

从要素配置角度看 中国农业经营制度的历史变迁*

钟甫宁

摘要：在资源禀赋既定的情况下，经济的增长取决于资源配置和利用效率。资源禀赋与政治经济制度相互作用，共同决定资源配置和利用效率。对农业和农村经济发展而言，生产的季节性、人口密度和经济活动强度也是资源禀赋的一部分，对经营制度的形成和演变具有不可忽视的影响。本文从资源配置的角度回顾中国农业经营制度的变迁，并以此为据讨论今后进一步演变的方向。从历史变迁的角度看，农业生产资源的配置和利用效率不仅取决于政治经济制度，也取决于具体的经营制度。以土地制度为核心的产权关系应当有利于激励农民做出更多努力，国民经济的发展应当有利于吸收过剩的农业劳动力，农业内部的经营制度应当正确反映农业生产的特点。未来的农业生产组织应当具有充分的弹性，能够像制造业的全球产业链一样在不同层次上进行分工协作。“看得见的手”应当帮助生产者实现这种具有弹性的协作方式，而不是力图实现本社区、本地区的封闭式生产，在与外界的联系方面只重视生产资料、资金和商品的流通。

关键词：要素配置 农业经营制度 劳动力 土地 季节性

中图分类号：F302.2 **文献标识码：**A

一、引言

过去一个多世纪以来，中国农村发生了翻天覆地的变化，特别是经过 40 多年的改革开放，农业发展和农民生活改善取得了全球瞩目的巨大成就，正在迈向党的十八大提出的第二个百年奋斗目标。毫无疑问，农业和农村发展中令人印象最深刻的变化是政治经济制度的改变。特别是改革开放以来取得的伟大成就，似乎令许多人认为只要完成产权制度和经济体制的改革，“看不见的手”就会自动完成剩下的工作，即优化资源配置、提高利用效率，增加产出和收入。但是，为什么全球那么多建立在私有制基础上的所谓“完全”市场经济国家无法取得像中国一样的成就？为什么东欧那些所谓私有化、市场化、“民主化”更彻底的国家的经济发展也违背“常识”的预期而远远落在中国的后面？

*本文研究得到国家自然科学基金面上项目“农时视角下的小农机械化：对我国不同熟制地区粮食收获机械化的考察”（批准号：72073065）的资助。感谢匿名审稿人提出的意见和建议，当然，文责自负。

对于经济发展而言，理想的制度应当能促进资源配置的不断优化、效率的不断提高。如果政府的干预以提高资源配置和利用效率为目标，那么，“看得见的手”和“看不见的手”就有可能互相补充，在不同层面上发挥作用，加速资源配置的优化并提高其效率。对农业农村的发展而言，人口结构变迁滞后于经济结构和收入结构的变迁是历史发展的必然过程，农业生产的季节性是劳动力均衡使用的重大障碍，人口密度低、经济活动强度低是农村劳动力难以实现间歇性灵活就业的基本原因；“看得见的手”有可能在这些超出个体决策范围的领域发挥重大作用，包括通过促进技术进步为改善经营制度、提高资源配置和利用效率提供更多选择。

二、农业的特点和传统农业经营体系的形成

农业生产体现为自然再生产和经济再生产的交织，其最明显的特征是生产的季节性和地域上广泛而分散的空间分布。生产的季节性特别是种植业生产的季节性，表现为劳动时间在全年分布极不均衡，劳动力在农忙季节供不应求，在农闲季节则供过于求。用经济学术语来理解，即劳动力在农忙季节的边际产出很高，而在农闲季节的边际产出很低甚至等于零。很自然地，几乎所有农民都会利用农闲时间设法从事狩猎、采集等副业和小手工业活动，其产品或用于直接满足自己的需要，或通过交换从邻居或邻近的集市上获得自己需要的生产生活资料。

在原始农业出现以前，社会经济活动中没有分工，也没有农民；即使原始农业出现以后，在很长的历史时期内，绝大多数人口都是农民，而且基本上都不从事农业以外的生产活动。早期的兼业源于分工和交换很少的原始经济状态，也可以说专业化分工和兼业是一个硬币的两面。随着经济的发展，分工与交换逐步发展，农民逐步分化出来；但是，与手工业者、商人不同，农民劳动时间与农业生产时间具有很大的季节性差异，农业生产不大可能实现完全的专业化，因而农民的兼业行为同时得到发展。更重要的是，兼业可能从主动追求更多收入的行为转变为被迫寻求维持生计的行为。如果所有的农业生产者（特别是粮食生产者）没有任何其他就业机会和收入来源，而且自身消费以外的剩余只能勉强满足非农业生产者（非粮食生产者）的需要，后者支付的价格就必须能维持前者的全年生活，即相当于按照生产时间而不是劳动时间来支付报酬。一旦部分农民找到了农闲时间的工作和其他收入来源，而且农产品特别是粮食的供给超出了消费者的最低需求，农产品特别是粮食的价格就会下降，农民从劳动中获得的收入就会逐步从按农业生产时间支付报酬向按照其劳动时间支付报酬的方向变化。因为劳动时间的报酬不足以维持全年或农业生产时间段的生存需要，越来越多的农民依赖农闲时间的其他工作和其他收入来维持生计和农业生产。

农业劳动者的专业分工和兼业实质上就是劳动时间和农业生产时间不一致条件下劳动力资源的时空配置问题。在农民劳动时间和农业生产时间时空失配的条件下充分利用劳动力大体上有以下两种方式：一种方式是大庄园多元化经营，用内部分工实现劳动力全年均衡投入；另一种是兼业基础上的多层次分工，通过市场交换产品和服务来实现劳动力全年均衡投入。成书于古罗马时期的《农业志》可以看作第一种方式的代表。该书详细描述了一个庄园内部种植业、园艺业、畜牧业，以及酿酒、榨油等农产品加工业的分工，包括土地、劳动力和其他生产资料的投入数量与比例，以及不同月份劳动力

在不同生产上的分配（M. P. 加图^①，1997）。在这种经营方式下，劳动者有比较明确的分工，至少部分劳动者可能从事特定的专业生产活动。使用大量奴隶的多元化经营大庄园制度曾经延续了很长时间，并且被欧洲殖民者在全球特别是南美的殖民地采用；即使大庄园经营在欧洲后来逐渐被小农经营取代，封建领主大土地所有制仍然保持下来，小农仍然依附于领主及其土地，大片土地按照“三圃制”统一耕种、收获。

中国历时 2000 年的农业发展和农村生活可以看作第二种方式的代表，即农户、村庄和更大范围的分层次分工交换可以实现劳动力在全年得到相对充分的利用。自秦始皇三十一年（公元前 216 年）下令“使黔首自实田”，尽管不时有小农自带土地投靠豪强以规避高额土地税，但总体上中国实现并保持了不附带人身依附条件的地主土地所有制，小农在自有或租赁的小块土地上必须通过家庭内部的分工尽量充分使用劳动力来维持基本生存。这种分工可以表现为“男耕女织”，也可以表现为不同季节从事不同的生产活动。与大庄园不同，小农的家庭规模太小，依靠家庭内部分工生产的产品总有一些不能满足自身需要而另一些又超出自身需要，因而依赖交换：村庄内农户间的交换、村庄之间的集市，乃至更远市场、更大地理范围的交换，类似形成不同半径的同心圆（费正清，2008）。农户对交换的依赖不仅仅在于获得满足自身需要的商品，更在于获得必要的收入以维持生存和农业生产。

无论在领主土地所有制还是在地主土地所有制下，小农的生存都依赖交换，特别是农闲时间兼业产品的交换，因而他们对外部冲击极其敏感。在工业化以前，这方面问题不大，各地农民兼业采用的技术和生产出的产品质量相差无几，地理间隔和运输费用足以把外部同类产品排除在当地集市交换之外；工业革命以后就不一样了，手工业品和农户的副业产品在价廉物美的工业制成品面前不堪一击。失去手工业品和副业产品的市场，意味着失去农闲时间的就业和收入，进而威胁农民的生存和农业生产的持续。地主土地所有制下的小农则面临着更大的威胁：没有人身依附关系的另一面是不能保证土地租赁权，遭遇任何外部冲击都可能失去土地，从而在根本上动摇其生计。

从资源配置角度看，农村经济和农户经济既取决于外部市场，也取决于内部土地制度。在外部环境不变的情况下，农户经济似乎可以稳定地延续下去。但是，一旦遇到外部冲击，无论是天灾人祸还是技术进步基础上的工业化和贸易扩张，脆弱的小农经济就会不堪一击：市场条件的恶化首先夺去市场并导致农民部分失业，继而可能导致农民失去土地。前者意味着劳动力无法在时间上充分配置，后者意味着劳动力失去了主要的配置途径。

三、土地问题在民主革命时期的变迁

可以这样理解千百年来自给自足的小农经济：第一，尽管农户生产自己所消费的大多数甚至绝大多数产品，但并不是农户层面上严格意义的自给自足，而是几个半径大小不同的交换圈所包含的农户群体的自给自足；第二，自身消费以外的剩余产品及其转化的财富缺乏非农投资机会，只能继续投资

^①全名为马尔库斯·博尔奇乌斯·加图（Marcus Porcius Cato，公元前 234 年—公元前 149 年），古罗马政治家、军事家、历史学家、演说家、文学家和农学家。

于农业特别是购买土地，即农业是一个相对封闭系统。如果没有外来冲击，天灾人祸也会导致部分农户破产和土地兼并，积累到一定程度就会激发战争和起义，即出现系统内部的破坏性调整，但整个系统基本不变。而外来冲击则可能从根本上破坏农业部门的稳定性。对中国来说，外部冲击首先是被迫打开国门以后不断涌入的工业制成品，这些价廉物美的制成品挤占了农民生产的手工业品和副业产品的传统市场，把农闲季节或闲暇时间的劳动力排挤出生产过程；而失去这些必要补充收入后，许多农户可能破产并失去土地（参见费正清、费维恺，1993），劳动力与土地的联系也随之被彻底切断。

对农民收入分配等问题的研究通常集中于土地问题，即劳动力与土地相结合的必要性，却忽略了农民兼业收入问题，即在农业经营规模不够大的情况下如何充分使用劳动力来维持生存和农业生产。在近代史上，孙中山先生首先提出“平均地权”的主张，其思想来源可能与太平天国时期的《天朝田亩制度》有关，但更多应当来自于亨利·乔治^①主张的单一土地税理论。亨利·乔治把贫困、贫富分化归因于对土地所有权的垄断，主张以单一土地税筹集国家预算^②，这样既可以调节收入分配，又不影响生产投资和投入（George, 2009）。孙中山先生十分赞同亨利·乔治的思想，并且在《中国国民党第一次全国代表大会宣言》中提出了与亨利·乔治同样的主张：“土地之税收，地价之增益，公地之生产，山林川泽之息，矿产水力之利，皆为地方政府之所有，用以经营地方人民之事业，及应育幼、养老、济贫、救灾、卫生等各种公共之需要”^③。

如果不考虑土地税和地价收入用于国家预算和发展经济，单纯就农民和农业问题而言，“平均地权”再往前一步就是“耕者有其田”。但是，直到彻底败退台湾地区，国民党政府既不愿也无力实施自己公开宣布的这一纲领^④。中国共产党则通过彻底实施这一纲领赢得了农民的拥护，获得了新民主主义革命的胜利。1927年召开的海陆丰工农兵代表大会通过决议案——《没收土地案》（参见王先进，1990）最先采用没收地主土地的方式实施“耕者有其田”的纲领；从《井冈山土地法》（1928年制定和颁布）、《兴国县土地法》（1929年制定和颁布）到《中华苏维埃共和国土地法》（1931年通过并实施），这一方式不断被扩大实施范围并逐渐完善和系统化，直到抗日战争中被“减租减息”取代。解放战争时期，“耕者有其田”作为新民主主义革命时期的中心问题被重新提上议事日程，最后系统

^①亨利·乔治（1839—1897），是十九世纪末期美国知名的社会活动家和经济学家。

^②重农学派的代表人物弗朗斯瓦·魁奈（1694—1774）早于亨利·乔治200多年就提出单一土地税。魁奈（1979）认为，只有农业部门提供超出投入的社会净产出，其他部门的投入产出相等，农业生产者的投入与产出也相等，农业部门的净产出完全转化为地租，因此，国家应当仅仅对土地征税，对其他部门以及农业生产者征税会减少可用于再生产的投入。

^③孙中山，2016：《中国国民党第一次全国代表大会宣言》，载孟庆鹏（编）《孙中山文集（上）》，北京：团结出版社。

^④1953年，台湾当局公布《实施耕者有其田条例》（参见王先进，1990），通过耕地征收和放领实施耕者有其田。台湾地区能够以相对和平方式进行土地改革，不仅在于能依靠从大陆转移过去的工业和金融资产发行土地债券，而且在于台湾当局从日本殖民政府以及企业、私人手中接收了大量公私地产，台湾当局拥有的公有耕地占当时台湾地区耕地总面积的比例超过21%。在耕地放领实践中，公有耕地的比例超过1/3；因为自耕农的土地不用征收和放领，小地主的土地征收后再放领的比例也不大（陈诚，2011）。

化为1950年6月28日中央人民政府委员会第八次会议通过的《中华人民共和国土地改革法》（参见王先进，1990）。

在非常贫困和经常遭受冲击的情况下，农民失去土地是最极端、最引人注目的问题，因此，从《没收土地案》到《井冈山土地法》和《兴国县土地法》，都规定重新分配土地以后禁止土地买卖。不过，《中华苏维埃共和国土地法》已经取消了这一规定，《中华人民共和国土地改革法》则更进一步明确完成土地改革后“承认一切土地所有者自由经营、买卖及出租其土地的权利”（参见王先进，1990）。从禁止买卖土地到承认买卖及出租土地的权利，这一变化准确反映了土地与农民收入的关系：农民失去土地（劳动力和土地的结合被切断）及其后果是结果而不是原因；如果不能保障劳动力的充分就业（包括农闲时间兼业），特别是不能应对外部经济增长的持续冲击，单靠法律规定不能保障农民收入，更不能保障劳动力与其他要素的结合及其时空上的合理配置。

从解放战争开始到基本完成土地改革并开始合作化运动，中国大陆地区的土地改革前后历经近10年时间，虽然不同地区、不同年份面临着不同的环境条件，但土地改革做法大同小异，即通过大规模政治运动无偿没收土地分配给无地或少地农民，其政治意义和社会意义远远大于经济意义，影响也更长远（杜润生，2005；2020）。根据廖鲁言《三年来土地改革运动的伟大胜利》^①，在整个土地改革（从解放战争开始到1952年9月）时期，共没收征收约7亿亩土地，分给了约3亿无地和少地的农民；获得经济利益的农民约占农业人口的60%~70%，每年免除的地租超过3000万吨粮食。土地改革把土地所有权从地主和富农手中转移到无地和少地的贫农手中，除了“抽肥补瘦”的调整，在多数情况下并没有改变劳动力和土地的结合，经济上的基本作用是取消了通常占总产出50%的地租。因此，土地改革对农业生产和农民收入的作用在于大大提高了农民的生产积极性，而不是直接改善资源配置。由于地租是总产出的50%且不扣除生产成本，因此，免除地租不仅大大增加了农民收入，而且使农业生产的边际收入增加一倍以上，这必然鼓励农民积极增加生产投入并努力提高投入产出率。

四、土地改革完成以后农业经营制度的变迁

实施土地改革以后不久，中国农业就走上了集体化的道路。除了实行社会主义改造，配合国家工业化、消灭私有制、走共同富裕道路等政治和社会目标外，集体化特别是其具体形式的演变，也反映了改善资源组合和配置的内在需要，只是这一点通常被忽略了——支持者着眼于集体化的政治和社会目标以及理想愿景；反对者则坚信私有产权和市场的作用，无视一切形式的国家干预和集体决策。

根据《中国的土地改革》的描述，“一般贫苦农民缺乏耕畜、农具，只好以劳动力换牛工、车工，或租借耕牛、农具”（杜润生，2020）。实际上，如果不考虑收入分配问题，这种要素结合方式在经济上是合理的。由于耕地经营规模很小，农户自己拥有耕畜和大型农具等全部生产要素并不必要且必然增加生产成本。合理的方式是使一定区域内的耕畜、大型农具和耕地的数量比例保持在一个适当范围内，农户之间通过交换（而不是拥有）实现要素利用的最佳组合和配置。土地改革前地主和佃农的

^①廖鲁言：《三年来土地改革运动的伟大胜利》，载杜润生（2020）。

关系不仅仅限于土地的租赁，还体现为前者向后者有偿供应使用耕畜和大型农具。对广大小农来说，每家都饲养耕畜并保有大型农具在经济上既不合理也不必要，用今天的“术语”来说就是需要某种形式的“共享”，地主拥有耕畜和大型农具为佃农提供了共享的可能性，实现了不同生产要素的必要结合。

土地改革中，土地可以大致平均分配，而耕畜和大型农具则只能分配给少数个别农民，因此，原有的生产要素结合形式被打破，需要寻找新的途径实现要素的结合^①。互助组的出现和发展不仅仅有政治和意识形态层面的需要，也是重构生产要素连接的需要：10 多户小农都有土地，但只有少数农户拥有耕畜或大型农具（包括犁和小车等生产和运输工具），在互助组内部既可以进行劳动力的简单合作，也可以用劳动交换耕畜和大型农具的服务。抽象地讲，市场也能实现不同生产要素的交换，但是，可能需要较长时间的“磨合期”才能合理调整少数农户拥有的耕畜和大型农具与大量农户拥有的土地之间的比例和结合方式，而且可能凸显大农户（拥有耕畜和大型农具）与小农户之间的收入差异。

互助组解决了土地与耕畜和大型农具相结合的问题，但也产生了新问题，即交换比例的多少和作业的先后。交换比例的多少有例可循，相对来说还是次要问题；而农时紧迫时不同农户土地的作业顺序对产量有直接的影响，因而这方面的矛盾更加突出。在这种情况下，拥有耕畜或大型农具的“大农户”往往拥有更大话语权，这不仅容易导致互助组内不同农户之间发生冲突，而且有悖于中国共产党“帮助贫农”和“实现共同富裕”的政治主张。实践中，对这一问题的解决方式就是用初级合作社（下文简称“初级社”）取代互助组。

初级社采用土地、耕畜和大型农具折价入股的方法，把各种生产要素结合在一个统一的生产单元内共同使用，扣除生产成本以后的净收入按照股份和劳动投入的数量来分配。初级社消除了不同农户土地的作业顺序问题，但没有消除劳动和耕畜或大型农具的交换比例问题，而是把这一问题转化为初级社内部的分配问题，即投资入股的资本和劳动力之间的分配问题。与此同时，要素组合的改善，特别是简单协作产生的规模经济提高了生产效率，凸显了农业劳动力过剩问题。劳动分工的程度取决于市场规模。在劳动力不能自由流动的条件下，必须进一步扩大经营范围才能为更多的过剩农业劳动力开辟其他利用方式。因此，初级社大约只持续了一年半就被规模更大的高级合作社（下文简称“高级社”）所取代。

高级社不仅取消了入股的资本，将净收入统一按劳分配，而且扩大了生产规模和经营范围，还实现了简单合作下的规模经济。与初级社相比，高级社农户数量大大增加，除了开办小学和诊所以外，还可以组织经营小手工业和商业，实现农业剩余劳动力参与非农生产经营活动。局限于封闭的较小地域，较小的市场规模以及由此决定的简单分工形式与规模并不能实现对过剩劳动力的充分吸收，更无法解决季节性过剩劳动力的使用问题。与此同时，规模的扩大必然产生监督困难和“搭便车”问题，

^①1930 年 10 月湘鄂西第二次工农兵贫民代表大会通过的《土地革命法令》第 20 条规定，“政府须多办及协助人民自办公共农具场，帮助没有农具的农民”；《中华苏维埃共和国土地法》规定，“牲畜和农具可由贫农中农按组织按户分配，或根据贫农意见，自愿的将各种没收的农具办初步合作社，或在农民主张和苏维埃同意下，设立牲畜农具经理处，供给贫农中农耕种土地使用”（参见王先进，1990）。

劳动力过剩导致的无效劳动增加更进一步使得监督困难和“搭便车”问题显性化。

人民公社集工农商学兵多功能于一身，并且具有基层政府和社会组织的功能。从经济功能看，人民公社是扩大版的高级社，规模扩大了数倍、十几倍，虽然可以进行更大范围和更广泛的劳动分工，但是，由于劳动力的利用仍然局限在本公社范围内，监督困难和“搭便车”问题更加突出。1962年以后，经过整顿的人民公社实行“三级所有，队为基础”的基本经济制度，上述问题得到了大大改善，而无效劳动问题则有增无减：随着技术进步和生产效率的提高，节约的劳动力无处可去，无效劳动问题更加严重。

计划经济时代农业生产积极性不足和资源配置低效问题出现的深层次原因，不在于集体经济组织内部的资源配置和管理效率低下，而在于外部自上而下命令式的资源配置、生产指令和统购统销制度。当时的户籍和用工制度限制了劳动力转移和劳动力资源配置的优化；统购统销制度则不仅压低了农产品价格，而且阻碍了农业生产结构的优化。这两者的影响远远大于农业内部经营制度下的监督困难和“搭便车”问题。

1978年底开始的农村改革逐步改变了人民公社的政社合一体制和集体经营体制。家庭联产承包责任制的实行消除了监督困难和“搭便车”问题，计划经济体制逐步转向市场经济体制便利了家庭资源的重新配置以及劳动力的转移和充分利用。不过，由自然资源禀赋所决定的农户规模过小问题仍然存在，因而恢复家庭经营必然导致一系列新问题。与土地改革时的情况一样，土地可以平分，农业机械和耕畜却无法平分，集体积累的其他资产（包括投资经营的企事业实体）也无法平分，集体创造的非农就业机会更是无法公平分享。因此，不仅小规模土地经营与现代农业机械、农业科技服务之间的联系有待重建，小规模家庭生产与市场之间的联系有待重建，当地劳动力在农业和非农产业之间的配置也有待重新调整。农村精英可能更希望各显神通，而弱势群体、能力不足者则希望得到某种形式的支持和帮助，这恐怕是多种形式“双层经营”长期存在的原因之一。

从资源配置的角度看，家庭联产承包制与多种形式的“双层经营”并非不能兼容而是可以共存，并有可能提高资源利用和配置效率。“双层经营”的目标应当是帮助小农户发展生产、增加收入，其途径是协调和优化农户的内外资源配置。进入21世纪后，近二十年发展起来的农业生产外包服务类似于生产领域的“共享经济”，小农户的生产不再局限于自身拥有的资源，不仅可以利用现代科技，而且在一定程度上突破了规模经济面临的土地规模约束。“体制内”的双层经营和“体制外”的生产外包服务，特别是跨地区农机服务，都可以看作农业经营制度实现形式的某一侧面，而且两者可以相得益彰：“体制外”的外包服务可以弥补当地资源的不足特别是季节性不足，减少拥有季节性使用资源^①的固定成本；而“体制内”或“准体制内”^②的协调组织机制可以帮助外包服务的提供者与接受者之间进行有效沟通，实现外包服务的规模经济。

如果说当年所有小农户全都拥有耕畜和大型农具在经济上不合理，今天和今后相当长时期内所有

^①例如季节性短期使用的耕翻和收获机械。

^②例如村委会、村民小组长和合作组织负责人及大户、能人。

小农户全都拥有全套现代机械同样不合理。新时代的生产资源结合不能走过去的老路，更何况现在技术的发展一日千里，且多半要求专业化大规模生产。同时，市场的范围已经扩张到全球，成本竞争的范围不再局限于本地区或本国，小农规模的困境从长期来看将日益严重。除了自身规模小限制了效率以外，小规模农户经营还放大了农业生产季节性造成的劳动力时空分布问题：农户数量越大，在有限地域范围内实现季节性非农就业越困难。随着农业生产的发展和进口产品竞争的加剧，农产品价格必然从更多地补偿农业生产时间的必要生活费用向补偿农民劳动时间的必要生活费用转变，全年充分就业将成为农户生存和农业可持续发展的必要条件，而经营制度必须有足够的弹性，可以兼容各种资源配置形式并吸收最新的技术。

五、新阶段农业生产要素配置面临的挑战

市场导向的改革取消了自上而下命令式的资源配置、生产指令和统购统销制度，家庭联产承包责任制恢复了家庭经营。但是，传统农业经济向现代经济转型是一个长期过程，农业过剩劳动力不可能在短期内消失，需要通过非农产业的长期发展得到逐步吸收，包括通过城镇化、人口集聚创造非农就业等。考虑到农业生产的特点，在人口密度小和经济活动强度低的广阔地域实现劳动力的季节性时空配置更加困难，除非需要寻求季节性就业的劳动力总量已经下降到很低水平，他们不需要依托很大的人口密度和很高的经济活动强度就能轻易发现就业机会。

城乡收入差距是一个广受关注的社会问题和政治问题，从根本上看，它是人口和劳动力缺乏流动性、资源配置面临严重障碍的结果。如果仅仅关注国内的经济演变，就很容易把这种资源配置的障碍理解为计划经济特别是二元经济制度下严格实施户籍制度的结果。但是，如果放眼全球，就可以看到，城乡收入差距和人口变迁是传统农业经济向现代经济转型过程中必然出现的共同现象——尽管表现形式不完全相同，建立在私有制基础上的完全市场经济国家也长期存在类似问题。

根据美国农业经济学会前主席、已故马里兰州立大学教授 Gardner (2000) 的分析，20 世纪 50 年代美国城乡收入差距仍然很大：城乡贫困线分别为人均收入 3100 美元和 2200 美元，而贫困发生率则分别为 15% 和 31%，农村居民人均收入大体上比城市居民人均收入低 1/3；经过近半个世纪，到 1998 年，美国农户的平均收入达到 59700 美元，超过了非农户的 51900 美元。Gardner 教授把这一变化主要甚至完全归因于劳动力市场的调节和人口迁移。他指出，一切与生产有关的因素，包括技术进步和政府支持，其额外收益形成的超额利润最终都将转化为地租并资本化为地价，因此，与生产有关的因素同时表现为农业生产的成本（地租和地价）；只有劳动力市场的调节才能导致劳动报酬趋同（Gardner, 2000）。

考虑到中美之间农业劳动力比例和城乡收入差距的基数存在巨大差异，如果美国依靠劳动力市场调节实现城乡收入和劳动力报酬趋同需要接近半个世纪，中国的这一过程则可能需要经历更长时间。劳动分工取决于市场规模，农业劳动力转移取决于外部市场需求提供的就业机会，因此，农户数量和经营规模的绝对数对劳动力资源的有效配置也有很大影响。在一定条件下，外部市场新增需求是一定的，需要转移的劳动力越多，劳动力资源越难得到有效配置，特别是季节性闲置劳动力的有效利用更

加困难。根据国家统计局数据，2019年底第一产业从业人员总数为19445万人^①，耕地总面积为134.9万平方公里^②即202350万亩，平均每个农业劳动者实际耕种10.4亩耕地。即使不和北美国家、澳大利亚相比，中国农业劳动力比例要下降到欧洲平均水平，或家庭经营规模要达到欧洲平均水平，农业劳动者也要减少80%甚至更多，即在当前水平上再减少至少1.5亿，才可能实现劳动力资源配置的相对优化。

农村和农业资源配置的另一个重要问题是土地细碎化对技术效率和组织效率的影响。许多人把土地细碎化归因于实行家庭联产承包制时的平均主义思想，但是，事实上，土地细碎化是历史上长期存在的客观现象，即使在某种形式的土地国有制下仍然如此。从北魏太和九年（485年）到唐德宗建中元年（780年），中国实行了近300年的均田制，政府计口授田，农民死亡或退出农业生产后政府收回土地重分。定期重分国有土地似乎可以保持各户农民土地的相对集中，但实际上已经大量出现土地经营的细碎化（赵冈，2003；叶春辉等，2008）。20世纪30年代中国农户经营的耕地平均面积为2.27英亩（约13.6亩），却平均分散为6块（卜凯^③，1937）。因为继承分割、被迫部分出售土地、不同时期断续添置土地等，小农经济条件下土地细碎化是必然现象，而通过农户之间的调整来减少细碎化则十分困难，其交易成本随农户数量和地块数量的增加直线上升（钟甫宁、王兴稳，2010）。此外，一定条件下土地细碎化与多元化种植相容，有利于在时间上更充分地利用劳动力资源或分散风险（李功奎、钟甫宁，2006）。从总体上说，土地细碎化及其带来的资源配置问题本质上是人地比例问题；只有大幅度减少农业劳动者和经营者的数量，才能减少土地规模的重要性，同时增加不同农户地块相邻的概率并缩短农户之间的土地交换链条，从而便利农户通过交换减少直至消除土地细碎化问题。

与人地比例、土地细碎化相关的一个重要问题是农户经营的规模经济。一般认为，农户的土地经营规模过小，无法优化资源配置和利用，因而难以实现规模经济，导致边际生产成本和平均生产成本过高。尽管对农户经营规模的测度标准有争议，但是，无论以资产、产出还是以土地规模为标准，绝大多数农户仍然属小规模经营范畴。不过，农户经营规模大小并不必然决定生产上能否实现规模经济。通常的经济学分析以生产者（例如单个企业或农户）为单位设定生产函数，即简单假定一个生产者投入不同要素生产一种产品，因为某一种要素的数量固定不变，持续投入单位数量的其他要素所能得到的边际产品呈现从递增到递减的变化。因此，在面积确定的小块土地上增加投入必然导致边际成本迅速上升，只有扩大土地规模才能优化资源配置、提高资源利用效率，实现规模经济。

但是，对规模经济的这种理解不能涵盖一切情况。如果把产品的生产根据自然和技术属性分解成若干阶段或环节，每一个生产阶段或环节的投入产出都可以用一个特定的生产函数来描述，那么，每

^①参见国家统计局，2020：《中国统计年鉴2020》，北京：中国统计出版社。

^②这一数据为2017年数据。

^③卜凯（John Lossing Buck，1890—1975），在1920—1935、1940—1944年间任金陵大学农业经济系教授、系主任，是中国农业经济学本科和研究生教育创始人（创始时间依次为1921年、1936年），也是全国范围农户调查的开创者和组织者。他的代表作《中国农家经济》和《中国土地利用》是国际上研究中国农业经济问题的经典。

一个生产阶段或环节规模经济与规模不经济的转折点互不相同。如果根据规模经济的最佳点拆分生产过程，每个生产者仅仅从事最适合自己经营规模的那一阶段或环节的生产，通过交换完成最终产品的生产并获得各自贡献的价值，那么，每一个生产者都可以实现特定阶段或环节最大的规模经济，所有生产者组成的总体可以实现社会资源配置的最大效率和最终产品的生产成本最低。在半个多世纪以前，Stigler（1951）就提出了分阶段或环节建立生产函数、从规模经济角度分析分工与交换的理论框架，近几十年全球产业链垂直分工的迅速发展更为这一理论框架提供了大量的实证资料。

农业生产也不例外。事实上，由于农业生产特别是大田作物生产的季节性，田间作业更明显地分环节表现出时间上的阶段性。由于各环节作业性质不同，采用的机械和技术不同，各种设备、机械或技术的最佳规模也不同，因而有可能通过外包服务的形式交由不同的生产者提供服务，从而在农户经营规模或土地规模不变的条件下实现环节或阶段田间作业的规模经济。中国农民自发创造的农机跨地区作业服务就是一个最好的例子（Yang et al., 2013）。虽然每户农户的平均耕地规模只有 10 亩左右，但是，不同纬度作物生长季节不同，跨地区服务的农机手可以从南到北连续收割或耕地几个月，单机作业面积和全年作业时间都远远超过美国的大农场主。因此，虽然接受农机服务的农户经营规模远远没达到规模经济的门槛，但是，农机服务提供者在收割或耕地环节实现的规模经济却远远超过美国的大农场。这种形式的环节或阶段作业规模经济通过在更大规模分摊农机作业的固定成本而大大降低了被服务者支付的农机作业费用，同时也为农机服务者提供了全年更充分、更均衡的就业。

各生产阶段或环节的田间作业通常都需要在特定的时间内完成。但是，不同阶段或环节田间作业的适宜时间段长短不一，作业的效率也高低悬殊，这种情况极大地妨碍了劳动力资源的有效配置和利用。例如，同样 10000 亩种植面积，耕翻土地或收割的适宜时间窗口为 10 天，单机作业效率为 100 亩/天，10 个人加上必要的机械可以在最适宜的时间段内完成作业；作为对照，如果每次防治病虫害的时间窗口只有 3 天，而单人一天只能喷洒农药 5 亩，那么，要在适宜时间内完成此病虫害防治作业就需要 670 人加上必要的设备。由此可见，不同阶段或环节作业时间窗口和作业效率的差异对劳动力资源配置和利用效率的影响极大。劳动力瓶颈可以看作农业劳动季节性问题最突出的表现形式，其约束程度不但是造成劳动力间歇性闲置的重要原因，也是妨碍劳动力空间流动的重要原因。在农业剩余劳动力已经大大减少的情况下，由于缺乏闲置剩余劳动力的缓冲，劳动力瓶颈造成的劳动力资源时空失配及其后果更加严重，而且将日益严重。另一种可能的后果是部分农户被迫在一些生产阶段或环节采用粗放方式经营。

综上所述，农业资源配置的核心问题是在季节性生产和现有资源禀赋条件下如何高效率地利用和配置劳动力资源。在中国步入中等收入国家并深度融入全球经济、国际竞争加剧的新时期，农业资源配置面临的挑战更加严峻。为了实现“两个百年”的伟大目标，也为了在国际形势风云变幻的新时期共同构建人类命运共同体，农业生产要素配置必须有利于提高农业和整个国民经济的运行效率，同时必须有利于缩小城乡收入差距以实现共享发展成果和共同富裕的目标。要实现这样的目标，就必须加快具有明确针对性的科学技术发展和组织制度创新。

六、简单的总结和讨论

从历史变迁的角度看，农业生产资源配置和利用效率不仅取决于政治经济制度，也取决于具体的经营制度。换句话说，农业生产资源配置和利用效率，不仅取决于以土地制度为核心的农业资源产权关系是否有利于激励农民做出更多努力，也取决于劳动力在整个国民经济中的配置是否合理，以及农业内部的经营制度能否正确反映农业生产的特点。土地改革实现了“耕者有其田”，消灭了封建剥削，以后数十年农业经营制度的变迁可以看作根据农业生产特点、经济发展和人口变迁以及科学技术进步所做的种种探索，有失败的教训，也有成功的经验。对历史变迁的回顾可以帮助人们理解过去，但更重要的是展望未来。本文在回顾过去历史变迁的基础上试图进行一些理性探讨，为展望未来提供一些必要基础。

在资源禀赋既定的条件下，提高资源配置和利用效率就是经济发展的核心问题。政治经济社会制度和政策不仅直接决定并改变着资源的分配，也直接、间接决定着资源的组合和利用方式，从而与市场（包括市场主体）共同决定资源配置和利用效率。无论是“看得见的手”还是“看不见的手”，其发挥作用的方式和实现的结果都受制于既定的资源禀赋；尤其是“看得见的手”，根据资源禀赋的自然特点和经济发展的历史进程与“看不见的手”形成互补。市场机制发挥配置资源的基础性作用，“看得见的手”在跨地区、跨行业和跨时期的决策领域发挥协调作用，共同促进资源配置和利用效率实现最大化。在中国共产党成立至今 100 年的时间里，中国农村发生了翻天覆地的变化，不仅政治经济社会制度发生了巨变，农业生产力也获得了史无前例的提高。制度变迁改变着资源配置方式，同时也改变着人的行为，从而影响资源利用效率。此外，资源配置方式受资源禀赋的约束，资源利用效率则受现有技术及其可获性的约束。经营制度应当充分反映资源禀赋的实际状况及其变化，同时具有足够的弹性，能够在不同范围、不同层面配置资源或协调资源配置，能够促使及时、有效采用最新的适用技术，包括在不同范围、不同层面上协调新技术的采用。

农业不是一个封闭的部门，农村也不是一个封闭的社会，所谓“三农”问题不可能在农业和农村内部得到解决，农业和农村资源配置也不可能农业和农村内部孤立地实现优化。农业和农村资源配置是总体资源配置的一部分，只有优化总体资源配置，才能真正实现农业和农村资源配置的优化。从根本上说，农业和农村资源向工业和城市部门转移是工业化、现代化的历史过程和表现形式，也是国民经济增长的必然过程和表现形式。人口结构变迁滞后于经济结构和收入结构的变迁是人类经济发展史的普遍过程，也是当前农业和农村资源配置失衡、效率不高的基本原因。随着经济发展的推进，今后城镇化、工业化进一步发展，农业劳动力占劳动力总量的比例、农村人口占全国总人口的比例与农业增加值占 GDP 的比例之间的差异必然逐渐缩小，这将为从根本上解决“三农”问题、优化农业和农村劳动力资源配置提供必要条件。

农业生产的季节性导致了全年劳动力需求极不均衡，现有技术和机械不能大幅度缩小不同生产阶段和环节对劳动力需求的差异，现实中形成的劳动力瓶颈不仅严重制约农业劳动力配置和利用效率，而且迫使部分劳动力不得不滞留于农业和农村，且很难在当地找到适宜的兼业工作。受人口密度小和

经济活动强度低的限制，农村和附近区域未必有足够的兼业机会。因此，突破劳动力需求瓶颈、平衡全年劳动力需求应当是解决农业和农村资源配置问题的关键之一。

在已经有 2 亿多劳动力从农业转移到非农产业的情况下，剩余待转移劳动力通常受到人力资本相对不足的限制，扩大其就业途径不仅在于制造业的继续发展，更在于劳动密集型服务业特别是物流、家政、照料和看护等行业的发展。随着人口结构变迁的推进，这些行业必然获得良好的发展机会，但相应的人力资本培训和组织制度建设必须跟上。因为农村地区的老龄化问题比城市地区更加严重，这些服务业在农村地区也有良好的发展前景。与其他产品或服务相比，物流、家政、照料和看护服务的发展更依赖市场规模与人口密度。因此，适度的集中居住是农村地区发展这类服务产业的必要条件。更重要的是，只有这类服务产业得到充分发展，农村老龄化导致的照料和看护不足等严重问题才能得到缓解。

农业生产的季节性是客观存在的现实，如何实现劳动力全年相对均衡使用、提高劳动力资源配置效率是一个长期存在的共性问题。集中关注劳动力瓶颈阶段作业所使用的机械和技术并提高其效率有助于缓解这一最突出的问题；针对性地研发生物技术和栽培技术，以及培育新品种、调整生产结构和品种布局，则有利于在大范围、长时期内缩小不同时间段对劳动力的需求差距。组织和经营制度的创新同样重要。大而全、小而全的经营者不可能充分实现农业生产不同阶段和环节的规模经济，也不可能实现资源配置和利用的最大效率。未来的农业生产组织应当具有充分的弹性，能够像制造业的全球产业链一样在不同层次上进行分工协作。“看得见的手”应帮助生产者实现这种具有弹性的协作方式，而不是力图实现本社区、本地区的封闭式生产，在与外界的联系方面只重视生产资料、资金和商品的流通。

参考文献

1. 卜凯，1937：《中国土地利用》，上海：商务印书馆。
2. 陈诚，2011：《陈诚回忆录——建设台湾》，北京：东方出版社。
3. 杜润生，2005：《杜润生自述：中国农村体制变革重大决策纪实》，北京：人民出版社。
4. 杜润生，2020：《中国的土地改革》，北京：当代中国出版社。
5. 费正清、费维恺，1993：《剑桥中华民国史（下卷）》，刘敬坤等译，北京：中国社会科学出版社。
6. 费正清，2008：《美国与中国（第四版）》，张里京译，北京：世界知识出版社。
7. 魁奈，1979：《经济表》，载《魁奈经济著作选集》，吴斐丹、张草纫译，北京：商务印书馆。
8. 李功奎、钟甫宁，2006：《农地细碎化、劳动力利用与农民收入》，《中国农村经济》第 4 期。
9. M. P. 加图，1997：《农业志》，马香雪、王阁森译，北京：商务印书馆。
10. 王先进（编），1990：《土地法全书》，长春：吉林教育出版社。
11. 叶春辉、许庆、徐志刚，2008：《农地细碎化的缘由与效应——历史视角下的经济学解释》，《农业经济问题》第 9 期。
12. 赵冈，2003：《历史上的土地制度与地权分配》，北京：中国农业出版社。

- 13.钟甫宁、王兴稳, 2010: 《现阶段农地流转市场能减轻土地细碎化程度吗? 》, 《农业经济问题》第1期。
- 14.Gardner, B., 2000, "Economic Growth and Low Income in Agriculture", *American Journal of Agricultural Economics*, 82 (5): 1059-1074.
- 15.George, H., 2009, *Progress and Poverty: An Inquiry into the Cause of Industrial Depressions and of Increase of Want with Increase of Wealth: The Remedy*, Cambridge: Cambridge University Press.
- 16.Stigler, George J., 1951, "The Division of Labor Is Limited by the Extent of the Market", *Journal of Political Economy*, 59 (3): 185-193.
- 17.Yang, J., Z. Huang, X. Zhang, and T. Reardon, 2013, "The Rapid Rise of Cross-Regional Agricultural Mechanization Service in China", *American Journal of Agricultural Economics*, 95(5): 1245-1251.

(作者单位: 南京农业大学国际食品与农业经济研究中心)

(责任编辑: 陈秋红)

The Historical Evolution of Chinese Farm Management System from the Perspective of Resource Allocation

ZHONG Funing

Abstract: Given resource endowments, economic growth is determined by the efficiencies of resource allocation and utilization. Resource endowments, political and economic systems and management system interact with each other and jointly determine the efficiencies of resource allocation and utilization. With respect to agriculture and rural development, production seasonality, population density and economic intensity are part of resource endowments, thus having significant impacts on the formation and evolution of management system. This article reviews the evolution of Chinese farm management system from the perspective of resource allocation and discusses the potential direction of its future evolution. From the perspective of historical changes, the efficiency of agricultural resource allocation and utilization depends not only on political and economic systems, but also on specific management system. The property rights system with land system as its center should be able to encourage farmers to make more and better efforts, the development of national economy should be able to absorb surplus labor force in rural areas, and the agricultural management system should be able to adapt to the specific characteristics in agricultural production and rural society. The future agricultural production system should be fully flexible to facilitate divisions and specialization, and coordination and collaboration at different levels and stages of production at the same time, just like global industrial chains. The "visible hand" should help producers realize such flexibility, instead of production in a closed manner with only exchange of inputs, capital, and final outputs.

Keywords: Resource Allocation; Agriculture Management System; Labor Resource; Land; Seasonality

农民工落户悖论与市民化政策转型*

邹一南

摘要：长期以来，户籍制度被认为是阻碍农民工市民化的关键制度安排，而推动农民工在流入城市落户并构建起以能力为导向的落户优先序，就成为了新一轮户籍制度改革的主要举措。然而，从政策效果看，农民工落户数量十分有限，市民化的进展比较缓慢。本文通过分析“农民工须市民化、市民化须落户、农民工未能落户”这一悖论相关的三个认识误区，提出了准确认识农民工落户和市民化问题的新视角，并据此得出应通过一系列政策转型来推进农民工市民化的结论，包括：将推进农民工市民化的重点由异地市民化向就地市民化转变，将落户政策由有能力者优先向有意愿者优先转变，将市民化目标由户籍市民化向常住市民化转变。

关键词：农民工 落户悖论 市民化 政策转型

中图分类号：F061.3 **文献标识码：**A

一、引言

自20世纪90年代“民工潮”兴起之后，农民工问题就成为了理论研究的热点，农民工政策也发生了几次重大的调整：以2003年的“孙志刚事件”为转机，在国家制度层面，开启了对农民工由限制自由行动向保护合法权益的转变；以2008年的国际金融危机为转机，地方政府被倒逼着推动了由维护农民工短期权益向促进农民工市民化的转变（国务院发展研究中心农村经济研究部，2014）。自2013年起，国家开始推进以人为核心的新型城镇化，将农民工市民化放在了新型城镇化的六大任务之首，加快实现农民工市民化被认为是促进城镇化高质量发展、维护社会和谐稳定的关键举措，也是扩大内需、形成强大国内市场的重要抓手（辜胜阻，2014）。

一个普遍接受的观点是，造成农民工无法市民化的关键因素是具有城乡分割特殊功能的户籍制度的存在（章莉等，2016；Zhang and Wu，2017）。由于没有流入地城市的户口，农民工及其随迁家属无法享受与市民均等化的教育、医疗、社会保障和住房保障等基本公共服务（孟凡强、吴江，2014；Li，2010），并且在劳动收入、就业门槛等方面遭到严重的歧视（王美艳，2005；孙婧芳，2017），造成了农民工只能在城乡之间作候鸟式的循环流动，无法永久性迁移（孙三百、白金兰，2014；Sun and

*本文得到国家社会科学基金项目“农业转移人口市民化政策体系研究”（项目编号：19CJY012）的资助。作者感谢匿名审稿专家提出的专业而细致的意见和建议，当然文责自负。

Fan, 2011)。因此,必须加快户籍制度改革,让农民工在城市落户。基于这种共识,近年来国家先后出台了《国务院关于进一步推进户籍制度改革的意见》《国务院关于深入推进新型城镇化建设的若干意见》《国务院办公厅关于印发推动1亿非户籍人口在城市落户方案的通知》《国家发改委新型城镇化建设重点任务》等多项政策文件,力求加快农民工市民化进程,提高户籍人口城镇化率。

然而,从政策效果来看,加快农民工落户并未取得明显进展。户籍人口城镇化率和常住人口城镇化率的差距,在“新户改”政策刚出台的几年有一个明显的缩小后,自2017年开始又再次扩大,^①并且在城市落户的非户籍人口大多是外来市民,而非农民工。据调查,在江苏和广东这两个农民工输入大省,真正通过积分等方式实现落户的农民工数量微乎其微(肖璐、蒋芮,2018)。一般认为,农民工落户进展缓慢的原因,一方面是地方政府仍然设置了一定的落户门槛,将学历等各方面条件较低的农民工排除在落户范围之外;另一方面则在于农民工群体的落户意愿不强。诸多研究均表明,在农民工群体中,愿意在流入城市落户的比例仅为总数的三分之一左右(张翼,2011;林李月、朱宇,2016)。

至此,围绕农民工落户问题形成了一个悖论,即“农民工须市民化、市民化须落户、农民工未能落户”。如何理解并面对这一悖论所揭示的现象影响着未来农民工市民化政策的走向。对此,有学者认为,随着城市户籍福利的剥离,户口的意义已经发生了变化,推进农民工市民化不能纠结于落户,也不能就户籍制度改革来评价户籍制度改革(田明等,2019)。也有学者认为,落户困境的原因是户籍制度改革顶层设计有偏差,地方政府自由裁量权大、配套政策滞后、激励机制不足等,应进一步加大户籍制度改革的力度(欧阳慧,2020)。

本文认为,上述两种观点都有失偏颇。一方面,我们不能因为户籍重要性下降就忽视农民工未能落户的事实,不去追究其背后的原因;另一方面,我们也不能简单地认为农民工普遍未能落户是因为当前户籍制度改革的力度不足,似乎只要进行政策设计上的调整就能够大大加快落户进度。事实上,农民工落户悖论的出现既与改革开放40多年来户籍制度发生的变化有关,也与工业化、城镇化进程中农民工流动与迁移比较利益的变化有关。如果不能准确把握这些变化,则将产生对农民工落户问题认识上的一系列误区,进而影响农民工市民化相关政策的有效制定。

二、农民工落户问题的三大认识误区

对于户籍制度改革和农民工落户政策的制定,一直存在着一些似是而非的观点,这些认识误区的存在阻碍了人们准确理解农民工落户悖论形成的原因。

(一) 误区一: 农民工未能落户是因为不愿放弃农村土地权利

对于农民工未能落户的现象,最流行的一个解释就是其受到农村土地权利的羁绊而不愿转移户口。由于农民的土地承包权和宅基地使用权依托于其所在村集体的成员权利,而户口迁出往往被认为将失

^① 2014—2020年国家统计局国民经济和社会发展统计公报显示,相对于2013年户籍人口城镇化率和常住人口城镇化率的“两率差”最高点17.67,2015年和2016年的“两率差”分别下降至16.20和16.15,而2017年、2018年和2019年的“两率差”又回升至16.17、16.21和16.22。

去作为村集体成员的权利，因此土地成为农民工在城市落户的巨大机会成本，拥有承包地和宅基地对农民工城市落户意愿有显著的负面影响（黄帅金，2020）。一些针对农民工落户意愿的问卷调查似乎也印证了“‘想保留承包地’是绝大多数农民工不愿在城市落户的主要原因”“农地的保障性功能对农村劳动力获得城市户籍意愿的影响依然存在”（张翼，2011；陈丹等，2017）。

但是，基于问卷调查得出的结论可能有所偏颇，因为针对农民工落户意愿的问卷提问方式实际上已经预设了问题的答案。例如，问“如果需要放弃农村土地，你是否愿意在城市落户？”这样带有诱导性且不明确落户实际利益的笼统提问，显然不能反映出农民工对待落户的全部真实想法。事实上在城镇化进程中，农村土地对于农民工的意义一直在发生着快速而深刻的变化。

首先，相当比例的农民工在农村老家已经没有土地了，对于这些农民工，无所谓是否愿意放弃土地权利。20世纪80年代在贵州省湄潭县试点并已在全国大多数农村推行的“增人不增地、减人不减地”政策使很多“90后”“00后”农民工没有名下的承包地，加之出于种种原因退出土地的农民工，相当比例的农民工实际上并没有农村土地。根据国家卫健委2017年全国流动人口动态监测数据，在14万多个农村户籍流动人口样本中，仅有53.6%回答在户籍地农村老家还有承包地，回答“没有”和“不清楚”的分别为39.7%和6.7%（见表1）。回答在户籍地农村老家有宅基地的占比为68.5%，回答“没有”和“不清楚”的分别为27.4%和4.1%。也就是说，有将近一半的农民工在农村老家没有或不清楚有没有承包地，有将近三分之一的农民工在农村老家没有或不清楚有没有宅基地，“无地可弃”何谈“不愿弃地”？

表1 农民工在老家的农地保有情况

回答 比例	老家是否有承包地			老家是否有宅基地		
	有	没有	不清楚	有	没有	不清楚
	53.6%	39.7%	6.7%	68.5%	27.4%	4.1%

资料来源：国家卫健委2017年全国流动人口动态监测数据。

其次，国家对进城落户农民工的农村土地权利已给予了充分保障。2014年出台的《国务院关于进一步推进户籍制度改革的意见》和2016年出台的《国务院办公厅关于印发推动1亿非户籍人口在城市落户方案的通知》均明确提出，在推动农民工落户的进程中，不得以退出土地承包经营权、宅基地使用权、集体收益分配权作为进城落户的条件，是否有偿退出“三权”应充分尊重农民工的意见。即使一些地方在执行中央政策时确有贯彻落实不力的现象（李国正，2020），但农民工对“落户即失地”的担忧已经从正式制度上被消除。

再次，土地所承载的收入和保障功能已经大大下降。随着城镇化的推进，农户收入结构发生了很大改变，土地对农民收入的贡献越来越小。《中国统计年鉴》（2020）显示，在2019年全国农村居民可支配收入中，经营性收入占比已下降到了35.9%，工资性收入占比上升到41.1%。刘同山（2020）根据农业农村部全国农村固定观察点数据统计得出，2016年仅有12.8%的农户农业收入多于非农收入；非农收入占比超过80%的农户比例高达64.0%，因此对于大部分农民而言，来自种地的收入一年不过几千元，实在难以保障基本生活，更遑论结婚、生子、医病。至于少数严重依赖土地的生存型小农户

和“以农为业、力农致富”的职业农民，他们要么因为能力太弱而难以外出务工，要么因为能力很强而几乎不需要外出务工，其家庭成员中选择外出务工从而进入农民工群体的人的数量很少（蔡昉、都阳，2002）。此外，政府主导的农村社会保障体系也在加速替代土地承载的社会保障功能：2017年各级财政对新型农村合作医疗的人均补助标准已达到450元、新农合人均缴费标准全国平均已达到180元；2017年全国农村最低生活保障标准已达到4211元/人/年，农村低保对象达到4078.2万人；在新型农村社会养老保险体制下，农村每人每月基础养老金标准已达到70元，国家提供的养老保障已超过承包地在农民养老生活来源中的作用（叶兴庆等，2018）。同时，越来越多的农民工在城市已拥有了城镇职工养老保险，不再需要农村土地作为保障。

最后，土地所带来的未来潜在征地收入对落户意愿的影响有限。在城镇化进程中，农民通过征地而获得的补偿金额确实比较可观。但是，一方面随着城镇化率增速的放缓和耕地红线管理的日趋严格，中国通过土地大规模扩张的城镇化阶段已经过去（刘守英、熊雪峰，2018），通过征地获得一大笔补偿金的潜在可能性在降低；另一方面，能有征地补偿机会的只是那些正好位于城市周边建成区扩张范围内的农民，绝大多数位于一般农业地区的农民的土地并不会得到征收补偿（华生，2013）。

总之，认为不愿放弃农村土地权利是阻碍农民工落户意愿的主要原因是一个重大的认识误区，农民工不愿在流入城市落户并非因为农村土地，而是与当前的工业化、城镇化阶段中农民工群体的一些固有特征相关。对此，我们将在第三部分进行探讨。

（二）误区二：农民工未能落户是因为未能满足城市落户条件

城市政府曾制定过一些限制外来人口落户的门槛和条件，如“购房落户”“投资落户”等，希望一方面给外来人口提供一个享受大城市市民权利的机会，另一方面也能够给城市带来更多的税收和就业，促进城市经济发展。对于收入和财富水平较低的农民工，因其无法满足落户所需的购房或投资条件，普遍无法在城市落户（杨开忠，2009）。还有一些大城市出台了积分落户制度，对落户条件予以量化，向能够达到一定分值的外来人口提供城市本地户口（谢志强、姜飞云，2016）。城市出于自身利益，往往把积分落户与人才引进战略联系起来，在落户积分设置上具有明显的人力资本偏向性：学历、职称等指标的权重较重，这使得农民工落户政策有异化为人才落户政策的倾向（邹一南，2020），较高的落户门槛使农民工普遍达不到落户条件（Cao et al., 2015）。广东省中山市早在10年前就已率先推行流动人口积分入户政策，而真正实现落户的农民工数量微乎其微（肖璐、蒋芮，2018）。

但是，随着新一轮户籍制度改革的推进和人口流动趋势的变化，无论是国家层面还是地方政府层面，对农民工落户的态度都发生了很大的转变，以限制农民工落户数量为特点的户口迁移政策也发生了重大调整。

在国家层面，全面放开落户限制的政策导向已十分明确。2016年出台的《国务院办公厅关于印发推动1亿非户籍人口在城市落户方案的通知》以及2019年和2020年出台的《国家发改委新型城镇化建设重点任务》先后规定，常住人口300万以下的II型大城市不得设置任何落户门槛，常住人口300万以上的I型大城市全面取消包括举家迁徙的农民工、新生代农民工在内的重点人群落户限制，特大超大城市郊区也被鼓励全面放开落户条件，所有大中城市均不允许采用积分落户制，少数特大超大城

市的积分落户政策也被要求确保社保缴纳年限和居住年限的分值占积分的主要比例。此外，为了鼓励各地尤其是特大超大城市推动农民工落户，中央出台了“人地钱挂钩”的配套政策，全面落实了吸纳农民工落户数量与城市新增建设用地规模挂钩以及与财政转移支付挂钩的政策。

在地方层面，地方政府曾经的那种将农民工落户视为一种成本或负担的态度也发生了转变。近年来，随着农村剩余劳动力基本转移完毕，以及老龄化背景下农村新成长劳动力数量的急剧减少，经济发展所需的劳动力从无限供给变为相对稀缺，农民工市民化所带来的消费拉动和集聚经济效益越发受到重视。在这个背景下，各地竞相出台史上最宽松的落户政策，一些省会特大城市更是掀起了一轮又一轮的“抢人大战”，将农民工落户门槛一降再降。江西省甚至在2021年3月印发文件，明确在全省所有城市范围内全面取消落户限制，仅以具有合法稳定住所（含租赁）或合法稳定就业为落户的基本条件。

总之，在新一轮户籍制度改革的政策推动和劳动力市场环境变化的条件下，农民工在城市的落户门槛已经大幅下降。当前，除了少数在特大超大城市的主城区和部分I型大城市中的农民工仍可能面临一定的落户门槛外，绝大多数农民工在城市落户已无任何政策障碍。

（三）误区三：农民工市民化的核心是落户

当前，城市本地户籍的确控制着一些城市社会福利，缺少这些城市福利，农民工确实很难实现市民化。因此，近年来包括《国务院关于深入推进新型城镇化建设的若干意见》等多份中央文件中，在有关“推进农民工市民化”章节的第一段，都是“加快推进户籍制度改革，提高户籍人口城镇化率”的相关内容，落户显然已经被当作了推进农民工市民化的最重要手段。学术界也普遍将推进落户作为农民工市民化问题的核心，认为通过落户使农民工享受均等化的公共服务是其实现市民化的关键（魏义方、顾严，2017；罗云开，2015）。

但是，这种认为通过落户赋予农民工城市福利就能使其实现市民化的观点，实际上是一个重大的误区。在计划经济体制下，城市户籍居民的教育、医疗、住房、养老等公共服务由所就业的单位统一提供，农村户籍居民则依靠所在的农村集体来解决基本公共服务问题。因此，如果农村居民转为了城市非农户口，则可以立刻享受市民化的福利待遇，此时的落户就等同于市民化。改革开放后，劳动力就业很快完成了市场化改革，拥有城市户口不再是获得就业机会的保证，而随着农业转移劳动力的大量进城，农村户口和城镇户口都要在就业市场上双向选择。就业市场化改革也使一系列城市社会福利相继与户口脱钩，例如与就业相关的养老、医疗等社会保险已不再依赖户口，如果劳动者的用人单位为其雇员缴纳了社会保险，则不管其是否拥有城市户口，都可以享受这些社会保险。再如住房福利，住房改革之前，分配住房是城市职工的一项福利，而房改之后，除了少数中央国家机关外，无论城市户口还是农村户口，想拥有城市住房都需要自己购买。目前，与户口挂钩最紧密的是教育权益，而随着国务院出台了“以流入地政府管理为主，以全日制公办中小学为主”的“两为主”政策，农民工子女在流入地接受公立义务教育的权利已经从正式制度上予以了保证。同时，在学区制下，住房对于公立教育资源的分配发挥着越来越大的作用，在一些城市，即使拥有本地户口，如果没有该学区的住房，也难以享受完全平等的公立学校入学机会。

总之，随着附着于城市户口上的社会福利逐渐减少，越来越多的社会福利已经成为非排他性的公共服务，不落户即可获得，而一些市场化程度较强的社会福利并不与户口挂钩，即使拥有城市户口也并不意味着可以获得这些社会福利。因此，对农民工来说，落户并不等同于市民化。事实上，农民工未能实现市民化，除了因户籍身份导致在就业机会和收入等福利待遇上存在一定的歧视因素外，还有自身的能力因素和心理因素等。同时，地方政府和企业就业、社保、居住等公共政策等方面存在短板，也是农民工未能市民化的重要原因。使农民工全方位地融入城市并成为市民，早已不是单纯依靠落户就能够完全解决的。

三、农民工落户和市民化的再认识

中国现行户籍制度诞生于计划经济时期，是服务于重工业优先发展的赶超战略的特殊历史产物。随着时代的变迁和改革的推进，户籍制度的内含已经发生了巨大的变化，中国的城镇化进程也展现出了很多新的特征，特别是农民工在循环流动和迁移落户选择上的比较利益发生了微妙的变化，这些都对我们准确认识户籍制度及其改革有着重要的意义。

（一）循环流动而不在流入地落户是现阶段农民工的理性选择

在大约 20 多年前，非农户口对农民来说具有极大的吸引力，由于彼时城市户口对应着商品粮供给和体制内就业等重大福利，而农村地区尚未被公共财政覆盖，基本公共服务乃至基本生活条件都无法得到保证，农民在面对进城落户的机会时丝毫不会迟疑。但是，当前城市户口的含金量已发生了变化。如前所述，许多城市福利已经与城市户口脱钩，而随着公共财政的阳光普照农村，城乡基本公共服务的差距在缩小。在“十三五”期间，农村居民的养老保障和医疗保障已经实现了全覆盖，即使不考虑土地因素，农民对将户口迁移到城市的迫切性也已经大为下降。

事实上，农民工在城乡之间循环流动而不落户定居，是所有发展中国家在工业化和城镇化进程中普遍经历过的发展阶段，是与一定历史时期相联系的长期过程，并不是中国特有的问题，也不会随着户籍制度的改革而立刻消亡。有研究表明，在很多发展中国家，其户籍制度并不具备城乡分割的功能，但流动人口现象同样大量存在（Hugo, 1982; Zhu, 2007）。从理论上讲，采用流动而不落户的这种迁徙模式，是农民工家庭内部实现劳动力资源优化配置的一种理性选择，是发展中国家的农村转移劳动力在就业市场不稳定条件下，最大限度地增加家庭收入并降低风险所采取的一种策略（Stark and Bloom, 1985）。同时，农民工流动而不落户也与一定时期内工商业部门对农村劳动力的内在需求特点有关：在从低收入阶段向中等收入阶段爬升的过程中，社会还不能提供足够的高工资、高福利、高稳定性的一级劳动力市场就业岗位，农民工只能暂时选择在低工资、低福利、低稳定性的二级劳动力市场上就业（Piore, 1979）。城乡分割的户籍制度固然对农民工经济地位和社会地位的提升有一定阻碍，但农民工在城市呈现一种非市民化的工作生活方式也是一个必然而且相对漫长的过程，不会随着户籍制度的改革而立即发生实质性的改变。

进一步地，农民工在各城市之间的流动不仅是一个普遍现象，也是其提高收入水平和职业声望的有效途径（常进雄、赵海涛，2015）。据调查，流动到过 2 个以上城市的农民工占总数的 51.3%，其

月平均收入水平为 4384 元，明显高于只在 1 个城市流动过的农民工的月平均收入 3799 元。同时，流动到过 2 个以上城市的农民工中，就业身份为雇主、固定雇员等较高职业声望类型的比例明显高于只流动到过 1 个城市的农民工，前者的就业身份为零工、散工和无业等较低职业声望类型的比例也明显低于后者（见表 2）。因此，流动而不落户是农民工最大化收益、最小化风险的理性选择，希望通过落户将农民工固定在一个城市享受市民化待遇，既不符合工业化和城镇化发展的一般规律，也不符合农民工自身的利益。

表 2 不同流动次数的农民工的就业身份分布

	雇主	固定雇员	自营劳动	零工、散工	无业
流动到过 2 个以上的城市	5.4%	42.4%	30.0%	7.0%	15.3%
只流动到过 1 个城市	3.6%	37.0%	29.9%	7.7%	21.8%

资料来源：国家卫健委 2017 年全国流动人口动态监测数据。

此外，对于大多数农民工尤其是老一代农民工来说，年轻时在城市务工，年老后返回家乡是他们在现有条件下根据自身及其家庭的生命周期所做的理性安排，与户籍制度并无很大关联。即使是新生代农民工，面对流入城市高昂的房价和生活成本，以及随着自身年龄增长而日益显现的乡愁和离愁（贺雪峰，2016），也并非都希望永久留下。年轻时在大城市务工，当财产和能力积累到一定时候就返回家乡附近的小城市定居并创业或就业，已经越发成为了农民工群体的共同选择。2017 年全国流动人口动态监测数据显示，仅有不到三成的农民工表示会在流入城市定居，更多的农民工都会在若干年后选择离开（见表 3）。

表 3 农民工对未来流动和定居意愿的选择分布

选择类型	定居	留居 1—2 年	留居 3—5 年	留居 6—10 年	留居 10 年以上	短时间内立刻离开	没想好
比例	26.3%	7.1%	13.1%	5.1%	8.5%	2.5%	37.4%

资料来源：国家卫健委 2017 年全国流动人口动态监测数据。

（二）能力强的农民工未必更有落户意愿

如前所述，许多大城市曾通过建立积分落户制度对外来人口进行筛选，而积分分值的设置明显偏向于高学历、年纪轻、有技能、有住房、有投资的高禀赋人群。虽然中央文件明确要求调整积分权重，将社保缴纳年限和居住年限的积分权重调高，但一些特大超大城市在落实积分落户政策过程中，人力资本和物质资本禀赋较高者仍然占据绝对优势。此外，在推动 1 亿非户籍人口落户的进程中，国务院文件中选定了四类落户重点人群，即农村学生升学和参军进入城镇的人口、在城镇就业居住 5 年以上和举家迁徙的农民工以及新生代农民工。从这四类重点人群的特点看，仍然具有明显的高禀赋倾向性。也就是说，在实际操作过程中，部分城市仍然在一定程度上存在着“能力强者优先落户”的政策倾向。

但是，问题的吊诡之处就在于，那些能够达到落户条件的农民工却未必更愿意落户，或者说，有着较强落户能力的农民工未必有更强的落户意愿。根据国家卫健委 2017 年全国流动人口动态监测数据，如果以购买城市商品房和就业身份为雇主的农民工作为落户能力强的标志，则落户能力强的农民

工的落户意愿并不强烈，在各类农民工的落户意愿中仅位居中游水平（见表4和表5）。相反，落户意愿较强的农民工反而是购买了小产权房或保障房、借房居住的农民工以及无业者。这些落户意愿较强的农民工有一个共同的特征，就是普遍因居住和就业面临着一定的合法性压力，而需要寻求制度上的认同感和安全感，落户就是他们谋求制度认同的一种有效手段。而对于那些已经在城市购买商品住房和成功创业了的农民工，反倒不需要通过落户来寻求这种认同感。对于这些能力较强的农民工，由于已经适应和熟悉了城市生活，没有感受到歧视、心理压力和生活麻烦，迁移户籍的动力就大大降低（蔡禾、王进，2007）。

表4 不同居住类型农民工的落户意愿

	购买商品房	购买小产权房	购买保障房	整租住房	合租住房	政府公租房	借住房	单位雇主房	就业场所	非正规住所
愿意落户比例	33.5%	39.9%	44.2%	36.2%	36.0%	34.5%	38.4%	28.3%	25.0%	31.6%

资料来源：国家卫计委2017年全国流动人口动态监测数据。

表5 不同就业身份农民工的落户意愿

	雇主	固定雇员	自营劳动	零工、散工	无业
愿意落户比例	36.6%	37.1%	32.0%	35.0%	38.1%

资料来源：国家卫计委2017年全国流动人口动态监测数据。

更进一步地，有研究表明，中国农民普遍固有一种从“小农”向“小资”转变的理想情怀，他们进城打工的目标是通过勤劳努力当上小老板，同时更多地买房、置业，而并不想成为靠工资和社保生活的城市产业工人（温铁军，2014）。因此，能力强、经济地位高的农民工并不一定有更强的落户意愿，尤其是对老一代农民工而言，进城打工初衷的完全实现往往就昭示着他们荣归故里和落叶归根的肇始（钱文荣、李宝值，2013）。这进一步说明了将农民工落户数量少归因于达不到城市落户条件是一个重大的认识误区，而设置能力导向的落户政策则是人们单纯站在城市的角度而非农民工的角度来思考落户问题的产物。

（三）农民工市民化的进展得益于户籍利益的剥离而非扩散

利益扩散和利益剥离是两种不同的农民工市民化推进思路。所谓利益扩散，就是通过各级政府的推动，使制度受益者范围扩大，新进入者获得本地户籍福利的过程。利益扩散的对象是城市中的农民工等非户籍人口，通过落户使之享有和市民同等的福利水平。所谓利益剥离，就是通过形成某种新的利益分配机制，剥离由现有机制控制的部分利益，并逐步地替代现有机制，最终使其空壳化的过程（郭秀云，2016）。利益剥离的对象是与城市本地户籍挂钩的各种福利。通过利益剥离，使原本由户籍控制的各项城市利益的范围缩小，非户籍利益的范围扩大（具体见图1）。

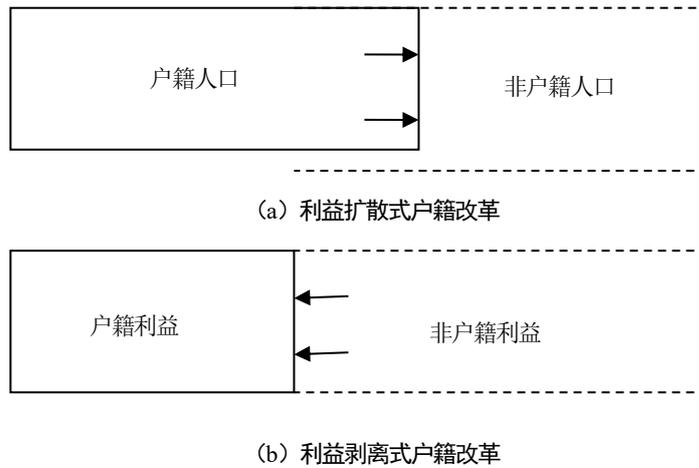


图1 两种农民工市民化路径示意图

从政策效果看，作为利益扩散的落户政策在推进农民工市民化上更为彻底，因为一旦实现落户，农民工就自动获得了与市民完全等同的城市福利，并且这种福利的承诺不会随日后政策的变化发生改变。但是，通过落户来扩散利益的改革方式存在两个重大缺陷：其一，落户的政策实施对象是人，即农民工，它需要政策实施对象的配合。如前所述，农民工出于对自身利益的考虑，配合落户政策的积极性很低，从而利益扩散的程度必定有限。其二，落户不是一个可以低成本重复的过程，它的手续相对繁琐，很难频繁地变动户口注册地。对于流动性较强并且以在城市间流动来获得收入和职业声望提升的农民工来说，将其户口落在某一个城市，反而是对其正常经济活动的限制。

从户籍制度改革的历史进程看，无论是改革开放初期的自理口粮户改革，还是城镇住房、就业、社保及部分公共服务的市场化，再到中小城市落户限制的放开，每一次户籍制度改革的边际进展都是在利益剥离路径的逻辑下完成的。在未来推动特大超大城市公共服务均等化的改革进程中，仍应坚持利益剥离式改革路径。当前，各大城市实施的居住证制度就是利益剥离的典型途径。居住证的政策实施对象是物，即城市福利，它实质上是将原本由户籍承载的城市福利进行了转移，而居住证所具备的“低门槛申领、阶梯式赋权”的特征，更符合农民工的流动就业特点，也易于被农民工所接受。无论流动到哪个城市，农民工都可以通过方便地申领当地居住证，获得相当于或接近于市民的基本公共服务，而且可以一直保留农村户口。随着居住证制度的不断完善，越来越多的户籍福利被剥离到居住证上，户籍制度的改革进程也就自然完成。

四、推动农民工市民化政策转型

基于对关于农民工落户问题认识误区的修正，以及当前农民工市民化和落户的重新认识，本文针对性地提出进一步推动农民工市民化的政策转型路径。

（一）农民工市民化的着眼点从异地市民化向就地市民化转变

根据前文的分析，农民工未能在城市落户的原因并不是不愿放弃农村土地，这种循环流动而不在首次流入城市落户的迁移方式是当前阶段农民工的理性选择，并且多数农民工会选择最终回到家乡附

近的小城市定居。但是，现阶段农民工市民化的各项政策主要是针对农民工流入地城市而设置的，目的是让农民工在流入地城市实现市民化，而没有考虑到农民工的二次迁移。无论是落户条件的规定还是“人地钱挂钩”政策的制定，都是着眼于那些吸纳了异地转移农民工数量较多的东部发达地区和大城市，或者说是一种异地市民化政策。事实上，随着越来越多的农民工返乡就业和选择就地转移，在本省本地务工的农民工比例近年来在持续提升。2010年至2020年的《农民工监测调查报告》显示，在乡镇街道范围内就业的本地农民工占农民工总量的比例从2009年的36.8%上升到了2019年的40.1%；在外出农民工中，选择在省内就业的农民工占比从2009年的47.1%上升到了2019年的56.9%，农民工就地就近转移趋势明显。因此，以异地市民化为着眼点的农民工市民化政策无法取得理想的效果，农民工市民化政策的着眼点应转向就地市民化。

服务于就地市民化目标的政策，首先应遵循农民工循环流动的特点，进一步建立完善城市农民工养老保险等社会保障的转移接续制度，消除农民工循环流动和最终返乡定居的制度障碍。此外，应探索建立对那些吸纳从本地农村外出后又返回当地定居的农民工较多的城市尤其是广大中西部地区和中小城市的财政支持政策。这些外出务工的农民工，将生命周期中的黄金年龄贡献给了异地流入城市，而将年龄“负债期”留在了本地，站在全国层面上考虑，理应对这些曾经的农民工流出地、现在的农民工归宿地予以财政支持。

与此同时，还应积极探索农民土地退出与市民化联动的改革机制。自古以来，中国的户籍和地籍就是紧密相连、共生互动的，但在当前农民工市民化的顶层设计中，并未构建起土地退出与市民化之间的制度桥梁，忽视了那些愿意主动放弃农村土地，从而为当地农业现代化和城镇化建设做出贡献的农民工在城市享受市民化权利时本应拥有的优先权。导致这种制度缺失的一个很重要的原因，仍然是当前片面着眼于异地市民化的农民工市民化政策导向：由于农民工土地退出所形成的农地规模化经营条件和建设用地指标很难跨越县级以上行政区划配置，难以形成支持异地市民化的政策工具，因此在农民工市民化政策体系中也就没有鼓励农民土地退出的政策。鉴于此，应推动各地方政府探索在本行政区内的农民土地退出与市民化权益享受挂钩的政策，在尊重农民意愿的情况下，引导农民工退出土地，并就地实现市民化。

（二）落户政策的制定从有能力者优先向有意愿者优先转变

根据前文的分析，农民工未能落户并不是因为达不到城市落户门槛，以当前各地的户籍改革力度和农民工现有的能力条件，农民工能够满足在绝大多数城市落户的要求。主要的问题在于，能力强、能够满足城市落户条件的农民工未必落户意愿也强，流动而不落户是当前阶段多数农民工的一种理性选择。因此，虽然保留了落户门槛的部分大城市和特大超大城市的户籍对农民工有一定的吸引力，但即使这些城市大幅度降低落户所需的能力条件乃至完全放开落户限制，也不太会立刻导致农民工大规模落户。而在当前，部分大城市和特大超大城市的积分落户制度仍然是以“有能力者优先”为导向的，这种做法是类似于西方发达国家对待跨国移民入籍和申领绿卡的做法。出于对本国利益最大化的考虑，对外国移民根据能力大小进行挑选是合情合理的。但是，对于一国内部的城乡移民也采用相同的办法进行挑选，则不仅有违共享发展成果的理念要求，也不利于实现区域经济的协调发展。吸纳农民工较

多的城市本来就是经济较发达的地区，如果再通过一套筛选机制使高禀赋的劳动者落户，留下人口红利、退回人口负债，则可能加大地区发展差距。

鉴于此，在目前城市内部利益扩散需求仍在一定程度上存在的情况下，应及时推动各类城市的落户政策导向从有能力者优先向有意愿者优先转变。具体而言，应督促各地取消购房落户、投资落户等明显具有能力导向性的地方性落户政策，同时在全类城市取消对落户重点人群的认定，无论农民工的迁移目的如何、年龄大小、是否就业居住满五年以及是否举家迁徙，只要有落户意愿，都考虑给予满足。对于广大中小城市，由于农民工的落户意愿并不强烈，全面放开落户后可能并不会出现扎堆落户和财政压力骤增现象；对于少数特大超大城市，可以在短时间内继续保留积分落户政策，但应对积分设置规则进行大幅度修改，切实减少学历、职称、纳税、购房等带有禀赋倾向性的加分项目，以合法稳定就业和居住年限为主要的积分依据，并且通过严格督察防止地方政府在执行这类政策过程中出现“打折扣”的情况。

（三）市民化目标的设置从户籍市民化向常住市民化转变

根据前文的分析，落户不等于市民化。改革开放以来农民工市民化取得的进展主要是得益于户籍利益的剥离而非利益扩散，以落户这种利益扩散方式推进城镇化和农民工市民化的客观结果，不是弱化而是强化了以户籍为依托的城市公共服务配置特征。目前，中国户籍人口城镇化率与常住人口城镇化率约有 16 个百分点的差距，昭示着全国有 2 亿多城市非户籍人口，这其中大多数为外出农民工，而伴随着城镇化进程的深入，仍将有大量农民工离开农村户籍地进入城市。倘若要将数亿农民工全部实现城市落户，从制度成本和操作性上看，既不可能也无必要。未来推动农民工市民化的根本途径，应是通过大力推进居住证制度等户籍利益剥离式改革举措，实现各类城市福利在不同人群间的均等化配置，使户籍制度的利益分配功能逐渐淡化。

在短期内，不再追求落户数量的目标可能会使得农民工与市民的公共服务差距继续存在，但以常住人口为目标推动市民化更符合未来劳动力在城市之间和城乡之间常态化流动的长期趋势。况且，在一个 14 亿人口的大国中推动农民工的市民化，本来就不是一个毕其功于一役的举措，而是一个需要全面、系统、渐进地推进的事业，它包括在基本公共服务上由歧视向均等的转变，在居住方式上由非正规向正规的转变，在就业岗位上由低质量向高质量的转变，在心理状态上由城市过客向城市主人的转变。因此，只有以常住人口市民化目标取代户籍人口市民化目标，才能真正实现符合经济发展客观规律和以人为核心这一根本特征的高质量城镇化。

参考文献

1. 蔡昉、都阳，2002：《迁移的双重动因及其政策含义——检验相对贫困假说》，《中国人口科学》第 4 期。
2. 蔡禾、王进，2007：《“农民工”永久迁移意愿研究》，《社会学研究》第 6 期。
3. 常进雄、赵海涛，2015：《农民工二次跨区流动的特征分析》，《中国人口科学》第 2 期。
4. 陈丹、任远、戴严科，2017：《农地流转对农村劳动力乡城迁移意愿的影响》，《中国农村经济》第 7 期。
5. 辜胜阻，2014：《中国农民工市民化的二维路径选择——以户籍改革为视角》，《中国人口科学》第 5 期。

6. 国务院发展研究中心农村经济研究部, 2014: 《从城乡二元到城乡一体》, 北京: 中国发展出版社。
7. 郭秀云, 2016: 《户籍制度分立式改革路径: 利益剥离与利益扩展》, 《改革》第9期。
8. 贺雪峰, 2016: 《谁是农民: 三农政策重点与中国现代化农业发展道路选择》, 北京: 中信出版社。
9. 华生, 2013: 《城市化转型与土地陷阱》, 北京: 东方出版社。
10. 黄帅金, 2020: 《土地对农民工城市落户意愿的影响——基于2017年全国流动人口动态监测调查数据的再考察》, 《安徽农业大学学报(社会科学版)》第11期。
11. 李国正, 2020: 《农地权益保障与农业转移人口市民化》, 《中国土地科学》第10期。
12. 林李月、朱宇, 2016: 《中国城市流动人口户籍迁移意愿的空间格局及影响因素——基于2012年全国流动人口动态监测调查数据》, 《地理学报》第10期。
13. 刘守英、熊雪峰, 2018: 《我国乡村振兴战略的实施与制度供给》, 《政治经济学评论》第4期。
14. 刘同山, 2020: 《城镇化进程中农村土地退出及其实现机制》, 北京: 社会科学文献出版社。
15. 罗云开, 2015: 《建立农业转移人口市民化成本分担机制: 质疑与辨析》, 《财经问题研究》第6期。
16. 孟凡强、吴江, 2014: 《中国劳动力市场中的户籍歧视与劳资关系城乡差异》, 《世界经济文汇》第2期。
17. 欧阳慧, 2020: 《新一轮户籍制度改革实践中的落户困境与突破》, 《经济纵横》第9期。
18. 钱文荣、李宝值, 2013: 《初衷达成度、公平感知度对农民工留城意愿的影响及其代际差异——基于长江三角洲16城市的调研数据》, 《管理世界》第9期。
19. 孙婧芳, 2017: 《城市劳动力市场中户籍歧视的变化: 农民工的就业与工资》, 《经济研究》第8期。
20. 孙三百、白金兰, 2014: 《迁移行为、户籍获取与城市移民幸福感流失》, 《经济评论》第6期。
21. 田明、李辰、赖德胜, 2019: 《户籍制度改革与农业转移人口落户——悖论及解释》, 《人口与经济》第6期。
22. 王美艳, 2005: 《城市劳动力市场上的就业机会与工资差异》, 《中国社会科学》第5期。
23. 魏义方、顾严, 2017: 《农业转移人口市民化: 为何地方政府不积极——基于农民工落户城镇的成本收益分析》, 《宏观经济研究》第8期。
24. 温铁军, 2014: 《城镇化是去城市化》, 《中国房地产业》第2期。
25. 肖璐、蒋芮, 2018: 《农民工城市落户“意愿—行为”转化路径及其机理研究》, 《人口与经济》第11期。
26. 谢志强、姜飞云, 2016: 《积分落户: 户籍制度改革的“破冰船”》, 《人民论坛》第30期。
27. 杨开忠, 2009: 《我为什么主张“购房落户”》, 《中国经济周刊》第8期。
28. 章莉、李实、A. D. William and V. R. Rhonda, 2014: 《中国劳动力市场上工资收入的户籍歧视》, 《管理世界》第11期。
29. 张翼, 2011: 《农民工“进城落户”意愿与中国近期城镇化道路的选择》, 《中国人口科学》第2期。
30. 叶兴庆、张云华、伍振军、周群力, 2018: 《农业农村改革若干重大问题研究》, 北京: 中国发展出版社。
31. 邹一南, 2020: 《农民工市民化困境与新一轮户籍制度改革反思》, 《江淮论坛》第4期。
32. Cao, G., M. Li, Y. Ma, and R. Tao, 2015, “Self-employment and Intention of Permanent Urban Settlement : Evidence from a Survey of Migrants in China’s Four Major Urbanising Areas”, *Urban Studies*, 52(4): 637-644.
33. Hugo, G., 1982, “Circular Migration in Indonesia”, *Population and Development Review*, 81(2): 59-84.

34. Li, S., 2010, "The Economic Situation of Rural Migrant Workers in China", *China Perspectives*, 4(84):4-15.
35. Piore, M., 1979, "Birds of Passage", *New York: Cambridge University Press*.
36. Stark, O., and D. Bloom, 1985, "The new economics of labor migration", *American Economic Review*, 75(2): 173-178.
37. Sun, M., and C. Fan, 2011, "China's permanent and temporary migrants: differentials and changes, 1990-2000", *The Professional Geographer*, 63(1): 92-112.
38. Whalley, J., and S. Zhang, 2007, "A numerical Simulation Analysis of (Hukou) Labour Mobility Restrictions in China", *Journal of Development Economics*, 83(2): 392-410.
39. Zhang, Z., and X. Wu, 2017, "Occupational segregation and earnings inequality: Rural migrants and local workers in urban China". *Social Science Research*, 61(1): 54-74.
40. Zhu, Y., 2007, "China's floating population and their settlement intention in the cities: Beyond the Hukou reform", *Habitat International*, 31(1): 65-76.

(作者单位: 中央党校(国家行政学院) 经济学教研部)

(责任编辑: 初心)

The Paradox of Rural Migrant Workers' Settlement in Cities and the Transformation of Citizenization Policy

ZOU Yinan

Abstract: The household registration system has long been considered as a key obstacle to impede the citizenization of migrant workers. As a result, promoting migrant workers' residence registration in cities and building a capacity-oriented priority order has become the main move in the new round of household registration system reform. However, from the perspective of policy effect, the progress of citizenization is relatively slow. By analyzing the three misunderstandings related to the paradoxes, namely, "citizenization is needed by migrant workers, citizenization requires settling down and migrant workers seldom settle down", this article raises a new perspective to accurately understand the problems of migrant workers' settlement and citizenization. Based on this, the study puts forward that migrant workers' citizenization should be promoted through a series of policy transformation, including an emphasis of promoting local citizenization of migrant workers rather than cross-regional citizenization, converting the settlement policy from a capacity-oriented priority order to a willingness-oriented priority order, and transforming the objective of citizenization from settling down of rural migrant workers to equalizing residents' welfare.

Keywords: Rural Migrant Worker; Settlement Paradox; Citizenization; Policy Transformation

交通设施改善、农业劳动力转移与结构转型*

张军¹ 李睿² 于鸿宝²

摘要：本文探究了交通设施改善对农业劳动力转移的影响及其机制。基于县级层面高速铁路开通的准自然实验研究发现，高铁开通导致当地的农业劳动力向非农行业转移了3%。进一步的机制分析发现，该影响主要来自于降低流动成本与提升农业生产力带来的“推力”效应和促进当地非农产业发展带来的“拉力”效应。异质性分析表明，交通设施改善对农业劳动力非农转移的影响主要体现在人口流出大省和边缘地区。本文的结论揭示了交通设施改善在促进中国经济结构转型过程中的重要作用，并对探究刘易斯转折点到来背景下中国未来经济增长的动力以及乡村振兴战略背景下中国农业农村的持续发展具有重要的政策含义。

关键词：交通设施 高速铁路 农业劳动力转移 结构转型

中图分类号：F323 **文献标识码：**A

一、引言

经济的结构转型，即生产要素从农业部门向非农业部门的再分配，是经济发展过程中的重要特征（Kuznets, 1957; Herrendorf, 2014）。改革开放后，中国经济的发展经历了典型的结构转型过程。从1978年到2018年，伴随着农业占GDP比重的迅速下降和非农产业占GDP比重的迅速上升，中国的第一产业就业人员占比下降了44.4个百分点，第二产业就业人员占比上升了10.3个百分点，第三产业就业人员占比上升了34.1个百分点^①。现有研究认为，农业生产力的提高（Cao and Birchenall, 2013; 徐建国和张勋, 2016; Yao and Zhu, 2021）、贸易冲击引致的非农产业发展（Erten and Leight, 2019）、城镇的工业技术进步（程名望等, 2006）是促进中国农业劳动力向非农产业转移的重要原因。

近年来，整体基础设施水平的提高，特别是交通基础设施的大幅改善，是中国经济发展的重要推动力之一（张军等, 2007; 张学良, 2012）。自2008年第一条高铁京津城际铁路正式开通以来，中

*本文系2017年教育部“创新团队发展计划”滚动支持项目（IRT_17R24）、2014年文化名家暨“四个一批”人才项目和2020年SIIFE课题“后新冠时期中国经济的转型与增长路径：新条件与新机遇”的阶段性成果。作者感谢教育部、复旦平安宏观经济研究中心和上海国际金融与经济研究院对本研究提供的资助。感谢复旦大学罗长远教授和陈登科博士对本文的建议，文责自负。本文通讯作者：李睿。

^①国家统计局, 2019: 《中国统计年鉴》，北京：中国统计出版社。

国的高铁站点迅速在全国范围内大规模铺开。在营业里程方面，截至2018年末，中国高速铁路的总里程已达到2.9万公里^①，基本形成了以“四纵四横”为主骨架的高铁网络。在客流量方面，2008—2018年中国高速铁路的客运量由734万人提升到205430万人，占铁路总客运量的比重从0.5%提高到60.9%^②。高铁已经成为了中国最主要的铁路运输方式，也成为了促进国内跨区域人口流动最重要的动力之一。

大量研究已经关注到高铁开通对区域经济增长（刘勇政和李岩，2017；张俊，2017）、产业发展（邓慧慧等，2020）、风险投资（龙玉等，2017）等方面产生的经济影响。特别地，高铁开通在促进区域人口流动过程中发挥的重要作用也已经获得了部分学者的关注。比如，王赟赟和陈宪（2019）发现，高铁开通会促进人口自西向东、自北向南流动；Dong et al.（2020）的研究表明，通过降低城市间的通勤时间，高铁开通促进了区域间的人才流动。此外，余泳泽和潘妍（2019）还发现高铁开通促进了高技能劳动力在流入地的集聚。

尽管大量文献从各方面探究了高铁开通带来的一系列影响，但尚未有文献详细考察高铁开通是否会影响中国农业劳动力的非农转移，而探究这一问题对于理解交通基础设施改善如何影响了经济结构转型具有重要意义。本文以县级高铁站点开通的冲击为切入点，运用多期双重差分的实证策略，并结合县级层面的宏观数据和家庭层面的微观调查数据，尝试对以下问题进行考察：高铁站点的开通促进了中国农业劳动力的非农转移吗？其影响的幅度有多大？通过何种具体的机制发挥了作用？在不同区域之间又存在着怎样的异质性？

本文的边际贡献主要包括以下三个方面：第一，就理论贡献而言，本文首次较为系统地考察了交通设施改善在促进中国农业劳动力非农转移过程中的重要作用，这为解释中国经济结构转型的动因提供了新的视角。第二，就实证内容而言，既有研究对相关问题的考察集中于省级层面或地级市层面，本文综合利用县级数据和家庭微观调查数据进行了探究。县级数据能够更加精准地反映中国宏观层面的经济状况，尤其是在农业发展方面，而代表性微观调查数据则有助于展示经济活动的更多细节。据此，本文得以更加细致地考察交通设施改善对农业劳动力转移的影响效果及其机制，从而有助于丰富对于相关问题的讨论。第三，就政策含义而言，不同于已有文献主要关注交通设施改善对于非农领域发展方面的影响，本文详细探究了交通设施改善对农业劳动力非农转移的影响。在刘易斯拐点到来的背景下（蔡昉，2010），本文的发现对于政府如何更好地促进农村剩余劳动力转移具有启发意义。同时在实施乡村振兴战略的背景下，本文的结论也有助于政府完善农业农村发展的相关政策。

二、理论机制

在结构转型的相关文献中，促进农业劳动力非农转移的因素被大致归纳为因农业部门的技术采用带来的生产力提高而产生的“推力”效应（Busto et al., 2016; Emerick, 2018）和因非农部门产业发展带来的劳动力需求扩张而产生的“拉力”效应（Alvarez-Cuadrado and Poschke, 2011）。基于现有

^①国家统计局，2019：《中国统计年鉴》，北京：中国统计出版社。

^②国家统计局，2019：《中国统计年鉴》，北京：中国统计出版社。

的理论基础，本文主要从“推力”和“拉力”两个渠道分析交通设施改善如何促进农业劳动力的非农转移，具体的逻辑框架如图 1 所示。

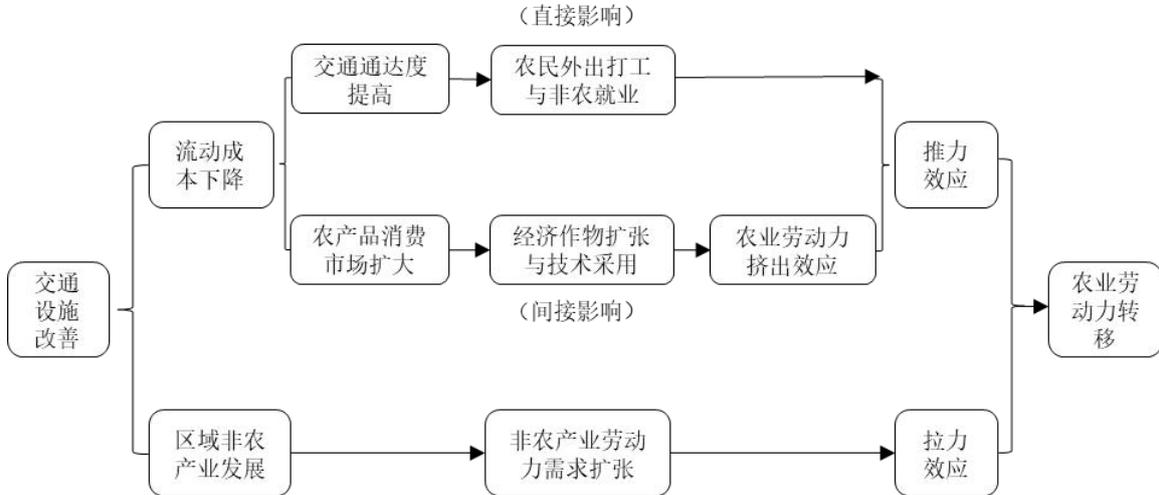


图 1 理论机制的逻辑框架

在“推力”效应的机制中，交通设施改善带来的流动成本下降，通过直接影响和间接影响的渠道对农业劳动力的转移产生了“推力”效果。从直接影响来看，高速铁路凭借其高效的运输效率降低了地区间的流通成本，从而在促进劳动力流动的过程中发挥了十分重要的作用（余泳泽和潘妍，2019）。因此，高铁站点的开通可能直接助推当地的农业劳动力外流，使得他们放弃本地的农业活动，转到经济发展状况更好的地区谋求工作机会。^①而在现有土地制度的约束下，由于农地产权交易市场尚不健全，农业劳动力离开本地后基本均进入了非农产业（蔡昉，2018；Tombe and Zhu，2019）。从间接影响来看，交通基础设施的改善可以促进果蔬等经济作物的种植（董晓霞等，2006）。而相比于粮食作物，经济作物具有更强的技术采用偏好（韩青和谭向勇，2004）。因此，高铁开通可能会产生类似的效应，通过促进人口流动和增加当地的客流量刺激经济作物农产品的需求，推动当地的经济作物种植，从而促进农业生产中的技术采用。以往的研究表明，农业技术的采用会提高农业生产力，进而对农业劳动力产生替代效应，使其被挤出农业部门（Busto et al.，2016）。

在“拉力”效应的机制中，已有研究发现非农产业发展引致的劳动力需求增加会将农业劳动力吸引到非农部门。如中国加入 WTO 后，关税不确定性风险的下降促进了第二产业发展并吸引了大量农业劳动力转移至其中（Erten and Leight，2019）。现有文献的证据则表明，高铁开通带来的投资增加、企业创新能力提升等经济效应（龙玉等，2017；诸竹君等，2019）为当地的非农产业发展带来了积极

^①比如，渝贵高铁开通后，外出打工者从达州到广州的交通运输时间从原有的 23 个小时缩减为 10 个小时左右，这大大改善了交通通达状况，参见《工人日报》：《蜀道不再难 打工者乘高铁外出务工》，<http://news.sina.com.cn/o/2018-03-01/doc-ifyrzinh0668376.shtml>；商合高铁极大地便利了两地外出务工人员出行，进而对外出打工者产生了推力，参见《中国产经新闻》：《三省人与三条线 鄂豫皖各界谈郑合、郑阜、郑襄高铁开通》，<http://www.cien.com.cn/2019/1205/82926.shtml>。

的影响（张俊，2017）。因此，高铁开通为当地带来的产业发展效应可能刺激二三产业的劳动力需求，从而使当地农业部门的劳动力被吸引到非农部门。

三、研究设计与数据说明

（一）研究设计

本文基于县级层面高铁开通的准自然实验，构建了县级层面与时间层面的双重差分，实证估计高铁开通对“高铁县”农林牧渔从业人数的影响。由于高铁自2008年后在县级层面逐年铺开，本研究采用多期双重差分的实证策略进行估计，具体的模型构建如下：

$$y_{ct} = \alpha + \beta Post_HSR_{ct} + \delta_c + \gamma_t + \varepsilon_{ct} \quad (1)$$

其中，下标 c 代表县， t 代表时间， y_{ct} 表示县 c 在年份 t 的被解释变量。 $Post_HSR_{ct}$ 表示高铁开通状况与开通年份的交互项，如果县 c 在年份 t 开通了高铁站点，则 $Post_HSR_{ct}=1$ ；反之， $Post_HSR_{ct}=0$ 。 δ_c 表示县的个体固定效应，用于控制所有县级层面不随时间变化而变化的因素对估计结果的影响。 γ_t 表示年份固定效应，用于控制所有时间层面产生的宏观冲击对估计结果的影响。系数 β 是本文关注的核心系数，其度量了高铁开通后对当地农林牧渔从业人数的影响。

高铁开通并非是完全外生的冲击，因此在应用双重差分实证策略的过程中，本文采用了一系列措施来缓解潜在的内生性问题。

第一，高铁站点的建设可能是地方政府博弈的结果，这可能导致高铁站点的开通存在内生性。在地方政府的博弈中，相比于地级行政单位，县级行政单位在高铁站点建设中的话语权更小，因而县级层面的高铁站点开通具有更强的外生性（张俊，2017）。为此，本文采用县级层面的高铁站点开通作为交通设施改善的事件冲击，有助于缓解部分的内生性问题。

第二，应用双重差分实证策略的前提假设是，处理组（“高铁县”）与控制组（非“高铁县”）之间在事件发生前需要满足平行趋势的假设。为此，本文利用事件分析法来对处理组与控制组的平行趋势进行检验，具体的模型设定如下：

$$y_{ct} = \sum_{\tau=-6+}^{\tau=6+} \beta_{\tau} HSR_c \times I(\tau=t-t_0) + \delta_c + \gamma_t + \varepsilon_{ct} \quad (2)$$

其中， β_{τ} 是被关注的核心系数，它捕捉了在控制时间固定效应和个体固定效应后“高铁县”与非“高铁县”在时间趋势上的差异。 τ 表示高铁站点开通的时间窗口，其中， $\tau=-6+$ 包括了高铁站点开通前第6年及其更早年份的时间窗口，同样地， $\tau=6+$ 包括了高铁站点开通后第6年及其之后年份的时间窗口。特别地， $\tau=-1$ （高铁开通前一年）设定为被比较的年份。图2汇报了估计系数（90%置信区间）的时间趋势图。从图中可以看出，在高铁站点开通前（ $\tau=-1$ 及其之前），整体上各个时间窗口的估计系数数值较小，变化趋势较为平缓，且基本不显著。这表明，在高铁站点开通前“高铁县”与非“高铁县”之间满足平行趋势的假设。此外，在高铁开通后（ $\tau=0$ 之后），事件分析估计的系数显著为负（90%置信区间），且在整体上呈现出下降的趋势。这表明高铁站点的开通对“高铁县”农业劳动力的非农转移产生了持续显著的影响。

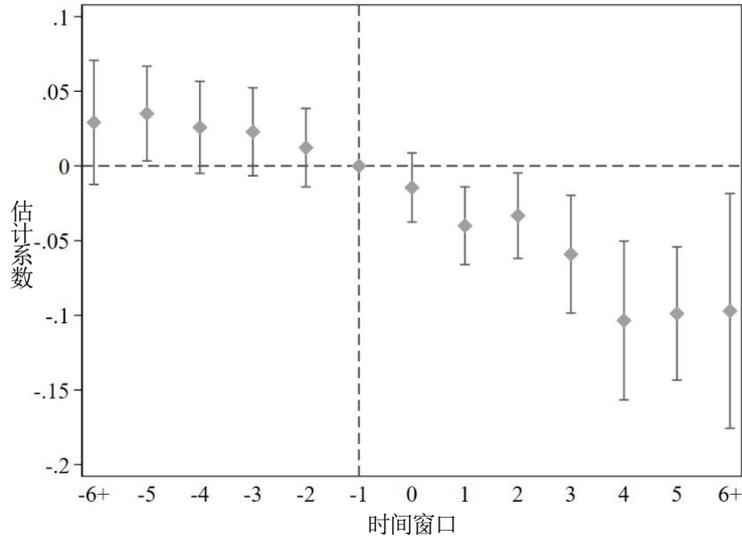


图2 事件分析法估计：交通设施改善对农业劳动力转移的影响

第三，由于处理组与控制组可能在一些事前经济特征上存在明显差异，这导致高铁开通后产生的效应可能并不完全来自于高铁开通本身的冲击。为此，为了降低高铁开通效应估计的偏误，本文在回归1中加入了事前特征与年份虚拟变量的交互项作为控制变量，这样的处理可以在一定程度上剔除某些事前经济特征对估计结果的潜在影响（诸竹君等，2019）。具体的模型构建如下：

$$y_{ct} = \beta Post_HSR_{ct} + \delta_c + \gamma_t + \rho_c \times year_dummy_t + \varepsilon_{ct} \quad (3)$$

其中， $\rho_c \times year_dummy_t$ 表示控制变量，即县 c 的一系列事前特征变量与年份虚拟变量的交互项。模型的其他设定与回归1保持一致。

第四，虽然以上措施缓解了大部分的内生性担忧，但是其他潜在的因素仍然可能对估计结果产生影响。为此，本文对实证结果进行了一系列稳健性检验，包括样本重新筛选、控制区域时间趋势效应、剔除县域溢出效应、控制其他县级政策的影响、工具变量（IV）估计、安慰剂检验等，具体内容在第四部分详细阐述。

（二）数据说明

在县级宏观层面，农林牧渔从业人员数，主要来自各省2008—2018年统计年鉴中的县级数据集。此外，本文使用了多种统计年鉴中的县级数据对该变量进行补充，包括《中国县（市）社会经济统计年鉴》（2008—2012）、部分省份的《农村统计年鉴》（2008—2018）和各地级市统计年鉴^①。基于同样的方法，本文获取了县级层面的农林牧渔总产值。机制分析中的其他县级被解释变量，来自《中国县（市）社会经济统计年鉴》（2008—2012）、《中国县域统计年鉴》（2013—2018）、《中国区

^①特别地，本文使用的各地级市统计年鉴来自中国经济与社会发展统计数据库、各地统计局官方网站和各类图书馆，其中包括超过600本电子版地级市统计年鉴和超过100本纸质版地级市统计年鉴。

域经济统计年鉴》(2008—2014)和各省统计年鉴 2008 年至 2018 年中的县级数据集。作为控制变量的 2007 年各类事前经济特征变量,来自中国经济数据库(CEIC)、《中国县(市)社会经济统计年鉴》(2008)以及 2008 年各省统计年鉴。2007—2017 年中国大陆地区的高速公路县级分布状况来自《国家高速公路网规划》和《国家公路网规划(2013 年—2030 年)》。此外,本文利用 ArcGIS 软件获取了各县与最近一级河流的最短直线距离。

在家庭微观层面,本文使用了家庭追踪调查数据库(CFPS)中 2010 年至 2018 年共计 5 轮的家庭微观调查数据。该调查由北京大学中国社会科学调查中心(ISSS)于 2010 年开始正式实施,数据库样本覆盖了全国 25 个省/市/自治区,目标样本规模为 16000 户,调查对象包含样本户中的全部家庭成员。本文使用 CFPS 中的家庭样本库数据,考察微观层面高铁开通对“高铁县”农业家庭继续从事农业活动的行为,以及家庭成员外出打工行为的影响。

(三) 变量选取与描述性统计

本文使用的核心被解释变量为农林牧渔从业人员数。该变量测度了乡村地区从事农林牧渔业生产经营活动的成年劳动力总人数。在机制分析中,第二产业增加值和第三产业增加值被分别用于衡量第二产业和第三产业的产出情况。第二产业从业人员数和第三产业从业人员数则分别反映了第二产业和第三产业的劳动力数量。根据 Bustos et al. (2016) 和蔡昉(2018)的做法,本文使用农林牧渔人均产值(农林牧渔总产值/农林牧渔从业人员数)对农业劳动生产力进行测度,该变量反映了每单位农业劳动力的农业产出情况。与之对应地,经济作物面积、水果产出、粮食产出、农业机械动力采用相同的测算方法。根据 CFPS 的家庭调查,家庭中是否有成员外出打工以及家庭是否从事农业经营活动反映了外出打工情况和农业经营情况。各主要被解释变量的描述性统计结果在表 1 中汇报。

表 1 变量的定义与描述统计

变量名	定义	均值	标准差	样本数	样本区间
农业劳动力	农林牧渔从业人员数(万人)	11.51	8.85	18977	2007—2017
第二产业产出	第二产业增加值(亿元)	65.81	111.30	18924	2007—2017
第三产业产出	第三产业增加值(亿元)	42.21	65.46	18721	2007—2017
第二产业劳动力	第二产业从业人员数(万人)	7.41	8.09	9496	2007—2017
第三产业劳动力	第三产业从业人员数(万人)	8.05	7.40	9610	2007—2017
乡村非农劳动力	乡村非农从业人员数(万人)	9.86	9.53	17976	2007—2017
经济作物面积	经济作物人均播种面积(公顷)	0.27	0.56	13240	2007—2017
水果产出	人均水果产量(吨)	0.73	1.21	12359	2007—2017
蔬菜产出	人均蔬菜产量(吨)	2.47	2.56	11345	2007—2017
粮食产出	人均粮食产量(吨)	2.55	2.58	18339	2007—2017
农业机械动力	人均农业机械总动力(千瓦特)	4.05	3.34	18626	2007—2017
农业劳动生产力	人均农林牧渔总产值(元)	32787.09	29495.19	17854	2007—2017
外出打工	有家庭成员外出打工,赋值为 1; 没有,赋值为 0	0.33	0.47	56324	2010—2018

(续表 1)

农业经营	家庭从事农业生产活动,赋值为1;没有,赋值为0	0.52	0.50	56416	2010—2018
------	-------------------------	------	------	-------	-----------

注: ①县级层面的数据为 2007—2017 年的县域经济变量; ②乡村非农从业人员=乡村从业人员-农林牧渔从业人员; ③人均产出的计算公式为: 总产出/农林牧渔从业人员。

本文的解释变量是高铁开通。基于中国铁路总公司网站、国家铁路局网站以及《全国铁路旅客列车时刻表》公布的高铁站点开通信息^①, 本文整理了 2008—2017 年县级层面的高铁站点开通情况, 内含站点开通的具体时间、开通站点的具体名称、所属县级行政单位名称、所属地级行政单位名称。在控制变量的选择中, 首先, 本文选取 2007 年的县域人口密度、人均 GDP、第二产业占 GDP 比重、城镇化率作为主要的控制变量。这些变量捕捉了各县在高铁开通前的人口状况、经济发展水平、产业结构和城镇化水平。其次, 是否为平原县、是否为产粮大县、是否为少数民族县、是否开通高速公路、距离一级河流的距离等变量与年份虚拟变量的交互项被加入回归 3, 用于缓解地形、县级分类特征以及其他交通运输条件等潜在因素可能导致的估计偏误。

四、模型估计结果与分析

(一) 基准结果

根据回归 3 估计得到的结果, 展示在表 2。在 (1) 列中, 本文仅控制了县域固定效应和年份固定效应。结果表明, 相比于未开通高铁的县, 高铁开通导致“高铁县”的农林牧渔从业人数显著降低了 6.1%。在 (2) 列中, 本文加入了一系列事前的经济特征变量, 包括 2007 年的县域人口密度、人均 GDP、第二产业占 GDP 比重和城镇化率。回归结果表明, 高铁开通对“高铁县”产生的非农转移效应依然显著。在 (3) 列中, 本文进一步加入了新的控制变量, 包括是否为平原县、是否为产粮大县、是否为少数民族县, 以及其他可能产生影响的交通运输方式(高速公路与水路)。(3) 列结果表明, 高铁开通仍然导致“高铁县”的农林牧渔从业人数显著降低了 3%。以上结果与图 2 显示的动态估计结果一致。

表 2 交通设施改善对农业劳动力转移的影响

被解释变量	农业劳动力		
	(1)	(2)	(3)
$Post_HSR_{ct}$	-0.061*** (0.012)	-0.033*** (0.012)	-0.030** (0.012)
县域固定效应	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes
事前经济变量		Yes	Yes

^①铁道部运输局, 2008—2012: 《全国铁路旅客列车时刻表》, 北京: 中国铁道出版社; 中国铁路总公司运输局, 2013—2016: 《全国铁路旅客列车时刻表》, 北京: 中国铁道出版社。

(续表 2)

其他变量			Yes
调整 R ²	0.940	0.943	0.944
观测值	18977	18977	18977

注：①*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著；括号内为县级层面聚类标准误；②事前经济变量包括：2007 年县域人口密度、人均 GDP、第二产业占 GDP 比重、城镇化率；其他变量包括：是否为平原县、是否为产粮大县、是否为少数民族县、是否开通高速公路、与最近一级河流的直线距离；③被解释变量取对数。

(二) 稳健性检验

为了保证基准结果的稳健性，本文进行了一系列稳健性检验，包括重新筛选样本，控制区域时间趋势效应，剔除县域溢出效应，控制其他县级政策影响，工具变量（IV）估计以及安慰剂检验等。具体的回归结果在表 3 中汇报。

表 3 稳健性检验：交通设施改善对农业劳动力转移的影响

被解释变量	农业劳动力				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Post_HSR_{ct}</i>	-0.027** (0.011)	-0.030** (0.012)	-0.029** (0.012)	-0.033*** (0.012)	-0.551*** (0.129)
县域固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	
样本筛选	Yes				
剔除溢出效应		Yes			
控制区域时间趋势项			Yes		
控制其他政策				Yes	
IV 估计					Yes
调整 R ²	0.949	0.944	0.944	0.944	0.932
观测值	17675	17886	18977	18977	18977

注：①*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著；括号内为县域层面聚类的标准误；②控制变量与之前保持一致；③被解释变量取对数。

第一，重新筛选样本。对于控制组而言，始终未开通高铁省份的控制组在地理位置和经济发展等诸多方面与处理组可能存在显著差异，从而导致估计结果存在偏差。在处理组的选择上，将 2017 年开通高铁的县纳入处理组，可能导致对高铁开通效应的高估。为此，截至 2017 年末仍然没有开通高铁的省份的县域样本以及在 2017 年开通高铁的县域样本被剔除。（1）列中汇报的结果表明，重新筛选样本后，高铁开通对农林牧渔从业人数的负面影响仍然显著。

第二，剔除县域溢出效应。由于县级行政单位之间距离较近，人口的流动性较强，因此在同一地级市内部，一个县高铁站点的开通可能对周围邻近县产生相应的溢出效应。为了解决这一问题，与“高

铁县”位于同一地级市的其他非“高铁县”的样本被剔除。(2)列汇报的结果表明,在剔除了溢出效应的潜在影响后,基准的估计结果依然显著,这与预期的结果一致。

第三,控制区域时间趋势效应。在区域层面,长期以来受到区域发展政策和地理位置等因素的影响,中国各区域在经济发展过程中存在明显的差异。这些经济发展的差异可能随着时间的变化影响本文对于结果的正确估计。为了降低该问题可能导致的估计偏误,区域虚拟变量和时间趋势变量的交互项被加入回归3^①,然后进行重新估计。(3)列中汇报的结果表明,控制区域时间趋势效应后,高铁开通带来的影响依然稳健。

第四,控制其他县级政策的影响。在县级层面,各地政府实施的其他政策可能同样产生类似的非农转移效应,这将对基准估计结果产生潜在影响。2014年开始实施的精准扶贫政策,对国家级贫困县实施了多项扶贫措施,以帮助其改善贫困状况。这些措施,一方面可能会通过鼓励农村贫困人口异地搬迁直接影响农业劳动力转移;另一方面也可能通过促进当地产业发展和推动城镇化进程间接促进农业劳动力转移。为此,精准扶贫政策在国家级贫困县实施的虚拟变量被加入回归3中进行重新估计。

(4)列中汇报的结果表明,在控制其他政策的影响后,基准结果依然稳健。

第五,工具变量(IV)估计。为了排除潜在的遗漏变量对估计结果的影响,本文使用明朝驿站的建设作为县级层面高铁开通的工具变量。在相关性方面,明朝驿站的修建需要考虑地质条件等自然因素的影响,会尽可能选择有利于道路修建的地质条件(步晓宁等,2019)。在外生性方面,明朝驿站的修建主要是为当时的政治和军事服务,与区域经济发展并没有直接联系(高翔等,2015)。因此,对于现代的区域农业发展,尤其是县级农业劳动力转移而言,明朝驿站具有较强的外生性。通过ArcGIS Map将哈佛WorldMap公布的明朝驿站分布图与现代县级行政单位区划相匹配,获取县级层面明朝驿站建设的虚拟变量,然后将其与年份虚拟变量所组成的交互项作为新的工具变量。如(5)列所示,基于工具变量的估计结果支持了基准回归的结果。

第六,安慰剂检验。尽管以上的一系列稳健性检验验证了基准结果的稳健性,但仍然存在一些无法观测的因素会影响估计结果。为此,借鉴Adukia et al.(2020)的做法,本文采用安慰剂检验来考察该问题。基于随机产生的“高铁县”虚拟变量和高铁开通年份的虚拟变量,可以得到新的模拟交互项。进一步地,利用回归3对该模拟交互项进行重新估计,可以获得模拟的估计系数 β_{sim} 。图3展示了将该过程重复500次后获得的模拟估计系数分布情况。图3表明,整体上模拟估计系数的均值接近于零且呈正态分布,这说明基准结果通过了安慰剂检验。

^①这里的区域划分,具体包括中国的东部地区、中部地区和西部地区。

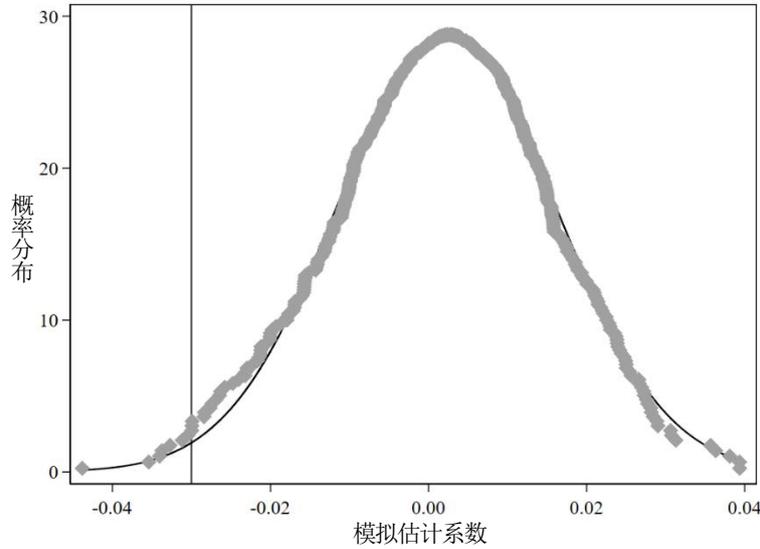


图3 安慰剂检验：模拟估计系数的分布

五、机制分析与异质性考察

理论机制的分析表明，交通设施改善主要通过“推力”效应和“拉力”效应两个渠道，促进了农业劳动力向非农产业转移。本节将基于县级数据和家庭微观调查数据，对以上渠道分别进行检验。

（一）机制分析：“推力”效应

在“推力”效应的机制分析中，本文首先检验交通设施改善带来的直接影响，即高铁开通引致的流动成本下降对非农就业与外出打工的影响。为了详细考察高铁站点的开通是否促进了当地从事农业的家庭发生从事行业的变动，以及这些家庭中成员外出打工的概率是否明显增加，本文在回归方程中加入了第三重差分，即2010年该家庭是否从事农业^①。此外，由于农民的外出打工行为可能受到同乡的影响，回归中加入了村庄固定效应以缓解潜在的估计偏误^②。表4汇报的结果显示，高铁开通显著降低了“高铁县”农业家庭继续从事农业活动的概率，并且显著增加了“高铁县”农业家庭成员选择外出打工的概率^③。这些证据表明，高铁开通确实导致了“高铁县”从事农业的家庭有更高的概率放

^① $y_{ivct} = \beta_1 Post_HSR_Agr_{ict} + \beta_2 Post_HSR_{ct} + \beta_3 Post_Agr_{it} + \beta_4 Post_Agr_{ic} + \mathcal{G}'X_{it} + \delta_c + \gamma_t + \lambda_v + \mu_{ivct}$ 。此为所用到的三重差分模型，其中 y_{ivct} 是被解释变量，表示家庭是否有成员外出打工和家庭是否从事农业经营， Agr_t 表示2010年家庭是否从事农业， β_1 是本文关心的系数。 X_{it} 表示控制变量，包括家庭规模和户主的年龄、性别、是否为汉族、最高学历。 λ_v 为村庄固定效应。其余设定与回归1一致。此外，为了保证识别的准确性，2010年及其之前为“高铁县”的样本以及举家迁移的样本被剔除。

^② 此处感谢匿名审稿人的建议。

^③ CFPS数据库仅包括了25个省份的部分县市，部分已经开通了高铁站点的省份未被纳入样本中，所以此处的估计可能低估了高铁开通的效应。

弃农业活动，同时这些家庭的劳动力更有可能选择到外地谋求工作机会，这为“推力”效应中的外出打工与非农就业假设提供了支持。

表 4 机制分析：交通设施改善对外出打工与农业经营的影响

被解释变量	外出打工	农业经营
	(1)	(2)
$Post_HSR_Agr_{ict}$	0.102** (0.049)	-0.142** (0.057)
县域固定效应	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes
村庄固定效应	Yes	Yes
控制变量	Yes	Yes
调整 R ²	0.234	0.583
观测值	55929	56021

注：①*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著；②括号内为县域层面聚类标准误；③控制变量包括：家庭规模和户主特征（性别、年龄、民族、最高学历）。

其次，本文在县级层面检验了交通设施改善带来的间接影响，即高铁开通导致的农产品消费市场扩张对经济作物生产的影响，以及其进而产生的对农业技术采用和农业劳动生产力提升的影响。表 5（1）—（4）列汇报的结果表明，高铁开通导致“高铁县”的经济作物人均播种面积显著增加了 10.1%，同时水果和蔬菜的人均产出也分别显著增加了 6%和 5.4%，但是粮食作物的人均产出无显著变化且系数为负。以上证据表明，高铁站点的开通确实促进了经济作物的生产，并推动了当地农业种植业内部的结构调整。进一步地，本文检验了“高铁县”的农业技术采用和农业劳动生产力是否受到了交通设施改善的影响。农业技术采用通过人均农业机械总动力进行测度，该变量直接反映了当地农业机械技术的采用情况。借鉴 Bustos et al. (2016) 的做法，本文使用人均农林牧渔总产值作为农业劳动生产力的代理变量，然后使用回归 3 对结果进行了估计。如表 5 中（5）列和（6）列所示，相比于非“高铁县”，高铁开通导致“高铁县”的人均农业机械总动力显著增加了 4.3%，农业劳动生产力显著增加了 5.3%。这一结果表明，高铁开通促进了农业机械技术的采用，并进而提高了当地的农业劳动生产力。以上证据支持了交通设施改善引致农业技术采用增加和农业劳动生产力提高，从而对农业劳动力产生挤出效应的假设。

表 5 机制分析：流动成本下降与农业生产力提高的“推力”效应

被解释变量	经济作物播种面积	水果产出	蔬菜产出	粮食产出	农业机械动力	农业劳动生产力
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$Post_HSR_{ct}$	0.101*** (0.028)	0.060* (0.034)	0.054* (0.029)	-0.016 (0.016)	0.043** (0.020)	0.056*** (0.016)
县域固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

(续表 5)

调整 R ²	0.812	0.902	0.896	0.910	0.878	0.882
观测值	13240	12359	11345	18339	18626	17854

注：①*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著；括号内为县域层面聚类的标准误；②控制变量与之前保持一致；③被解释变量取对数。

(二) 机制分析：“拉力”效应

在“拉力”效应的机制分析中，本文首先考察了高铁站点的开通是否促进了“高铁县”非农产业的发展。如表 6（1）列和（2）列所示，高铁站点的开通导致“高铁县”的第二产业增加值显著提高，但第三产业增加值未受到显著影响。这一证据表明，高铁开通带来的产业发展效应主要来源于当地的第二产业^①。进一步地，本文分析了高铁开通对“高铁县”第二产业劳动力和第三产业劳动力的影响。由于高铁开通带来的产业发展效应可能也会吸引邻县^②的劳动力进入到当地的劳动力市场，因此估计方程中加入了 $Post_Neighbor_{ct}$ 变量来捕捉高铁开通对邻县劳动力的影响，从而可以在一定程度上较为准确地识别出高铁开通对本地劳动力影响的净效应。^③如（3）列和（4）列所示，高铁开通导致“高铁县”的第二产业劳动力显著增加，但第三产业劳动力未受到明显影响。与产业发展的结论一致，本文的证据表明，第二产业的发展刺激了本行业对于劳动力的需求，从而对当地的农业劳动力产生了“拉力”效应。此外，如（5）列所示，高铁开通并未对“高铁县”的乡村非农劳动力产生显著影响。这表明，非农产业对农业劳动力转移产生的“拉力”效应，主要来自城镇地区的非农产业，而非来自农村地区的非农产业。

表 6 机制分析：非农产业发展的“拉力”效应

被解释变量	第二产业产出	第三产业产出	第二产业劳动力	第三产业劳动力	乡村非农劳动力
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$Post_HSR_{ct}$	0.035* (0.019)	0.001 (0.015)	0.132*** (0.035)	0.023 (0.034)	-0.018 (0.018)
县域固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
调整 R ²	0.977	0.982	0.927	0.923	0.966
观测值	18924	18721	9496	9610	17976

注：①*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著；括号内为县域层面聚类的标准误；②控制变量与之前保持一致；③被解释变量取对数。

^①第二产业增加值的显著增加，与预期的渠道假设一致。而第三产业增加值未显著增加的原因可能在于，在县级层面，相比于第二产业，第三产业尚处于初步发展阶段，产业基础条件较为薄弱，因此在高铁冲击的影响下发展并不明显。

^②位于同一地级市的县被定义为邻县。

^③ $Post_Neighbor_{ct}=1$ 表示 c 县在年份 t 有邻县开通了高铁，反之 $Post_Neighbor_{ct}=0$ 。

综上，本文的证据表明，高铁站点的开通促进了“高铁县”第二产业的发展，导致第二产业的劳动力需求扩张，从而吸引了当地农村的农业劳动力向城镇地区的第二产业转移，这为非农产业发展的“拉力”效应假设提供了支持。

（三）异质性考察

上文已综合讨论了交通设施改善对农业劳动力转移产生的平均处理效应。值得进一步回答的问题是，交通设施改善带来的影响在区域层面是否具有异质性？为了探究这一问题，本文基于不同的区域特征对样本进行重新划分，以此考察高铁开通对不同区域影响的差异。

第一，人口流动的异质性。相比于其他省份，人口流出大省农业生产水平通常较低，农民的农业收入更低，农民放弃农业生产活动的机会成本也相应更低，当地的农业劳动力有更强的意愿选择外出打工和非农就业。因此，在高铁开通的冲击下，流动成本下降和农业生产水平提高产生的“推力”效应可能会在这些地区发挥更大的作用。为此，根据2007年的人口流动状况将县域样本划分为位于人口流出大省的样本和位于非人口流出大省的样本后，基于回归3得到的估计结果汇报在表7中。^①(1)列和(2)列汇报的结果表明，在人口流出大省的样本中，高铁开通产生的农业劳动力转移效应十分显著，且比全样本估计的平均效应更大；而在非人口流出大省的样本中，高铁开通并未对农业劳动力转移产生显著影响。

表7 异质性分析：基于人口流动特征与地理位置特征划分

被解释变量	农业劳动力			
	人口流出大省	非人口流出大省	大型城市群地区	非大型城市群地区
	(1)	(2)	(3)	(4)
$Post_HSR_{ct}$	-0.047** (0.021)	-0.013 (0.015)	-0.021 (0.016)	-0.038** (0.017)
县域固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
调整 R ²	0.889	0.970	0.942	0.944
观测值	6014	12963	6117	12860

注：①*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著；括号内为县域层面聚类的标准误；②控制变量与之前保持一致；③被解释变量取对数。

第二，地理位置的异质性。一方面，在区域经济发展的核心地区，较高的农业现代化水平拉高了

^① 根据《2008 中国统计年鉴》和《2008 中国人口和就业统计年鉴》获得各省2007年的常住人口数和户籍人口数后，用常住人口数减去户籍人口数得到流动人口数。根据各省流动人口数依次排序，安徽、湖北、湖南、广西、重庆、四川、贵州和河南被确定为人口流出大省，其他省份被确定为非人口流出大省。由于第一条标准高铁于2008年正式开通，其后年份的各地人口流动均可能受到高铁开通的影响，为此，我们选取高铁开通前一年（2007年）的人口流动特征作为样本划分的依据。

农民的收入水平，这使得当地农民放弃农业生产的机会成本更高。而在区域经济发展的边缘地区，农业收入较低，农民放弃农业生产的机会成本也更低。另一方面，在核心地区，非农产业发展较为饱和，高铁开通带来的产业发展效应可能对劳动力需求的刺激有限，从而农业劳动力转移的“拉力”效应在这些地区发挥的作用也可能更弱。而在边缘地区，非农产业发展急需资金、技术和人才，高铁开通为当地带来宝贵的产业发展契机，进而可能产生更显著的“拉力”效应。因此总体上，高铁冲击可能在边缘地区对农业劳动力的非农转移产生更大的影响。根据《2007 中国都市圈评价报告》等资料将县域样本划分为大型城市群样本（核心地区）和非大型城市群样本（边缘地区）后，基于回归 3 得到的估计结果汇报在表 7 中^①。（3）列和（4）列汇报的结果表明，在位于边缘地区的县域样本中，高铁开通显著地导致了“高铁县”的农业劳动力转移；而在位于大型城市群地区的县域样本中，这一效果并不明显。

六、基本结论与政策思考

本文基于县级层面高铁站点开通的准自然实验，结合县级宏观数据和家庭微观调查数据，运用双重差分的实证策略检验了交通设施改善对于农业劳动力转移的影响。本文的证据表明，高铁站点的开通显著导致“高铁县”的农业劳动力向非农行业转移了 3%。经过样本重新筛选、剔除溢出效应、控制时间趋势效应、控制其他政策的影响、工具变量估计以及安慰剂检验等一系列稳健性检验后，发现这一结论依然成立。进一步的机制分析表明，高铁开通可通过降低流动成本、促进农业技术采用和提高农业劳动生产力的“推力”效应，以及带动当地非农产业发展的“拉力”效应，产生推动“高铁县”农业劳动力向非农产业转移的影响。此外，异质性分析表明，高铁开通对农业劳动力非农转移的影响主要体现在人口流出大省和边缘地区。

基于研究的基本结论，本文有以下方面的政策思考。第一，随着中国经济跨越刘易斯转折点，改善交通基础设施从而进一步降低区域间的流动成本，将有助于推动农村剩余劳动力向非农产业转移，这可能为中国未来的经济结构转型与经济增长提供动力。第二，交通设施改善对农业发展的影响需要权衡利弊。具体而言，一方面，交通设施改善有助于推动当地以果蔬为代表的特色农产品生产，进而促进当地农业种植业内部结构的调整和提高当地的农业生产水平，这可能是促进县域农业现代化和帮助农民增收的重要途径；但另一方面，由于“拉力”效应的存在，交通设施改善引致的非农产业发展和流动成本下降，可能导致当地农村的农业劳动力大规模流失，尤其是在人口流出大省和边缘地区。这可能加剧县域的农地抛荒和农村农业发展“空心化”等一系列潜在风险，政府在制定相关政策时需对该方面多加考量。

^① 具体而言，这里的大型城市群包括，长江三角洲城市群、珠江三角洲城市群、京津冀城市群、成渝城市群、关中平原城市群、长江中游城市群。我们将大型城市群定义为区域经济发展中的核心地区，将非大型城市群定义为区域经济发展中的边缘地区。此处选取《2007 中国都市圈评价报告》等资料作为样本划分依据的原因，与之前一致。

参考文献

- 1.步晓宁、张天华、张少华, 2019: 《通向繁荣之路: 中国高速公路建设的资源配置效率研究》, 《管理世界》第5期。
- 2.蔡昉, 2010: 《人口转变、人口红利与刘易斯转折点》, 《经济研究》第4期。
- 3.蔡昉, 2018: 《农业劳动力转移潜力耗尽了么?》, 《中国农村经济》第9期。
- 4.程名望、史清华、徐剑侠, 2006: 《中国农村劳动力转移动因与障碍的一种解释》, 《经济研究》第4期。
- 5.邓慧慧、杨露鑫、潘雪婷, 2020: 《高铁开通能否助力产业结构升级: 事实与机制》, 《财经研究》第6期。
- 6.董晓霞、黄季焜、Scott Rozelle、王红林, 2006: 《地理区位、交通基础设施与种植业结构调整研究》, 《管理世界》第9期。
- 7.高翔、龙小宁、杨广亮, 2015: 《交通基础设施与服务业发展——来自县级高速公路和第二次经济普查企业数据的证据》, 《管理世界》第8期。
- 8.韩青、谭向勇, 2004: 《农户灌溉技术选择的影响因素分析》, 《中国农村经济》第1期。
- 9.刘勇政、李岩, 2017: 《中国的高速铁路建设与城市经济增长》, 《金融研究》第11期。
- 10.龙玉、赵海龙、张新德、李曜, 2017: 《时空压缩下的风险投资——高铁通车与风险投资区域变化》, 《经济研究》第4期。
- 11.王赟赟、陈宪, 2019: 《市场可达性、人口流动与空间分化》, 《经济评论》第1期。
- 12.徐建国、张勋, 2016: 《农业生产率进步、劳动力转移与工农业联动发展》, 《管理世界》第7期。
- 13.余泳泽、潘妍, 2019: 《高铁开通缩小了城乡收入差距吗? ——基于异质性劳动力转移视角的解释》, 《中国农村经济》第1期。
- 14.张俊, 2017: 《高铁建设与县域经济发展——基于卫星灯光数据的研究》, 《经济学(季刊)》第4期。
- 15.张军、高远、傅勇、张弘, 2007: 《中国为什么拥有了良好的基础设施》, 《经济研究》第3期。
- 16.张学良, 2012: 《中国交通基础设施促进了区域经济增长吗——兼论交通基础设施的空间溢出效应》, 《中国社会科学》第3期。
- 17.诸竹君、黄先海、王煌, 2019: 《交通基础设施改善促进了企业创新吗? ——基于高铁开通的准自然实验》, 《金融研究》第11期。
- 18.Adukia, A., S. Asher, and P. Novosad, 2020, "Educational Investment Responses to Economic Opportunity: Evidence from Indian Road Construction", *American Economic Journal: Applied Economics*, 12(1): 348-376.
- 19.Alvarez-Cuadrado, F., and M. Poschke, 2011, "Structural Change Out of Agriculture: Labor Push versus Labor Pull", *American Economic Journal: Macroeconomics*, 3(3): 127-158.
- 20.Bustos, P., B. Caprettini and J. Ponticelli, 2016, "Agricultural Productivity and Structural Transformation: Evidence from Brazil", *American Economic Review*, 106(6): 1320-1365.
- 21.Cao, K. H., and J. A. Birchenall, 2013, "Agricultural Productivity, Structural Change, and Economic Growth in Post-Reform China", *Journal of Development Economics*, 104(4): 165-80.
- 22.Dong, X. F., S. Q. Zheng, and M. E. Kahn, 2020, "The Role of Transportation Speed in Facilitating High Skilled Teamwork

Across Cities”, *Journal of Urban Economics*, 115(2): 103–122.

23. Emerick, K., 2018, “Agricultural Productivity and the Sectoral Reallocation of Labor in Rural India”, *Journal of Development Economics*, 135(4): 488–503.

24. Erten, B., and J. Leight, 2019, “Exporting Out of Agriculture: The Impact of WTO Accession on Structural Transformation in China”, *Review of Economics and Statistics*, 101(1): 1–46.

25. Herrendorf, B., R. Rogerson and A. Valentinyi, 2014, *Handbook of Economic Growth*, Amsterdam: Elsevier.

26. Kuznets, S., 1957, “Quantitative Aspects of the Economic Growth of Nations: II. Industrial Distribution of National Product and Labor Force”, *Economic Development and Cultural Change*, 5(4): 1–111.

27. Tombe, T., and X. D. Zhu, 2019, “Trade, Migration, and Productivity: A Quantitative Analysis of China”, *American Economic Review*, 109(5): 1843–1872.

28. Yao, W., and X. D. Zhu, 2021, “Structural Change and Aggregate Employment Fluctuations in China”, *International Economic Review*, 62(1): 65–100.

(作者单位: ¹ 复旦大学中国社会主义市场经济研究中心;

² 复旦大学经济学院)

(责任编辑: 初心)

Transportation Infrastructure Improvement, Transfer of Agricultural Labor Force and Structural Transformation

ZHANG Jun LI Rui YU Hongbao

Abstract: This article examines the impact of transportation infrastructure improvement on the transfer of agricultural labor force and its mechanism. Using a quasi-natural experimental study with the start of operations of high-speed railways at the county level, the study finds that the start of operations of high-speed railways leads to a 3% transfer of agricultural labor force to non-agricultural industries. Further mechanism analysis shows that the impact mainly comes from the “push” effect brought by reducing the flow cost and improving agricultural productivity, and the “pull” effect brought by promoting the development of local non-agricultural industries. A heterogeneity analysis shows that the above-mentioned effects are more obvious in the counties located in provinces with large outflow and in remote areas. This evidence reveals the important role that the improvement of transportation infrastructure plays in promoting China’s economic structural transformation, and it also has policy implications to explore the driving force of China’s future economic growth under the background of the arrival of the Lewis turning point and the sustainable development of China’s agriculture and rural areas under the background of rural revitalization strategy.

Keywords: Transportation Infrastructure; High-speed Railway; Agricultural Labor Force Transfer; Structural Transformation

兼业如何影响农户“一家两制”生产行为？*

——来自全国5省1458个农户样本的经验证据

孙治一¹ 孙大鹏² 于滨铜¹ 王志刚¹

摘要：兼业作为中国农户家庭经营的重要方式，对“一家两制”生产行为具有重要影响。本文通过构建农户差异化生产的VNM效用模型，从理论上分析了兼业影响“一家两制”的路径与机制，并基于来自吉、辽、鲁、豫、川五个农业大省的1458份农户家庭数据，利用PSM和中介效应模型进行了实证检验。结果表明，兼业通过收入效应和替代效应，促进了农户“一家两制”生产行为。一方面，兼业通过提高农户家庭收入水平，使其更多地关注安全需求，增加了家庭差异化生产行为，即收入效应；另一方面，兼业使农户家庭农业劳动时间被非农劳动时间替代，减少了农户的田间管理劳动时间，在耕地面积不变且食用自种粮的情景下，减少了家庭差异化生产行为，即替代效应。此外，兼业对“一家两制”的影响效应在不同经营情境下存在差异，提高农业生产机械化程度、发展适度规模经营将有助于降低兼业对“一家两制”生产行为的正向影响。据此，本文提出提高农民收入与促进绿色生产并重、发展新型职业农民和巢状市场、加强农业社会化服务等政策建议。

关键词：农户兼业 一家两制 收入效应 替代效应

中图分类号：F328 **文献标识码：**A

一、引言

自《中华人民共和国农产品质量安全法》施行以来，中国农产品质量安全形势不断向好，但农药、化肥、抗生素等化学品过度使用现象仍时有发生，初级农产品质量安全问题威胁着社会民众的身体健康（王志刚等，2019）。2019年，中国农药使用量高达139.2万吨，约为世界平均水平的2.5倍，农药使用强度为10.31千克/公顷，远高于国际公认的7.5千克/公顷农药安全使用上限。这些农药七成进入土壤、空气和水域中，仅有三成直接作用于目标农作物。在化肥使用上，2019年中国化肥施用总量

*本文系国家自然科学基金重点项目“食品安全消费者行为与风险交流策略研究”（编号：71633005）、国家自然科学基金面上项目“中国农户‘一户两制’现象的产生、扩散、演变与消亡机制及帕累托效率估算”（编号：71773137）、国家自然科学基金应急管理项目“基于目标导向的新型农业支持保护政策体系研究”（编号：71841010）的阶段性研究成果。本文通讯作者：王志刚。

为 5403.6 万吨，每公顷平均实际施用量超过 400 千克，单位面积化肥施用量是世界平均水平的 3 倍^①。过度投入的化学品一方面会进入土壤、水域，使得农业面源污染不断加剧，生态环境遭到严重破坏，另一方面会导致严重的重金属残留问题，危害人体的神经系统和内脏器官，诱发血管疾病、糖尿病甚至癌症等恶性疾病（Jacoby et al., 2002; 韦友欢等, 2010）。此外，相较于农药残留，催熟剂、保鲜剂等激素和添加剂的残留更具隐蔽性，这进一步加剧了食品安全风险。

由于消费者与生产者之间存在信息不对称问题，消费者即使在购买后也难以识别农产品中农药、激素、抗生素等化学品过量残留的风险（李勇等, 2004），因此，面对市场上农产品质量的不确定性，消费者将不愿高价购买高质量农产品，这意味着农产品市场价格激励机制失效，存在劣币驱逐良币的“柠檬市场”风险（Akerlof, 1970; 郑晶, 2005; 倪国华等, 2014）。在此背景下，由于缺乏合理的价格激励机制和行之有效的监督机制，出于利润最大化的考虑，农户将趋向于采用大量施用农药、化肥等化学品的方式来替代劳动力投入和提高产量。同时，农户作为消费者，深知市面上销售的农产品有很大的食品安全隐患。基于生存理性与社会理性，农户可能做出“一家两制”的生产决策：对供自家食用的农产品采用绿色环保的生产方式，对市场售卖的农产品大量使用农药、化肥、添加剂等化学品，以此方式来兼顾自家食品安全和市场利润。研究表明，目前“一家两制”已成为中国农业生产的普遍现象，为食品安全社会共治带来了严峻挑战（周立、方平, 2015）。

在“一家两制”现象越来越普遍的同时，农户兼业化程度也在不断提高，越来越多的农户家庭同时存在农业经营与非农就业。相关统计表明，小农户家庭经营依然是中国农业经营的主要组织形式（屈冬玉, 2019）。而伴随着市场经济的快速推进，兼业已成为小农户家庭维持生计和提高自身福利的重要途径。统计数据显示，1996 年中国农户人均农业经营净收入占从业总收入的比重为 60.6%（郭庆海, 2018）。而到 2018 年，该比重已降为 30.7%，工资性收入和非农业经营净收入在从业总收入中的比重提高至 69.3%^②。这表明越来越多的农户成为以非农收入为主的兼业户，兼业化已然打破了农户仅作为农业生产者的传统格局，开始重构农户的生产经营方式。从理性角度，农户外出务工、农业生产经营以及“一家两制”生产行为都是在效用最大化准则下的最优决策，因此，农户兼业所带来的生产经营方式转变必然会对“一家两制”生产决策产生重要影响。

那么，兼业将对“一家两制”产生怎样的影响？又存在怎样的路径与机制？在不同经营情景下体现出怎样不同的作用？对上述问题的研究具有重要的现实意义，但现有文献却鲜有关注。鉴于此，本文将从行为经济学视角，通过构建 VNM 期望效用模型，深入探究兼业影响农户“一家两制”生产决策的机制。在此基础上，利用倾向得分匹配法和中介效应模型，基于来自全国 5 个农业大省的 1458 份调研数据进行实证检验。

^①数据来源于《中国农村统计年鉴（2020）》。

^②数据来源于《农村绿皮书：中国农村经济形势分析与预测（2018—2019）》。从业总收入包括工资性收入和经营净收入。其中，经营净收入包括农业经营净收入和非农业经营净收入，农业经营净收入即第一产业净收入，非农业经营净收入指家庭经营中二、三产业的净收入。

二、文献综述

(一) “一家两制”的概念内涵与形成机理

对于“一家两制”的系统性定义,周立等(2012)最早提出粮食生产的A、B模式,指出在食品安全威胁下,农户一方面贯彻“为钱而生产”的资本逻辑(A模式),即在农地上施用大量农药、化肥等化学品,以节约劳动资本、促进产量增长,进而实现利益最大化;另一方面实行“为生活而生产”的生命逻辑(B模式),即在自留地上进行传统种植,生产绿色健康无污染的农产品,保证家庭食品安全。在此基础上,有学者进一步对“一家两制”的概念做出明确界定,指出“一家两制”的具体表现为农户对自己食用的农产品少用或不用化肥、农药、激素及添加剂等化学品,而对面向市场销售的农产品使用大量化学品(徐立成等,2013)。

在此背景下,对农户“一家两制”形成机理的研究逐渐成为学界关注的焦点。一是从农产品的信任品属性入手,认为在生产者与经营者高度分散,消费者自身又无法分辨农产品特征的情况下,市场会存在严重信息不对称,并缺乏合理的价格激励机制,农户将通过“一家两制”的方式来实现利益最大化(倪国华、郑风田,2014);二是从责任意识入手,通过构建“情感-义务”矩阵发现,农户对自家人和外人的差序责任意识是差别化生产的根源(潘素梅、周立,2015);三是从生产组织形式入手,认为在以小农为主的农业生产组织形式下,农户为了实现收益最大化,在生产中往往会出现道德风险,导致农产品“区别生产”的“一家两制”现象(薛岩龙等,2015);四是引入生存理性概念,认为“一家两制”的决策不仅是出于单一的逐利动机,在食品安全风险威胁下,还受到以食品安全自我保障为目的的生存理性支配(方平、周立,2018;赵向豪等,2019)。

(二) “一家两制”的社会效应

在食品安全风险威胁下,农产品生产者将采取“一家两制”的个体自保行为,这会造成食品安全风险加剧和“有组织的不负责任”。具体而言,消费者倾向于“价廉”且“卖相好”的农产品;食品企业为实现利润最大化,会更多收购“卖相好”的农产品,并同时压低农产品收购价格。受此诱导,农户会采取“一家两制”生产行为,将生产成本低、“卖相好”、质量不安全的农产品用于销售,将生产成本低、质量安全的农产品留作自家食用(徐立成、周立,2014)。对此,相关学者提出必须唤醒城市消费者的生存理性和社会理性,强化其食品安全和平等意识,从而促进农户和城市消费者之间的真正联合,推动食品安全由个体自保向社会共保转型(Halkier et al., 2007; 徐立成等, 2013)。在此基础上,有学者进一步研究了农户“一家两制”生产行为的“羊群效应”,即“一家两制”具有一定的社会示范效应,从事农业生产的农户可分为“领头羊”与“追随羊”,“领头羊”的“一家两制”生产行为会促进这种行为在农户群体中的传播,即正确生产榜样的缺失造成了“一家两制”现象的扩散(彭军等,2017)。

(三) 纵向一体化与“一家两制”

“一家两制”威胁着食品安全社会治理,如何化解“一家两制”逐渐成为学界关注的重点,学者们重点考察了纵向一体化在化解“一家两制”问题上的可行性。倪国华、郑风田(2014)认为,产品

质量在供需双方的信息不对称是农户实行“一家两制”的根本原因，而纵向一体化通过生产经营纵向整合，使农产品质量的隐形价值得以显化，有助于建立合理的价格激励机制，促进农户采用绿色生产方式和提供高质量农产品。与此同时，倪国华等（2014）利用全国 192 个村 654 户菜农调研数据，证实了参与纵向一体化对菜农“一家两制”生产行为具有显著抑制作用。薛岩龙等（2015）基于中国 14 个省份 616 户农户调研数据的实证研究同样表明，加入合作社和参与纵向合作经营能够显著抑制农户的“一家两制”生产行为。此外，纵向一体化还可以通过降低高质量农产品的生产成本，减少农户的“一家两制”生产行为。研究表明，不同质量农产品的生产成本差异是导致“一家两制”的主要原因，纵向一体化可以通过提高农业技术水平来降低高质量农产品的生产成本，使得供应市场的农产品和家庭食用的农产品质量逐渐趋同，从而抑制“一家两制”现象（Kilmer, 1986；郭亚军、姚顺波，2019）。

（四）文献评述

现有文献从概念内涵、形成机理、社会效应等角度对农户的“一家两制”生产行为进行了研究，取得一定研究成果，但仍存在以下几点局限：第一，鲜有学者关注兼业对农户“一家两制”生产行为的影响，兼业作为中国农户生产经营的重要方式，必然会对其“一家两制”生产行为产生重要影响；第二，现有研究对农户“一家两制”生产行为的分析多是基于成本收益和社会理性视角，未能从农户效用最大化角度考察农户“一家两制”的行为实质与选择动因；第三，现有研究在理论上多从信息不对称、道德风险和选择等角度入手，未能充分考虑农业生产经营风险的影响；第四，现有研究实证分析样本量偏小，缺乏基于全国范围大样本数据的实证分析。

三、理论剖释：收入效应与替代效应

本文通过构建风险条件下的跨期最优消费模型，理论剖释兼业对农户“一家两制”生产行为的影响。不失一般性，由于农业生产具有季节性和周期性，假设在一个生产周期内分为“农忙”和“农闲”两个时期，存在一个在两期内进行生产和消费的农户家庭，其将自身农业种植的土地分为两类：一是种植用于出售农产品的“商用地”，二是种植供家庭食用农产品的“自留地”，即存在“一家两制”生产行为。农户在“农忙期”进行生产，分别对商用地和自留地投入生产要素；在“农闲期”外出务工，获得非农收入，同时获得农业生产经营收益。两期内均存在消费。在此基础上，假设农户的农业生产函数为规模报酬不变的柯布-道格拉斯生产函数，生产要素由农资资本、劳动时间和土地三者构成，其函数一般形式为：

$$y = f(a, k, t) = a^{\rho} k^{\beta} t^{\gamma} \quad (1)$$

其中， y 为产量， a 为土地， k 为农资资本， t 为劳动时间， ρ 、 β 、 γ 分别为土地、资本和劳动的产出弹性。为简化分析，假设农业生产的规模报酬不变，且要素产出弹性相同，即满足 $\rho = \beta = \gamma = 1/3$ 。与此同时，假设农户所持有的土地总量为 1，其用作自留地的土地数量为 α ，则用作商用地的土地数量为 $1 - \alpha$ ；设农户在自留地和商用地上每单位土地所投入的农资资本分别为 k_1 和 k_2 ，

每单位土地所投入的劳动时间分别为 t_1 和 t_2 ，自留地和商用地的产量分别为 y_1 和 y_2 。不失一般性，由于存在“一家两制”生产行为，农户在商用地上种植供出售的“商品粮”，为提高产量和改善“卖相”，将投入更多的农药、化肥等农资资本，并花费更多用于施肥、除草、除虫、收割、贮存等田间管理的劳动时间；与之相对，在自留地上种植供家庭食用的“安全粮”，为提高农作物的食用品质，必然更少地使用农药、化肥等农资要素，且无需对产品的产量和卖相进行“精心打理”，避免了贮存、销售等环节的时间成本，节省了进行田间管理的劳动时间，但单位产量将显著低于商用地。由此，可假设 $k_1 < k_2$ ， $t_1 < t_2$ ， $y_1 < y_2$ 。

在此基础上，假设农户在一个生产周期内的总劳动时间为1，其在第一期的初始资产为 I ，第一期消费水平为 c_1 ，第二期消费水平为 c_2 ，农产品的市场价格为 P ，投入的非农劳动时间为 n ，单位非农劳动时间的工资水平为 w 。同时，由于农业经营与非农就业均面临市场风险，即农产品的市场销售价格和劳动力的市场供求形势都具有波动性，这使得农户的农业经营收益和非农劳动收入均存在不确定性，因此，假设农户在农产品市场风险和劳动力市场风险条件下所有可能的收入情况发生概率为 π_i ，且满足：

$$\sum_{i=1}^n \pi_i = 1 \quad (2)$$

农户在一个生产周期内（农忙和农闲两期）的效用水平主要来自两期的消费和“安全粮”的食用，且农户的非农劳动作为其必要农业劳动之外的额外劳动，会带来负的效用水平（Chayanov, 1991）。基于此，农户在风险条件下的VNM期望效用函数为：

$$U = E[U(c_1, c_{2i}, n_i, y_1)] = \sum_{i=1}^n \pi_i U(c_1, c_{2i}, n_i, y_1) \quad (3)$$

假设农户效用函数为一般可加形式，即 $U(c_1, c_{2i}, n_i, y_1) = u(c_1) + \gamma[u(c_{2i}) + z(y_1) + v(n_i)]$ ，且 $v(0) = 0$ ， $v'(n_i) < 0$ 。 γ 为跨期消费的折现率， c_{2i} 和 n_i 分别为农户在第 i 种风险情况下的消费水平与非农劳动时间。基于此，农户的效用最大化问题即：

$$\max u(c_1) + \gamma \sum_i \pi_i [u(c_{2i}) + v(n_i) + z(y_1)] \quad (4)$$

$$s.t. \quad c_1 + \alpha k_1 + (1 - \alpha)k_2 = I \quad (5)$$

$$c_{2i} = P_i y_2 + w_i n_i \quad (6)$$

$$\alpha t_1 + (1 - \alpha)t_2 + n_i = 1 \quad (7)$$

农户对两期消费 c_1 和 c_2 、非农劳动时间 n_i 和自留地种植面积 α 进行决策以实现效用最大化，可构建如下拉格朗日方程：

$$\begin{aligned} L = & u(c_1) + \gamma \sum_i \pi_i \{u(c_{2i}) + v(n_i) + z[f(\alpha)]\} + \lambda [I - c_1 - \alpha k_1 - (1 - \alpha)k_2] \\ & + \sum_{i=1}^n \varphi_i (P_i y_2 + w_i n_i - c_{2i}) + \sum_{i=1}^n \eta_i [1 - \alpha t_1 - (1 - \alpha)t_2 - n_i] \end{aligned} \quad (8)$$

其中, λ 、 φ_i 和 η_i 均为拉格朗日乘数。在满足凹性效用函数的假设条件下, 可进一步假设农户的效用方程 $u(c) = \ln c$, $z(y) = \ln 2y$, $v(n) = \ln(1-n)$ 。基于此, 可得出农户最优行为决策的欧拉方程。分别对农户可选变量 c_1 、 c_{2i} 、 n_i 和 α 求偏导, 联立计算解得:

$$\alpha = \frac{3}{(t_1 - t_2)\gamma \sum_{i=1}^n \pi_i \left(\frac{w}{c_{2i}} - \frac{1}{1-n_i} \right) + \frac{k_1 - k_2}{c_1}} \quad (9)$$

由此可知, 农户的“一家两制”生产行为, 即自留地的种植面积 α 将随着自留地种植的农资成本 k_1 上升而减少, 随着商用地的农资成本 k_2 上升而增加。进一步计算整理可得:

$$\frac{\partial \alpha}{\partial w} = 3[(t_1 - t_2)\gamma \sum_{i=1}^n \pi_i \left(\frac{w}{c_{2i}} - \frac{1}{1-n_i} \right) + \frac{k_1 - k_2}{c_1}]^{-2} (t_2 - t_1) \frac{\gamma \pi_i}{c_{2i}} > 0 \quad (10)$$

$$\frac{\partial \alpha}{\partial n_i} = 3[(t_1 - t_2)\gamma \sum_{i=1}^n \pi_i \left(\frac{w}{c_{2i}} - \frac{1}{1-n_i} \right) + \frac{k_1 - k_2}{c_1}]^{-2} (t_1 - t_2) \gamma (n_i - 1)^2 < 0 \quad (11)$$

基于此, 可得农户的“一家两制”生产行为将随着非农劳动工资水平的上升而增加, 随着非农劳动时间的增加而减少。这说明兼业对农户“一家两制”生产行为的影响存在收入效应与替代效应。

第一, 收入效应。伴随农户非农工资水平的上升, 农户的家庭收入水平将会提高。根据马斯洛需求层次理论, 收入提高将使农户更多地考虑安全需求, 更加注重对安全食品的消费。基于此, 在农户耕地面积不变, 且食用自种粮的前提下, 农户会增加对“安全粮”的消费, 扩大“自留地”种植面积, 从而进一步提高农户家庭的差别化生产程度, 加剧其“一家两制”生产行为, 使得 $\partial \alpha / \partial w > 0$ 。

第二, 替代效应。农户的外出务工时间 n_i 越多, 其用于农业劳动的时间越少, 即农户在“商用地”上的农业劳动时间将被非农劳动时间所替代, 这将降低农户对于“商用地”的田间管理时间。在农户耕地面积不变, 且食用自种粮的前提下, 农户对“商用地”和“自留地”的差别化生产程度将会降低, 甚至会进行无差别的绿色生产, 以保证其所种植的农作物既可作为商品出售, 又可用于家庭食用, 最终抑制其“一家两制”生产行为, 使得 $\partial \alpha / \partial n_i < 0$ 。

总体来看, 兼业对农户“一家两制”生产行为的影响, 将取决于收入效应与替代效应的相对大小。

四、研究设计

(一) 数据来源与特征

本研究数据来源于中国人民大学食品安全监管制度研究课题组于 2020 年 5 月至 7 月, 在山东、河南、四川、吉林、辽宁 5 个农业大省进行的问卷调查。上述 5 省均为产粮大省, 在农业产值、农村人口比重和外出务工人口比例等方面均处于较高水平, 适合本文的研究。

受新冠疫情的影响, 调研采用了入户访谈、电话访问和线上填写相结合的方式。为确保农户能够准确理解问卷内容并据实填写, 课题组委派驻村调研员对线上填写问卷的农户进行指导, 并由课题组成员进行电话回访核对。

本次调研采用分层抽样的方式, 在各省随机抽取 3 个地级市, 每市随机抽取 2 个县, 每县面向农

户随机发放问卷 50 份左右，共发放问卷 1500 份，收回有效问卷 1458 份，问卷有效率为 97.20%。调研地市主要包括山东省潍坊市、青岛市与淄博市，河南省周口市、郑州市与安阳市，四川省雅安市、资阳市与攀枝花市，辽宁省铁岭市、沈阳市与朝阳市，以及吉林省吉林市、磐石市与蛟河市。本次调研内容主要包括农户的“一家两制”生产行为、兼业状况、家庭收入特征、全年劳动时间分配、农业经营风险、家庭风险偏好、纵向一体化状况、家庭经营规模以及农地确权等信息，主要邀请户主作答，以全面了解农户家庭的经营状况。

调研数据呈现以下统计特征：首先，“一家两制”生产行为在农户家庭经营中较为普遍。调查显示，存在“一家两制”生产行为的农户共计 758 户，占比 51.99%，高达一半以上。其中，基本不食用自己生产的用于出售的粮食，将“自种粮”与“商品粮”完全分开的农户为 369 户；偶尔食用“自种粮”，不完全“一家两制”的农户有 389 户，二者占总样本数的比例均超过四分之一。其次，兼业现象在农户家庭中非常普遍。数据表明，农忙时进行农业生产，农闲时外出打工的兼业农户共计 989 户，占总样本数的 67.83%，超过三分之二；而未兼业的农户多是由于经营规模较大、户主年龄较大和家中有老人、儿童需要照顾三种原因。再次，从农户的农业劳动时间来看，农业劳动时间占全年劳动时间比重在 50%~70%（含）和 70%~90%（含）之间的农户最多，分别占总样本数的 28.88%和 33.61%；农业劳动时间比重在 20%及以下和 90%以上的农户分别为 105 户和 220 户，占比分别为 7.20%和 15.09%。这表明多数农户家庭仍将全年主要劳动时间用于务农。最后，多数农户家庭的年收入水平在 1 万~5 万（含）元，这类农户占 53.22%；年收入在 1 万元及以下和 10 万元以上的农户分别为 259 户和 132 户，占比分别为 17.76%和 9.05%。

在其他经营特征方面，调研中经营规模在 10 亩及以下的农户数量最多，占比为 56.79%；大多数农户已完成农地确权，占比达到 72.70%；采用半机械化生产的农户数量最多，占比为 55.14%；21.81%的农户与企业进行了订单合作，实现了与企业的纵向一体化经营；25.79%的农户与合作社进行了收购合作，实现了与合作社的纵向一体化经营；9.60%的农户为特定超市供货，实现了“农超对接”；仅有 5.49%的农户通过网络销售农产品，实现了农村电商销售。

（二）变量选取与定义

1.被解释变量。农户“一家两制”生产行为作为本文的被解释变量，其测度与定义应能较好地反映农户差别化生产的基本特征。学界目前对于“一家两制”的测度主要基于如下两个角度：一是问询农户家庭是否食用对外出售的农产品（倪国华等，2014；倪国华、郑风田，2014）；二是观察农户是否具有用于种植家庭食用粮食的自留耕地，即在农药、化肥使用方面对用于家庭食用和商品出售的农产品差别化生产和分开种植（彭军等，2017；夏秋等，2018）。鉴于此，本文采用“差别化生产”这一核心概念，在调研中间询农户家庭“是否将用于出售和用于自家食用的农产品分开种植、区别生产（农药、化肥使用方面）”，将其作为衡量“一家两制”生产行为的代理变量。同时，为保证实证分析与理论模型一致，本文对相关变量的测度均以家庭为单位。

实地调研发现，中国大多数从事农业生产的农户家庭都留有“自留地”。但留有“自留地”并不代表完全区分自家食用和商品销售的农产品生产，相当一部分农户只留有少量自留地，种植部分用于

家庭食用的农产品（如“门前小菜园”），仍食用用于出售的其他农产品。与之相对，也有部分农户完全不食用用于出售的农产品，对家庭食用的农产品单独种植。鉴于此，结合“一家两制”定义与实际调研结果，为更准确地测度农户“一家两制”生产行为情况，本文采用李克特三点量表法对农户的“一家两制”生产行为进行测度，采用“基本是”、“较少有”和“不存在”三点赋值分别对应“完全分开种植”、“部分分开种植”和“无差别种植”三种情况。

2.核心解释变量。农户兼业，即农户在农业生产与非农就业之间的职业并存现象，反映了农村居民家庭劳动力要素配置与收入的多元化。已有文献对农户兼业水平的测度，通常采用非农收入占比、非农劳动力数量占比以及是否兼业经营三个指标进行衡量（赵建梅等，2013；钱龙、洪名勇，2016；骆永民等，2020）。此外，已有针对农户兼业与绿色生产的相关研究中，多根据是否兼业，将农户划分为纯农户与兼业农户，采用二值变量进行测度（夏秋等，2018）。基于此，本文采用“农户家庭是否同时存在农业经营与非农就业”作为衡量农户兼业行为的代理变量。与被解释变量相对应，对兼业行为的测度也以家庭为单位，从而使被解释变量与核心解释变量处于同一分析层面。

3.中介变量与控制变量。为有效测度农户兼业所带来的收入效应与替代效应，本文分别以家庭年均收入水平和家庭年均农业劳动时间占总劳动时间之比作为收入效应和替代效应的代理变量，即请户主对其家庭近3年的年均收入水平与年均劳动时间分配情况做出评价，并采用李克特五点量表进行测度。

本文还将其他可能影响“一家两制”生产行为的变量引入回归方程。借鉴倪国华等（2014）、薛岩龙等（2015）以及方平、周立（2018）的研究，本文将农户家庭经营规模、是否与合作社一体化经营、是否与企业纵向一体化经营、是否农超对接、机械化程度以及户主特征等作为控制变量。本文各变量的定义、测度方法与统计特征如表1所示。

表1 变量赋值与统计特征

变量	定义与赋值	均值	标准差
被解释变量			
一家两制	您家庭是否将用于销售和用于家庭食用的农作物区别生产（如在农药、化肥使用等方面）？基本是=3，较少有=2，不存在=1	1.78	0.82
主要解释变量			
农户兼业	您家庭是否存在兼业行为（农忙时从事农业生产，农闲时外出打工或做小生意）？存在=1，不存在=0	0.68	0.47
中介变量			
收入效应	近3年您家庭年均收入水平大概是多少？20万以上=5，10万~20万（含）=4，5万~10万（含）=3，1万~5万（含）=2，1万及以下=1	2.25	0.94
替代效应	近3年您家庭年均农业劳动时间占总劳动时间之比约为？90%以上=5，70%~90%（含）=4，50%~70%（含）=3，20%~50%（含）=2，20%及以下=1	3.34	1.12
控制变量			
年龄	受访者年龄（岁）	42.85	9.12
性别	受访者性别：男=1，女=0	0.57	0.43
受教育程度	受访者的受教育程度：大学及以上=4，高中=3，初中=2，小学及以下=1	2.37	1.00

(续表 1)

家庭风险偏好	您家庭经营的风险偏好属于？大胆型=3，中间型=2，保守型=1	1.62	0.57
家庭经营规模	您家庭农业经营规模为？50 亩以上=5，31~50 亩=4，21~30 亩=3，11~20 亩=2，10 亩及以下=1	1.81	1.12
机械化程度	您家庭农业生产的机械化程度为？基本实现耕、种、收全机械化=3，半人工、半机械化=2，基本依靠人工=1	2.19	0.64
土地确权	您家庭耕地是否确权颁证？已确权=1，未确权=0	0.72	0.45
农业经营风险	您家庭农业经营目前面临的市场风险如何？风险较大=3，风险一般=2，风险较小=1	1.84	0.60
农超对接	您家庭是否通过“农超对接”销售农产品？有=1，没有=0	0.09	0.29
农村电商	您家庭是否通过电商平台（如淘宝、京东等）销售农产品？有=1，没有=0	0.05	0.22
与企业纵向一体化	您家庭是否与地方企业直接进行订单合作（如签订生产、收购合同，实行订单农业），进行一体化合作经营？有=1，没有=0	0.22	0.41
与合作社纵向一体化	您家庭是否通过合作社的规范生产与统一收购来销售农产品，与合作社进行一体化经营？有=1，没有=0	0.26	0.44

(三) 模型设定

1.总效应测度。本文采用倾向得分匹配法(PSM)对兼业影响“一家两制”生产行为的总效应进行估计。鉴于研究中解释变量为兼业行为，其行为选择具有非完全随机性，不能排除是主体选择的结果，易产生样本自选择问题，可能带来内生性估计偏误，因此，本文利用PSM方法构造一个“反事实”分析情境，找到与处理组的协变量情景相似的对照组样本，通过观察对照组和处理组的差异得出处理变量(解释变量)的影响作用。

首先，本文将全部样本划分为处理组(兼业农户)和对照组(非兼业农户)，以观察处理组和对照组的平均处理效应(ATT)。其次，选取适当的协变量估计处理变量的倾向得分。本文选取户主性别、受教育程度、家庭经营规模、机械化程度、农地确权和农业经营风险作为倾向得分匹配中的协变量，以准确测度兼业对农户“一家两制”生产行为的影响。在此基础上，本文将进一步在不同协变量的控制情景下进行分组估计，以分析兼业对“一家两制”影响效应的群体特征与情景差异。

2.中介效应模型。在测度兼业对农户“一家两制”生产行为影响总效应的基础上，本文采用中介效应模型分析兼业行为带来的收入效应和替代效应。借鉴Baron and Kenny(1986)和温忠麟、叶宝娟(2014)的方法，本文设定如下中介效应模型：

$$y_i = \beta_1 + a_1 Paregon_i + \sum d_l x_{il} + \mu_1 \tag{12}$$

$$MED_{ij} = \beta_2 + b_1 Paregon_i + \sum e_l x_{il} + \mu_2 \tag{13}$$

$$y_i = \beta_3 + c_1 Paregon_i + c_2 MED_{ij} + \sum f_l x_{il} + \mu_3 \tag{14}$$

其中， y_i 表示第*i*个农户的“一家两制”生产行为， $Paregon_i$ 表示农户的兼业行为， MED_{ij} 表示兼业行为影响“一家两制”的中间机制，即第*i*个农户家庭的第*j*项中介变量，包括年均收入水平和农

业劳动时间占比，用以衡量收入效应和替代效应的中介影响。 x_{il} 表示影响第*i*个农户“一家两制”生产行为的第*l*项控制变量， d_l 、 e_l 和 f_l 分别为第*l*项控制变量的影响系数， β 与 μ 分别表示截距项与随机误差项。(12)式中系数 a_1 表示兼业对农户“一家两制”生产行为影响的总效应，(13)式中 b_1 表示兼业对中介变量的影响效应，(14)式中 c_1 是控制了中介变量的影响后，核心解释变量对因变量的直接效应， c_2 是控制了核心解释变量 $Paregon_i$ 的直接影响后，中介变量对“一家两制”的影响效应。将(13)式代入(14)式可求得两个中介变量的中介效应 b_1c_2 ，即分别得出兼业行为对“一家两制”影响的收入效应和替代效应。总效应 a_1 、直接效应 c_1 和中介效应 b_1c_2 之间的关系为： $a_1 = c_1 + b_1c_2$ 。

五、实证结果分析

(一) 兼业影响“一家两制”的总效应分析

本文采用最邻近匹配法(NNM)对样本进行匹配，并对匹配结果进行平衡性检验，以确保ATT计算结果的稳定性与可靠性。最邻近匹配以倾向得分为依据，从对照组中找出与处理组的匹配变量距离最近的一组相似监测点样本组成新的对照组，并与处理组形成配对。其中，处理组与对照组所允许的最大距离是0.05。平衡性检验结果(如表2所示)分析如下：第一，匹配后所有协变量的标准偏误下降，这表明匹配后处理组和控制组的样本均值更加接近，控制组的协变量具有更接近处理组的特征；第二，匹配后p值相应增加，并且均不显著，表明处理组与对照组之间的协变量不存在显著差异；第三，匹配后所有协变量的标准误均小于20，表明匹配效果良好，匹配结果在整体上通过了平衡性检验。

表2 平衡性检验结果

协变量	匹配状态	处理组	控制组	偏误 (%)	降低偏误 (%)	t 值	p 值
户主性别	匹配前	0.577	0.540	7.4	53.0	1.33	0.185
	匹配后	0.575	0.593	-3.5		-0.78	0.437
受教育程度	匹配前	2.531	2.040	50.3	94.8	9.03	0.000
	匹配后	2.526	2.500	2.6		0.58	0.559
家庭经营规模	匹配前	1.766	1.898	-10.9	73.1	-1.97	0.049
	匹配后	1.769	1.805	-2.9		-0.66	0.511
机械化程度	匹配前	2.237	2.091	22.8	87.5	4.08	0.000
	匹配后	2.234	2.216	2.9		0.63	0.528
农地确权	匹配前	0.800	0.566	52.0	95.2	9.67	0.000
	匹配后	0.799	0.811	-2.5		-0.63	0.531
农业经营风险	匹配前	1.879	1.765	18.8	82.2	3.40	0.001
	匹配后	1.875	1.865	-3.3		-0.80	0.424

PSM估计结果显示，兼业对农户“一家两制”生产行为的影响在5%的水平上显著，ATT为0.165，表明兼业将促进农户的“一家两制”生产行为，即兼业家庭更倾向于采取“一家两制”的差异化生产方式。

非农就业对农户生产行为的影响在不同农业经营情景下或表现出不同的特征(畅倩等, 2020)，

因此本文基于不同的农业经营情景及户主特征对 ATT 进行分组估计, 结果如表 3 所示。

首先, 伴随农业生产机械化程度的提高, 兼业对农户“一家两制”生产行为的正向影响逐渐减弱。随着农业生产由依靠人工向机械化转变, 兼业对农户“一家两制”生产行为的影响系数不断降低, 显著性水平也明显下降。当基本实现机械化时, 兼业对“一家两制”的影响不再显著。

其次, 在经营规模超过 50 亩的农户家庭中, 兼业对农户“一家两制”生产行为的正向影响更为显著。相比于经营规模超过 50 亩的农户, 在经营规模低于 50 亩的农户家庭中, 兼业对农户“一家两制”生产行为的正向促进效应较弱, 尤其在经营规模不超过 10 亩以及 31~50 亩的农户家庭中, 影响甚至不显著。

再次, 兼业对农户“一家两制”生产行为的正向影响在不同的地权情景下并未表现出显著差异。无论是农地已确权还是未确权的农户家庭, 兼业对其“一家两制”的正向影响均显著, 且影响系数接近。

最后, 兼业对农户“一家两制”生产行为的影响表现出不同的群体特征, 在户主为男性和户主受教育程度为高中的农户家庭中影响更为显著。

表 3 ATT 估计结果

	ATT	标准误	t 值
总效应估计	0.165**	0.067	2.463
分组估计			
户主性别: 男	0.293***	0.084	3.479
女	0.005	0.102	0.048
受教育程度: 本科及以上	0.100	0.149	0.671
高中	0.361***	0.139	2.598
初中	0.115	0.097	1.176
小学及以下	0.038	0.108	0.348
家庭经营规模: 50 亩以上	0.858**	0.344	2.491
31~50 亩	0.279	0.221	1.262
21~30 亩	0.406*	0.241	1.684
11~20 亩	0.265**	0.117	2.274
10 亩及以下	0.061	0.087	0.698
机械化程度: 基本实现机耕、机种、机收	-0.016	0.149	-0.111
半人工、半机械化	0.204***	0.076	2.680
基本依靠人工	0.316**	0.143	2.214
土地确权: 已确权	0.172**	0.081	2.115
未确权	0.168*	0.091	1.855

注: **、*和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平, 后文同。

(二) 收入效应和替代效应分析

本文进一步采用中介效应模型, 分析兼业影响农户“一家两制”生产行为的收入效应与替代效应。

为避免异方差问题带来的估计偏误，本文在中介效应模型的总效应估计中采用稳健标准误。估计结果表明，各模型的F统计量均在1%水平上显著，表明中介效应模型拟合度良好。中介效应模型估计结果如表4所示。

	收入效应估计结果	替代效应估计结果
总效应 (a_1)	0.144*** (0.047)	0.144*** (0.047)
兼业对中介变量的影响效应 (b_1)	0.196*** (0.051)	-0.473*** (0.065)
中介变量对“一家两制”的影响效应 (c_2)	0.160*** (0.024)	0.038** (0.019)
直接效应 (c_1)	0.112** (0.046)	0.162*** (0.047)
中介效应 (b_1c_2)	0.031***	-0.018**
中介效应占比 (b_1c_2/a_1)	21.78%	-12.58%

注：为节省篇幅，控制变量的估计结果省略；括号内为标准误。

中介效应模型估计结果显示，在收入效应和替代效应模型中，兼业对“一家两制”影响的总效应 a_1 均在1%水平上显著，系数符号为正，这表明兼业对“一家两制”具有正向影响。这与PSM估计结果一致，证实了兼业将促进农户“一家两制”生产行为的结论。

收入效应的估计结果表明，兼业行为对家庭收入的影响效应 b_1 和家庭收入对“一家两制”的影响效应 c_2 均在1%水平上显著。这表明兼业会通过促进家庭年均收入增长而进一步正向影响农户的“一家两制”生产行为，即兼业对“一家两制”的影响存在收入效应，且收入效应为正。同时，兼业对“一家两制”影响的直接效应 c_1 在5%水平上显著，表明兼业对“一家两制”影响的收入效应属于部分中介效应，中介效应占比为21.78%。

替代效应的估计结果表明，兼业对农业劳动时间占比的影响效应 b_1 在1%水平上显著，且系数为负；同时，农业劳动时间占比对“一家两制”的影响效应 c_2 在5%水平上显著，且系数为正。这表明兼业将通过降低农业劳动时间抑制农户的“一家两制”生产行为，即兼业对“一家两制”的影响存在替代效应。替代效应的中介效应占比为12.58%，影响方向为负，绝对值低于收入效应的正向影响，这表明收入效应的影响大于替代效应，兼业会促进农户的“一家两制”生产行为。

(三) 兼业影响“一家两制”的路径与情景特征分析

结合上述分析结果，本文构建了兼业影响农户“一家两制”生产行为的路径与情景特征分析模型，如图1所示。

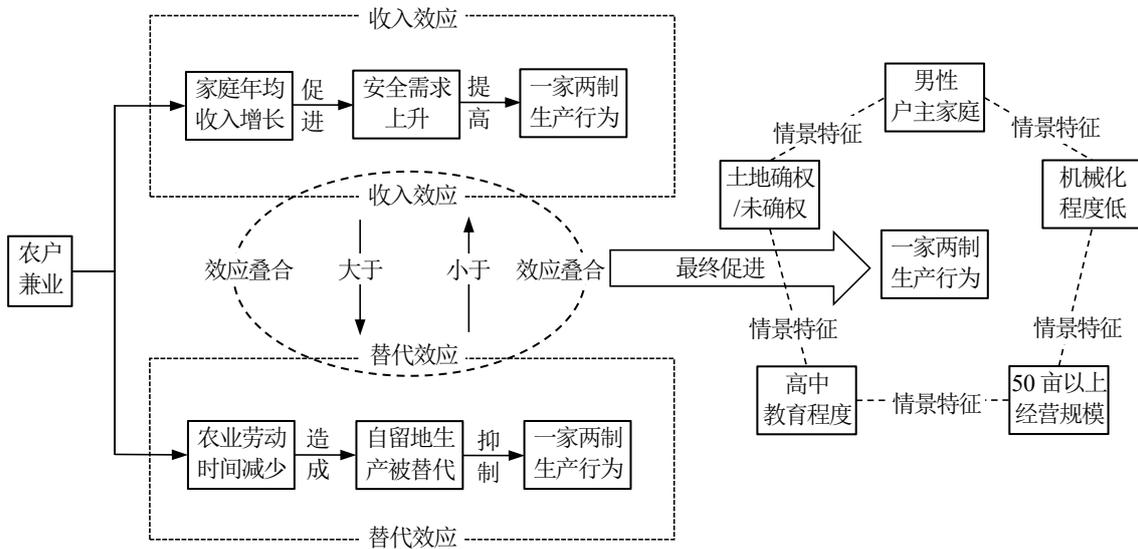


图1 兼业对农户“一家两制”生产行为的影响：路径、效应和情景特征

兼业影响农户“一家两制”生产行为的路径主要包括收入效应与替代效应。一方面，兼业通过增加农户家庭收入，促使农户从生存需求向安全需求转变，提升了农户的食品安全需求，进而促进了其“一家两制”生产行为；另一方面，兼业减少了农户进行田间管理的劳动时间，在耕地面积不变且食用自种粮的前提下，农户的差别化生产程度会降低，“一家两制”生产行为将会被抑制。在现实的农业经营实践中，兼业所带来的收入效应大于替代效应，最终促进了农户“一家两制”生产行为。此外，在机械化程度较低、经营规模50亩以上、户主受教育程度为高中以及户主为男性的家庭中，兼业对农户“一家两制”生产行为的促进效应更为明显。

六、结论与政策启示

基于上述研究，本文总结四点主要结论如下：首先，兼业对农户“一家两制”生产行为具有促进作用。实证结果表明，兼业对“一家两制”具有正向影响，即兼业农户更有可能采取“一家两制”生产行为。其次，兼业将通过收入效应正向促进“一家两制”。农户的兼业行为会在一定程度上提高其家庭收入水平，收入的提高促使农户由注重生存需求向注重安全需求转变，进而提升了对安全绿色农产品的食用需求，促进了其“一家两制”生产行为。再次，兼业会通过替代效应抑制“一家两制”。农户兼业使农业劳动时间被非农劳动时间所替代，减少了农户用于“商用地”田间管理的劳动时间。在耕地面积不变且食用自种粮的情景下，农户将减少其差别化生产行为，以便于其所种植的农作物可同时用于商品出售与家庭食用，从而对“一家两制”起到抑制作用。农户兼业所带来的收入效应大于替代效应，最终导致兼业促进了“一家两制”生产行为增长。最后，在不同经营情境下，兼业对农户“一家两制”生产行为的影响效应存在差异。分组估计结果表明，提高农业生产的机械化程度、发展适度规模经营，将有助于降低兼业对农户“一家两制”生产行为的正向影响。

根据上述研究结论，本文提出以下四点政策启示：第一，发展新型农业经营主体和职业农民。兼业对“一家两制”影响的总效应估计表明，兼业将促进农户“一家两制”生产行为，不利于建立农产品绿色生产体系。基于此，应注重对职业农民和新型农业经营主体的培育，提高农业生产的专业化程度，提升机械化程度水平，从而减少兼业所导致的农户“一家两制”生产行为。第二，提高农民的收入水平应与改善农户的安全生产行为并重。兼业会通过收入效应提高农户对安全食品的需求，促使其“一家两制”生产行为增长，因此，在制定富民产业项目时，应在提高农户收入水平的同时规范农户的生产行为，加强对农户安全生产的宣传引导和监管，降低收入效应对农业绿色生产的不利影响。第三，发展巢状市场和纵向一体化经营。建立促进生态产品流通的巢状市场，发展农消对接，促进农户与企业、合作社的纵向一体化经营，提高农产品绿色生产的信息对称程度和社会信任水平，提升农户的安全生产动机与责任意识，减少其“一家两制”生产行为。第四，加强对分散经营农户的农业生产社会化服务。通过加强生产、技术和销售等方面的社会化服务，降低农业生产经营成本，促进农业规范化经营、标准化生产和组织化管理，降低农户“一家两制”行为动机，提高农产品生产的整体质量安全水平。

参考文献

1. 畅倩、李晓平、谢先雄、赵敏娟，2020：《非农就业对农户生态生产行为的影响——基于农业生产经营特征的中介效应和家庭生命周期的调节效应》，《中国农村观察》第1期。
2. 方平、周立，2018：《生存理性如何影响农户的差别化生产》，《西北农林科技大学学报（社会科学版）》第1期。
3. 郭庆海，2018：《小农户：属性、类型、经营状态及其与现代农业衔接》，《农业经济问题》第6期。
4. 郭亚军、姚顺波，2019：《农户农业生产“一家两制”行为的经济学分析——基于信息、成本与收入变化的视角》，《西北农林科技大学学报（社会科学版）》第5期。
5. 李勇、任国元、杨万江，2004：《安全农产品市场信息不对称及政府干预》，《农业经济问题》第3期。
6. 骆永民、骆熙、汪卢俊，2020：《农村基础设施、工农业劳动生产率差距与非农就业》，《管理世界》第12期。
7. 倪国华、郑风田、喻志军，2014：《通过“纵向整合”解决“一家两制”的理论及实证》，《中国人口·资源与环境》第3期。
8. 倪国华、郑风田，2014：《“一家两制”、“纵向整合”与农产品安全——基于三个自然村的案例研究》，《中国软科学》第5期。
9. 潘素梅、周立，2015：《“一家两制”：农户的差序责任意识与差别化生产》，《探索》第6期。
10. 彭军、乔慧、郑风田，2017：《羊群行为视角下农户生产的“一家两制”分析——基于山东784份农户调查数据》，《湖南农业大学学报（社会科学版）》第2期。
11. 钱龙、洪名勇，2016：《非农就业、土地流转与农业生产效率变化——基于CFPS的实证分析》，《中国农村经济》第12期。
12. 屈冬玉，2019：《中国2.6亿小农户如何衔接现代农业？》，《中国乡村发现》第2期。

- 13.王志刚、朱佳、于滨铜, 2019: 《乡村振兴战略下新型农业支持保护政策体系研究》, 《财经问题研究》第10期。
- 14.韦友欢、黄秋婵、谢燕青, 2010: 《农药残留对人体健康的危害效应及毒理机制》, 《广西民族师范学院学报》第3期。
- 15.温忠麟、叶宝娟, 2014: 《中介效应分析: 方法和模型发展》, 《心理科学进展》第5期。
- 16.夏秋、李丹、周宏, 2018: 《农户兼业对农业面源污染的影响研究》, 《中国人口·资源与环境》第12期。
- 17.徐立成、周立、潘素梅, 2013: 《“一家两制”: 食品安全威胁下的社会自我保护》, 《中国农村经济》第5期。
- 18.徐立成、周立, 2014: 《食品安全威胁下“有组织的不负责任”——消费者行为分析与“一家两制”调查》, 《中国农业大学学报(社会科学版)》第2期。
- 19.薛岩龙、郑风田、刘宁宁、杨浩, 2015: 《组织形式、信息不对称与“一家两制”——基于农户蔬菜采摘行为的抽样调查》, 《经济经纬》第5期。
- 20.赵建梅、孔祥智、孙东升、刘玲玲, 2013: 《中国农户兼业经营条件下的生产效率分析》, 《中国农村经济》第3期。
- 21.赵向豪、姚娟、陈彤, 2019: 《行为能力如何影响农户的差别化生产?》, 《农村经济》第2期。
- 22.郑晶, 2005: 《农产品优质优价问题的经济学思考》, 《华南农业大学学报(社会科学版)》第1期。
- 23.周立、方平, 2015: 《多元理性: “一家两制”与食品安全社会自我保护的行为动因》, 《中国农业大学学报(社会科学版)》第3期。
- 24.周立、潘素梅、董小瑜, 2012: 《从“谁来养活中国”到“怎样养活中国”——粮食属性、AB模式与发展主义时代的食物主权》, 《中国农业大学学报(社会科学版)》第2期。
- 25.Akerlof, G. A., 1970, “The Market for “Lemons”: Quality Uncertainty and the Market Mechanism”, *The Quarterly Journal of Economics*, 84(3): 488-500.
- 26.Baron, R. M., and D. A. Kenny, 1986, “The Moderator-Mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic, and Statistical Considerations”, *Journal of Personality and Social Psychology*, 51(6): 1173-1182.
- 27.Chayanov, A. V., 1991, *The Theory of Peasant Co-Operatives*, Columbus: Ohio State University Press.
- 28.Halkier, B., L. Holm, M. Domingues, P. Magaudda, A. Nielsen, and L. Terragni, 2007, “Trusting, Complex, Quality Conscious or Unprotected?”, *Journal of Consumer Culture*, 7(3): 379-402.
- 29.Jacoby, H. G., G. Li, and S. Rozelle, 2002, “Hazards of Expropriation: Tenure Insecurity and Investment in Rural China”, *American Economic Review*, 92(5): 1420-1447.
- 30.Kilmer, R. L., 1986, “Vertical Integration in Agricultural and Food Marketing”, *American Journal of Agricultural Economics*, 68(5): 1155-1160.

(作者单位: ¹中国人民大学农业与农村发展学院;

²东北财经大学创新创业与实验教学中心)

(责任编辑: 胡 祎)

How Does Concurrent Business Affect Farmers' Production Behavior of “One Family, Two Systems”? Empirical Evidences from 1458 Household Questionnaires in Five Provinces of China

SUN Zhiyi SUN Dapeng YU Bintong WANG Zhigang

Abstract: As a main way of production and management of Chinese farmers, concurrent business behavior between agricultural production and migrant work has an important impact on their production behavior of “one family, two systems”. By constructing the VNM utility model of farmer households' concurrent occupation and differentiated production, this article theoretically analyzes the path and mechanism of concurrent occupation affecting “one family, two systems”. Based on 1458 farmer households' survey data from Jilin, Liaoning, Shandong, Henan and Sichuan, it conducts an empirical test by using PSM and intermediary effect models. The results show that concurrent business behavior promotes farmers' production behavior of “one family, two systems”, and its effects mainly include income effect and substitution effect. On the one hand, by raising the level of farmer households' income, concurrent business behavior promotes a transformation of their demand from a survival type to a safety one, which further increases differentiated production behavior, that is, the income effect; On the other hand, the agricultural labor time is occupied by the part-time labor time, which reduces farmers' field management labor time. Under the situation that the cultivated land area remains unchanged and farmers mainly consume self-grown grain, the differentiated production behavior will be further reduced, that is, the substitution effect. At the same time, the promotion effect of their concurrent business behavior on “one family, two systems” is different under the different operating characteristics. Improving the mechanization degree of agricultural production and developing moderate scale operation will help to reduce the positive impact of concurrent business on the production behavior of “one family, two systems”. Accordingly, the study puts forward some policy suggestions, such as promoting farmers' food safety production and improving their incomes, developing new professional farmers and nested markets, and strengthening agricultural socialized services.

Keywords: Concurrent Business of Farmer; One Family, Two Systems; Income Effect; Substitution Effect

耕地流转市场发育、资源禀赋 与农地规模经营发展*

郭 阳¹ 徐志刚²

摘要：在紧张的人地关系条件下，耕地流转是农地规模经营的必要条件。本文探讨耕地流转市场发育与农地规模经营的内在联系，在分析地块空间特征对流转市场资源配置影响的基础上，着重考察耕地丰裕度和细碎化程度引致的流转市场耕地空间连片的差异对农地规模经营程度的影响，进一步利用资源禀赋差异明显的黑龙江、河南、浙江和四川4省的农户与村庄调查数据进行实证检验，其中：使用农户层面的数据分析流转市场不同流向耕地的空间特征异质性，使用村庄层面的数据检验流转市场发育、资源禀赋对农地规模经营程度的影响。结果表明：耕地流转市场发育对农地规模经营程度有显著的正向影响，且耕地丰裕度会强化流转市场发育对农地规模经营程度的促进作用，而耕地细碎化会弱化流转市场发育对农地规模经营程度的促进作用。因此，中国农地规模经营发展的关键在于进一步扩大耕地流转市场规模，同时还要充分考虑地区资源禀赋差异带来的区域发展不平衡。

关键词：耕地流转 资源禀赋 农地规模经营 规模经济 细碎化

中图分类号：F301.2 **文献标识码：**A

一、引言

耕地流转被认为是农业规模经营的必经之路（Brümmer et al., 2006；楼栋、孔祥智，2013；张照新、赵海，2013）。在中国，现有耕地资源十分有限，可供继续开发（开山、填湖、填海等开荒）利用的资源不足，长期耕地总面积很难扩大；同时，在耕地集体所有和集体成员公平分配的产权制度下，耕地被细分导致每个农户拥有的耕地面积非常有限。农地规模经营的唯一途径是耕地经营权的重新配置。一方面，部分农户减少或完全放弃耕地经营，为另一部分农户转入或并入耕地扩大经营面积创造条件（陈奕山，2017）；另一方面，在经营权重新配置过程中，耕地细碎化问题能在一定程度上得到

*本文研究得到国家社会科学基金重大项目“我国三大平原‘资源—要素—政策’相协调的粮食和生态‘双安全’研究”（编号：20&ZD094）、国家自然科学基金面上项目“独木不成林：现代农业中小农经营规模变动的区域性外部经济研究”（编号：72073066）和“细碎化产权 VS 整片化土地利用：评承包地确权颁证对农户农地利用集体布局、投资与流转的影响”（编号：71773050）的资助。本文通讯作者：徐志刚。

缓解，农业机械使用效率和农业生产效率得到提高（黄季焜、马恒运，2000）。因此，耕地流转市场发育被认为是提升农业生产效率和实现规模经营的必然选择（黄季焜等，2008；徐志刚等，2017）。

流转市场中耕地的流向决定了农地规模经营的发展。在人地关系紧张的条件下，规模户的形成和耕地的集中利用依赖于耕地流转市场的资源再配置。在耕地流转率一定时，规模户的数量和耕地利用的集中程度，取决于再配置过程中流向规模户的耕地比例。有学者注意到不同地区流转市场耕地的主要流向存在显著差别。韩菡（2011）指出，在不同经济水平的地区，耕地的主要转入者存在差别，其中经济发达地区的耕地容易集中到大户手中，而经济欠发达地区的耕地更倾向于流向小农户；包宗顺等（2009）利用江苏省不同地区的耕地流转数据对比发现，经济发达的苏南地区种植大户转入的比例高于其他地区；梁中（2010）发现，在经济欠发达的安徽省耕地流转多以分散形式发生在本村农户之间，连片流向规模户的现象极为罕见。同时，也有研究指出，耕地的不同流向具有不同的含义，流向高效率的规模户在提高耕地资源配置效率方面有积极作用（Deininger and Jin, 2005；陈海磊等，2014），流向普通户在提高社会公平性和减小收入差距方面具有积极作用（金松青、Deininger, 2004；韩菡、钟甫宁，2011）。尽管上述文献关注到不同流转市场耕地流向的差异，但并未系统分析导致耕地流向差异的原因及影响机制，尤其是耕地资源禀赋的差异和流转市场发育将如何影响耕地流向。

按照市场配置资源的一般性原则，耕地如果是一种同质的生产要素，应当流向经济效率高的经营主体，因为经济效率高的经营主体有能力也有意愿支付较高的地租；而扩大经营面积可以产生规模经济，会进一步提高经营效率和支付高地租的能力与意愿。如果流转市场中的耕地流向与此不同，则意味着耕地可能存在异质性，而这种异质性导致资源配置方向的差异将会影响农地规模经营的发展。当然，现实的流转市场中也存在耕地转出者并非以货币租金收入极大化为目标，对耕地的转入方有货币租金以外的特殊诉求（王亚楠等，2015），本文的研究暂不涉及转出者对转入者的选择问题，集中讨论耕地的异质性对流转市场的影响。在分析耕地流转市场发育与农地规模经营的内在联系时，一些问题值得探讨：流转市场中不同流向的耕地存在什么异质性？导致其流向不同的机制是什么？随着流转市场的发育，耕地的异质性将如何变化？且会受到什么因素的影响？研究上述问题有助于理解耕地流转与农地规模经营发展的内在联系，对分析中国农地规模经营的地区差异和判断未来发展趋势具有重要参考价值。

本文将在分析地块空间特征对耕地流向影响的基础上，探讨耕地流转市场发育与农地规模经营的内在联系，进一步利用耕地资源禀赋特征差异明显的黑龙江、河南、浙江和四川4省128村的两期调查数据，检验耕地流转市场发育和资源禀赋对农地规模经营程度的影响及作用机制。本文研究可能具有的边际贡献一方面在于从空间位置固定的自然属性角度分析耕地特征对流转市场资源配置的影响及理论机制，另一方面在于利用数理模型讨论耕地禀赋特征对流转市场地块连片的影响，进而分析耕地流转市场发育与农地规模经营的内在联系及动态关系。

本文其余部分结构安排如下：第二部分为分析框架与研究假说，第三部分为模型与数据介绍，第四部分分析模型估计结果并进行稳健性检验，最后为研究结论与政策含义。

二、分析框架与研究假说

（一）概念界定

1. 规模户与普通户。尽管耕地面积作为农业经营规模的衡量标准被广泛接受，且规模经营应该与生产力水平相适应、要素合理组合及充分利用、获得最佳经济效益达成共识，大量的实证研究从收入水平、生产力水平、经济效益、劳动力转移等角度测算适度规模经营的面积标准，但由于各地区资源禀赋、经济水平、生产技术、种植结构等条件的差异，且随时间变化的趋势迥异，尚未形成统一的农地规模经营的面积标准。为便于讨论，本文参考第三次农业普查中种植业规模户“一年一熟制地区露地种植农作物的土地达到100亩及以上、一年两熟及以上地区露地种植农作物的土地达到50亩及以上”的标准，将农户分为规模户和普通户两类，文中的规模户与普通户均以此标准定义和测度。

2. 农地规模经营程度。本文的重点是分析农地规模经营的发展，会涉及不同时间、不同区域规模经营程度的比较，一个有效且具有可比性的测度指标必不可少。一直以来，“规模经营主体数量”被用于描述规模经营发展（刘守英等，2016；仇焕广等，2017），但规模经营主体的数量变化与规模经营面积变化和耕地资源集中并不具有一致性，导致很难全面反映规模经营的发展情况，且可比性不强。本文采用“规模户经营面积占区域耕地面积的比例”作为农地规模经营程度的测度指标，一方面体现了耕地经营的集中程度，能够反映规模经营的特征；另一方面具有完全的可比性，能够运用于规模经营发展程度的判断和比较。

（二）分析框架与研究假说

1. 流转市场中不同流向耕地的异质性分析。在竞争性的市场中，理性转出者会选择将耕地转给支付租金更高的转入者，而转入者支付的租金取决于转入耕地经营获得正常的劳动、投资和经营报酬后的“超额利润”（钟甫宁，2011）。流转市场中的耕地之所以有不同的流向，主要在于潜在的耕地转入户对不同耕地的利用方式的差异产生的“超额利润”不同，其根本原因是农户资源约束条件的差异导致扩大面积的成本收益不同。农户经营面积的扩大带来家庭劳动力的机会成本逐渐上升，既增加了农户的要素替代需求，诱导其采用机械替代劳动或劳动节约型技术，也使得农户更加难以容忍无效劳动时间的耗费。如果仅仅是经营农地数量足够大，而地块高度分散，除了不便于机械作业而妨碍机械技术对劳动的替代（Bentley, 1987）或降低机械作业效率，也不利于相关基础设施的建设；还会增加劳动者在转换劳动地点和运送生产资料与产品方面的时间消耗和交通成本，造成严重的效率损失（叶兴庆、翁凝，2018）。这不仅意味着转入不同空间特征的地块带来的“超额利润”存在差异，而且不同转入户对地块特征的偏好也可能存在差异。

对于流转市场中面积大的地块，规模户转入经营能够充分发挥经营管理能力、生产技术和要素价格方面的优势，降低产品生产成本（Tan et al., 2008；许庆等，2011；Otsuka et al., 2016），同等条件下能够产生更高的超额利润，从而具有竞争优势。对于流转市场中的小地块，倘若规模户转入经营，较小的空间一方面可能影响农业机械的使用、降低作业效率，限制了要素替代而阻碍边际产值高的要素代替边际产值低的要素，另一方面劳动者和机械跨地块作业时间损耗的成本上升，导致地块投入的

边际产出降低，制约了规模户生产效率的发挥；若普通户转入经营，其劳动相对充裕即机会成本相对较低，生产中对技术替代的需求并不十分强烈，能够充分利用其“过剩劳动力”。在耕地流转市场中，规模户转入大地块才能充分发挥其效率优势，意味着规模户仅会为流转市场中的大地块支付较高的价格；对于普通户，无论是大地块还是小地块，其均存在耕地利用的规模经济，在大地块的竞争中不具有优势，小地块由于限制了规模户生产效率的发挥，普通户具有竞争优势。那么，有理由判断耕地流转市场中的大地块更可能流向规模户，而小地块更可能流向普通户（郭阳等，2019）。由此，本文提出研究假说一。

H1：耕地流转市场中面积大的地块更趋向于流向规模户，面积小的地块更趋向于流向普通户。

2. 流转市场发育与农地规模经营的内在联系。耕地流转市场的发育，一方面为部分农户扩大经营面积形成规模户创造了条件，另一方面随机分布的地块可能通过相邻地块合并扩大面积，在一定程度上缓解耕地细碎化的现状。按照以上地块空间特征与耕地流向的分析，以及农地规模经营程度的定义，笔者推断：在市场自发条件下，流转地块实现连片的概率会影响规模户的形成，即在流转市场发育程度一定时，地块连片的概率越大，连片的大地块更趋向于流向规模户，那么规模户经营的耕地面积占比越大，农地规模经营程度越高。流转市场中连片地块面积大小的需求取决于地块层面的规模经济。在一定技术条件下，机械作业需要一定的空间，空间过小不仅会限制机械运动速度，还会增加机械空转时间，制约正常作业效率的发挥。随着空间的扩大机械作业效率逐步提高，但这种改善作用会逐步减弱^①，意味着地块面积扩大带来机械作业环节成本降低的效应越来越小。劳动者、机械跨地块的时间消耗成本以及生产资料运输成本同样如此，地块面积扩大带来的规模经济边际效应呈递减。那么在理论上就存在一个面积值，当地块面积达到该值后地块单位生产成本不再降低或降低幅度微乎其微，本文将其设定为地块规模经济“面积门槛”。进而推断，在流转市场发育程度一定时，流转市场中随机分布的地块连片达到“面积门槛”的概率越高，连片的耕地流向规模户的可能性越大，则规模户经营面积的占比越高，相应的农地规模经营程度亦越高。

从耕地流转市场看，农户转出地块的分布具有随机性。为了简化分析，本文设定一个理想化的情景^②：一个村庄有 K 个农户，每个农户拥有的耕地面积为 M ，被均分为 B 个地块分布在不同的地片，每个地片上的地块呈均匀的矩形分布（如图 1 所示）。现有 X 个农户将耕地全部转出退出农业生产，村庄农户数量 K 基本外生，不受到农户耕地面积 M 、地块数量 B 的影响，耕地的流转率可以表示为 $T = XM/KM$ ，即 $T = X/K$ ，因而 X 能够反映区域内耕地流转市场的发育程度。由于地块面积扩大带来单位生产成本降低的效应越来越小，地块层面的规模经济越来越不明显，将单位生产成本基本

^①暂不考虑规模扩大后的技术进步。Chavas（2001）分析农场规模报酬时指出，不同规模的农场会选择不同生产效率的技术和设备。典型的情况是：一个农场采用某水平的技术，在一定面积范围内平均成本会随着规模的扩大而降低，当出现成本不再降低或升高时，农场主可以选择转向另一种能更好适应新规模的技术（如更高效的机械或更先进的技术）。

^②现实情况远比设定的情景复杂，地片上地块面积大小不一、形状不规整、相邻地块数量不一致，以及地块转出时间先后、地形条件等均可能影响地块相邻合并的可能性。

不变时的地块面积设定为地块层面规模经济的“面积门槛”，用 A 表示。流转市场中地块连片达到“面积门槛”的数量至少为 $N = Rand(A \times B/M) = r(A, B, M)$ ，则 N 与耕地资源禀赋特征的关系可以表述为： $\partial N/\partial M < 0, \partial N/\partial B > 0$ 。在地块完全随机分布的情况下，流转市场耕地连片且面积大于“面积门槛”的概率为 $P = f(N, X, K)$ 。图 1 为流转市场地块连片的示意图，灰色方格代表转出的地块，连片形成的大地块如图中所示。根据图 1 基本可以做如下判断：在流转市场发育程度一定的条件下，即 X 一定时，连片达到“面积门槛”的地块数 N 越小，则地块连片形成面积大于“面积门槛”的概率越大；在连片地块数 N 一定时，流转市场上地块数量越多，地块连片形成面积大于“面积门槛”的概率越大，即 $\partial P/\partial N < 0, \partial P/\partial X > 0$ 。根据两组偏导数关系可得： $\partial P/\partial B = \partial P/\partial N \cdot \partial N/\partial B < 0$ 和 $\partial P/\partial M = \partial P/\partial N \cdot \partial N/\partial M > 0$ ，即在耕地流转率一定的条件下，户均耕地面积越大，流转市场地块连片达到“面积门槛”所需地块数量越少，实现连片的概率越高，那么流转市场中连片的耕地更趋向于流向规模户；户均耕地地块数越多，地块连片达到“面积门槛”所需地块数量越大，实现连片的概率越低，那么流转市场中的耕地处于分散化，零散的耕地更趋向于流向普通户。

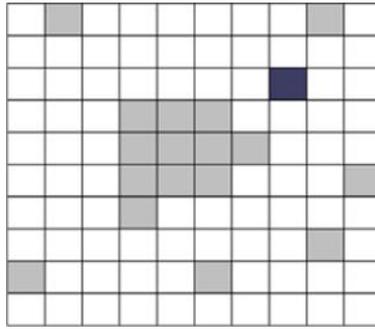


图 1 流转市场地块连片示意图

为进一步分析耕地流转市场发育与农地规模经营的动态关系，比较在耕地流转率 T_1 和 T_2 (假定 $T_1 > T_2$) 条件下流转市场耕地连片的概率 P 的变化，由之前条件可知 $\partial P/\partial T_1 > 0, \partial P/\partial T_2 > 0$ 。根据图 1，可以判断在 T_1 条件下新增一块耕地与其他地块连片的概率高于在 T_2 条件下，即 $\partial P/\partial T_1 > \partial P/\partial T_2$ 。那么，可以进一步得到 $\partial^2 P/\partial T^2 = (\partial P/\partial T_1 - \partial P/\partial T_2)/(T_1 - T_2) > 0$ ，表明随着耕地流转市场的发育，新增耕地与原地块连片的概率将逐渐变大，意味着耕地流转市场的扩大将带来农地规模经营的加速发展。综上所述，在地块随机分布的流转市场中，耕地资源禀赋特征会影响流转耕地连片的可能性，同时由于潜在转入户生产方式的差异带来耕地需求的异质性，会导致不同流转市场耕地流向的差异，进而影响区域农地规模经营程度。基于此，本文提出假说二和假说三。

H2: 耕地流转市场发育对农地规模经营有正向促进作用，但会受到耕地资源禀赋的约束。具体表现为耕地丰裕度会强化流转市场发育对农地规模经营的促进作用，耕地细碎化程度会弱化流转市场发育对农地规模经营的促进作用。

H3: 耕地流转市场的扩大将带来农地规模经营的加速发展。

三、模型及数据介绍

(一) 模型设定

本文采用非观测效应模型验证研究假说，设定计量经济模型如下：

$$Y_{it} = \alpha + \beta TR_{it} + \gamma X_{it} + \sigma_i + \xi_{it} \quad (1)$$

(1) 式中， Y_{it} 表示村庄 i 在时期 t 的农地规模经营程度，用村规模户经营面积占村耕地面积的比例表示。 TR_{it} 表示村庄 i 在时期 t 的耕地流转率，即流转面积占村耕地面积的比例，用于测度耕地流转市场发育的程度。 X_{it} 为村庄 i 在时期 t 的一系列控制变量，主要包括村地形特征^①、区位条件、是否有耕地流转补贴、是否有规模经营补贴、时间虚拟变量； σ_i 为地区虚拟变量， ξ_{it} 为扰动项。

为进一步考察耕地资源禀赋特征对农地规模经营的影响，引入耕地资源禀赋变量与村级耕地流转率 TR_{it} 的交乘项，形成如下模型：

$$Y_{it} = \alpha + \beta_1 TR_{it} + \beta_2 TR_{it} \times H_{it} + \beta_3 TR_{it} \times P_{it} + \gamma X_{it} + \sigma_i + \xi_{it} \quad (2)$$

(2) 式中， H_{it} 表示村庄 i 在时期 t 的耕地丰裕度，用 i 村户均耕地面积表示； P_{it} 表示村庄 i 在时期 t 的耕地细碎化程度，用 i 村的户均耕地地块数量表示。 α 、 β_1 、 β_2 、 β_3 、 γ 为模型的待估参数。其他变量符号同 (1) 式。(2) 式中的关键参数是 β_1 、 β_2 、 β_3 ，即关键解释变量耕地流转率 TR_{it} 、耕地丰裕度 H_{it} 和耕地细碎化 P_{it} 对农地规模经营程度的影响。预期： $\beta_1 > 0$ ，表明在控制其他因素条件下，耕地流转市场发育对农地规模经营程度有促进作用，即耕地流转率越高时，流转市场地块数量越多，地块连片的可能性越高，实现连片流转的概率越大，流转市场中的耕地流向规模户的农地比例越高，相应的农地规模经营程度也越高； $\beta_2 > 0$ ，表明耕地丰裕度能够强化流转市场发育对农地规模经营程度的促进作用，即在控制其他条件不变的前提下，户均耕地面积越大，达到地块层面“面积门槛”所需地块数量越少，实现连片流转的概率越大，能够流向规模户而达到的农地规模经营程度越高； $\beta_3 < 0$ ，表明耕地细碎化程度弱化了流转市场发育对农地规模经营程度的影响，即在其他条件不变时，细碎化程度越高，流转市场中耕地相连的可能性越低，实现连片流转的概率越小，流向规模户的耕地占比越低，或越难以形成规模户，能够达到的农地规模经营程度越低。

理论上讲，由于存在诸多因素同时影响村耕地流转率和农地规模经营程度，如村非农就业、人口老龄化等，可能造成模型的内生性问题，进而导致参数估计偏误。本文使用工具变量法处理潜在的内生性问题，并与原模型进行对比。分析时参考徐志刚等（2017）处理内生性问题的方法，选择“村内土地流转是否必须经过村集体组织或协调”作为耕地流转率的工具变量，其符合工具变量的两个基本条件：①显著直接影响村内耕地流转率；②满足外生性假设，“土地流转是否必须经过村集体组织或协调”并不会直接影响农地规模经营程度。

^①考虑到“村地形特征”变量不会随时间变化，而模型会自动消除不随时间变化的变量的影响，在计量经济分析时将该变量与时间虚拟变量做交乘项处理后放入模型。

（二）数据介绍

本文所用数据来自课题组于 2015 年、2018 年在黑龙江、河南、浙江、四川开展的“粮食规模化生产情况”追踪调查，调查采用了多阶段抽样法，选择区域跨度较大、耕地流转市场和资源禀赋差异明显的黑龙江、河南、浙江和四川 4 省，保证了样本的代表性和异质性。在每个样本省份内随机选择 4 个市（县），每市（县）内选择 2 个乡镇，每个乡镇内随机选择 4 个村，总体样本涵盖 4 省 16 市（县）128 村。本文使用的数据包含两个层面：第一，农户层面，主要包含 2015 年 1040 个农户^①的经营耕地信息，用于统计分析和比较耕地流转市场中不同流向耕地的异质性；第二，村庄层面，主要包括上一年度村庄人口流动和就业、耕地资源禀赋、耕地流转与经营、基本经济社会情况等内容，用于实证分析耕地流转市场发育和资源禀赋特征对农地规模经营的影响，这部分数据包含 128 个村庄的两期数据，观测值为 256 个。本文模型分析中有关变量的赋值和描述性统计分析的结果如表 1 所示。

表 1 变量定义及描述性统计

变量名称	变量与赋值	均值	标准差
农地规模经营程度	村规模户经营耕地面积占村耕地面积的比例（%）	16.44	22.52
耕地流转率	耕地流转面积占村耕地面积的比例（%）	41.36	22.30
耕地丰裕度	村户均耕地面积（亩）	8.02	11.24
细碎化程度	村户均耕地地块数量（块）	5.18	3.20
村平地面积占比	村耕地平地面积占比（%）	67.69	32.53
村区位条件	村委会到县政府的距离（公里）	29.88	21.85
是否有规模经营补贴	村是否有规模经营补贴项目（是=1；否=0）	0.41	0.49
耕地流转补贴	村是否有耕地流转补贴（是=1；否=0）	0.27	0.44
耕地流转审批	村耕地流转是否需要审批（是=1；否=0）	0.36	0.48
村地形特征	以“平原”作为对照		
村地形特征（丘陵）	村地形特征是否为丘陵（是=1；否=0）	0.54	0.50
村地形特征（山地）	村地形特征是否为山地（是=1；否=0）	0.02	0.15

表 2 对比分析了样本村庄 2015 年和 2018 年村耕地流转、资源禀赋与农地规模经营程度。从地区耕地流转市场发育来看，调查区域的耕地流转率从 2015 年的 39.84% 提高到 2018 年的 42.87%，农地规模经营程度从 14.44% 提高到 18.45%，耕地流转率略高于同期的全国平均水平。从耕地资源禀赋来看，四省的耕地丰裕度与细碎化程度差异显著，其中黑龙江的户均耕地数量最高，四川的户均耕地地块数量最多。两期数据对比显示，与 2015 年相比，2018 年调查区域的耕地丰裕度和细碎化程度均有所改善，户均耕地数量从 2015 年的 7.82 亩上升到 8.20 亩，户均地块数量从 2015 年的 5.33 块减少至

^① 在调查抽样设计时，为保证有足够数量的规模经营农户，按地区户均经营面积的倍数进行分层抽样。每个镇（乡）抽取的 32 个农户中，经营面积是镇（乡）户均耕地面积 3 倍以内、3~10 倍、10~20 倍、20 倍以上的分别抽取 20 户、6 户、4 户、2 户。因而样本农户的经营面积会高于一般农户的调查数据。

5.03 块；2018 年调查区域的耕地流转率和农地规模经营程度均有所提高，其中以黑龙江省最为显著，分别提高了 4.90 个和 5.23 个百分点；而同期四川省的耕地流转率和农地规模经营程度仅分别提高了 0.69 个和 4.21 个百分点。

表 2 样本地区耕地流转、资源禀赋与农地规模经营程度

省份	年份	耕地流转率 (%)	耕地丰裕度 (亩/户)	细碎化程度 (块/户)	农地规模经营程度 (%)
黑龙江	2015	38.30	26.06	4.00	29.99
	2018	43.20	26.89	3.38	35.22
河南	2015	51.54	3.62	3.14	23.60
	2018	61.06	4.48	3.60	24.46
浙江	2015	38.17	5.13	3.06	14.19
	2018	38.42	5.04	2.75	22.00
四川	2015	33.61	3.18	7.79	2.61
	2018	34.29	3.22	7.21	6.82
总体	2015	39.84	7.82	5.33	14.44
	2018	42.87	8.20	5.03	18.45

表 3 对比了样本地区不同耕地流转率和资源禀赋情况下农地规模经营程度的差异。表中分别根据村耕地流转率、户均耕地面积、户均地块数量与省均值的比较分为两组，即耕地流转率高于省平均流转率的村归为高流转率组，低于省平均流转率的村归为低流转率组；户均耕地面积大于省均值的村庄归为耕地丰裕组，小于省均值的村归为耕地匮乏组；户均地块数量大于省均值的村归为细碎化组，小于省均值的村归为普通组。对比数据显示，高流转率组的村庄农地规模经营程度显著高于低流转率组的村庄，且均在 1% 的统计水平上显著，可见耕地流转市场的发育对农地规模经营程度存在显著影响。

表 3 样本地区不同耕地流转率和资源禀赋条件下农地规模经营程度的差异 单位：%

耕地禀赋特征	高流转率组	低流转率组	t 检验统计量对应概率
整体样本	22.50	11.10	0.00
耕地丰裕组	27.59	12.25	0.00
耕地匮乏组	18.89	9.60	0.01
细碎化组	18.72	10.05	0.01
普通组	24.37	11.03	0.00

同时，由于耕地禀赋条件的差异，耕地丰裕组农地规模经营的程度高于耕地匮乏组，耕地细碎化组农地规模经营的程度低于普通组，具体表现为：高流转率组的村庄中，耕地丰裕组的农地规模经营程度比耕地匮乏组高 8.70 个百分点，耕地细碎化组的农地规模经营程度比普通组低 5.65 个百分点；而在低流转率组的村庄中，耕地丰裕组的农地规模经营程度比耕地匮乏组高 2.65 个百分点，耕地细碎化组的农地规模经营程度比普通组仅低 0.98 个百分点。对比结果表明，资源禀赋差异会导致耕地流转市场发育对农地规模经营程度的影响存在差异。

以上各项统计的 t 检验结果均在 1% 的统计水平上显著, 表明耕地资源禀赋的差异会导致耕地流转市场对农地规模经营程度影响的异质性。具体表现在两个方面: 一是在相同耕地资源禀赋特征条件下, 流转市场发育不同地区的农地规模经营程度存在差异; 二是在不同耕地资源禀赋特征条件下, 流转市场发育相同地区的农地规模经营程度也存在差异, 而具体关系有待实证分析进一步检验。

四、实证结果及分析

(一) 流转市场不同流向耕地的异质性分析

为考察耕地流转市场上不同流向耕地的异质性, 本文将样本中的流转耕地按地块面积大小分组, 分别统计地块流向规模户和普通户的比例, 具体结果如表 4 所示。从面积分组来看, 面积小于 5 亩的地块组, 流向普通户的比例达到 94.1%, 显著高于流向规模户的 5.9%。这种情况随着地块面积的增加而逐渐扭转。在面积大于 40 亩的地块组, 流向规模户的比例高达 95.8%, 显著高于流向普通户的比例。表 4 中的数据显示: 随着地块面积的增加, 地块流向规模户的可能性明显提高。同时, 两组流向地块面积的 t 检验结果表明流向规模户与普通户的耕地存在显著的系统性差异。

表 4 流转市场地块流向与地块异质性统计 单位: 亩、%

地块 流向	地块面积分组								总体		
	(0, 5]		(5, 20]		(20, 40]		(40, ∞]		地块数	平均 面积	t 检验
	地块数	占比	地块数	占比	地块数	占比	地块数	占比			
普通户	287	94.1	118	63.4	33	28.9	5	4.2	443	7.2	-8.61***
规模户	18	5.9	68	36.6	81	71.1	115	95.8	282	72.0	
合计	305	100	186	100	114	100	120	100	725	32.4	--

由于流转市场中耕地的流向是动态变化的, 且完整调查一个区域内的耕地流向很难实现, 因而考虑从耕地重新配置的结果进一步判断不同流向的耕地异质性。在现行耕地分配制度下, 区域内农户初始的耕地禀赋特征差异不大, 倘若流转市场耕地资源重新配置时面积大的地块流向规模户, 理论上的结果是: 规模户经营耕地的平均地块面积大于普通户。为验证该关系, 笔者统计了农户经营面积与地块数量的情况, 如表 5 所示。数据显示, 四省规模户经营地块的平均面积均显著大于普通户。整体来看, 规模户经营耕地的地块平均面积约是普通户的 10 倍, 且地区之间的差异十分明显, 其中: 耕地细碎化程度较低的黑龙江规模户地块平均面积是普通户的 3.3 倍, 细碎化程度较高的四川规模户地块平均面积是普通户的 8.6 倍。由于流转市场中地块随机分布, 地块平均面积扩大的重要途径是转入面积大的地块或连片的地块, 这意味着规模户在形成或扩张的过程中转入了更多面积大或连片的地块。进而验证了研究假说一中流转市场不同流向的耕地存在异质性的判断。

表 5 样本农户经营耕地的基本情况 单位: 户、亩、块

省份	总样本			普通户			规模户		
	户数	户均面积	户均地块数	户数	户均面积	户均地块数	户数	户均面积	户均地块数
黑龙江	258	196.3	7.1	126	45.3	4.3	132	340.4	9.7

(续表 5)

河南	260	57.1	7.5	199	10.8	5.1	61	208.3	15.8
浙江	256	48.2	3.8	187	13.8	3.6	69	141.1	4.5
四川	266	40.9	19.6	237	17.2	18.4	29	235.2	29.3
合计	1040	85.3	9.6	749	19.4	8.8	291	254.9	11.7

(二) 耕地流转市场发育对农地规模经营的影响及约束条件

根据前文分析可知,耕地流转市场发育与农地规模经营程度可能存在非线性关系,本文在计量经济分析时先比较公式(1)的线性、半对数型和二次型拟合结果,并借助模型拟合 R^2 值和相关参数进行选择。线性、半对数型和二次型三种函数形式拟合结果^①的R-squared分别为0.386、0.459、0.380,且模型总体显著性的F检验均在1%统计水平上显著,表明相对而言半对数型函数形式的拟合结果更好。在半对数型函数形式的拟合结果中,耕地流转率的系数 $\beta > 0$,且在1%统计水平上显著,可以表明农地规模经营与耕地流转市场的发育呈指数递增关系,即耕地流转市场的发育促进了农地规模经营的加速发展,分析结果支持研究假说三。同时,由于被解释变量集中处于一个较小的取值范围^②,而在这个范围内线性、半对数型和二次型函数形式差别并不特别明显,为了便于描述分析和数据计算,下文的分析模型选择线性函数形式。

如表6所示,回归(1)~(4)分别汇报了耕地流转市场发育对农地规模经营程度影响的计量经济模型估计结果,其中:回归(1)为不考虑资源禀赋约束条件下耕地流转市场发育对农地规模经营程度的影响,回归(2)和(3)中分别引入了单一耕地禀赋特征与耕地流转率的交乘项,回归(4)中同时引入两项耕地禀赋特征与耕地流转率的交乘项,模型均采用聚类稳健标准误混合回归。从估计结果来看,以上所有模型的拟合优度F检验统计量都较大,均达到了1%的显著性水平,表明所有模型的整体拟合程度较好;同时,所有回归的R-squared值均在0.4左右,表明模型的解释变量对被解释变量的解释程度较高。

表6 耕地流转、资源禀赋影响农地规模经营程度模型的拟合结果

变量	回归(1)	回归(2)	回归(3)	回归(4)
耕地流转率	0.334*** (4.553)	0.252** (2.572)	0.535*** (3.635)	0.440** (2.460)
耕地流转率×耕地丰裕度	--	0.013* (1.691)	--	0.010* (1.914)
耕地流转率×细碎化程度	--	--	-0.038** (-2.049)	-0.032* (-1.687)
耕地丰裕度	0.085 (0.332)	-0.585 (-1.385)	0.083 (0.317)	0.446 (1.016)

^①限于文章篇幅,半对数型和二次型拟合结果不做汇报。

^②根据被解释变量农地规模经营程度理论可取值范围为[0, 100],而实际样本该变量的均值为16.44,中值为4.8。

(续表 6)

细碎化程度	-0.218 (-0.647)	-0.227 (-0.696)	-1.053* (-1.725)	-0.855 (-1.357)
是否有规模经营补贴	3.299 (1.070)	2.873 (0.936)	1.821 (0.577)	1.706 (0.543)
村平地面积占比	0.039 (0.922)	0.035 (0.841)	0.038 (0.945)	0.035 (0.873)
村区位条件	0.133** (2.207)	0.148** (2.552)	0.132** (2.198)	0.143** (2.465)
村地形特征(丘陵)	-6.910 (-1.005)	-8.692 (-1.278)	-6.548 (-0.986)	-8.009 (-1.196)
村地形特征(山地)	4.202 (0.437)	7.004 (0.802)	4.770 (0.498)	6.897 (0.777)
2017年虚拟变量	3.705** (2.415)	3.804** (2.499)	3.611** (2.341)	3.703** (2.433)
地区虚拟变量	控制	控制	控制	控制
常数项	6.843 (0.746)	13.914 (1.469)	-0.135 (-0.013)	6.496 (0.607)
样本量	256	256	256	256
R-squared	0.368	0.378	0.380	0.386
模型的拟合优度 F 检验值	9.68***	10.10***	10.09***	10.10***

注：① *、**和***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平；②括号中数据为参数估计的 t 值。

从回归(1)的估计结果看,在不考虑耕地资源禀赋特征时,耕地流转市场发育对农地规模经营程度存在显著的正向影响,其边际影响为 0.334,且在 1%的统计水平上显著,表明相比于不活跃的耕地流转市场,耕地流转率每提高 1 个百分点,将促进流转市场中更多的耕地流向规模户或形成规模户,带来规模户经营面积的占比(即农地规模经营程度)提高 0.334 个百分点。

回归(2)中引入了耕地流转率与耕地丰裕度的交乘项,考察在不同户均耕地数量的村庄的农地规模经营程度的差异。模型估计结果显示:耕地流转率的系数为正,且在 1%统计水平上显著,表明耕地流转市场发育对农地规模经营程度存在显著的正向影响;耕地流转率与耕地丰裕度交乘项的系数为正,且在 10%统计水平上显著,表明在耕地流转率一定的条件下,耕地丰裕地区的农地规模经营程度更高。具体而言,在耕地流转率取样本均值时,户均耕地面积每增加 1 亩,村庄的农地规模经营程度会提高 0.53 个百分点。主要原因在于耕地丰裕度越高的地区,通过连片达到地块规模经济“面积门槛”所需地块数量越少,流转市场中的地块形成连片的概率越高,流转市场耕地集中程度越高,流向规模户或形成规模户的可能性越大,相应区域的农地规模经营程度也越高。因此,回归(2)的估计结果验证了前文提出的研究假说,耕地资源丰裕地区的农地规模经营程度高于耕地匮乏地区,这表明户均耕地数量会强化耕地流转市场对农地规模经营的促进作用。

回归(3)中引入了耕地流转率与细碎化程度的交乘项,考察在不同户均地块数量的村庄的农地规模经营程度的差异。模型估计结果显示:耕地流转率的系数为正,且在1%统计水平上显著,表明耕地流转市场发育对农地规模经营程度存在显著的正向影响;耕地流转率与细碎化程度交乘项的系数为负,且在5%统计水平上显著,表明在耕地流转率一定的条件下,耕地细碎地区的农地规模经营程度更低。具体而言,在耕地流转率取样本均值时,户均地块数量每增加1块,农地规模经营程度会降低1.57个百分点。主要原因在于户均地块数量越多,流转市场中的耕地分布越零散,连片形成面积达到“面积门槛”地块的概率越低,流转市场耕地分散化的程度越高,耕地流向规模户或形成规模户的可能性越小,相应的农地规模经营程度也越低。因此,回归(3)实证分析结果验证了前文提出的研究假说,耕地细碎化程度高的地区农地规模经营程度低于耕地细碎化程度低的地区,表明耕地细碎化会弱化耕地流转市场对农地规模经营的促进作用。

回归(4)中同时引入了耕地流转率与耕地丰裕度、细碎化程度的交乘项,考察耕地流转市场发育与资源禀赋对农地规模经营的综合影响。模型估计结果显示:耕地流转率的系数为正,耕地丰裕度与耕地流转率交乘项的系数为正,细碎化程度与耕地流转率交乘项的系数为负,且均在10%的统计水平上显著,表明耕地流转市场的发育对农地规模经营程度依然存在显著的正向影响,且户均耕地数量会强化耕地流转市场对农地规模经营的促进作用,而耕地细碎化会弱化耕地流转市场对农地规模经营的促进作用。具体来看:耕地流转率每提高1个百分点,将促进规模户经营面积的占比(即农地规模经营程度)提高0.44个百分点,且在平均耕地流转率处,户均耕地面积每增加1亩,村农地规模经营程度会提高0.41个百分点,而户均地块数量每增加1块,农地规模经营程度会降低1.32个百分点。这一结论与以上实证模型的分析结果一致,进一步验证了本文的研究假说。

(三) 稳健性分析

以上模型分析中,可能存在由于变量设置偏差或内生性问题而导致参数估计偏误,影响分析结果的可靠性,因而本节将分别采用关键变量重新设置和工具变量法重新进行实证分析,然后与原模型的结果进行对比,以检验上文分析结论的可靠性。在变量重新设置时,分别用村户均耕地面积、户均地块数量与省均值比较大小,形成耕地丰裕度和细碎化的虚拟变量,代入上述模型重新拟合回归。选择“村内土地流转是否必须经过村集体组织或协调”作为耕地流转率的工具变量,并将“村内土地流转是否必须经过村集体组织或协调”分别与村户均耕地面积、村户均地块数量做交乘项共同作为工具变量。以上稳健性检验的模型拟合结果如表7所示。

表7 耕地流转、资源禀赋影响农地规模经营模型的稳健性分析结果

变量	回归(5)	回归(6)	回归(7)	回归(8)
耕地流转率	0.281*** (3.310)	0.402*** (4.002)	0.342*** (3.572)	0.456*** (2.895)
耕地流转率×耕地丰裕度虚拟变量	0.148* (1.924)	--	0.193* (1.962)	--
耕地流转率×细碎化程度虚拟变量	--	-0.137*	-0.185*	--

(续表 7)

	--	(-1.765)	(-1.831)	--
耕地丰裕度虚拟变量	-0.953	5.149*	-0.833	--
	(-0.193)	(1.675)	(-0.539)	--
细碎化程度虚拟变量	-2.199	-0.307	-0.563	--
	(-0.842)	(-0.706)	(-1.004)	--
耕地流转率×耕地丰裕度	--	--	--	0.112*
	--	--	--	(1.914)
耕地流转率×细碎化程度	--	--	--	-0.115*
	--	--	--	(-1.858)
耕地丰裕度	--	--	--	-1.083
	--	--	--	(-0.368)
细碎化程度	--	--	--	-0.851
	--	--	--	(-0.948)
是否有规模经营补贴	3.608	3.114	3.233	2.916
	(1.181)	(1.023)	(1.067)	(1.111)
村平地面积占比	0.050	0.056	0.044	0.032
	(1.086)	(1.260)	(0.964)	(0.579)
村区位条件	0.128**	0.124**	0.137**	0.153**
	(2.109)	(2.042)	(2.255)	(2.560)
村地形特征(丘陵)	-6.180	-4.852	-4.893	-5.980
	(-0.908)	(-0.704)	(-0.718)	(-1.327)
村地形特征(山地)	6.795	7.370	6.605	7.694
	(0.827)	(0.912)	(0.864)	(0.916)
2017年虚拟变量	4.012**	4.038**	4.376**	4.051*
	(2.484)	(2.443)	(2.554)	(1.778)
地区虚拟变量	控制	控制	控制	控制
常数项	8.272	2.919	5.680	2.957
	(1.190)	(0.388)	(0.786)	(0.382)
样本量	256	256	256	256
R-squared	0.384	0.383	0.391	0.375
模型拟合优度 F 检验值	9.32***	9.21***	9.15***	10.96***

注：① *、**和***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平；②括号中数据为参数估计的 t 值。

回归(5)~(7)为耕地流转市场发育对农地规模经营程度影响的模型分别引入耕地丰裕度虚拟变量、细碎化程度虚拟变量与耕地流转率交乘项的估计结果，回归(8)为引入工具变量的模型估计结果。所有模型回归的 F 检验统计量均达到了 1%的显著性水平，表明模型的整体拟合程度较好。如回归(5)~(7)所示，关键解释变量对农地规模经营程度的影响方向与前文分析完全一致，结果显示：变量“耕地流转率”系数为正，且均在 1%的统计水平上显著；耕地丰裕度虚拟变量与耕地流转率交

乘项的系数为正,细碎化程度虚拟变量与耕地流转率交乘项的系数为负,均在10%的统计水平上显著。表明耕地流转率对农地规模经营的程度具有显著的促进作用,且耕地丰裕度会强化这种促进作用,而细碎化程度对这种促进作用具有弱化效应。

回归(8)汇报了利用工具变量处理内生性的结果。在模型分析中,工具变量第一阶段估计模型总体显著性的F检验值为19.45,不可识别检验的Anderson LM统计量为29.81,强烈拒绝不可识别的原假设;同时弱工具变量检验的Cragg-Donald Wald F统计量为13.38,过度识别检验的Hansen J统计量为0.39,即不存在弱工具变量与过度识别问题,表明“村内土地流转是否必须经过村集体组织或协调”是合适的工具变量,能够用于处理模型的内生性问题。估计结果显示:耕地流转率的系数为正,耕地丰裕度与耕地流转率交乘项的系数为正,细碎化程度与耕地流转率交乘项的系数为负,表明了耕地流转市场的发育对农地规模经营程度存在显著的正向影响,且耕地丰裕度会强化流转市场发育对农地规模经营的促进作用,而耕地细碎化程度会弱化流转市场发育对农地规模经营的促进作用。

总体来看,稳健性检验的结果表明:耕地流转市场发育对农地规模经营程度具有促进作用,但会受到耕地资源禀赋的约束,具体表现为耕地资源丰裕地区的农地规模经营程度高于耕地资源禀赋匮乏的地区,耕地细碎化程度高的地区农地规模经营程度低于耕地细碎化程度低的地区。与上文实证分析结论一致。

五、研究结论与政策含义

在紧张的人地关系条件下,耕地流转市场发育是农地规模经营的必要条件。本文先界定了农地规模经营的测度标准,探讨耕地流转市场与农地规模经营的内在联系,在分析耕地空间特征对流转市场资源配置的影响的基础上,着重考察户均耕地数量和细碎化程度引致的流转市场耕地空间连片的差异对农地规模经营程度的影响。运用耕地资源禀赋差异明显的4省128村的村庄与农户调查数据进行实证验证,其中:农户层面耕地数据的统计分析验证了流转市场不同流向耕地的空间特征的异质性,村级层面两期数据的实证分析验证耕地流转市场的发育与资源禀赋对农地规模经营程度的影响。结果表明:耕地流转市场的发育对农地规模经营程度有显著的正向影响,但会受到资源禀赋的约束,具体而言:耕地丰裕度会强化流转市场发育对农地规模经营程度的促进作用,而耕地细碎化程度会弱化流转市场发育对农地规模经营程度的促进作用。本文研究结论可解释地区之间农地规模经营发展的不平衡,除了流转市场的发育水平不同外,地区耕地资源禀赋是影响农地规模经营发展的重要因素。

本结论可能具有以下含义:第一,适度的耕地整合有利于农地规模经营发展,不仅有助于流转市场耕地资源的集中利用,增加耕地流向规模户或转入耕地形成规模户的可能性,而且能够提高耕地价值以增加转出户收入。第二,充分认识农业发展中的地区差异,政策引导农地规模经营发展应因地制宜。除了创造更多的非农就业机会以促进耕地流转市场的发育外,依据资源禀赋特征进行实用性技术和机械的研发与推广,以及构建和完善农业公共服务体系,为农地规模经营的发展创造条件和技术支持。第三,农地规模经营的发展需要一个过程。当前流转市场耕地零散分布的原因除产权细碎化外,还在于耕地流转率不高。随着劳动力的转移和人口的老龄化,以及农村养老保障制度的完善,耕地流

转率的提高能够增加流转市场中地块相连的概率，弱化流转市场耕地特征的异质性，对农地规模经营的发展具有加速促进作用。

参考文献

- 1.包宗顺、徐志明、高珊、周春芳，2009：《农村土地流转的区域差异与影响因素--以江苏省为例》，《中国农村经济》第4期。
- 2.陈海磊、史清华、顾海英，2014：《农户土地流转是有效率的吗？--以山西为例》，《中国农村经济》第7期。
- 3.陈奕山，2017：《城镇化背景下耕地流转的租金形态研究》，南京农业大学博士学位论文。
- 4.仇焕广、刘乐、李登旺、张崇尚，2017：《经营规模、地权稳定性与土地生产率--基于全国4省地块层面调查数据的实证分析》，《中国农村经济》第6期。
- 5.郭阳、钟甫宁、纪月清，2019：《规模经济与规模户耕地流转偏好--基于地块层面的分析》，《中国农村经济》第4期。
- 6.韩菡，2011：《劳动力流出后，剩余土地流向对于农民收入分配的影响》，南京农业大学博士学位论文。
- 7.韩菡、钟甫宁，2011：《劳动力流出后“剩余土地”流向对于当地农民收入分配的影响》，《中国农村经济》第4期。
- 8.黄季焜、陶然、徐志刚、刘明兴、S. Rozelle，2008：《制度变迁和可持续发展：30年中国农业和农村》，上海：格致出版社、上海人民出版社。
- 9.黄季焜、马恒运，2000：《中国主要农产品生产成本与主要国际竞争者的比较》，《中国农村经济》第5期。
- 10.金松青、K. Deininger，2004：《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）》第3期。
- 11.梁中，2010：《安徽农村土地流转：现状、问题及对策》，《淮阴工学院学报》第2期。
- 12.刘守英、李青、王瑞民，2016：《中国农村土地流转和规模经营的特征与变化趋势》，《中国发展评论：中文版》第2期。
- 13.楼栋、孔祥智，2013：《新型农业经营主体的多维发展形式和现实观照》，《改革》第2期。
- 14.王亚楠、纪月清、徐志刚、钟甫宁，2015：《有偿VS无偿：产权风险下农地附加价值与农户转包方式选择》，《管理世界》第11期。
- 15.徐志刚、谭鑫、郑旭媛、陆五一，2017：《农地流转市场发育对粮食生产的影响与约束条件》，《中国农村经济》第9期。
- 16.许庆、尹荣梁、章辉，2011：《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》第3期。
- 17.叶兴庆、翁凝，2018：《拖延了半个世纪的农地集中--日本小农生产向规模经营转变的艰难历程及启示》，《中国农村经济》第1期。
- 18.张照新、赵海，2013：《新型农业经营主体的困境摆脱及其体制机制创新》，《改革》第2期。
- 19.钟甫宁，2011：《农业经济学》，北京：中国农业出版社。

20. Bentley, W., 1987, "Economic And Ecological Approaches to Land Fragmentation: In Defense of a Much-Maligned Phenomenon", *Annual Review Of Anthropology*, 16(1):31-67.

21. Brümmer, B., T. Glauben, and W. Lu, 2006, "Policy Reform and Productivity Change in Chinese Agriculture: A Distance Function Approach". *Journal of Development Economics*, 81(1):61-79.

22. Deininger, K., and S. Jin, 2005, "The Potential of Land Rental Markets in The Process of Economic Development: Evidence From China", *Journal of Development Economics*, 78(1):241-270.

23. Otsuka, K., Y. Liu, and F. Yamauchi, 2016, "Growing Advantage of Large Farms in Asia and its Implications For Global Food Security", *Global Food Security*, 11:5-10.

24. Tan, S., N. Heerink, and G. Kruseman, 2008, "Do Fragmented Landholdings Have Higher Production Costs? Evidence From Rice Farmers In Northeastern Jiangxi Province, P.R. China", *China Economic Review*, 19(3): 347-358.

(作者单位: ¹ 江苏大学管理学院;
² 南京农业大学经济管理学院)
(责任编辑: 陈静怡)

Farmland Transfer Market, Resource Endowment and the Development of Farmland Scale Management

GUO Yang XU Zhigang

Abstract: The development of farmland transfer market is a necessary condition for farmland scale management under the condition of the tense relationship between population and farmland. This article discusses the internal relationship between the development of farmland transfer market and farmland scale management. Based on analyzing the impact of land plots' characteristics on the allocation of resources in the farmland transfer market, the study focuses on the impact of farmland endowment caused by the amount and degree of fragmentation of farmland per household on the scale agriculture management in the transfer market. It uses the survey data collected from farmers and villages in Heilongjiang, Henan, Zhejiang and Sichuan for empirical test. Among them, the data at the households' level are used to analyze the heterogeneity of spatial characteristics of farmland flowing from different markets, and the data at the villages' level are used to empirically verify the impact of farmland market development and resource endowment on farmland scale management. The empirical results show that the development of farmland transfer market has significant positive impacts on farmland scale management. And the amount of farmland per household will strengthen the promotion effect of farmland transfer market on farmland scale management, while the fragmentation of farmland can weaken the promotion effect. Therefore, the key to the development of farmland scale management is to further expand the farmland transfer market in China, and meanwhile, fully consider the regional development imbalance caused by regional resource endowment differences.

Keywords: Land Transfer; Resource Endowment; Farmland Scale Management; Scale Economy; Farmland Fragmentation

新一轮农地确权对耕地生态保护的影响*

——以化肥、农药施用为例

郑淋议¹ 钱文荣¹ 刘琦² 郭小琳¹

摘要: 本文利用中国农村家庭追踪调查 (CRHPS) 数据库 3 期农户面板追踪数据, 以化肥和农药为例, 运用符合新一轮农地确权改革渐进性特点的多期 DID 模型和 OLS 模型实证检验了农地确权对耕地生态保护的影响。研究发现, 农地确权通过提升地权稳定性、地权安全性和地权完整性, 强化了农户层面的耕地生态保护, 它不仅使得农户每亩化肥投入额减少了 17%, 化肥施用量减少了 9.41 千克, 也使得农户每亩农药投入额减少了 12%, 农药施用量减少了 143.14 毫升。不过, 农地确权对耕地生态保护的影响也存在一定的异质性, 农地确权主要对一兼农户有显著的影响, 而对二兼农户的影响较小。因此, 未来有必要通过产权保护推动耕地保护, 针对不同群体采取差别化的耕地保护策略, 进一步深化以化肥、农药减量目标的耕地生态保护。

关键词: 农地确权 多期 DID 模型 化肥 农药 耕地生态保护

中图分类号: F301.1 **文献标识码:** A

一、引言

耕地是实现农业可持续发展、维护国家粮食安全的禀赋基础和物质载体。然而, 近年来伴随着工业化、城市化和农业产业化的加速推进, 中国耕地资源受到剧烈冲击 (田春、李世平, 2010), 化肥、农药的大量使用已成为当前耕地生态保护面临的现实难题 (朱道林等, 2014)。中国不但是世界上最大的化肥、农药生产国和消费国, 而且其化肥、农药的使用强度也处于世界前列。化肥、农药的过度使用和大量残留, 不仅会污染水源, 降低粮食品质 (唐丽霞、左停, 2008), 威胁人畜饮水安全 (Chen et al., 2014), 给人类生命健康造成安全隐患 (Gu et al., 2015); 还会降低土壤生物活性 (杨林生等, 2016), 破坏土壤结构 (高晶晶等, 2019), 导致土地板结和重金属富集 (陈文轩等, 2020), 造成

*本文系国家自然科学基金重大项目“城乡区域平衡发展理念下的土地制度综合改革研究” (项目编号: 19ZDA088)、清华大学中国农村研究院博士论文奖学金项目“农地确权与农地可持续利用: 基于‘数量—质量—生态—效率’视角——来自中国农村的经验证据” (项目编号: 202014)、浙江大学博士研究生学术新星培养计划 (项目编号: 2019015) 的阶段性成果。感谢匿名审稿人的宝贵建议, 文责自负。本文通讯作者: 钱文荣。

土壤污染（丛晓男、单菁菁，2019），成为制约农业可持续发展和国家粮食安全的掣肘（Wu et al., 2018）。《2019年全国耕地质量等级情况公报》显示，中国优质耕地仅占耕地总面积的31.24%^①，不少耕地仍然存在耕地生态保护不力等问题。因此，推动以化肥、农药减量为目标的耕地生态保护，进一步提升耕地质量等级和促进耕地的可持续利用，就显得刻不容缓。

耕地生态保护的基础是耕地的产权保护。作为耕地产权保护的生动实践和农地产权改革的基础性内容，农地确权对于耕地生态保护具有特殊的意义。目前农地确权的相关研究主要探讨农地确权的经济效应，具体集中在流转、投资和信贷等领域。Besley（1995）最早建立了地权稳定性与投资、流转、信贷的理论模型。伴随着中国新一轮农地确权改革的逐步试点和全面推进，国内后续研究也多在此基础上展开。例如，黄季焜、冀县卿（2012）利用全国6省面板数据分析发现，农地确权激发了农户的长期投资意愿，提高了有机肥施用量；林文声等（2017）基于2011年和2013年中国健康与养老追踪调查数据的研究表明，农地确权主要通过交易价格机制促进农地转出；周南等（2019）基于江苏省786户两期面板数据的研究指出，农户信贷可得性依赖于农地确权及其基础上的农地抵押。相比之下，农地确权的生态效应鲜有问津，尽管少部分学者已经开始注意到农地确权对耕地质量保护的影响（例如周力、王镜如，2019；钱龙等，2020），但是农地确权的生态效应并未引起足够的关注，关于农地确权对耕地生态保护影响的研究尚属空白。

经典制度经济学认为，农地确权改革能够使得农地产权的权利边界更为清晰、地权权能更为完整、权益保障更加有力，因而成为激励农户投资耕地和保护耕地的重要手段（钱龙等，2020），有效地促进了农户的耕地质量保护行为（周力、王镜如，2019）。因此，考虑到产权保护之于耕地保护的基础重要性，当前有必要借力以农地确权为基础的农地产权改革进一步推动以化肥和农药减量为目标的耕地生态保护。那么，新一轮农地确权对耕地的生态保护是否如同对耕地的质量保护一样也有着积极的影响？具体地，农地确权总体上是否能够减少农户的化肥、农药投入？农地确权对农户化肥、农药投入的影响在不同农户群体之间是否存在异质性？进一步地，农地确权在减少农户化肥、农药投入的同时，真的会减少农户化肥、农药的施用量吗？以上问题构成了本文的研究重点。

与已有研究相比，本文可能的边际贡献主要表现在三个方面。第一，研究视角方面。与相关研究主要关注农地确权的经济效应不同，本文重点关注农地确权的生态效应，考察农地确权对以化肥和农药减量为核心的耕地生态保护的影响。第二，研究内容方面。一是考虑到当前农户群体已发生较大的分化，本文在考察农地确权对耕地生态保护的综合效应的基础上，也将探讨农户分化和代际差异情境下的异质效应；二是考虑到农户化肥、农药的投入决策与使用决策可能并不一定具有行为上的一致性，本文在检验农地确权对化肥、农药投入决策影响的基础上，也将讨论农地确权对化肥、农药使用决策的影响。第三，研究方法方面。与相关研究使用特定区域的截面数据并采用Mvtoibit、Mvprobit等模型不同（例如周力、王镜如，2019；钱龙等，2020），本文将使用涵盖新一轮农地确权全过程且具有全国代表性的中国农村家庭追踪调查数据，并采用符合新一轮农地确权改革渐进性特点的多期DID模型

^①资料来源：《2019年全国耕地质量等级情况公报发布》，http://www.moa.gov.cn/xw/zwdt/202005/t20200512_6343750.htm。

评估农地确权对耕地生态保护的净效应，其研究结果可能更具外部有效性。

二、文献回顾与研究假说

（一）农地确权对耕地生态保护的影响：综合效应

农地确权主要从地权稳定性、地权安全性和地权完整性三个层面强化农户的耕地生态保护行为。长期以来，地权不稳定、不安全以及不完整是中国农地产权制度安排的显著特征（俞海等，2003；程令国等，2016）。其中，地权不稳定表现为频繁的土地调整（丰雷等，2013），地权不安全表现为村集体随时可能收回农户的土地承包经营权且农户的土地产权容易受到第三方的妨害（Lawry et al., 2017），而地权不完整主要体现为农户间的非正式流转（俞海等，2003）。一般而言，产权的清晰界定与有效保护是资源配置和长期投资的基础，地权的不稳定、不安全和不完整容易产生诸如过度使用化肥、农药等短期性掠夺经营行为（刘守英，2018），进而导致土地资源退化，降低土壤的可持续生产能力（Otsuka et al., 2001）。“有恒产者有恒心”，农地确权通过产权界定和还权赋能，向农户颁发具有多种经济用途和具备法律效力的土地产权证书，使得农户拥有更加清晰、更加正式和更加完整的土地承包经营权（周力、王镜如，2019）。农地确权意味着农地产权的身份固化和农地产权的排他性行使（林文声等，2017），显著增强了地权稳定性、安全性和完整性（Holden et al., 2011）。这有助于减少地方政府和村集体在承包地调整、征用和收回等过程中的行政干预（程令国等，2016），消除农户对可能失去土地的顾虑和增强农户对耕地保护的信心（钱龙等，2020），形成农户对其未来收回承包地投资收益的稳定性预期（黄季焜、冀县卿，2012），进而提升土壤保护性投资水平（Fort, 2008），有效减少化肥和农药的投入。基于此，本文提出第一个假说：

H1：农地确权会减少农户的化肥、农药投入。

（二）农地确权对耕地生态保护的影响：异质效应

伴随着城市化、工业化的深入推进，农户群体表现出极大的异质性，横向的农户分化和纵向的代际差异已成为当下最为突出的两大社会现象（刘炎周等，2016）。一方面，非农就业机会的增加，不仅使得农户的职业选择发生变化，也促使农户的收入来源更加多元（郑淋议等，2020a）。在此背景下，土地的生计保障功能越来越弱，农户的谋生之道也更加多元（叶兴庆，2018），以地为根、以农为业的生计格局逐步被离土离乡、出村进城的乡城迁移所打破，由此导致不同兼业程度的农户对于土地的重要性判断出现一定的差别（毕继业等，2010）。与一兼农户相比，由于工作重心的差异，二兼农户对土地的经济依赖较低（张忠明、钱文荣，2014），他们对耕地生态保护的需求较小，农地确权对他们的影响也较小。另一方面，改革开放以来中国经济社会的剧烈变化使得新老两代农户在代际上的差异愈加明显（刘洪仁、杨学成，2005），农民代际上的革命性变化正日益成为中国经济社会转型的最大变数（纪竞垚、刘守英，2019）。由于出生年代和成长环境的分殊，不同世代的群体在价值观、偏好、意愿与行为等方面也有所不同（Karl Mannheim, 2002），他们对于地权的控制权偏好也呈现一定的差别。与出生于1980年之前的老一代农民相比，由于生活经历的差异，新生代农民对土地的情感依赖较低（韩长赋，2012），他们对耕地生态保护的愿望较小，农地确权对他们的影响也较小。鉴于

此, 本文进一步提出以下假说:

H2: 农地确权会减少一兼农户的化肥、农药投入。

H3: 农地确权会减少老一代农民的化肥、农药投入。

(三) 农地确权对耕地生态保护的影响: 进一步讨论

理论上讲, 经由农地确权的产权身份固化, 农户所拥有耕地的产权将得到清晰界定和有效保护。一旦耕地成为一种“有主”的财产, 农户便会加倍珍惜, 主观上减少耕地单位面积上的化肥和农药投入。不过, 不容忽视的是, 由于农业利润的驱使和投入品使用惯性等因素的客观存在(高晶晶等, 2019), 尽管农地确权可能会使得农户在农地确权当年做出减少化肥、农药的投入决策, 但是如果农户预期到减少相应投入并不能达到期望的产出水平时, 那么农户也很可能临时调整化肥、农药的使用决策, 通过向其他农户或农资机构借贷等“迂回”方式继续增加化肥、农药的施用量, 待到农地确权次年, 农户再加大对化肥、农药的投入, 并归还之前的借款, 继续维持农地确权前的化肥、农药施用量。不难理解, 由于农户的化肥、农药等投入决策往往早于其使用决策, 中间仍存在一定的时间间隔, 两者是否具有行动上的一致性仍是不确定的。

三、数据来源、模型设定与变量描述

(一) 数据来源

本文使用的数据来自浙江大学和西南财经大学合作共建的中国农村家庭追踪调查(China rural household panel survey, 简称 CRHPS)数据库。该调查采用分层、三阶段和人口规模成比例(PPS)抽样方法, 涵盖全国 29 个省份(新疆、西藏除外), 具有农村、城镇、省级和全国等多个层面的代表性(Qian, 2020)。该调查数据内容全面、信息丰富, 涉及农村家庭的基本结构、收入与支出、农业生产经营、土地利用与流转等各个方面。为探讨新一轮农地确权对耕地生态保护的影响, 在对各年度数据进行系列合并、清理的基础上, 本文保留了农地确权、农地征收、农地调整、农地流转、化肥及农药的减量特征、户主个体特征和家庭特征等关键变量, 最终获得分布在全国 29 个省(区、市)的 2015 年、2017 年和 2019 年 3 期农户面板追踪数据。

(二) 模型设定

1. 基准回归模型设定。考虑到新一轮农地确权具有试点先行、逐步推开的渐进性特征, 本文将采用符合新一轮农地确权改革实际的多期 DID 模型, 识别新一轮农地确权对化肥、农药投入的净效应。DID 模型的基本原理是, 将一项特定的政策视为准自然实验(quasi-natural experiment), 通过构造受到政策冲击的实验组(treatment group)和未受到政策冲击的对照组(control group), 并控制其他相关因素, 对比政策发生前后实验组和对照组之间的差异, 从而达到解释政策实施效果之目的。进一步地, 在现实中, 一项政策的推进往往需要“先试点、再推开”, 各地政策实施的具体时间通常存在先后差异。因此, 对于某项特定的政策评估而言, 兼顾渐进性改革特点的多期 DID 模型实际上已得到广泛的应用(参见 Wang, 2013)。具体而言, 本文的基准回归模型设定如下:

$$y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Certif_{it} + Z_{it} + \delta_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

(1) 式中, i 表示农户, t 代表调查年份。在等式左边, y 表示耕地生态保护, 具体用化肥、农药投入额以及化肥施用量来衡量。在等式右边, $Certif$ 表示新一轮农地确权, 其具体含义为: 在 2013—2019 年期间, 农户若获得农村土地承包经营权证书即赋值为 1, 并进入实验组; 反之, 农户若未获得农村土地承包经营权证书即赋值为 0, 并进入对照组。 α_0 为截距项; α_1 为农地确权的系数; Z 为包括户主的个体特征和家庭特征在内的一系列控制变量; δ_i 表示农户固定效应, 主要控制农户层面诸如能力、偏好在内的不可观测因素; λ_t 表示时间固定效应, 主要控制与耕地生态保护有关的全国性政策或宏观经济状况等随时间变化但不随农户变化的因素; ε_{it} 为随机扰动项。

2. 平行趋势检验模型设定。为考察新一轮农地确权冲击前实验组和对照组是否具有相同的变化趋势, 本文将对 (1) 式进行扩展, 进一步构建动态 DID 模型来检验平行趋势假设是否得到满足。动态 DID 模型设定如下:

$$y_{it} = \beta_0 + \sum_{k=1}^K B_k Certif_{i,t-k} + \sum_{m=0}^M A_m Certif_{i,t+m} + Z_{it} + \delta_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

(2) 式中, $Certif_{i,t-k}$ 表示农地确权第 k ($k=1, \dots, K$) 期的前置项, $Certif_{i,t+m}$ 表示农地确权第 m ($m=1, \dots, M$) 期的后置项。如果前置项对应的系数 B_k 不显著, 后置项对应的系数 A_m 显著或部分显著, 则表明平行趋势假设得到满足, 且农地确权对化肥、农药投入额有影响。 β_0 为截距项, 其他变量设定与 (1) 式一致。

3. 机制检验模型设定。为考察新一轮农地确权是否提升了地权稳定性、地权安全性和地权完整性, 进而为农户层面的耕地生态保护构筑坚实的产权制度基础, 本文结合前文的理论分析将构建面板固定效应模型对新一轮农地确权与耕地生态保护之间的作用机制进行检验。机制检验模型设定如下:

$$Med_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 Certif_{it} + Z_{it} + \delta_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

(3) 式中, Med 为包括地权稳定性、地权安全性和地权完整性在内的机制变量, 分别使用农地调整、农地征收和农地流转的相关变量来衡量。 γ_0 为截距项, γ_1 为农地确权的系数, 其他变量设定与 (1) 式一致。

(三) 变量选取

1. 耕地生态保护。耕地生态保护要求在满足人类生存与发展的前提下, 注重恢复和提高耕地的生态服务功能, 增强农田生态系统的抗逆性和缓冲性, 使耕地的生态环境保持一个良好的状态(祖健等, 2018)。耕地生态保护实质上是一系列防治耕地环境污染和生态退化、进而促进耕地可持续利用的措施和行动(田春、李世平, 2010)。对于农户而言, 最为直接和重要的耕地生态保护行为就是减少化肥和农药的使用^①(赵建英, 2019)。基于数据可得性, 本文将优先使用化肥、农药投入额而非化肥、农药施用量作为本文的被解释变量。其主要原因在于: 一方面, 化肥、农药投入额信息从 2015 年起

^①当然, 耕地生态保护举措除农户层面的化肥、农药减量行动之外, 还包括政府层面的重金属污染修复、土地综合整治等措施。不过, 考虑到本文主要探究农地确权对农户耕地生态保护行为的影响, 而农户又是耕地的直接使用者, 因此, 笔者认为农户层面的化肥、农药减量行动尤为重要。

开始采集，而化肥施用量信息是从 2017 年才开始收集，农药施用量信息直到 2019 年才开始在问卷中询问；另一方面，考虑到化肥、农药的品种差异和农户经济利润的核算需要，农户在现实中可能更容易记住化肥、农药投入额而非施用量。此外，需要说明的是，借鉴高晶晶等（2019）的做法，在本文的估计过程中，化肥、农药投入额将以对数形式呈现。

2.农地确权。鉴于土地产权证书发放是农地确权的关键环节，确权颁证直接影响农户对农地确权工作的满意度以及对耕地生态保护的积极性（叶剑平等，2018），因此，借鉴郑淋议等（2020b）的研究，本文主要通过问卷中的“您家耕地的承包经营权证是哪一年发放的？”问题来识别，并将农地确权的起始时间确定为 2013 年。相较于部分研究笼统地衡量新一轮农地确权（例如林文声等，2017；钱龙等，2020），本文将农地确权的起始时间定为 2013 年，主要是因为当年中央“一号文件”提出要用 5 年时间全面完成农地确权工作。这项国家主导的农地确权改革不仅要求强制推动，而且需要按期完成，它并不以农户意志为转移，这在一定程度上减轻了农地确权改革实施先后的选择性偏误。

3.控制变量。借鉴田云等（2015）以及周力、王镜如（2019）的研究，本文选取的控制变量主要包括户主个体特征和家庭特征两个层面。其中，个体特征为户主的年龄和文化程度；家庭特征主要包括家中是否有村干部、家庭总收入、家庭务农劳动力占比、经营耕地面积和耕地地块数量，旨在控制家庭社会资本、经济资本、人力资本以及资源禀赋的潜在影响。各主要变量的定义和描述如表 1 所示。

表 1 变量定义与描述性统计

变量	变量定义	均值	标准差	最小值	最大值
化肥投入额	化肥投入金额（元/亩）	114.27	190.68	0	1250
化肥施用量	化肥施用量（千克/亩）	32.69	53.72	0	320
农药投入额	农药投入金额（元/亩）	39.30	91.24	0	625
农药施用量	农药施用量（毫升/亩）	129.21	337.48	0	2000
农地确权	2013 年以来，家庭是否领取农村土地承包经营权证书（是=1，否=0）	0.45	0.50	0	1
年龄	户主年龄（岁）	52.86	11.20	16	70
文化程度	文盲=1，小学=2，初中=3，高中=4，中专或职高=5，大专或高职=6，大学本科=7，硕士生=8，博士生=9	2.60	1.05	1	9
村干部	家中是否有村干部（是=1，否=0）	0.06	0.24	0	1
家庭总收入	家庭总收入（元），取对数	9.77	1.95	0	16.72
家庭务农劳动力占比	家庭务农劳动力占比	0.35	0.34	0	1
耕地面积	经营耕地面积（亩）	8.63	41.63	0	3102
土地细碎化	耕地地块数量（块）	5.57	5.94	0	120

（四）平行趋势检验

在运用多期 DID 模型之前，有必要先对其平行趋势假设进行检验。具体到本研究，即需要证明在开展农地确权之前，实验组和对照组不存在系统性差异。图 1 展示了对（2）式进行估计的平行趋势

检验结果。可以看出，在农地确权之前，实验组和对照组不存在显著差异，而在农地确权完成之后，农地确权的作用效果逐渐显现。具体地，图 1（a）显示，农地确权对化肥投入的作用在完成确权之后逐年增强；图 1（b）显示，农地确权对农药投入的作用在确权之后先逐渐增强，后逐渐消失。这表明在本研究中，多期 DID 模型的平行趋势假设总体上得到满足，农地确权对于化肥、农药的投入减量具有一定的积极效果。

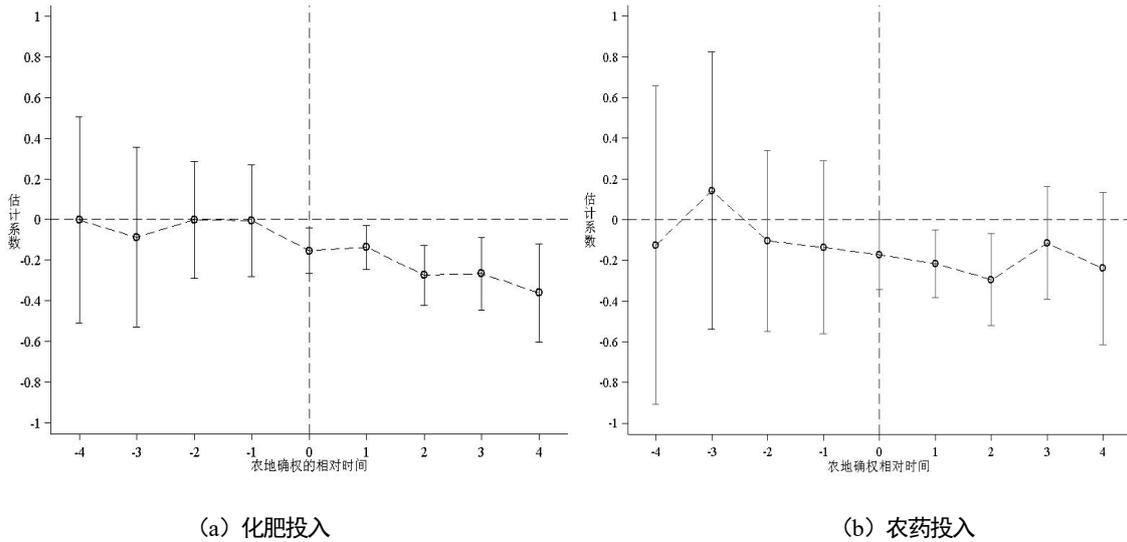


图 1 农地确权对化肥投入和农药投入的影响：平行趋势检验

注：农地确权的相对时间指的是农户从农地确权到调查被访的时间间隔。对应（2）式模型，横坐标上的值小于 0 表示农地确权的前置项，即农地确权前几年；大于 0 表示农地确权的后置项，即农地确权后几年；等于 0 表示当年发生农地确权。

四、农地确权对化肥、农药投入影响的估计结果

（一）基本回归结果

本文对（1）式模型的估计采用逐步回归的方式进行，即一开始只对农地确权进行回归，然后逐步加入户主个体特征、家庭特征，以此检验估计结果的稳健性。表 2 汇报了农地确权对化肥、农药两种投入的估计结果，前 4 列为农地确权对化肥投入的影响，后 4 列为农地确权对农药投入的影响。结果显示，农地确权对耕地生态保护具有显著的正向作用。以（3）列和（7）列的估计结果为例，不难发现，农地确权使得农户每亩化肥投入额大约减少了 17%，农药投入额大约减少了 12%。由此，假说 H1 得到证实。以上证据初步表明，产权具有激励效应，一旦农地确权完成，农户对耕地的持有也将更有保障，届时他们便会更加珍惜耕地和保护耕地，进一步减少化肥、农药的投入，从而促进耕地的可持续利用。

表2 农地确权对化肥投入和农药投入的影响：基本回归结果

	因变量：化肥投入额				因变量：农药投入额			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
农地确权	-0.106** (0.044)	-0.107** (0.045)	-0.174*** (0.045)	-0.174*** (0.045)	-0.098** (0.038)	-0.101** (0.039)	-0.123*** (0.040)	-0.123*** (0.040)
年龄		0.001 (0.003)	-0.004 (0.003)	-0.004 (0.003)		0.002 (0.003)	-0.002 (0.003)	-0.002 (0.003)
文化程度		-0.030 (0.032)	-0.027 (0.032)	-0.027 (0.032)		-0.014 (0.027)	-0.010 (0.027)	-0.010 (0.027)
村干部			0.447*** (0.100)	0.447*** (0.101)			0.341*** (0.086)	0.341*** (0.086)
家庭总收入			0.081*** (0.012)	0.081*** (0.012)			0.050*** (0.011)	0.050*** (0.011)
家庭务农劳 动力占比			1.485*** (0.077)	1.485*** (0.077)			0.930*** (0.068)	0.930*** (0.068)
耕地面积			-0.002*** (0.001)	-0.002*** (0.001)			-0.002*** (0.001)	-0.002*** (0.001)
土地细碎化			-0.013** (0.006)	-0.013** (0.006)			-0.020*** (0.006)	-0.020*** (0.006)
观测值	23386	23353	20475	20475	23438	23405	20511	20511
调整的R ²	0.438	0.438	0.456	0.452	0.412	0.417	0.423	0.421

注：①***、**分别表示1%和5%的显著性水平；②括号内为稳健标准误；③(1)~(3)列、(5)~(7)列同时控制了农户固定效应和时间固定效应，(4)、(8)列进一步控制了省份固定效应，估计结果略。

(二) 稳健性检验

1.排除同期其他政策干扰：添加政策虚拟变量。为强化耕地生态保护和促进农业可持续发展，原农业部于2015年相继出台了《到2020年化肥使用量零增长行动方案》和《到2020年农药使用量零增长行动方案》，对化肥和农药的减量行动作出具体的工作部署。为排除上述政策对农地确权作用的可能干扰，本文在(1)式模型设置的基础上，进一步添加上述政策的虚拟变量^①。表3的估计结果显示，在原农业部出台的化肥、农药减量政策的作用下，农地确权对化肥、农药投入的影响会被一定程度地削弱。但是，农地确权对于耕地生态保护的积极效果仍然存在。

^①CRHPS数据库中化肥、农药的调查数据都是上一年的信息，比如，2015年调查时获得的化肥、农药信息实际上是发生在2014年，而当时国家尚未出台化肥、农药减量政策。故本文对政策虚拟变量进行如下赋值：调查年份为2015年，则赋值为0；调查年份在2015年之后，则赋值为1。

表 3 农地确权对化肥投入和农药投入的影响：稳健性检验一

	因变量：化肥投入额	因变量：农药投入额
农地确权	-0.120** (0.050)	-0.083* (0.045)
减量政策	-0.084** (0.035)	-0.058* (0.031)
控制变量	控制	控制
观测值	20475	20511
调整的 R ²	0.454	0.423

注：①**、*分别表示 5%和 10%的显著性水平；②括号内为稳健标准误；③控制变量为户主个体特征和家庭特征，估计结果略；④已控制农户固定效应和时间固定效应，估计结果略。

2.换样本：使用 13 个粮食主产区样本。粮丰农稳天下安，为保障国家粮食安全，掌握粮食主动权，中央曾将辽宁、吉林、黑龙江等 13 个省份划定为国家粮食主产区。据报道，2017 年，13 个主产区的粮食产量占到全国粮食总产量的 78%^①，为国家粮食安全做出了极大贡献。因此，在确保粮食产量不下降的情况下，如果新一轮农地确权改革也能增强粮食主产区农户的耕地保护意识，进一步减少化肥、农药的使用，那么粮食主产区的农业可持续发展将大有希望，未来的粮食安全也将更有保障。为此，这里将使用 CRHPS 数据库中的 13 个粮食主产区的样本进一步对（1）式模型进行估计，以考察农地确权对化肥、农药投入的影响。对比表 2 和表 4 不难发现，对于粮食主产区的农户而言，农地确权的效果更加明显，农地确权依然能够显著减少化肥和农药的投入，降低它们对土壤健康的破坏和损耗。

表 4 农地确权对化肥投入和农药投入的影响：稳健性检验二

	因变量：化肥投入额	因变量：农药投入额
农地确权	-0.256*** (0.060)	-0.137*** (0.052)
控制变量	控制	控制
观测值	10500	10519
调整的 R ²	0.445	0.403

注：①***表示 1%的显著性水平；②括号内为稳健标准误；③控制变量为户主个体特征和家庭特征，估计结果略；④已控制农户固定效应和时间固定效应，估计结果略。

3.增加控制变量：社区人均耕地面积、社区人均收入对数、社区到乡镇的距离。考虑到农户化肥、农药的使用也可能受到社区特征的影响，本文在（1）式模型设置的基础上，进一步控制社区人均耕地面积、社区人均收入对数、社区到乡镇的距离，以分别反映社区人地关系、经济状况和交通便利程度对农户化肥、农药投入的影响。表 5 结果显示，在控制了社区特征之后，农地确权的系数略有下降，不过，它仍然对耕地生态保护有着显著的正向影响。

^①资料来源：《13 个主产区粮食产量占全国的比重达到 78%》，http://www.ce.cn/xwzx/gnsz/gdxw/201801/22/t20180122_27847907.shtml。

表 5 农地确权对化肥投入和农药投入的影响：稳健性检验三

	因变量：化肥投入额	因变量：农药投入额
农地确权	-0.153*** (0.046)	-0.108*** (0.040)
社区人均耕地面积	0.002 (0.002)	0.001 (0.002)
社区人均收入对数	-0.034 (0.022)	-0.017 (0.020)
社区到乡镇的距离	-0.012 (0.929)	-0.207 (0.654)
控制变量	控制	控制
观测值	17700	17726
调整的 R ²	0.451	0.426

注：①***表示 1% 的显著性水平；②括号内为稳健标准误；③控制变量为户主个体特征和家庭特征，估计结果略；④已控制农户固定效应和时间固定效应，估计结果略。

4. 调整聚类：使用社区层面的聚类。中国农村社会在很大程度上仍属于熟人社会，不同农户的耕地生态保护行为可能彼此相关，他们可能面临一些共同的干扰因素。为此，本文假设同一社区内部的干扰项相互关联，不同社区的干扰项不存在相关性，并在（1）式模型设置的基础上，将聚类提升至社区层面。对比表 2 和表 6 不难发现，无论是否聚类到社区层次，农地确权的系数都相差不大，持有农村土地承包经营权证书的农户，其化肥、农药投入都显著低于未持有该证书的农户。

表 6 农地确权对化肥投入和农药投入的影响：稳健性检验四

	因变量：化肥投入额	因变量：农药投入额
农地确权	-0.175*** (0.047)	-0.122*** (0.041)
控制变量	控制	控制
观测值	20475	20511
社区聚类数	1606	1607
调整的 R ²	0.454	0.423

注：①***表示 1% 的显著性水平；②括号内为稳健标准误；③控制变量为户主个体特征和家庭特征，估计结果略；④已控制农户固定效应和时间固定效应，估计结果略。

（三）安慰剂检验

为了进一步验证本文的估计结果是否还受到省份、社区、家庭和年份等层面的其他不可观测因素影响，本文借鉴 Cai et al. (2016) 的检验方法，对省份随机分配“虚拟”的确权时间进行安慰剂检验。具体地，本文首先针对样本涵盖到的 29 个省份，随机抽取 2013—2019 年期间任意一年作为农地确权的实施年份，进行 500 次随机抽样。其次，在控制户主个体特征、家庭特征以及农户固定效应和时间固定效应之后，本文使用随机抽取的农地确权替代（1）式模型中的农地确权进行 500 次双重差分估计。最后，根据估计结果分别绘制 500 个农地确权系数的散点图和核密度估计曲线（见图 2）。

从图 2 不难发现，安慰剂检验下农地确权的系数大都集中在 0 点附近，明显有别于表 2（3）列和

(7) 列农地确权的系数（分别为-0.174 和-0.123），且大多数农地确权的系数对应的 p 值都大于 0.1，拒绝了安慰剂检验的估计结果与真实估计结果不存在差异的原假设。这表明，本文的估计结果不存在偏差，不太可能受到省份、社区、家庭和年份等层面不可观测因素的影响。

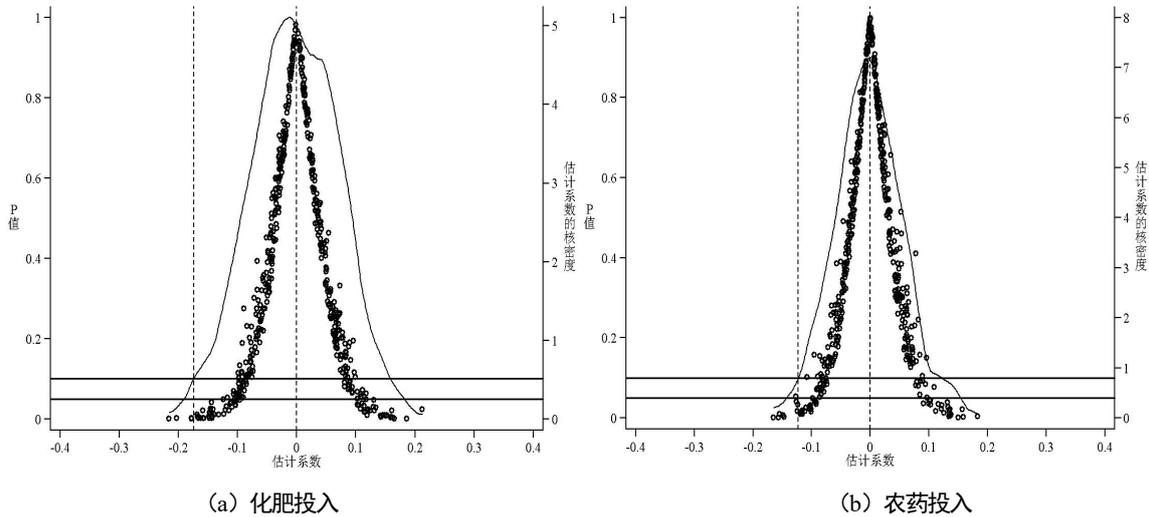


图2 农地确权对化肥、农药投入的影响：安慰剂检验

(四) 机制分析

理论上讲，农地确权主要从地权稳定性、地权安全性和地权完整性等方面强化农户的耕地生态保护行为。上述估计结果已经表明，农地确权不仅有利于减少农户的化肥投入，也有利于减少农户的农药投入，总体有助于强化农户层面的耕地生态保护行为。但是，新一轮农地确权是否真的提升了地权稳定性、地权安全性和地权完整性仍有必要进一步检验。

根据前文的理论分析和数据可得性，本文使用“是否希望农地调整（是=1，否=0）”“过去两年农地被征收次数”和“去年是否发生过农地流转（是=1，否=0）”分别表征地权稳定性、地权安全性和地权完整性，并运用面板固定效应模型对（3）式进行回归。表7结果显示，农地确权能够显著降低农户未来调整农地的期望，减少农户农地被征收的次数，以及促进农地流转市场的发育。该结果表明，新一轮农地确权有助于提升地权稳定性、地权安全性和地权完整性，这为深化农户层面的耕地生态保护奠定了坚实的产权制度基础。

表7 农地确权对化肥投入和农药投入的影响：机制分析

	因变量：地权稳定性	因变量：地权安全性	因变量：地权完整性
农地确权	-0.267*** (0.010)	-0.025*** (0.007)	0.017** (0.008)
控制变量	控制	控制	控制
观测值	23797	23797	23700
调整的 R ²	0.204	0.367	0.575

注：①***、**分别表示1%和5%的显著性水平；②括号内为稳健标准误；③控制变量为户主个体特征和家庭特征，估计结果略；④已控制农户固定效应和时间固定效应，估计结果略。

（五）内生性讨论

内生性问题的可能影响在本研究中已被尽力地削弱，主要表现在以下四个方面。一是多期 DID 模型的本质是面板固定效应模型，本文使用该模型可以消除不随时间变化的潜在遗漏变量。二是在现有数据条件下，借鉴已有研究，本文已尽可能加入相关控制变量和使用安慰剂检验，排除其他可能存在的遗漏变量问题。三是本文利用问卷中的确权年份，精准识别新一轮农地确权，在一定程度上可以削弱可能存在的衡量偏误问题。四是由于新一轮农地确权具有强制推行、按期完成等特征，农地确权与否并非农户所能左右，对于农户是否拥有农村土地承包经营权证书而言，选择性偏误问题在本文中也得到较好的考虑。因此，总的来说，没有必要过多担心本研究的内生性问题。

五、农地确权对化肥、农药投入影响的异质性分析

前文已经证明农地确权对农户层面的耕地生态保护有着显著的正向影响，那么对于不同的农户而言，农地确权对农户化肥、农药投入的影响又是否一致？城乡中国转型阶段，经济社会的剧烈变化已经使得农户群体内部发生很大的分化，最为明显的就是横向的农户分化和纵向的代际差异。为此，本文将从农户分化和代际差异的视角出发，利用分样本回归和交互项检验，进一步探讨农地确权对于不同农户的可能影响。

（一）农户分化视角下农地确权对化肥、农药投入的影响

借鉴钱龙等（2019）对不同兼业农户的划分思路，本文根据家庭非农就业率是否超过 50%，将农户大致分为以从事农业为主的一兼农户和以非农就业为主的二兼农户，然后对（1）式模型进行估计。表 8 报告了农户分化视角下农地确权对化肥、农药投入的估计结果。分样本估计结果初步显示，无论是化肥投入还是农药投入，农地确权主要对一兼农户有显著的负向影响。使用“农地确权×一兼农户”的估计结果进一步显示，农地确权对一兼农户和二兼农户的化肥、农药投入的影响是存在显著差异的，它对一兼农户的负向影响要大于二兼农户^①，假说 H2 得到证实。可能的解释主要在于：一兼农户的经济来源主要依赖土地，他们以地为生、以农为业，对于农地确权的产权保护有着更为强烈的期待；与之相反，二兼农户的农业收入占比已经很低，他们的工作重心已不在农业，因此，农地确权改革对于他们的切身利益影响不大。

表 8 农地确权对化肥投入和农药投入的影响：基于农户分化视角

	因变量：化肥投入额			因变量：农药投入额		
	一兼农户 (1)	二兼农户 (2)	全样本 (3)	一兼农户 (4)	二兼农户 (5)	全样本 (6)
农地确权	-0.164*** (0.047)	-0.336 (0.335)	-0.149*** (0.047)	-0.118*** (0.042)	-0.032 (0.252)	-0.114*** (0.042)

^①化肥投入方面，农地确权对一兼农户的影响效应为-0.339（0.149—0.190），而对二兼农户的影响效应为-0.149；农药投入方面，农地确权对一兼农户的影响效应为-0.205（-0.114—0.091），而对二兼农户的影响效应为-0.114。

(续表 8)

农地确权×一兼农户			-0.190* (0.105)			-0.091*** (0.028)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	18490	1985	20475	18526	1985	20511
调整的 R ²	0.453	0.446	0.454	0.429	0.421	0.423

注：①***、*分别表示 1%和 10%的显著性水平；②括号内为稳健标准误；③控制变量为户主个体特征和家庭特征，估计结果略；④已控制农户固定效应和时间固定效应，估计结果略。

(二) 代际差异视角下农地确权对化肥、农药投入的影响

借鉴纪竞堃、刘守英（2019）的划分标准，本文将出生在 1980 年及之前的农民视为老一代农民，将出生在 1980 年之后的农民定义为新生代农民，然后对（1）式模型进行估计。

表 9 报告了代际差异视角下农地确权对化肥、农药投入的估计结果。分样本估计结果初步显示，无论是化肥投入还是农药投入，农地确权均主要对老一代农民有显著的负向影响。不过，使用“农地确权×新生代”的估计结果进一步显示，农地确权对老一代农民和新生代农民的化肥、农药投入的影响不存在显著差异，假说 H3 被证伪。尽管从理论上讲，老一代农民常年与土地打交道，具有深厚的“恋土情结”，他们更加在意农地确权对其合法土地权益的保护。相形之下，由于时代的变迁与进步，新生代农民实际上已经很少从事农业，也没有老一代农民改革开放初期分田到户的切身经历，他们对土地的感情较少，因而，农地确权对他们的影响也较小。但不容忽视的是，随着经济社会的进步，尤其是义务教育的全面推行，新生代农民较之老一代农民普遍具有更高的文化程度，他们的权利保护意识、生态环境保护意识和农产品质量安全意识也较强。因而，农地确权对新生代农民的影响也可能要大于老一代农民。因此，上述两种正反力量的作用可能导致农地确权对两代农民耕地生态保护行为的影响不存在显著的差异。

表 9 农地确权对化肥投入和农药投入的影响：基于代际差异视角

	因变量：化肥投入额			因变量：农药投入额		
	老一代 (1)	新生代 (2)	全样本 (3)	老一代 (4)	新生代 (5)	全样本 (6)
农地确权	-0.163*** (0.049)	-0.004 (0.283)	-0.237* (0.127)	-0.122*** (0.043)	-0.121 (0.257)	-0.237** (0.114)
农地确权×新生代			0.079 (0.132)			0.134 (0.119)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	18733	1742	20475	18767	1744	20511
调整的 R ²	0.460	0.407	0.454	0.403	0.375	0.423

注：①***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②括号内为稳健标准误；③控制变量为户主个体特征和家庭特征，估计结果略；④已控制农户固定效应和时间固定效应，估计结果略。

六、减少农户化肥、农药投入就一定会减少其施用量吗？

前文的估计结果已经证明，一旦农地确权完成，农户便会相应地减少化肥和农药的投入。不过，为科学地判断农地确权是否使得农户真正地减少了化肥、农药的施用量，一方面仍需要对其进行直接估计，另一方面也有必要间接估计在农地确权次年农户的化肥、农药投入是否同样有所减少。

（一）农地确权对化肥、农药施用量的直接估计

表 10 报告了农地确权对化肥、农药施用量的估计结果。结果显示，农户投入决策和使用决策具有一致性，农地确权不仅能够减少化肥、农药的投入，而且也能够减少化肥、农药的施用量。具体地，以（3）列和（6）列的估计结果为例，不难发现，农地确权使得农户每亩化肥施用量减少 9.41 千克，农药施用量减少 143.14 毫升。这表明，农地确权能够稳定农户生产经营预期，激励农户采取着眼未来的长期行为，减少只顾当下的短期行为，进一步推动化肥、农药的减量使用，有效地促进农户层面耕地生态保护。

表 10 农地确权对化肥施用量和农药施用量的影响

	因变量：化肥施用量			因变量：农药施用量		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
农地确权	-10.902*** (2.829)	-10.830*** (2.845)	-9.406*** (3.058)	-157.559*** (35.607)	-153.027*** (36.487)	-143.138*** (39.474)
个体特征		控制	控制		控制	控制
家庭特征			控制			控制
观测值	12494	12474	11226	6918	6907	6452
调整的 R ²	0.223	0.223	0.262	0.118	0.120	0.081

注：①***表示 1% 的显著性水平；②括号内为稳健标准误；③农药施用量只有 2019 年数据，属于截面数据，因此这里使用 OLS 模型进行估计；④化肥施用量模型已控制农户固定效应和时间固定效应，估计结果略。

（二）农地确权对化肥、农药施用量的间接估计^①

为进一步检验“农地确权有助于化肥、农药减量”估计结果的稳健性，本文使用间接估计方法再次对此进行论证。本文中，间接估计农地确权减少化肥和农药施用量的思路是：如果农地确权使得农户的化肥、农药投入额连续两年下降，那么化肥、农药投入额的减少导致化肥、农药施用量的下降就是可以肯定的；反之，如果农地确权使得农户的化肥、农药投入额只在农地确权当年下降，而农户的化肥、农药投入额在农地确权次年又有所增加，那么这就表明很可能存在投入额减少但施用量不一定下降的情况。为此，本文使用农地确权的滞后一年代替当年的农地确权对（1）式模型进行估计，进一步排除农地确权当年的投入额减少而次年的投入额再次增加的可能情况。

^①为进一步排除农地确权对化肥、农药的负向影响并非由要素单价上升所致，本文也使用化肥、农药的要素单价对农地确权进行估计。估计结果显示，农地确权对化肥、农药的要素单价均没有影响。因此，有理由认为农地确权对化肥、农药的负向影响主要来源于“数量”的变化而非“价格”的变化。感兴趣的读者可以向笔者索取相关估计结果。

表 11 报告了农地确权对化肥、农药施用量的间接估计结果。结果显示，农地确权不仅减少了农地确权当年的化肥、农药投入额，也减少了农地确权次年的化肥、农药投入额。以上证据再次表明，农地确权有助于减少化肥、农药的施用量，强化农户层面的耕地生态保护。并且，农户的投入决策和使用决策也具有一致性，农地确权对耕地生态保护的积极作用值得重视和肯定。

表 11 农地确权对化肥投入和农药投入的影响

	因变量：化肥投入额			因变量：农药投入额		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
农地确权	-0.115** (0.050)	-0.118** (0.051)	-0.151*** (0.050)	-0.085* (0.044)	-0.091** (0.044)	-0.090** (0.045)
个体特征		控制	控制		控制	控制
家庭特征			控制			控制
观测值	23564	23531	20580	23623	23590	20616
调整的 R ²	0.435	0.435	0.452	0.418	0.417	0.424

注：①***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②括号内为稳健标准误；③已控制农户固定效应和时间固定效应，估计结果略。

七、结论与政策启示

本文利用中国农村家庭追踪调查（CRHPS）数据库 2015 年、2017 年和 2019 年 3 期农户面板追踪数据，以化肥和农药为例，运用多期 DID 模型实证检验了新一轮农地确权对耕地生态保护的影响。本文研究发现，农地确权通过提升地权稳定性、地权安全性和地权完整性，显著减少了化肥和农药的投入与使用，有助于推动以化肥、农药减量为目标的耕地生态保护。进一步分析发现，农地确权对耕地生态保护的影响在不同的农户群体间存在一定的异质性。从农户分化视角来看，农地确权对一兼农户有显著影响，而对二兼农户影响较小；从代际差异视角来看，农地确权对老一代农民和新生代农民的影响不存在显著差异。此外，需要说明的是，尽管在本研究中化肥、农药的减量在方向上具有一致性，但是，本文并未严格区分两者的功用差异。这是后续研究可能的一个深化方向。

基于上述发现，本文得出如下政策启示。首先，要高度重视耕地的产权保护，做好农地确权颁证的收尾工作，确保每一户农户都能获得农村土地承包经营权证，解决农地产权可能存在的产权不稳定、不安全和不完整的问题，发挥土地产权证书在耕地生态保护中的积极作用。其次，要重点关注当前农户分化和代际分异的客观现实，针对不同群体采取差别化的耕地保护策略。对于一兼农户，要提高他们的务农积极性，引导他们实现农地的可持续利用；而对于二兼农户，要提高他们非农就业的稳定性，激励他们完成农民市民化，缓解农村人地关系，降低耕地生态的损耗。对于老一代农民，要鼓励他们使用有机肥替代化肥，使用生物防治替代农药；而对于新生代农民，要培养他们对土地的感情，引导他们珍惜耕地、养护耕地。最后，化肥、农药的减量工作是耕地生态保护的重要抓手，而如何进一步减少化肥、农药的投入与使用，不仅需要重视食品的营养与健康，拓展有机食品的市场，而且也需要继续研发经济上适用、技术上可行的化肥、农药替代品，以减轻耕地的环境承载压力。

参考文献

- 1.毕继业、朱道林、王秀芬, 2010: 《耕地保护中农户行为国内研究综述》, 《中国土地科学》第 11 期。
- 2.陈文轩、李茜、王珍、孙兆军, 2020: 《中国农田土壤重金属空间分布特征及污染评价》, 《环境科学》第 6 期。
- 3.程令国、张晔、刘志彪, 2016: 《农地确权促进了中国农村土地的流转吗?》, 《管理世界》第 1 期。
- 4.丛晓男、单菁菁, 2019: 《化肥农药减量与农用地土壤污染治理研究》, 《江淮论坛》第 2 期。
- 5.丰雷、蒋妍、叶剑平、朱可亮, 2013: 《中国农村土地调整制度变迁中的农户态度——基于 1999~2010 年 17 省份调查的实证分析》, 《管理世界》第 7 期。
- 6.高晶晶、彭超、史清华, 2019: 《中国化肥高用量与小农户的施肥行为研究——基于 1995~2016 年全国农村固定观察点数据的发现》, 《管理世界》第 10 期。
- 7.韩长赋, 2012: 《新生代农民工社会融合是个重大问题》, 《光明日报》3 月 16 日第 7 版。
- 8.黄季焜、冀县卿, 2012: 《农地使用权确权与农户对农地的长期投资》, 《管理世界》第 9 期。
- 9.纪竞堃、刘守英, 2019: 《代际革命与农民的城市权利》, 《学术月刊》第 7 期。
- 10.Karl Mannheim, 2002: 《文化社会学论要》, 刘继同等译, 北京: 中国城市出版社。
- 11.林文声、秦明、苏毅清、王志刚, 2017: 《新一轮农地确权何以影响农地流转?——来自中国健康与养老追踪调查的证据》, 《中国农村经济》第 7 期。
- 12.刘洪仁、杨学成, 2005: 《转型期农民分化问题的实证研究》, 《中国农村观察》第 4 期。
- 13.刘守英, 2018: 《土地制度与中国发展》, 北京: 中国人民大学出版社。
- 14.刘炎周、王芳、郭艳、宋得浪, 2016: 《农民分化、代际差异与农房抵押贷款接受度》, 《中国农村经济》第 9 期。
- 15.钱龙、冯永辉、陆华良、陈会广, 2019: 《产权安全性感知对农户耕地质量保护行为的影响——以广西为例》, 《中国土地科学》第 10 期。
- 16.钱龙、缪书超、陆华良, 2020: 《新一轮确权对农户耕地质量保护行为的影响——来自广西的经验证据》, 《华中农业大学学报(社会科学版)》第 1 期。
- 17.唐丽霞、左婷, 2008: 《中国农村污染状况调查与分析——来自全国 141 个村的数据》, 《中国农村观察》第 1 期。
- 18.田春、李世平, 2010: 《近年来我国耕地生态保护与经济补偿初探》, 《中国特色社会主义研究》第 6 期。
- 19.田云、张俊飏、何可、丰军辉, 2015: 《农户农业低碳生产行为及其影响因素分析——以化肥施用和农药使用为例》, 《中国农村观察》第 4 期。
- 20.杨林生、张宇亭、黄兴成、张跃强、赵亚南、石孝均, 2016: 《长期施用含氯化肥对稻—麦轮作体系土壤生物肥力的影响》, 《中国农业科学》第 4 期。
- 21.叶剑平、丰雷、蒋妍、郎昱、罗伊·普罗斯特曼, 2018: 《2016 年中国农村土地使用权调查研究——17 省份调查结果及政策建议》, 《管理世界》第 3 期。
- 22.叶兴庆, 2018: 《我国农业经营体制的 40 年演变与未来走向》, 《农业经济问题》第 6 期。
- 23.俞海、黄季焜、Scott Rozelle、Loren Brandt、张林秀, 2003: 《地权稳定性、土地流转与农地资源持续利用》, 《经济研究》第 9 期。
- 24.张忠明、钱文荣, 2014: 《不同兼业程度下的农户土地流转意愿研究——基于浙江的调查与实证》, 《农业经济

问题》第3期。

25. 赵建英, 2019: 《耕地生态保护激励政策对农户行为的影响研究》, 中国地质大学博士学位论文。
26. 郑淋议、钱文荣、洪名勇、朱嘉晔, 2020a: 《中国为什么要坚持土地集体所有制——基于产权与治权的分析》, 《经济学家》第5期。
27. 郑淋议、钱文荣、李焯阳, 2020b: 《农村土地确权对农户创业的影响研究——基于 CRHPS 的实证分析》, 《农业技术经济》第11期。
28. 周力、王镜如, 2019: 《新一轮农地确权对耕地质量保护行为的影响研究》, 《中国人口·资源与环境》第2期。
29. 周南、许玉韞、刘俊杰、张龙耀, 2019: 《农地确权、农地抵押与农户信贷可得性——来自农村改革试验区准实验的研究》, 《中国农村经济》第11期。
30. 朱道林、邱宛琪、瞿理铜, 2014: 《2013年土地科学研究进展评述及2014年展望——农用地保护分报告》, 《中国土地科学》第3期。
31. 祖健、郝晋珉、陈丽、张益宾、王娟、康丽婷、郭稷桁, 2018: 《耕地数量、质量、生态三位一体保护内涵及路径探析》, 《中国农业大学学报》第7期。
32. Besley, T., 1995, "Property Rights and Investment Incentives: Theory and Evidence from Ghana", *Journal of Political Economy*, 103(5): 903-937.
33. Cai, X., Y. Lu, M. Wu, and L. Yu, 2016, "Does Environmental Regulation Drive Away Inbound Foreign Direct Investment? Evidence from a Quasi-natural Experiment in China", *Journal of Development Economics*, 123(1): 73-85.
34. Chen, X., Z. Cui, M. Fan., P. Vitousek, M. Zhao, W. Ma., Z. Wang., W. Zhang., X. Yan., J. Yang., X. Deng., Q. Gao., Q. Zhang., S. Guo., J. Ren., S. Li., Y. Ye., Z. Wang., J. Huang., Q. Tang., Y. Sun., X. Peng., J. Zhang., M. He., Y. Zhu, J. Xue., G. Wang, L. Wu, N. An, L. Wu, L. Ma, W. Zhang, and F. Zhang, 2014, "Producing More Grain with Lower Environmental Costs", *Nature*, 514(7523): 486-489.
35. Fort, R., 2008, "The Homogenization Effect of Land Titling on Investment Incentives: Evidence from Peru", *NJAS-Wageningen Journal of Life Sciences*, 55(4): 325-343.
36. Gu, B., X. Ju, J. Chang, G. Ying, and P. M. Vitousek, 2015, "Integrated Reactive Nitrogen Budgets and Future Trends in China", *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, 112(28): 8792-8797.
37. Holden, S. T., K. Deininger, and H. Ghebru, 2011, "Tenure Insecurity, Gender, Low-cost Land Certification and Land Rental Market Participation in Ethiopia", *The Journal of Development Studies*, 47(1): 31-47.
38. Lawry, S., C. Samii, R. Hall, A. Leopold, D. Hornby, and F. Mtero, 2017, "The Impact of Land Property Rights Interventions on Investment and Agricultural Productivity in Developing Countries: A Systematic Review", *Journal of Development Effectiveness*, 9(1): 1-21.
39. Otsuka, K., S. Suyanto, T. Sonobe, and P. T. Thomas, 2001, "Evolution of Land Tenure Institutions and Development of Agroforestry: Evidence from Customary Land Areas of Sumatra", *Agricultural Economics*, 25 (17): 85-101.
40. Qian, W., 2020, *The Economy of Chinese Rural Households*, Singapore: Palgrave Macmillan.
41. Wang, J., 2013, "The Economic Impact of Special Economic Zones: Evidence from Chinese Municipalities", *Journal of*

Development Economics, 101(1): 133-147.

42. Wu, Y., C. Xi, X. Tang, D. Luo, B. Gu, S. K. Lam, P. M. Vitousek, and D. Chen, 2018, "Policy Distortions, Farm Size, and the Overuse of Agricultural Chemicals in China", Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America, 115(27): 7010-7015.

(作者单位: ¹浙江大学中国农村发展研究院;

²剑桥大学土地经济学系)

(责任编辑: 黄 易)

The Impact of the New Round of Farmland Certification on the Ecological Protection of Cultivated Land: Taking the Application of Chemical Fertilizers and Pesticides as Examples

ZHENG Linyi QIAN Wenrong LIU Qi GUO Xiaolin

Abstract: This article uses the three-phase farmer panel tracking data of the China Rural Household Panel Survey (CRHPS), taking fertilizers and pesticides as examples, and empirically tests the impact of land certification on ecological protection of cultivated land. It adopts the time-varying DID model and OLS model which are consistent with the gradual characteristics of the new round of farmland certification. The study shows that land certification strengthens land ecological protection at the farmers' level by improving the stability, security and integrity of land property rights. It not only reduces farmers' chemical fertilizer input by 17% and fertilizer use by 9.41 kg per mu, but also reduces their pesticide input by 12% and the use of pesticide by 143.14 ml per mu. However, the impact of land certification on farmland ecological protection also has a certain heterogeneity. Farmland certification mainly has a significant effect on the part-time farmers mainly engaged in agriculture, but it has a less impact on the part-time farmers mainly engaged in off-farm employment. Therefore, it is necessary to promote land protection through property rights protection, adopt differentiated land protection strategies for different groups, and further deepen land ecological protection with the goal of reducing the use of chemical fertilizers and pesticides in the future.

Keywords: Land Certification; Time-varying DID Model; Chemical Fertilizer; Pesticide; Land Ecological Protection

农药包装废弃物回收差别化补偿标准测算*

——基于陕西省 1060 个果蔬种植户的分析

刘霁瑶^{1,2} 倪琪^{1,2} 姚柳杨³ 卢玮楠^{1,2} 赵敏娟^{1,2}

摘要：本文通过陕西省 4 个县 8 个乡镇 1060 个果蔬种植户的实地调查数据，借助条件价值评估法和选择实验分别测算果蔬种植户对参与农药包装废弃物基础回收方案和额外回收方案的受偿意愿，使用随机参数 Logit 模型识别果蔬种植户对不同农药包装废弃物回收方案的偏好并测算差别化的补偿标准。研究结果表明：第一，不同果蔬种植户对额外回收方案指标的偏好存在显著的差异。第二，果蔬种植户参与农药包装废弃物基础回收方案的补偿标准是 22.12 元/年，相当于当年农药购买费用的 0.78%；果蔬种植户参与农药包装废弃物额外回收方案的额外补偿标准是 82.85 元/年，占当年农药购买费用的 2.9%；总补偿标准是 104.97 元/年，占当年农药购买费用的 3.68%。本文认为，针对不同农药包装废弃物回收方案，需要考虑制定差别化的补偿标准。

关键词：农药包装废弃物回收 补偿标准 差别化补偿 选择实验 条件价值评估法

中图分类号：F062.1 **文献标识码：**A

一、引言

随着农业生产水平的提高以及现代农业集约化和规模化发展，农药的施用量大幅增加，与此同时，农药包装废弃物数量呈现不断增长的态势。据统计，中国每年所需的农药包装物高达 100 亿个，被随意丢弃的农药包装废弃物超过 30 亿个，重量约有 10 万吨以上（郗建荣，2015）。农药包装废弃物的危害相较于一般农业生产废弃物更加严重（魏珣、杜志雄，2018）。一方面，塑料制成的农药包装物不易降解，对土壤和农作物生长造成严重污染；另一方面，农药包装废弃物中通常含有 2%~5% 的农药残液，被丢弃后直接进入水体或土壤环境，进一步危害环境和人体健康（Recena et al., 2006；邹坤，2011）。为解决农药包装废弃物的污染问题，2018 年农业农村部转发四川省农业厅、环境保护厅、财政厅《关于加强农药包装废弃物回收处置工作的意见》，提出“以农药经营者为主体，全面开

*本文研究得到国家社会科学基金重大项目“生态文明建设背景下自然资源治理体系构建：全价值评估与多中心途径”（项目编号：15ZDA052）以及农业农村部、财政部重点专项基金项目“国家现代农业产业技术体系（燕麦荞麦）”（项目编号：CARS-07-F-1）的资助。感谢匿名审稿专家的中肯意见，文责自负。本文通讯作者：赵敏娟。

展押金制、有偿回收制、补贴代储等回收试点，确保农药使用者将农药包装废弃物交回收点”^①。2020年8月，农业农村部 and 生态环境部公布《农药包装废弃物回收处理管理办法》，明确了农药生产者、经营者、使用者相应的回收处理义务及要求^②。由此可见，实施农药包装废弃物回收是改善农村生态环境、促进农业可持续发展的重要举措。

当前，学术界对农药包装废弃物回收已展开较多研究。一些学者探讨了各国农药包装废弃物回收模式，例如澳大利亚的“农户付费+农户交还”回收模式（王子君等，2016），法国的“企业付费+农户交还”回收模式（郭利京、王颖，2018），中国杭州市的“政府购买+农户交还”和上海市的“政府购买+回收员上门”回收模式（扈映，2015；李美叶、郑振涛，2013）以及加拿大的“企业付费和政府购买+农户交还”回收模式（李志涛等，2015）等。从各国众多实践模式可以看出，“农户”是农药包装废弃物回收中的关键参与者。鉴于在未来很长一段时间内，小农户仍然是中国农业经营的主体（陈锡文，2018），且现阶段喷药环节多由农户自己完成，较少采用托管或购买社会化服务方式（冀名峰、李琳，2020；姚春生等，2021），因此，有必要从农户视角研究农药包装废弃物回收问题。有学者分析了农户农药包装废弃物回收现状及问题，并提出相应对策（例如焦少俊等，2012；岳瑾等，2014；Mohanty et al., 2013；Jallow et al., 2017）。其中，焦少俊等（2012）、岳瑾等（2014）认为应该将农药包装废弃物回收补贴常态化，采取激励与监督共抓的方式，提高农户回收积极性。进一步地，部分学者探索了农户参与农药包装废弃物回收的意愿或行为及其影响因素（例如蒋琳莉等，2014；李成龙等，2021；赵艺华、周宏，2021；Bondori et al., 2018；Li et al., 2020）。其中，赵艺华、周宏（2021）的实证研究表明，与没有奖惩政策地区的农户相比，有奖惩政策地区的农户选择实施农药包装废弃物回收行为的概率较高；李成龙等（2021）通过研究社会规范和经济激励对农户农药包装废弃物回收行为的影响，发现经济激励的作用效果较优。梳理上述相关文献可以得出，众多学者已经认同生态补偿对于激励农户参与回收农药包装废弃物具有重要作用。

生态补偿这一经济手段可以解决农药包装废弃物回收的正外部性问题。在生态补偿设计中，补偿标准是核心和难点（柳荻等，2019），其合理性不仅关系到补偿政策对农户的激励效应，也关乎补偿资金的使用效率（龙耀，2018）。目前，生态补偿标准测算依据有实施保护行为的机会成本（Thuy et al., 2009）、生态系统服务价值（欧阳志云等，2013）以及实施保护行为的机会成本与私人收益之差（Pagiola and Platais, 2007）等，尚未有统一定论。当农户由于提供具有正外部性的生态保护行为而产生福利损害时，研究多采用受偿意愿（willingness to accept, WTA）测算补偿标准。这种补偿标准测算依据既能发挥对农户的激励作用，同时能实现政策实施的成本有效性（徐涛等，2016；俞振宁等，2017；李晓平等，2019）。但是，目前尚未有研究测算农药包装废弃物回收的补偿标准。

对于农药包装废弃物回收的补偿标准设计，一方面要考虑适中的补偿金额，另一方面要考虑是否

^①资料来源：《关于转发四川省农业厅、环境保护厅、财政厅〈关于加强农药包装废弃物回收处置工作的意见〉的通知》，http://www.moa.gov.cn/xw/zxfb/201811/t20181108_6162584.htm。

^②资料来源：《农药包装废弃物回收处理管理办法》，http://www.zfs.moa.gov.cn/flfg/202008/t20200828_6351145.htm。

采取差别化补偿标准。目前差别化生态补偿研究与实践主要集中在区域性差别化补偿和个体性差别化补偿两方面。一些学者指出,生态环境污染类型、自然资源利用方式、生态环境禀赋、社会经济发展等方面存在区域性差异,在生态补偿标准的制定过程中需要考虑区域性差别化补偿标准(于岚岚等, 2012; Mensah et al., 2017; 刘春腊等, 2014; 宋敏、金贵, 2019)。例如,陈海江等(2019)研究发现不同积温带下农户粮豆轮作的受偿意愿存在显著差异,建议针对不同积温带制定差异化的补偿标准。还有一些学者认为生态补偿设计需要考虑公众意识以及农户种植经营的个体性差异(崔艳智等, 2017; 周洁等, 2019)。例如,胡振通等(2015)提出草畜平衡奖励标准差别化需要考虑牧户的超载程度、草场承包面积、草地生产力和每羊单位的畜牧业纯收入等因素。虽然现有研究已经将区域因素和个体因素考虑到差别化补偿标准的设计中,但是较少关注不同生态保护方案相应的差别化补偿标准。

针对农药包装废弃物回收方案的差别化补偿标准,主要体现在两个方面。首先,不同回收方案的机会成本和生态收益存在差异。在实践中,许多运行良好的生态补偿项目针对不同的具体措施通常制定差别化的补偿标准。例如,德国巴伐利亚州生态农业项目的补偿标准因具体措施不同而异(刘丽, 2010)。其次,在具体实践过程中,由于农户认知较低、回收基础设施建设较慢等原因,最优回收方案难以立即实现。通过实施不同回收方案及差别化补偿标准可以逐步推进回收工作。一方面,通过实施不同回收方案有助于促进具有不同回收意愿和能力的农户参与农药包装废弃物回收;另一方面,通过对参与最优回收方案的农户进行更高补偿,从而对其他农户产生一定示范作用和激励作用。但是,目前农药包装废弃物回收在实施区域内采取统一的回收方案和补偿标准,尚未考虑农户对农药包装废弃物回收方案的偏好以及农户愿意接受的补偿水平,这既难以调动农户的积极性,又增加了政府的财政负担。因此,研究差别化回收补偿标准测算对于推进农药包装废弃物回收具有重要意义。

与已有文献相比,本文的主要贡献体现在以下两个方面。第一,本文首次将陈述偏好法——条件价值评估法和选择实验应用在农药包装废弃物回收研究领域,测算果蔬种植户对农药包装废弃物回收方案的受偿意愿,拓宽了陈述偏好法的应用范围。第二,本文识别果蔬种植户对不同农药包装废弃物回收方案的偏好并测算差别化的补偿标准,填补了农药包装废弃物回收补偿标准测算研究的空白,丰富了现有的差别化补偿标准研究。

二、理论分析

(一) 基于效用最大化的生态补偿标准

生态环境变化会影响消费者的效用函数进而对其福利产生影响(陈海江等, 2019)。因此,农户参与回收农药包装废弃物行为将同时产生两方面的结果:一方面改善了生态环境,从而增加农户的效用;但另一方面增加了农户的生产成本,从而减少农户的效用。

不同农药包装废弃物回收方案会生产不同数量的生态产品,同时会产生不同的生产成本。因此,假设生态产品生产函数和成本函数是农药包装废弃物回收方案 r 的函数,分别表示为 $M(r)$ 和 $N(r)$ 。生态产品生产函数 $M(r)$ 和成本函数 $N(r)$ 分别为单调递增凹函数和单调递增凸函数。此外,假设 P 为生态产品价格矢量,即每1个单位的生态产品所产生的价值,那么,农户私人生态收益为 $W(r)$:

$W(r)=P \times M(r)$ 。农户参与回收农药包装废弃物所带来的生态环境效应中，一部分为农户的私人生态收益，另一部分为社会公众享用的外部性收益。因此，假设参与回收农药包装废弃物带来的外部性收益是私人生态收益的若干倍数，即外部性收益为 $E(r)$ ： $E(r)=A \times W(r)$ ， $A>0$ 。为了激励农户参与回收农药包装废弃物，政府进行生态补偿，补偿标准为 $C(r)$ 。但是，政府不能直接观测到农户生产成本的增加，只能通过参与回收农药包装废弃物带来的外部性收益来间接制定补偿标准，从而有：

$$C(r) = S + c \times E(r) \quad (1)$$

(1) 式中， S 是固定补偿标准， c ($0 \leq c \leq 1$) 是外部性收益的分成。

农户是理性经济人，任何经济行为的目标均是效用最大化。农户效用最大化的表达式如下：

$$\begin{aligned} \text{Max}(r) U_{\text{farmer}} &= W(r) + C(r) - N(r) \\ &= PM(r) + S + cAPM(r) - N(r) \end{aligned} \quad (2)$$

农户效用最大化的条件为一阶导数等于 0，即：

$$\frac{\partial U}{\partial r} = PM'(r) + cAPM'(r) - N'(r) = 0 \quad (3)$$

另外，政府需要在最大化生态环境改善的同时，实现支出最小化。因此，政府农药包装废弃物回收补偿决策的经济学模型为：

$$\begin{cases} \text{Max}(S, c) U_{\text{government}} = E(r) - C(r) = (1-c) APM(r) - S \\ \text{s.t. } W(r) + C(r) - N(r) \geq 0 \end{cases} \quad (4)$$

根据 (4) 式构造拉格朗日函数为：

$$L = (1-c) APM(r) - S + \lambda [S + cAPM(r) + PM(r) - N(r)] \quad (5)$$

此拉格朗日函数的库恩—塔克一阶条件为：

$$\begin{cases} \frac{\partial L}{\partial S} \leq 0, S \geq 0, \text{ 且 } S \frac{\partial L}{\partial S} = 0 \\ \frac{\partial L}{\partial c} \leq 0, c \geq 0, \text{ 且 } c \frac{\partial L}{\partial c} = 0 \\ \frac{\partial L}{\partial \lambda} \leq 0, \lambda \geq 0, \text{ 且 } \lambda \frac{\partial L}{\partial \lambda} = 0 \end{cases} \quad (6)$$

根据互补松弛定理，当 $\lambda > 0$ ，且 $S > 0$ ， $c > 0$ 时，(6) 式则变为：

$$\begin{cases} \frac{\partial L}{\partial S} = -1 + \lambda = 0 \\ \frac{\partial L}{\partial c} = (-1 + \lambda) PM(r) + [(1-c + \lambda c) APM'(r) + \lambda PM'(r) - N'(r)] \frac{\partial r}{\partial c} = 0 \\ \frac{\partial L}{\partial \lambda} = S + (1+cA) PM(r) - N(r) = 0 \end{cases} \quad (7)$$

由于需要农户效用最大化和政府效用最大化同时实现，因此联立（3）式和（7）式，可得：

$$\begin{cases} \lambda=1 \\ c=1 \\ S=N(r)-(1+A)PM(r) \end{cases} \quad (8)$$

由（8）式可知， $c \neq 0$ ，表明不同的农药包装废弃物回收方案应该采取差别化的补偿标准。将（8）式代入（1）式，可得：

$$C(r)=N(r)-PM(r) \quad (9)$$

（9）式表明，激励农户参与农药包装废弃物回收的最低补偿标准应为农户参与回收的经济成本减去农户因生态环境改善而获得的私人收益。

（二）农药包装废弃物回收方案对生态补偿标准的影响

为探究农药包装废弃物回收方案会如何影响生态补偿标准，需要将 $C(r)$ 对 r 求导，可得：

$$\frac{\partial C(r)}{\partial r}=N'(r)-PM'(r) \quad (10)$$

由（8）式可知， $c=1$ ，并结合（3）式可得： $N'(r) > PM'(r)$ ，即农户参与回收农药包装废弃物的边际生产成本大于其获得的边际生态收益。因此， $\partial C(r)/\partial r > 0$ ，说明农药包装废弃物回收工作量越大，即农户需要在回收环节投入越多，补偿标准也就越高。这也意味着不同的农药包装废弃物回收方案应该采取差别化的补偿标准。

三、研究方法

目前，陈述偏好法（stated preference, SP）是测算受偿意愿的主流方法（姚柳杨，2018），通过构建假想市场获取受访者的受偿意愿。陈述偏好法包括条件价值评估法（contingent valuation method, CVM）和选择实验（choice experiment, CE）。本文探索的是回收农药包装废弃物的差别化补偿标准，因此将农药包装废弃物回收方案分为基础回收方案和额外回收方案，并根据条件价值评估法和选择实验的优势和劣势，应用条件价值评估法测算果蔬种植户参与基础回收方案的受偿意愿，应用选择实验测算果蔬种植户参与额外回收方案的受偿意愿。果蔬种植户只有在愿意参与基础回收方案的情况下，才会被询问其参与额外回收方案的受偿意愿。因此，果蔬种植户参与农药包装废弃物回收方案的总受偿意愿为参与基础回收方案的受偿意愿加上参与额外回收方案的受偿意愿。

（一）条件价值评估法（CVM）

本文将基础回收方案定义为“农户收集好农药包装废弃物，由专门人员上门回收”，并将使用条件价值评估法测算果蔬种植户对基础回收方案的受偿意愿。条件价值评估法是应用最为广泛的陈述偏好法（Carson, 2001），用于对特定政策方案的受偿意愿估计（Dachary-Bernard and Rambonilaza, 2012）。条件价值评估法的问卷结构简单且对受访者理解力的要求较低，其调查方式主要包括连续型（开放式、投标博弈式、支付卡式）和离散型（单边界二分式、双边界二分式）。根据预调查结果，笔者发现近

一半的果蔬种植户对基础回收方案的受偿意愿为 0 元。为了完全反映这部分果蔬种植户的真实意愿，本文采用更为简明易懂的开放式条件价值评估法。在开放式条件价值评估法中，受偿意愿的计算如下：

$$E(WTA) = \frac{\sum WTA_n}{Q} \quad (11)$$

(11) 式中， WTA_n 为第 n 个果蔬种植户的受偿意愿， Q 表示受访者总数。

(二) 选择实验 (CE)

本文将额外回收方案定义为“农户清洗分类好农药包装废弃物并交至指定的回收点”，并将使用选择实验测算果蔬种植户对额外回收方案的受偿意愿。相对于条件价值评估法，选择实验是更为前沿的环境价值评估方法 (Azevedo and Christica, 2009)。选择实验可以将环境政策目标分解为多个指标，通过调整指标的赋值测算出受访者对不同目标方案的受偿意愿，具有很强的灵活性，但其问卷设计复杂且对受访者理解力的要求较高 (Hanley et al., 1998; Azevedo and Christie, 2009)。目前，选择实验已经应用在自然资源保护 (Christie et al., 2007; 孙博等, 2017; 李晓平等, 2019; 樊辉等, 2016)、节水灌溉技术采用 (徐涛等, 2016)、共同投资沼气池 (Zemo and Termansen, 2018) 等研究领域，但尚未应用在农药包装废弃物回收研究领域。

选择实验是基于随机效用理论来揭示受访者福利变动的方法。受访者 n 在所有 J 个额外回收方案中选择额外回收方案 i 所获得的效用可表示为：

$$U_{n,i} = V_{n,i}(\beta_n) + \varepsilon_{n,i} = \delta_n \times ASC + \alpha_n X_i + \gamma_n P_i + \varepsilon_{n,i} \quad (12)$$

(12) 式中， $V_{n,i}(\beta_n)$ 是基于参数 β_n 可观测的代表效用函数； $\varepsilon_{n,i}$ 是不可观测的随机效用，通常假定该项服从 Gumbel 分布。代表效用函数通常是线性的形式 (Hensher and Greene, 2003)。其中， ASC 是特定选择常数 (alternative specific constant)，用于表示无额外回收方案下的平均效用。基于本文的选择实验设计， ASC 在无额外回收方案时取值为 1，否则取值为 0。矢量 X_i 是用于受偿意愿测算的指标在额外回收方案 i 下的取值， P_i 是额外回收方案 i 中的补偿金。 $\beta_n = \{\delta_n, \alpha_n, \gamma_n\}$ ，是待估的个体参数，反映个体 n 对指标的偏好程度。其中， δ_n 表示个体对无额外回收方案的支持程度， α_n 和 γ_n 分别表示个体对额外回收方案指标和补偿金指标的偏好程度。那么，受访者 n 在 J 个额外回收方案下选择 i 而不选择 j 的概率为：

$$\begin{aligned} p_{n,i} &= \text{prob}(V_{n,i} + \varepsilon_{n,i} > V_{n,j} + \varepsilon_{n,j}, \forall j \neq i) \\ &= \frac{e^{V_{n,i}(\beta_n)}}{\sum_J e^{V_{n,i}(\beta_n)}} = \int \left(\frac{e^{V_{n,i}(\beta_n)}}{\sum_J e^{V_{n,i}(\beta_n)}} \right) f(\beta) d\beta \end{aligned} \quad (13)$$

研究者并不能观测到 β_n ，但可以对 β_n 在总体中的分布 $f(\beta)$ 做出假定。当 $f(\beta) = 1$ 时，表明： $\beta_n = \beta$ ，即所有受访者对同一指标的偏好是同质的。此时 (13) 式属于多项 Logit 模型。当 $f(\beta)$ 为连续型的概率密度函数 (如正态分布、对数正态分布、三角分布、伽马分布等) 时，(13) 式属于随

机参数 Logit 模型。较传统的 Logit 模型，随机参数 Logit 模型最大限度地放宽了“无关备择选项的独立性 (independence from irrelevant alternatives, IIA)”假定，在受访者对福利指标的边际偏好中纳入了不可观测的因素，可以估计出受访者不可观测的偏好异质性，更贴近现实情况（徐涛等，2016）。

本文使用随机参数 Logit 模型估计出参数后，受访者对额外回收方案的边际受偿意愿 (marginal willingness to accept, MWTA)，可以用 (14) 式计算：

$$MWTA_n = -\frac{\alpha_n}{\gamma_n} \quad (14)$$

在此基础上，通过计算补偿剩余 (compensating surplus, CS) 可得到受访者参与额外回收方案的补偿标准，公式如下：

$$CS_i = -\frac{1}{\gamma_n}(V_0 - V_i) \quad (15)$$

(15) 式中， V_0 表示受访者不参与额外回收方案时的福利水平， V_i 表示受访者参与额外回收方案 i 时的福利水平。

四、数据来源

(一) 问卷设计

为了获得果蔬种植户真实的受偿意愿，本文利用彩色卡片展示农药包装废弃物污染现状和农药包装废弃物回收处置流程，再结合文字描述来帮助受访者理解 CVM 问卷和 CE 问卷。

1.CVM 问卷设计——基础回收方案。在正式问卷中，调查组将询问果蔬种植户基础回收方案受偿意愿的问题设计为“假如只需要您收集好农药包装废弃物，由专门人员上门回收，最少补偿您当年购买农药总费用的百分之多少，您才愿意参与回收？”。

2.CE 问卷设计——额外回收方案。额外回收方案的指标及水平值的选取是 CE 问卷设计和模型估计的关键。《农药包装废弃物回收处理管理办法》强调，“鼓励农药使用者在施用过程中通过多次清洗等方式减少、清除农药包装废弃物内的残留农药，妥善收集农药包装废弃物并及时交回农药经营者”^①。另外，各地方政府出台的农药包装废弃物回收方案要求农户清洗、分类农药包装废弃物并交回指定的农药包装废弃物回收点（刘刚，2018；蒋琰，2019）。因此，调查组初步确定了以清洗、分类和回收点距离作为额外回收方案的指标，同时搜集文献研究和已出台的各地方农药包装废弃物回收方案，然后咨询环境科学专家，与调查区域的农药包装废弃物回收管理部门座谈以及调查当地居民，在此基础上最终确定了如表 1 所示的额外回收方案的指标及水平值。其中，标准化清洗主要按照国际标准设计，使用后的农药包装废弃物经过“三次清洗”^②后在国际上定义为无害废弃物（扈映，2015），并且“三

^①资料来源：《农药包装废弃物回收处理管理办法》，http://www.zfs.moa.gov.cn/flfg/202008/t20200828_6351145.htm。

^②“三次清洗”的具体操作为穿防护服并使用清水清洗空包装 3 次。首先，把空包装倒置 30 秒，控尽残余农药，将农药包装开口处对准喷桶，倒空全部农药；其次，在空包装内加入 25%~30% 的清水；拧紧盖子并摇晃 30 秒；再次，把清

次清洗”可以去除 99.99%的化学残留（王琰，2017）。分类指标的水平值参考已出台的地方农药包装废弃物回收方案。回收点距离和补偿程度的水平值通过预调查对调查区域 60 户果蔬种植户的深入访谈来设计。针对“您能接受的回收点距离最远是多少（公里）？”问题，有 41 户果蔬种植户回答了 2 公里以内的数值；针对“如果需要您标准化清洗达标、分类、送至 2 公里远的回收点来参与回收农药包装废弃物，请问您的家庭最少接受的额外补偿占您当年购买农药总费用的百分之多少？”问题，有 50 户果蔬种植户给出的答案介于 0~2.5%之间。因此，回收点距离和补偿金的上限分别定为 2 公里和 2.5%，然后按照等距原则分别设定了 4 个和 5 个水平值。

表 1 农药包装废弃物额外回收方案的指标及水平值

指标	指标含义	水平值
标准化清洗	在使用完农药后，采用“三次清洗”方式清洗农药包装废弃物，达到标准化清洗效果	不达标、达标
分类	将农药包装废弃物按照材质分成四类：塑料瓶、铝箔袋、玻璃瓶和其他	不分类、分类
回收点距离	离指定农药包装废弃物回收点的距离	0 公里（专门人员回收）、0.5 公里、1 公里、2 公里
补偿金	对采取上述措施额外回收农药包装废弃物的农户，将每年给予的额外补偿金表示为占农户当年购买农药总费用的比例	0.5%、1%、1.5%、2%、2.5%

实验设计是额外回收方案指标的不同水平值组合生成选择集的过程。根据本文对指标和水平值的设定，由两个额外回收方案组合而成的选择集可能有 6400^①个。若要将这 6400 个选择集全部用于选择实验调查是不现实的，因此需要使用有效实验设计对选择集的生成和分组进行优化。根据选择集的确定原则（Hensher et al., 2015）以及为了通过更大的参数估计自由度获得稳定的参数估计结果，本文将选择集的总个数设定为 30 个。为了防止受访者认知疲劳、配合失效而导致的问卷质量下降，需要在每个问卷中使用较少的选择集。本文依据预调查和以往调查的经验，在每个问卷中设计了 3 个选择集。

本文使用软件 Ngene 1.1.1 进行有效实验设计，根据隐含价格方差最小化原则生成 30 个选择集，并分为 10 组，在对包含占优策略的选择集进行调整后，得到有效实验设计的 D-error 为 0.164，A-error 为 0.234。最终，有效实验设计得到了 10 个版本（每个版本包含 3 个选择集）的 CE 问卷，每份问卷需要受访者根据自身家庭情况进行 3 次独立选择，其中的一个选择集如表 2 所示。额外回收方案 1 和额外回收方案 2 分别代表不同的额外回收方案。“不参与”选项表示受访者不参与额外回收方案。

表 2 选择实验问卷中选择集示例

额外回收方案指标	额外回收方案 1	额外回收方案 2	不参与
标准化清洗	达标	不达标	不参与额外回收方案 (以上都不选)
分类	分类	不分类	
回收点距离	1 公里	1 公里	

洗液倒入喷雾器中并倒置 30 秒，然后再将液体倒空；最后，重复以上步骤 3 次。

^① $(2 \times 2 \times 4 \times 5)^2 = 6400$ 。

(续表 2)

补偿金	1.5%	1%	
请选择其中的一项 (在□中打√)	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>

(二) 数据获取

果蔬种植户农药施用量较多，产生的农药包装废弃物污染问题亟待解决。因此，本文以果蔬种植户作为研究对象，测算农药包装废弃物回收差别化补偿标准。陕西省延安市富县和洛川县是苹果主产区，咸阳市泾阳县和三原县是蔬菜主产区。这 4 个县的农药施用量均在各自所属市中位于前列，产生的农药包装废弃物数量庞大，农药包装废弃物回收政策的实施对于陕西省农村人居环境和农户的生产生活都将产生巨大的影响。调查组于 2020 年 8 月在富县、洛川县、泾阳县和三原县开展实地调查。首先，根据各县农业农村局相关部门负责人的介绍，选择各县苹果或者蔬菜种植面积最大的 2 个乡镇。其次，在每个样本乡镇选取村庄人口较多且分布较集中的 4 个行政村。最后，在每个样本村庄随机选取 20~40 户果蔬种植户进行入户调查。入户调查采取一对一访谈方式，受访对象主要是户主。本次共发放问卷 1080 份，回收信息完整问卷 1073 份，有效问卷 1060 份^①（其中，延安市 573 份，咸阳市 487 份），问卷有效率为 98.15%。

受访者的性别、年龄、受教育年限、家庭总人口等基本特征如表 3 所示。从受访者个体特征来看，男性受访者较多，占 66.23%；整体年龄偏高，平均年龄约为 53 岁；受教育水平偏低，平均受教育年限为 8.13 年。从受访者的家庭特征来看，家庭平均人口规模为 4~5 人；平均家庭年收入和年农业收入分别为 8.63 万元和 4.91 万元；平均家庭耕地面积为 9.18 亩，2019 年农药购买费用平均为 2854.08 元。综合来看，样本特征与《陕西省统计年鉴 2019》的统计数据相似，说明样本具有一定代表性。

表 3 描述性统计

	均值	标准差	最大值	最小值
性别 (男性=1, 女性=0)	0.66	0.47	1	0
年龄 (岁)	52.59	10.55	77	24
受教育年限 (年)	8.13	3.03	16	0
家庭总人口 (人)	4.78	1.67	13	1
家庭年收入 (万元)	8.64	6.24	72.8	0.13
家庭年农业收入 (万元)	4.91	5.00	55	0
家庭耕地面积 (亩)	9.18	6.26	120	2
2019 年农药购买费用 (元)	2854.08	2346.54	30000	100

^①抗议性支付（不接受补偿）是受偿意愿调查中经常出现的问题。样本中共有 13 个果蔬种植户出现抗议性支付，表示无论补偿多少钱都不愿意参与农药包装废弃物回收，回收工作应该由其他部门或组织回收。参照姚柳杨（2018）的处理方式，本文将抗议性支付的样本剔除，最终获得的有效样本为 1060 份。

五、模型估计结果

(一) 基础回收方案的补偿标准——CVM 测算结果

根据开放式条件价值评估法得到果蔬种植户参与基础回收方案的受偿意愿，受偿意愿的频率分布如表 4 所示。根据 (11) 式，计算得到果蔬种植户参与农药包装废弃物基础回收方案的受偿意愿是 22.12 元/年，占当年农药购买费用的 0.78%。

表 4 受偿意愿的频率分布

受偿意愿 (元/年)	频数	频率 (%)
0	469	44.25
0<WTA≤10	139	13.11
10<WTA≤20	130	12.26
20<WTA≤30	87	8.21
30<WTA≤40	66	6.23
40<WTA≤50	35	3.30
50<WTA≤60	41	3.87
60<WTA	93	8.77

(二) 额外回收方案的补偿标准——CE 测算结果

1. 随机参数 Logit 模型估计结果。在使用随机参数 Logit 模型估计前，本文设定 ASC 和补偿金的参数 (δ_n 和 γ_n) 为固定参数，设定标准化清洗、分类和回收点距离三个指标的参数 (α_n) 服从正态分布。本研究使用 Stata 15.0 软件，对果蔬种植户的效用函数进行估计，回归结果如表 5 所示。

表 5 随机参数 Logit 模型回归结果

	系数	标准误
固定参数		
ASC	-3.954***	0.352
补偿金	0.022***	0.003
随机参数的均值		
标准化清洗	-2.924***	0.362
分类	0.506***	0.174
回收点距离	-1.685***	0.212
随机参数的标准差		
标准化清洗	7.097***	0.667
分类	3.640***	0.372
回收点距离	3.380***	0.357
LR χ^2 (3)	1199.05***	
Log Likelihood	-2647.393	

注：***表示 1% 的显著性水平。

模型的整体拟合优度达到了 1% 的显著性水平。ASC 对果蔬种植户效用有负向影响，且在 1% 的水平上显著，表明受访者更倾向于选择农药包装废弃物的额外回收方案。果蔬种植户已经逐渐认识到农药包装废弃物的危害，不仅包括其中残留农药的危害，还包括不同材质的农药包装废弃物不适当处置的后果，因此对农药包装废弃物额外回收工作持有积极态度。补偿金对果蔬种植户效用有正向影响，且在 1% 的水平上显著，表明补偿金的增加会提高受访者的效用水平。标准化清洗和回收点距离均对果蔬种植户效用有负向影响，且在 1% 的水平上显著，表明受访者偏好不标准化清洗和上门回收农药包装废弃物。在实地调查中，绝大多数受访者在了解到“三次清洗”的操作流程后，认为费时费力，不愿意“三次清洗”；受访者也表示回收点的距离越近越好。分类对果蔬种植户效用有正向影响，且在 1% 的水平上显著，表明受访者偏好分类农药包装废弃物。原因可能有两个方面：一方面，现在农药包装废弃物类型较少，大部分为塑料瓶和塑料袋，分类较为简单；另一方面，一些受访者反映农村专门收废品的人员只愿意回收塑料材质的物品，导致其养成分类习惯。根据估计结果，可以认为受访者倾向于不标准化清洗，对农药包装废弃物进行分类并有专门人员上门回收，同时还能获得较多的补偿金。此外，参数均值的估计结果反映了果蔬种植户对不同指标的相对偏好程度。例如，标准化清洗和回收点距离的系数分别为-2.924 和-1.685，意味着在其他条件不变的情况下，标准化清洗变化 1 个单位（即从“不达标”到“达标”）对果蔬种植户效用的影响约为回收点距离增加 1 公里对果蔬种植户效用影响的 1.74^①倍。

从随机参数的标准差来看，标准化清洗、分类和回收点距离的参数标准差均在 1% 的水平上通过显著性检验，表明果蔬种植户对这些指标的偏好存在显著的异质性。基于指标参数的正态分布设定，可以计算出具有正向或负向偏好的果蔬种植户比例。在 3 个指标中，果蔬种植户对标准化清洗的偏好存在较大的分歧。根据参数的均值和标准差，可以得出 65.98% 的果蔬种植户偏好不标准化清洗农药包装废弃物，55.53% 的果蔬种植户偏好分类农药包装废弃物，69.09% 的果蔬种植户偏好上门回收分类农药包装废弃物^②。由于随机参数 Logit 模型放宽了 IIA 假定，其估计结果可以揭示关于个体偏好的更多信息。

2. 稳健性检验：采用多项 Logit 模型再估计。上文假设受访者对同一指标的偏好存在异质性，使用随机参数 Logit 模型估计了受访者对指标的偏好。为了检验估计结果的稳健性，本文假设所有受访者对同一指标的偏好是同质的，使用多项 Logit 模型对受访者偏好进行估计。由表 6 可知，各变量的显著性水平及系数方向没有实质变化，说明本文结论稳健。

^① -2.924/-1.685=1.74。

^② (0+2.924)/7.097=0.412，查询标准正态分布函数表， $\varphi(0.412)=0.6598$ ；(0-0.506)/3.640=0.139，查询标准正态分布函数表， $\varphi(0.139)=0.5553$ ；(0+1.685)/3.380=0.499，查询标准正态分布函数表， $\varphi(0.499)=0.6909$ 。

	系数	标准误
ASC	-1.29***	0.078
补偿金	0.003***	0.001
标准化清洗	-0.634***	0.054
分类	0.254***	0.053
回收点距离	-0.335***	0.039
LR χ^2 (5)	546.61	
Log Likelihood	-5799.0394	

注：***表示 1% 的显著性水平。

3. 额外回收的补偿标准测算。根据 (14) 式和表 5 中的随机参数 Logit 模型回归结果，可测算出果蔬种植户对额外回收方案的边际受偿意愿 (MWTA)，具体如表 7 所示。MWTA 是指标变动 1 个单位受访者愿意接受补偿的金额，例如：将农药包装废弃物标准化清洗达标，果蔬种植户愿意接受的补偿为 132.16 元/年，占当年农药购买费用的 4.63%。“标准化清洗”是对果蔬种植户效用影响最大的指标，而“分类”的影响最低。这可能是由于与“分类”相比，“标准化清洗”更耗时耗力。此外，笔者在调查中发现，部分果蔬种植户认为清洗农药包装废弃物会威胁自身身体健康，进而难以接受在回收农药包装废弃物前将其标准化清洗干净。

	ASC	标准化清洗	分类	回收点距离
MWTA (元/年)	178.75	132.16	-22.86	76.15

另外，若要求果蔬种植户标准化清洗达标、分类农药包装废弃物并送至 2 公里远的指定回收点，根据 (15) 式可以算出最低额外补偿标准是 82.85 元/年，占当年农药购买费用的 2.9%。

(三) 农药包装废弃物回收的差别化补偿标准

根据本文设定的基础回收方案和额外回收方案以及对果蔬种植户受偿意愿的测算可知，如果果蔬种植户愿意参与“不丢弃农药包装废弃物并收集起来，由专门人员上门收集”的基础回收方案，基于果蔬种植户受偿意愿的最低补偿标准为 22.12 元/年，占当年农药购买费用的 0.78%。如果果蔬种植户继续愿意参与“标准化清洗达标、分类农药包装废弃物并送至 2 公里远的指定回收点”的额外回收方案，基于果蔬种植户受偿意愿的最低补偿标准应为基础回收方案的补偿标准加上额外回收方案的补偿标准，共为 104.97 元/年，占当年农药购买费用的 3.68%。另外，根据 MWTA 的估计结果，通过调整指标的赋值水平可以得到不同的农药包装废弃物回收方案的补偿标准，如表 8 所示。

首先，按照调查区域 10~20 元/时的工时费用，以及调查中询问受访者花费在额外回收方案上的预估计时间（包括预估计清洗、分类农药包装废弃物并送至回收点和学习清洗、分类的总花费工时），可得到果蔬种植户在清洗、分类并送至回收点以及学习清洗、分类方面的工时成本平均为 125.57 元/年，远大于测算的补偿标准。这说明，除了经济动机，还有生态环境保护动机等因素影响果蔬种植户参与农药包装废弃物回收方案。因此，如果仅从机会成本角度测算会高估农户参与农药包装废弃物回

收方案的补偿标准，而通过受偿意愿测算的补偿标准是农户考虑到环境改善带来的效用后其可以接受的最低补偿标准，有利于提高财政资金效率。

其次，不同农药包装废弃物回收方案下果蔬种植户的补偿标准存在差异，这与预期吻合。根据理论分析可知，农户参与回收农药包装废弃物获得的生态补偿应该与其参与的农药包装废弃物回收方案相关。即参与不同的农药包装废弃物回收方案，果蔬种植户会获得不同的环境改善收益和付出不同的成本（包括清洗、分类以及送至回收点等环节的工时成本，清洗用水费用以及学习清洗和分类时耗费的工时成本）。但与预期不同的是，表 8 中的方案三和方案四的补偿标准与方案二相同。这可能是由于果蔬种植户认为方案三和方案四中额外回收方案所带来的生态效益甚至高于其机会成本，参与额外回收方案的意愿非常强。调查中，近 15%的果蔬种植户表示在无补偿的情况下也愿意参与额外回收方案，这也进一步证实了果蔬种植户参与额外回收方案的意愿很强。因此，虽然方案三和方案四中额外回收方案的补偿标准计算结果分别为-26.45 元/年和-46.59 元/年，但可以认为果蔬种植户在无补偿的情况下依然愿意参与方案三和方案四的额外回收方案，即基于果蔬种植户受偿意愿的额外补偿标准为 0 元/年。

表 8 农药包装废弃物回收方案的差别化补偿标准

	基础回收方案	额外回收方案			补偿标准 (元/年)	占当年农药 购买费用比 例 (%)
		标准化清洗	分类	回收点距离 (公里)		
方案一	不愿意参与	不达标	不分类	0	0	0
方案二	愿意参与	不达标	不分类	0	22.12	0.78
方案三	愿意参与	不达标	不分类	2	22.12	0.78
方案四	愿意参与	达标	不分类	0	22.12	0.78
方案五	愿意参与	达标	分类	1.5	66.89	2.34
方案六	愿意参与	达标	分类	2	104.97	3.68

六、结论与政策启示

本文通过对 2020 年陕西省 4 个县 8 个乡镇 1060 个果蔬种植户的实地调查，借助条件价值法和选择实验分别测算果蔬种植户对农药包装废弃物基础回收方案和额外回收方案的受偿意愿，并使用随机参数 Logit 模型识别果蔬种植户对不同农药包装废弃物额外回收方案的偏好以及测算差别化补偿标准，得出以下结论。第一，不同果蔬种植户对额外回收方案指标的偏好存在显著差异。65.98%的果蔬种植户偏好不标准化清洗农药包装废弃物，55.53%的果蔬种植户偏好分类农药包装废弃物，69.09%的果蔬种植户偏好上门回收分类农药包装废弃物。第二，补偿对果蔬种植户参与农药包装废弃物回收方案具有显著的激励作用。根据条件价值法测算，果蔬种植户参与农药包装废弃物基础回收方案的补偿标准是 22.12 元/年，占当年农药购买费用的 0.78%。选择实验测算得出，果蔬种植户参与农药包装废弃物额外回收方案的额外补偿标准是 82.85 元/年，占当年农药购买费用的 2.9%，总补偿标准是 104.97 元/年，占当年农药购买费用的 3.68%。本文认为，不同的农药包装废弃物回收方案应采取差别化的补偿

标准。

基于以上研究结论，本文的政策含义如下。第一，直接以农户参与农药包装废弃物回收的机会成本进行补偿易造成过度补偿，导致财政压力巨大。建议以农户参与回收农药包装废弃物受偿意愿作为制定补偿标准的依据，可在不影响政策效果的前提下减少财政支出，或者在相同财政支出下扩大政策覆盖范围。第二，如果农药包装废弃物回收补偿政策设计的具体回收方案、补偿标准等与农户意愿偏离，易导致执行成本高和效率低。建议基于农户农药包装废弃物回收方案偏好异质性设计更符合现实的补偿标准，并针对不同的农药包装废弃物回收方案，需要考虑制定差别化的补偿标准。第三，在当前中国农药包装废弃物回收实践仍处于初期阶段的现实背景下，最优回收方案难以一蹴而就。建议分阶段推进回收方案的实施，一方面通过宣传和培训，对具有不同回收意愿和能力的农户制定激励其回收行为的方案，另一方面通过对采取最优回收方案的农户进行更高补偿，从而对其他农户产生一定示范和激励作用。

本文的研究结论对完善当前的农药包装废弃物回收补贴政策具有参考价值，同时存在一些局限性。第一，农药包装废弃物回收政策出台时间较短，目前尚未有对其回收补偿标准测算的研究，使本文研究结果缺少与其他研究的相互印证。第二，本文在分析补偿标准差别化的过程中，并没有考虑受访者种植经营的个体化差异，比如种植作物差异、地块差异等，纳入这些因素可能会在一定程度上影响本文得出的结论。这两点是后续农药包装废弃物回收补偿标准测算研究中需要考虑和可以改进的地方。

参考文献

- 1.陈海江、司伟、王新刚，2019：《粮豆轮作补贴：标准测算及差异化补偿——基于不同积温带下农户受偿意愿的视角》，《农业技术经济》第6期。
- 2.陈锡文，2018：《实施乡村振兴战略，推进农业农村现代化》，《中国农业大学学报（社会科学版）》第1期。
- 3.崔艳智、高阳、赵桂慎，2017：《农田面源污染差别化生态补偿研究进展》，《农业环境科学学报》第7期。
- 4.樊辉、赵敏娟、史恒通，2016：《选择实验法视角的生态补偿意愿差异研究——以石羊河流域为例》，《干旱区资源与环境》第10期。
- 5.郭利京、王颖，2018：《中美法韩农药监管体系及施用现状分析》，《农药》第5期。
- 6.胡振通、孔德帅、靳乐山，2015：《草原生态补偿：草畜平衡奖励标准的差别化和依据》，《中国人口·资源与环境》第11期。
- 7.扈映，2015：《农药废弃包装物回收机制的探索及启示——基于浙江、上海实践的分析》，《农业部管理干部学院学报》第4期。
- 8.冀名峰、李琳，2020：《农业生产托管：农业服务规模经营的主要形式》，《农业经济问题》第1期。
- 9.蒋琳莉、张俊飏、何可、田云，2014：《农业生产性废弃物资源处理方式及其影响因素分析——来自湖北省的调查数据》，《资源科学》第9期。
- 10.蒋琰，2019：《一碧千里绿更浓——黑龙江省勤得利农场、北大荒股份勤得利分公司生态文明建设巡礼》，《农场经济管理》第5期。

- 11.焦少俊、单正军、蔡道基、徐宏, 2012: 《警惕“农田上的垃圾”——农药包装废弃物污染防治管理建议》, 《环境保护》第18期。
- 12.李成龙、张倩、周宏, 2021: 《社会规范、经济激励与农户农药包装废弃物回收行为》, 《南京农业大学学报(社会科学版)》第1期。
- 13.李美叶、郑振涛, 2013: 《济南市农村地区农药包装废弃物回收模式探讨》, 《环境卫生工程》第5期。
- 14.李晓平、谢先雄、赵敏娟, 2019: 《耕地面源污染治理: 纳入生态效益的农户补偿标准》, 《西北农林科技大学学报(社会科学版)》第5期。
- 15.李志涛、王夏晖、陆军、高彦鑫、李松, 2015: 《国内外对农药包装废弃物回收的主要做法与经验》, 《环境污染与防治》第2期。
- 16.刘春腊、刘卫东、陆大道, 2014: 《生态补偿的地理学特征及内涵研究》, 《地理研究》第5期。
- 17.刘刚, 2018: 《北京出台2018年农药包装废弃物回收处置方案》, 《农药市场信息》第5期。
- 18.刘丽, 2010: 《我国国家生态补偿机制研究》, 青岛大学博士学位论文。
- 19.柳荻、胡振通、靳乐山, 2019: 《基于农户受偿意愿的地下水超采区休耕补偿标准研究》, 《中国人口·资源与环境》第8期。
- 20.龙耀, 2018: 《野生动物致损与经济补偿的诸多选项》, 《改革》第2期。
- 21.欧阳志云、郑华、岳平, 2013: 《建立我国生态补偿机制的思路与措施》, 《生态学报》第3期。
- 22.郗建荣, 2015: 《环保部起草〈农药包装废弃物回收处理管理办法(试行)〉》, 《农药市场信息》第12期。
- 23.宋敏、金贵, 2019: 《规划管制背景下差别化耕地保护生态补偿研究: 回顾与展望》, 《农业经济问题》第12期。
- 24.孙博、段伟、丁慧敏、冯彦、温亚利, 2017: 《基于选择实验法的湿地保护区农户生态补偿偏好分析——以陕西汉中朱鹮国家级自然保护区周边社区为例》, 《资源科学》第9期。
- 25.王琰, 2017: 《农药包装废弃物的管理模式探讨》, 《农药市场信息》第18期。
- 26.王子君、刘静、王永强, 2016: 《农民参与农药包装废弃物的回收模式分析》, 《中国科技信息》第1期。
- 27.魏珣、杜志雄, 2018: 《农户参与农药包装废弃物回收工作的意愿及其影响因素——基于Logistic和半对数模型的实证分析》, 《世界农业》第1期。
- 28.徐涛、姚柳杨、乔丹、陆迁、颜俨、赵敏娟, 2016: 《节水灌溉技术社会生态效益评估——以石羊河下游民勤县为例》, 《资源科学》第10期。
- 29.姚春生、侯方安、陈海燕, 2021: 《粮食安全与农业机械化的逻辑关系及其政策启示——基于三种主要粮食种植成本收益的中美比较》, 《中国农机化学报》第1期。
- 30.姚柳杨, 2018: 《休耕的社会福利评估——以武威市为例》, 西北农林科技大学博士学位论文。
- 31.于岚岚、夏自强、李琼芳、蔡涛、郭利丹、谢伟, 2012: 《不同土地利用方式对流域非点源污染模拟的影响》, 《水电能源科学》第4期。
- 32.俞振宁、谭永忠、吴次芳、张晓滨, 2017: 《基于兼业分化视角的农户耕地轮作休耕受偿意愿分析——以浙江省嘉善县为例》, 《中国土地科学》第9期。
- 33.岳瑾、周春江、王俊伟、杨建国、贾峰勇、董杰、李云龙, 2014: 《北京市农药包装废弃物回收处理的现状、成

效与展望》，《北京农业》第33期。

34.赵艺华、周宏，2021：《社会信任、奖惩政策能促进农户参与农药包装废弃物回收吗？》，《干旱区资源与环境》第4期。

35.周洁、侯云霞、祖拜旦木·吐拉甫、祖力菲娅·买买提，2019：《新疆差异化草原生态补偿标准研究》，《江西农业学报》第2期。

36.邹坤，2011：《论农药包装废弃物对环境的影响及对策》，《安徽农业科学》第15期。

37.Azevedo, C. D., and M. Christie, 2009, "Testing the Consistency between Standard Contingent Valuation, Repeated Contingent Valuation and Choice Experiments", *Journal of Agricultural Economics*, 60(1): 154-170.

38.Bondori, A., A. Bagheri, M. S. Allahyari, and C. A. Damalas, 2018, "Pesticide Waste Disposal Among Farmers of Moghan Region of Iran: Current Trends and Determinants of Behavior", *Environmental Monitoring and Assessment*, 191(1):30.

39.Carson, R. T., 2001, "Resources and Environment: Contingent Valuation", *International Encyclopedia of the Social & Behavioral Sciences*, 14(2):13272-13275.

40.Christie, M., N. Hanley, and S. Hynes, 2007, "Valuing Enhancements to Forest Recreation Using Choice Experiment and Contingent Behaviour Methods", *Journal of Forest Economics*, 13(2-3): 75-102.

41.Dachary-Bernard, J., and T. Rambonilaza, 2012, "Choice Experiment, Multiple Programmes Contingent Valuation and Landscape Preferences: How Can We Support the Land Use Decision Making Process?", *Land Use Policy*, 29(4):846-854.

42.Hanley, N., D. MacMillan, R. E. Wright, C. Bullock, I. Simpson, D. Parsisson, and B. Crabtree, 1998, "Contingent Valuation Versus Choice Experiments: Estimating the Benefits of Environmentally Sensitive Areas in Scotland", *Journal of Agricultural Economics*, 49(1): 1-15.

43.Hensher, D. A., and W. H. Greene, 2003, "The Mixed Logit Model: The State of Practice", *Transportation*, 30(2): 133-176.

44.Hensher, D. A., J. M. Rose, and W. H. Greene, 2015, *Applied Choice Analysis (Second edition)*, Cambridge: Cambridge University Press.

45.Jallow, M. F. A., D. G. Awadh, M. S. Albaho, V. Y. Devi, and B. M. Thomas, 2017, "Pesticide Knowledge and Safety Practices Among Farm Workers in Kuwait: Results of A Survey", *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 14(4): 340.

46.Li, M. Y., J. J. Wang, K. Chen, and L. B. Wu, 2020, "Willingness and Behaviors of Farmers' Green Disposal of Pesticide Packaging Waste in Henan, China: A Perceived Value Formation Mechanism Perspective", *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 17(11):3753.

47.Mensah, S., R. Veldtman, A. E. Assogbadjo, C. Ham, R. Glèlè Kakaï, and T. Seifert, 2017, "Ecosystem Service Importance and Use Vary with Socio-environmental Factors: A Study from Household-surveys in Local Communities of South Africa", *Ecosystem Services*, 23: 1-8.

48.Mohanty, M. K., B. K. Behera, S. K. Jena, S. Srikanth, C. Mogane, S. Samal, and A. A. Behera, 2013, "Knowledge Attitude and Practice of Pesticide Use among Agricultural Workers in Puducherry, South India", *Journal of Forensic and Legal Medicine*, 20(8): 1028-1031.

49.Pagiola, S., and G. Platais, 2007, *Payments for Environmental Services: From Theory to Practice*, Washington: World Bank.

50.Recena, M. C. P., E. D. Caldas, D. X. Pires, and E. R. J. C. Pontes, 2006, "Pesticides Exposure in Culturama, Brazil—Knowledge, Attitudes, and Practices", *Environmental Research*, 102(2): 230-236.

51.Thuy, P. T., B. M Campbell, and S. Garnett, 2009, "Lessons for Pro-Poor Payments for Environmental Services: An Analysis of Projects in Vietnam", *Asia Pacific Journal of Public Administration*, 31(2):117-133.

52.Zemo, K. H., M. Termansen, 2018, "Farmers' Willingness to Participate in Collective Biogas Investment: A Discrete Choice Experiment Study", *Resource and Energy Economics*, 52:87-101.

(作者单位: ¹西北农林科技大学经济管理学院;

²陕西农村经济与社会发展协同创新研究中心;

³陕西师范大学国际商学院)

(责任编辑: 黄 易)

The Standard Measurement of Differential Compensation for Pesticide Packaging Waste Recycling: An Empirical Analysis Based on 1060 Fruit and Vegetable Farmers in Shaanxi Province

LIU Jiyao NI Qi YAO Liuyang LU Weinan ZHAO Minjuan

Abstract: Based on the survey data collected from 1060 fruit and vegetable farmers in 4 counties and 8 towns in Shaanxi Province, this article uses the contingent valuation method and the choice experiment method to calculate fruit and vegetable farmers' willingness to participate in the basic and additional recycling programs of pesticide packaging waste, respectively. The random parameter logit model is used to identify their preferences for different pesticide packaging waste recycling programs and measure the differentiated compensation standards. The results show that, firstly, there are significant differences in the preferences of different fruit and vegetable farmers for recycling attributes. Secondly, the compensation standard for fruit and vegetable farmers who participate in the basic recycling program of pesticide packaging waste is 22.12 yuan/year, accounting for 0.78% of the annual cost of pesticide purchase. The additional compensation standard for fruit and vegetable farmers who participate in the additional recycling program of pesticide packaging waste is 82.85 yuan/year, accounting for 2.9% of the annual cost of pesticide purchase, and the total compensation standard is 104.97 yuan/year, accounting for 3.68% of the annual cost of pesticide purchase. Therefore, it is necessary to consider differential compensation standards for different recycling programs of pesticide packaging waste.

Keywords: Pesticide Packaging Waste Recycling; Compensation Standard; Differential Compensation; Choice Experiment; Contingent Valuation Method

流通业发展对城乡收入差距的影响*

——基于公有制经济调节效应的分析

谢莉娟^{1,2} 万长松¹ 武子歆¹

摘要：本文从理论上阐释了流通业发展影响城乡收入差距的机制以及公有制经济在其中的调节效应，并基于2006—2018年的省级面板数据，利用固定效应模型进行了检验。研究发现：流通业发展有助于缩小城乡收入差距，而公有制经济能够强化这一效应；异质性检验表明，流通业发展对城乡收入差距的缩小效应主要表现在批发零售行业和互联网发展水平较高的地区，公有制经济的调节效应主要表现在物流运输行业和互联网发展水平较高的地区，且集体经济的调节效应更突出。进一步从收入视角看，流通业发展主要通过提高农村居民收入而实现城乡收入差距的缩小，公有制经济正向调节农村居民收入的增加。未来应强化公有制经济在流通领域的主体作用，并结合以互联网为基础的数字经济发展，以进一步放大流通业发展对缩小城乡收入差距、推动城乡共同富裕的积极作用。

关键词：流通业 城乡收入差距 公有制经济 农村居民收入 城镇居民收入

中图分类号：F724 F323 **文献标识码：**A

一、引言

在中国经济社会发展取得巨大成就并创造高速增长奇迹的背后，流通业对于支撑社会生产和人民生活、衔接供产销并优化供需结构性匹配发挥了关键作用，正日益成为国民经济的基础性和先导性产业（王晓东、谢莉娟，2020）。党的十八大，特别是党的十九大以来，国家密集出台了一系列政策文件加大支持流通业发展^①。2020年9月9日，习近平总书记主持召开中央财经委员会第八次会议，强调“构建新发展格局，必须把建设现代流通体系作为一项重要战略任务来抓……在社会再生产中，流

*本文研究得到国家社会科学基金重大项目“新时代流通服务业高质量发展的路径选择与政策体系构建”（批准号：18ZDA058）的资助。感谢匿名审稿专家提出宝贵的修改建议。文责自负。

^①2012年至今，国务院及商务部等印发的关于推动流通改革的政策文件多达40多个，包括《关于深化流通体制改革加快流通产业发展的意见》（国发[2012]39号）、《关于促进内贸流通健康发展的若干意见》（国办发[2014]51号）、《关于深入实施“互联网+流通”行动计划的意见》（国办发[2016]24号）、《关于加快发展流通促进商业消费的意见》（国办发[2019]42号），等等。

通效率和生产效率同等重要”^①。同年10月，党的十九届五中全会通过了《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十四个五年规划和二〇三五年远景目标的建议》^②，再次强调“构建现代物流体系”“健全现代流通体系”等。由此可见，统筹推进流通业发展将是下阶段中国经济工作的重中之重。

在中国特色社会主义市场经济制度下，需要特别关注的一个发展问题是：流通业在提升国民经济总体运行效率，特别是在疏通城乡一体化市场的过程中，能否承担巩固脱贫攻坚成果和推动实现城乡共同富裕的历史使命？更具体而言，本文要探讨的一个相关研究问题是：流通业发展能否有效地缩小城乡收入差距？改革开放以来，中国居民收入差距表现为先增后减的态势，最近几年则处于高位徘徊状态（李实、朱梦冰，2018），而其中很大一部分收入分配不均来源于城乡之间的收入差距（Young，2013；罗知等，2018）。着力缩小城乡收入差距是中国新时代经济社会高质量发展的必然体现，也是社会主义市场经济要实现共同富裕目标的长期要求。2021年2月25日，习近平总书记在全国脱贫攻坚总结表彰大会上庄严宣告中国脱贫攻坚战取得全面胜利，特别是完成了消除绝对贫困的艰巨任务。但放眼未来，相对贫困依然存在，实现城乡居民共同富裕仍然任重道远。对于流通业来说，在其畅通国民经济循环和带动城乡经济一体化的过程中，只有契合收入差距不断缩小的城乡共同富裕目标，才是符合中国社会主义本质要求的发展路径。结合以往经验，流通业具有较突出的就业吸纳效应（王晓东、谢莉娟，2010），并能促进城乡双向流通和市场一体化（夏春玉等，2009），说明流通业至少包含着扩大就业、提振乡村市场等有益于城乡共同发展的潜在作用。而一段时期以来，电商扶贫正作为新兴扶贫渠道日益显现出以流通促进乡村产业振兴、帮助农村劳动者减贫增收的巨大潜力。在此背景下，流通业发展与城乡收入差距的关系就更值得关注，并有待于经验数据的检验。

事实上，关于中国现实存在的城乡收入差距及其成因，是个既老又新的研究问题。作为一个老问题，它与中国经济体制转轨相伴而生，是城乡二元经济结构下必然关注的问题；作为一个新问题，它又是新时代加快突破发展不平衡不充分问题和全面推进乡村振兴的重要着力点之一。伴随中国经济改革的变迁，既有文献从不同角度分析了城乡收入差距的影响因素。例如从制度视角，有研究将城乡收入差距归因于重工业优先发展战略、城乡分割的管理制度和经济政策等既往制度因素（蔡昉、杨涛，2000；陈斌开、林毅夫，2013）。再如从要素或资源差异视角，有研究探讨人力资本投资和教育投入（陈斌开等，2010）、金融资源（乔海曙、陈力，2009）、土地要素（钱忠好、牟燕，2013）等对城乡收入差距的影响效果和相关机制，新近研究还进一步关注了互联网普及（程名望、张家平，2019）、工业智能化（刘欢，2020）、高铁开通（余泳泽、潘妍，2019）等技术或基础设施的影响。此外，相关文献还涉及城镇化（陆铭、陈钊，2004）、产业结构（穆怀中、吴鹏，2016）等城市发展和产业转型因素。

^①资料来源：《习近平主持召开中央财经委员会第八次会议强调 统筹推进现代流通体系建设 为构建新发展格局提供有力支撑 李克强王沪宁韩正出席》，http://www.xinhuanet.com/politics/2020-09/09/c_1126473726.htm。

^②资料来源：《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十四个五年规划和二〇三五年远景目标的建议》，http://www.gov.cn/zhengce/2020-11/03/content_5556991.htm。

在现有文献的基础上，本文将增加流通业发展这一视角的影响因素分析，并结合中国以公有制经济为主体的基本经济制度特点，探讨其发挥作用的边界条件。本文可能的研究贡献有以下三个方面。第一，本文将当前备受关注的流通业发展作为切入点，为探讨城乡收入差距的影响因素贡献了新视角；同时为更全面地理解社会再生产中的流通职能提供研究启示。现有文献大多关注流通作为社会再生产中的“交换的要素”对生产和消费的影响，而忽略了其对分配的作用，本文则通过聚焦城乡间的收入分配问题，在一定程度上阐释了这一问题，延展了对流通职能的分析视角。第二，本文在分析流通业发展对城乡收入差距的影响时，进一步考察了公有制经济的调节效应，结合中国基本经济制度特点，为更好地发挥流通业缩小城乡收入差距的潜能提供了贴近现实的政策启发。第三，本文进一步从城乡居民收入视角探析流通业发展作用于城乡收入差距的相关机制，为进一步的政策启发提供经验证据。

二、理论分析

（一）流通业发展对城乡收入差距的潜在影响

根据马克思主义政治经济学，在社会再生产有机整体中，就交换对分配的影响来说，交换的形式决定了分配的形式，分配只有通过交换才能最终实现，而商品价格的高低变动还会引起交易双方经济收入的再分配。流通既是“交换的一定要素”，是“从总体上看交换”^①，又是“交换过程连续进行的整体”^②。作为连接供给和需求两侧的中枢，流通不仅同时影响着分配、生产和消费，进而影响社会再生产的总过程，在一定程度上还是调整经济发展、改善经济结果的重要扳手。已有研究肯定了流通业在扩大就业、提升收入水平、促进经济增长等方面的作用（赵凯、宋则，2009；王晓东、谢莉娟，2010）。但在进一步讨论其对城乡收入差距的影响时，由于城乡居民收入的主要构成存在差异，即农村居民收入主要来源于工资性收入和经营性收入，而城镇居民收入主要来源于工资性收入和转移性收入^③，再加之流通业自身的结构特点及其与不同技术条件或所有制类型相结合所产生的异质性，其对城乡居民收入的具体作用机制也不尽相同，从而对城乡收入差距存在着正反两方面的潜在影响。当城镇居民收入增长快于农村居民收入时，城乡收入差距扩大，反之则缩小。

一方面，当城乡商贸流通所带来的分配红利更偏向农村时，流通业发展就显现出缩小城乡收入差距的作用。中国农业生产主体往往规模偏小、生产相对分散（杨德才、王明，2016），且生产经营过程中资本、技术等要素投入相对不足，导致农业劳动生产率相对偏低（骆永民等，2020）。再加上农产品本身的季节性、易腐性特征，“卖难”问题较为普遍，农民经营创收能力较弱。而流通业的发展，

^①马克思、恩格斯，2012：《马克思恩格斯选集（第2卷）》，中共中央马克思恩格斯列宁斯大林著作编译局译，北京：人民出版社，第698页。

^②马克思、恩格斯，1998：《马克思恩格斯全集（第31卷）》，中共中央马克思恩格斯列宁斯大林著作编译局译，北京：人民出版社，第445页。

^③根据2019年的统计数据，农村居民工资性收入和经营性收入占比分别为41.09%和35.97%，城镇居民工资性收入和转移性收入占比分别为60.35%和17.85%（数据来源：<https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01>）。

包括城乡之间商贸和物流体系的畅通以及渠道网络的双向整合，可以打通城乡经济循环的堵点，促进商品、技术、人才、要素和资源的自由流动，降低要素报酬和商品价格的城乡差异，帮助农民“保住收入”和“创造收入”。更具体而言，其一，流通业发展可通过充分发挥“媒介商品交换”的价值实现功能，帮助农民“保住收入”。尤其是流通业中的批发零售业，可以通过发挥价格发现、风险分担的作用，缓解由信息不对称造成的农产品滞销情况，保障农产品的价值实现，改变农民在城乡交易过程中的弱势地位。而基于互联网技术的支持，流通新业态还使得批发和零售商业突破了时空限制，以即时性的市场需求指导农业生产，愈发扩展了农产品的销售途径和市场范围，物流业与互联网信息技术的结合也为流通渠道的疏通提供了极大支持，进一步缓解了农产品“卖难”问题，增加了农民经营性收入的保障。其二，流通业发展有利于促进农村地区生产经营，提升农业生产率。流通业发展，通过城乡间商品和要素流通渠道的畅通以及交通运输基础设施的建设和完善，使农村生产经营获得更多的增量资源要素，同时可盘活农村存量资源要素，拉动农村经济增长和带动农村特色产业发展。相对于城镇地区，农村生产经营的发展可释放更多的边际生产率，进而有利于农村居民获得更多的财产性和经营性收入。其三，流通业发展能够为农村居民创造更多的就业岗位。流通业由于其点多面广、准入宽松等特性，发挥着增加社会就业的基础性作用（黄国雄，2005），而相较于城镇居民更多通过正规就业形式获取工资性收入（杨凡，2015），流通业作为非正规经济的主要阵地（刘波、李金昌，2017），着重为农村转移人口提供更多的就业岗位，更有利于农村居民获取工资性收入，是农村居民创造收入的重要途径。随着互联网经济的发展，流通新业态催生了许多新的职业并创造出更多的就业岗位，如直播、快递等，使农村居民有更多创造收入的机会。

另一方面，当流通业发展红利更多地被城镇居民获取时，城乡收入差距也存在进一步扩大的风险。相比第二、三产业，传统农业作为一种生产周期长、风险大、资本投资回报率低的弱质产业（Schultz, 1961），对社会投资的吸引能力较弱。流通业发展可能会加速农村资源向城镇集聚，形成对农村资源的虹吸效应，从而更有利于城镇生产经营的发展。并且，交通运输基础设施的完善以及互联网技术的发展，在为生产资料下乡和农产品进城创造更多机会的同时，也为城镇居民发现商机和城镇吸引农村资源提供了更大的便利。在这种情况下，城镇生产经营的发展会快于农村，由此可能进一步扩大城乡收入差距。尤其是随着流通新业态的涌现，具有技术、资本和教育相对优势的城镇居民在创新创业方面更具竞争力，可能会加大城乡收入差距，且这种差距难以通过农村转移人口的就业途径来弥补。即便流通业能够吸引大量农村转移劳动力就业，但相对于农村居民，城镇居民在受教育水平、劳动技能以及资源等方面具有相对优势，从而获得较高的薪资报酬。并且，由于一直以来存在的户籍制度因素，从农村转移至城镇的农民工与城镇居民之间存在就业歧视现象（吴晓刚、张卓妮，2014），这可能进一步加剧了农村转移劳动力和城镇居民就业的不平等，并导致城乡居民工资性收入差距的扩大。

（二）公有制经济对流通业发展的收入分配效应的影响

除了上述一般性分析，结合中国基本经济制度的特殊性，还应进一步考虑流通领域公有制经济成分的影响。以国有经济、集体经济等为代表的公有制经济占主体地位是社会主义共同富裕目标实现的根本保障（徐传谔、翟绪权，2015），公有制经济作为“普照之光”的影响力，可以带动各类经济主

体承担更多的社会责任和宏观职能,是防止收入差距过大的必要条件(程恩富、刘伟,2012)。因此,在探究流通业发展对城乡收入差距的影响时,不能脱离中国以公有制经济为主体的基本经济制度特点,应将流通领域的公有制经济成分纳入分析框架中。在中国全面推进乡村振兴的过程中,在流通领域始终保有一定比例的公有制经济,有助于更好地发挥流通业在缩小城乡收入差距中的作用。

一方面,公有制经济能够强化流通业发展对城乡收入差距的缩小效应。其一,国家可通过公有制经济加强和完善流通基础设施建设,为农业生产经营提供基础条件。基础设施一般具有投资规模大、建设周期长、功能覆盖面广的特点,且兼具网络效应和准公共品等性质(李平等,2011),往往需要国家进行大规模投资,而以国有企业为代表的公有制经济则是国家基础设施建设的主导力量。以公有制经济为主导,能够突显社会主义集中力量办大事的制度优势,加快推进流通基础设施建设,从而畅通农产品向城镇市场的运输和销售,扩展农产品流通渠道和提升流通效率,进一步激发流通业发展对农产品价值实现和农民收入增长的促进作用。其二,公有制经济能够引导农村生产经营主体组织化、规范化发展,增强流通业发展对农村居民的创收和保收作用。中国传统农业以小农生产经营为主,产品质量参差不齐,生产组织化程度低,市场竞争力弱。流通领域公有制经济的发展,尤其是农村集体经济组织的发展,可为农村居民提供创收的机会和平台,使农民在集体经济中结成利益整体,有利于提高农户在农村产业链中的地位,增强农户在农产品流通过程中的议价能力(纪宝成,2017),进一步保障流通业发展在推动农民增收保收方面的作用。并且,通过与互联网等新技术的结合,农村集体经济组织更有实力和优势融入互联网经济,通过电子商务的助力,突破时空因素对农产品交易范围的限制,加速振兴乡村经济、培育优势产业和促进农民增收。

另一方面,公有制经济能够保障经济发展红利在城乡间的合理分配,抑制城乡收入差距随着流通业发展而扩大的潜在风险。其一,流通领域公有制经济成分的存在,可引导城镇资源要素向收益率较低的农村地区流动,减缓城镇对农村资源要素的虹吸作用,进而有利于增加农村地区资源要素的数量和质量,促进农业生产经营发展。例如,在基础设施建设、活跃农村市场等方面体现国有企业等公有制经济的担当,为其他所有制形式的经济组织投资农村起到示范引领作用。在互联网技术支持下,公有制经济的示范行为能够以更快的速度和在更大范围内被社会经济主体获知,且互联网为社会投资提供更多样化的投资渠道,进而会进一步促进城镇资本向农村地区的流动。其二,流通领域公有制经济也可在一定程度上遏制流通领域的过度逐利性动机,克服私人资本的自发性和盲目性,减少流通领域的不正当竞争,进而有助于缓解流通业发展过程中可能出现的城乡分配不均、农民利益受损等潜在风险。

综上,从理论角度来说,流通业发展对城乡收入差距的影响可能存在正面、负面两种效应,而其中的公有制经济成分会放大流通业发展对城乡收入差距的缩小机制,且规避其负面效应,但其具体效应仍有待检验。

三、研究设计

(一) 模型设定

为考察流通业发展水平对城乡收入差距的影响,本文构建如下双向固定效应模型:

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Cir_{it} + \alpha_2 X_{it} + d_i + m_t + e_{it} \quad (1)$$

在(1)式的基础上,为考察公有制经济的调节作用,本文加入流通领域公有制经济比重及其与流通业发展水平的交互项,构建如下模型:

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Cir_{it} + \alpha_2 Cir_{it} \times Public_{it} + \alpha_3 Public_{it} + \alpha_4 X_{it} + \delta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

(1)式和(2)式中,被解释变量 Y_{it} 为第 i 省(区、市)第 t 年的城乡收入差距;核心解释变量 Cir_{it} 为第 i 省(区、市)第 t 年的流通业发展水平;调节变量 $Public_{it}$ 为第 i 省(区、市)第 t 年流通领域公有制经济比重; $Cir_{it} \times Public_{it}$ 为流通业发展水平与公有制经济比重的交互项; X_{it} 为系列控制变量向量; δ_i 、 μ_t 和 ε_{it} 分别为省份固定效应、时间固定效应和随机误差项。

为了进一步从城乡居民收入视角探析流通业发展作用于城乡收入差距的相关机制,以检验流通业发展对城镇和农村居民收入的影响,本文构建如下模型:

$$Income_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Cir_{it} + \alpha_2 Cir_{it} \times Public_{it} + \alpha_3 Public_{it} + \alpha_4 X_{it} + d_i + m_t + e_{it} \quad (3)$$

(3)式中,被解释变量 $Income_{it}$ 为收入变量,分别为农村居民收入($Incomer_{it}$)和城镇居民收入($Incomec_{it}$),其余变量和参数设定均与(1)式和(2)式相同。

(二) 变量选取与说明

1.被解释变量。(1)城乡收入差距。现有研究常用城镇居民人均可支配收入与农村居民人均可支配(纯)收入的比值衡量城乡收入差距(余泳泽、潘妍,2019),本文考虑到地区城乡人口因素对城乡收入差距的影响,参考既有文献的做法(王少平、欧阳志刚,2007),采用泰尔指数(Theil)来表征城乡收入差距。泰尔指数的计算公式为:

$$Theil_{it} = \sum_{j=1}^2 \left(\frac{I_{j,t}}{I_{i,t}} \right) \ln \left(\frac{I_{j,t}}{I_{i,t}} / \frac{Z_{j,t}}{Z_{i,t}} \right) \quad (4)$$

(4)式中, $j=1,2$,分别表示城镇和农村地区, $I_{i,t}$ 表示 i 地区在 t 时期城镇居民或农村居民总收入, $I_{i,t}$ 表示 i 地区 t 时期城镇和农村地区居民总收入; $Z_{i,t}$ 表示 i 地区在 t 时期城镇或农村地区的人口数量, $Z_{i,t}$ 表示 i 地区 t 时期城镇和农村地区的总人口数。本文同时采用城镇居民人均可支配收入与农村居民人均可支配(纯)收入之比(Gap)用以稳健性分析。

(2)农村居民收入($Incomer$)和城镇居民收入($Incomec$)。本文将在进一步的机制分析中同时探讨流通业发展对城镇居民收入和农村居民收入的影响,从收入视角探析其作用于城乡收入差距的相关机制。在机制分析中,城镇居民收入用城镇居民人均可支配收入的对数表示,农村居民收入用农村居民人均可支配(纯)收入的对数表示。

2.解释变量:流通业发展水平(Cir)。依据纯粹流通费用与生产性流通费用的劳动性质和类属,

流通业可划为两大子产业，即体现生产性劳动性质、主要反映生产性流通过程的物流运输业，以及着重体现媒介性劳动性质、主要反映纯粹流通过程的批发零售业（王晓东、谢莉娟，2020）。基于此，并考虑到统计年鉴中统计口径的一致性，本文选取“交通运输、仓储和邮政业”以及“批发和零售业”来分别表征流通业的不同子产业，并以对应行业的增加值之和的对数来反映流通业发展水平。

3.调节变量：公有制经济比重（*Public*）。流通领域公有制经济比重是本文的重要调节变量，现有文献在考察所有制关系时一般从就业角度进行衡量（陈斌开、林毅夫，2013；谢莉娟等，2018），本文藉此采用流通业中公有制单位年末就业人数与流通业城镇单位年末就业人数之比来衡量流通领域公有制经济比重。本文中，公有制单位包括国有单位和集体单位^①。

从就业角度对流通领域公有制经济进行衡量会忽略不同所有制部门间的人力资本差异，比如，相较于非国有部门，国有部门往往具有明显的人力资本优势（张车伟、薛欣欣，2008），并由此导致不同部门间工资收入的差异。因此，从就业角度对公有制经济进行度量可能无法真实反映不同部门间资本构成的差异，本文进一步从工资视角出发，利用流通业中公有制单位工资总额与流通业城镇单位工资总额之比来重新定义流通领域公有制经济比重，以进行稳健性检验。

4.控制变量。为控制其他因素对城乡收入差距的影响，本文分别选取如下控制变量：①实际人均地区生产总值的对数，以控制地区经济发展水平（*Rgdp*）；②普通高等学校在校学生数占地区年末常住人口的比重，以控制地区教育水平（*Edu*）；③地区单位面积人口数量，以控制地区人口密度（*Den*）；④地区每百人国内发明专利申请受理量的对数，以控制地区创新水平（*Tech*）；⑤公路里程数、内河航道里程数和铁路营业里程数之和与地区区域面积之比的对数，以控制交通基础设施水平（*Road*）；⑥第一产业增加值占地区生产总值的比重，以控制地区产业结构（*Str*）。

本文进一步将互联网发展指数（*Web*）作为样本分组标准，进行异质性分析。互联网发展指数的计算参考现有文献（谢莉娟等，2018；左鹏飞等，2020），从互联网基础资源和互联网应用两个角度选取指标，并利用熵权法确定各个指标的权重后综合而成。本文分别选取人均互联网宽带接入端口数、人均网站个数、人均域名数和互联网普及率（互联网上网人数/年末常住人口数）作为相关指标^②。

（三）数据来源

本文采用全国2006—2018年间31个省（区、市）的面板数据。其中，计算泰尔指数有关的城镇居民人均可支配收入、城镇人口数量、农村居民人均可支配收入（纯）收入和乡村人口数，以及衡量流通

^①感谢审稿专家提示可能存在遗漏部分混合所有制情形下的公有制单位。在《中国劳动统计年鉴》的统计口径中，城镇单位包含：国有单位、集体单位和其他单位三大类，其他单位中同时包含国有联营、集体联营和国有独资三部分公有制单位形式，但在细分行业情况下缺少对国有联营、集体联营和国有独资的分类。囿于数据的可获取性，本文通过国有联营、集体联营和国有独资单位年末就业人数占其他单位年末就业人数的比例来估算在其他单位中流通业公有制单位年末就业人数（详见后文），并将该部分纳入研究中，以进行稳健性分析。

^②由于2017年和2018年各地区互联网上网人数数据缺失，故使用前三年互联网上网人数的平均增长率来估算2017年和2018年的互联网上网人数。

业发展水平的“批发和零售业”以及“交通运输、仓储和邮政业”的增加值，均来源于国家统计局地区数据分省年度数据库^①。计算公有制经济比重所使用的流通业公有制单位就业人员数（工资总额）与流通业城镇单位就业人员数（工资总额），来源于《中国劳动统计年鉴》^②。互联网相关指标主要来源于国家统计局地区数据分省年度数据库，其中，2006—2010年地区域名数和网站数通过中国互联网络信息中心发布的《中国互联网络发展状况统计报告》^③进行补充。其他数据均来源于国家统计局地区数据分省年度数据库。在回归分析前，城镇居民人均可支配收入、农村居民人均可支配（纯）收入和流通业增加值分别按照以2006年为基期的地区城镇居民消费价格指数、农村居民消费价格指数和第三产业增加值指数平减。表1给出了变量定义和描述性统计。

表1 变量描述性统计结果 (N=403)

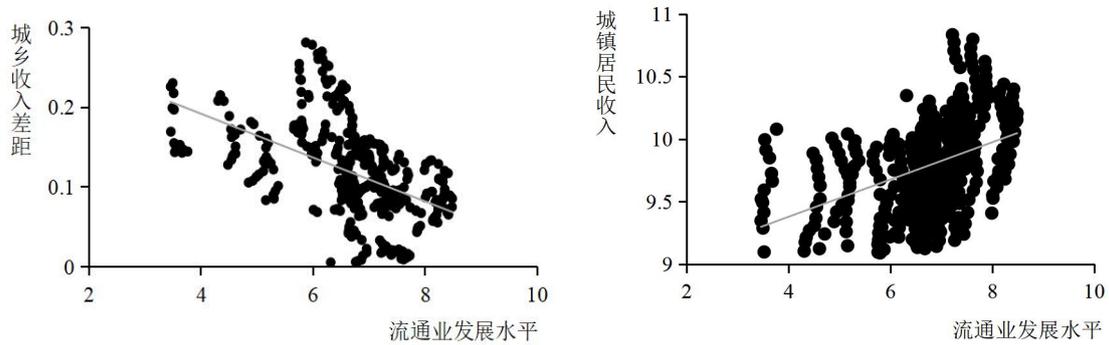
变量名称	变量符号	变量定义	平均值	标准差
城乡收入差距	<i>Theil</i>	泰尔指数，计算过程详见上文	0.1180	0.0572
农村居民收入	<i>Incomer</i>	农村居民人均可支配（纯）收入（元），取对数	8.7487	0.5337
城镇居民收入	<i>Incomec</i>	城镇居民人均可支配收入（元），取对数	9.7813	0.3624
流通业发展水平	<i>Cir</i>	“批发和零售业”以及“交通运输、仓储和邮政业”的增加值之和（亿元），取对数	6.6967	1.0559
公有制经济比重	<i>Public</i>	流通业中公有制单位年末就业人数比流通业城镇单位年末就业人数	0.4937	0.2121
互联网发展指数	<i>Web</i>	利用熵权法计算而来	0.1426	0.1986
地区经济发展水平	<i>Rgdp</i>	实际人均地区生产总值（万元），取对数	2.0345	1.0583
地区教育水平	<i>Edu</i>	普通高等学校在校学生数占地区年末常住人口的比重（%）	1.7682	0.5760
地区人口密度	<i>Den</i>	地区单位面积人口数量（千人/平方公里）	0.4385	0.6578
创新水平	<i>Tech</i>	地区每百人国内发明专利申请受理量（项），取对数	5.2227	1.3617
产业结构	<i>Str</i>	第一产业增加值占地区生产总值的比重	0.1059	0.0545
基础设施	<i>Road</i>	公路里程数、内河航道里程数和铁路营业里程数之和与地区区域面积之比（公里/平方公里），取对数	1.2168	0.6737

本文进一步根据样本数据绘制了流通业发展与各被解释变量的散点图（见图1）。其中，图1（a）给出的是流通业发展（*Cir*）与城乡收入差距（*Theil*）的散点图及线性拟合关系，二者表现为明显的负向关系，即流通业发展水平越高，城乡收入差距越小。图1（b）和（c）进一步给出了流通业发展水平分别与城镇居民收入（*Incomec*）、农村居民收入（*Incomer*）的散点图和线性拟合关系，流通业发展与城乡居民收入均呈现明显的正向关系。以上分析仅反映了未考虑控制变量时主要变量间存在的相关关系，主要变量之间的作用关系还需要在控制其他变量的基础上结合计量分析方法探究。

^①国家统计局地区数据分省年度数据库：<https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=E0103>。

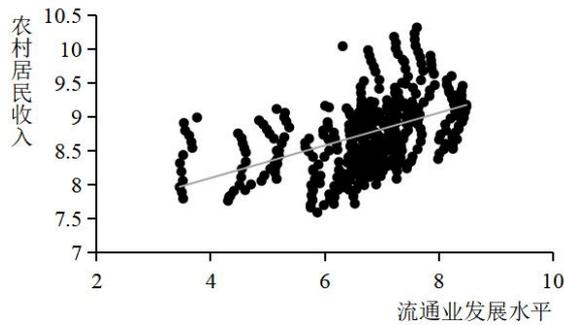
^②国家统计局：《中国劳动统计年鉴》（2007—2019年，历年），中国统计出版社。

^③中国互联网络信息中心官方网站：<http://www.cnnic.net.cn/>。



(a) 流通业发展与城乡收入差距

(b) 流通业发展与城镇居民收入



(c) 流通业发展与农村居民收入

图1 流通业发展与各被解释变量的散点图

四、回归结果分析

(一) 基准回归结果

本文基于2006—2018年中国31个省（区、市）的面板数据，选用双向固定效应模型进行回归。同时，考虑到使用面板数据可能存在异方差、截面相关和时序相关等问题，本文采用Driscoll-Kraay标准误对模型进行估计（参见Driscoll and Kraay, 1998）。

表2给出了流通业发展水平对城乡收入差距影响的回归结果，流通业发展水平显著且系数为负，说明流通业发展有助于缩小城乡收入差距。结合前文分析可知，可能的解释在于：流通业发展有利于破除城乡市场分割，促进商品和要素流动在城乡间的双向畅通，从而弥补农村市场的资源要素短缺，提高农村生产经营收益，以减缓城乡市场的发展差异进而缩小收入差距。

关于各控制变量，地区经济发展水平及其平方项均显著且系数分别为负和为正。这表明，经济发展水平同城乡收入差距间存在“U型”关系，陈斌开、林毅夫（2013）得出了相似的研究结论，并指出了库兹涅茨“倒U型”曲线在中国不成立的可能解释：经济发展本身并不是城乡收入差距扩大的原因，不能期待城乡收入差距会随经济发展而自动弥合，缩小城乡收入差距还要从政府选择合适的发展战略及其衍生的制度、政策入手。现阶段，中国总体上处于城乡收入差距随经济发展水平提高而缩小

的阶段^①，乡村振兴战略的实施和推进，将有潜力促使经济发展成果更合理地在城乡间分配。地区教育水平、创新水平和基础设施水平均显著且系数为负，而地区人口密度和产业结构不显著。由此可知，强化基础设施建设、加大教育投入和促进地区技术创新等举措，有利于促进城乡共同富裕。

表2 基准回归结果

	(1)		(2)		(3)	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
<i>Cir</i>	-0.0390***	0.0084	-0.0230***	0.0066	-0.0203*	0.0100
<i>Rgdp</i>			-0.1038***	0.0211	-0.0428**	0.0178
<i>Rgdp</i> ²			0.0147***	0.0034	0.0088***	0.0012
<i>Edu</i>					-0.0370***	0.0076
<i>Road</i>					-0.0171***	0.0045
<i>Str</i>					-0.0423	0.0555
<i>Den</i>					0.0131	0.0212
<i>Tech</i>					-0.0077***	0.0021
常数项	0.4010***	0.0548	0.4192***	0.0426	0.4162***	0.0433
观测值	403		403		403	
R ²	0.7621		0.7844		0.8470	

注：①***、**、*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；②所有回归均加入了时间固定效应和地区固定效应，限于篇幅，未在表中列示。

（二）公有制经济的调节效应分析

本文进一步在模型中加入流通领域公有制经济比重及其与流通业发展水平的交互项^②，以考察公有制经济对流通业发展影响城乡收入差距的调节效应，结果如表3所示。

表3 公有制经济的调节效应

	(1)		(2)	
	系数	标准误	系数	标准误
<i>Cir</i>	-0.0198*	0.0101	-0.0202*	0.0100
<i>Cir</i> × <i>Public</i>			-0.0149***	0.0048
<i>Public</i>	0.0098	0.0075	0.0029	0.0077
常数项	0.4060***	0.0437	0.3985***	0.0461
观测值	403		403	
R ²	0.8473		0.8534	

注：①***、*分别表示1%和10%的显著性水平；②所有回归均加入了控制变量、时间固定效应和地区固定效应，限于篇幅，表中仅给出主要变量的回归结果。

^①基于表2（3）列的结果计算得到“U型”曲线的顶点为2.4318，本文的观测样本大部分位于顶点的左边。

^②为降低多重共线性的影响，本文对交互项变量进行了中心化处理。

表3中,交互项显著且系数为负,表明公有制经济有助于“放大”流通业促进城乡收入差距缩小的效应。这一结果与前文分析相互印证。流通领域保有一定比例的公有制经济,能够促进流通业高效、有序、平等发展,有利于提升流通业缩小城乡收入差距的积极作用,通过夯实基本经济制度的优势,加快城乡共同富裕。

(三) 内生性讨论与稳健性检验

1.内生性讨论。为避免由反向因果关系和遗漏变量等原因导致的内生性问题,本文利用矩估计工具变量法对固定效应模型进行估计。考虑到相邻地区具有一定的经济溢出效应,借鉴张正平等(2020)选取工具变量的思路,本文选用与该地区相邻省份的流通业发展水平均值及其滞后项作为工具变量^①,结果如表4(1)列所示,主要变量的显著性和回归系数方向未发生显著变化。

2.稳健性检验。为避免样本选择和指标选取可能给研究结果带来的偏误,本文进行如下稳健性检验:其一,为了降低样本选择偏误,进一步将“其他单位”中的国有联营、集体联营和国有独资纳入研究范围^②;其二,改变被解释变量的度量方法,利用城镇居民人均可支配收入与农村居民人均可支配(纯)收入之比来衡量城乡收入差距;其三,改变流通领域公有制经济比重的定义,从工资角度对公有制经济比重进行重新定义。稳健性检验结果如表4(2)~(4)列所示,回归结果稳健可靠。

表4 内生性讨论与稳健性检验

	(1)		(2)		(3)		(4)	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
<i>Cir</i>	-0.0671***	0.0209	-0.0209*	0.0101	-0.2343*	0.1174	-0.0177*	0.0096
<i>Cir × Public</i>	-0.0151***	0.0058	-0.0171***	0.0049	-0.2354***	0.0693	-0.0165**	0.0057
常数项			0.4085***	0.0450	6.0889***	0.5134	0.3750***	0.0495
观测值	372		403		403		403	
R ²	0.8456		0.8530		0.7881		0.8565	

注:①***、**、*分别表示1%、5%和10%的显著性水平;②所有回归均加入了控制变量、时间固定效应和地区固定效应,限于篇幅,表中仅给出主要变量的回归结果;③在(1)列工具变量回归中,欠识别检验 Kleibergen-Paap rk LM 统计量的 p 值为 0.0342,拒绝识别不足假设,弱识别检验 Cragg-Donald Wald F 统计量的值为 34.716,拒绝弱识别假设,过度识别检验的 Hansen J 统计量的 p 值为 0.6267,接受工具变量外生性假设,说明工具变量选取有效。

(四) 异质性分析

首先,分行业分析。由表5中流通业细分子行业的回归结果可知,批发零售业发展显著缩小了城乡收入差距,物流运输业发展的作用则不显著。而交互项在物流运输业和批发零售业中均显著且系数为负,同时物流运输业中交互项系数的绝对值大于批发零售业中的交互项系数绝对值。由此表明,流

^①本文将广东和广西看作是海南的相邻地区。

^②在其他单位中,流通业国有联营、集体联营和国有独资单位年末就业人数=其他单位中流通业年末就业人数×(国有独资单位年末就业人数+国有联营年末就业人数+集体联营年末就业人数)/其他单位年末就业人数总计。

流通业发展促进城乡收入差距缩小的效应主要是在批发零售业中实现的，公有制经济则有助于强化这一效应。并且，这一强化作用在物流运输业中可能会更突出，原因可能在于：物流业对交通运输基础设施投入的要求更高，而公有制经济更能发挥社会主义集中力量办大事的制度优势，为城乡流通业的协调发展和城乡市场的互联互通配置基础性物质条件。因此，完善流通基础设施建设，打通城乡双向流通体系的堵点，要重视公有制经济的主体作用，以充分释放流通业发展对于缩小城乡收入差距的潜力。

其次，按互联网发展水平进行分组分析。考虑到互联网普及应用及其地区差异，本文进一步以互联网发展指数为依据，将全国各省（区、市）分为互联网发展水平较高的地区和互联网发展水平较低的地区^①。一般而言，在互联网发展水平较高的地区，流通领域的新业态发展较为便利，从而在一定程度上能够间接反映流通新业态的发展程度对城乡收入差距的影响。由表 5 可知，在互联网发展水平较高的地区，流通业发展水平及交互项均显著且系数为负；而在互联网发展水平较低的地区，流通业发展对城乡收入差距的影响不显著。以上说明，与较高水平的互联网普及应用相结合，是流通业发展促进城乡收入差距缩小的有效路径。结合现实也不难发现，随着互联网和物流基础设施在农村地区的配置优化，电子商务已成为农产品进城的重要渠道，在保障农产品价值实现的同时，也向农民提供了更多的创业和就业机会，强化了流通业发展对农村地区的增收效应，进而有利于城乡收入差距的缩小。

表 5 异质性分析结果

	物流运输业		批发零售业		互联网发展水平较高的地区		互联网发展水平较低的地区	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
<i>Cir</i>	-0.0006	0.0049	-0.0212**	0.0095	-0.0406***	0.0094	-0.0046	0.0098
<i>Cir × Public</i>	-0.0165**	0.0055	-0.0137**	0.0046	-0.0269***	0.0066	-0.0197**	0.0083
常数项	0.2694***	0.0619	0.4034***	0.0356	0.5227***	0.0673	0.4196***	0.0664
观测值	403		403		208		195	
R ²	0.8485		0.8555		0.8528		0.8884	

注：①***、**分别表示 1%和 5%的显著性水平；②所有回归均加入了控制变量、时间固定效应和地区固定效应，限于篇幅，表中仅给出主要变量的回归结果。

最后，区分不同公有制经济类型进行异质性检验。表 6 给出了流通领域集体经济和国有经济调节效应的回归结果。交互项均显著且系数为负，表明流通领域集体经济和国有经济均能强化流通业发展缩小城乡收入差距的效应，且集体经济的调节效应大于国有经济。可能的原因在于：集体经济形式更广泛存在于农村地区，农户可通过村级层面的供销社、合作社等集体经济组织参与组织商品和要素流通，从而相比国有经济对提高农民收入进而缩小城乡收入差距发挥了较为明显的作用；同时由于户籍

^①若某省（区、市）考察期内各年互联网发展指数的均值大于全国各地互联网发展指数均值的中位数，则本文将该省（区、市）视为互联网发展水平较高的地区，包括上海、北京、吉林、天津、山东、山西、广东、江苏、河北、浙江、海南、湖北、福建、辽宁、重庆和陕西；反之，则视为互联网发展水平较低的地区，包括云南、内蒙古、四川、宁夏、安徽、广西、新疆、江西、河南、湖南、甘肃、西藏、贵州、青海和黑龙江。

制度、教育水平差异等因素的存在，农民进入国有企业存在较高的就业难度（章莉等，2016），由此流通领域国有经济较有利于城镇居民增收，部分抵消了公有制经济对流通业发展缩小城乡收入差距的积极效应。因此，推动公有制经济与流通业发展相结合从而助力城乡收入差距的缩小，要特别重视发挥农村集体经济形式的积极作用，进一步激发集体经济活力。

表6 集体经济和国有经济的调节效应

	(1)		(2)	
	系数	标准误	系数	标准误
<i>Cir</i>	-0.0231**	0.0103	-0.0197*	0.0099
<i>Cir</i> × <i>Collective</i>	-0.1054***	0.0303		
<i>Cir</i> × <i>State</i>			-0.0159**	0.0053
常数项	0.4218***	0.0470	0.3951***	0.0450
观测值	403		403	
R ²	0.8522		0.8533	

注：①***、**、*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；②所有回归均加入了控制变量、时间固定效应和地区固定效应，限于篇幅，表中仅给出主要变量的回归结果。

五、进一步的机制分析

接下来，本文从城乡居民收入视角出发，探析流通业发展影响城乡收入差距的相关收入机制。由表7可知，流通业发展对农村居民收入有显著的正向影响，而对城镇居民收入的影响不显著。这表明，流通业发展主要是通过提高农村居民收入而实现城乡收入差距的缩小，且公有制经济对农村居民收入发挥正向的调节作用，从而强化流通业发展缩小城乡收入差距的效应。

表7 流通业发展对城镇和农村居民收入的作用

	城镇居民收入			农村居民收入		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Cir</i>	0.0174 (0.0143)	0.0082 (0.0269)	0.0087 (0.0284)	0.1073*** (0.0137)	0.0867*** (0.0176)	0.0888*** (0.0188)
<i>Cir</i> × <i>Public</i>			0.0183 (0.0254)			0.0728*** (0.0153)
常数项	9.1914*** (0.0938)	9.2424*** (0.1052)	9.2516*** (0.1012)	7.4752*** (0.0898)	7.2248*** (0.1836)	7.2616*** (0.1967)
观测值	403			403		
R ²	0.9864	0.9876	0.9877	0.9832	0.9871	0.9879

注：①***表示1%的显著性水平；②所有回归均加入了控制变量、时间固定效应和地区固定效应，其中，（2）列和（5）列的控制变量包含了公有制经济比重，（1）列和（4）列不包含，限于篇幅，表中仅给出主要变量的回归结果。

由此验证了前文分析，即流通业发展主要通过对农村居民发挥“保住收入”和“创造收入”效应，

实现农民增收，且流通业发展同公有制经济的结合可强化该效应，进而有利于城乡收入差距的缩小。

本文进一步对城乡居民收入的不同来源进行了细分，分别考察流通业发展对不同类型收入的影响，回归结果如表 8 所示。流通业发展对农村居民的工资性收入和财产性收入均有显著的促进作用，对经营性收入的作用不显著；与之形成对比的是，流通业发展对城镇居民的工资性收入和财产性收入则存在显著的抑制作用，同时显著促进经营性收入的提高。以上差异可能缘于流通业自身发展特点以及城乡居民的收入途径不同。如前文理论分析，相较于农村居民，城镇居民对工资性收入的依赖度较高，且较多通过正规就业形式获取工资收入和福利报酬（杨凡，2015）。因此，作为非正规经济主要阵地的流通业（刘波、李金昌，2017），较有利于农村转移人口就业，而吸纳城镇居民就业的能力则较弱。与此同时，流通业发展尤其是流通领域新业态的出现为城乡居民提供了更多的创业经营机会，城镇居民依托于资金、技术和管理的优势，往往会在经营过程中处于相对优势地位。而大多数农村居民只能依托财产或劳动等入股农村合作社等农村集体经济组织，进而表现出工资性收入和财产性收入的增加。

本文进一步考虑公有制经济的调节作用发现，公有制经济对城乡居民经营性收入和转移性收入的调节作用表现出明显差异，即公有制经济对城镇居民经营性收入发挥负向调节作用，而对农村居民经营性收入存在正向调节效应。结合现实来看，这是公有制经济实现共同富裕的本质要求在流通领域的直接体现，即流通领域的公有制经济能够在一定程度上限制由私人资本过度逐利行为对农村生产经营利润的不当挤压，保障农民权益，并引导城乡协调发展，促进城乡共同富裕。当考察流通业发展对城乡居民转移性收入的影响时，交互项对城镇居民转移性收入有显著的正向影响，而对农村居民转移性收入有显著的负向影响。这可能是由于公有制单位往往具有较高的社会福利水平，而农村居民往往较难通过正规就业形式获取相关福利。由此进一步表明，流通领域公有制经济对农村居民收入的正向调节作用更多是通过促进农业生产经营而实现的，在全面推进乡村振兴的过程中，流通业发展与公有制经济相结合能够促进农业生产经营，保障农村居民收入稳定持续增长，实现城乡共同富裕。

表 8 流通业发展对城乡居民收入影响的结构分析

	城镇居民收入				农村居民收入			
	工资性收入	经营性收入	财产性收入	转移性收入	工资性收入	经营性收入	财产性收入	转移性收入
<i>Cir</i>	-0.0450*	0.1848***	-0.4866*	0.1032	0.1146**	0.0321	0.5062**	0.3153
	(0.0231)	(0.0367)	(0.2510)	(0.0655)	(0.0416)	(0.0839)	(0.2094)	(0.2286)
<i>Cir × Public</i>	0.0322*	-0.2333**	0.3265**	0.3600***	0.2580***	0.0440***	0.0325	-0.3977***
	(0.0153)	(0.0767)	(0.1083)	(0.1053)	(0.0485)	(0.0120)	(0.1407)	(0.0392)
常数项	9.5438***	6.0764***	7.3208***	7.0545***	6.7042***	6.5980***	1.0367	2.9616**
	(0.1349)	(0.3902)	(1.6684)	(0.3485)	(0.3109)	(0.5033)	(0.9476)	(1.1823)
观测值	403	403	403	403	403	403	403	403
R ²	0.9570	0.8872	0.9333	0.5934	0.9418	0.8432	0.5816	0.9376

注：①***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②所有回归均加入了控制变量、时间固定效应和地区固定效应，限于篇幅，表中仅给出主要变量的回归结果。

六、结论与启示

本文从当前备受关注的流通业发展视角出发,在理论分析基础上,基于2006—2018年省级面板数据检验了流通业发展对城乡收入差距的影响,以及公有制经济的调节效应,并进一步分析了流通业发展影响城乡收入差距的收入机制。本文主要研究结论有以下四个方面。

第一,流通业发展存在缩小城乡收入差距的效应,且主要体现在批发零售业中,同时结合收入机制的考察来看,该效应主要通过提高农村居民收入而实现。第二,流通领域公有制经济能够强化流通业发展缩小城乡收入差距的效应,且当互联网发展水平较高时该效应较大,即流通领域公有制经济的制度优势与互联网技术优势相结合较有利于增强流通业发展对城乡居民的增收效应,实现共同富裕。第三,相较于国有经济,流通领域的集体经济更有助于流通业发展缩小城乡收入差距的效应。第四,流通业发展对城乡居民收入的效应表现出不同的结构特征,流通业发展可通过提高农村居民工资性收入和财产性收入从而实现农村居民收入的增加,而流通领域公有制经济能够强化流通业发展对农村居民工资性收入和经营性收入的增收效应;流通业发展可提高城镇居民经营性收入,对工资性收入和财产性收入有抑制作用,而流通领域公有制经济对城镇居民的上述收入会起到反向的调节作用。

基于以上结果,本文得出以下政策启示。首先,要发挥流通业在缩小城乡收入差距过程中的积极作用,因地制宜加强流通基础设施建设,尤其加强农村地区公路、仓储、运输、配送等物流基础设施的投入,弥补农村地区流通基础设施建设的短板,打通城乡商品和要素流通的堵点。同时协调不同流通主体的发展,促进批发零售业协调发展,推动建设城乡一体化的现代流通体系。其次,深化流通体制改革,加强公有制经济在流通业发展中的主体作用。具体表现在:在大力深化流通领域国有企业改革的基础上,要更大力度支持以供销合作社为代表的集体经济形式的发展,通过加大供销社综合改革完善流通组织体系,增强公有制经济的市场竞争力和影响力;同时,更好地发挥公有制经济在流通领域的市场示范和宏观调节作用,以促进城乡居民收入提高和实现城乡共同富裕。最后,要适应以互联网为基础的数字经济发展,利用数字化信息技术赋能流通业发展,加快提升流通效率。特别要加强农村地区尤其是贫困山区的互联网基础设施建设,强化农村地区的基础教育和职业教育,提升农村居民的信息利用能力,降低城乡间的数字鸿沟。同时要适应互联网带来的流通组织变革,创新流通在城乡分配过程中的组织形式,发挥“互联网+流通”在增加农民收入进而缩小城乡收入差距中的作用。

参考文献

- 1.蔡昉、杨涛,2000:《城乡收入差距的政治经济学》,《中国社会科学》第4期。
- 2.陈斌开、林毅夫,2013:《发展战略、城市化与中国城乡收入差距》,《中国社会科学》第4期。
- 3.陈斌开、张鹏飞、杨汝岱,2010:《政府教育投入、人力资本投资与中国城乡收入差距》,《管理世界》第1期。
- 4.程恩富、刘伟,2012:《社会主义共同富裕的理论解读与实践剖析》,《马克思主义研究》第6期。
- 5.程名望、张家平,2019:《互联网普及与城乡收入差距:理论与实证》,《中国农村经济》第2期。
- 6.黄国雄,2005:《论流通产业是基础产业》,《财贸经济》第4期。

- 7.纪宝成, 2017: 《关于深化供销社综合改革的几点理论认识》, 《商学研究》第6期。
- 8.李平、王春晖、于国才, 2011: 《基础设施与经济文献综述》, 《世界经济》第5期。
- 9.李实、朱梦冰, 2018: 《中国经济转型40年中居民收入差距的变动》, 《管理世界》第12期。
- 10.刘波、李金昌, 2017: 《非正规经济对城镇居民收入的影响效应与路径研究》, 《经济学家》第11期。
- 11.刘欢, 2020: 《工业智能化如何影响城乡收入差距——来自农业转移劳动力就业视角的解释》, 《中国农村经济》第5期。
- 12.陆铭、陈钊, 2004: 《城市化、城市倾向的经济政策与城乡收入差距》, 《经济研究》第6期。
- 13.罗知、万广华、张勋、李敬, 2018: 《兼顾效率与公平的城镇化: 理论模型与中国实证》, 《经济研究》第7期。
- 14.骆永民、骆熙、汪卢俊, 2020: 《农村基础设施、工农业劳动生产率差距与非农就业》, 《管理世界》第12期。
- 15.穆怀忠、吴鹏, 2016: 《城镇化、产业结构优化与城乡收入差距》, 《经济学家》第5期。
- 16.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个省(自治区、直辖市)面板数据的检验》, 《管理世界》第2期。
- 17.乔海曙、陈力, 2009: 《金融发展与城乡收入差距“倒U型”关系再检验——基于中国县域截面数据的实证分析》, 《中国农村经济》第7期。
- 18.王少平、欧阳志刚, 2007: 《我国城乡收入差距的度量及其对经济增长的效应》, 《经济研究》第10期。
- 19.王晓东、谢莉娟, 2010: 《论流通产业结构调整与就业增长——基于中部地区流通业对就业吸纳的贡献分析》, 《财贸经济》第2期。
- 20.王晓东、谢莉娟, 2020: 《社会再生产中的流通职能与劳动价值论》, 《中国社会科学》第6期。
- 21.吴晓刚、张卓妮, 2014: 《户口、职业隔离与中国城镇的收入不平等》, 《中国社会科学》第6期。
- 22.夏春玉、张闯、梁守砚, 2009: 《城乡互动的双向流通系统: 互动机制与建立路径》, 《财贸经济》第10期。
- 23.谢莉娟、严玉珊、张昊, 2018: 《互联网与国内区域市场整合: 促进还是阻碍? ——基于空间计量的实证检验》, 载臧旭恒(编)《产业经济评论(山东大学)》第4辑, 北京: 经济科学出版社。
- 24.徐传谔、翟绪权, 2015: 《我国社会主义初级阶段公有制经济的主体地位研究——兼析公有制经济比重与基尼系数的关系》, 《马克思主义研究》第8期。
- 25.杨德才、王明, 2016: 《为什么小农经济会长期存在? ——一个交易效率视角的探讨》, 《农业经济问题》第5期。
- 26.杨凡, 2015: 《流动人口正规就业与非正规就业的工资差异研究——基于倾向值方法的分析》, 《人口研究》第6期。
- 27.余泳泽、潘妍, 2019: 《高铁开通缩小了城乡收入差距吗? ——基于异质性劳动力转移视角的解释》, 《中国农村经济》第1期。
- 28.张车伟、薛欣欣, 2008: 《国有部门与非国有部门工资差异及人力资本贡献》, 《经济研究》第4期。
- 29.张正平、夏海、毛学峰, 2020: 《省联社干预对农信机构信贷行为和盈利能力的影响——基于省联社官网信息的文本分析与实证检验》, 《中国农村经济》第9期。
- 30.章莉、李实、William A. Darity Jr.、Rhonda Vonshay Sharpe, 2016: 《中国劳动力市场就业机会的户籍歧视及其变化趋势》, 《财经研究》第1期。

- 31.赵凯、宋则, 2009: 《商贸流通服务业影响力及作用机理研究》, 《财贸经济》第1期。
- 32.左鹏飞、姜奇平、陈静, 2020: 《互联网发展、城镇化与我国产业结构转型升级》, 《数量经济技术经济研究》第7期。
- 33.Driscoll, J. C., and A. C. Kraay, 1998, "Consistent Covariance Matrix Estimation with Spatially Dependent Panel Data", *Review of Economics and Statistics*, 80(4): 549-560.
- 34.Schultz, T. W., 1961, "Economic Policy Research for Agriculture", *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 9(2): 97-106.
- 35.Young, A., 2013, "Inequality, the Urban-Rural Gap, and Migration", *Quarterly Journal of Economics*, 128(4): 1727-1785.

(作者单位: ¹中国人民大学商学院;

²中国人民大学市场流通经济研究中心)

(责任编辑: 黄 易)

The Impact of Development of the Circulation Industry on Urban-rural Income Gap: A Study Based on the Moderating Effect of Public Ownership Economy

XIE Lijuan WAN Changsong WU Zixin

Abstract: This article theoretically explains the mechanism of the impact of the development of the circulation industry on the income gap between urban and rural areas and the moderating effect of public ownership economy. Based on the provincial panel data from 2006 to 2018, it uses the fixed effect model for empirical test. The results show that the development of the circulation industry helps to narrow the urban-rural income gap, and public ownership economy can strengthen this effect. The heterogeneity test shows that the narrowing effect is mainly manifested in the wholesale and retail industry, and in the regions with high level of Internet development. The moderating effect of public ownership economy is mainly manifested in the areas with higher development level of logistics and transportation industry and Internet, at the same time the moderating effect of collective economy is more prominent. Furthermore, the development of the circulation industry mainly reduces the urban-rural income gap by increasing rural residents' income, and public ownership economy positively regulates the increase of rural residents' income. In the future, it is necessary to strengthen the main role of public ownership economy in the circulation field, and fully integrate the development of Internet-based digital economy, so as to further amplify the positive effect of the circulation industry development on promoting common prosperity in urban and rural areas.

Keywords: Circulation Industry; Urban-rural Income Gap; Public Ownership Economy; Rural Resident Income; Urban Resident Income

城乡居民医保整合是否抑制了农村中老年人健康损耗？*

洪灏琪 宁满秀 罗 叶

摘要：本文基于 CHARLS 全国调查数据，运用渐进性双重差分方法，考察了城乡居民医保整合对农村中老年人健康损耗的影响。研究发现，相对于未整合地区而言，城乡居民医保整合有效缓解了农村中老年人的行动能力损耗，但并未对其认知能力损耗产生显著影响。基于年龄分组的异质性分析结果表明，“一制多档”模式抑制了农村中年群体与低龄老人群体的行动能力损耗，而“城乡一档”模式则对农村高龄老人的行动能力损耗产生了抑制作用。无论是“一制多档”模式还是“城乡一档”模式，对不同年龄群体认知能力损耗的抑制效果甚微。基于贫困分组的异质性分析结果表明，“一制多档”模式和“城乡一档”模式均对非贫困组行动能力损耗具有更强的抑制作用，但“城乡一档”模式在降低认知能力损耗风险方面呈现出更明显的“益贫”效果，这意味着不同整合模式在抑制不同群体健康损耗方面各具优势。此外，城乡居民医保整合对农村中老年人行动能力与认知能力损耗的抑制效应随实施时间的推移不断增强。总而言之，若要通过社会医疗保险制度的深化改革来破解农村居民因病致贫、因病返贫的困境，需要因地制宜地实施有差别的城乡医保整合模式，重点关注农村弱势群体的健康资本损耗问题，巩固脱贫攻坚成果。

关键词：城乡居民医保整合 医保权益便携性 健康损耗 双重差分法

中图分类号：F061.3 **文献标识码：**A

一、引言

2003 年以来，旨在为农村居民提供基本医疗保障的新型农村合作医疗保险制度（简称“新农合”）在全国范围内迅速推广。截至 2009 年底，农村新农合覆盖人群高达 94%^①。然而，新农合以县为基本统筹单位，统筹层次过低导致中国农村社会医疗保险体系长期处于碎片化的运行状态，呈现出城乡分割、地区分割以及人群分割的基本特征，由此引发医保权益在不同统筹区域和城乡之间的便携性问题。

*本文是国家自然科学基金面上项目“农村医疗保险便携性、就业‘锁定’与福利再分配效果研究”（编号：71773017）的阶段性研究成果。感谢匿名审稿专家提出的宝贵修改意见，文责自负。本文通讯作者：宁满秀。

^①http://www.gov.cn/gzdt/2010-04/09/content_1576944.htm。

医保权益便携性指参保人无论处于何地，已经获得或正在获得的医疗保险权益独立于职业、户籍以及居住地，可以被保留、维系或转移以避免福利受损的能力（汤晓莉、姚岚，2011）。显然，中国新农合制度在设计之初就具有“以邻为壑”的属地管理特征，给付结构与报销管理设计呈现出典型的行政区域特点，因此，在新农合制度框架内，医保权益非携带性将使农村居民面临“医保不适用”问题，不得不承受高昂的就医成本，以致其获得的实际报销水平远低于预期，医疗服务未得到充分利用。更为现实的情况是，受预算约束和医保制度非携带性规定的影响，农村居民往往在生病后不及时就医治疗，即没有将医疗需要转化为有效的医疗需求，延缓了健康资本的及时修复。在这种情况下，受损的健康资本有可能在患者自我治疗下修复，也可能因“小病拖、大病扛”诱发更为严重的健康损耗，加剧农村居民陷入贫困的风险，减弱社会医疗保险制度缩小收入差距的益贫功能。

毋庸置疑，提高统筹层次、实现医保制度城乡一体化在促进劳动力要素优化配置、改善医保福利待遇与促进社会公平正义等方面具有重要意义。从2008年开始，陆续有地方政府基于自身实际，率先开展整合城乡居民医疗保险制度（简称“城乡居民医保整合”）的尝试，如成都市于2009年将新农合和城镇居民医疗保险整合为城乡居民医保，江苏、广东和重庆也是整合城乡居民医疗保险制度较早的地区。截至2016年底，全国已有27%的地区（地级市与直辖市）自发完成了整合，这为本文识别城乡居民医保整合对农村居民健康损耗的影响提供了机会。

与新农合相比，城乡居民医保整合具有更强的可携带特征。主要体现在以下三个方面：第一，该制度以市（地）级为基本统筹单位，有条件的地方可以实现省级统筹，统一医保目录与定点机构管理，扩大了农村居民的医疗服务资源可及范围。第二，该制度在一定程度上淡化了对农户参保与就医赔付、补偿的地域限制，简化了新农合制度背景下农村居民异地就医面临的复杂、繁琐的报销手续和程序，降低了由此导致的经济损失。第三，该制度以“待遇就高、缴费就低”为原则设计整合政策，提升了农村居民在统筹范围内就医的补偿待遇，缩小甚至抹平了城乡医保的待遇差别。可以预期，城乡居民医保整合引发的制度结构变化可能会刺激农村居民对医疗服务的有效需求，减少“有病不医”行为，从而有效抑制其健康资本损耗。

必须指出，中国未来的医疗支出将随着人口老龄化程度的日益加深而大幅增长，这势必增加医保基金压力和公共财政负担。同时，人口老龄化又会引发社会全要素生产率下降，威胁到宏观经济的经济增长。若城乡居民医保整合能有效抑制中老年人的健康损耗，那么这一制度变革不仅有助于延缓中老年人退出劳动力市场的速度，更有利于保障医保基金池的可持续性，对减轻公共财政负担具有重要意义。鉴于此，本文试图回答：城乡居民医保整合能否有效抑制农村中老年人的健康损耗？不同整合模式对农村中老年人健康损耗产生的抑制效果有何差异？这一制度变革能否对农村中老年人的健康损耗产生长期稳定的抑制作用？对上述问题的回答有助于深入理解农村中老年人健康损耗的深层次原因，可为系统评价中国农村社会医疗保险制度的实施效果提供实证依据。

二、文献综述

学界针对农村社会医疗保险制度能否有效改善农村居民健康展开了广泛讨论。关于新农合的健康

绩效，现有研究利用不同方法和数据进行了探讨，结论尚存较大分歧。有研究证实，新农合在提高农村居民健康水平方面发挥了积极作用（王翌秋、雷晓燕，2011；程令国、张晔，2012；李湘君等，2012；Cheng et al., 2015；赵为民，2020）。亦有文献表明，新农合在改善农村居民健康方面效率不高、影响有限（Lei and Lin, 2009；吴联灿、申曙光，2010；张哲元等，2015；章丹等，2019），对农村劳动力长期健康资本的提升效果不明显，甚至因难以消减农村居民对“看不起病”的隐忧而无益于其心理健康改善（周钦等，2018），与中国其他医疗保险制度相比，新农合的健康绩效最弱（邹红、刘亚平，2016）。导致结论分歧的可能原因在于：一方面，不同研究在健康指标的度量上存在差异，而健康指标变化的灵敏性因其客观性程度而异；另一方面，学者们选取的是不同年龄阶段的研究人群，而个体健康的变化趋势会随个体年龄的变化而变化（潘杰、秦雪征，2014）。

值得强调的是，现有研究在考察新农合的政策效果时，大多将农村居民的参保行为作为政策实施的代理变量，即评价从无保险到有保险过程的效果变化，鲜有文献从统筹层次、参保缴费、报销规则与待遇水平等方面分析新农合在缓解疾病冲击方面的实际效果，这显然难以准确反映农村社会医疗保险制度与农村居民健康之间的内在关系。此外，一些研究笼统地将新农合健康绩效不佳的问题归咎于新农合的“低补偿”原则，但这只是冰山一角。从医保权益不可携带的角度出发，或许能为农村社会医疗保险制度的健康效果评估提供新的思路。

随着城乡统一的社会基本医疗保险制度在全国范围内逐步建立，现有关于医疗保险健康改善效果的研究，逐渐从“是否参保”的医保覆盖问题，扩展到“统筹层次、医保待遇提升”产生的影响。在这类研究中，学者们主要关注这一制度变革如何提高城乡居民的健康水平（常雪等，2018），以及在化解城乡居民医疗服务利用与健康不平等方面发挥的作用（马超等，2016；马超等，2017；马超等，2018；顾海，2019）。研究结果表明，城乡医保整合改善健康的关键在于提高医疗服务可及性，进而实现对疾病的及时治疗与预防。诚然，已有研究成果为本文后续探索提供了丰富的理论借鉴与实证参考，但仍存在进一步深化的空间，主要体现在以下几个方面：首先，鲜有文献基于医保权益可携带性视角探讨城乡居民医保整合对农村居民健康产生的积极作用，亦缺乏对不同整合模式的政策效果评价；其次，已有文献大多使用局部地区微观调查样本进行实证分析，随着城乡居民医保整合在全国范围内不断推广与普及，需要使用全国性的大样本数据，科学理解这一制度改革在降低农村中老年人健康损耗风险方面产生的政策效果。

相比以往研究，本文有以下几方面创新：第一，从医保权益便携性角度，探索城乡居民医保整合的不同模式对农村中老年人健康损耗的影响，为检验政策实施效果与完善政策实施方案提供了经验证据；其次，基于全国性追踪调查数据，结合城乡居民医保整合在不同地区统筹整合的准自然实验，构建渐进性双重差分模型进行因果识别，以克服可能存在的内生性问题。

三、制度特征事实与理论分析

（一）制度特征事实

为了破解基本医疗保障体系城乡分割、地区分割、人群分割和管理分割的“碎片化”困境，促进城乡居民享有公平的医疗保障权利，中共中央国务院印发了《关于整合城乡居民基本医疗保险制度的意见》（国发〔2016〕3号）^①，从“统一覆盖范围、统一筹资政策、统一保障待遇、统一医保目录、统一定点管理、统一基金管理”六个方面明确提出了整合城乡居民医疗保险的战略方向，也由此拉开了全国范围内实施城乡居民医保整合的序幕。事实上，在全国统一部署之前，各地已经就城乡居民医保整合进行了有益的探索和尝试。通过收集并整理全国各省、直辖市、地级市官方网站、年报及关于城乡居民医保整合的政策文件等文本信息后发现，中国城乡一体化社会医疗保险制度的构建具有明显的试点与逐步推行特征。2009年成都市开始将新农合与城镇居民医疗保险整合之后，各地也陆续启动了这一工作。截至2013年底，全国累计有16.35%的地区实施了城乡居民医保整合，既包括天津市、苏州市、杭州市、厦门市、深圳市等经济发展状况较好的东部沿海地区，也包括西北地区相对落后的城市或自治州；2015年底，实施了城乡居民医保整合的地区比例提升至22.96%，新增的主要是长沙市、马鞍山市和铜陵市等；2018年底，已有超过80%的地区实施了城乡居民医保整合；到2020年底，顺利开展试点工作的地区比例达到96.86%，城乡居民医保制度在全国范围内稳步推行。

总体来看，完成整合的地区在覆盖范围、医保目录、定点机构和基金管理四个方面已基本实现统一，但在“统一筹资政策”和“统一保障待遇”上尚存差距（高秋明、杜创，2019）。据此可将整合模式分为两类：一是筹资和待遇完全相同的城乡一档整合模式，即遵循“缴费就低、待遇就高”原则，在筹资与待遇设计上实行城乡统一标准；二是在统一城乡医保政策框架的基础上，实行差别化的筹资、待遇档位，包括两档整合模式和三档整合模式。整合模式的差异自然导致医保权益便携程度的差异。具体而言，为了降低整合难度，考虑到城乡居民收入水平等方面的现实差距，部分地区对成年居民设置了不同档次的缴费标准，较高（低）档次的筹资政策对应较高（低）水平的补偿待遇，参保人可根据自身条件选择合意的缴费补偿档次。这意味着，与未整合地区相比，多档制方案破除了医疗服务利用的地域限制，但在补偿待遇上仍保留了户籍与身份区隔；而一档制方案则在扩大了医疗服务可及范围的基础上，抹平了城乡之间的筹资待遇差别，充分实现医保权益在统筹范围内的自由携带。综上可知，相较于一档制方案而言，多档制是城乡居民医保制度框架下整合程度较低、医保权益可携带性较弱的过渡性方案。

（二）理论分析

如前所述，城乡居民医保整合提高了医保权益便携性和医保待遇，扩大了医保目录范围，可通过改变农村中老年人的就医行为抑制其健康损耗。具体而言，可能有三条影响路径：第一，城乡居民医保整合后，统一定点管理增加了定点医疗机构数量，在提高农村中老年人医疗服务可及性的同时，降

^① http://www.gov.cn/zhengce/content/2016-01/12/content_10582.htm。

低了病人往返报销的时间成本，从而促使其患病后及时就医，将健康损耗扼杀在“摇篮”中；第二，医保待遇的提升有助于降低就医诊疗的实际支付费用，改善“看病难、看病贵”的状况，从而满足由健康损耗引致的医疗需求，提高疾病治愈效率；第三，统一医保目录意味着医保目录范围扩大，医疗服务质量也由此提升，同等数量的医疗服务能发挥更好的效果，进而抑制农村中老年人的健康损耗。

基于以上分析，本文预期，相较于新农合制度，城乡居民医保整合将对农村中老年人健康损耗产生显著抑制作用。多档整合模式设置了差别化的筹资补偿政策，参保人将面临参保成本和补偿收益的权衡，而一档整合模式规定了城乡统一的较高水平的缴费标准与赔付比例，因此一档整合模式对农村中老年人健康损耗的抑制效果更好。

四、研究设计

（一）数据来源

本文采用中国健康与养老追踪调查数据（CHARLS）进行分析。CHARLS 收集了中国 45 岁及以上中老年人个体及其家庭的高质量信息，覆盖了全国 28 个省（区、市）的 150 个县、450 个社区（村），基线和追踪调查问卷内容主要包括个人基本信息、家庭结构、健康状况、医疗服务利用、工作、收入以及社区基本情况等，2014 年生命历程调查主要收集了个体的教育、健康、财富以及工作等方面的历史信息。

本文主要利用 CHARLS 中 2011 年、2013 年、2015 年和 2018 年四期全国追踪调查数据，以及 2014 年生命历程调查数据^①，这主要基于以下几方面考虑：第一，CHARLS 健康模块包含了丰富的健康信息，如慢性疾病情况、身体功能与行动能力、认知能力与精神状态等；第二，CHARLS 的调查对象主要为 45 岁及以上的中老年群体，该群体正处于健康损耗阶段，由此引发的劳动能力下降将迫使其较早地退出劳动力市场，较其他群体更易陷入“因病致贫、返贫”困境；第三，追踪数据不仅有助于考察个体健康损耗的动态变化，还有助于识别城乡居民医保整合与农村中老年人健康损耗的因果关系。

（二）模型构建

本文借助城乡居民医保制度在不同地区整合时间上存在差异这一事实，运用渐进性双重差分模型考察城乡居民医保整合对农村中老年人健康损耗的影响。双重差分模型的基本思路是构造实施城乡居民医保整合政策的实验组与尚未实施政策的对照组，识别政策实施前后两组农村中老年人健康损耗情况的差异。而渐进性双重差分模型则适用于一种特殊的政策实施情形，即政策从试点开始到逐步推广，不同地区实施时间存在先后差异（Wang, 2013; Hoynes et al., 2016; 郭峰、熊瑞祥, 2018）。具体模型如下：

$$\text{Prob}(\text{Health_imp}_{ict}=1) = \beta_0 + \beta_1 \text{URH}_{ct} + \beta_3 X_{ict} + \delta_c + \delta_t + \varepsilon_{ict} \quad (1)$$

（1）式中， i 、 c 和 t 分别表示农村中老年个体的个人编号、户籍地和调查年份。 Health_imp_{ict}

^①本文主要使用 2013 年、2015 年和 2018 年三期样本，2011 年数据仅用于获取受访者在 2013 年的健康损耗等变量信息，2014 年生命历程数据仅用于识别个体的户籍地编码及城市名称。

是本文关注的一系列结果变量，具体来说，包括行动能力损耗和认知能力损耗。 $\text{Prob}(\text{Health_imp}_{ict}=1)$ 表示个体遭受健康损耗的概率。 X_{ict} 是一系列影响农村居民健康损耗的人口学及社会经济特征， δ_c 是不随时间变化的地区固定效应， δ_t 是调查年份固定效应， ε_{ict} 是随机扰动项。 URH_{ct} 表示“城乡居民医保整合”变量，主要从三个方面测度，详见后文对核心解释变量的说明。

（三）变量说明与描述性统计

1.被解释变量。本文的被解释变量为健康损耗，包括行动能力和认知能力两方面的健康损耗。已有研究指出，健康损耗为动态概念，即个体身体健康随时间推移发生的变化（牛建林，2013；周小刚、陆铭，2016）。本研究将“健康损耗”定义为“与上一轮调查相比，受访者健康是否发生损耗”的二值变量，其测定分为两个步骤：

第一步，选取健康指标。本文对健康水平的衡量主要采用两类指标：一类是行动能力指标，本文采用日常生活活动能力（Activities of Daily Life, ADL）与工具性日常生活活动能力（Instrumental Activities of Daily Life, IADL）的综合受损情况（简称“行动能力受损数量”）来表示。其中，ADL 和 IADL 衡量的均是中老年人的生活自理能力，在 CHARLS 数据中，ADL 包括穿衣、洗澡、吃饭等六项活动，IADL 包括做饭、做家务、买东西等五项活动。行动能力受损数量为反向指标（程令国、张晔，2012），若某项活动能独立完成，则得分为 0；若有 n 项活动需要依赖他人帮助完成，则累计加总计数为 n 。这意味着行动能力受损数量取值越大，个体的行动能力越差。另一类是认知能力指标，用简易精神状态检测得分（Mini-Mental State Examination, MMSE）表示。本文在国际通用的简易精神状态量表的基础上，结合 CHARLS 问卷中的相关问题，计算出认知能力得分，分值范围为 0~30，得分越高表明个体认知能力越强。

第二步，构建健康损耗二值变量。一是“行动能力损耗”变量。本文观测同一个体的行动能力受损数量在 2013 年、2015 年和 2018 年与上一轮调查时（2011 年、2013 年和 2015 年）相比是否增加，若增加则“行动能力损耗”取值为 1，反之为 0。二是“认知能力损耗”变量。若个体当年的认知能力得分与上一轮调查相比有所下降，则“认知能力损耗”取值为 1，反之为 0。本文利用健康量表及其变动情况对农村中老年人的行动能力损耗和认知能力损耗进行测度，以期客观地刻画其健康损耗情况。

2.核心解释变量。本文选取 3 种不同的方式定义城乡居民医保整合这一核心变量，分别为“是否实施城乡居民医保整合”、“整合模式”以及“整合实施时间”。具体的设置方式如下：第一，从各地方政府发布的正式文件中获取具体的整合时间，若整合时间早于调查年份 t ，则“是否实施城乡居民医保整合”变量在 t 年份取值为 1，视为整合组；否则取值为 0，视为未整合组。第二，结合正式文件中提及的整合方案，将整合模式分为三类，并以未整合组为基准，设置“一制多档”模式和“城乡一档”模式两个虚拟变量。第三，本文对“整合实施时间”变量做如下处理，若地区在调查年份 t 当年实施城乡居民医保整合，则将该地区“整合实施当年”赋值为 1，未整合地区赋值为 0；对在 t 调查年份已经整合实施第 n 年的地区，“整合实施第 n 年”取值为 1，未整合地区取值为 0，用以考察城乡

居民医保整合对农村中老年人健康损耗的影响随时间变化的动态趋势^①。具体而言，若某地区于2013年实施城乡居民医保整合，则2013年该地区“整合实施当年”取值为1，2015年“整合实施第3年”取值为1；若某地区于2014年实施整合，则2013年该地区“整合实施当年”取值为0，2015年“整合实施第2年”取值为1。对其他情形的处理依此类推。

3.控制变量。基于已有文献，本文选取了若干个可能影响个体健康水平的控制变量，既包括年龄、性别、受教育年限、婚姻状况以及家庭人均年收入等人口学特征和社会经济特征变量，也包括“16岁以前健康水平”、“慢性病严重程度”等健康特征变量。

4.描述性统计。在剔除了城镇户籍样本以及包含缺失值的样本后，得到2013年、2015年、2018年三期混合截面数据，样本总数为9788个。就样本分布情况来看，2013年户籍地实施了城乡居民医保整合的样本占当年总样本量的7.06%，2015年户籍地实施整合的样本比例增加至20.79%，2018年这一比例高达92.31%。这为渐进性双重差分模型的运用提供了数据支撑。2013年实施城乡医保整合的地区中约有61.99%的地区实施的是“一制多档”整合模式，其余38.01%实施的是“城乡一档”模式；2015年，实施两种整合模式的地区占比分别为54.28%和45.72%；2018年，实施“一制多档”模式的地区占比下降至28.13%，而实施“城乡一档”模式的地区占比增加至71.87%。这呼应了本文前述的关于整合模式发展趋势的政策背景。本文各变量的定义及描述性统计结果如表1所示。

表1 变量说明与描述性统计

变量类型	变量名称	变量定义	平均值	标准差
被解释变量	行动能力损耗	与上一轮调查相比是否发生行动能力损耗：是=1，否=0	0.1613	0.3678
	认知能力损耗	与上一轮调查相比是否发生认知能力损耗：是=1，否=0	0.4784	0.4996
核心解释变量	实施城乡居民医保整合整合模式	实施整合=1，未整合=0	0.2834	0.4507
	“一制多档”模式	“一制多档”模式=1，未整合=0	0.1081	0.3105
	“城乡一档”模式	“城乡一档”模式=1，未整合=0	0.1753	0.3803
	整合实施时间			
	整合实施当年	整合实施当年=1，未整合=0	0.0782	0.2685
	整合实施第2年	整合实施第2年=1，未整合=0	0.0921	0.2891
	整合实施第3年	整合实施第3年=1，未整合=0	0.0198	0.1394
	整合实施第4年	整合实施第4年=1，未整合=0	0.0416	0.1997
	整合实施第5年(及以后)	整合实施第5年(及以后)=1，未整合=0	0.0457	0.2089
控制变量	年龄	个体年龄(单位：岁)	59.9616	8.5433

^①本文选取5年为考察周期的原因在于：第一，大多数国家战略规划以5年为周期，如“十四五规划”；第二，中国最早一批城乡医保整合试点设立时间为2009年，本文实证部分样本以2013年为起始年份，恰好是第一批试点设立的第5年。

(续表 1)

控制变量	性别	男性=1, 女性=0	0.4967	0.5000
	受教育程度	受教育年限 (单位: 年)	4.4868	3.9249
	婚姻状况	已婚或同居=1, 未婚或离异=0	0.8915	0.3110
	16岁以前健康水平			
	一般	一般=1, 不健康=0	0.4465	0.4972
	健康	健康=1, 不健康=0	0.0682	0.2522
	慢性病严重程度	患重度慢性病=1, 无慢性病或患轻度慢性病=0	0.1902	0.3925
	家庭人均年收入	家庭人均年收入 (单位: 万元)	0.6121	1.5763
宏观层面变量	全市人均地区生产总值	上一年度全市人均地区生产总值 (单位: 千元)	42.6375	27.0402
	地方公共财政预算收入	上一年度地方公共财政预算收入 (单位: 十亿元)	22.6205	34.3273
	全市卫生机构数量	上一年度全市卫生机构数量 (单位: 千个)	2.7899	2.5407

五、实证结果分析

(一) 基准回归结果分析

表 2 的 (1) 列和 (3) 列报告了城乡居民医保整合对农村中老年人健康损耗影响的基准回归结果, (2) 列和 (4) 列报告了不同整合模式的影响差异, 报告的结果为 Probit 模型的边际效应与标准误。不难发现, 与未整合地区相比, 平均来讲, 实施城乡居民医保整合地区的农村中老年人行动能力损耗概率下降了 5.23%, 但其认知能力损耗并没有得到显著抑制。这说明, 实施城乡居民医保整合能抑制农村中老年群体的行动能力损耗, 但对其认知能力损耗的抑制效果甚微。此外, 从不同整合模式来看, 与未整合地区相比, 实施“一制多档”模式和“城乡一档”模式对农村中老年人行动能力损耗产生了抑制作用, 边际效应显示, 其行动能力损耗的概率分别下降了 7.65% 和 4.01%。然而, 两种整合模式对农村中老年人认知能力损耗的影响均不显著。这意味着, 两种整合模式在抑制农村中老年人行动能力损耗方面均产生了符合预期的效果, 其中“一制多档”模式效果更好。

如前文所述, 城乡居民医保整合的实施, 扩大了医疗资源的可及范围, 缩小了城乡居民之间参保与就医赔付、补偿的地域限制, 简化了异地就医面临的繁琐程序, 这将减轻农村中老年人的就医负担, 减少看病带来的经济损失, 促进其对城乡医疗资源的有效利用, 有利于农村中老年人健康资本的及时恢复与积累, 进而降低其行动能力损耗概率。本文利用 CHARLS 数据对农村中老年人住院选择变化趋势的分析发现, 2013 年至 2015 年间, 未整合地区农村中老年人选择市级医疗机构就医的比例下降了 0.53%, 而整合地区这一比例上升了 14.29%。这表明, 城乡居民医保整合有助于促进农村中老年人由县级医疗机构转向地市级医疗机构就诊, 寻求更高质量的医疗资源, 就医决策的调整有助于提高疾病治愈概率并缩减恢复健康的时间。

就不同整合模式来看, “一制多档”模式对农村中老年人行动能力损耗产生较大程度的抑制效果, 本文认为可能的原因在于, “一制多档”模式是城乡居民医保整合过程中的过渡性政策与实践性尝试,

一方面，破解了城乡医疗保险管理体制分割造成的异地就医“医保不适用”难题；另一方面，考虑到城乡居民收入水平的现实差距与地域之间发展不平衡的问题，允许不同缴费档次并行，这有助于满足不同年龄、不同收入群体多元化的医疗需求，对于抑制农村中老年人行动能力损耗，使其摆脱“有病不医”、“因病致贫与返贫”困境具有积极的政策价值与现实意义。

控制变量中，年龄对农村中老年人健康损耗产生了显著的正向影响，即年龄越大，健康损耗的风险越高。农村中老年人的行动能力健康损耗概率存在显著的性别差异。与农村女性中老年人相比，男性中老年人行动能力损耗风险明显更低，这是因为农村男性具有的教育资源优势有助于提高其外出务工概率与社会参与度，并获取有利于保持健康的社会资源与信息。此外，受教育程度提高能显著降低农村老年人的健康损耗风险，这是因为文化水平越高的农村中老年人疾病预防意识越强。最后，慢性病严重程度对其行动能力损耗有显著的正向影响。慢性病反映了个体遭受的不利外部健康冲击，随着慢性病严重程度提高，农村中老年人的生理机能衰弱速度加快，其行动能力损耗的可能性也会增大。

表2 城乡居民医保整合对农村中老年人健康损耗的影响

变量名	行动能力损耗		认知能力损耗	
	(1)	(2)	(3)	(4)
实施城乡居民医保整合	-0.0523*** (0.0165)		-0.0288 (0.0264)	
整合模式				
“一制多档”模式		-0.0765*** (0.0199)		0.0085 (0.0385)
“城乡一档”模式		-0.0401** (0.0166)		-0.0446 (0.0287)
年龄	0.0031*** (0.0005)	0.0031*** (0.0005)	0.0017** (0.0008)	0.0017** (0.0008)
性别	-0.0338*** (0.0078)	-0.0337*** (0.0078)	0.0139 (0.0121)	0.0139 (0.0121)
受教育程度	-0.0067*** (0.0011)	-0.0066*** (0.0011)	-0.0041** (0.0017)	-0.0041** (0.0017)
婚姻状况	-0.0028 (0.0121)	-0.0029 (0.0121)	0.0090 (0.0187)	0.0091 (0.0187)
16岁以前健康水平				
一般	0.0014 (0.0078)	0.0013 (0.0078)	-0.0032 (0.0118)	-0.0030 (0.0118)
不健康	0.0171 (0.0150)	0.0168 (0.0150)	-0.0089 (0.0223)	-0.0083 (0.0223)
慢性病严重程度	0.0323*** (0.0099)	0.0319*** (0.0099)	0.0012 (0.0145)	0.0015 (0.0145)
家庭人均年收入	-0.0056 (0.0049)	-0.0056 (0.0049)	-0.0055 (0.0035)	-0.0055 (0.0035)

(续表 2)

调查年份固定效应	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	9776	9776	8155	8155
R ²	0.0618	0.0621	0.0233	0.0235

注：表中报告的是 Probit 模型估计的边际效应，括号内为标准误，***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平，后文同。

(二) 稳健性检验

为确保上述回归结果的稳健性，有必要对双重差分方法的适用性进行检验。使用双重差分法需要满足两个关键假设。第一，“反事实”假设。理论上，整合组与未整合组农村中老年人健康损耗概率在城乡医保整合政策之前应不存在系统差异，换言之，户籍地是否实施城乡医保整合并不会对整合实施之前样本的健康损耗产生显著影响。只有这样，才能将未整合组视为整合组的“反事实结果”。第二，随机性假设。事实上，优先作为城乡居民医保整合试点的地级市，可能因具有更强的经济实力以及更高质量的医疗卫生资源而对该地区农村中老年人的健康产生积极作用，若不剔除非政策因素的影响，那么估计结果将有偏。为此，本文分别对“反事实”假设以及随机性假设进行检验与讨论。

1. “反事实”假设检验。考虑到三期混合截面数据无法对样本健康损耗的共同时间趋势进行检验的局限性，本文借鉴已有研究的做法（郭云南、王春飞，2016；郭峰、熊瑞祥，2018），对“反事实”假设进行检验。具体做法为：以 2013 年和 2015 年两期作为“反事实”检验的考察期，在（1）式中引入新的变量“地区是否为‘城乡居民医保整合’组”，并据此设置假想的处理组与对照组。对于在 2013 年和 2015 年均未实施整合却在 2018 年实施了整合的地区，该变量取值为 1，否则取值为 0，如此便构造了假想的“城乡居民医保整合”处理组与对照组。由于 2013 年和 2015 年户籍地尚未实施城乡医保整合，可以预期假想的“城乡居民医保整合”不会对这一期间的农村中老年人健康损耗产生显著影响，由此可验证假想的对照组能被视为处理组的“反事实”结果。表 3 的检验结果表明，城乡医保整合并未对整合实施前农村中老年人健康损耗产生显著影响，这说明“反事实”假设基本得到满足。

表 3 “反事实”检验：城乡居民医保整合对整合实施前农村中老年人健康损耗的影响

变量名	行动能力损耗	认知能力损耗
	(1)	(2)
是否为“整合”组	0.0859 (0.0521)	-0.0228 (0.0458)
控制变量	控制	控制
地区固定效应	控制	控制
样本量	6097	5342
R ²	0.0605	0.0256

2. 关于整合实施随机性的讨论。结合已有文献来看，城乡医保整合后的基金缺口需要财政资金来弥补，全市卫生机构数量反映了当地的医疗卫生资源丰裕程度，为制度整合提供了有利条件（高

秋明、杜创，2019)。这意味着，公共财政实力雄厚、医疗卫生资源丰裕的地区更可能优先作为试点实施城乡居民医保整合。为此，本文参考已有研究（郭云南、王春飞，2016）的做法，放松整合实施随机性的假设，在（1）式中加入滞后一期的地区人均生产总值、地方公共财政预算收入以及全市卫生机构数量等变量。表4展示了控制地区层面可观测因素后的结果，回归结果与基准模型基本一致。

表4 整合实施随机性检验：控制地区特征变量

变量名	行动能力损耗		认知能力损耗	
	(1)	(2)	(3)	(4)
实施城乡居民医保整合	-0.0500*** (0.0168)		-0.0247 (0.0269)	
整合模式				
“一制多档”模式		-0.0752*** (0.0211)		0.0135 (0.0402)
“城乡一档”模式		-0.0388** (0.0168)		-0.0400 (0.0292)
全市人均地区生产总值	-0.0007 (0.0008)	-0.0003 (0.0008)	0.0005 (0.0012)	0.0001 (0.0013)
地方公共财政预算收入	-0.0007 (0.0006)	-0.0009 (0.0006)	0.0007 (0.0009)	0.0008 (0.0009)
全市卫生机构数量	-0.0051 (0.0032)	-0.0049 (0.0032)	-0.0042 (0.0049)	-0.0044 (0.0049)
控制变量	控制	控制	控制	控制
调查年份固定效应	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	9776	9776	8155	8155

3.PSM-DID 再估计。除上述方法外，本文进一步使用 PSM-DID 来处理整合实施“选择性偏差”可能导致的内生性问题。PSM 方法的作用在于寻找与整合组特征相近的未整合组，即选择只与整合组处于共同支持区间范围内的未整合组群体作为对照组，增强整合组与未整合组的可比性。

借鉴已有研究（程令国、张晔，2012；郭云南、王春飞，2016）的思路，此估计方法主要分为以下三个步骤。首先，估计倾向分值函数 $P(URH_{ct} = 1 | Z_{ct})$ 。该函数表示的是，在控制可观察的地方经济发展与医疗卫生水平等因素 Z_{ct} 的条件下，地区 c 在 t 年份被选为城乡医保整合试点的概率。本文通过控制可能同时影响整合试点设立与个体健康结果的地区层面变量，寻找与整合组特征相似的未整合组。为避免上述控制变量与“实施城乡居民医保整合”变量之间的反向因果关系导致的内生性问题，这些控制变量均为滞后一期的取值。与此同时，回归模型控制了调查年份和地区固定效应。其次，根据上一步估计获得的倾向得分值进行样本配对。本文使用最近邻域匹配法 (k-nearest neighbor matching)，将整合组里的每个样本与其得分上最邻近的一个未整合组中的样本配对，同时将倾向得分差距限定在

0.01 内 (caliper 不大于 0.01)^①。最后，运用匹配成功后的样本进行双重差分估计，结果如表 5 所示。回归结果表明，城乡居民医保整合显著抑制农村中老年人的行动能力损耗，这一发现支持基准回归结果，本文结论稳健。

表 5 城乡居民医保整合对农村中老年人健康损耗的影响 (PSM-DID 估计结果)

变量	行动能力损耗		认知能力损耗	
	(1)	(2)	(3)	(4)
实施城乡居民医保整合	-0.0457** (0.0184)		0.0074 (0.0293)	
整合模式				
“一制多档”模式		-0.0830*** (0.0218)		0.0387 (0.0438)
“城乡一档”模式		-0.0295** (0.0187)		-0.0049 (0.0320)
全市人均地区生产总值	-0.0014 (0.0011)	-0.0013 (0.0012)	0.0022 (0.0019)	0.0022 (0.0019)
地方公共财政预算收入	0.0001 (0.0011)	-0.0001 (0.0011)	-0.0034* (0.0018)	-0.0034* (0.0018)
全市卫生机构数量	-0.0077** (0.0038)	-0.0074* (0.0038)	0.0008 (0.0060)	0.0007 (0.0060)
控制变量	控制	控制	控制	控制
调查年份固定效应	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	8179	8179	6818	6818

六、进一步讨论

(一) 异质性分析

本文试图从个体年龄与家庭是否陷入贫困两个方面考察城乡居民医保整合对农村中老年人健康损耗影响的异质性，以揭开前述全样本基准回归结果中掩藏的大量信息。

1. 基于年龄分组的异质性。结合已有文献的做法，本文以 10 岁为组距，将样本按年龄分为 45~54 岁、55~64 岁以及 65 岁及以上三组，分别表示中年人、低龄老年人以及高龄老年人三个群体。表 6 结果表明，城乡居民医保整合对不同年龄段农村中老年人行动能力损耗均产生了显著的抑制效应。从整合模式来看，“一制多档”模式显著抑制了中年群体与低龄老人群体的行动能力损耗，对高龄老人的抑制效果并不显著；而“城乡一档”模式仅显著降低高龄老人行动能力损耗的概率。表 7 结果显示，除了“城乡一档”整合模式在 10% 的显著性水平上抑制了低龄老人的认知能力损耗外，城乡居民医保

^①本文还分别使用 1:5 (caliper≤0.01) 以及 1:5 (caliper≤0.05) 等配对方式进行检验，回归结果均与基准回归结果基本一致。受篇幅限制，本文仅报告了 1:1 (caliper≤0.01) 配对方式下的检验结果，如需要其他检验结果，可向作者索取。

整合对各年龄阶段农村中老年人认知能力损耗的影响均不显著。

对于上述结果，本文认为可能的解释是，在不同整合模式下，不同年龄阶段农村中老年人的就医行为响应存在差异。一方面，高龄老人行动能力与认知能力普遍较弱，需要更高水平与更多数量的医疗服务来修复其随年龄增长而加速损耗的健康资本。“城乡一档”模式在定点医疗机构管理和报销比例等方面实现了城乡统一，在扩大医疗服务资源可及范围的同时，降低了就医与报销成本，提高了医保报销比例，促进了农村高龄老人对医疗服务的及时有效利用，缩短了疾病治愈时间。另一方面，农村中年群体和低龄老人群体内部的健康水平差异较大，对医疗服务的数量和质量需求不同。“一制多档”的优势则在于允许农村中年人和低龄老人群体根据自身健康状况选择合意的缴费标准和待遇水平。

表 6 基于年龄分组的回归结果（对行动能力损耗的影响）

变量名	45~54岁		55~64岁		65岁及以上	
	(1)		(2)		(3)	
实施城乡居民医保整合	-0.0557**		-0.0515*		-0.0687**	
	(0.0260)		(0.0220)		(0.0344)	
整合模式						
“一制多档”模式	-0.1074***		-0.0690**		-0.0391	
	(0.0220)		(0.0315)		(0.0516)	
“城乡一档”模式	-0.0251		-0.0388		-0.0718**	
	(0.0288)		(0.0274)		(0.0328)	
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
调查年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	2808	2808	3963	3963	2697	2697

表 7 基于年龄分组的回归结果（对认知能力损耗的影响）

变量名	45~54岁		55~64岁		65岁及以上	
	(1)		(2)		(3)	
实施城乡居民医保整合	-0.0269		-0.0585		0.0286	
	(0.0574)		(0.0404)		(0.0468)	
整合模式						
“一制多档”模式	-0.0030		-0.0216		0.0847	
	(0.0747)		(0.0587)		(0.0725)	
“城乡一档”模式	-0.0432		-0.0747*		0.0127	
	(0.0653)		(0.0439)		(0.0496)	
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
调查年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	2208	2208	3554	3554	2381	2381

2. 基于贫困分组的异质性。本文参考国家统计局设定的贫困线标准（2013年、2015年和2018年

农村地区的贫困线标准分别为 2736 元、2855 元和 3335 元），将当年家庭人均收入低于贫困线标准的群体设置为贫困组，高于贫困线的设置为非贫困组，以此分析城乡居民医保整合对贫困群体与非贫困群体健康损耗抑制效果的异质性。表 8 结果显示，城乡居民医保整合对非贫困组行动能力损耗的抑制效果要大于其对贫困组产生的效果。表 9 结果则表明，这一制度变革显著降低了贫困组认知能力损耗概率，尤其是实施“城乡一档”模式后，其认知能力损耗概率下降了 8 个百分点。这说明，两种整合模式在降低农村中老年人行动能力损耗概率方面的“益贫”效果较弱，“城乡一档”模式更有助于发挥城乡居民医保整合在抑制认知能力损耗方面的“益贫”功能。

表 8 基于贫困分组的回归结果：对行动能力损耗的影响

变量名	贫困组		非贫困组	
	(1)	(2)	(3)	(4)
实施城乡居民医保整合	-0.0300 (0.0250)		-0.0643*** (0.0213)	
整合模式				
“一制多档”模式	-0.0614* (0.0325)		-0.0934*** (0.0236)	
“城乡一档”模式	-0.0154 (0.0276)		-0.0513** (0.0211)	
控制变量	控制	控制	控制	控制
调查年份固定效应	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	5173	5173	4536	4536

表 9 基于贫困分组的回归结果：对认知能力损耗的影响

变量名	贫困组		非贫困组	
	(1)	(2)	(3)	(4)
实施城乡居民医保整合	-0.0688* (0.0372)		0.0159 (0.0380)	
整合模式				
“一制多档”模式	-0.0422 (0.0557)		0.0606 (0.0542)	
“城乡一档”模式	-0.0800** (0.0407)		-0.0019 (0.0409)	
控制变量	控制	控制	控制	控制
调查年份固定效应	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	4489	4489	3650	3650

(二) 城乡居民医保整合抑制健康损耗的动态趋势

进一步，为探究城乡居民医保整合对健康损耗的影响随时间推移的动态变化趋势，本文分别考察整合在实施当年及以后每一年对农村中老年人健康损耗的影响。回归结果如表 10 所示，在政策实施后的每一年，城乡居民医保整合均对农村中老年人行动能力损耗产生显著的抑制作用，且抑制效应逐年递增。这一制度变革对农村中老年人认知能力损耗产生的抑制效应在整合实施当年并不显著，但会在整合政策实施后的第 2 年开始显现，并在随后的年份中逐年增强。这在一定程度上证明，城乡居民医保整合在缓解农村中老年人认知能力损耗方面的政策效果具有滞后性。

表 10 城乡居民医保整合影响农村中老年人健康损耗的动态趋势

变量名	行动能力损耗	认知能力损耗
	(1)	(2)
整合实施时间		
整合实施当年	-0.0628*** (0.0180)	-0.0145 (0.0304)
整合实施第2年	-0.0687*** (0.0193)	-0.1073*** (0.0362)
整合实施第3年	-0.0844*** (0.0285)	-0.1153* (0.0592)
整合实施第4年	-0.0771*** (0.0262)	-0.1132** (0.0500)
整合实施第5年及以上	-0.1201*** (0.0264)	-0.1887*** (0.0639)
控制变量	控制	控制
调查年份固定效应	控制	控制
地区固定效应	控制	控制
样本量	9776	8155

七、结论与启示

本文基于 CHARLS 全国调查数据，运用渐进性双重差分方法，考察了城乡居民医保整合对农村中老年人健康损耗的影响。研究发现，总体上，与未整合地区相比，实施城乡居民医保整合地区的农村中老年人行动能力损耗概率明显下降，但其认知能力损耗并未得到有效抑制。基于年龄分组的异质性分析结果表明，“一制多档”模式显著抑制了中年群体与低龄老人群体的行动能力损耗，而“城乡一档”模式则显著缓解了高龄老人的行动能力损耗；无论是“一制多档”模式还是“城乡一档”模式，对不同年龄群体认知能力损耗的抑制效果甚微。基于贫困分组的异质性分析结果表明，“一制多档”模式和“城乡一档”模式均对非贫困组行动能力损耗具有更强的抑制作用；但“城乡一档”模式在降低认知能力损耗概率方面表现出更明显的“益贫”效果。随着城乡居民医保整合实施时间的推移，这一制度变革对农村中老年人行动能力损耗与认知能力损耗的抑制作用逐年增强。

基于上述研究结论，可得到以下启示：第一，无论从短期还是长期来看，城乡居民医保整合在抑制农村中老年群体健康损耗方面均具有积极作用。结合两种整合模式产生的异质性效果来看，多档制和一档制在降低不同群体健康损耗风险方面各具优势。应结合不同地区特征以及群体异质性，因地制宜地实施有差别的城乡医保整合模式。第二，由研究结论可知，多档整合模式在抑制农村弱势群体健康损耗方面的效果甚微，因此在城乡居民医保制度建设的过渡阶段，应予以这些群体更多关注与扶持。一方面，将农村高龄老人的常见病及特殊疾病的诊疗纳入医保保障范围，并辅以相关配套政策，对农村高龄老年群体提供特定的医疗服务资源，如定期提供免费体检服务等，采取及时有效的疾病预防措施，减缓其健康损耗速度。另一方面，对于贫困人口较多的地区，考虑在非贫困与贫困群体之间构建合理的风险分担机制，如针对不同经济状况人群设置与其支付能力相匹配的参保档次，提高高收入群体缴费水平的同时对贫困群体予以更高水平的医疗费用补偿，充分发挥社会医疗保险的收入再分配功能，巩固社会医疗保险制度在脱贫攻坚方面的成果，避免贫困人群陷入“疾病与贫困”的恶性循环。

参考文献

1. 常雪、苏群、周春芳, 2018: 《城乡医保统筹对居民健康的影响》, 《中国人口科学》第6期。
2. 程令国、张晔, 2012: 《“新农合”: 经济绩效还是健康绩效?》, 《经济研究》第1期。
3. 高秋明、杜创, 2019: 《财政省直管县体制与基本公共服务均等化——以居民医保整合为例》, 《经济学(季刊)》第4期。
4. 顾海, 2019: 《统筹城乡医保制度、与收入相关的医疗服务利用和健康不平等》, 《社会科学辑刊》第2期。
5. 郭峰、熊瑞祥, 2018: 《地方金融机构与地区经济增长——来自城商行设立的准自然实验》, 《经济学(季刊)》第1期。
6. 郭云南、王春飞, 2016: 《新型农村合作医疗保险与自主创业》, 《经济学(季刊)》第4期。
7. 李湘君、王中华、林振平, 2012: 《新型农村合作医疗对农民就医行为及健康的影响——基于不同收入层次的分析》, 《世界经济文汇》第3期。
8. 马超、顾海、孙徐辉, 2017: 《医保统筹模式对城乡居民医疗服务利用和健康实质公平的影响——基于机会平等理论的分析》, 《公共管理学报》第2期。
9. 马超、曲兆鹏、宋泽, 2018: 《城乡医保统筹背景下流动人口医疗保健的机会不平等——事前补偿原则与事后补偿原则的悖论》, 《中国工业经济》第2期。
10. 马超、宋泽、顾海, 2016: 《医保统筹对医疗服务公平利用的政策效果研究》, 《中国人口科学》第1期。
11. 牛建林, 2013: 《人口流动对中国城乡居民健康差异的影响》, 《中国社会科学》第2期。
12. 潘杰、秦雪征, 2014: 《医疗保险促进健康吗? ——相关因果研究评述》, 《世界经济文汇》第6期。
13. 汤晓莉、姚岚, 2011: 《我国基本医疗保险可携带性现状分析》, 《中国卫生经济》第1期。
14. 王翌秋、雷晓燕, 2011: 《中国农村老年人的医疗消费与健康状况: 新农合带来的变化》, 《南京农业大学学报(社会科学版)》第2期。
15. 吴联灿、申曙光, 2010: 《新型农村合作医疗制度对农民健康影响的实证研究》, 《保险研究》第6期。
16. 章丹、徐志刚、陈品, 2019: 《新农合“病有所医”有无增进农村居民健康? 对住院患者医疗服务利用、健康和收入影响的再审视》, 《社会》第2期。
17. 张哲元、陈华、李臻, 2015: 《健康保险能改善健康吗——“新农合”的健康绩效评估》, 《社会保障研究》第4期。
18. 赵为民, 2020: 《新农合大病保险改善了农村居民的健康吗?》, 《财经研究》第1期。
19. 周钦、蒋炜歌、郭昕, 2018: 《社会保险对农村居民心理健康的影响——基于 CHARLS 数据的实证研究》, 《中国经济问题》第5期。
20. 周小刚、陆铭, 2016: 《移民的健康: 中国的成就还是遗憾?》, 《经济学报》第3期。
21. 邹红、刘亚平, 2016: 《异质性医疗保险、自费医疗支出与中老年人健康水平》, 《财经科学》第6期。
22. Cheng, L., H. Liu, Y. Zhang, K. Shen, and Y. Zeng, 2015, “The Impact of Health Insurance on Health Outcomes and Spending of the Elderly: Evidence from China’s New Cooperative Medical Scheme”, *Health Economics*, 24(6): 672-691.
23. Hoynes, H., D. W. Schanzenbach, and D. Almond, 2016, “Long Run Impacts of Childhood Access to the Safety Net”,

American Economic Review, 104(4): 903-934.

24. Lei, X., and W. Lin, 2009, "The New Cooperative Medical Scheme in Rural China: Does More Coverage Mean More Service and Better Health?", *Health Economics*, 18(S2): S25-S46.

25. Wang, J., 2013, "The Economic Impact of Special Economic Zones: Evidence from Chinese Municipalities", *Journal of Development Economics*, 101(1): 133-147.

(作者单位: 福建农林大学经济管理学院)

(责任编辑: 胡 祎)

Does Integrated Medical Insurance System Curb the Health Impairment of the Middle-Aged and Elderly People in Rural China?

HONG Haoqi NING Manxiu LUO Ye

Abstract: Using a quasi-natural experiment, this article empirically verifies the impact of Integrated Medical Insurance System (IMIS) on health impairment of the middle-aged and elderly people in rural China, by employing the dataset of China Health and Retirement Longitudinal Study (CHARLS) and Difference-in-difference (DID) method. The results illustrate that, firstly, compared with those non-integrated areas, IMIS can effectively alleviate the loss of action ability of rural middle-aged and elderly people, but has no significant impact on their cognitive ability loss. Secondly, based on a heterogeneity analysis of age groups, the results show that the "single system, multi-standard" model significantly inhibits the loss of action ability of middle-aged and younger elderly groups, while the "single system, single-standard" model significantly inhibits the loss of action ability of the elderly in rural areas. Whether it is the "single system, multi-standard" model or the "single system, single-standard" one, the inhibition effect on cognitive impairment of different age groups is rather limited. Based on the heterogeneity analysis of poverty groups, the results show that both integrated modes have a stronger inhibiting effect on the impairment of action capability of non-poverty groups. however, the "single system, single-standard" mode has a more obvious "pro-poor" effect in reducing the risk of cognitive ability impairment. These results illustrate that each integration mode have its own advantages in reducing the risk of health impairment of different groups. Furthermore, the curbing effects of IMIS on their health impairment is increasing with the implementation time. In a word, if we want to alleviate the problem of illness-associated impoverishment of rural residents through the deepening reform of social medical insurance system, we need to implement the different integration mode of urban and rural medical insurance according to local conditions, focus on the loss of health capital of rural vulnerable groups, and consolidate the achievements of poverty alleviation.

Keywords: Integrated Medical Insurance System; Portability of Health Benefit; Health Impairment; DID Method