫，2014：《解读中国经济》，北京：北京大学出版社。
- 9.刘闯、仝志辉、陈传波，2019：《小农户现代农业发展的萌发：农户间土地流转和三种农地经营方式并存的村庄考察》，《中国农村经济》，第9期。
- 10.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。
- 11.钱忠好，2008：《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》，《中国农村经济》第10期。

- 12.钱忠好、牟燕, 2013: 《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 个自治区直辖市面板数据的检验》, 《管理世界》第 2 期。
- 13.文一, 2016: 《伟大的中国工业革命: 发展政治经济学——一般原理批判纲要》, 北京: 清华大学出版社。
- 14.游和远、吴次芳, 2010: 《农地流转、禀赋依赖与农村劳动力转移》, 《管理世界》第 3 期。
- 15.叶敬忠、豆书龙、张明皓, 2018, 《小农户和现代农业发展: 如何有机衔接?》, 《中国农村经济》, 第 11 期
- 16.赵西亮, 2018: 《农民工与城市工资——来自中国内部移民的证据》, 《经济学(季刊)》第 3 期。
- 17.甄小鹏、凌晨, 2017: 《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》, 《经济学(季刊)》第 2 期。
- 18.周泽宇、董志勇, 2019: 《中国农业生产经营行为的中长期预测——基于高斯-牛顿(Gauss-Newton)迭代的预测方法》, 《经济与管理研究》第 9 期。
- 19.朱诗娥、杨汝岱、吴比, 2018: 《中国农村家庭收入流动: 1986~2017 年》, 《管理世界》第 10 期。
- 20.朱喜、史清华、盖庆恩, 2011: 《要素配置扭曲与农业全要素生产率》, 《经济研究》第 5 期。
- 21.Adamopoulos, T., Brandt, L., and J. Leight, et al., 2017, "Misallocation, Selection and Productivity: A Quantitative Analysis with Panel Data from China", *National Bureau of Economic Research*.
- 22.Ali, D. A., Deininger, K., and G. Markus, 2014, "Environmental and Gender Impacts of Land Tenure Regularization in Africa: Pilot evidence from Rwanda", *Journal of Development Economics*, 110: 262-275.
- 23.Ayerst, S., Brandt, L., and D. Restuccia, 2018, "Market Constraints, Misallocation, and Productivity in Vietnam Agriculture", Working Paper: tecipa-615.
- 24.Chari, A. V., Liu, E. M., and Wang, S. Y., et al., 2017, "Property Rights, Land Misallocation and Agricultural Efficiency in China", *National Bureau of Economic Research*.
- 25.Cheng, Y.S., and Chung, K.S., 2017, "Designing Property Rights over Land in Rural China", *The Economic Journal*, 128, (615): 2676-2710.
- 25.Deininger, K., and Jin, S. Q., 2005, "The Potential of Land Rental Markets in the Process of Economic Development: Evidence from China", *Journal of Development Economics*, 78(1): 241-270.
- 27.Emerick, K., et al., 2016, "Technological Innovations, Downside Risk, and the Modernization of Agriculture", *American Economic Review*, 106(6): 1537-1561.
- 28.Henderson, J. V., et al., 2017, "The Global Distribution of Economic Activity: Nature, History, and the Role of Trade", *The Quarterly Journal of Economics*, 133(1): 357-406.
- 29.Sen, A., 1982, *Poverty and Famines: An Essay on Entitlement and Deprivation*, Oxford University Press.
- 30.Storesletten, K., Zhao, B. and Zilibotti, F., 2018, "Business Cycles during Structural Change: Arthur Lewis' Theory from a Neoclassical Perspective", *National Bureau of Economic Research Working Paper*.
- 31.Trevor, T., and Zhu, X. D., 2019, "Trade, Migration and Productivity: A Quantitative Analysis of China", *American Economic Review*, 109 (5): 1843-72.

(作者单位: ¹北京大学经济学院;

²清华大学中国经济社会数据研究中心;

³农业农村部农村经济研究中心固定观察点办公室)

(责任编辑: 陈静怡)

Urban-rural Disparity, the Evolution of Agricultural Productivity and Agricultural Subsidies

Yu Hang Zhou Zeyu Wu Bi

Abstract: The factors of induced change and the factors of compulsory change are the leading theories to examine the transfer of agricultural land and the change of agricultural productivity. This article finds that the traditional factors of induced change cannot fully explain the changes of agricultural productivity under the dual structure of urban and rural areas. Specifically, based on the full sample dataset of the Fixed Tracking Observation Point (or Research Center for Rural Economy Dataset, RCRE Dataset) of the Ministry of Agriculture and Rural Affairs from 1986 to 2017, the study finds that: (1) The improvement of land reallocation efficiency coexists with the reduction of the average productivity of the left-behind farmers, and the latter partially offsets the improvement of the total factor productivity of agriculture by land circulation. (2) The “attraction” of urban-rural dual structure dominates agricultural production efficiency, and the distance to the developed economic regions and provincial capitals can explain the change of agricultural productivity to a large extent. (3) The top-down agricultural subsidy policy reform shows a heterogeneous effect, which can be an important starting point for Rural Revitalization Strategy to improve agricultural production performance. (4) The driving force of various agricultural industrial policies based on agricultural subsidies can effectively alleviate the negative impact of urban-rural gap on agricultural productivity. The policy orientation of new structural economics is of great significance for the specific implementation of Rural Revitalization Strategy.

Key Words: Agricultural Productivity; Agricultural Subsidy; Rural Revitalization; Urban-Rural Gap