

• 重大主题专栏 • 研究阐释党的二十届三中全会精神

进一步全面深化改革，开创高质量发展新局面 ——权威专家研究阐释党的二十届三中全会精神

编者按：2024年7月15日至18日，中国共产党第二十届中央委员会第三次全体会议（以下简称“党的二十届三中全会”）共提出300多项重要改革举措，擘画了进一步全面深化改革的时代蓝图，为当前和今后一个时期以中国式现代化全面推进强国建设和民族复兴伟业指明了方向。为深入学习宣传研究阐释党的二十届三中全会精神，本刊从2024年第9期起设立“研究阐释党的二十届三中全会精神”栏目。同时，为引导学术界加强和深化相关研究，本刊约请国内权威专家撰写一组笔谈，以飨读者。

在更高层次上巩固和完善农村基本经营制度

魏后凯

以家庭承包经营为基础、统分结合的双层经营体制，是中国农村的基本经营制度。这一制度是党的农村政策的基石，符合中国国情农情实际，适应社会主义市场经济发展要求，极大地解放和发展了农村社会生产力，必须长期坚持并不断巩固完善。党的二十届三中全会通过的《中共中央关于进一步全面深化改革、推进中国式现代化的决定》（以下简称“二十届三中全会《决定》”），把“巩固和完善农村基本经营制度”作为进一步全面深化改革的一项重要举措，并从稳定农村土地承包关系、深化承包地“三权”分置改革、完善农业经营体系、健全农业社会化服务体系、发展新型农村集体经济等方面明确了改革目标、任务和要求，是新时期在更高层次上巩固和完善农村基本经营制度的行动指南。

一、把握巩固和完善农村基本经营制度的内涵

农村基本经营制度是在长期的制度创新和实践探索中逐步形成并不断巩固完善的。基于各地家庭联产承包责任制的实践探索，1983年中央“一号文件”提出“统一经营与分散经营相结合的原则”，认为这种“经营方式具有广泛的适应性”。1986年中央“一号文件”首次提出“统一经营与分散经营

相结合的双层经营体制”。1993年11月，中共中央、国务院在《关于当前农业和农村经济发展的若干政策措施》中，将以家庭联产承包为主的责任制和统分结合的双层经营体制作为农村经济的一项基本制度。1998年10月，《关于农业和农村工作若干重大问题的决定》进一步强调，以家庭承包经营为基础、统分结合的经营制度必须长期坚持。1999年3月，第九届全国人民代表大会第二次会议将“农村集体经济组织实行家庭承包经营为基础、统分结合的双层经营体制”写入修正的《中华人民共和国宪法》，由此确立了农村基本经营制度的法律地位。2015年中央“一号文件”明确提出要“坚持和完善农村基本经营制度”，2016年中央“一号文件”又提出要“研究制定稳定和完善农村基本经营制度的指导意见”，2018年、2019年和2021年中央“一号文件”都强调要“巩固和完善农村基本经营制度”。二十届三中全会《决定》进一步强调了这一要求。从“坚持和完善”到“稳定和完善”再到“巩固和完善”，这种在表述上的变化，反映了人们对农村基本经营制度的认识在不断深化。

坚持巩固和完善农村基本经营制度，需要明确究竟要巩固什么、完善什么。所谓“巩固”，就是要坚持农村土地农民集体所有，坚持土地承包关系稳定并保持长久不变，坚持家庭承包经营的基础性地位，不断巩固和夯实农村基本经营制度的基础。为此，需要有序推进第二轮土地承包到期后再延长三十年试点，深化承包地“三权”分置改革，既要落实集体所有权，又要稳定农户承包权，更要着力放活土地经营权，充分发挥“三权”的各自功能和整体效用。所谓“完善”，就是要适应农村经济社会发展新形势，瞄准建设现代化农业强国和实现共同富裕目标，在总结各地丰富实践经验的基础上，因地制宜提高“统”的层次，探索多样化统分结合的有效实现形式，充分赋予经营体制新的内涵和长久的制度活力，在更高层次上进一步完善农村基本经营制度。这就需要发展多种形式的农业适度规模经营，不断完善农业经营体系和联农带农机制，进一步健全便捷高效的农业社会化服务体系，加快发展新型农村集体经济，为完善农村基本经营制度创造适宜的经济条件。

应该看到，近年来，随着新型城镇化、农业农村现代化和城乡融合发展的快速推进，以及农村集体产权制度改革的不断深化，中国农村经济社会发展环境发生了一系列重大变化，需要适应新形势不断完善农村基本经营制度，并根据新情况赋予双层经营体制新的内涵。首先，随着农村土地流转和适度规模经营的持续推进，在保持农户承包权稳定的前提下，土地经营权逐步向新型经营主体集中，农业社会化服务水平不断提升，由此出现了经营主体和经营形式多样化的趋势，形成了家庭经营、集体经营、合作经营、企业经营等共同发展格局。尽管这种趋势和格局不会改变家庭承包经营的基础性地位，但在新形势下无疑需要赋予“以家庭承包经营为基础”新的内涵。很明显，在新形势下，把“以家庭承包经营为基础”简单理解为以家庭经营为基础，这是一种认识误区。其次，随着发展阶段的变化，特别是农业农村现代化水平的不断提升，改革开放以来所形成的“分的充分、统的不够”的传统统分结合模式已经不能适应新的发展形势，成为制约农业适度规模经营和发展方式转变的重要因素。正如习近平总书记2013年在参加第十二届全国人民代表大会第一次会议江苏代表团审议时所指出的，“当时中央文件提出要建立统分结合的家庭承包责任制，但实践的结果是，‘分’的积极性充分体现了，但‘统’怎么适应市场经济、规模经济，始终没有得到很好的解决”（张杨和程恩富，2018）。

经过40多年的农村改革实践，目前传统的集体经营为家庭生产所提供的服务已经十分有限，仅局

限在对村、村民小组所拥有的水库、池塘、水渠、沟坝、田间道路、公共林地及草地等的管理上。为农业生产、经营、销售等提供服务这种“统”的功能已经主要由农民合作社、家庭农场、龙头企业以及社会化服务组织等承担（魏后凯和崔红志，2016），新型农业经营主体和服务主体以及新型农村集体经济的快速发展将赋予“统分结合”新的内涵。面对新的形势，在更高层次上巩固和完善农村基本经营制度，必须在坚持家庭承包经营基础性地位的基础上，培育壮大新型农业经营主体和服务主体，大力开展新型农村集体经济，构建产权明晰、分配合理的运行机制，充分发挥农村集体经济组织和各类新型主体“统”的功能和作用，不断提高农村集体经济“统”的层次、发展水平和质量，以充分释放和彰显农村基本经营制度的优势。

二、因地制宜提高农村集体经济“统”的层次

发展农村集体经济是中国特色社会主义的本质要求。随着经济社会发展和农业农村现代化的深入推进，中国农村集体经济发展将经历一个由低水平集体经济向高水平集体经济或者“由统到分”向“由分到统”转变的过程。早在1990年，邓小平就明确提出了中国农业发展的“两个飞跃”思想。他指出：“中国社会主义农业的改革和发展，从长远的观点看，要有两个飞跃。第一个飞跃，是废除人民公社，实行家庭联产承包为主的责任制。这是一个很大的前进，要长期坚持不变。第二个飞跃，是适应科学种田和生产社会化的需要，发展适度规模经营，发展集体经济。这是又一个很大的前进，当然这是很长的过程。”^①1992年，他重申了“两个飞跃”思想，强调“农村经济最终还是要实现集体化和集约化”^②。中国农业发展的“第一个飞跃”早就已经实现，而21世纪以来的农村改革和发展实践已经为实现集约化、规模化、高水平的农村集体经济的“第二个飞跃”奠定了坚实基础。

当前，随着农村社会生产力水平的不断提高，由低水平集体经济走向高水平集体经济的“第二个飞跃”的转折点已经到来。首先，农业基础设施的改善、科技装备水平的提升、生产经营规模的扩大以及社会化服务的推进，为提升农村集体经济“统”的层次和发展水平创造了有利条件，体制变革矛盾的主要方面“由统到分”转变为“由分到统”。2023年，中国农业科技进步贡献率达到63.2%^③，农作物耕种收综合机械化率超过73%^④，农业社会化服务面积超过19.7亿亩次^⑤。其次，传统的以村组为界的“统”的模式已难以适应农村经济发展的新形势，迫切需要逐步提升集体经济“统”的层次，在更大范围内整合农村各类资源，提高资源利用效率和竞争力。如果不包括土地等资源性资产，目前全国农村集体资产总额的90%左右是村级和村民小组级集体资产，“统”的层级较低，统筹协调能力较弱。很明显，单个村庄的资源和发展空间有限，其发展要素和产业呈现“碎片化”特征，难以有效、

^① 《邓小平文选》第三卷，人民出版社1993年版，第355页。

^② 《邓小平年谱（1975—1997）》（下），中央文献出版社2004年版，第1349页。

^③ 资料来源：《我国农产品加工产业科技贡献率达到63%》，《光明日报》，2021年3月25日09版。

^④ 资料来源：《跑出农业机械化的加速度》，《经济日报》，2024年7月4日05版。

^⑤ 资料来源：《新型农业经营主体保持良好发展势头》，https://www.moa.gov.cn/xw/zwdt/202312/t20231219_6442997.htm。

充分利用资源和获取规模经济效益。因此，“统”不能单纯局限在村组层级，必须打破“村自为界、户自为界”的传统发展体制格局，适应新形势赋予“统”更加丰富的内涵，因地制宜采取多种途径提高农村集体经济“统”的层次。最后，2024年6月28日通过的《中华人民共和国农村集体经济组织法》对农村集体经济组织的职能、设立、合并、分离等及其从事经营管理和服务活动做出了制度安排，明确农村集体经济组织可以依法出资设立或者参与设立公司、农民专业合作社等市场主体。这为发展壮大新型农村集体经济、提高集体经济“统”的层次提供了法律保障。

发展壮大新型农村集体经济，提升集体经济“统”的层次，是实现集体经济由低水平向高水平转变的“第二个飞跃”的根本途径。其关键是探索适应农村集体经济高质量发展要求的统分结合双层经营体制的有效实现形式。各地因发展阶段、自然条件和经济社会特点不同，其统分结合模式和“统”的层次也不尽相同。要从各地区实际出发，按照“宜统则统、宜分则分”的原则，积极探索统分结合的多样化模式和有效实现路径，打造新形势下家庭承包经营为基础、统分结合的双层经营体制的升级版。

在更高层次上实现统分结合，要不断拓展“分”的内涵。既要通过深化承包地“三权”分置改革，全面激发家庭承包经营的活力，又要适应新形势强化联农带农机制，把分散的广大农户引入现代化大农业发展中，推动由单一农户承包经营向家庭承包基础上的多元主体共营转变，为发展适度规模经营创造条件。在此基础上，要大力开展新型农村集体经济，采取跨村联营、乡镇统筹、股份合作、村庄撤并等多种形式，因地制宜提高农村集体经济的统筹层次，强化集体经济组织在资源开发利用和保护、集体资产经营管理、技术信息服务等方面“统”的功能，不断增强其统筹发展能力，引导和支持各类新型主体在生产经营服务方面承担更多“统”的功能，鼓励国有经济与集体经济开展全方位深度合作，积极探索多样化统分结合模式下“统”的有效实现途径。

实现集体经济由低水平向高水平的“第二个飞跃”，还需要突破“村自为界、户自为界”的发展体制局限，有效破解村庄分化问题，多措并举推进村庄联合发展。近年来，中国农村经济快速发展，城乡差距持续缩小，但村庄分化现象日益凸显。根据中国社会科学院农村发展研究所开展的第一期中国乡村振兴综合调查数据，如果按调查户计算各村的户均年收入，在剔除无效和极端样本后的304个行政村中，按户均收入最高与最低的30个村计算，二者之比值达到10.8；按户均收入最高与最低的10个村计算，二者之比值则达到24.9。村集体经济分化是村庄分化的基本表现形式。根据对北京市全域村庄2007—2017年数据的分析，村庄分化趋势明显且趋于层级固化，尤其是村庄间村集体净资产与人均所得绝对差距在扩大，村庄间景气指数的相对差异也在扩大（陈雪原等，2022）。村庄分化主要受区位条件、能人效应、产业业态、组织体制等因素的综合影响，但根本原因是“村自为界、户自为界”的分割式发展体制格局仍未破除，集体建设用地、农用地等资源要素难以实现集中优化配置，造成大量资源错配现象，资源优势难以转化为现实经济优势。村庄分化凸显，将对推进农民农村共同富裕带来严峻挑战，造成农村地区内部村域之间发展不平衡，由此将激发社会矛盾和冲突，加大农村基层治理的难度。为此，当前亟须借鉴浙江等地的经验，采取“飞地抱团”、乡村振兴联合体、组团化发展、乡镇级联合社或联营公司、强村公司、党建联盟等多元模式，促进村庄联合发展和共同富裕。村庄联合发展是提高农村集体经济“统”的层次的重要途径。

参考文献

- 1.陈雪原、孙梦洁、王洪雨、周雨晴, 2022: 《“三统筹”：提升集体经济“统”的层级，促进农民共同富裕》，《北京规划建设》第2期，第58-60页。
- 2.魏后凯、崔红志, 2016: 《稳定和完善农村基本经营制度研究》，北京：中国社会科学出版社，第21页。
- 3.张杨、程恩富, 2018: 《壮大集体经济、实施乡村振兴战略的原则与路径——从邓小平“第二次飞跃”论到习近平“统”的思想》，《现代哲学》第1期，第49-56页。

(作者单位：中国社会科学院农村发展研究所)

在新起点上进一步深化农村土地制度改革

叶兴庆

农村土地制度是农村基础性制度安排。党的二十届三中全会通过的《中共中央关于进一步全面深化改革、推进中国式现代化的决定》（以下简称“二十届三中全会《决定》”），对经济和民生领域七个方面的改革作出全面部署，在“完善城乡融合发展体制机制”部分提出“深化土地制度改革”要求，对承包地“三权”分置、耕地保护和建设、农户合法拥有的住房盘活利用、农村集体经营性建设用地入市等改革作出部署。准确把握农村土地制度改革新部署，需要在系统梳理党的十八届三中全会以来农村土地制度改革主要进展的基础上，从比较的视角分析这些革新举措的战略意图和政策取向。

一、党的十八届三中全会以来农村土地制度改革主要进展

根据党的十八届三中全会通过的《中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》（以下简称“十八届三中全会《决定》”）部署，十多年来，农村土地制度各领域改革全面展开，改革成果集中在两个方面：

一是农村承包地“三权”分置制度框架基本建立。《关于完善农村土地所有权承包权经营权分置办法的意见》对如何充分发挥集体所有权、农户承包权和土地经营权的各自功能与整体效用进行了体系化设计，在探索农村土地集体所有制有效实现形式上取得重大突破。中国共产党第十九次全国代表大会明确提出第二轮土地承包到期后再延长三十年。根据中央部署，全国开展了农村土地承包经营权确权登记颁证工作。有关部门印发《关于开展农村承包土地的经营权和农民住房财产权抵押贷款试点的指导意见》《农村承包土地的经营权抵押贷款试点暂行办法》《关于开展土地经营权入股发展农业产业化经营试点的指导意见》，在赋予农民更加充分且有保障的土地权利上迈出实质性步伐。根据这些改革探索，第十三届全国人民代表大会常务委员会修正了《中华人民共和国农村土地承包法》。

二是农村土地征收、集体经营性建设用地入市、宅基地制度改革在部分环节取得较大进展。2015年1月，中共中央办公厅、国务院办公厅印发《关于农村土地征收、集体经营性建设用地入市、宅基地制度改革试点工作的意见》，部署在33个县（市、区）试点。为做好改革试点工作，在集体经营性建设用地入市改革方面，中央有关部门出台《农村集体经营性建设用地使用权抵押贷款管理暂行办法》《农村集体经营性建设用地土地增值收益调节金征收使用管理暂行办法》《利用集体建设用地建设租赁住房试点方案》。在宅基地制度改革方面，中央有关部门印发《农民住房财产权抵押贷款试点暂行办法》。并且，对征地制度改革在公共利益目录、按区片综合地价补偿等方面取得的试点成果，对农村集体经营性建设用地入市改革在出让、抵押等方面取得的试点成果，对农村宅基地制度改革在农民户有所居、进城落户农民依法自愿有偿退出宅基地等方面取得的试点成果，社会各方面的认识高度一致，已根据这些改革试点成果修正《中华人民共和国土地管理法》《中华人民共和国城市房地产管理法》相关条款。在土地征收制度改革方面，中央有关部门印发《农村集体土地征收基层政务公开标准指引》《关于加快制定征收农用地区片综合地价工作的通知》《土地征收成片开发标准（试行）》《土地征收成片开发标准》；在集体经营性建设用地入市改革方面，中共中央办公厅、国务院办公厅印发《关于深化农村集体经营性建设用地入市试点工作的指导意见》，在全国部分县（市、区）实施新一轮试点；在宅基地制度改革方面，中央有关部门印发《关于进一步加强农村宅基地管理的通知》《关于积极稳妥开展农村闲置宅基地和闲置住宅盘活利用工作的通知》《关于规范农村宅基地审批管理的通知》，中央全面深化改革委员会审议通过《深化农村宅基地制度改革试点方案》，在全国104个县（市、区）和3个地级市启动实施新一轮农村宅基地制度改革试点。

二、未来五年深化农村土地制度改革的着力点

在党的十八届三中全会以来改革实践的基础上，党的二十届三中全会从推进中国式现代化的迫切需要出发，对农村土地制度改革作出新部署（具体详见表1）。应从联系和发展的视角，把准未来五年深化农村土地制度改革的取向和着力点。

1. 在农村土地承包制度改革方面，聚焦所有权、承包权、经营权权能完善。十八届三中全会《决定》延续20世纪80年代以来侧重强化土地承包经营权权能的政策逻辑，在已赋予土地承包经营权占有、使用、收益权能和转包、互换、转让等流转权的基础上，进一步赋予土地承包经营权抵押、担保、入股、公开市场流转等权能，使土地承包经营权的权能更加饱满。十八届三中全会《决定》中并没有提出承包地“三权”分置改革，2016年中共中央办公厅、国务院办公厅印发《关于完善农村土地所有权承包权经营权分置办法的意见》，才对所有权、承包权、经营权各自的权能进行体系化界定。针对近年来一些地方已经出现、未来有可能在更多地方出现的承包地经营权流转中存在的突出问题，二十届三中全会《决定》强调“深化承包地所有权、承包权、经营权分置改革”。在完善所有权权能方面，需要健全承包地集体所有权行使机制，发挥农村集体经济组织在促进地块连片和经营权流转、组织开展高标准农田建设和撂荒地利用等方面的作用。在完善承包权权能方面，重点是做好第二轮土地承包到期后再延长三十年试点工作，探索自愿有偿退出办法。在完善经营权权能方面，需要从提高农业劳

动生产率和农业竞争力出发，完善承包地经营权流转价格形成机制，探索防止流转费用不合理上涨的有效办法，降低农业适度规模经营的土地成本；需要从大量小农户短期内难以完全退出农业的现实出发，提高农业支持政策普惠性，推动新型农业经营主体扶持政策同带动农户增收挂钩。

表1 对十八届三中全会《决定》和二十届三中全会《决定》中农村土地制度改革相关举措的比较

| 改革领域 | 十八届三中全会《决定》部署的改革举措 | 二十届三中全会《决定》部署的改革举措 | 简析 | |
|------|--------------------|---|---|-----------------------------|
| 农用地 | 土地承包制度 | 坚持农村土地集体所有权，依法维护农民土地承包经营权，发展壮大集体经济。稳定农村土地承包关系并保持长久不变，在坚持和完善最严格的耕地保护制度前提下，赋予农民对承包地占有、使用、收益、流转及承包经营权抵押、担保权能，允许农民以承包经营权入股发展农业产业化经营。鼓励承包经营权在公开市场上向专业大户、家庭农场、农民合作社、农业企业流转，发展多种形式规模经营 | 有序推进第二轮土地承包到期后再延长三十年试点，深化承包地所有权、承包权、经营权分置改革，发展农业适度规模经营。 完善农业经营体系，完善承包地经营权流转价格形成机制，促进农民合作经营，推动新型农业经营主体扶持政策同带动农户增收挂钩 | 从侧重强化土地承包经营权转向更加注重平等保护土地经营权 |
| | 耕地保护和建设制度 | 稳定和扩大退耕还林、退牧还草范围，调整严重污染和地下水严重超采区耕地用途，有序实现耕地、河湖休养生息 | 改革完善耕地占补平衡制度，各类耕地占用纳入统一管理，完善补充耕地质量验收机制，确保达到平衡标准。完善高标准农田建设、验收、管护机制。健全保障耕地用于种植基本农作物管理体系。 探索国家集中垦造耕地定向用于特定项目和地区落实占补平衡机制 | 从侧重边际耕地退出和休耕轮作转向严守耕地红线 |
| 建设用地 | 宅基地制度 | 保障农户宅基地用益物权，改革完善农村宅基地制度，选择若干试点，慎重稳妥推进农民住房财产权抵押、担保、转让，探索农民增加财产性收入渠道 | 允许农户合法拥有的住房通过出租、入股、合作等方式盘活利用。 支持城乡居民多样化改善性住房需求 | 从直接触及“地”转向聚焦“房”，避开宅基地使用权转移 |
| | 集体经营性建设用地入市制度 | 在符合规划和用途管制前提下，允许农村集体经营性建设用地出让、租赁、入股，实行与国有土地同等入市、同权同价 | 有序推进农村集体经营性建设用地入市改革，健全土地增值收益分配机制 | 从侧重赋权转向突出增值收益分配 |
| | 农村土地征收制度 | 缩小征地范围，规范征地程序，完善对被征地农民合理、规范、多元保障机制 | 未部署新举措 | |

资料来源：根据十八届三中全会《决定》和二十届三中全会《决定》整理。

2. 在耕地保护和建设制度改革方面，聚焦严守耕地红线。十八届三中全会《决定》强调，“稳定和扩大退耕还林、退牧还草范围，调整严重污染和地下水严重超采区耕地用途”。这与当时农业生态环境问题极其严重、粮食等重要农产品供求关系较为宽松的时代背景有关。根据第三次全国国土调查结果，2009—2019年，全国耕地净流向林地1.12亿亩、净流向园地0.63亿亩^①。近年来，中国粮食进

^① 资料来源：《自然资源部、国家统计局联合召开第三次全国国土调查主要数据成果新闻发布会》，https://www.gov.cn/xinwen/2021-08/27/content_5633643.htm。

口总量快速增长，对外依存度快速提高。在这一背景下，为夯实国家粮食安全根基，迫切需要加强耕地保护和用途管制。按二十届三中全会《决定》部署，需要推进三项改革。第一，改革完善耕地占补平衡制度。对将耕地转为园地、林地、养殖水面等其他农用地的，也要求实行占补平衡。鉴于一些地方可用于占补平衡的后备耕地资源有限，有必要积极探索国家集中垦造耕地定向用于特定项目和地区落实占补平衡机制。第二，完善高标准农田建设、验收、管护机制。既要提高财政补助标准，也要创新资金筹集机制。注重发挥农村集体经济组织、新型农业经营主体在其中的作用。第三，健全保障耕地用于种植基本农作物管理体系。注重利用经济手段提高耕地对粮食和棉、油、糖、蔬菜等农作物及饲草饲料种植的黏性，在增加农民收入和防止耕地“非粮化”之间寻求动态平衡。

3.在农村宅基地制度改革方面，聚焦农户住房盘活利用。与十八届三中全会《决定》直接触及农村宅基地制度的改革策略不同，二十届三中全会《决定》从盘活利用农户合法拥有的住房切入。这并不意味着农村宅基地制度改革就此止步。十八届三中全会以来，在两轮农村宅基地制度改革试点所开展的探索中，有些基本成熟，可以转化为全面实行的制度安排；有些风险没有充分暴露，各方面认识分歧较大，需要继续探索。即便是围绕通过出租、入股、合作等方式盘活利用农户合法拥有的住房，也需要在关键环节上进行改革探索。第一，需要探索适度延长农户住房租赁期限。《中华人民共和国民法典》第七百零五条规定，租赁期限不得超过二十年。由于多数可出租的农户住房条件较差，承租方无论是用于自住还是用于开展民宿等经营活动，均需要对住房乃至周边人居环境投资改造，二十年的租期难以让承租人放心地投资改造。第二，需要探索农村集体经济组织的作用方式。农村集体经济组织在农户住房出租、入股、合作中是受托直接经营，还是作为农户代表与外来业主合作？需要进行探索。

4.在农村集体经营性建设用地入市改革方面，聚焦有序推进和健全土地增值收益分配机制。在十八届三中全会以来的改革试点基础上，按二十届三中全会《决定》要求有序推进农村集体经营性建设用地入市改革，需要注意四点：第一，着力提高入市主体自身治理水平。加强农村集体经济组织治理结构改革，顺应集体经济组织成员居住生活分散度提高的趋势，创新集体经济组织成员参与决策、监督的方式，防止“农民集体所有”演变为“村干部所有”。第二，扩大入市范围。在符合国土空间规划的前提下，将退出或闲置的农村宅基地、废弃的公益性公共设施建设用地等存量土地以及新增集体建设用地纳入入市范围。第三，完善入市土地使用权抵押融资配套制度。明确估值办法，界定抵押权责，细化处置变现流程，促进农村集体经营性建设用地市场和金融市场衔接。第四，健全土地增值收益分配机制。对农村集体经营性建设用地入市或再转让所产生的土地增值收益进行合理调节。

三、把准深化农村土地制度改革的方法论

农村土地制度改革具有较强牵引性，需要处理好三个重大关系。第一，处理好落实二十届三中全会《决定》部署的改革举措与十八届三中全会以来陆续出台的相关改革举措的关系。应保持改革取向的稳定性和工作安排的连续性，坚定不移地继续推进近年来中央“一号文件”等重要文件已作出部署而在二十届三中全会《决定》中未被直接提及的改革举措。第二，处理好阶段性目标与长远目标的关

系。二十届三中全会《决定》部署的改革任务到2029年要完成，实现全面建成高标准社会主义市场经济体制目标的时间是2035年。这意味着，未来五年推进农村土地制度改革需要突出问题导向，追求有限目标，有些以最终目标为导向的农村土地制度改革举措需要从长计议、等待时机。第三，处理好顶层设计与基层探索的关系。在开展农村土地制度改革顶层设计时，应注重汲取基层智慧，防止官僚主义；在按顶层设计推进改革举措时，应给予基层较大自主探索空间，防止教条主义。

(作者单位：国务院发展研究中心农村经济研究部)

健全因地制宜发展新质生产力的体制机制

黄祖辉

党的二十届三中全会的主题是“进一步全面深化改革，推进中国式现代化”。这一主题不仅表明全面深化改革仍是中国发展的主基调，而且也发出了要以进一步全面深化改革推进中国式现代化的强烈信号。全面深化改革，推进中国式现代化，就是要为中国式现代化的发展提供动力与活力，就是要为中国式现代化的发展配置新质生产力，就是要加快形成适配新质生产力发展的生产关系并健全因地制宜发展新质生产力的体制机制。

本文首先从新质生产力的质态和因地制宜发展新质生产力的科学认识出发，着重阐明因地制宜发展新质生产力的农业重点领域及制度关键，然后就健全因地制宜发展农业领域新质生产力的体制机制以及相关改革提出五点看法。

一、科学认识和把握新质生产力的质态与因地制宜发展新质生产力

新质生产力代表的是先进生产力的演进方向，是由技术革命性突破、生产要素创新性配置、产业深度转型升级而催生的先进生产力。发展新质生产力，必须科学认识和把握新质生产力的质态与因地制宜发展新质生产力的内涵。

1.科学认识和把握新质生产力的两种质态。新质生产力的质态是该生产力形成的关键特征。新质生产力具有两种基本类型的质态。一种是由关键性或颠覆性科技创新而形成的新质生产力质态。高科技、高效能、高质量是这种新质生产力质态的主要特征，其主要效能是解决经济发展中的关键问题，突破相关领域的发展短板、瓶颈和“卡脖子”等问题。面对百年未有之大变局和应对国际复杂环境，中国亟须发展这种类型质态的新质生产力。另一种是由全要素优化组合、集成创新而形成的新质生产力质态。赋能性、互补性、包容性是这种新质生产力质态的主要特征，其主要效能是通过提升全要素

生产率，改造升级传统产业，提高产业发展水平和竞争力。这种类型质态的新质生产力的发展是中国许多门类产业转型升级和高质量发展的重要路径之一。概括起来，这两种类型的新质生产力质态中，一种是由前沿性关键性技术创新而形成的新质生产力，另一种是由要素优化配置集成创新而形成的新质生产力，两者的作用机理和应用重点虽不尽相同，但都是新质生产力形成的重要路径。

2.科学认识和把握因地制宜发展新质生产力的内涵。党的二十届三中全会通过的《中共中央关于进一步全面深化改革、推进中国式现代化的决定》（以下简称“二十届三中全会《决定》”）提出，要“因地制宜发展新质生产力”“健全因地制宜发展新质生产力体制机制”。这表明，发展新质生产力，既要注重因地制宜，又要健全发展新质生产力的体制机制。因地制宜就是要实事求是，就是要从实际出发来发展新质生产力。这个实际具有丰富的内涵。一是发展新质生产力要紧密结合自身资源禀赋、产业基础、研发条件的实际，避免脱离自身资源、产业、研发条件的实际发展新质生产力。二是发展新质生产力要把握新质生产力不同质态的特性和效能，使新质生产力的应用效能得到充分发挥。三是发展新质生产力要与产业发展的重点领域紧密结合，明确新质生产力的产业重点领域和主攻方向。总而言之，因地制宜发展新质生产力，就是既要有所为，又要有所不为；既要系统思维，又要有针对性；既要突破发展瓶颈，又要带动整体发展；既要重视技术创新，又要重视体制适配。

二、因地制宜发展新质生产力的农业重点领域及制度关键

农业是自然与经济再生产相互交织的产业，是人类赖以生存的基础性产业。从农业领域新质生产力的形成与发展角度看，既与农业科技进步尤其是现代生物技术和信息技术的进步有关，也与农业生产经营主体——广大农民对农业领域新质生产力的适应性有关。农业领域新质生产力的培育与形成，既要突出颠覆性、前沿性技术创新的新质生产力质态，又要高度重视农业全要素优化组合和集成创新的新质生产力质态的形成与发展。特别需要指出的是，在要素优化组合和集成创新的过程中，必须认识要素的不同属性和效能发挥。劳动、资本、土地、知识、技术、管理、数据等要素，既有经济的属性与效能（比如要素的规模经济性、范围经济性和功能互补互替性等经济属性和效能发挥），又有制度的属性及其安排效用（比如要素的产权制度、交易制度、组织制度等的选择及其合理安排）。也就是说，要素的优化组合和集成创新，不仅是要素的经济组合和集成创新的过程，也是要素的制度组合与集成创新的过程，必须高度重视不同要素优化组合和集成创新中制度效能与经济效能的有机结合。

当前，中国因地制宜发展新质生产力的农业重点领域及制度关键，主要涉及以下五个方面。

1.促进农业科技“双链耦合”发展的新质生产力。科技是新质生产力形成与发展的核心关键，必须高度重视农业科技链与农业产业链的有效衔接。该科技链不仅指科技的产业链，而且包括产业的科技链，是“双链耦合”的科技链。科技产业链是将科技作为产业，指科技研发、推广和应用的产业链，通常也被称为“产学研用”的科技链或科技体系。而产业科技链是指全产业链中的科技链，即全产业链中科技链的建构问题。这是实践中较容易被忽视的问题。以全产业链的农业科技链为例，不仅要重视单项科技链，例如种子技术的研发、推广与应用链的建构，而且要重视农业产业链中不同类型的科技与科技链的建构。也就是说，既要重视品种技术，又要重视栽培技术、收获技术以及加工与保鲜等

技术在农业产业链中的有效衔接与相互配套，以实现上述两种科技链的“双链耦合”，使其成为农业高质量发展和现代化发展的新质生产力核心。该领域的的新质生产力发展的制度关键是：除坚持科技需求导向外，还要重视“双链耦合”科技体系的组织制度、利益机制和政府与市场协调体系的制度建构。

2.促进现代“芯片”农业、“数智”农业、“装配”农业发展的新质生产力。这一领域是中国现代农业迫切需要突破和发展的重点领域，亟须通过前沿性、关键性或颠覆性技术创新质态的新质生产力发展，破解中国现代农业发展在这些领域的瓶颈、短板和关键性难题。该领域的的新质生产力发展的制度关键是：除了高度注重“双链耦合”科技体系支撑，必须构建政府与市场协同推进、科技创新主体利益驱动、产业组织与制度适配的制度体系。

3.促进农村一二三产融合发展和多功能发展的新质生产力。农村一二三产融合发展和多功能发展是现代农业产业体系、生产体系和经营体系的集中体现和重要特征，也是传统农业转型升级的基本路径。要通过要素优化组合和集成创新质态的新质生产力发展，推进农业向“接二连三”和多功能的大农业转型升级。该领域的的新质生产力发展的制度关键是：要高度重视要素的制度特性，在要素制度创新、多要素有效赋能、小农融入发展、多主体利益融洽等方面配置相适应的制度体系。

4.促进绿色低碳和高效生态现代农业发展的新质生产力。“绿色低碳”“高效生态”是中国式农业现代化的重要特点，也是国家“碳达峰”“碳中和”战略实施的关键。要通过绿色低碳技术和资源生态制度有效结合所形成的绿色新质生产力，推进中国绿色低碳现代农业的发展。该领域的的新质生产力发展的制度关键是：在生态守护、生态产权、生态价值转换、绿色发展与消费引导及共享等方面建构相适配的制度体系。

5.促进国家高水平粮食安全与发展的新质生产力。实现高水平粮食安全，既是中国式农业现代化的前提条件，又是国家安全与发展的关键领域，必须高度重视该领域新质生产力的发展，以实现对国家高水平粮食安全战略的支撑。该领域的的新质生产力发展的制度关键是：在粮食产业体系、生产体系、经营体系和政策体系等方面构建高效的制度与政策体系。

三、健全因地制宜发展农业领域新质生产力的体制机制

二十届三中全会《决定》不仅强调要促进各类先进生产要素向发展新质生产力集聚，大幅提升全要素生产率，而且强调要加快形成同新质生产力更相适应的生产关系。中国前沿性颠覆性技术创新与全要素优化组合和集成创新的新质生产力发展滞后，与相关体制机制或者说与生产关系的不匹配也有关系。因此，健全因地制宜发展农业领域新质生产力的体制机制，推进相关体制机制改革的深化，例如推进土地产权制度、集体经济制度、农业产业组织制度、农村公共保障制度、政府调控制度等的改革深化，就显得极为迫切。

1.全面认识深化中国农村改革尤其是农村集体经济改革的难点。1978年以来，中国农村经历了一系列改革，比较重大的改革是农业经营制度的改革、农村集体产权制度的改革、农业供给侧结构性改革等，这些改革取得了一定成效，但改革仍在进行中，深化改革仍将面临不少难点。中国农村集体经济制度具有政治、经济、社会三种属性合一的特点；中国农民既具有市场经济主体性，又具有社区集

体成员性的双重属性；中国农村虽然土地权属关系比较清晰，但土地权能并不充分，存在财产发展权与生存保障权合一的现象，进而“三权”分置制度的市场效率还不高；中国农村集体经济仍具有社区的封闭性和成员权利的身份性等特征。由于这些特点，中国农村的土地、劳动力资源以及集体与农户的资产难以完全市场化，难以真正成为市场要素，进而容易发生要素和制度的错配，不利于要素优化组合和集成创新的新质生产力的形成与发展。

2. 重点破除农业要素市场化优化配置和集成创新的制度障碍。要按照二十届三中全会《决定》所提出的“完善要素市场制度和规则”的要求，推进要素市场化改革，健全劳动、资本、土地、知识、技术、管理、数据等要素市场制度和规则，深化农业领域新质生产力基础性要素制度的改革。其重点方向是深化农村土地制度、主体（农民与集体）制度和金融制度的市场化改革。通过激活市场、主体和要素，既发挥要素的经济效能，又发挥要素的制度效能，扭转要素与制度的错配，使农村土地要素、金融要素等能够得到优化配置和集成创新，成为真正的市场要素；使农民和农村集体经济组织等主体成为真正的市场主体。

3. 重点推进城乡社保制度和农村集体产权制度的联动改革。要使农村土地要素、金融要素成为真正的市场要素以及农民和农村集体经济组织等主体成为真正的市场主体，必须在农村集体土地“三权”分置制度框架下，同步推进社保制度和集体产权制度的联动改革，以实现国家社保制度对农民土地（房屋）生存保障功能的替代，提高“三权”分置制度效率，促使农村集体土地和农民住房产权的发展权与保障权由合一向分离转变，促使农民在集体的权益由身份权向契约权转变、由“物权”占有向“股权”占有转换，促进农村土地、劳动力与农民房产等资源资产进一步优化配置，提升配置效率和价值。

4. 对农村集体和农民释放更明确、更充分的权能。在城乡社保制度和集体产权制度联动改革的基础上，要进一步完善“三权”分置的制度体系，对农村集体和农民释放更明确、更充分的权能。通过深化相关改革，不仅赋予农民更充分的财产权利，以既增加农民的财产性收入，又使农民具有更明确的融资抵押权和产权交易权，而且使农村集体经济主体具有更明确的资源转换权和集体产权的收益权。此外，还应在农民合作组织制度不断完善的基础上，对农民合作组织释放金融权限，支持农村在健康发展合作经济的同时，发展有序规制下的合作金融，为农业领域新质生产力的形成与发展提供内生性的金融支撑。

5. 进一步处理好政府和市场的关系以消除农业产业发展中过多的非市场因素干扰。这方面的重点是：通过政府机构的深化改革和职能转换、城乡公共社保制度的改革完善，进一步明晰经济社会发展中公共领域与市场领域的边界，处理好有为政府和有效市场的关系。要扭转地方政府这一非市场主体过度介入农业产业的市场经营，进而导致区域间同一产业内卷式竞争、经营主体行为扭曲和市场失灵的问题。还必须清晰地意识到，在公共服务领域引入市场机制，并不等同于将公共性支出转嫁给市场主体，进而将公共成本内化成产业发展成本。例如，不少农户的土地流转价格就内含了土地对农民保障的代价。这一现象不仅在很大程度上导致与土地有关的农业产业发展成本过高、产业增产不增收、经营者增产不增收，而且会致使政府补贴居高不下，而本应该得到发展的公共事业，例如政府对农民的公共服务与保障支出，却始终支出不足。此外，还要加快培育和赋权农业行业组织，充分发挥行业

协会这一组织制度在统一农业大市场以及协调政府和市场关系中的重要作用。

(作者单位：浙江大学中国农村发展研究院；
浙江大学公共管理学院)

正确构建农业农村领域有效市场和 有为政府的关系

辛 贤

在中国特色社会主义现代化发展过程中如何正确处理好市场和政府的关系，一直是中国共产党高度关注的问题。实践证明，在这一关系处理得好的时期和领域，党和人民的事业都取得了显著成就；在这一关系处理得不好的时期和领域，党和人民的事业都受到了明显掣肘。

党的二十届三中全会审议通过《中共中央关于进一步全面深化改革、推进中国式现代化的决定》，明确指出要“聚焦构建高水平社会主义市场经济体制，充分发挥市场在资源配置中的决定性作用，更好发挥政府作用”。立足于新时代中国式现代化“两步走”目标，全面建设高水平社会主义市场经济体制是2035年基本实现社会主义现代化的关键支撑和内在要求；立足于新发展格局，建设全国统一大市场更是完善社会主义市场经济体制的重要一环。党的二十届三中全会指出，中国市场经济体制最主要特点是“高水平”，并强调全国市场的“统一性”。“高水平”“统一性”意味着市场发展是高质量的，市场要素是畅通循环流动的、无壁垒的，它表现为更开放的市场机制作用空间、更丰富的市场机制作用层次和更有深度的市场机制作用程度。

必须清醒地认识到，与非农部门和城市相比，农业农村在推进市场经济建设中面临的挑战更大、任务更重。在“高水平”和“统一性”市场经济的建设过程中，必须深刻认识农业的产业特性、农村的地域特性，必须清醒认识作为市场主体的农民在相当长的历史时期内仍将不具备完全的市场竞争能力。这就要求在深化改革的过程中，必须处理好有效市场和有为政府的关系，探索一条具有中国特色的高水平的农业农村市场经济体制发展道路。

一、与其他行业和领域相比，农业农村领域中的政府调控作用更为重要

农村经济市场化是中国经济市场化的重要组成部分。尤其是1978年始于农村的改革，正是依靠市场机制的作用，才有效激发了广大农民的生产积极性，进而带动了整个经济体制改革的成功。改革开

放以来，尤其是进入新时代以来，中国农村市场经济建设经历对农村基本经营制度和土地制度、农产品流通体制等的改革和完善，取得了历史性的发展成就。在此过程中，政府为农村市场主体的生产和经营提供了更规范、稳定的发展规制和发展环境，这是推动农村经济增长的关键所在。与其他产业和领域相比，政府在农业农村建设与发展过程中扮演着更重要的角色。

市场不是万能的，也不尽是有利无害的，更不是无所不在的。在农业农村发展所涉及的众多事务中，部分存在市场缺位状况；而且，即使是生产经营活动，也绝非完全纯粹的市场化行为，不应任由市场体制在其中“横冲直撞”。更好发挥政府的作用至关重要，原因在于：

一是农村市场主体发育尚不成熟，竞争地位不平等。市场配置资源的第一原则是效率，即以更少的投入生产更多的产品。完全任由市场机制在资源配置中起决定性作用，其核心潜在假设包括：市场主体是完全理性的、信息和资源的获取是充分的、市场出清是即时的等等。而作为农业农村主体的农民，不仅距离完全理性市场主体在自身素质方面的要求差距甚远（远远落后于非农生产主体），而且在生产要素包括劳动力、土地、资金等的信息获取和要素本身获取方面，明显处于非完全竞争市场的主体地位；农民在获取基础设施和公共服务等的便利性方面也明显处于弱势地位，不利于其平等参与市场竞争。工商业等非农部门的市场主体，不论是在自身能力，还是在获取资源、信息和便捷服务等的可能性方面，都远远高于农村市场主体。相比于非农市场主体，农村市场主体处于明显的不对等和弱势地位。如果完全听凭市场机制发挥作用，而不能更好地发挥政府作用，那么，工商资本的逐利本性与农民利益诉求必然存在冲突和矛盾。一旦情况恶化，处于相对弱势地位的农村市场经济能否承受住市场震动的后果以及后期需要付出多少成本才能恢复就十分难以预料。

习近平总书记多次强调：“我国发展最大的不平衡是城乡发展不平衡，最大的不充分是农村发展不充分。”虽然当前乡村资源绝对匮乏的问题已经在很大程度上得到改善，但与城市相比，资源条件仍处于劣势，保障仍然不足。例如，以小农户为主的家庭经营自主发展能力相对落后，在获取资金和技术、抵抗风险等方面渠道有限、手段不足。同时，农村部分重要资源市场化配置的广度和深度有限，房屋、土地等重要资源要素无法灵活置换成其自主发展的原始资本，加之社会保障制度不完善、公共服务供给不均衡等问题，农村市场主体与城镇的市场参与主体很难平等竞争。这些问题在一些乡村振兴重点帮扶县、陆地边境县、少数民族聚居县、生态县等表现得尤为突出。仅凭乡村自身发展很难破除这些桎梏，必须依靠政府强有力地推动外部资源的输入。

农村市场主体发育的不成熟和环境的不利，会导致生产能力弱，从而使农业劳动生产率和竞争力较其他产业均处于弱势地位，潜在影响国家粮食安全和社会稳定。目前，中国农业劳动生产率只有非农部门劳动生产率的31%。同全球高收入国家相比，中国农业劳动生产率水平仅为平均水平的14%，高收入国家单位农业劳动力的产出水平是中国的7倍多，其中，美国是中国的近20倍，人多地少的日本的这一指标也是中国的4倍左右^①。在市场竞争机制和价格机制的作用下，利益驱动生产要素愈

^①根据世界银行数据整理，用2015年美元不变价格来衡量。资料来源：<https://data.worldbank.org/indicator/NV.AGR.TOTL.KD?view=chart>。

加从农业部门流向生产率高的其他部门，资源配置出现极化效应的风险极大。加之中国农业国际竞争力普遍低下，不仅意味着农产品价格缺乏国际竞争力，而且意味着一旦出现突发事件导致全球性市场封锁，中国农产品进口来源将变得不稳定、不确定，国内食物安全和社会稳定也将面临较大考验。

二是农业的基础性地位不能动摇，多功能性特征十分重要，但市场机制会自发侵蚀农业的地位和农业多功能性作用。农业作为第一产业，是农村的基础性产业，是人类的衣食之源、民生之本。一方面，保障粮食和重要农产品稳定安全供给始终是建设农业强国的头等大事。如果没有稳定安全的农产品供给，无论是居民的生存还是社会的安定都可能实现。另一方面，农业具有其他产业不具备但整个国家发展却不可或缺的特有功能。例如，对生态环境的保护和资源的可持续利用，事关民族的永续发展；赓续农耕文明的历史底蕴，事关精神文明的进步和富足。在非农部门长期快速扩张和国际变局日益复杂的形势下，作为传统生活聚集地的农村面临越发激烈的新旧矛盾交织局面。不仅劳动力尤其是青壮年劳动力大量流出乡村，而且资金在逐利的大潮之下流向非农领域和城镇，农业和农村生产经营性活动面临青壮年劳动力和资金短缺现象，威胁农产品安全稳定供给。同时，农民家庭的传统功能正逐渐弱化，相当多的传统农民家庭逐渐变相“解体”，部分农村正在丧失千百年来形成的活力和凝聚力。农民家庭的传统社会功能和文化传承作用的弱化，势必导致农村经济繁荣和文化传承发展的内在驱动力不足。如果不能更好地发挥政府的作用，未来农村很可能成为“荒芜的农村、留守的农村、记忆中的故园”。

二、农业农村发展迫切要求正确构建有效市场和有为政府的关系

在农村经济发展中，必须实现市场的“有效性”和政府的“有为性”有机结合。“有效性”主要表现为农村各种资源能够实现最优配置和高效利用，农产品价格能够准确反映市场需求的变动，市场信息能够在各主体间高效自由流动。“有为性”主要表现为政府既要为市场机制在农村资源配置和利用方面发挥作用提供科学的制度保障，又要以增强农民致富能力、提高农村社会治理水平为前提，能够根据不同发展阶段的特征来调整决策目标和措施以支持和适应生产关系的转变。更好地维护市场秩序、弥补市场失灵、畅通国民经济循环，是“有为”政府必须承担的职责。

有效市场和有为政府的不可或缺意味着不能单纯追求市场至上、效率至上的发展方式，绝不能走西方式现代化单纯追求效率至上、物质至上以及忽视非物质文明发展引致社会两极分化、贫富差距日益加大、社会矛盾持续激化的老路和死路。必须坚持以人民为中心的发展思想，把促进全体人民共同富裕作为发展目标，科学推动农业农村高质量发展，辩证处理人与自然的关系、物质文明与精神文明的关系，动态平衡生产要素供给与需求的关系，使生产要素真正转化为现实的生产力，有效对接国际市场，提高国际竞争力。

有为政府意味着政府在发展过程中要更多地承担责任者角色。一是体制机制保障。城乡二元体制下，需要政府从体制机制上破解和重构既有的资源配置体制和土地制度框架，例如消除城乡要素流动的制度壁垒、深化农村土地产权制度改革等。二是公共服务保障。政府是乡村公共服务的提供主体和保障主体。当前，乡村主体对公共服务产品的需求日益增加，但现实情况是，乡村公共设施建设和教育、

医疗、社保、文化等公共服务供给不仅与城市存在差距，乡村之间以及乡村内部也存在发展不均衡问题。补齐乡村公共服务短板，推动乡村公共服务均等化应当是地方政府在乡村振兴中的重要职责。

需要注意的是，政府强劲的推动力是乡村振兴战略实施的关键，但一定不是唯一推力，因为解决公共问题有赖广泛协作，而非“大包大揽”。当前和未来一个时期，农村市场经济需要的是“有为”政府而并非“全能”政府。只有政府适当“少管”，实行“精管”，才能为农业农村农民发展创造更多的发展空间，鼓励农民承担更多的社会责任，进而提升整个农村的自我管理能力和内生发展动力。

三、有效市场和有为政府的边界在哪里？

毫无疑问，在当前推进乡村全面振兴和经济高质量发展格局之下，政府的大包大揽、市场的绝对主导都会加剧资源配置的低效率和失衡。近年来，中国农业产值在国民经济中的比重不断下降，2023年已不足8%；农业经营收入在农民家庭收入中的主导作用日益弱化，2023年仅为23.2%^①。在工业化和城镇化快速推进的大背景下，传统农业部门经济效益不高、增长困难是经济发展的必然趋势。一方面，农业收入的比重降低导致农业生产激励下降，加之农业生产要素成本居高不下，农业发展内生动力不足，一味依靠政府主导、财政政策推动的非市场化发展模式不可持续；另一方面，随着农村二三产业的快速发展，国内外经济市场化程度进一步加深，农村封闭性减弱，一旦完全依赖市场机制并由经济利差驱动，必然导致农村劳动力、资本等生产要素加速外流，引致农民家庭生活与生产习惯的巨变，削弱农村繁荣的内驱动力，导致社会贫富分化加剧。因此，必须进一步突出市场在微观层面的基础性作用，不断加强政府在宏观层面的调控作用。

在推进中国特色的农业强国建设过程中，应有效区分市场和政府的作用边界。市场的核心是发挥价格在资源配置和收入初次分配中的基础性作用，主要依靠和通过供求机制、竞争机制、价格机制和风险机制等的相互作用和相互联系，实现要素在城乡之间的双向合理流动；政府的着力点是服务市场、监督市场和弥补市场不足，并及时提供制度、政策、公共服务的保障和监管。

对市场而言，重点仍是提高资源配置效率，以市场需求为导向推动产业结构性改革，避免出现市场信息获取不充分、市场形势判断不准确所导致的资源配置错位和资源利用效率低下带来的“一窝蜂”发展和资源浪费现象。对政府而言，其重点是破除城乡要素自由流动的障碍、让乡村主体在市场经济中获得更为平等的竞争机会，同时推动和保障城乡公共服务均等化、粮食安全等非市场行为。需要进一步审视市场和政府在农村经济和社会管理中的角色，重点加强政府在保障社会公平特别是医疗公平、教育公平等方面的作用，并推动那些应市场化或需要加快市场化但没有市场化或市场化程度不足领域的改革。

此外，农村主体不是被动的、机械的资源要素接受者，乡村振兴更不是简单依靠政策、项目、技术、资金等外部资源的机械输入就能实现的，乡村保持永续发展的核心在于将外部力量和内部主体的

^①资料来源：《中华人民共和国2023年国民经济和社会发展统计公报》，https://www.stats.gov.cn/sj/zxfb/202402/t20240228_1947915.html。

主观能动性紧密结合，激发农村发展潜力。如果政府规制和市场调控无法较好地契合农村发展主体的内在需求，反而会被农村主体排斥甚至抵制，进而导致政府和市场作用双双失效。这就需要政府、市场等根据农村主体的发展特点调整各自的功能定位和作用发挥，寻求协同发展的契合点。

（作者单位：中国农业大学国家农业农村发展研究院）

新型工业化是城乡融合之关键前提

魏 建

党的二十届三中全会通过的《中共中央关于进一步全面深化改革、推进中国式现代化的决定》（以下简称“二十届三中全会《决定》”）提出，“城乡融合发展是中国式现代化的必然要求。必须统筹新型工业化、新型城镇化和乡村全面振兴”。与2023年12月中央经济工作会议所提出的“统筹新型城镇化和乡村全面振兴”相比，在城乡融合发展的使命要求下，将新型工业化纳入统筹范畴，并将其置于首要位置，反映了对城乡融合发展规律认识的深化。统筹新型城镇化和乡村全面振兴重在要求城镇表现出更高的包容性，加快实现进城农民的市民化，然而，仅仅提高城镇的包容性还不能够实现高水平的城乡融合，因为缺少新型工业化的支撑，乡村难以全面振兴，城乡也难以实现有机融合。新型工业化是城乡融合的关键前提，只有三者统筹推进，才能实现高水平的城乡融合。

一、新型工业化是促进乡村全面振兴并使乡村在城乡融合中把握主动的核心关键

长期以来，在城乡发展之中，农村基本上处于弱势地位，其原因在于农村的经济发展水平远远落后于城镇。由此，以城促乡、以城补乡构成了基本的政策主张。而农村之所以落后于城镇，就在于农村的产业基本上以传统农业为主，没有顺利向收益更高、业态更复杂、功能更多元的产业跃迁。工业化进程的主线是：推动全社会从以农业生产为主升级转变为以工业生产为主。但是，这并不意味着工业化主要发生在城镇中，事实上，农村是工业化的主要承载地。也正是在工业化的推动下，众多乡村发展为城镇，由此形成了城乡融合的重要前提和基础。

没有工业化的支撑，不论发展多久，农村依然是农村。因为没有工业化的发展，就无法为农村的剩余劳动力提供充分且收益水平更高的就业岗位。而缺少这些岗位的支持，农村剩余劳动力就难以形成进入城镇并稳定留在城镇的经济基础。城镇的基本生活和发展成本远高于农村，需要有收益较高的工作岗位为基本依托，而基于分散小块农地经营的农业净收入难以达到在城镇生活和发展的经济标准。考虑到农村剩余劳动力城镇化所面对的风险，需要有预防其城镇化失败的“安排”。农地分散承包到

户在很大程度上起到了风险预防作用，为进城农民提供了可进可退的保障（贺雪峰，2024）。然而，这种可进可退的状态实际上是低水平的城乡融合状态，是农村剩余劳动力缺乏主动权、需要城镇付出更多扶助成本、在本质上是城乡依然分割的状态。

没有工业化的支撑，不仅农村剩余劳动力失去了个体进行有效城镇化的主动权，而且乡村作为一个整体也难以改变基于农业生产所形成的社会生产生活形态，也就难以形成城乡融合发展的有机对接窗口。即使是从外部嵌入城镇化的一些元素，也难以在乡村生根发芽。而如果建立在充分发展的工业化基础之上，不仅乡村具备实现全面振兴的雄厚经济基础，而且能在居住方式、生活习惯、社会交往秩序等多个方面改变传统农村的格局和习惯，形成与城镇有机对接、良好融合的基础。这也就构成了在城乡融合中使乡村具备更多主动性、积极性的关键前提。

当然，传统的工业化已经不适应发展的需要，以生态化、数智化为基本特征的新型工业化是与新型城镇化、乡村全面振兴更契合的工业化。过去，传统工业化对农村的生态环境造成了不少负面影响，在农村诞生的众多工业企业的技术水平也较为有限，既造成了土地等资源的浪费，也对农业（包括粮食）生产产生了不利影响。因此，要有底线思维，要以生态低碳为基本约束底线保护农村脆弱的生态体系（魏后凯等，2022），在绿水青山和金山银山之间建立有效的经济循环，将生态价值转化为经济效益，实现生态效益和经济效益的双赢；更要以数字智能改造升级农村传统工业，促进其向集约高效方向发展。

二、新型工业化为乡村的新型城镇化提供内生需求

新型工业化在为乡村全面振兴提供经济基础的同时，内在地提出了城镇化的发展需求。工业化所要求的经济、社会、人口等布局完全不同于农业社会。新型工业化摒弃了传统工业化低效利用资源、污染环境等弊端，要求布局更为集约、更为环保和安全，与以人为核心的新型城镇化更加契合。如果没有工业化的发展，仅仅简单地动员“农民上楼”与合村并居，就会损害农民的利益，造成较为尖锐的社会矛盾。

新型工业化提出了土地用途调整的内在需求。工业发展必然要求一部分土地由原来的农用转化为非农使用，随着工业规模的扩大，土地非农使用的需求加大。这必然要求有相应的制度安排来实现土地用途的转变。宅基地、集体建设用地乃至农地征用等制度都对土地用途的转换发挥了一定作用，但是，这些制度还需要进一步深化改革。尤其是在土地利益分配方面的制度，更要深化改革。二十届三中全会《决定》提出，“保障进城落户农民合法土地权益，依法维护进城落户农民的土地承包权、宅基地使用权、集体收益分配权，探索建立自愿有偿退出的办法”“完善承包地经营权流转价格形成机制”“改革完善耕地占补平衡制度”“有序推进农村集体经营性建设用地入市改革，健全土地增值收益分配机制”。另外，工业发展肯定不是均衡的，工业发展所带来的人口集聚也同样是不均衡的，因此，不能“一刀切”地分配土地使用指标。二十届三中全会《决定》提出改革要求：“优先保障主导产业、重大项目合理用地，使优势地区有更大发展空间。建立新增城镇建设用地指标配置同常住人口增加协调机制。探索国家集中垦造耕地定向用于特定项目和地区落实占补平衡机制。”

新型工业化提出了不同于农业发展的基础设施要求，对基础设施的要求不仅种类多，而且投资规

模大。在种类方面，从厂房建筑、能源供给、交通运输、电信网络等工业必需基础设施，到餐厅、医院、宿舍等辅助类基础设施，都完全不同于农业生产、农村生活所需的基础设施。这些基础设施中，有些能够由企业自身完成供给，更多的基础设施则需要在统一规划指导下由政府组织进行供给。过去一段时间，乡村规划得不到严格执行，导致乱建、私建现象突出，并且公用基础设施建设严重滞后于发展需要。二十届三中全会《决定》提出“全面提高城乡规划、建设、治理融合水平”。应按照经济集聚、人口增长、生态低碳、智能智慧的需要进行科学合理的城乡统一规划，为乡村的新型工业化提供保障承载、韧性安全的基础设施。基于新型工业化需要所建设的基础设施将大幅度推动乡村向城镇演变，从根本上改变乡村的物理形态。

进一步地，新型工业化为更高水平基本公共服务的实现奠定了经济基础。工厂的建立意味着人口的集聚，而以工业就业为主的人口对于基本公共服务具有更高水平的需求。近些年，农村的公共服务水平和社会保障水平虽然持续提高，但是，因为需要农民自身承担一定比例的费用，且受制于农民的收入水平和地方财力，其进一步提高往往面临瓶颈。基于新型工业化的发展，不仅农民收入水平得到提高，而且村集体和政府财力都能得到改善，这就能够为公共服务供给改善和社会保障水平的进一步提高提供更为雄厚的财力保障。再进一步，新型工业化的发展为农民非农就业提供了稳定的工作岗位，使农民可以完全脱离对土地的依赖，不必在城乡之间徘徊，可以从容进城。不少地区采取了鼓励农民自愿用土地承包经营权置换城镇社会保障待遇、用宅基地和农村现有住房置换城镇住房的“两置换”政策（刘爱玉和罗聪聪，2024），但从相关实践的成效看，该政策只在经济发达区域实施得较好。稳定的就业、较好的对价是自愿置换的两个重要前提条件，新型工业化能够为两者的达成提供支撑。这就有效缩小了公共服务和社会保障方面的城乡差距。

三、新型工业化为乡村文化传承、文明升级提供了内生动力

没有工业化的支撑，仅仅依靠农业，不会根本性地改变农村社会的主要生产形态；而没有生产形态的改变，农村的生活形态及其文化、文明形态也难以产生根本性的变化。近些年，乡村特色文化越来越受到重视，其中一个重要原因是相当多的乡村特色文化因缺少传承、缺少经费而消亡。乡村文明不同于城市文明，熟人、差序是其基本特征，守时、遵守秩序则是城市文明的重要特征。新型工业化进入乡村，不仅会冲击和改变农村的传统生产生活方式，而且能将生态、智能等文明形态引入乡村，以生产方式的根本性改变来影响乡村文化和乡村文明，使优秀、特色乡村文化得到传承，使乡村文明向现代化升级。二十届三中全会《决定》提出“实施文明乡风建设工程”。对此，要使熟人社会的温情、互助与陌生人社会的规则意识、创新意识有机结合，推动乡村文明与新型工业化的需求相契合、与现代化建设相契合。

四、产业统筹至关重要

尽管新型工业化对于城乡融合发展十分关键，但并不是所有乡村都适合发展工业，不能“村村点火、户户冒烟”，也不是只发展工业而不发展其他产业。要妥善处理好工业与农业、与乡村其他相关

产业之间的关系。从乡村的角度看，理论上可以发展三个方面的产业：粮食产业、非粮农业和非农产业。其中，粮食产业和非粮农业都属于农业范畴，非农产业则包括农业延伸有关产业（例如基于特色农产品的加工业、文旅产业等）以及与农业无关的工业、服务业（例如许多农村的小商品加工业、特色文旅产业等）。新型工业化和这三个方面的产业既有密切联系，又不可替而代之。一方面，新型工业化作为现代产业的中坚力量，有条件的地区应当优先发展，推动其成为地方支柱产业，成为推动实现乡村全面振兴的骨干力量；另一方面，不论是发展新型工业化还是发展其他产业，都要着力提高其收益水平，足够的产业收益水平不仅是产业可持续发展的关键，也是乡村全面振兴的关键。

粮食产业事关粮食安全。当前，通过基本农田保护、粮食价格补贴和农地流转制度等安排，基本上能够确保全国每年粮食产量的持续增长态势，但种粮收益还需要进一步提高。只有使种粮收益大致与其他产业持平，才能从根本上稳定粮食生产，才能使职业农民成为一种稳定的职业。二十届三中全会《决定》首次提出“完善强农惠农富农支持制度”，并要求“加快健全种粮农民收益保障机制，推动粮食等重要农产品价格保持在合理水平。统筹建立粮食产销区省际横向利益补偿机制，在主产区利益补偿上迈出实质步伐”“优化农业补贴政策体系，发展多层次农业保险”。近些年，农村的非粮农业及其加工、文旅等延伸产业发展较为迅速，依托乡村特色文化、良好生态发展民宿旅游业成为蓬勃兴起的新业态。这些新业态赋予农村新活力，也吸收大量劳动力，成了下乡创业、返乡创业的基本立足点。但这些新业态基本上存在投入周期长、见效慢的特点，短期内还不足以推动实现乡村的全面振兴，且其发展还面临着要素投入不足、人才有限等诸多制约。因此，二十届三中全会《决定》提出，“完善乡村振兴投入机制”“运用‘千万工程’经验，健全推动乡村全面振兴长效机制”“促进城乡要素平等交换、双向流动”。这将引导资金、技术、人才向乡村流动，为乡村全面振兴赋能。

从乡土中国到城乡分割，再到城乡融合，中国城乡社会结构正在发生着巨大变化。城乡融合发展是中国式现代化的必然要求，乡村全面振兴则是检验中国式现代化成色的一个重要标准。只有实现了乡村的全面振兴，才能形成高水平的城乡融合发展格局。新型工业化代表的先进生产力构成了乡村全面振兴的首选核心动力，形成了推动新型城镇化高质量发展的内生动力。新型工业化、新型城镇化和乡村全面振兴三者统筹发展、协同推进，是推动实现中国式现代化道路上城乡融合发展的基本逻辑。

参考文献

1. 贺雪峰, 2024: 《市场—社会二元体制模型与“三农”政策》，《开放时代》第3期，第112-133页。
2. 魏后凯、叶兴庆、杜志雄、樊胜根、罗必良、刘守英、黄承伟, 2022: 《加快构建新发展格局，着力推动农业农村高质量发展——权威专家深度解读党的二十大精神》，《中国农村经济》第12期，第2-34页。
3. 刘爱玉、罗聪聪, 2024: 《新“三位一体”：县域城镇化高质量发展的路径探索——以浙江省明市为例》，《新视野》第4期，第85-96页。

（作者单位：山东大学国家治理研究院）

（责任编辑：陈秋红）

中国农业减污降碳协同效应的 量化评估与动态演化^{*}

——基于边际减排成本的分析

闫 坤^{1,2} 唐丹彤³ 甘天琦⁴

摘要: 协同推进减污降碳是加快美丽中国建设、实现经济高质量发展的必由之路。本文立足农业源的减污降碳协同增效，基于边际减排成本视角，构建一种减污降碳协同效应的量化评估方法，对1998—2021年联合减排情况下全国层面、九大农区及省级层面的农业减污效应、降碳效应及减污降碳协同效应进行实证考察。研究得出以下结论：全国层面，联合减排情况下农业边际减污成本与边际降碳成本均小于单独减排下的相应成本，存在正向的减污效应与降碳效应，且二者呈现较好的协同趋势。在九大农区，除青藏高原区与黄淮海平原区外，其余农区减污降碳协同效应较好；华南区边际减污成本与边际降碳成本均相对更低，具备更大的减污降碳潜力。省级层面，各省份减污效应、降碳效应差异明显，减污与降碳效应均随环境规制的加强不断提升。拓展性分析发现，农业减污降碳效应的分布特征和动态演进呈现显著的区域性和阶段性特征。本文的研究结论为科学评估农业减污降碳潜力和制定减污降碳协同治理方案提供了政策依据。

关键词：减污降碳 协同增效 农业 边际减排成本 九大农区

中图分类号：F323.6; F724.6 **文献标识码：**A

一、引言

党的二十届三中全会提出必须完善生态文明制度体系，协同推进降碳、减污、扩绿、增长，积极应对气候变化，加快完善落实绿水青山就是金山银山理念的体制机制。这为更好聚焦建设美丽中国、加快经济社会发展全面绿色转型、健全生态环境治理体系提供了遵循。中国是世界上最大的发展中国

*本文研究得到国家社会科学基金重大项目“环境保护与经济高质量发展融合的机制、路径和政策体系研究”（编号：18ZDA051）和中央专项基金项目“经济集聚影响农业绿色发展的效应与机制研究”（编号：PTS24012）的资助。本文通讯作者：唐丹彤。

家，发展过程中的不充分不平衡问题十分突出，构建中国式现代化体系需要综合考虑减污降碳、经济发展及社会转型等多方重大问题（郑新业等，2023）。因此，综合评估区域间减污降碳协同效应，研究设计科学合理的减污降碳措施具有重大的学术意义。

作为一个农业大国，中国在推进农业现代化进程中呈现十分突出的高碳和高污染特征。据《第二次全国污染源普查公报》，2017年全国农业源水污染物排放量中化学需氧量、氨氮、总氮、总磷排放量分别为1067.13万吨、21.62万吨、141.49万吨、21.20万吨，分别占全国水污染物排放量的49.77%、22.44%、46.52%、67.21%^①。同时，联合国粮农组织报告显示，2019年中国农业—粮食系统碳排放占中国碳排放总量的14%，位居全球前列^②，农粮系统的碳排放成为仅次于能源行业的第二大来源，农业源的碳排放与面源污染交织在一起相互影响，为政策制定与实施带来了困难（甘天琦等，2023）。

面对污染与碳排放两个同根同源的问题，协同减排成为积极应对气候变化和改善环境问题的根本途径。2022年1月，国务院印发《“十四五”节能减排综合工作方案》，明确指出“十四五”是推动减污降碳协同增效、促进经济社会发展全面绿色转型、实现生态环境质量改善由量变到质变的关键时期。2022年6月，生态环境部、国家发展和改革委员会等七部门联合印发《减污降碳协同增效实施方案》，强调要把实现减污降碳协同增效作为促进经济社会发展全面绿色转型的总抓手。2024年8月，国务院印发《关于加快经济社会发展全面绿色转型的意见》，明确协同推进降碳、减污、扩绿、增长，深化生态文明体制改革，健全绿色低碳发展机制，首次在中央层面对加快经济社会发展全面绿色转型进行了全面部署。这为促进经济社会整体绿色低碳转型，实现生态环境质量提升和“双碳”目标指明了方向。基于此，本研究旨在探讨并构建一个综合的评价体系，科学评价农业减污降碳潜力，为制定减污降碳政策提供参照依据。

二、文献综述与理论基础

（一）文献综述

相比于其他部门的碳排放，农业源的碳排放具有特殊性，农业是经济再生产与自然再生产的有机结合，除经济生产过程会导致碳排放外，其生产对象也会因自然属性诱发碳排放，因此农业的碳减排路径需契合其自身产业特点（田云和尹志昊，2022）。现有关于农业碳排放的研究大多集中于两方面：一是农业碳排放的核算。农业领域的碳排放因核算体系不同而有所差异，最初的核算方式仅将化肥、农药、农业灌溉和种子培育涵盖在内（West and Marland，2002），此后农业废弃物的非正式处理（Johnson et al., 2007）、畜禽养殖（潘丹和应瑞瑶，2013）等被不断引入农业碳排放核算体系，且更多学者聚焦农业的细分领域进行拓展，如农地利用碳排放（李俊杰，2012）、畜禽养殖碳排放（刘月仙等，2013）、渔业生产碳排放（邵桂兰等，2015）等。与之不同的是，部分学者以

^①资料来源：《关于发布〈第二次全国污染源普查公报〉的公告》，https://www.mee.gov.cn/xxgk2018/xxgk/xxgk01/202006/t20200610_783547.html。

^②资料来源：《FAO at the UN Climate Change Conference (COP26)》，<https://www.fao.org/events/detail/fao-at-cop-26/en>。

农业端的能源使用构建核算框架，根据细分能源使用量和排放系数加总计算农业碳排放（涂正革，2012）。以上两类不同的核算方式各有优劣，前者以碳源为基础，能更加完整地核算不同农业生产类型的碳排放，但往往因统计数据的可得性无法得到农业碳排放的全貌特征；后者忽视了农业自然属性诱发的碳排放，具有一定的片面性。二是农业碳排放的影响因素与减排路径分析。现有观点认为，农业碳排放与经济发展的关系基本符合“环境EKC”曲线的规律，因此探讨“EKC”曲线的拐点成为众多学者关注的焦点。在碳排放的影响因素方面，产业结构（田云和吴海涛，2020）、能源结构（张恒硕等，2022）、土地生产率和经营规模（徐湘博等，2022；李璐等，2023）、户籍制度（曹翔等，2021）等均被视为减少农业碳排放的关键，因此，优化产业结构和能源结构、提升土地生产效率和规模效率等是实现农业碳减排的有效路径。

相较于农业碳排放，农业面源污染的核算基本形成共识。由于农业面源污染具有分散、隐蔽且不易监测的特点，很难对其进行量化。现有文献的核算方法大体可以分为四种：一是模拟实验法。即基于流域尺度开展大量模拟实验，但因成本高昂且覆盖面不广，难以大面积推广实施（涂正革和甘天琦，2019）。二是替代法。一般采用化肥农药使用量或畜禽粪便排放量来估算面源污染程度（李海鹏和张俊飚，2009），但该方法忽视了作物吸收等因素带来的估计偏差。三是养分平衡法，该方法使用农作物需肥量和土壤供肥量之间的养分平衡差值来核算农业面源污染，但仅适用于研究生产水平差异较小的地区，具有较强的局限性。四是清单分析法，即从管理学的角度切入，明确分析目标，确定污染单元，进行分类统计（赖斯芸等，2004），并根据农业面源污染产污强度影响参数表加权求和得到面源污染总量。这一方法在现有的研究中应用广泛且得到一致认可。在准确核算农业面源污染的基础上，众多学者对农业污染减排的影响因素进行了深层次挖掘，除减少农业化学品使用的直接手段外，改善要素市场配置（葛继红和周曙东，2012）、转变农户生产行为（袁平和朱立志，2015）等均被认为是对有效降低农业污染的重要途径，此外，土地制度、人口结构、城镇化（张晖和胡浩，2009；吴义根等，2017；王宝义和张卫国，2018）等宏观因素也成了探讨的重点。

为更好地探索农业绿色低碳转型的路径，越来越多的学者致力于研究农业碳与污染协同减排等相关问题。鉴于农业碳排放与农业面源污染同根、同源，且具有公共产品属性与负外部性的特征，单一的减排政策难以达成协同减排。减污降碳的协同要求是，既要通过减少温室气体排放来降低污染物的排放，也要通过减少污染物排放来降低二氧化碳等温室气体的排放（毛慧和曹光乔，2020）。国外关于协同减排的研究起步较早，无论是通过对政策进行调整，达成多目标混合治理的直接协同治理方案，还是对治理不相关的目标产生溢出效应的间接协同治理方式，均成为发达国家实现污染与碳排放“双控”目标的有效措施，尤为典型的“加州实践”注重细分部门的协同举措，成为多目标协同治理的规范。

在农业领域，针对农业减污降碳协同效应指标构建主要有以下几种方式。其一，利用农业碳排放和农业面源污染构建Tapio脱钩指数（黄晓慧和杨飞，2024）。这类指标能很好地反映农业碳排放和农业面源污染之间的关系，但将二者同时增加的情况也视作协同，而且没有很好地将农业碳排放、农业面源污染和农业经济系统关联起来。其二，构建指标体系后利用熵权Topsis（刘畅等，2024）形成一个综合的减污降碳协同指标。这一指标虽然将经济因素、碳排放和农业面源污染纳入一个整体的评价体系，但弱

化了农业碳排放与农业面源污染之间的关系。其三，将经济因素考察在内，利用LMDI指数（Qian et al., 2021）、计量模型（刘爽和刘畅，2024）等方法来判断农业碳排放与农业面源污染之间的相关关系。虽然其估计系数能很好地反映二者之间的数量特征，但忽视了不同农业生产区域之间的差异。

既有研究从减污降碳协同指标核算、减排策略等角度对减污和降碳进行了分析，并产出了大量有价值的研究成果，这有助于厘清农业碳与污染排放的现状、影响机理及其与经济社会的关系，也为探索农业减污降碳协同增效的政策制定提供了深刻的洞见，但依然存在以下不足。其一，基于温室气体—大气污染协同模型的重点在于评估各类政策之间的协同效应，对污染与碳的协同状态无法有效表达；其二，现有的减污降碳协同效应评估方法重点在于考察大气污染与温室气体之间的相关性，未将经济、社会、环境等多重因素纳入减污降碳协同的分析框架；其三，农业生产的区域性与农业面源污染的非点源特征决定了农业部门的协同减排有别于工业，工业协同减排的措施并不完全适用于农业领域。为弥补现有研究缺陷，本文从理论上探讨农业减污降碳协同的内涵，并构建农业减污降碳的分析框架，从边际减排成本视角对农业减污降碳协同效应进行量化评估，并从时间与空间维度评价农业减污降碳协同效应的分异特征，以期能为农业部门构建差异化的减污降碳协同增效政策提供依据。

本文的边际贡献在于以下三点：其一，在理论上，本文从环境与经济之间的关系、减排的经济代价、协同减排的社会效益和农业发展的区域不平衡四个维度探讨实现农业减污降碳和构建农业减污降碳协同指标需要考虑的因素，是对现有研究文献的补充。其二，将经济和环境等因素纳入农业减污降碳协同效应的分析框架，利用减污和降碳的影子成本构建减污降碳协同指标。该指标能很好地将经济因素纳入考察的范畴，避免简单地使用污染和碳排放数据构建指标带来的缺陷，也能刻画实现减污和降碳带来的经济损失，还能通过构建非参数前沿面来比较不同地区之间的差异，识别个体间的异质性。其三，在理论分析和指标构建的基础上，分别从省级和九大农区层面综合评估农业减污降碳协同效应的分布特征和演进趋势，并区分减污优先、降碳优先和协同减排三种情形下农业减污降碳协同效应的变化情况，能对比分析在不同情形下区域间的动态特征。

（二）农业减污降碳协同的理论探讨

加快发展方式绿色转型，推动经济社会发展绿色化、低碳化是实现高质量发展的关键环节。2022年，生态环境部、国家发展和改革委员会等七部门联合印发《减污降碳协同增效实施方案》，明确协同推进减污降碳已成为中国新发展阶段经济社会发展全面绿色转型的必然选择。2024年政府工作报告再次提出协同推进降碳、减污、扩绿、增长，建设人与自然和谐共生的美丽中国，为持续推进生态环境治理指明了方向。加快推进农业生产减污降碳进程和生产方式绿色转型，是实现“双碳”目标的重要环节。

减污降碳协同旨在通过综合措施同步控制大气污染物和温室气体排放，既应对环境污染，又应对气候变化，从而实现减少污染和降低碳排放的双重效益。鉴于污染物与碳具有“同根同源同过程”的基本特征，同时减少污染物和碳排放理论上是可行的，大量的研究已证明减污降碳的协同可以实现。但因边际减排成本的存在，同时减少污染物和碳的排放需要付出一定的经济代价（刘华军等，2023）。产业组织理论表明，某些行业的生产可能存在成本次可加性，即在一定的产量变化范围内，共同生产一组产出量的总和会比分别生产它们节约成本，从而成本方程具有弱增性。如果将减污降碳看作生产

行为，将污染物和碳排放治理量作为产量，那么，减污与降碳协同治理成本会更低，这就是前述理论在具体实践中的又一应用。在农业部门，由于生产活动的分散性和面源污染的非点源性（涂正革等，2019），农业减污降碳协同相较于工业部门更为复杂，边际减排成本的存在使得农业减污降碳协同比单一污染物减排更加困难。首先，由于农业生产经营者的数量众多和分布广泛，实施统一的减污降碳政策需要更高的协调和组织成本；其次，农业减排技术的研发和推广也需要投入大量的资金和时间，这增加了技术扩散成本；最后，缺乏有效的市场机制来激励农业生产经营者主动采取减排措施，这也增加了交易成本。因此，实现农业减污降碳协同需同时考虑以下四点因素。

其一，权衡农业经济增长与生态环境保护。农业经济增长与生态环境保护是实现农业可持续发展的重中之重。农业是中国国民经济的命脉，农业经济增长对于确保国家粮食安全和农民增收，推动农村经济发展至关重要（王真，2016）。同时，农业生产活动给生态环境带来了沉重压力。化肥、农药的过度使用，导致土壤污染和地下水体富营养化（何奇龙等，2023）；畜禽养殖排泄物处理不当，造成大气和水体污染（王建华等，2022）；农田基础设施建设占用大量耕地资源（于法稳等，2022）；传统农业生产方式能源利用效率低下等，加剧了生态环境的恶化（李丽莉等，2023）。如果继续追求粗放型经济增长，忽视环境保护，将会导致资源环境承载能力下降，进而制约农业可持续发展，陷入“发展陷阱”（陈倩茹等，2023）。因此，农业减污降碳协同必须审慎权衡经济发展与生态环境保护的关系，在农业经济增长与生态环境保护之间寻求最佳平衡点，实现农业现代化与生态文明建设双赢。

其二，权衡污染物减排与碳减排的经济代价。农业生产活动中排放的主要污染物包括化肥农药残留、畜禽养殖废弃物、农膜残留等，而主要的温室气体排放则以化肥施用过程产生的一氧化二氮、水稻田排放的甲烷以及养殖业排放的甲烷等为主（张帆等，2024）。实现污染物和温室气体减排需要付出一定的经济代价，包括技术改造投入、新型绿色产品价格溢价、生产效率暂时下降等。如果单纯追求最大限度减排，不考虑边际成本与收益，很可能导致减排成本过高，影响农业经济增长。因此，只有精准评估和权衡不同减排路线的经济代价，才能在农业污染物和温室气体减排之间达到最佳平衡。

其三，权衡协同减排与单一减排的社会效益。减污降碳协同减排旨在通过一体化措施，同时减少污染物和温室气体的排放，以实现环境质量改善和应对气候变化。相较于单一减排措施，协同减排在理论上能够产生更大的社会效益，包括改善空气质量、保护生态系统、促进可持续发展等。首先，协同减排需要同时考虑污染物和温室气体的减排技术，这要求农业生产经营者采用更加环保和高效的农业生产方式。其次，协同减排政策的制定和执行也需要考虑各种社会因素，需要权衡不同利益相关者的需求和利益，确保政策的公平性和可行性。因此，在权衡协同减排与单一减排的社会效益时，需要综合考虑技术可行性、经济成本、政策制定与执行等多种因素。通过制定合理的政策和措施，激励农业生产经营者采用更加环保和高效的农业生产方式，实现协同减排的目标，从而带来更大的社会效益。

其四，权衡地区之间发展的不平衡。农业减污降碳协同的实现还需要考虑地区之间发展的不平衡性。中国地域辽阔，不同地区的农业生产条件、资源禀赋、经济发展水平等存在较大差异，导致农业减污降碳协同的难度和成本也有所不同。发达地区的农业生产技术和管理水平相对更高，农业生产经营者对环境保护的意识更强，因此实现农业减污降碳协同的条件更好。同时，欠发达地区的农业生产方式

相对落后，农业生产者对环境保护的意识较弱，实现农业减污降碳协同的难度和成本较大。此外，不同地区的农业产业结构、种植模式、养殖方式等也存在差异，对减污降碳协同的影响也不同。因此，在制定农业减污降碳协同政策时，需要充分考虑地区之间的差异性和不平衡性，采取差异化的政策和措施，促进各地区农业减污降碳协同的协调发展。

三、农业减污降碳协同效应的测度方法、数据说明和典型事实分析

(一) 农业减污降碳协同效应的测度方法

为对农业减污降碳协同效应进行准确测度，本文首先构建带有非期望产出的基于松弛值测算（slack-based measure, SBM）模型，并求解其对偶形式，依据其对偶形式求解联合减排与单独减排情况下非期望产出的影子价格，继而得出农业减污降碳协同效应。

1. 带有非期望产出的SBM模型。本文借鉴Tone and Tsutsui (2014) 的研究，采用非角度、非径向的SBM模型。与传统的数据包络分析（data envelopment analysis, DEA）方法相比，该模型不仅解决了角度与径向问题，还可以将非期望产出纳入研究框架。具体模型设定如下：

$$\rho = \min \delta = \frac{1 - 1/m \sum_{i=1}^m s_i^x / x_{i0}}{1 + 1/(s_1 + s_2) (\sum_{k=1}^{s_1} s_k^y / y_{k0} + \sum_{l=1}^{s_2} s_l^b / b_{l0})} \quad (1)$$

$$s.t. \begin{cases} x_{i0} \leq \sum_{j=1}^n \lambda_j x_j - s_i^x, \forall i; \\ y_{k0} \geq \sum_{j=1}^n \lambda_j y_j - s_k^y, \forall k; \\ b_{l0} \geq \sum_{j=1}^n \lambda_j x_j - s_l^b, \forall l; \\ 0 < 1 - 1/(s_1 + s_2) (\sum_{k=1}^{s_1} s_k^y / y_{k0} + \sum_{l=1}^{s_2} s_l^b / b_{l0}); \\ s_i^x \geq 0, s_k^y \geq 0, s_l^b \geq 0, \lambda_j \geq 0, \forall i, j, l, k \end{cases}$$

(1) 式中： δ 为投入冗余与产出冗余加权处理后的比值， n 为决策单元的数量， m 为各决策单元中投入数量， s_1 与 s_2 分别表示模型中有 s_1 种期望产出与 s_2 种非期望产出， x_{i0} 、 y_{k0} 、 b_{l0} 分别为投入、期望产出与非期望产出， s_i^x 、 s_k^y 、 s_l^b 分别为投入、期望产出和非期望产出的冗余， λ_j 为权重向量， ρ 为目标函数， ρ 越大代表效率值越高。

2. 边际减排成本。本文构建(1)式的对偶形式，如下所示：

$$\max \rho^* = \mu_0^y y_0 - \mu_0^x x_0 - \mu_0^b b_0 \quad (2)$$

$$s.t. \begin{cases} \mu_0^y Y - \mu_0^x X - \mu_0^b B \leq 0; \\ \mu_0^x \geq 1/m \times (1/x_0); \\ \mu_0^y \geq (1 + \mu_0^y y_0 - \mu_0^x x_0 - \mu_0^b b_0) / (s_1 + s_2) \times (1/y_0); \\ \mu_0^b \geq (1 + \mu_0^y y_0 - \mu_0^x x_0 - \mu_0^b b_0) / (s_1 + s_2) \times (1/b_0); \end{cases}$$

(2) 式中: X 、 Y 、 B 分别表示投入、期望产出和非期望产出的矩阵, $\mu_0^x \in R^m$ 、 $\mu_0^y \in R^{s_1}$ 、 $\mu_0^b \in R^{s_2}$ 分别表示投入、期望产出、非期望产出要素的虚拟价格, ρ^* 为每个决策单元的利润。通过估计(2)式的最优解, 可求解得到最优的投入产出组合, 使得 $\rho(x_0, y_0, b_0)$ 大于任意的 $\rho(x, y, b)$, 求解最优的投入产出组合问题转换为求解利润最大化的线性规划问题。

假定期望产出与非期望产出影子价格分别为 P_y 和 P_b 。假设期望产出影子价格 P_y 等于其市场价格, 即1元, 则非期望产出的影子价格 P_b 可表示为:

$$P_b = P_y \times \mu_0^b / \mu_0^y \quad (3)$$

(3) 式中: 非期望产出的影子价格 P_b 表示为非期望产出价格与期望产出价格的比值, 即减少一单位非期望产出所付出的经济代价。

3. 农业减污降碳协同效应。梳理相关研究发现, 协同效应的计算方式大体可以分为三类。第一类将碳排放与污染物排放纳入非期望产出, 以所得效率值作为减污降碳协同效率(郭沛和王光远, 2023); 第二类采用计算耦合协调度的方式, 计算“降碳”与“减污”的耦合协调程度, 以此表征减污降碳协同情况; 第三类以加权的方式计算单独减排与联合减排下污染和碳排放的影子价格之和, 以边际成本的方式定义协同效应(刘华军等, 2023)。综合上述研究, 本文分别计算单独减排与联合减排下农业碳排放与面源污染的影子价格, 进而得出“降碳”与“减污”效应值, 以二者比值衡量协同效应。具体计算公式如下:

$$\Delta C_{CE} = (P_{CE0} - P_{CE}) / P_{CE0} \quad (4)$$

$$\Delta C_{Pollution} = (P_{Pollution0} - P_{Pollution}) / P_{Pollution0} \quad (5)$$

$$T = \Delta C_{CE} / \Delta C_{Pollution} \quad (6)$$

(4)~(6)式中: P_{CE} 、 $P_{Pollution}$ 分别表示联合减排下农业碳排放与面源污染的影子价格, P_{CE0} 、 $P_{Pollution0}$ 表示单独减排下二者的影子价格, ΔC_{CE} 、 $\Delta C_{Pollution}$ 为相较于单独减排情况下, 联合减排时农业碳排放与农业面源污染的缩减比例, 即“降碳”与“减污”效应。 T 为减污降碳协同效应值, T 值离1越近, 说明协同效应越好; 若 $T > 1$, 说明联合减排下的降碳效应优于减污效应; 若 $T < 1$, 说明联合减排下的减污效应优于降碳效应。

(二) 数据来源与处理

本文以中国30个省(区、市)为研究样本, 选择样本考察期为1998—2021年。本文选取劳动、机械、土地为投入要素, 农林牧渔业实际增加值为期望产出, 农业碳排放与农业面源污染为非期望产出。需要说明的是, 由于本文期望产出选用农林牧渔业增加值, 故未将化肥、种子、饲料、能源、服务费等农业中间投入纳入考量。

1. 劳动。以第一产业从业人员数表征农业劳动投入, 数据主要来源于1999—2022年《中国农村统计年鉴》。需要注意的是, 在样本考察期内, 年鉴条目名称进行过多次变换, 本文以2022年年鉴条目为准。

2.机械。以农业机械总动力表征农业机械投入,数据主要来源于1999—2022年《中国农村统计年鉴》。

3.土地。以农作物总播种面积表征农业土地投入,数据主要来源于1999—2022年《中国农村统计年鉴》。

4.农林牧渔业增加值。为消除价格因素的影响,本文选定1998年为基期,利用各省(区、市)农林牧渔业价格指数对地区农林牧渔业增加值进行价格平减,得到实际增加值。原始数据来源于1999—2022年《中国农村统计年鉴》与国家统计局官方网站。

5.农业碳排放。结合现有农业碳排放的核算方法,同时考虑到以终端能源投入量所折算的碳排放更具有一般性,本文采用农林牧渔业发展耗费能源产生的碳排放量表征农业碳排放,各类能源消耗数据来源于1999—2022年《中国能源统计年鉴》及IPCC官方网站。具体计算方式如下:

$$CE^t = CE_{indirect}^t + CE_{direct}^t = CE_{indirect}^t + \sum_{\varphi} CE_{\varphi,direct}^t = CE_{indirect}^t + \sum_{\varphi} E_{\varphi}^t \times EF_{\varphi} \times CS_{\varphi} \quad (7)$$

(7)式中: CE^t 表示 t 年的农业碳排放量, $CE_{indirect}^t$ 与 CE_{direct}^t 分别表示农业部门的间接碳排放量与直接碳排放量。按照“电(热)碳分摊”原则,火力发电(制热)所排放的二氧化碳将按照终端能源消费中农业部门电力与热能的消费比例分摊至农业。 $CE_{\varphi,direct}^t$ 表示基于第 φ 类能源直接产生的碳排放量, E_{φ}^t 表示 t 年第 φ 类能源的消费量, EF_{φ} 与 CS_{φ} 分别表示第 φ 类能源标煤折算因子与碳排放因子^①。

6.农业面源污染。借鉴赖斯芸等(2004)的研究,本文采用单元调查法衡量各地区农业面源污染情况,具体核算的污染物包括总氮(TN)、总磷(TP)以及化学需氧量(COD)。基于数据可得性的考量,本文调查单元主要包括农田化肥污染、畜禽养殖污染、农田固体废弃物污染三类,计算方式如下:

$$Pollution_c^t = \sum_{\gamma} Po_{c\gamma t} \times factor_{c\gamma 1} \times factor_{c\gamma 2} \quad (8)$$

(8)式中: $Pollution_c^t$ 表示 c 省份 t 年的农业面源污染物排放量,分别包括TN、TP、COD; γ 表示各类调查单元; $Po_{c\gamma t}$ 表示 c 地区 t 年各调查单元数量; $factor_{c\gamma 1}$ 表示各调查单元流失系数; $factor_{c\gamma 2}$ 表示各调查单元产污系数^②。计算农业面源污染相关数据来源于1999—2022年《中国农村统计年鉴》及各省(区、市)的统计年鉴。

本文采用主成分分析方法,对非期望产出变量中的农业面源污染进行降维处理。同时,为避免出现负值或零值情况,在进行降维得到综合因子得分后,将主成分降维后的数据转换为[0, 100]区间内的取值,转换方式如下所示:

$$F_c = [S_c / (\max S_c - \min S_c) \times 0.4 + 0.6] \times 100 \quad (9)$$

^①篇幅所限,本文涉及的能源种类及折算因子未在此详细介绍。感兴趣者可在《中国农村经济》网站(zgncjj.ajcass.com)查阅本文附录表1。

^②篇幅所限,本文涉及的各调查单元产污系数未在此详细介绍。感兴趣者可在《中国农村经济》网站(zgncjj.ajcass.com)查阅本文附录表2。

(9)式中: F_c 表示省份 c 的农业面源污染指标, S_c 表示省份 c 的综合因子得分, $\max S_c$ 、 $\min S_c$ 分别表示综合因子得分的最大值与最小值。

(三) 典型事实分析

根据中国总体及各区域的农业碳排放与农业面源污染情况, 可以发现以下特征事实。

第一, 农业面源污染及农业碳排放量整体呈现上升态势, 但近年来增速渐缓。研究期间内, 农业 TN、TP、COD 基本呈现上升趋势, 2006 年大幅下跌后继续上升, 2017—2019 年出现短暂回落^①。可能的原因是: 2006 年中央“一号文件”提出要加强农村环境保护, 减少农业面源污染, 各地区紧抓面源污染防治, TN、TP、COD 出现下降; 同时, 《国务院关于开展第一次全国污染源普查的通知》对农业面源污染的统计口径进行了调整; 而 2017—2019 年农业面源污染持续下降的原因, 可能与中国 40 个农业绿色发展先行区划定以及《国务院关于开展第二次全国污染源普查的通知》的颁发相关, 该时期的化肥减量、农业废弃物回收以及禁养政策有效抑制了农业污染排放。进一步观察农业碳排放的情况, 可以发现, 研究期间内, 农业碳排放呈现波动上升态势, 仍具有较大的减排空间。

第二, 单位产值下的农业面源污染与碳排放状况存在一定的区域差异, 部分地区“低产值、高排放”并存。进一步, 分别以 1998 年、2012 年、2021 年为切面, 观察 30 个省(区、市)的农业面源污染与碳排放情况。若各省(区、市)间单位农林牧渔业产值产生的农业面源污染与碳排放情况相同, 则柱状图与各类点线图应能够基本重合, 即农林牧渔业总产值越高的地区对应的污染排放状况越严重, 而产值低的地区污染排放情况相对更好。然而, 尽管农林牧渔业总产值与农业污染排放呈现正相关变化趋势, 但仍有部分地区“低产值、高排放”并存。以 2021 年为例, 青海省农林牧渔业总产值位居第 28 位, 而 TN、TP、COD 排放处于全国平均水平^②。可见, 单位产值下的农业面源污染与碳排放状况存在一定的差异。

第三, 九大农区农业面源污染及农业碳排放状况相异, 黄淮海平原区省均排放量最高。借鉴全国农业区划委员会的界定以及朱晓华等(2023)的研究, 根据中国自然地理分区以及各地农业发展特点, 笔者将中国划分为九大农区, 包括东北平原区、云贵高原区、北方干旱半干旱区、华南区、四川盆地及周边地区、长江中下游地区、青藏高原区、黄土高原区和黄淮海平原区^③, 以期进一步分析农业源碳排放及污染排放状况。东北平原区属温带季风气候, 雨热同期, 主要生产粮食与糖料作物, 农业碳

^①篇幅所限, 未在此展示详细情况, 感兴趣者可在《中国农村经济》网站(zgncjj.ajcass.com)查阅本文附录图 1。

^②篇幅所限, 未在此展示详细情况, 感兴趣者可在《中国农村经济》网站(zgncjj.ajcass.com)查阅本文附录图 2。

^③九大农区分别为: 东北平原区, 包括黑龙江省、吉林省、辽宁省; 云贵高原区, 包括云南省、贵州省、广西壮族自治区; 北方干旱半干旱区, 包括新疆维吾尔自治区、甘肃省、宁夏回族自治区、内蒙古自治区; 华南区, 包括福建省、广东省、海南省; 四川盆地及周边地区, 包括四川省与重庆市; 长江中下游地区, 包括江西省、安徽省、上海市、江苏省、湖南省、浙江省、湖北省; 青藏高原区, 包括西藏自治区与青海省; 黄土高原区, 包括陕西省、山西省; 黄淮海平原区, 包括北京市、河北省、山东省、河南省、天津市。需要说明的是, 由于数据可得性, 本文未将西藏自治区纳入分析。

排放与面源污染排放量整体呈现上升趋势，COD与TN排放占较大比重，碳排放量次之^①。这可能与区域黑土退化、水土流失问题相关。据中国科学院发布的《东北黑土地白皮书（2020）》，截至2020年，东北黑土区黑土层的厚度已减少30%~50%。云贵高原区以林业发展为主，属亚热带季风气候，化肥、农药使用效率较低，农业生产相对落后，COD与TN排放较多，农业碳排放呈波动上升趋势。北方干旱半干旱区以畜牧业发展为主，畜牧业与种植业并存，农业面源污染及碳排放整体呈现加速上升趋势，2018年农业碳排放出现陡降，可能与当年区域春旱、风雹洪涝和早霜气象灾害的发生相关。华南区水热条件优良，属亚热带与热带季风气候，以粮食与蔬菜作物种植为主，农业面源污染排放趋势相对平稳，农业碳排放呈现双“W”形上升趋势。四川盆地及周边地区以高山高原气候与亚热带季风气候为主，种植业与畜牧业同为该地区支柱产业，种植业产值年均增速略高于畜牧业，农业COD与TN排放较多，碳排放处于较低水平。长江中下游地区水资源丰富，耕地面积广阔，农业较为发达，农业COD、TN排放与碳排放长期处于较高水平，碳排放增长速率远高于前两者。青藏高原区属高山高原气候，光热及水资源丰富但土地质量较差，农业发展以畜牧业为主导，种植业占比较低，农业碳排放量较低，农业面源污染长期处于较高水平且在2020年出现跃升，可能与当年畜禽粪尿排放量出现反弹相关。黄土高原区土壤退化严重，农业发展落后，种植结构单一，农业面源污染与农业碳排放量均处于较低水平。黄淮海平原区属温带季风气候，土壤肥力较高，农业发展条件优良，主要种植粮食作物，农业面源污染与碳排放量在九大农区中位居前列。

四、农业减污降碳协同效应的量化分析

（一）基于全国层面的量化评估

表1描述了1998—2021年全国层面的农业减污降碳协同效应，以及相应的减污降碳成本。

表1 1998—2021年全国层面的农业减污降碳协同效应及相应成本

| 年份 | 联合减排 | | 单独减排 | | 减污效应 (%) | 降碳效应 (%) | 协同效应 (%) |
|------|----------|-----------------|----------|-----------------|-------------|-------------|-------------|
| | 减污成本 | 降碳成本 (亿元/万吨) | 减污成本 | 降碳成本 (亿元/万吨) | | | |
| 1998 | 63.9270 | 0.1762 | 106.5450 | 0.2937 | 42.6180 | 0.1175 | 99.9998 |
| 1999 | 59.7054 | 0.1853 | 99.5090 | 0.3088 | 39.8036 | 0.1235 | 100.0000 |
| 2000 | 56.1801 | 0.1968 | 93.6335 | 0.3280 | 37.4534 | 0.1312 | 100.0002 |
| 2001 | 57.5217 | 0.1937 | 95.8695 | 0.3228 | 38.3478 | 0.1291 | 100.0003 |
| 2002 | 55.8108 | 0.1983 | 93.0179 | 0.3306 | 37.2071 | 0.1322 | 100.0003 |
| 2003 | 55.8165 | 0.2180 | 93.0275 | 0.3633 | 37.2110 | 0.1453 | 100.0000 |
| 2004 | 53.2434 | 0.2225 | 88.7390 | 0.3708 | 35.4956 | 0.1483 | 99.9997 |
| 2005 | 52.2529 | 0.1996 | 87.0881 | 0.3327 | 34.8352 | 0.1331 | 100.0003 |
| 2006 | 111.0780 | 0.2013 | 185.1300 | 0.3355 | 74.0520 | 0.1342 | 99.9997 |

^①篇幅所限，未在此展示详细情况，感兴趣者可在《中国农村经济》网站（zgncjj.ajcass.com）查阅本文附录图3。

表1(续)

| | | | | | | | |
|------|----------|--------|----------|--------|---------|--------|----------|
| 2007 | 104.8250 | 0.2115 | 174.7080 | 0.3526 | 69.8830 | 0.1410 | 100.0003 |
| 2008 | 94.4236 | 0.2297 | 157.3730 | 0.3828 | 62.9494 | 0.1531 | 99.9996 |
| 2009 | 92.6795 | 0.2296 | 154.4660 | 0.3826 | 61.7865 | 0.1531 | 99.9994 |
| 2010 | 94.0862 | 0.2345 | 156.8100 | 0.3909 | 62.7238 | 0.1564 | 100.0003 |
| 2011 | 93.6465 | 0.2312 | 156.0780 | 0.3853 | 62.4315 | 0.1541 | 99.9998 |
| 2012 | 90.7397 | 0.2306 | 151.2330 | 0.3843 | 60.4933 | 0.1537 | 99.9994 |
| 2013 | 90.7423 | 0.2538 | 151.2370 | 0.4230 | 60.4947 | 0.1692 | 100.0005 |
| 2014 | 93.2777 | 0.2611 | 155.4630 | 0.4351 | 62.1853 | 0.1741 | 99.9997 |
| 2015 | 91.8251 | 0.2617 | 153.0420 | 0.4361 | 61.2169 | 0.1744 | 99.9998 |
| 2016 | 96.1190 | 0.2740 | 160.1980 | 0.4567 | 64.0790 | 0.1827 | 100.0002 |
| 2017 | 119.4620 | 0.2657 | 199.1030 | 0.4429 | 79.6410 | 0.1772 | 100.0004 |
| 2018 | 128.9470 | 0.3006 | 214.9120 | 0.5010 | 85.9650 | 0.2004 | 99.9999 |
| 2019 | 141.0360 | 0.3016 | 235.0600 | 0.5027 | 94.0240 | 0.2011 | 99.9999 |
| 2020 | 114.5200 | 0.3072 | 190.8660 | 0.5121 | 76.3460 | 0.2048 | 100.0006 |
| 2021 | 113.6180 | 0.3162 | 189.3630 | 0.5270 | 75.7450 | 0.2108 | 100.0005 |

注：需要说明的是，由于农业面源污染为合成指标，无量纲，因此，本文将边际减污成本定义为每单位污染所需付出的代价。

从表1数据看，1998—2021年全国农业减污降碳效应情况具有以下变化特征^①。

第一，农业减污效应呈现倒“N”形变化趋势。具体可分为以下四个阶段：第一阶段（1998—2005年）呈现波动下降趋势；第二阶段（2005—2015年）出现跃升，而后波动下降；第三阶段（2015—2019年）减污效应不断上升；第四阶段（2019—2021年）农业减污效应大幅下降。在第一阶段，联合减排与单独减排下的边际减污成本大致依次维持在每单位60亿元与100亿元，整体呈现波动下降趋势，分别下降了11.6741亿元与19.4569亿元。在第二阶段，边际减污成本出现跃升，相较于2005年，2006年联合减排与单独减排的边际减污成本分别上升58.8251亿元与98.0419亿元，2006年后边际减污成本再次出现波动下降，联合减排与单独减排的边际减污成本分别降至2015年的每单位91.8251亿元和153.0420亿元。在第三阶段，边际减污成本不断上升，联合减排与单独减排情况下的边际减污成本在2019年达到最高点。在第四阶段，由于出现大规模外部冲击，边际减污成本大幅下降，相较于2019年，2021年的联合减排与单独减排下的边际减污成本分别降至每单位113.6180亿元与189.3630亿元。

第二，农业降碳效应呈现波动上升趋势。从边际降碳成本来看，无论是联合减排还是单独减排，在样本考察期内均呈现波动上升趋势，在一定程度上说明国家对碳排放的重视与治理强度不断加大。其中，联合减排下的边际降碳成本由每万吨0.1762亿元升至0.3162亿元，增幅79.46%；单独减排下的边际降碳成本由每万吨0.2937亿元升至0.5270亿元，增幅79.43%。

^①篇幅所限，未在此展示变化趋势图，感兴趣者可在《中国农村经济》网站（zgncjj.ajcass.com）查阅本文附录图4~图7。

第三，相较于单独减排，联合减排的边际减污成本和边际降碳成本更低，且联合减排的降碳效应变动趋势优于减污效应。样本考察期内减污降碳协同效应水平均在1左右浮动，即“减污”与“降碳”呈现较好的协同趋势。具体来看，1999年、2003年协同效应最为突出，其次是2018年与2019年。其中，联合减排下的减污效应呈现“阶梯”形变化趋势。第一阶梯为1998—2005年，该阶段的减污效应不断下降。第二阶梯为2006—2016年，该阶段整体呈现“U”形的发展态势。2006—2012年波动下降至最低点，达到每单位60.4933亿元；2013—2016年减污效应逐步波动回弹至每单位64.0790亿元。第三阶梯为2017—2021年，该阶段的减污效应在样本考察期内呈现倒“V”形变动趋势，于2019年达到峰值后回落。联合减排下的降碳效应呈现波动上升趋势，由1998年的每万吨0.1175亿元上升至2021年的0.2108亿元，增幅79.40%。

（二）基于九大农区层面的量化评估

从九大农区层面看，农业边际减污成本与边际降碳成本存在明显的异质性特征。在边际减污成本方面，长江中下游地区与黄淮海平原区远高于其他农区。其中，长江中下游地区和黄淮海平原区在联合减排下每减少1单位面源污染，分别需要投入31.9843亿元与32.5499亿元；在单独减排下分别需要投入31.1384亿元与37.6572亿元^①。长江中下游地区与黄淮海平原区为中国重要粮食产区，超量的化肥投入加重了地区土壤酸化、次生盐渍化程度，土壤养分比例严重失调。同时，两地区重用轻养，土壤复种率高，其中，黄淮海平原区复种指数高达130%~165%，长期保持着“高复种，高投入”的状态，肥料利用率不高、土壤有机质下降、面源污染日趋加剧。青藏高原区主要农业类型为高原特色农业，化肥、农药施用量低，边际减污成本远低于其他农区。

在边际降碳成本方面，四川盆地及周边地区的降碳成本最高，联合减排与单独减排下的边际降碳成本分别为0.9304亿元/万吨与1.0257亿元/万吨，即两种情形下降低1万吨农业碳排放分别需要花费0.9304亿元与1.0257亿元。该地区土地资源匮乏，人均土地占有量极低，农业生产基础受限，同时，区域气候复杂多样，农民生产水平较低，因此，农业碳减排需要大量的技术设备投资，边际降碳成本较高。北方干旱半干旱地区与黄土高原区的边际降碳成本较低，在联合减排下，两地区减少1万吨碳分别需耗费0.1161亿元与0.1199亿元；在单独减排下，两地区减少1万吨碳分别需耗费0.1936亿元与0.1999亿元。潜在原因是，北方干旱半干旱区与黄土高原区荒漠化问题严重，农业生产类型主要为旱地农业，退耕还林还草工程的实施有效降低了居高不下的农业碳排放，因此，边际降碳成本相对更低。

在联合减排下，九大农区的边际减污成本与边际降碳成本均相对更低，尤以华南区最为突出，联合减排下的边际减污成本与边际降碳成本均可缩减40%左右^③。该变化反映在“减污”与“降碳”战略的联合推行下，实现农业减污降碳协同增效具有较大潜力。在协同效应方面（见图1），除青藏高

^①篇幅所限，未在此展示详细情况，感兴趣者可在《中国农村经济》网站（zgncjj.ajcass.com）查阅本文附录图8。

^②资料来源：《复种+灌溉，促进我国粮食稳产增产》，《光明日报》2023年1月18日08版。

^③篇幅所限，未在此展示详细情况，感兴趣者可在《中国农村经济》网站（zgncjj.ajcass.com）查阅本文附录图9。

原区与黄淮海平原区外，其余农区的减污降碳均呈现较好的协同。青藏高原区与黄淮海平原区的降碳效应优于减污效应，两地区生态环境与经济结构相对特殊，联合减排更有益于碳排放的降低。

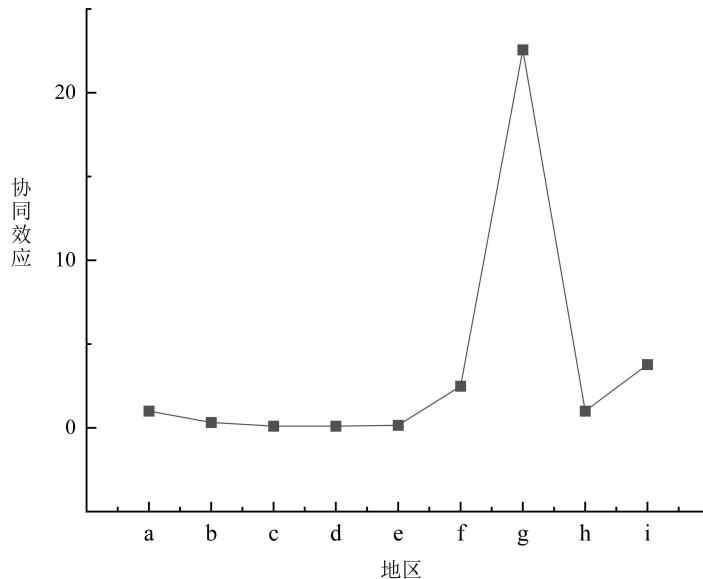


图1 九大农区层面减污降碳协同效应

注：a 为东北平原区；b 为云贵高原区；c 为北方干旱半干旱区；d 为华南区；e 为四川盆地及周边地区；f 为长江中下游地区；g 为青藏高原区；h 为黄土高原区；i 为黄淮海平原区。

（三）基于省级层面的量化评估

从省级层面来看，大部分省份存在显著的减污降碳协同效应，再次证明农业面源污染与农业碳排放的同根同源。本文以省（区、市）进行分组，计算各省（区、市）1998—2021年减污效应、降碳效应和减污降碳协同效应的均值。可以发现，部分省（区、市）的减污效应与降碳效应为负值，其中减污效应为负值的包括河北省、江苏省、安徽省、河南省、湖北省和湖南省，降碳效应为负值的有河南省^①。可能的原因是，整体而言，这些省（区、市）在单独减排下的减污效应或降碳效应优于联合减排，尤其体现在农业相对发达的江苏省。

然而，以各年度整体投入产出指标衡量的减污降碳成本可能存在偏差，为此，本文以2012年为界，分别测算1998—2012年和2013—2021年省级层面的减污效应与降碳效应，进行后续分析，详细结果如图2所示。选择2012年为界的原因是：党的十八大将生态文明建设纳入国家“五位一体”总体布局。随后，2013年，习近平总书记提出的“两山”理论廓清了“绿色”与“发展”的辩证关系，更为深刻地概括了农业绿色发展的内涵。

从图2中可以看出，2013—2021年，仅河南省的降碳效应指标为负，相比1998—2012年，各省（区、市）的减污效应与降碳效应更高，即农业绿色发展水平更高，“两山”理论与“双碳”目标在农业领域得到了较好的贯彻落实。

^①篇幅所限，未在此展示详细情况，感兴趣者可在《中国农村经济》网站（zgncjj.ajcass.com）查阅本文附录图10和图11。

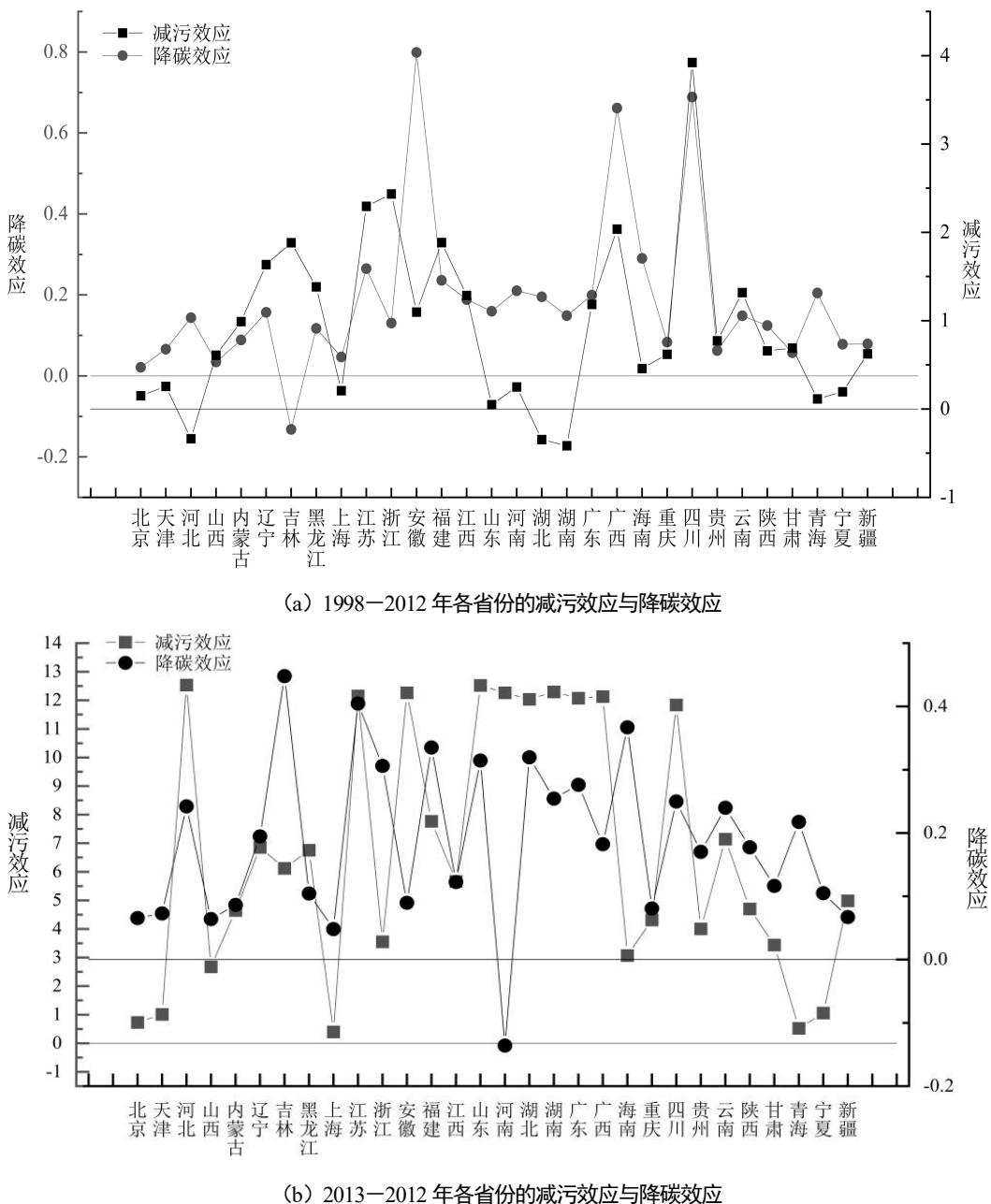


图2 省级层面减污效应与降碳效应

五、中国农业减污降碳效应的分布特征与动态演进

(一) 中国农业减污降碳效应的分布特征

为揭示中国农业减污降碳协同效应的空间异质性，并据此反映其在不同年份的空间演变状况，本文利用农业面源污染和农业碳排放的影子价格进行聚类分析。同时，为展示空间聚类的变化，分

别将 1998 年、2012 年和 2021 年计算得到的边际减污成本和边际降碳成本指标聚成 3 簇（高成本组、中成本组和低成本组），结果如表 2 所示。

表 2 中国农业减污降碳效应的聚类分析

| 类别 | 减污降碳 类型 | 代表省份 | | |
|----------------|------------|--|---|--|
| | | 1998 年 | 2012 年 | 2021 年 |
| 边际 减污 成本 | 高成本 | 广西、四川 | 吉林、安徽、江西、广西、四川 | 吉林、江西、广西、重庆、四川 |
| | 中成本 | 北京、天津、山西、内蒙古、上海、江苏、山东、重庆、海南、贵州、新疆、陕西、云南、浙江 | 辽宁、江苏、福建、山东、海南、贵州、云南、重庆、新疆、陕西、浙江、湖南、河南、广东 | 河北、江苏、安徽、福建、山东、河南、湖北、湖南、广东、海南、贵州、新疆、陕西、云南、浙江 |
| | 低成本 | 河北、辽宁、吉林、安徽、福建、江西、湖北、青海、甘肃、湖南、黑龙江、河南、广东、宁夏 | 北京、天津、河北、山西、内蒙古、黑龙江、青海、宁夏、上海、湖北、甘肃 | 北京、天津、山西、内蒙古、辽宁、黑龙江、上海、青海、甘肃、宁夏 |
| 边际 降碳 成本 | 高成本 | 江苏、浙江、山东、河北、辽宁、安徽、福建、广东 | 江苏、山东、河北、河南、广东 | 辽宁、广东、河北、江苏、安徽、山东、河南、湖北 |
| | 中成本 | 四川、山西、内蒙古、黑龙江、湖南、重庆、湖北、河南、新疆、陕西、云南 | 辽宁、福建、云南、安徽、内蒙古、黑龙江、湖北、新疆、陕西、浙江、四川、湖南、重庆 | 内蒙古、黑龙江、湖南、贵州、陕西、新疆、福建、云南、四川、重庆 |
| | 低成本 | 广西、北京、天津、上海、宁夏、海南、青海、贵州、吉林、江西、甘肃 | 海南、贵州、青海、吉林、江西、广西、北京、甘肃、山西、天津、上海、宁夏 | 北京、天津、山西、上海、浙江、海南、甘肃、青海、吉林、江西、广西、宁夏 |

1. 基于边际减污成本的分析。总体而言，广西、四川始终处于边际降碳的高成本组，这些地区的农业生产方式可能较为传统，技术水平较低，导致污染治理成本较高。中成本组主要包括山东、江苏等农业大省，这些地区的农业生产规模较大，但污染治理技术水平较高，因此边际减污成本处于中等水平。低成本组可以分为两类：以 2021 年为例，第一类包括北京、上海、天津等发达省（区、市），这一类地区农业占比少，减污成本偏低；第二类主要包括青海、西藏、甘肃等西部地区，这些地区农业面源污染问题较轻，同时农业生产规模也较小，因此边际减污成本较低。从时间维度上看，重庆、江西、吉林、福建等省（区、市）边际减污成本不断提高，如重庆由 1998 年和 2012 年的中成本组变化至 2021 年的高成本组，福建由 1998 年的低成本变化至 2012 年和 2021 年的中成本。

《农药、化肥减量化行动方案》等环境治理政策的实施，使污染治理成本上升，同时农业生产方式和技术水平也在逐步向更高效、更环保方向发展，进一步推高了边际减污成本。北京、天津等地由于农业生产的比例不断降低，从 1998 年的中成本组变化至 2012 年和 2021 年的低成本组。需要说明的是，尽管边际减污成本呈现区域性差异，但整体上处于上升态势，生态环境治理的实践逐步在农业生产上发挥积极效应。

2. 基于边际降碳成本的分析。边际降碳成本低成本组的分布特征与边际减污成本呈现较为类似的情况，但高成本组发生了较大的变化。山东、河北、辽宁、江苏、河南等农业大省的边际降碳成

本最高，其农业生产的规模效应能显著提升生产效率和能源使用效率，从而显著降低单位农林牧渔业产值的碳排放量，但其边际降碳成本也就随之提高。从时间维度上看，湖北、河南等省份边际降碳成本不断提高，如湖北由1998年和2012年的中成本组变化至2021年的高成本组，河南由1998年的中成本组变化至2012年和2021年的高成本组。总体而言，农业减污降碳效应的分布特征和动态演进呈现区域性和阶段性特征，在推动农业绿色发展的过程中，需要更加注重碳排放的治理，加强技术研发和推广，提高农业生产的技术水平，深入推动农业绿色发展。

（二）中国农业减污降碳成本的动态演进

进一步，本文采用核密度估计揭示中国农业边际减污成本和边际降碳成本的时序动态演进特征，如图3~图4所示。由图3~图4可知，1998—2021年，在曲线位置变化方面，核密度函数中心和曲线整体明显向左移动，反映中国农业减污效应和降碳效应经历了增长过程。在峰值变化方面，波峰峰值经历波动下降的过程，变化区间明显扩大，表明农业边际减污成本和边际降碳成本的区域差异均存在逐渐扩大的趋势。在曲线形态上，农业边际减污成本按照“单峰一双峰一多峰”的趋势演变，农业边际降碳成本一直处于多峰分布。这表明，在研究期内，边际减污和边际降碳成本出现多级分化现象。潜在原因是：经济发展水平、社会发展阶段的不同使得不同省份对农业生态环境保护的重视程度存在差异，影响各地对生态环境政策的实施和先进技术的研发推广，从而加大了农业减污降碳成本的区域差异。

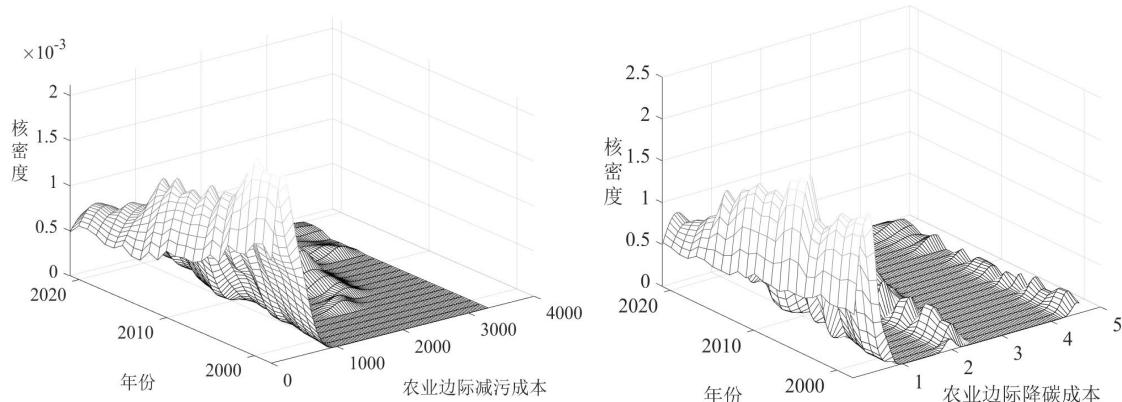


图3 中国农业减污成本的核密度估计分布

图4 中国农业降碳成本的核密度估计分布

六、结论与启示

基于边际减排成本，本文在DEA框架内构建了一种关于农业源减污降碳协同效应的评估方法，即在假定规模报酬不变的条件下，通过求解SBM模型的对偶形式，测度农业面源污染与农业碳排放的边际减排成本，对单独减排与联合减排下二者的变动进行比较，以此得出农业减污效应和降碳效应，并进一步分析得出二者协同情况，为农业源减污降碳协同效应的量化提供了新的视角。具体而言，本文主要量化评估了全国层面、九大农区层面以及省级层面的农业减污效应、降碳效应与协同效应，得

出以下结论：第一，在全国层面，联合减排下的农业边际减污成本与边际降碳成本均小于单独减排下的相应成本，且“降碳效应”变动趋势略优于“减污效应”，二者呈现较好的协同；第二，在九大农区层面，华南区在联合减排下的边际减污成本与边际降碳成本均相对更低，经测算可知，联合减排下的边际减污成本与边际降碳成本均可缩减40%左右；第三，在省级层面，整体而言，多省（区、市）的减污效应与降碳效应为负值，在以2012年为界划分后，后半段时间（2013—2021年）的减污效应与降碳效应相对更好。

结合上述理论分析与测算结果，本文提出以下政策建议：第一，在全国层面，由于联合减排下农业边际减污成本与边际降碳成本均小于单独减排下的相应成本，并且“降碳效应”略优于“减污效应”，建议国家层面进一步推动联合减排政策，优化资源配置，提高减排效率。政府应鼓励农业企业和农户采用联合减排技术，通过财税政策和补贴等手段，降低实施成本。第二，针对中国九大农区的耕地资源现状，结合农业种植结构和区域资源要素禀赋构建耕地分区保护机制，在不同区域实施差异化的农业减污降碳政策。具体而言，应重点保护东北平原区的黑土地带，维持现有减污降碳协同的状态，加强长江中下游地区和黄淮海平原的高标准农田建设，并进一步挖掘降碳潜力，加强治理云贵高原区、四川盆地及周边地区、华南区等地的酸化耕地治理，以及北方干旱半干旱区、黄土高原区等地的盐碱耕地治理，规范农业生产方式，降低农业面源污染。第三，强化农业绿色发展宣传与培训，加强对农民的环保培训，提高农民对绿色农业的认识和参与程度。加大绿色农业技术的宣传力度，引导农民主动采用绿色生产方式，降低农业生产过程中的环境污染。同时，将环保知识纳入农业技术培训体系，使农民在学习农业技术的同时，增强环保意识；开展环保主题活动，提高农民的环保参与度，使他们自觉地遵守环保法律法规；通过典型示范，推广环保成功案例，让农民看到绿色农业带来的实际效益，从而激发农业绿色生产的潜能。第四，加强农业碳排放与面源污染的监测体系建设，提升数据的准确性和及时性。建立健全农业碳排放和农业面源污染的监测和反馈机制，为政策调整提供科学依据。通过持续监测和数据分析，及时发现和解决减污与降碳过程中出现的问题，确保绿色发展目标的实现。

参考文献

- 1.曹翔、高瑀、刘子琪，2021：《农村人口城镇化对居民生活能源消费碳排放的影响分析》，《中国农村经济》第10期，第64-83页。
- 2.陈倩茹、陈彬、谢花林、吴曼玉、宋国伟，2023：《数字赋能生态产品价值实现：基本逻辑与典型路径》，《中国土地科学》第11期，第116-127页。
- 3.甘天琦、刘铭明、周宗钰，2023：《中国农业碳排放的空间关联特征与减排政策选择》，《四川农业大学学报》第1期，第166-174页。
- 4.葛继红、周曙东，2012：《要素市场扭曲是否激发了农业面源污染——以化肥为例》，《农业经济问题》第3期，第92-98页。

- 5.郭沛、王光远, 2023: 《数字经济的减污降碳协同作用及机制——基于地级市数据的实证检验》, 《资源科学》第 11 期, 第 2117-2129 页。
- 6.何奇龙、唐娟红、罗兴、王先甲, 2023: 《政企农协同治理农业面源污染的演化博弈分析》, 《中国管理科学》第 7 期, 第 202-213 页。
- 7.黄晓慧、杨飞, 2024: 《化肥农药零增长行动的农业减污降碳协同效应及脱钩效应分析》, 《生态经济》第 2 期, 第 117-123 页。
- 8.赖斯芸、杜鹏飞、陈吉宁, 2004: 《基于单元分析的非点源污染调查评估方法》, 《清华大学学报(自然科学版)》第 9 期, 第 1184-1187 页。
- 9.李海鹏、张俊飚, 2009: 《中国农业面源污染与经济发展关系的实证研究》, 《长江流域资源与环境》第 6 期, 第 585-590 页。
- 10.李俊杰, 2012: 《民族地区农地利用碳排放测算及影响因素研究》, 《中国人口·资源与环境》第 9 期, 第 42-47 页。
- 11.李丽莉、曾亿武、郭红东, 2023: 《数字乡村建设: 底层逻辑、实践误区与优化路径》, 《中国农村经济》第 1 期, 第 77-92 页。
- 12.李璐、张斌、夏秋月、董捷, 2023: 《土地资源错配对碳排放效率的空间效应与影响路径——来自长江经济带 108 个城市的经验证据》, 《资源科学》第 5 期, 第 1059-1073 页。
- 13.刘畅、柳圩、马国巍, 2024: 《“双碳”背景下主产区粮食生产减污降碳综合效益评价》, 《农林经济管理学报》第 3 期, 第 357-367 页。
- 14.刘华军、郭立祥、乔列成, 2023: 《减污降碳协同效应的量化评估研究——基于边际减排成本视角》, 《统计研究》第 4 期, 第 19-33 页。
- 15.刘爽、刘畅, 2024: 《中国农业减污降碳协同效应及其影响机制研究》, 《中国生态农业学报(中英文)》第 7 期, 第 1109-1121 页。
- 16.刘月仙、刘娟、吴文良, 2013: 《北京地区畜禽温室气体排放的时空变化分析》, 《中国生态农业学报》第 7 期, 第 891-897 页。
- 17.毛慧、曹光乔, 2020: 《作业补贴与农户绿色生态农业技术采用行为研究》, 《中国人口·资源与环境》第 1 期, 第 49-56 页。
- 18.潘丹、应瑞瑶, 2013: 《中国“两型农业”发展评价及其影响因素分析》, 《中国人口·资源与环境》第 6 期, 第 37-44 页。
- 19.邵桂兰、孔海峥、于谨凯、李晨, 2015: 《基于 LMDI 法的我国海洋渔业碳排放驱动因素分解研究》, 《农业技术经济》第 6 期, 第 119-128 页。
- 20.田云、吴海涛, 2020: 《产业结构视角下的中国粮食主产区农业碳排放公平性研究》, 《农业技术经济》第 1 期, 第 45-55 页。
- 21.田云、尹杰昊, 2022: 《中国农业碳排放再测算: 基本现状、动态演进及空间溢出效应》, 《中国农村经济》第 3 期, 第 104-127 页。

22. 涂正革, 2012: 《中国的碳减排路径与战略选择——基于八大行业部门碳排放量的指数分解分析》, 《中国社会科学》第3期, 第78-94页。
23. 涂正革、甘天琦, 2019: 《中国农业绿色发展的区域差异及动力研究》, 《武汉大学学报(哲学社会科学版)》第3期, 第165-178页。
24. 涂正革、甘天琦、王昆, 2019: 《基于绿色发展视角的农业补贴政策效率损失的探究》, 《华中师范大学学报(人文社科版)》第2期, 第39-49页。
25. 王宝义、张卫国, 2018: 《中国农业生态效率的省际差异和影响因素——基于1996—2015年31个省份的面板数据分析》, 《中国农村经济》第1期, 第46-62页。
26. 王建华、钭露露、王缘, 2022: 《环境规制政策情境下农业市场化对畜禽养殖废弃物资源化处理行为的影响分析》, 《中国农村经济》第1期, 第93-111页。
27. 王真, 2016: 《合作社治理机制对社员增收效果的影响分析》, 《中国农村经济》第6期, 第39-50页。
28. 吴义根、冯开文、李谷成, 2017: 《人口增长、结构调整与农业面源污染——基于空间面板STIRPAT模型的实证研究》, 《农业技术经济》第3期, 第75-87页。
29. 徐湘博、李畅、郭建兵、张林秀, 2022: 《土地转入规模、土地经营规模与全生命周期作物种植碳排放——基于中国农村发展调查的证据》, 《中国农村经济》第11期, 第40-58页。
30. 于法稳、代明慧、林珊, 2022: 《基于粮食安全底线思维的耕地保护: 现状、困境及对策》, 《经济纵横》第12期, 第9-16页。
31. 袁平、朱立志, 2015: 《中国农业污染防治: 环境规制缺陷与利益相关者的逆向选择》, 《农业经济问题》第11期, 第73-80页。
32. 张帆、蔡颖、邓祥征、姜群鸥、吴峰, 2024: 《作物—牲畜—生物能源综合系统对中国农业源温室气体的影响评估》, 《地理学报》第1期, 第28-44页。
33. 张恒硕、李绍萍、彭民, 2022: 《中国农村能源消费碳排放区域非均衡性及驱动因素动态识别》, 《中国农村经济》第1期, 第112-134页。
34. 张晖、胡浩, 2009: 《农业面源污染的环境库兹涅茨曲线验证——基于江苏省时序数据的分析》, 《中国农村经济》第4期, 第48-53页。
35. 郑新业、吴施美、郭伯威, 2023: 《碳减排成本代际均等化: 理论与证据》, 《经济研究》第2期, 第107-123页。
36. 朱晓华、张燕、朱媛媛, 2023: 《大食物观视角下中国耕地保护的分区调控与区间协同》, 《地理学报》第9期, 第2147-2162页。
37. Qian, H., S. Xu, J. Cao, F. Ren, W. Wei, M. Jing, and L. Wu, 2021, "Air Pollution Reduction and Climate Co-Benefits in China's Industries", *Nature Sustainability*, 4: 417-425.
38. Johnson, M. F., A. J. Franzluebbers, S. L. Weyers, and D. C. Reicosky, 2007, "Agricultural Opportunities to Mitigate Greenhouse Gas Emissions", *Environmental Pollution*, 150(1): 107-124.
39. Tone, K., and M. Tsutsui, 2014, "Dynamic DEA with Network Structure: A Slacks-based Measure Approach", *Omega*, 42(1): 124-131.

40.West, T. O., and G. Marland, 2002, "A synthesis of Carbon Sequestration, Carbon Emissions, and Net Carbon Flux in Agriculture: Comparing Tillage Practices in the United States", *Agriculture Ecosystems & Environment*, 91(1-3): 217-232.

(作者单位: ¹中国社会科学院大学应用经济学院;

²中国社会科学院日本研究所;

³中国科学院大学经济与管理学院;

⁴中南民族大学经济学院)

(责任编辑: 小林)

Quantitative Evaluation and Dynamic Evolution of the Synergistic Effect of Agricultural Pollution and Carbon Reduction in China: An Analysis Based on Marginal Abatement Cost

YAN Kun TANG Dantong GAN Tianqi

Abstract: Synergistic promotion of pollution and carbon reduction is the only way to accelerate the construction of a beautiful China and realize high-quality economic development. Based on the synergistic effect of pollution and carbon reduction of agricultural sources, this paper constructs a quantitative assessment method of the effect from the perspective of marginal abatement cost, and empirically examines the agricultural pollution reduction effect, carbon reduction effect, and their synergistic effect at the national level, the nine agricultural region level, and the provincial level under the joint abatement of pollution from 1998 to 2021. The study draws the following conclusions: at the national level, the marginal pollution reduction cost and the marginal carbon reduction cost of agriculture under the joint emission reduction situation are both smaller than the cost of individual emission reduction, and there are positive pollution reduction and carbon reduction effects, while the two show a better synergistic trend. Among the nine major agricultural regions, except for the Qinghai-Tibet Plateau region and the Huanghuaihai Plain region, the synergistic effect of pollution and carbon reduction in the rest of the agricultural regions is prominent; the marginal costs of pollution and carbon reduction in South China are relatively lower, and there is greater potential for pollution and carbon reduction. At the provincial level, there are obvious differences in the pollution and carbon reduction effects among provinces, and both pollution and carbon reduction effects are increasing with the strengthening of environmental regulations. The expanded analysis reveals that the distribution and dynamic evolution of agricultural pollution and carbon reduction effects are characterized by significant regional and stage-specific features. The findings of this paper provide a policy basis for scientifically evaluating the potential of agricultural pollution and carbon reduction and formulating carbon and pollution synergistic management programs.

Keywords: Pollution and Carbon Reduction; Synergistical Enhancement; Agriculture; Marginal Abatement Cost; Nine Major Agricultural Regions

未预期减税的环保效应：来自增值税 税率下调政策的证据*

潘 妍¹ 张牧扬² 王 辉³

摘要：在大规模减税情境下，如何在防范财政风险的同时强化生态环境建设是新发展阶段完善地方治理体系、推动经济高质量发展的重要着力点。基于 2015—2020 年地级市层面的面板数据，本文从地方环保收支行为视角构建统一理论框架，深入剖析增值税税率下调政策实施对地方环境治理的影响。增值税税率下调政策实施有效降低了地级市的细颗粒物浓度、二氧化硫浓度和一氧化碳浓度，带来意料之外的环保效应。机制分析表明，增值税税率下调政策实施导致地方政府选择通过强化生态环境执法来获得非税收入，缓解短期财政压力。这一政策的实施同时起到了规范地方生态环境执法的效果，有利于减轻环境污染。进一步分析表明，设置软经济增长目标约束与强环境保护目标约束的地方政府在面对减税政策冲击时更有可能通过强化生态环境执法来实现缓解财政压力和减轻环境污染的“双赢”结果。上述结论不仅为新发展阶段下中国环境质量改善现象提供了一个新解释，还对未来中国如何统筹协调减税政策和环保政策提供了借鉴。

关键词：增值税 减税政策 环保收支 生态环境执法 环境质量

中图分类号：F812；X32 **文献标识码：**A

一、引言

进入经济高质量发展阶段以来，生态文明建设被提升至前所未有的高度。无论是党的二十大报告将人与自然和谐共生定义为实现中国式现代化的重要路径，还是《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和 2035 年远景目标纲要》明确提出生态文明建设实现新进步的目标，党和国家一直强调生态文明建设在国家治理体系中的重要地位。在上述纲领性政策文件指导下，为了践行“绿

*本文是国家自然科学基金面上项目“官员治理与地方政治经济周期：高频宏观数据与微观机制分析”（编号：72273079）、江苏高校哲学社会科学研究一般项目“公共基建投资市场化下地方政府治理困境及破解机制研究：基于环境治理视角”（编号：2024SJYB0069）和南京农业大学中央高校基本科研业务费人文社科基金育才项目“公共基建投资市场化下地方政府治理困境及破解机制研究：基于环境治理视角”（编号：SKYC2024013）的阶段性研究成果。本文通讯作者：王辉。

“绿水青山就是金山银山”的发展理念，各类环境保护政策陆续发布（王会等，2017）。中央政府和地方政府的积极行动显著改善了生态环境质量。2021年《中国生态环境状况公报》显示，在2021年全国339个地级市及以上层级的城市中，有218个城市的空气质量达标，占比达到64.307%，远高于2015年的21.598%^①。

生态环境质量改善离不开财政的支持。一方面，政府投入大量资金开展生态修复工作。国家统计局数据显示，2021年地方政府节能环保支出为5251.36亿元，占一般公共预算支出的2.49%^②。另一方面，地方政府对污染企业进行整改，可能侵蚀地方税基，影响地方政府收入。然而，近年来地方政府财政可持续性面临诸多挑战。面对经济下行、供给侧结构性改革等多重压力，政府频繁使用减税政策来提振宏观经济、优化经济结构，导致地方财政收支缺口显著增大。在此情境下，地方政府需要通过“开源”“节流”等方式缓解减税带来的财政压力，推进财政可持续发展。那么，地方政府环境保护相关的财政收支行为（以下简称“环保收支行为”）将如何变化，是否会因财政紧缩而“开倒车”，进而不利于环境保护？遗憾的是，鲜有学者关注上述问题，这成为本文研究的起点与重点。

关于财政与环境治理的关系，既有文献主要从政府和企业两个视角展开研究。其中，政府视角的研究多根据晋升锦标赛理论和财政分权理论，认为在政治激励下，为推动地方经济短期高速增长，地方政府会进行税收竞争与逐底竞争，促使地方政府放松环境规制（张克中等，2011），如为扩大税基而放松企业的环境准入门槛（席鹏辉等，2017），通过降低环境监管标准吸引企业进入（Dean et al., 2009），或者将财政资金投入基建等非环保领域（Guo et al., 2020）。上述财政收支行为均不利于地方环境治理。企业视角的研究则关注财政收支行为对企业污染行为的影响（Peng et al., 2021; Qi et al., 2023; 吕越等，2023），但相关研究并未得出一致结论。部分学者认为，减税会导致企业污染治理支出减少，不利于减轻环境污染（Peng et al., 2021）；也有部分学者认为，减税会促进企业减少废弃物和环境有害物排放，有利于减轻环境污染（Qi et al., 2023; 吕越等，2023）。

现有相关文献存在三点不足：一是既有关于财政收支行为影响环境治理的研究大多以分税制改革后地方政府的税收竞争和逐底竞争为背景。然而，地方政府领导干部的考核标准已经发生实质性转变，特别是在2013年以后，经济增长考核指标权重下降，环境治理考核指标权重逐步上升（张军等，2020）。这一转变导致基于晋升锦标赛理论和财政分权理论的分析难以解释当下减税政策实施对地方环境治理的影响，也无法解释新发展阶段下中国环境质量为何能得到根本性改善。因此，需要寻找新视角来分析新发展阶段下减税与地方环境治理的关系。二是减税影响经济发展的相关文献虽然比较丰富（申广军等，2016; Sommer and Sullivan, 2018），但关注减税与环境治理关系的文献还相对较少，且多从企业微观行为视角展开研究（Qi et al., 2023; 吕越等，2023），缺乏对地方政府环境治理行为的关注。此外，既有地方财政收支行为影响环境治理的相关研究大多聚焦于政府间竞争导致的地方政府财政收支行为的变化（张克中等，2011），直接研究全国性减税政策实施对环境质量影响的文献并不多。因此，

^①资料来源：《中国生态环境状况公报》，<https://www.mee.gov.cn/hjzl/sthjzk/zghjzkgb/>。

^②资料来源：国家统计局网站，<https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01>。

在大规模减税背景下，有必要严格评估减税政策实施对地方环境治理的影响。三是大量学者虽然研究增值税的相关问题 (Hoseini and Briand, 2020)，但学者多关注 2004 年增值税转型改革 (Liu and Mao, 2019) 和 2012 年“营改增”改革 (彭飞等, 2020; Peng et al., 2021) 等政策实施对宏观经济和微观层面企业的影响，罕有学者评估 2017 年开始实施的增值税税率下调政策的经济效果 (张牧扬等, 2022)，关于增值税税率下调政策实施对地方环境治理影响的文献更是少之又少。事实上，2017—2019 年，中国在 3 年内将增值税主要税率调低了 4 个百分点，力度之大可谓空前。增值税税率下调政策实施对经济和生态的影响不容忽视，因此有必要系统评估这一政策实施的效应。

与既有文献相比，本文可能的边际贡献在于：首先，在研究视角上，既有研究缺乏对减税与地方环境治理关系和 2017 年开始实施的增值税税率下调政策的关注，本文研究 2017 年开始实施的增值税税率下调政策实施对环境治理的影响，在研究视角上对现有研究进行有益补充。其次，在研究内容上，本文突破以往基于晋升锦标赛理论和财政分权理论研究财政收支行为与地方环境治理关系的局限，在新发展阶段背景下，从地方政府环保收支行为视角厘清减税对地方环境治理的影响，在一定程度上弥补现有地方环境治理研究的不足。最后，在研究方法上，增值税税率下调政策并非针对特定的行业或地区，属于全国层面的“一刀切”政策，因此，精准识别该政策的效果存在一定难度。本文利用 2014 年修正公布《中华人民共和国预算法》（以下简称《预算法（2014 年修正）》）后严格执行的地方政府预决算管理制度，构造一个“准自然实验”，采用广义双重差分方法 (Generalized DID) 较为精准地评估增值税税率下调政策实施的政策效果，在识别策略上拓宽相关研究的方法思路。

二、制度背景、理论机制与研究假说提出

（一）增值税税率下调政策实施的制度背景

减税政策一直是抑制经济下行、促进经济增长的重要政策工具。为了应对经济下行压力，各国民政府大力推进减税政策，试图通过减税激发企业活力，推动经济发展。大量研究表明，减税在促进劳动力就业 (Zidar, 2019)、推动经济增长 (申广军等, 2016) 等方面具有积极作用。正因如此，在 2016 年“营改增”改革完成后，为了切实降低企业税负，中国逐步推进增值税税率下调政策。2017 年财政部和国家税务总局颁布《关于简并增值税税率有关政策的通知》，2018 年财政部和国家税务总局颁布《关于调整增值税税率的通知》，2019 年财政部、国家税务总局和海关总署三部门联合发布《关于深化增值税改革有关政策的公告》，分三次将增值税由 2016 年的 17%、13%、11% 和 6% 四个税率档次下调至 2019 年的 13%、9% 和 6% 三个档次。作为中国第一大税种，增值税在地方财政收入中占据重要地位。2018 年的《中国财政年鉴》数据显示，2017 年增值税收入决算数占地方税收收入决算数的比重为 41.082%。增值税税率下调政策实施给地方政府税收收入和财政收入造成巨大冲击。在此情境下，地方政府从“开源”“节流”两方面采取措施，以维持地方政府财政收支平衡。大规模减税政策实施将如何影响地方政府环保收支行为，又将如何影响地方环境治理？为了厘清上述问题，本文沿着“增值税税率下调政策实施—地方政府环保收支行为—地方环境治理”的逻辑主线构建分析框架，详细阐述增值税税率下调政策实施对地方环境治理的影响机制，并提出相应研究假说（见图 1）。

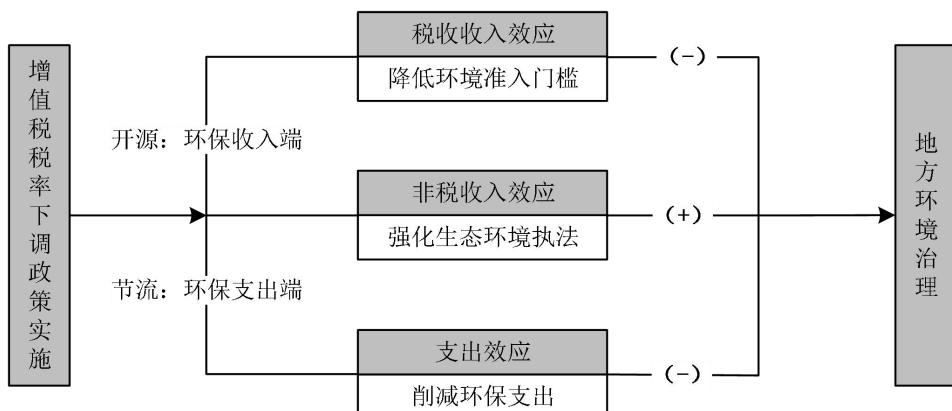


图1 理论分析框架

(二) 理论机制与研究假说提出

1. 税收收入效应。晋升锦标赛理论和财政分权理论认为，财政紧缩不利于减轻环境污染（张克中等，2011；席鹏辉等，2017）。“中国式分权”制度和传统以经济增长为核心的领导干部考核体制推动中国逐渐形成以经济高速增长与环境污染并存为特征的粗放式经济增长模式。这具体表现为：为了能够在短暂的任期内从晋升锦标赛中脱颖而出，地方政府领导干部采取一些无序竞争策略，如将降低环境准入标准、放松环境规制作为吸引外资等流动要素、获得财政收入和实现经济增长的捷径。这种逐底竞争行为可能导致地方环境污染加剧，影响经济可持续发展。

为彻底改变粗放式经济增长模式，从根本上打破以牺牲环境为代价推动经济增长的发展格局，中央政府改革地方政府领导干部考核体制。2013年发布的《关于改进地方党政领导班子和领导干部政绩考核工作的通知》提出，要“强化约束性指标考核，加大资源消耗、环境保护、消化产能过剩、安全生产等指标的权重”^①。环境保护考核指标权重的增加提升了地方政府对环境保护工作的重视程度，推动地方环境质量改善。环境治理工作的顺利推进离不开地方政府财政的支持。较大的财政收入规模能给地方政府提高环境准入门槛、拒绝高污染企业进入的底气，也给地方政府增加环保支出提供了重要保证。然而，大规模减税政策的实施导致地方政府财政收入锐减，财政可持续性受到挑战，地方政府面临较大的财政收支压力。为了缓解财政收支压力，地方政府在招商引资过程中可能会“开倒车”，重新走上粗放式经济增长的老路，即为获得财政收入而降低环境准入门槛，吸引污染企业进入（席鹏辉等，2017）。由此可见，受减税政策影响更大的地方政府更有动机降低环境准入门槛，从而不利于环境治理。基于上述分析，本文提出研究假说1。

H1：增值税税率下调政策实施导致地方政府为提高税收收入和缓解财政收支压力而降低环境准入门槛，吸引污染企业进入，不利于减轻环境污染，即增值税税率下调政策实施的税收收入效应不利于减轻环境污染。

^①参见《关于改进地方党政领导班子和领导干部政绩考核工作的通知》，https://www.gov.cn/jrzq/2013-12/09/content_2545183.htm

2. 非税收入效应。非税收入是地方政府缓解财政收支矛盾的“润滑剂”，在地方政府财政收入中扮演着重要角色，非税收入与税收收入之间存在互补（吕炜和王伟同，2021）。增值税税率下调政策实施后，中国地方政府的税收收入显著下降，非税收入迅速上升。对地方政府而言，与环境保护关系最密切和最直接的非税收入是生态环境执法产生的罚没收入。从收入规模看，罚没收入占全国一般公共预算收入的比重不高，但不同于税收收入往往由各级政府按比例分享，罚没收入属于地方政府本级财政收入，因而，地方政府具有通过增加罚没收入来弥补财力缺口的激励。曹春方等（2022）发现，在地方财政压力变大时，地方政府会通过策略性罚款来缓解财政压力。因此，当大规模减税政策实施导致财政收支压力增大时，通过强化生态环境执法增加非税收入可能成为地方政府缓解短期财政困难、维持财政收支平衡的重要策略。同时，潜在的生态环境执法空间和生态环境执法处罚金额巨额化趋势为地方政府通过强化生态环境执法来增加非税收入提供了可能。从生态环境执法空间上看，中国的环境治理一直遵循属地管理原则，地方政府在生态环境执法中拥有很大的自由裁量权。在传统的以经济增长为核心的政绩考核体制下，地方政府为吸引更多企业投资，通常会利用自由裁量权放松生态环境执法标准，甚至产生逐底竞争行为（张克中等，2011；李胜兰等，2014）。环境规制的非完全执行是经济高速增长阶段地方政府的普遍做法（张华，2016）。同时，传统粗放式经济增长模式又让中国拥有数量众多的污染企业。上述客观事实使得地方政府拥有巨大的生态环境执法空间。对于地方政府而言，强化生态环境执法既能增加财政收入，又有利于实现环境保护目标，可谓一举多得。

在众多行政处罚手段中，罚款处罚在生态环境执法中使用频率最高（吴卫星，2021）。随着中国政府对环境污染问题重视程度不断提高，生态环境执法处罚呈现处罚金额巨额化和执法内容多样化趋势。特别是在《中华人民共和国环境保护法》《中华人民共和国大气污染防治法》实施后，生态环境执法处罚金额显著增加。如2018年修订的《中华人民共和国大气污染防治法》不仅扩大了生态环境执法的处罚范围，而且将处罚标准由2000年的“一万元以上十万元以下”提高为“十万元以上一百万元以下”。生态环境执法处罚金额巨额化趋势极大地激励了地方政府强化生态环境执法、弥补财力缺口的行为。强化生态环境执法的初衷可能是拓宽地方政府财源，但客观上规范了地方生态环境执法，有利于威慑地方高污染企业，减少环境污染行为的发生。因此，本文提出研究假说2。

H2：增值税税率下调政策实施导致地方政府为获得更多非税收入和缓解财政收支压力而强化生态环境执法，有利于减轻环境污染，即增值税税率下调政策实施的非税收入效应有利于减轻环境污染。

3. 支出效应。环境治理具有外部性，由企业和个人提供环境产品容易产生市场失灵问题。因此，政府通常在环境治理过程中发挥主导作用。为了更好地发挥财政在环境治理中的作用，中央政府逐步明确地方政府的环境治理责任，强化地方政府在环境保护方面的财政支出管理。特别是在2013年中国共产党中央委员会组织部将环境保护正式纳入地方政府绩效考核体系和领导干部问责机制后，环境治理成为地方政府的主要任务之一。地方政府节能环保支出持续增加，产生了良好的环境治理效果。Bostan et al. (2016)、李子豪和白婷婷 (2021) 研究发现，政府的环境保护支出有利于改善地区环境质量。

增值税税率下调政策实施给地方政府带来极大财政压力，为了维持地方财政收支平衡，地方政府需要削减部分财政支出。然而，无论是消费性支出还是资本性支出都具有较强的支出刚性。其中，消

费性支出主要是经常性业务支出，具有“棘轮”特征，支出规模易升不易降(Hercowitz and Strawczynski, 2004)。资本性支出主要用于基础设施建设项目(Yao and Zhang, 2015)，基础设施建设项目通常初始投资规模大、投资周期长，一旦上马需要持续投入大量资金，否则项目有烂尾风险。相比之下，环境治理的外部性和可转嫁性令环境保护支出的支出刚性更小(李香菊和赵娜, 2017)。因此，税收收入下降导致地方政府削减环境保护支出的可能性更大。从外部性看，环境公共品的外部性特征导致环境治理存在“搭便车”现象。相较于提供环境公共品，地方政府更偏好将有限的财政资金用于能够直接拉动本地经济增长的公共品。从可转嫁性看，一方面，环境污染具有较强的空间外溢性，地方政府将环境污染治理责任转嫁给其他地区政府的成本较低。沈坤荣等(2017)研究发现，环境污染治理普遍存在“以邻为壑”现象，即地方政府面对环境规制时会将污染物排放到邻近地区。另一方面，地方政府可以通过强化环境监管将环境治理责任转嫁给企业。范子英和赵仁杰(2019)研究发现，政府环境管制有利于激励企业主动承担环境保护责任，推动企业环境治理。地方政府的环境治理手段不止增加环境保护支出一种，地方政府可以通过责任转嫁的方式达到减轻环境污染的目标。因此，本文提出研究假说3。

H3：增值税税率下调政策实施导致地方政府为维持短期财政收支平衡而削减环境保护支出，不利于减轻环境污染，即增值税税率下调政策实施的支出效应不利于减轻环境污染。

三、识别策略、数据来源与变量描述

(一) 识别策略

本文采用“准自然实验”的方式，构造双重差分模型，评估2017年开始实施的增值税税率下调政策对环境质量的影响。增值税税率下调政策是全国层面的“一刀切”政策，并不存在传统意义上的实验组和控制组。因此，本文的双重差分模型设计依赖于构建一个能够精准刻画各地级市受增值税税率下调政策实施冲击的程度且外生的识别变量。《预算法(2014年修正)》颁布后地方政府严格执行预决算管理制度为本文构造识别变量提供了可能。

为贯彻落实党的十八届三中全会提出的建立全面规范、公开透明的预算制度的要求，进一步改进地方预算和决算公开工作，自2014年起，中国颁布了《预算法(2014年修正)》，发布了《关于深入推进地方预决算公开工作的通知》《关于印发〈地方预决算公开操作规程〉的通知》等文件，从法律、行政法规和政策等多个维度规范地方政府预决算管理制度。在上述法律法规和文件指导下，地方政府需要严格履行程序：在年初明确筹划本年度各项财政收支活动，编制预算表；在年内按照预算表安排财政收支；在年末总结财政收支情况，编制决算表(张牧扬等, 2022)。各地级市增值税收入占一般公共预算收入的比重有所差异，而地方政府编制预算表通常遵循“以收定支”原则，因此，增值税税率下调政策实施对不同地级市财政收入和财政支出的冲击程度有所不同，从而对地级市政府预算编制和财政收支行为的影响可能存在不同。上述事实为本文精准测度各地级市受增值税税率下调政策实施冲击的程度提供了条件。本文借鉴张牧扬等(2022)的研究思路，构造2017年各地级市增值税依赖度指标来测度各地级市受增值税税率下调政策实施冲击的程度。增值税依赖度=增值税收入预算

数/（税收收入预算数+非税收入预算数）。

构造上述指标主要基于两个方面的考量。一方面，增值税依赖度变量能够有效刻画各地级市受增值税税率下调政策实施冲击的程度。地方政府多遵循“以收定支”原则，财政支出预算通常根据地方政府财政收入预算制定。地级市增值税收入占一般公共预算收入的比重越高，该地区对增值税收入的依赖度越高，增值税税率下调政策实施对该地级市的政策冲击越大，越可能导致该地级市的财政收支行为发生改变。该指标能够精准刻画各地级市受增值税税率下调政策实施冲击的程度。

另一方面，增值税依赖度变量具有很强的外生性。首先，中国地方政府预算编制通常开始于上一年的下半年，结束于当年人民代表大会闭幕后 20 天内。而 2017 年、2018 年和 2019 年三次增值税税率下调政策均在年中实施。这意味着，地方政府在 2017 年初编制一般公共预算时，不会考虑 2017 年国家出台增值税税率下调政策的影响，更不可能考虑 2018 年和 2019 年的两次增值税税率下调政策的影响。因此，各地级市 2017 年初确定的增值税收入预算数、税收收入预算数和非税收入预算数不受增值税税率下调政策的影响，以上述指标构造识别变量不存在反向因果问题，具有很强的外生性。其次，增值税依赖度变量仅与增值税税率下调政策实施密切相关，与政绩考核情况、政府治理效率、社会舆论监督情况和地区间竞争等影响环境质量的其他因素无直接关联，存在遗漏变量问题的可能性较小。最后，增值税税率下调政策是全国层面的“一刀切”政策，因此不同地区的企业享受的减税力度一致，将地级市层面增值税依赖度变量作为识别变量能够缓解企业层面的遗漏变量问题，排除“减税政策实施通过企业微观渠道对环境产生影响”这一作用路径，使本文机制分析更加聚焦于地方政府行为层面。

综上所述，2017 年增值税依赖度是有效且外生的、能够衡量各地级市受增值税税率下调政策实施冲击程度的变量。由于该政策识别变量为连续型变量，本文构建如下广义双重差分模型：

$$Y_{i,t} = \alpha + \beta VAT_i \times POLICY_t + \gamma ECO_{i,t-1} + \lambda CLI_{i,t} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

(1) 式中：下标 i 代表地级市， t 代表年份。 $Y_{i,t}$ 是地级市环境质量； VAT_i 表示增值税依赖度； $POLICY_t$ 表示政策实施年份的虚拟变量； $ECO_{i,t-1}$ 为地级市经济特征控制变量； $CLI_{i,t}$ 为地级市气候特征控制变量。由于财政预算主要依据前一期经济财政状况制定，地级市经济特征控制变量均取滞后一期。 μ_i 和 ν_t 分别表示地级市固定效应和年份固定效应； $\varepsilon_{i,t}$ 为随机干扰项； γ 为经济特征控制变量系数； λ 为气候特征控制变量系数； α 为常数项。交互项 $VAT_i \times POLICY_t$ 的系数 β 表示本文关注的增值税税率下调政策实施对环境质量的影响。

在样本期内，增值税税率进行了三次调整。为检验三次税率调整政策的影响，本文设置如下模型：

$$\begin{aligned} Y_{i,t} = & \alpha + \beta_1 VAT_i \times POLICY_{17} + \beta_2 VAT_i \times POLICY_{18} + \beta_3 VAT_i \times POLICY_{19} \\ & + \gamma ECO_{i,t-1} + \lambda CLI_{i,t} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (2)$$

(2) 式中： $POLICY_{17}$ 是 2017 年政策实施情况的虚拟变量； $POLICY_{18}$ 是 2018 年政策实施情况的虚拟变量； $POLICY_{19}$ 是 2019 年政策实施情况的虚拟变量。这三个变量分别衡量增值税税率下调的三次政策。 β_1 代表 2017 年政策实施情况的净效应， β_2 代表 2018 年政策实施情况的净效应， β_3

代表 2019 年政策实施情况的净效应，其他变量含义与（1）式一致。

（二）数据来源

根据研究需要，作者搜集了 2015—2020 年各地级市政府财政预决算、环境污染、经济发展和气候四个方面的数据。本文选择以 2015 年作为样本起始年份的原因有两点：一是地方政府财政预决算信息是在《预算法（2014 年修正）》实施后才陆续披露，2014 年以前的地方政府财政预决算数据相对缺失。二是本文关注各地级市的空气污染情况。2015 年以前各地级市的空气质量监测标准不一致，到 2015 年空气质量新标准在全国全面实施后，各地级市的空气质量监测标准才被统一^①。因此，2015 年以前的空气监测数据可比性较差，采用 2015 年及之后数据可以缓解上述现象造成的估计偏误。本文选择 2020 年作为样本截止年份的原因是：2020 年 9 月，中国政府正式提出 2030 年“碳达峰”与 2060 年“碳中和”的目标（以下简称“双碳”政策），中国环境治理迈入新发展阶段，“双碳”政策的提出从根本上改变了一些地方政府的环境治理目标和治理方式，对地方环境质量产生深远影响。为排除上述事件的影响，本文选择 2020 年作为样本截止年份。地方政府预决算数据来源于各地级市政府官方网站的政府信息公开栏目，作者手工搜集整理了各地级市财政预决算数据。环境污染数据来源于中国研究数据服务平台（Chinese Research Data Services，简称 CNRDS）^②。经济发展数据来源于 2015—2020 年的《中国城市统计年鉴》。气候数据来源于国家气象科学数据中心的中国地面气象观测历史数据集^③。

（三）变量描述

1. 被解释变量。本文被解释变量为环境质量。考虑到空气污染是环境污染的主要表现形式之一，采用细颗粒物（PM_{2.5}）浓度、二氧化硫（SO₂）浓度和一氧化碳（CO）浓度三个空气污染物浓度指标刻画各地区环境质量，污染物浓度越低，地区环境质量越好。本文提取中国研究数据服务平台中三个空气污染物浓度指标的日度数据，计算其年度均值，作为三个被解释变量的赋值。

2. 核心解释变量。本文核心解释变量是增值税税率下调政策实施情况，是增值税依赖度变量和政策实施年份虚拟变量的交互项。增值税依赖度变量定义参见识别策略部分的说明，政策实施年份变量表示增值税税率下调政策实施年份的虚拟变量，若年份为 2017 年及之后，则政策实施年份变量赋值为 1；否则，政策实施年份变量赋值为 0。在样本期内，国家进行了三次增值税税率调整。本文分别定义 2017 年政策实施情况（年份为 2017 年=1，年份不为 2017 年=0）、2018 年政策实施情况（年份为 2018 年=1，年份不为 2018 年=0）和 2019 年政策实施情况（年份为 2019 年及之后=1，年份不为 2019 年及之后=0）三个变量，以此衡量三次增值税税率下调政策。

3. 机制变量。本文从税收收入效应、非税收入效应和支出效应三个维度进行机制检验。

第一，新注册重污染企业占比。为检验增值税税率下调政策实施的税收收入效应，本文构造新注

^①2012 年环境保护部和国家质量监督检验检疫总局印发《环境空气质量标准》，分三个阶段在各个地级市及以上城市逐步推行该标准，直至 2014 年下半年才在全国层面形成统一标准。

^②资料来源：中国研究数据服务平台，<https://www.cnrds.com/Home/Login>。

^③资料来源：国家气象科学数据中心，<http://data.cma.cn/data/detail/dataCode/A.0019.0001.S002.html>。

册重污染企业占比变量。本文研究的企业都是制造业企业，制造业企业注册数据来源于企查查网站^①。本文参考李青原和肖泽华（2020）的研究，依据中华人民共和国生态环境部发布的《上市公司环保核查行业分类管理名录》《上市公司环境信息披露指南》确定制造业中的重污染行业，将属于重污染行业的企业划分为重污染企业。本文将微观层面企业数量加总至地级市层面，计算新注册重污染制造业企业数量占新注册制造业企业数量的比重，以此衡量新注册重污染企业占比变量。

第二，生态环境执法强度。为检验增值税税率下调政策实施的非税收入效应，本文构造生态环境执法强度变量。该变量以地级市环保处罚数量和环保处罚力度两个指标衡量。其中，环保处罚数量是地级市工商注册企业的环保处罚次数，数据来源于企查查网站。本文爬取企查查网站中全国工商注册企业的环保处罚信息，一条环保处罚信息视为一次处罚。本文将企业环保处罚次数加总至地级市一年份层面，以此衡量环保处罚数量。考虑到各地级市环保处罚数量与地区环境污染水平密切相关，本文还构造了环保处罚力度指标。其计算公式为：环保处罚力度=环保处罚数量/污染物排放量。其中，污染物排放量采用二氧化硫浓度度量。

第三，环保支出占比。为检验增值税税率下调政策实施的支出效应，本文构造环保支出占比变量。环保支出占比以各地级市节能环保支出占一般公共预算支出的比重测度。

4. 控制变量。本文经济特征控制变量包括经济发展水平、城镇化率、工业化水平、人口密度和财政压力，气候特征控制变量主要为降水量。为了排除极端值影响，文中对所有连续变量进行前后5‰的缩尾处理。

表1 是主要变量的定义、赋值和描述性统计结果。

表1 变量的定义、赋值和描述性统计结果

| 变量名称 | 变量定义和赋值 | 观测值 | 平均值 | 标准差 |
|-------------|--|------|--------|---------|
| 细颗粒物浓度 | 地级市细颗粒物浓度的年平均值（微克/立方米） | 1316 | 43.446 | 15.570 |
| 二氧化硫浓度 | 地级市二氧化硫浓度的年平均值（微克/立方米） | 1316 | 17.296 | 11.569 |
| 一氧化碳浓度 | 地级市一氧化碳浓度的年平均值（毫克/立方米） | 1316 | 0.930 | 0.305 |
| 增值税依赖度 | 2017年增值税收入预算数占2017年税收收入预算数和 非税收入预算数之和的比重（%） | 1316 | 27.539 | 7.137 |
| 政策实施年份 | 2017年及之后=1, 2017年以前=0 | 1316 | 0.666 | 0.472 |
| 2017年政策实施情况 | 年份为2017年=1, 年份不为2017年=0 | 1316 | 0.168 | 0.374 |
| 2018年政策实施情况 | 年份为2018年=1, 年份不为2018年=0 | 1316 | 0.167 | 0.373 |
| 2019年政策实施情况 | 年份为2019年及之后=1, 年份不为2019年及之后=0 | 1316 | 0.331 | 0.471 |
| 新注册重污染企业占比 | 地级市新注册重污染制造业企业数量占新注册制造业 企业数量的比重（%） | 1304 | 67.731 | 10.315 |
| 环保处罚数量 | 地级市工商注册企业的环保处罚次数（次） | 1316 | 70.882 | 198.631 |
| 环保处罚力度 | 地级市环保处罚数量与二氧化硫浓度的比值 | 1316 | 5.860 | 16.753 |
| 环保支出占比 | 地级市节能环保支出占一般公共预算支出的比重（%） | 1049 | 3.385 | 2.799 |

^①资料来源：企查查网站，<https://www.qcc.com/>。

表1 (续)

| | | | | |
|--------|------------------------------|------|-----------|-----------|
| 经济发展水平 | 地级市人均地区生产总值(元/人) | 1316 | 53746.280 | 45857.310 |
| 城镇化率 | 地级市年末市辖区户籍人口数占年末总户籍人口数的比重(%) | 1316 | 36.211 | 22.240 |
| 工业化水平 | 地级市第二产业增加值占地区生产总值的比重(%) | 1316 | 44.160 | 10.158 |
| 人口密度 | 地级市年末总户籍人口数与土地面积的比值(人/平方千米) | 1316 | 437.659 | 317.779 |
| 财政压力 | 地级市一般公共预算支出与一般公共预算收入的差值(万元) | 1316 | -1962727 | 1314958 |
| 降水量 | 地级市年降水量(毫米) | 1316 | 1095.277 | 473.336 |

注：在后续回归中，对经济发展水平、人口密度指标进行对数化处理。

四、实证结果分析

(一) 基准实证结果分析

表2方程1、方程2和方程3给出了增值税税率下调政策实施对地级市环境质量影响的估计结果。3个方程的估计结果显示：增值税依赖度与政策实施年份的交互项均在1%的统计水平上显著，且系数均为负，说明增值税税率下调政策实施显著改善了地级市的空气质量。在保持其他因素不变的情况下，地级市增值税依赖度每提高1个标准差，细颗粒物浓度下降1.099(7.137×0.154)，相当于细颗粒物浓度均值的2.530%($1.099/43.446$)；二氧化硫浓度下降2.113(7.137×0.296)，相当于二氧化硫浓度均值的12.217%($2.113/17.296$)；一氧化碳浓度下降0.043(7.137×0.006)，相当于一氧化碳浓度均值的4.624%($0.043/0.930$)。其中，增值税税率下调政策实施对二氧化硫浓度的影响最大，对一氧化碳浓度的影响次之，对细颗粒物浓度的影响最小。可能的解释是：二氧化硫是工业企业生产最直接的污染排放物，相比于细颗粒物和一氧化碳，二氧化硫减排在城市空气质量考核体系中被提及的次数更多，且排放标准规定更明晰，因此成为地方政府环境治理的重点关注对象。

表2方程4、方程5和方程6显示了三次增值税税率下调政策实施对地级市环境质量的影响。估计结果显示：2017年、2018年和2019年增值税税率下调政策实施的边际影响逐年增加。这说明，随着国家不断推进增值税税率下调政策实施，其对环境质量的影响也逐步增强，增值税税率下调政策实施的效果存在叠加效应。

表2 增值税税率下调政策实施对地级市环境质量影响的基准估计结果

| 变量 | 细颗粒物 | 二氧化硫 | 一氧化碳 | 细颗粒物 | 二氧化硫 | 一氧化碳 |
|------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|--------------------|----------------------|----------------------|
| | 浓度 | 浓度 | 浓度 | 浓度 | 浓度 | 浓度 |
| | 方程1 | 方程2 | 方程3 | 方程4 | 方程5 | 方程6 |
| 增值税依赖度×政策实施年份 | -0.154*** (0.053) | -0.296*** (0.071) | -0.006*** (0.002) | | | |
| 增值税依赖度×2017年政策 实施情况 | | | | -0.098* (0.058) | -0.148*** (0.049) | -0.004*** (0.001) |

表2 (续)

| | | | | | |
|------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| 增值税依赖度×2018年政策 实施情况 | | | -0.110* | -0.309*** | -0.006*** |
| | | | (0.058) | (0.076) | (0.002) |
| 增值税依赖度×2019年政策 实施情况 | | | -0.208*** | -0.370*** | -0.006*** |
| | | | (0.057) | (0.089) | (0.002) |
| 经济发展水平滞后一期 | -0.600 (0.700) | 2.525*** (0.557) | 0.044** (0.018) | -0.598 (0.707) | 2.616*** (0.552) |
| 城镇化率滞后一期 | -0.083** (0.033) | -0.012 (0.041) | 0.000 (0.001) | -0.083** (0.032) | -0.011 (0.041) |
| 工业化水平滞后一期 | 0.079* (0.041) | -0.030 (0.041) | 0.001 (0.001) | 0.099** (0.042) | -0.004 (0.042) |
| 人口密度滞后一期 | -4.562 (9.514) | 0.326 (8.097) | -0.045 (0.174) | -4.690 (9.466) | 0.453 (8.131) |
| 财政压力滞后一期 | 0.000*** (0.000) | 0.000 (0.000) | 0.000 (0.000) | 0.000*** (0.000) | 0.000 (0.000) |
| 降水量 | -0.004*** (0.001) | -0.005*** (0.001) | -0.000*** (0.000) | -0.004*** (0.001) | -0.004*** (0.001) |
| 常数项 | 86.161 (54.513) | 2.514 (47.253) | 0.911 (1.025) | 85.945 (54.351) | -0.544 (47.458) |
| 年份固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 地级市固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 1316 | 1316 | 1316 | 1316 | 1316 |
| R ² 值 | 0.918 | 0.826 | 0.837 | 0.918 | 0.828 |
| | 0.838 | | | | |

注：①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；②括号内为聚类到地级市层面的标准误。

(二) 稳健性检验

1.平行趋势检验。双重差分法使用的前提是满足平行趋势假设，本部分首先检验实验组与控制组的环境质量是否满足平行趋势假设（以2016年为基期）^①。检验结果显示，实验组与控制组的环境质量在2017年之前的变化趋势接近，满足平行趋势假设。

2.更换核心变量。增值税依赖度测度公式的分母是税收收入预算数和非税收入预算数之和，而地方政府在非税收入征收方面具有较强的自主性，这可能影响估计结果的准确性。因此，本节以增值税收入预算数占税收收入预算数的比重衡量新增增值税依赖度变量，并将其作为核心解释变量重新回归。所得结果与基准估计结果基本一致，说明前述研究结论稳健^②。此外，前文采用增值税依赖度这一连续变量识别各地级市受增值税税率下调政策实施影响的程度，并不包含传统意义上的实验组与控制组。

^①限于篇幅，平行趋势检验结果详见《中国农村经济》网站（zgncjj.ajcass.com）本文附录中的附图1。为排除可能的事前趋势效应，本文还在基准模型基础上控制省份一时间趋势进行平行趋势检验，结果见本文附录中的附图2。

^②限于篇幅，所有更换核心变量的稳健性检验结果见《中国农村经济》网站本文附录中的附表1。

因此，本文定义分组变量，即以各地级市增值税依赖度的中位数为标准，将中位数及以上的样本定义为实验组，分组变量赋值为1，将中位数以下的样本定义为控制组，分组变量赋值为0，重新构造分组变量和政策实施年份的交互项，以此作为核心解释变量。所得估计结果与基准估计结果基本一致，说明前述研究结论稳健^①。前文以空气污染情况衡量环境质量，本文将被解释变量替换为水污染情况，以地级市工业废水年排放量（百万吨）测度^②，所得估计结果与基准估计结果基本一致，说明增值税税率下调政策实施减少了地级市的水污染，与前述研究结论一致^③。

3.排除干扰性因素。自2018年1月1日起，《中华人民共和国环境保护税法》（以下简称《环保税法》）开始施行，中国开始征收环境保护税。2018年各省份环境保护税的征收标准存在差异，部分省份选择在原排污费收费标准基础上提高应税污染物的征税标准，而部分省份基于“税负不变”原则保持应税污染物的征税标准与原排污费收费标准一致。这恰好为本文构造政策实施虚拟变量提供了条件。本节参考金友良等（2020）的研究，构造是否提高环境保护税征税标准（提高标准的地区=1，未提高标准的地区=0）与《环保税法》实施年份（年份为2018及之后=1，年份为2018年以前=0）的交互项，并纳入基准模型，以排除开征环境保护税政策实施的干扰。估计结果与基准估计结果基本一致，说明前述研究结论稳健^④。此外，空气质量改善具有一定的时间平滑性，为了尽可能缓解空气质量的时间变动趋势对模型估计结果的影响，本文在基准模型中加入滞后一期的被解释变量，重新回归的估计结果与基准估计结果基本一致，说明前述研究结论稳健^⑤。

4.安慰剂检验。为了排除非观测因素的影响，本文参照Cai et al. (2016) 的思路构造反事实，随机抽取一半地级市作为伪实验组，其余地级市作为伪控制组，构造分组变量，并基于该变量与政策实施年份虚拟变量构建交互项作为核心解释变量，进行安慰剂检验。本文将此过程重复2000次，获得2000个核心解释变量的虚拟估计系数，并将其与以增值税依赖度中位数为标准划分实验组和控制组所得的核心解释变量的真实估计系数比较。安慰剂检验结果显示，非观测因素并未对研究结论产生显著影响^⑥。

（三）作用机制检验

1.增值税税率下调政策实施对地方政府增值税收入的影响。减税政策实施对环境质量产生影响的前提是增值税税率下调政策实施导致地方政府增值税收入下降，给地方政府造成较大的财政压力。因此，本文检验增值税税率下调政策实施对地方政府增值税收入预决算差距的影响。其中，增值税收入预决算差距等于增值税收入决算数减去增值税收入预算数。表3方程1的估计结果显示，增值税税率下调政策实施显著拉大了地方政府增值税收入预决算差距。平均而言，地级市增值税依赖度每增加1个标准差，增值税收入决算数比预算数减少6.980亿元（7.137×0.978）。

^①以2017年增值税依赖度平均值为标准划分实验组和控制组的实证结果也十分稳健，结果见《中国农村经济》网站本文附录中的附表2。

^②资料来源：中国经济数据库（CEIC），<https://insights.ceicdata.com.cn/login>。

^③限于篇幅，排除干扰性因素的稳健性检验结果见《中国农村经济》网站本文附录中的附表3。

^④限于篇幅，安慰剂检验结果见《中国农村经济》网站本文附录中的附图3。

2. 增值税税率下调政策实施对地方政府环保收支行为的影响。首先是税收收入效应。为了检验增值税税率下调政策实施的税收收入效应，本文估计增值税税率下调政策实施对新注册重污染企业占比的影响。表3方程2的估计结果显示，核心解释变量对新注册重污染企业占比没有显著影响，说明增值税税率下调政策实施并未导致地方政府为获得税收收入而降低环境准入门槛^①。可能的解释是：领导干部考核体系的结构性调整强化了地方政府的环境治理约束，导致地方政府难以降低环境准入门槛。因此，增值税税率下调政策实施的税收收入效应没有得到验证。

其次是非税收入效应。为了检验增值税税率下调政策实施的非税收入效应，本文估计增值税税率下调政策实施对地方政府生态环境执法强度的影响。表3方程3和方程4的估计结果表明，核心解释变量至少在5%的统计水平上显著，说明地方政府为了弥补增值税税率下调政策实施带来的收入“损失”，会通过强化生态环境执法来增加非税收入。增值税税率下调政策实施导致地方政府环保处罚数量显著增加，环保处罚力度显著增强^②。因此，增值税税率下调政策实施的非税收入效应得到验证。为了进一步验证增值税税率下调政策实施的非税收入效应的稳健性，本文还检验了增值税税率下调政策实施对地区人均罚没收入的影响^③。表3方程5的估计结果显示，增值税税率下调政策实施显著提高了地级市的人均罚没收入。这一估计结果进一步证实了增值税税率下调政策实施存在非税收入效应。

最后是支出效应。为了检验增值税税率下调政策实施的支出效应，本文估计增值税税率下调政策实施对地方政府环保支出占比的影响。表3方程6的估计结果显示，核心解释变量在统计上不显著，说明增值税税率下调政策实施的支出效应不显著。可能的解释是：环境治理在领导干部考核体系中的地位逐年提高，成为决定地方政府领导干部晋升的重要因素，这提高了环保支出的刚性，导致地方政府很难通过削减环保支出缓解财政收支压力。此外，地方政府在年初就制定了各部门的财政支出计划，相比于增加非税收入、发行地方债务等手段，削减环保支出的沟通成本和难度可能更高。因此，削减环保支出并不是短期内地方政府缓解财政压力的主要手段。

综上所述，面对增值税税率下调政策实施导致的财政收支压力，比起降低环境准入门槛以吸引企业入驻的“开源”策略和削减环保支出的“节流”策略，地方政府更可能选择通过强化生态环境执法来增加非税收入的“增收”策略，以此实现缓解财政压力和减轻环境污染的“双赢”效果。这最终引

^①微观层面的经验证据也支持这一结论。本文参考刘金科和肖翊阳（2022）的研究，基于上市公司微观数据，构造增值税依赖度×政策实施年份×是否为重污染企业的虚拟变量，并将其纳入基准模型，运用三重差分模型进行估计，分析增值税税率下调政策实施能否使地级市重污染企业的投资增加。估计结果显示，增值税税率下调政策实施并未显著提高重污染企业的投资，估计结果见《中国农村经济》网站本文附录中的附表4。

^②对于表3方程4，除二氧化硫浓度外，本文还以细颗粒物浓度、一氧化碳浓度作为分母，构建环保处罚力度指标进行检验，结果见《中国农村经济》网站本文附录中的附表5。此外，本文还采用残差方式度量环保处罚力度。具体而言，本文分别以环保处罚数量变量对细颗粒物浓度、二氧化硫浓度和一氧化碳浓度变量进行回归，用回归得到的残差值度量环保处罚力度，所得估计结果见《中国农村经济》网站本文附录中的附表6。

^③人均罚没收入=罚没收入/年末总人口。罚没收入以地方政府财政决算报表中的罚没收入决算数度量。

致增值税税率下调政策实施产生了未预期的环保效应。

表3 增值税税率下调政策实施对地级市环境质量影响的作用机制检验结果

| 变量 | 增值税 预算差距 | 新注册重污染 企业占比 | 环保处罚数量 | 环保处罚力度 | 人均罚没收入 | 环保支出占比 |
|-------------------|----------------------|------------------|--------------------|---------------------|-------------------|------------------|
| | 方程1 | 方程2 | 方程3 | 方程4 | 方程5 | 方程6 |
| 增值税依赖度× 政策实施年份 | -0.978*** (0.326) | 0.020 (0.048) | 2.761** (1.098) | 0.400*** (0.129) | 2.404* (1.320) | 0.024 (0.023) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年份固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 地级市固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 980 | 1304 | 1316 | 1316 | 899 | 1045 |
| R ² 值 | 0.387 | 0.872 | 0.648 | 0.640 | 0.658 | 0.455 |

注：①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；②括号内为聚类到地级市层面的标准误；③控制变量同表2。

五、进一步分析：不同目标约束下地方政府环保收支行为差异

2013年中国共产党中央委员会组织部对地方领导干部考核体系进行重大调整，降低经济增长指标权重，提高环境保护指标权重（张军等，2020），导致地方政府领导干部的执政思路发生重要转变。本部分分别从经济增长目标约束视角和环境保护目标约束视角，对比不同目标约束下增值税税率下调政策实施对环境质量影响的异质性。

（一）经济增长目标约束视角

在经济高速增长阶段，经济增长速度指标通常是上级政府考察下级政府政绩的核心指标。为了实现短期经济高速增长，地方政府通常会在地方政府工作报告中设置本年度经济增长目标。为了确保经济增长目标能够实现，部分地方政府会用“之上”“确保”“力争”等带有强约束特征的修饰用语对经济增长目标加以修饰（余泳泽和潘妍，2019）。这种方式极大地增加了地方政府的经济增长压力。面对增值税税率下调政策实施导致的财政收支压力，经济增长压力大的地方政府与增长压力小的地方政府可能会存在不同的环保收支行为，进而对环境质量产生差异化影响。因此，本部分检验不同经济增长目标约束下增值税税率下调政策实施对环境质量影响的异质性。本文将样本分为硬约束组和软约束组，分别进行回归。若地级市政府工作报告中关于经济增长目标的表述包含“之上”“确保”“力争”等带有强约束特征的修饰用语，则该地级市属于硬约束组；否则，该地级市属于软约束组。分组估计结果如表4所示，软约束组中的核心解释变量的估计系数无论在统计意义上还是在经济意义上均显著大于硬约束组中的核心解释变量。这说明，增值税税率下调政策实施对软约束组地级市的环境质量存在更显著的影响。可能的解释是：地方政府在面对差异化的经济增长压力时会相机采取不同的环保收支行为。地方政府若在年初制定了带有强约束性质的经济增长目标，那么将更加重视经济增长。在面对减税政策冲击时，这些地方政府强化生态环境执法的动机将减弱，这会导致减税政策实施的环

保效应大打折扣。若地方政府年初制定了带有软约束性质的经济增长目标，那么，地方政府倾向于通过强化生态环境执法来实现“增收”，此时减税政策实施的环保效应较为显著。

表4 经济增长目标约束下增值税税率下调政策实施对地级市环境质量影响的异质性检验结果

| 变量 | 细颗粒物浓度 | | 二氧化硫浓度 | | 一氧化碳浓度 | |
|------------------|-----------|---------|-----------|----------|-----------|---------|
| | 软约束组 | 硬约束组 | 软约束组 | 硬约束组 | 软约束组 | 硬约束组 |
| | 方程1 | 方程2 | 方程3 | 方程4 | 方程5 | 方程6 |
| 增值税依赖度×政策 | -0.164*** | -0.055 | -0.347*** | -0.287** | -0.006*** | -0.004 |
| 实施年份 | (0.057) | (0.126) | (0.077) | (0.136) | (0.002) | (0.004) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年份固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 地级市固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 1037 | 164 | 1037 | 164 | 1037 | 164 |
| R ² 值 | 0.922 | 0.962 | 0.836 | 0.901 | 0.846 | 0.892 |
| 组间差异检验p值 | 0.000*** | | 0.029** | | 0.002*** | |

注：①***和**分别表示1%和5%的显著性水平；②括号内为聚类到地级市层面的标准误；③核心解释变量系数的组间差异检验的p值采用费舍尔组合检验（抽样1000次）计算得到；④控制变量同表2。

本文进一步分硬约束组和软约束组检验增值税税率下调政策实施对地方政府环保收支行为的影响。表5的估计结果显示：软约束组中的核心解释变量均显著，且系数均为正，而硬约束组中的核心解释变量并不显著，说明增值税税率下调政策实施对软约束组地级市的生态环境执法强度存在显著的影响，而对硬约束组的影响不显著。以“软约束”方式设置经济增长目标的地方政府倾向于通过强化生态环境执法来实现“增收”。此外，无论经济增长目标约束是强还是弱，地方政府都不会采取降低环境准入门槛的“开源”策略和削减环保支出的“节流”策略来缓解财政压力^①。

表5 经济增长目标约束下增值税税率下调政策实施对地级市环境质量影响的非税收入效应机制异质性检验结果

| 变量 | 环保处罚数量 | | 环保处罚力度 | | 人均罚没收入 | |
|------------------|---------|---------|----------|---------|---------|---------|
| | 软约束组 | 硬约束组 | 软约束组 | 硬约束组 | 软约束组 | 硬约束组 |
| | 方程1 | 方程2 | 方程3 | 方程4 | 方程5 | 方程6 |
| 增值税依赖度×政策 | 3.048** | 0.129 | 0.405*** | 0.321 | 3.011* | -1.789 |
| 实施年份 | (1.280) | (0.853) | (0.132) | (0.279) | (1.803) | (1.809) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年份固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 地级市固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 1037 | 164 | 1037 | 164 | 706 | 100 |
| R ² 值 | 0.676 | 0.886 | 0.705 | 0.905 | 0.660 | 0.775 |

^①限于篇幅，表5仅列出非税收入效应机制检验结果，不同经济增长目标约束下税收收入效应机制与支出效应机制检验结果见《中国农村经济》网站本文附录中的附表7。

表5 (续)

| | | | |
|------------|----------|--------|----------|
| 组间差异检验 p 值 | 0.000*** | 0.056* | 0.001*** |
|------------|----------|--------|----------|

注：①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；②括号内为聚类到地级市层面的标准误；③核心解释变量系数的组间差异检验的p值采用费舍尔组合检验（抽样1000次）计算得到；④控制变量同表2。

(二) 环境保护目标约束视角

在新发展阶段，随着中国政府越来越重视环境治理，环境保护逐渐成为上级政府考核下级政府政绩的重要方面。地方政府在年初制定的政府工作报告中会对当年环境治理工作进行规划，并且全年环境治理工作会围绕政府工作报告提出的要求展开。参考Chen et al. (2018)、陈诗一和陈登科(2018)的研究，本文以环保词汇出现频率（政府工作报告中每万字环保词汇出现的次数）度量地方政府环境保护目标约束情况^①。其背后的经济学直觉为：政府工作报告是指导政府工作的纲领性文件，地级市政府工作报告提及环保词汇的频率越高，该地级市越重视环境治理工作。

本文以各地级市政府工作报告中环保词汇出现频率的中位数为标准，将样本分为强目标组和弱目标组，环保词汇出现频率高于中位数的地级市属于强目标组，环保词汇出现频率不高于中位数的地级市属于弱目标组。分组估计结果如表6所示，增值税税率下调政策实施的环保效应在弱目标组和强目标组并未如预期般存在显著差异。其原因可能是该回归未考虑各地级市的经济增长目标设定情况。若地方政府同时制定了较高的环境治理目标和经济增长目标，那么，环境治理目标与经济增长目标可能存在冲突，环境治理目标对地方政府的约束力将可能减弱。下文将验证这一原因是否存在。

表6 环境保护目标约束下增值税税率下调政策实施对地级市环境质量影响的异质性检验结果

| 变量 | 细颗粒物浓度 | | 二氧化硫浓度 | | 一氧化碳浓度 | |
|------------------|---------------------|--------------------|----------------------|----------------------|---------------------|--------------------|
| | 弱目标组 | 强目标组 | 弱目标组 | 强目标组 | 弱目标组 | 强目标组 |
| | 方程1 | 方程2 | 方程3 | 方程4 | 方程5 | 方程6 |
| 增值税依赖度×政策 | -0.181** (0.074) | -0.134* (0.072) | -0.251*** (0.071) | -0.364*** (0.120) | -0.005** (0.002) | -0.005* (0.003) |
| 实施年份 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年份固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 地级市固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 619 | 610 | 619 | 610 | 619 | 610 |
| R ² 值 | 0.927 | 0.930 | 0.881 | 0.844 | 0.852 | 0.860 |
| 组间差异检验 p 值 | 0.230 | | 0.039** | | 0.480 | |

注：①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；②括号内为聚类到地级市层面的标准误；③核心解释变量系数的组间差异检验的p值采用费舍尔组合检验（抽样1000次）计算得到；④控制变量同表2。

^①本文选择的与环境保护相关的词汇包括环境、能耗、污染、减排、环保、雾霾、生态、低碳、碳排放、二氧化硫、化学需氧量、固体废物、温室气体、PM_{2.5}、PM₁₀、节能和绿水青山等。

为了检验上述观点，本文根据经济增长目标约束分组方式和环境保护目标约束分组方式，将样本分为四组（分别是硬经济增长目标约束和弱环境保护目标约束组、硬经济增长目标约束和强环境保护目标约束组、软经济增长目标约束和弱环境保护目标约束组、软经济增长目标约束和强环境保护目标约束组），进行分组回归。估计结果如图 2 所示：增值税税率下调政策实施对软经济增长目标约束和强环境保护目标约束组的地级市环境质量的影响最大，且只有当地方政府设置软经济增长目标时，环境保护目标对地方政府的约束方能凸显，增值税税率下调政策实施才能对地方政府环保行为和环境治理产生显著影响。以上结果也印证了前文猜测。

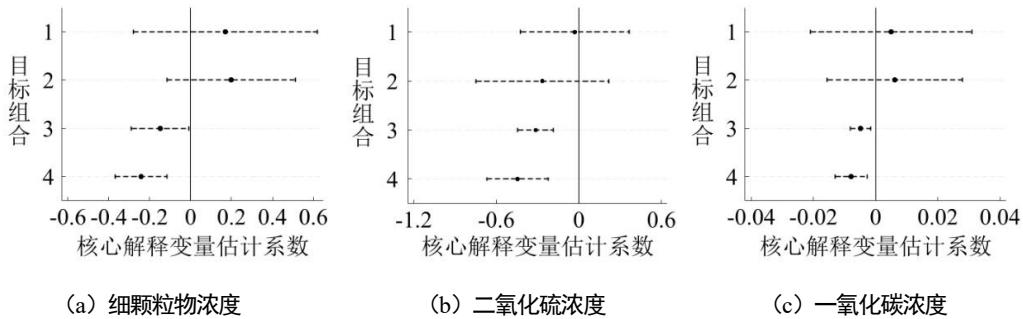


图 2 增值税税率下调政策实施对不同分组地级市环境质量影响的估计结果

注：①目标组合 1 为硬经济增长目标约束和弱环境保护目标约束组，目标组合 2 为硬经济增长目标约束和强环境保护目标约束组，目标组合 3 为软经济增长目标约束和弱环境保护目标约束组，目标组合 4 为软经济增长目标约束和强环境保护目标约束组；②实心圆点代表核心解释变量的系数估计值，虚线代表 90% 的置信区间，垂直直线代表 0 值参考线。

本文还对比不同环境保护目标约束下增值税税率下调政策实施对地方政府环保收支行为影响的异质性。估计结果如表 7 所示：无论是在强目标组还是在弱目标组，增值税税率下调政策实施都强化了地方政府的生态环境执法强度，且强目标组增值税税率下调政策实施对环保处罚力度的边际影响要显著高于弱目标组。此外，无论是在强目标组还是在弱目标组，增值税税率下调政策实施都不会导致新注册重污染企业占比提升和环保支出占比下降^①。因此，设置强环境保护目标的地方政府更加倾向于通过提高生态环境执法强度来实现缓解财政压力和减轻环境污染的“双赢”结果。

表 7 环境保护目标约束下增值税税率下调政策实施对地级市环境质量影响的非税收入效应机制异质性检验结果

| 变量 | 环保处罚数量 | | 环保处罚力度 | | 人均罚没收入 | |
|-------------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|
| | 弱目标组 方程 1 | 强目标组 方程 2 | 弱目标组 方程 3 | 强目标组 方程 4 | 弱目标组 方程 5 | 强目标组 方程 6 |
| | | | | | | |
| 增值税依赖度×政策 实施年份 | 2.496* | 3.564* | 0.254** | 0.579** | 4.871 | 1.090 |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年份固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |

^①限于篇幅，表 7 仅列出非税收入效应机制检验结果，不同环境保护目标约束下税收收入效应机制与支出效应机制检验结果见《中国农村经济》网站本文附录中的附表 8。

表 7 (续)

| 地级市固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
|------------------|-------|-------|---------|-------|-------|
| 观测值 | 619 | 610 | 619 | 610 | 391 |
| R ² 值 | 0.719 | 0.712 | 0.713 | 0.671 | 0.644 |
| 组间差异检验 p 值 | 0.222 | | 0.019** | | 0.103 |

注：①**和*分别表示 5% 和 10% 的显著性水平；②括号内为聚类到地级市层面的标准误；③核心解释变量系数的组间差异检验的 p 值采用费舍尔组合检验（抽样 1000 次）计算得到；④控制变量同表 2。

在领导干部政绩考核中降低经济增长指标权重、增加环境保护指标权重有利于促使地方采取更加环境友好的环保收支行为。领导干部考核体系的结构性调整是地方政府面临减税政策冲击时采取强化生态环境执法的“增收”策略来实现缓解财政压力和减轻环境污染“双赢”结果的重要原因。

六、结论与启示

近年来，为应对经济下行等多重压力，中国政府采取了一系列减税政策。减税政策的实施有效提振了中国经济，但也给地方政府带来不容忽视的财政压力。在此情境下，如何在政府治理中科学合理地平衡财政收支成为新发展阶段下地方财政的重要议题。基于 2015—2020 年地级市层面面板数据，本文从地方政府环保收支行为视角切入，根据 2017 年开始实施的增值税税率下调政策构造“准自然实验”，深入探究增值税税率下调政策实施对地方环境治理的影响。研究发现：首先，增值税税率下调政策实施带来意料之外的环保效应。增值税税率下调政策实施有效降低了细颗粒物浓度、二氧化硫浓度和一氧化碳浓度。其次，机制分析表明，增值税税率下调政策主要通过非税收入效应机制影响地方环境治理，税收收入效应和支出效应机制并不显著。增值税税率下调政策实施导致地方政府为维持财政收支平衡而选择通过强化生态环境执法来获得非税收入，拓宽财源，缓解短期财政压力，而通过降低环境准入门槛来提升税收收入和削减环保支出不再是地方政府缓解财政压力的主要途径。地方政府强化生态环境执法的初衷是获得非税收入、弥补增值税税率下调政策实施所导致的财政收支缺口，但还起到了规范地方生态环境执法的作用，有利于减轻环境污染。最后，进一步分析表明，设置软经济增长目标与强环境保护目标的地方政府在面对减税政策冲击时更有可能通过强化生态环境执法来实现缓解财政压力和减轻环境污染的“双赢”结果。这表明，进入经济高质量增长阶段后，领导干部考核体系中经济增长指标权重下降和环境保护指标权重提升是影响地方政府环保收支行为的重要原因。

基于上述结论，本文提出两点政策启示。

第一，健全生态环境治理体系，统一生态环境领域行政处罚裁量基准。未来需要规范生态环境执法行政处罚裁量基准，健全生态环境治理制度。一方面，积极推进环境保护法律制度的建设和完善工作，并在此基础上督促各地区制定生态环境领域行政处罚裁量基准，严格规范各地区行政部门的生态环境执法行为，推进执法公平；另一方面，需要完善地方政府生态环境执法监督制度，强化生态环境执法行为的信息公开，提高生态环境执法行为的透明度。

第二，完善财税体制，防范大规模减税降费政策实施诱发的地方财政的结构性风险。未来在实施减税政策的同时，应考虑从“开源”“节流”两个角度完善财政制度，以减轻地方政府财政压力，化解地方政府潜在的财政风险。其中，就“开源”而言，需要推进地方主体税种建设，鼓励地方政府通过大数据等信息技术手段提升税收征管能力，做到“应减尽减、应征尽征”，以提升税负公平性和税收收入稳定性，保障税收收入在财政收入中的主体地位和各级财政的平稳运行。同时，在短期内，可以考虑增加对受减税政策影响较大的地方政府的临时性转移支付，有利于解决短期内减税政策实施所导致的区域间财力不平衡问题。就“节流”而言，要建立权责清晰、财力协调、区域均衡的中央和地方财政关系，健全省以下财政体制，推进地方政府从“全能型政府”向“服务型政府”转变，以减轻地方政府过重的事权负担。地方政府应当严格落实“过紧日子”的要求，强化预算约束，严肃财政纪律，提高财政资金使用效率。

参考文献

- 1.曹春方、涂漫漫、夏常源，2022：《房地产限购与企业负担——来自企业税负和罚款支出的证据》，《财经研究》第11期，第64-78页。
- 2.陈诗一、陈登科，2018：《雾霾污染、政府治理与经济高质量发展》，《经济研究》第2期，第20-34页。
- 3.范子英、赵仁杰，2019：《法治强化能够促进污染治理吗？——来自环保法庭设立的证据》，《经济研究》第3期，第21-37页。
- 4.金友良、谷钧仁、曾辉祥，2020：《“环保费改税”会影响企业绩效吗？》，《会计研究》第5期，第117-133页。
- 5.李青原、肖泽华，2020：《异质性环境规制工具与企业绿色创新激励——来自上市企业绿色专利的证据》，《经济研究》第9期，第192-208页。
- 6.李胜兰、初善冰、申晨，2014：《地方政府竞争、环境规制与区域生态效率》，《世界经济》第4期，第88-110页。
- 7.李香菊、赵娜，2017：《税收竞争如何影响环境污染——基于污染物外溢性属性的分析》，《财贸经济》第11期，第131-146页。
- 8.李子豪、白婷婷，2021：《政府环保支出、绿色技术创新与雾霾污染》，《科研管理》第2期，第52-63页。
- 9.刘金科、肖翊阳，2022：《中国环境保护税与绿色创新：杠杆效应还是挤出效应？》，《经济研究》第1期，第72-88页。
- 10.吕炜、王伟同，2021：《中国的包容性财政体制——基于非规范性收入的考察》，《中国社会科学》第3期，第46-64页。
- 11.吕越、张昊天、薛进军、赵旭杰，2023：《税收激励会促进企业污染减排吗——来自增值税转型改革的经验证据》，《中国工业经济》第2期，第112-130页。
- 12.彭飞、许文立、吕鹏、吴华清，2020：《未预期的非税负担冲击：基于“营改增”的研究》，《经济研究》第11期，第67-83页。
- 13.申广军、陈斌开、杨汝岱，2016：《减税能否提振中国经济？——基于中国增值税改革的实证研究》，《经济研究》第11期，第70-82页。

- 14.沈坤荣、金刚、方娴, 2017: 《环境规制引起了污染就近转移吗?》, 《经济研究》第5期, 第44-59页。
- 15.王会、姜雪梅、陈建成、宋维明, 2017: 《“绿水青山”与“金山银山”关系的经济理论解析》, 《中国农村经济》第4期, 第2-12页。
- 16.吴卫星, 2021: 《我国环保立法行政罚款制度之发展与反思——以新〈固体废物污染环境防治法〉为例的分析》, 《法学评论》第3期, 第163-172页。
- 17.席鹏辉、梁若冰、谢贞发, 2017: 《税收分成调整、财政压力与工业污染》, 《世界经济》第10期, 第170-192页。
- 18.余泳泽、潘妍, 2019: 《中国经济高速增长与服务业结构升级滞后并存之谜——基于地方经济增长目标约束视角的解释》, 《经济研究》第3期, 第150-165页。
- 19.张华, 2016: 《地区间环境规制的策略互动研究——对环境规制非完全执行普遍性的解释》, 《中国工业经济》第7期, 第74-90页。
- 20.张军、樊海潮、许志伟、周龙飞, 2020: 《GDP增速的结构性下调: 官员考核机制的视角》, 《经济研究》第5期, 第31-48页。
- 21.张克中、王娟、崔小勇, 2011: 《财政分权与环境污染: 碳排放的视角》, 《中国工业经济》第10期, 第65-75页。
- 22.张牧扬、潘妍、范莹莹, 2022: 《减税政策与地方政府债务——来自增值税税率下调的证据》, 《经济研究》第3期, 第118-135页。
- 23.Bostan, I., M. Onofrei, E. D. Dascălu, B. Fărăescu, and C. Toderascu, 2016, “Impact of Sustainable Environmental Expenditures Policy on Air Pollution Reduction, During European Integration Framework”, *Amfiteatru Economic Journal*, 18(42): 286-302.
- 24.Cai, X. Q., Y. Lu, M. Q. Wu, and L. H. Yu, 2016, “Does Environmental Regulation Drive Away Inbound Foreign Direct Investment? Evidence from a Quasi-Natural Experiment in China”, *Journal of Development Economics*, Vol. 123: 73-85.
- 25.Chen, Z., M. E. Kahn, Y. Liu, and Z. Wang, 2018, “The Consequences of Spatially Differentiated Water Pollution Regulation in China”, *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol. 88: 468-485.
- 26.Dean, J. M., M. E. Lovely, and H. Wang, 2009, “Are Foreign Investors Attracted to Weak Environmental Regulations? Evaluating the Evidence from China”, *Journal of Development Economics*, 90(1): 1-13.
- 27.Guo, S. F., L. D. Wen, Y. R. Wu, X. H. Yue, and G. L. Fan, 2020, “Fiscal Decentralization and Local Environmental Pollution in China”, *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 17(22), 8861.
- 28.Hercowitz, Z., and M. Strawczynski, 2004, “Cyclical Ratcheting in Government Spending: Evidence from the OECD”, *Review of Economics and Statistics*, 86(1): 353-361.
- 29.Hoseini, M., and O. Briand, 2020, “Production Efficiency and Self-Enforcement in Value-Added Tax: Evidence from State-Level Reform in India”, *Journal of Development Economics*, Vol. 144, 102462.
- 30.Liu, Y. Z., and J. Mao, 2019, “How Do Tax Incentives Affect Investment and Productivity? Firm-Level Evidence from China”, *American Economic Journal: Economic Policy*, 11(3): 261-291.
- 31.Peng, F., L. C. Peng, J. Mao, and P. Lu, 2021, “The Short-Run Effect of a Local Fiscal Squeeze on Pollution Abatement Expenditures: Evidence from China’s VAT Pilot Program”, *Environmental and Resource Economics*, 78(3): 453-485.

- 32.Qi, Y., J. Zhang, and J. Chen,2023, “Tax Incentives, Environmental Regulation and Firms’ Emission Reduction Strategies: Evidence from China”, *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol. 117, 102750.
- 33.Sommer, K., and P. Sullivan, 2018, “Implications of US Tax Policy for House Prices, Rents, and Homeownership”, *American Economic Review*, 108(2): 241-274.
- 34.Yao, Y., and M. Y. Zhang, 2015, “Subnational Leaders and Economic Growth Evidence from Chinese Cities”, *Journal of Economic Growth*, 20(4): 405-436.
- 35.Zidar, O., 2019, “Tax Cuts for Whom? Heterogeneous Effects of Income Tax Changes on Growth and Employment”, *Journal of Political Economy*, 127(3): 1437-1472.

(作者单位: ¹南京农业大学金融学院;

²上海财经大学中国公共财政研究院;

³湖南大学经济与贸易学院)

(责任编辑: 光 明)

The Unanticipated Environmental Effects of Tax Cuts: Evidence from China’s VAT Rate Cut Policy

PAN Yan ZHANG Muyang WANG Hui

Abstract: In the context of large-scale tax cut, how to strengthen ecological environment construction while preventing financial risks is the key to improving the local governance system and promoting high-quality economic growth in the new era. Based on the panel data at the prefecture-level from 2015 to 2020, this paper constructs a unified theoretical framework from the perspective of local environmental protection revenue and expenditure behavior, and deeply analyzes the impact of the implementation of the VAT rate cut policy on local environmental governance. The implementation of the VAT rate cut policy effectively reduces the concentration of fine particulate matter, sulfur dioxide, and carbon monoxide, bringing unexpected environmental effects. The mechanism analysis shows that the implementation of the VAT rate cut policy leads local governments to choose to obtain non-tax revenue by strengthening ecological and environmental law enforcement to alleviate short-term fiscal pressure. Meanwhile, this method has the effect of standardizing local ecological and environmental law enforcement, which is conducive to reducing environmental pollution. Further analysis shows that local governments with weak economic growth target constraints and strong environmental protection target constraints are more likely to achieve a “win-win” outcome of alleviating fiscal pressure and reducing environmental pollution by strengthening ecological and environmental law enforcement in the face of the impact of tax cut policy. The above conclusions not only provide a new explanation for the improvement of China’s environmental quality in the new era, but also provide implications for how China can coordinate tax reduction policies and environmental protection policies in the future.

Keywords: Value Added Tax; Tax Cut Policy; Environmental Expenditure and Revenue; Ecological and Environmental Law Enforcement; Environment Quality

中国政策性农业信贷担保制度溯源、 运行逻辑与演化前景*

孙同全^{1,2} 邓 哈² 田雅群¹

摘要: 政策性农业信贷担保是中国农业支持保护政策的市场化延伸,是财政与金融协同支农的重要政策工具,对解决农业农村现代化进程中融资难、融资贵问题具有重要意义。本文从制度演化的视角,以唯物辩证法的矛盾论为分析工具,分析了农业“三项补贴”政策和农村金融市场的内在矛盾,认为这些内在矛盾是农业“三项补贴”政策效应减弱和农村金融市场失灵乃至推动政策性农业信贷担保制度产生的根本原因。政策性农业信贷担保是财政支农政策和农村金融市场结合而成的市场化支农政策工具,政策性农业信贷担保制度运行既要提高财政资金使用效能,为借款方增信,为金融机构分险,也要实现自身可持续发展。这导致政策性农业信贷担保制度存在政策性目标与市场化运作、增信功能与“去担保化”难以协调的矛盾。这些矛盾将推动政策性农业信贷担保制度向运行方式进一步市场化、业务多元化和业务模式数字化方向演化。

关键词: 农业信贷担保 农业支持保护政策 财政金融协同

中图分类号: F832.43; F323 **文献标识码:** A

一、引言

政策性农业信贷担保(以下简称“农担”)是财政金融协同支农的重要政策工具。2004—2024年,中共中央、国务院发布的关于“三农”工作的“一号文件”中,有19个提及促进农担发展,可见农担对于农业农村经济发展的重要意义,以及中央对农担的重视程度。但是,农担发展经历了一个艰难曲折的过程,也并未一直有效地发挥政策作用。2015年以前,农担业务只在少数地区开展,对解决这些地区农业生产经营主体的融资难问题发挥了一定作用(肖宗富等,2007;李强,2010;中国融资担保协会,2015;纪漫云等,2016),但是也存在诸多发展难题。例如:担保机构规模小、数量少,不

*本文研究得到中国社会科学院农村发展研究所创新工程项目“农村金融服务体系建设及优化路径研究”(编号:2023N FSA02)和中国社会科学院学科建设“登峰战略”资助计划资助(编号:DF2023YS26)。感谢匿名评审专家的宝贵意见,当然,文责自负。

能满足农民的贷款担保需求（董晓林和吴昌景，2008）。同时，由于政策支持体系不完善，担保机构业务目标定位不清、专业担保能力不足，以及它们承担了绝大部分甚至全部信贷风险等原因，担保机构往往难以兼顾政策性目标和可持续发展目标，有的还偏离了支农定位，或因过高的代偿损失率而陷入停摆（冯林，2022）。在这种情况下，地方农担政策实践的效果十分有限。而且，彼时中国融资担保行业作为一个整体，其发展处于艰难之中，主要表现为担保放大倍数低、担保效果有限，主要原因在于融资担保行业杠杆高、收益低、风险高、机构规模较小和抗风险能力弱等方面，特别是2008年国际经济危机之后，中国经济增长速度放缓，受“三期叠加”^①因素影响，中小企业经营普遍困难，导致融资担保行业风险集中释放，恶性事件时有发生^②，许多融资担保机构无力应对不断累积的代偿责任，倒闭或陷于停摆（中国融资担保业协会，2015）。2015年及以后，中国政府陆续出台了一系列专门的农担政策，推动形成覆盖全国主要农业大县的农担服务体系，农担机构规模明显壮大，农担业务在全国范围内迅速发展，取得了明显的政策成效。但是，也逐渐出现农担业务发展受到财政奖补能力和市场“去担保化”制约等问题（孙同全等，2023）。

为什么在地方农担实践效果有限且全国融资担保行业发展困难重重之时，国家还要在全国范围内推广实施农担政策？为什么2015年以后全国农担政策实施的效果明显好于以往地方实践？为什么当前农担发展遇到了财政和市场制约的问题，以后将如何发展？

现有文献多是从静态研究的视角，将农担作为解决农村金融市场失灵的工具开展一系列研究，主要包括两个方面。

一是对农担作用机理与效果的研究。已有研究认为：农担通过分担风险，降低了银行的信息不对称风险，从而提升了银行放贷意愿（董晓林和吴昌景，2008；李万镝，2013；庞金波和狄丹阳，2017；吕静等，2020；谢玉梅和梁志丹，2021）；农担通过监督借款方的行为促进借款方履行贷款合约，而且担保基金额度越高，担保发挥的作用越强（朱乾宇和马九杰，2012），从而可以增加涉农贷款供给；农担还通过客户甄别功能向银行赋能和激活农村金融市场竞争，降低了农业贷款利率（冯林和刘阳，2023）；农担也通过信贷支持、产业引导和支持新型农业经营主体，促进了农业全要素生产率提升（周鸿卫和丁浩洋，2024）；同时，农担的杠杆作用提高了财政资金的使用效率（徐攀，2021）。

二是对农担机构运行效率和可持续发展能力的研究。研究表明：农担机构运行效率的影响因素包括内部的担保基金规模、员工能力、风控水平、运营成本，以及外部的经济发展、政策扶持、金融监管、农户认知水平等（朱乾宇和马九杰，2012）。农担机构运行效率与担保项目规模、综合融资成本和业务覆盖率具有负相关关系，与追偿率等具有正相关关系（孟光辉等，2022）。尽管农担机构具有

^① “三期叠加”是指中国经济从高速增长阶段转向高质量发展阶段的过渡期，主要包括三个时期：增长速度换挡期、结构调整阵痛期、前期刺激政策消化期。

^② 例如：2011年，河南省数百家担保公司从事非法集资，因资金链断裂，出现了集体“倒闭潮”；2012年，广东“华鼎事件”引发银行业集中抬高银担合作门槛；2014年，四川发生“汇通担保事件”，引发四川地区大范围代偿集中出现（中国融资担保业协会，2015）。

政策和行业优势，但它们面临内部治理不健全、农业信贷担保业务品种少、经营管理水平不高、运营成本高、专业人才缺乏、抗风险能力弱等问题（刘志荣，2016）。并且，由于缺乏资金长效投入机制、风险补偿的长效机制不健全、合作银行缺乏承担信贷风险的动力、利益相关者之间未建立有效联结机制等问题，农担机构盈利能力弱（刘志荣，2016；何姝，2020）。农担机构也面临政策性目标和可持续性目标冲突的问题，反映了农担业务高成本、高风险与低收益的矛盾（冯林和朱艳静，2021）。因此，各级政府应建立资金补充激励制度（徐攀，2021）。以上两个方面的研究都缺少对农担政策作为一种制度存在的关注。

目前仅有少量文献对农担制度进行了研究，可以归纳为三个方面：一是对农担制度出台背景的研究（冯林，2022；孙华臣等，2023）。二是对农担制度特点的研究。农担制度是财政与金融协同支农的手段，需要财政支持（鲍曙光和冯兴元，2022；袁锐和唐溧，2023；罗剑朝和胡杰，2023；黄君洁等，2023）。三是将各类政策性融资担保作为一个整体，研究其制度变迁和运作逻辑。有学者认为，小微企业及“三农”融资担保具有准公共物品属性，商业性融资担保服务供给不足，需要政策性融资担保予以弥补（杨松和张建，2018）。宏观政策背景、中观信贷资金供需状况、微观博弈各方激励约束匹配程度共同构成了不同阶段政策性融资担保机制生成的制度情境（许黎莉和陈东平，2022），而政策性融资担保机制中“政治精英俘获、反担保品优先”的投放逻辑，使其偏离了“扶持高成长性主体、弱化抵押担保”的政策初衷（许黎莉等，2023）。这三个方面的研究缺乏对农担制度演化过程和动力机制的动态分析，以及在此基础上对农担制度内在运行逻辑的深入探讨，对于准确理解和把握农担本质、功能定位、运行规律以及农担制度的演化前景缺乏解释力和预见性，因而无法有效回答前述一系列问题。

农担是农业支持保护政策与农村金融市场相结合的产物，应该从农业支持保护政策和农村金融市场中寻找农担制度的源头。鉴于此，本文将在既有研究文献的基础上，从制度演化的视角，以唯物辩证法的矛盾论为分析工具，从农业支持保护政策和农村金融市场两条线，回顾分析农担制度源头与生成的动力机制和过程，并进一步分析农担的运行逻辑和成效，探讨在矛盾推动下农担制度未来可能的演化方向，以期深化各界对农担制度的理解，推动农担制度的改进。

二、中国政策性农业信贷担保制度溯源

农担制度作为财政支农政策与农村金融市场结合而成的具有准公共品属性的制度，其形成和发展的基本动力来源于财政支农政策和农村金融市场各自的内在矛盾，并以党中央关于农业农村发展的政策为根本遵循。

（一）制度演化的基本逻辑

1. 内在矛盾是制度演进的基本动力。制度演进的根源或者基本动力来自制度的内在矛盾。毛泽东指出：“事物发展的根本原因，不是在事物的外部而是在事物的内部，在于事物内部的矛盾性。任何事物内部都有这种矛盾性，因此引起了事物的运动和发展。……唯物辩证法认为外因是变化的条件，内因是变化的根据，外因通过内因而起作用。……矛盾是普遍的、绝对的，存在于事物发展的一切过

程中，又贯穿于一切过程的始终。”^①制度演化也是如此，诺思（1994）认为，监察与实施合同等交易成本是导致政治、社会和经济制度变革的源泉。可见，矛盾必然产生摩擦，摩擦就是交易成本，而交易成本引致制度演化。这也意味着，制度演化或变迁的目的在于降低制度运行中的交易成本，以更高的效率实现制度目标。

公共政策作为一种正式制度，其内在矛盾有不同来源。其一，在政策包含多个目标的情况下，如果各目标之间存在冲突或不一致，那么，政策执行可能出现顾此失彼的情况，无法同时实现所有目标。其二，公共政策在制定和执行过程中涉及政策制定者、执行者、目标对象等多层次、多方面的利益相关者，但各方利益难以完全一致甚至存在冲突。政策制定者追求的是整体利益，政策执行者可能还会考虑局部利益乃至个人利益（贺东航和孔繁斌，2011）。在政策执行过程中，政策执行者可能会根据地方特定需求、个人考量和政策执行条件，对政策进行变通，例如变更原有政策的内容或执行政策的方式方法；当政策变通不违背政策的基本原则，且因监管成本过高而难以对政策执行情况进行监管时，政策制定者可能放任或鼓励政策执行者的变通行为，甚至主动调整政策（庄垂生，2000；贺东航和孔繁斌，2019）。

2.制度演化受元规则制约。尽管制度演化是由内在矛盾推动，但是这种变化是在元规则范围内的，遵循元规则的原则性规定展开。柯武刚和史漫飞（2000）认为，正式制度由多层级规则构成，最高层级的规则统领着其他规则；规则系统层级的一个关键功能就是支持规则系统演化；高层级规则保证规则系统的内在一致性，并控制着规则调整的秩序；最高层级的规则可称为元规则，为较低层级的规则提供了一个框架，规定可以进行什么样的变革，使制度变迁遵循可预期路径展开。

公共政策也存在不同层级，最高层级的政策可称为公共政策的元规则，对以下各层级政策起着统领和制约的作用。就中国政治体系而言，中国共产党总揽全局、协调各方，是领导政府和国家各项事业的核心力量，是公共政策的主要决策主体。许多公共政策最初是在党的报告或文件中提出的，反映党的社会、政治、经济和民生等各方面的理念（贺东航和孔繁斌，2011），是各级政府部门制定政策的元规则，为各级政府调整和创制政策规定了方向和界限。因此，中国新政策的产生必定以党中央的政策为根本依据，并且是在原有政策和实践基础上的调适和创新。

（二）农村金融市场失灵和对担保的内在需要

1.农村金融市场存在失灵问题。由于贷款方与借款方之间信息不对称问题，信贷市场上普遍存在信贷配给现象（斯蒂格利茨，2000）。农村信贷市场更是如此，因为金融机构面临着更严重的信息不对称问题。而且，由于农户生产经营规模小，其信贷需求额度小而分散，他们的信贷成本较高；同时，由于农业的弱质性，农业生产经营风险天然地高于其他行业，农村信贷风险较高。在这种情况下，农村又普遍缺乏金融机构认可的担保物，导致农村信贷缺乏风险转移或分散手段。所以，农村信贷业务较难同时做到风险可控、成本适度和规模扩大，农村金融市场呈现失灵状态。

^①参见毛泽东，2002：《矛盾论》，载于中共中央党校教务部（编）《毛泽东著作选编》，北京：中共中央党校出版社，第87-88页、第91页。

2. 担保是解决金融市场失灵问题的有效手段。担保是克服信息不对称、降低信贷风险和成本的有效机制，它可以作为解决金融市场失灵问题的工具。首先，担保可以抵消市场交易中信息不对称所带来的不确定性（Akerlof, 1970），帮助贷款方提高对预期收益的评估能力和对借款方资信状况的评价能力（Chan and Kanatas, 1985），促进合约达成。其次，因为贷款违约会导致借款方担保物损失，如果担保物的价值对于借款方大于贷款价值，担保物转让就会对借款方产生还款激励，成为促进贷款合约执行的机制（Barro, 1976）。再次，由于担保有助于降低贷款违约风险和风险管理成本，贷款方的贷款利率就有了降低的可能。所以，担保与贷款利率存在负相关关系，即贷款利率会随着借款方提供担保水平的提高而降低（Chan and Kanatas, 1985）。最后，如果贷款合约有第三方担保者，就有可能消除信贷配给，从而提高借款者的福利（Besanko and Thakor, 1987）。因此，要求借款方提供担保物或第三方担保就成为现代商业银行设计信贷契约的必备要件（梁鸿飞，2003）。

中国农村金融市场存在着严重的失灵问题。农村缺乏金融机构认可的有效抵押物且担保服务体系不健全，是农业经营主体贷款难的核心问题（朱向华，2002；何广文，2004；董晓林和吴昌景，2008；孙同全等，2017）。因此，建立农担制度是完善农村金融市场的内在要求。

（三）农业“三项补贴”政策效应减弱与担保的弥补作用

1. 农业“三项补贴”政策存在政策效应减弱问题。农业由于具有一定的公共品属性和明显的弱质性，需要国家以公共财政进行支持和保护（鲁可荣和朱启臻，2007）。自2002年起，中国先后实施了农作物良种补贴、种粮农民直接补贴和农资综合补贴等农业支持保护政策（以下简称“农业‘三项补贴’”），以期通过财政补贴，提高农业资金投入，降低农业生产经营成本，提高农业收入，来鼓励和支持农民种粮，提高地方政府对农业生产的重视程度，促进地区粮食生产，保障国家粮食安全。因此，农业“三项补贴”政策具有促进农业产业发展和农民增收的双重目标。

在实践中，农业“三项补贴”对增加农民收入发挥了一定作用，但对粮食生产与农资投入没有产生影响，变成了农民的收入补贴，一些农民不种粮或者不种地，也能得到补贴（黄季焜等，2011），而真正从事粮食生产的新型经营主体却很难得到除自己承包耕地之外的补贴支持（王锋，2017）。所以，这项政策对调动种粮积极性、促进粮食生产的作用大大降低。究其原因，主要在于两个方面：一是补贴实际发放操作方法导致目标失准。由于农户数量巨大，同时要求补贴发放在较短时间内完成，地方政府一般是以农村税费改革时确定的农户计税土地面积为依据发放补贴，很少考虑农户的粮食产量或实际粮食作物种植面积，绝大部分补贴发给了土地承包户，而不是实际耕作者（黄季焜等，2011；王锋，2017）。二是财政补贴对农民增收贡献不大。中国农民数量众多，人均耕地面积少，对于一般农户而言，补贴收入在其纯收入中的占比过低，未能激发其农业生产积极性^①（王锋，2017）。

可见，农业“三项补贴”政策的两个目标之间存在一定冲突。促进农业生产的目标强调效率，要求将补贴发放给真正从事农业生产的农户，并与农业产量挂钩，以激励农户增加农业生产投入，提高

^①例如，2002—2015年，农民人均补贴额在最高年份占农民人均纯收入的3.3%，平均只占农民人均纯收入的1.9%（王锋，2017）。

粮食产出。促进农民增收的目标强调社会公平，要求将补贴发放给全体种地农户，以普遍增加农民收入，不与生产挂钩。由于政策实施条件的限制，基层政府在执行政策的过程中进行了变通。因而，两个目标难以同时实现，导致政策效应减弱。

与此同时，按照世界贸易组织《农业协定》规则，收入补贴属于“绿箱”政策，而良种补贴和农业生产资料综合补贴属于“黄箱”政策。所以，补贴发放方法在事实上造成了以“黄箱”之名行“绿箱”之实，极大地浪费了本就有限的允许“黄箱”支持的空间（许庆等，2020）。所以，《关于调整完善农业三项补贴政策的指导意见》中指出：“继续增加现有补贴种类的总量，将使我国在世界贸易组织规则总体范围内的支持空间进一步缩小，不利于我国充分利用规则调动种粮农民积极性、进一步提高种粮农民收入水平。”^①

2. 担保为解决农业“三项补贴”政策效应减弱提供了替代性手段。为了增强农业“三项补贴”的指向性、精准性和实效性，加大对粮食适度规模经营的支持力度，提高农业“三项补贴”政策的效能，以及适应世界贸易组织《农业协议》对“黄箱”政策的约束，对农业“三项补贴”政策进行调整也就成为必然。

从国际国内农业支持保护政策的实践经验和效果看，只有当农业补贴与粮食产量挂钩，且补贴收入在农业生产收入中的比重提高至一定程度时，才有可能调动农业经营者的生产积极性，实现政策的效率目标。而农业补贴与粮食产量挂钩，就意味着农业补贴对规模化经营主体具有激励作用。因此，农业支持保护政策改进方向的重点是支持从事粮食适度规模经营的新型农业经营主体和粮食主产区的农业产业发展能力（黄季焜，2011；王锋，2017）。然而，实施对新型农业经营主体的财政补贴政策同样受到实施条件的约束，因为要准确落实补贴，需要掌握生产者的实际种植面积。但是，中国农业适度规模化经营的土地主要来自农户间流转，其流转合同是典型的“关系型契约”，具有不稳定性（罗必良和刘茜，2013）。所以，每年准确测量新型农业经营主体实际种植面积的交易成本过高，不具可操作性。因此，寻找可以便捷和精准筛选政策目标对象的政策机制或工具，成为迫切需要。而担保具有这样的功能。

首先，相比于一般农户，新型农业经营主体面临的融资困难更突出，主要原因在于他们的生产经营规模更大，生产性融资需求规模也更大，同时农业生产经营风险也更大，但又缺少有效抵押物或其他担保手段（黄祖辉和俞宁，2010；李琴英，2016；黄惠春等，2016），存在贷款额度不足、期限较短、利率普遍较高等问题（谢玲红等，2022）。因此，以专业的担保机制分散或转移金融机构贷款的风险，可以帮助新型农业经营主体缓解融资难问题。

其次，贷款是有代价的，一般情况下，只有有融资需求者才会寻求贷款。所以，信贷市场是一种自动筛选机制，能够将确有融资需要的生产经营者筛选出来。而担保是信贷交易增信的辅助手段，担保的使用以贷款申请为前提。因此，以财政资金建立担保机制，就可以为申请贷款但缺乏信用和担保

^①参见《财政部 农业部关于调整完善农业三项补贴政策的指导意见》，https://www.mof.gov.cn/gkml/caizhengwengao/wg2015/wg201507/201512/t20151221_1623607.htm。

能力的生产经营者提供增信服务，提高其信贷可得性。这样，供给导向的财政补贴机制就转变为以需求为导向的市场化增信机制，可以提高财政资金使用的针对性和有效性，从而提高政策效能。

最后，导致农村金融市场失灵的各种风险会传导至担保方，所以，商业性担保机构对农担市场鲜有涉足。在这种情况下，完全依靠市场力量难以解决农业融资的担保问题（王兆星，2015；杨松和张建，2018），由政府出资，建立政策性农业信贷担保机制，来解决农业发展中的融资难题，也就成为世界上许多国家的通常做法（姜亦华，2005）。而且，这种做法也符合世界贸易组织《农业协议》的“绿箱”政策。

可见，农担可以同时解决农业“三项补贴”政策效应减弱和农村金融市场失灵问题，在财政、金融和农业发展之间架起桥梁，有助于破解农业生产经营主体贷款难、贷款贵的难题，实现财政补贴高效率、金融发展可持续、农业产业上水平、农民最终得实惠的多赢目标（张桃林，2015）。

（四）农担制度的形成与发展

1.农担制度的形成。除了历年的中央“一号文件”提及促进农担发展，2008年党的十七届三中全会通过的《中共中央关于推进农村改革发展若干重大问题的决定》和2016年国务院印发的《推进普惠金融发展规划（2016—2020年）的通知》也对农担发展作出明确要求，鼓励探索建立多方参与、政府扶持、市场化运作的农村信贷担保机制，以解决小微企业、农民等普惠金融重点服务对象融资难的问题^①。中央政策不仅是地方农担实践的基本政策依据，也作为元规则，为全国性农担政策体系的形成提供了基本依据和指引。但是，全国性农担政策体系形成的更直接原因在于农业“三项补贴”政策效应减弱，需要寻找新的政策工具，以提高政策效能，实现政策目标。

鉴于担保可以成为农业“三项补贴”提高政策效能、实现政策目标的替代性政策工具，2015年财政部与原农业部联合印发了《关于调整完善农业三项补贴政策的指导意见》^②，提出创新财政支农资金使用方式，在全国范围内建立覆盖粮食主产区及主要农业大县的农担网络，通过农担为粮食适度规模经营主体贷款提供担保，进而解决新型经营主体融资难、融资贵问题。自此，中国农担发展进入新时期。同年，财政部、原农业部和原银监会联合印发了《关于财政支持建立农业信贷担保体系的指导意见》^③，提出了全国农担体系建设的指导思想、主要目标、基本原则、体系框架、财政支持措施、服务对象与业务定位、基本业务模式、考核机制等原则性要求；决定使用农业支持保护补贴中的部分资金，建立省级农担机构，并向市县延伸业务分支机构；同时，决定组建全国农业信贷担保联盟，为

^①参见《中共中央关于推进农村改革发展若干重大问题的决定》，https://www.gov.cn/jrzq/2008-10/19/content_1125094.htm；《国务院关于印发推进普惠金融发展规划（2016—2020年）的通知》，https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2016-01/15/content_10602.htm。

^②参见《财政部 农业部关于调整完善农业三项补贴政策的指导意见》，https://www.mof.gov.cn/gkml/caizhengwengao/wg/2015/wg201507/201512/20151221_1623607.htm。

^③参见《财政部 农业部 银监会关于印发〈关于财政支持建立农业信贷担保体系的指导意见〉的通知》，https://www.gov.cn/gongbao/content/2015/content_2978275.htm。

省级及省级以下农业信贷担保机构提供政策和业务指导、行为规范和风险救助、再担保、人员培训和信贷政策对接等服务。这为全国农担体系建设提供了依据和行动指南。

自2015年底开始，各省级农担机构陆续成立；2016年，国家农业信贷担保联盟有限责任公司（以下简称“国家农担公司”）成立；2017年底，覆盖全国主要产粮大县的“国家—省—县”三级农担服务体系初步形成。

2.农担制度不断完善。关于农担体系建设的文件出台后，农担制度不断完善。2017年，财政部、原农业部和原银监会印发了《关于做好全国农业信贷担保工作的通知》，对政策性定位、业务标准和监督考核指标等作出了较为具体的要求，并提出了控制业务范围和控制担保额度的“双控”标准：业务范围为粮食生产、畜牧水产养殖、菜果茶等农林优势特色产业，农资、农机、农技等农业社会化服务，农田基础设施，以及与农业生产直接相关的一二三产业融合发展项目，家庭休闲农业、观光农业等农村新业态；在担保额度上，单户在保余额控制在10万～200万元，对适合大规模农业机械化作业的地区可适当放宽限额，但最高不超过300万元^①。2020年，财政部、农业农村部、原银保监会与中国人民银行印发了《关于进一步做好全国农业信贷担保工作的通知》，对农担的政策性定位、运行机制等方面做了进一步的细化规定，推动农担更加聚焦政策目标，促进农业农村经济发展^②。

同时，农担制度获得了法治化保障。2021年，第十三届全国人民代表大会常务委员会第二十八次会议通过《中华人民共和国乡村振兴促进法》。该法第六十三条规定：“财政出资设立的农业信贷担保机构应当主要为从事农业生产和与农业生产直接相关的经营主体服务。”^③这从法律层面对农担体系的宗旨和任务作出规定，使农担发展进入了法治化轨道。

相关政策文件和法律规定是中国农担制度的基本支柱，突出了农担制度在政策性资金、市场化运作、专注农业、独立运营和财政支持等方面的基本特点和运营原则，为农担机构的运行提供了基本制度框架^④。

三、中国政策性农业信贷担保的运行逻辑

农担作为支农政策与农村金融市场结合而成的政策工具，其运行既要满足政策和市场的要求，又要满足本身的内在要求，只有这样，才有可能成功。2015年以后中国农担体系运行的成效证明了这一点。

（一）农担在支农政策体系中的定位与基本功能

1.政策定位。中国农业农村政策可以分为七类，分别是农业生产经营政策、农产品市场流通政策、

^①参见《三部门关于做好全国农业信贷担保工作的通知》，https://www.gov.cn/xinwen/2017-05/20/content_5195337.htm。

^②参见《关于进一步做好全国农业信贷担保工作的通知》，https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2020-04/15/content_5502609.htm。

^③参见《中华人民共和国乡村振兴促进法》，https://www.gov.cn/xinwen/2021-04/30/content_5604050.htm。

^④金融监管部门所制定的融资担保行业的规章制度也是农担业务必须遵守的业务规范，但与农担的特定政策目标无关，所以不是本文分析的重点。

农业支持保护政策、乡村产业发展政策、农村产权政策、乡村治理政策和城乡融合发展政策。其中，农业支持保护政策的基本目标是保障粮食和重要农产品有效供给、促进农民持续稳定增收、促进农业农村的全面进步和可持续发展，涉及的具体政策包括耕地保护、农业科技创新、农业基础设施建设、农业财政投入、农业补贴、农产品价格支持、农业信贷、农业保险、资源环境保护与建设等（赵鲲和张海阳，2023）。

政策性农业信贷是农业支持保护政策的重要内容，要解决的是农业生产经营主体贷款难、贷款贵的问题。政策性农业信贷主要采取两种方式：一是政策性贷款，如中国农业发展银行向重要农产品收储和运销企业，以及基础设施建设和运营主体发放的中长期优惠贷款；二是信贷担保，由政府出资，为农业生产经营主体向金融机构融资提供担保，间接解决农业生产经营主体的融资难题。农担政策正是中国农业农村政策体系中农业支持保护政策的一部分，是推动解决农业经营主体融资难题、激发其内生活力的重要手段，也是财政撬动金融资本、引导社会资本投向农业农村经济发展的重要纽带，以及构建服务乡村振兴战略多元化投入机制的重要举措。

2. 基本功能：杠杆放大。对于支农政策目标而言，农担最重要的作用之一是提高财政资金使用效率，撬动数倍于财政投入资金的金融资源用于农业，这就是农担的杠杆放大功能。根据2018年原银保监会等七部门联合发布的《关于印发〈融资担保公司监督管理条例〉四项配套制度的通知》，农户融资担保业务的在保余额放大倍数上限可以达到15倍^①。但是，由于农业经营的高风险、高成本等特征，以及农担机构经营能力和担保能力需要有一个不断提升的过程，所以，农担业务的放大倍数也经历了由低到高的过程。中国农担体系自2015年底开始构建至2021年底，短短的五六年时间内^②，在保余额放大倍数就达到4.99倍，该数值远高于2014年全国融资担保行业的2.3倍（中国融资担保业协会，2015；孙同全等，2023）。

（二）农担在金融服务体系中的定位与基本功能

1. 服务定位。农村金融属于普惠金融范畴。根据普惠金融理论，普惠金融体系包括三个层面：一是宏观层面，包括法律和政策体系，参与者主要是法律和政策制定者；二是中观层面，包括金融基础设施和便利金融服务的中介服务，参与者包括审计机构、评级机构、行业协会、征信机构、结算支付系统和技术服务提供者等；三是微观层面，包括各类金融服务交易活动，参与者主要是金融消费者和各类金融服务机构。可见，农担居于农村普惠金融服务体系的中观层面，是为借款方增信、为贷款方分险、促成信贷交易的中介服务机制。

2. 基本功能：风险分担。尽管担保方对债务有代偿责任，但是，这种责任不应是承担全部违约风险。原因主要在于，通过担保，借贷双方均能从中获益。贷款方得以发放贷款，赚取收益；而借款方得以融资，满足现金流需求。本着收益与风险对等的原则，借贷双方也应承担相应的风险；而且，如

^①参见《关于印发〈融资担保公司监督管理条例〉四项配套制度的通知》，https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2019-11/11/content_5450817.htm。

^②如果以1999年为中国融资担保行业发展的起始点，到2014年，中国融资担保行业已经发展了15年。

果借贷双方不承担任何风险，双方都可能发生道德风险，而将贷款风险全部转嫁给担保方。因此，在担保贷款合约中，担保方应与贷款方合理分担违约风险，由贷款方承担一般信贷交易中所面临的风险，避免因单方面承担过多风险而引发有失公平的现象，而借款方应向担保方提供合适的反担保。这也是国际上的通行做法（FAO, 2013）。

2015年之后，中国金融机构与农担机构普遍形成了分担风险的做法，金融机构承担的比例为10%~40%，农担机构承担60%~90%（孙同全等，2023），而且农担机构一般也要求借款方提供反担保。当然，这种反担保弱于金融机构的要求^①。各方合理分担风险，使农担机构避免了承担全部风险的被动局面。而2015年之前，在中国的中小企业信用担保和农担实践中，担保机构一般都承担全部违约风险，增加了金融机构和借款方的道德风险，形成制度性亏损（中国融资担保业协会，2015）。这种状况形成的原因，一方面是金融机构处于强势的卖方市场地位，另一方面是众多担保机构的恶性竞争。

（三）农担发挥功能的前提

1. 担保机构需要有充分的担保能力。担保机构需要承担的是借款方违约后的代偿责任，担保机构的资金实力决定了其代偿能力。因此，足够的资金实力和信用能力是金融机构接受担保机构的基本前提，也是担保机构增强风险承受能力和盈利能力的基本前提。2021年9月，中国33家省级农担机构的注册资本总额为648.13亿元，其中：注册资本超过2亿元的有32家，占97%；超过10亿元的有24家，占73%（孙同全等，2023）。然而，2013年，在中国融资担保行业协会159家会员机构中，注册资本为1亿元以下的占41%，2亿元以下的占84%，2亿元（含）以上的仅占16%，这是那个时期大量担保机构经营状况恶化的重要原因（中国融资担保业协会，2015）。

此外，33家省级农担机构都是国有独资或国有资本控股。国有资本不仅可以增强担保机构的资金实力，而且起到了政府“背书”的作用，提高了担保机构的信用水平，增强了金融机构与之合作的积极性，也使担保机构更能贯彻配合政府的经济社会政策和意图。

2. 担保有效发挥作用需要竞争性的农村金融市场。尽管担保具有增信和分险的功能，但是，担保机构能否发挥应有作用，还主要取决于金融机构是否有与担保机构合作的需要，以及双方合作的条件。如果金融机构可以直接发放信用贷款、抵押贷款或质押贷款，就不需要担保机构介入。如果金融机构在信贷市场中具有垄断地位，除非担保价值足以消除金融机构的放贷风险，否则，担保也不会被采用（Besanko and Thakor, 1987）；即便担保被采用，金融机构也可能要求担保机构承担全部信贷违约风险。而在竞争性信贷市场中，银行为开展业务而竞争，就需要增信机制、分险机制的帮助，为担保发挥作用提供了可能（Besanko and Thakor, 1987）。因此，充分竞争的金融市场是农担有效发挥作用的必要前提。

而中国竞争性农村金融市场的形成，实为中央政策推动的结果，即在元规则的指引和约束下形成的。中央关于国民经济和社会发展的战略规划和涉农政策都对金融支农提出了明确要求。根据中央政

^①在实践中，往往是由借款方的亲戚朋友提供信用保证，或者是借款方个人的信用担保。这种反担保只是增加借款方履约的心理压力，往往难以有效执行，可称为“软担保”或“弱担保”。这是农担代偿追偿难的重要原因。

策，金融主管部门制定了指导或鼓励金融支农的具体政策，以及与这些政策配套的财税、货币和监管政策等。2021年中国人民银行和原银保监会实施了《金融机构服务乡村振兴考核评估办法》^①，以可量化的评估指标体系和评估方法，对金融机构服务乡村振兴的工作成效进行评估，并将评估结果作为对金融机构实行激励和约束的依据。

在中央政策的高位指引和推动下，新型农村金融机构得以准入并快速发展，其他各类商业银行也纷纷进入农村金融市场，尤其是有些大型国有商业银行成立了专门的农村金融部或普惠金融事业部等部门，发展农村金融业务。这样，农村金融市场的竞争局面逐渐形成。面对农村金融市场的固有风险，通过与农担机构合作，提高竞争力和降低风险，成为金融机构的内在需要。可见，竞争性的农村金融市场为农担政策和农担体系得以发挥作用提供了基本前提，也为农担机构与金融机构合理分担风险、提高担保放大倍数和促进金融机构降低贷款利率创造了条件。2015年以前，担保机构不能与金融机构合理分担风险的一个根本性原因就是那时农村金融市场的竞争性严重不足，迫使担保机构承担了全部信贷风险（中国融资担保业协会，2015）。

3.农担有效发挥作用需要财政支持的激励与约束。为了实现政策目标，对于农担机构有两项基本要求：一是在规定的业务范围内、瞄准业务对象提供担保服务；二是降低业务对象的融资成本。因此，为了保证农担业务专注于农业农村经济发展，农担政策不仅确立了“双控”标准，而且要求农担业务对象实际负担的担保费率不超过0.8%，其中扶贫项目不超过0.5%。这样的收费标准远远低于商业性担保的一般收费水平3%，实践中有些农担机构在地方政府进一步补贴后，将某些重点扶持业务对象的担保费率降至0（孙同全等，2023）。所以，农担机构难以做到自负盈亏，需要财政资金对其业务费用和代偿损失进行奖补（以下统称“奖补”）。为此，中央财政和省级财政对农担业务实行了奖补政策，将奖补与“双控”标准等绩效指标挂钩。有研究发现，一些头部省级农担机构担保费收入的自负盈亏率为20%~48%，财政奖补依赖度约为17%~32%（孙同全等，2023）。此外，国家农担公司对省级农担机构发挥了再担保功能，分担省级农担机构的代偿损失。这也是中央财政对农担的投入。

而2015年以前，中国融资担保的各级财政担保风险补偿规模较小，中央财政扶持范围只有6个省份，受惠机构少，导致扶持效果较弱（中国融资担保业协会，2015）。而且，由于缺少再担保机制，担保机构的代偿损失难以得到补偿。可见，“双控”标准有效约束了农担机构的行为，为实现政策目标提供了基本保障。同时，与“双控”标准相配套的财政奖补措施也为农担机构的正常运营提供了经费保障。再担保机制也增强了农担机构的抗风险能力。

四、中国农业信贷担保制度的演化前景

尽管中国农担政策和农担机构的运行符合农担业务的基本规律和内在要求，取得了明显成效，但是，随着农担制度的运行，新的内在矛盾同时产生，成为农担制度进一步演化的内在动力，既为农担

^①参见《中国人民银行 中国银行保险监督管理委员会公告（2021）第7号》，https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2021-06/04/content_5615563.htm。

发展带来挑战，也将推动农担制度进一步演化。

（一）农担制度运行中的新矛盾

1.财政激励是农担机构发展的“双刃剑”。政策要求农担机构经营不以营利为目的，但也试图推动农担机构更加市场化运营。《关于财政支持建立农业信贷担保体系的指导意见》提出，“政策性农业信贷担保机构以可持续发展为运营目标”，实行市场化运作，承担市场经营的相应风险；要明确农业信贷担保机构的市场主体责任，对担保费补助和代偿补助实行上限控制^①。但是，在非营利经营方式下，农担机构的正常运营离不开财政奖补，它们难以成为一般意义上的市场主体。而且，随着农担机构业务规模扩大，必然需要更多的财政奖补，而财政奖补不可能持续同步增加。因而，农担机构服务能力和业务规模的边界就取决于财政补贴能力的边界。但是，农担机构作为独立的法人市场主体，也有其自身利益。其自身利益是农担机构员工利益的集中体现。农担机构员工的职业发展、生活改善甚至家庭幸福都要依靠农担机构的发展壮大。因此，农担机构本身有做大做强的内在需求。

可见，财政奖补作用具有双重性。一方面，财政奖补激励农担机构围绕政策目标开展业务，有利于农担政策目标实现，也可以保障农担机构正常运营；另一方面，奖补力度、稳定性和可持续性也成为农担体系持续稳定经营和农担机构扩大业务规模的重大约束，与农担机构发展壮大的内在需求存在冲突。

2.担保发展本身存在“去担保化”悖论。“去担保化”是指金融机构对原担保贷款客户直接发放贷款，不再需要农担机构担保，亦可称为客户“毕业”（孙同全等，2022）。客户“毕业”意味着，农担机构通过开展服务增进了贷款方对借款方的了解和信任，提升了借款方的信用水平，不再经由担保机构，也可以达成信贷交易。

“去担保化”存在微观、宏观两个层面的原因。在微观层面，在竞争性市场条件下，经由农担机构支持，金融机构与担保贷款客户多次交往，降低了信息不对称程度。当金融机构发现某些客户信用足够好、贷款风险可控时，就尽可能发放纯信用贷款，以降低信贷交易成本，提升客户体验，增强自身市场竞争力。在宏观层面，中国经济社会和科技发展为“去担保化”创造了条件：一是中国社会信用信息体系不断完善，社会信用环境不断改善，为金融机构开展小额信用贷款创造了条件；二是中国经济社会数字化转型加快，金融科技得到广泛而深入的应用，降低了农村金融市场上信息不对称程度和经营成本，提高了金融机构的风险识别和防控能力，为扩大信用贷款范围和增加贷款额度提供了可能。

“去担保化”简化了信贷交易流程，降低了交易成本，提高了交易效率，为降低贷款利率创造了条件，对解决融资难、融资贵的问题具有积极意义，有利于实现农担政策目标。而且，这也是经济社会数字化转型发展的必然趋势，是高质量发展的应有之义（孙同全等，2022）。但是，对于农担机构而言，这意味着客户流失，对其生存和发展构成威胁，迫使农担机构不得不持续开发新客户，寻找新市场。所以，如何在“去担保化”趋势中找到自身的存在价值和发展空间，成为农担体系可持续发展

^①参见《财政部 农业部 银监会关于印发〈关于财政支持建立农业信贷担保体系的指导意见〉的通知》，https://www.gov.cn/gongbao/content/2015/content_2978275.htm。

所必须面对和回答的问题。

3.农担服务供给方式存在是否应专门机构化与进一步市场化的争论。既然农担机构发展受到了财政奖补能力的约束和市场“去担保化”的威胁，那么，农担服务供给方式一定要机构化或专门机构化吗？是否存在运营成本更低，更能灵活适应市场变化的农担服务供给方式呢？

从国际国内的实践看，政策性担保的组织载体有多种形式：一是设立专门的担保机构来经营担保业务，如日本的农业信用基金协会和中国的农担体系；二是设立担保基金，由既有的政府部门或某个相关机构管理，如意大利国家农业信贷担保基金由农业和食品市场研究所管理和经营（冯林，2022），中国一些地方财政部门设立的支农贷款风险补偿资金也属于此类；三是仅设立担保基金预算，而不实际划拨出资金，由政府预算管理部门或委托其他机构与金融机构签署合作协议，向金融机构根据协议发放的贷款提供担保承诺，如英国的小企业贷款担保计划。吴晓灵（2009）曾指出，农村信贷担保机制最好以担保基金而不是担保机构的方式，因为担保机构会为了机构的持续存在而追求效益最大化。

如果确有必要以专业机构开展农担业务，那么，一定要设立专门的农担机构吗？杨松和张建（2018）认为，尽管农担具有公共物品属性，但是并非纯公共物品，因为农担机构仅向有贷款需求的农业经营主体提供担保服务，含有私人物品的成分，所以，其供给方式不应照搬纯公共物品的供给机制，不应先验地排除市场供给机制，而应遵循“政府有义务提供公共物品，但并非仅能由政府提供”的逻辑。制度设计的核心目标是实现该“准公共物品”的有效供给，而非限定供给渠道。如果民营担保机构提供“三农”融资担保服务，实际上具有代政府履行义务的性质，应由政府给予财税政策支持。

可见，理论上，农担作为实现政策目标的市场化工具，只要能够实现政策目标，又能满足市场需求，就应遵循“不一定必须机构化”和“并非仅能由政府提供”的逻辑。但现实是，中国不仅由财政出资建立了省级农担机构，而且要求省级农担机构为一级企业法人，由省级财政部门直接履行出资人职责，以确保农担机构法人、业务、财务、考核、管理“五独立”，以独立性来保障农担业务的政策性和专注性。这种制度安排的原因在于：一方面，如前所述，农村金融的高成本和高风险阻碍了商业性担保机构开展农担业务；另一方面，以往有财政支农政策实施因没有设立独立的专门机构而致使政策目标落空的经验和教训。但是，如果财政奖补和再担保机制可以消除商业性担保机构开展农担业务的障碍，那么，农担的非专门机构化和进一步市场化就有了探讨的空间。

无论怎样，农担机构已经产生，那么，农担机构的内驱力必将推动其寻找自身可持续发展和不断壮大的途径，也可能由此推动农担制度的进一步演化。

（二）农担制度的继续演化

由上可见，农担制度形成后，逐渐显露新的内在矛盾：一方面，农担作为政策工具，政策性目标和市场化运行机制之间存在张力；另一方面，农担作为农村金融市场的增信工具，增信与“去担保化”之间形成悖论。同时，对于农担服务的供给方式是否必须专门机构化、是否应进一步市场化，在理论层面和实践层面也存在争论。

为解决政策性目标与市场化运行机制之间的矛盾：其一，要增强和稳定财政奖补机制，健全再担保机制，以保证农担机构可以平稳运行；其二，可允许具备一定条件的农担机构在聚焦主责主业、实

现政策目标的前提下，在政策范围内进行业务多元化探索，增加收入来源，以其他收入弥补担保业务收入的不足，从而降低对财政奖补资金的依赖度。

为应对“去担保化”挑战：其一，农担机构应在政策允许范围内，根据市场需求调整服务对象，保持和扩大市场空间；其二，应顺应数字化潮流，推动服务模式数字化转型，为金融机构提供农业风险管理的增值服务。随着业务多元化发展，一些具备条件的农担机构可能向由不同业务板块构成的集团化方向发展。

总之，农担制度的形成和发展反映了中国农业支持保护政策不断市场化的过程，即更多地利用市场机制，提高农业支持保护水平，从而提高政策效能。不管农担服务供给方式是否专门机构化，农担运行方式进一步市场化可能是农担制度未来继续演化的主要方向。

五、结语

农担本质上是农业支持保护政策的内容，是农村金融市场中为借款方增信、为贷款方分险的中介机制，是财政支农政策和农村金融市场相结合而形成的市场化支农政策工具。农担制度产生的根本原因在于它可以同时解决导致农业“三项补贴”政策效应减弱和农村金融市场失灵的内在矛盾。

农担制度的功能集中体现在杠杆放大和风险分担两个方面，但农担机构需要有足够的资本实力和信用能力才能应对担保风险，发挥这两项功能。同时，农担制度功能发挥也需要适当的外部条件，其中，竞争性的农村金融市场是基本前提。而且，由于农担机构采用非营利的经营模式，稳定和及时的财政奖补机制是农担机构平稳和可持续经营的基本要求，也是农担机构围绕政策目标开展业务、实现政策目标的必要条件。2015年后，中国农担制度发展取得成效的主要原因即在于具备了这些内外部条件。农担制度的内在矛盾将继续推动农担机构向运行方式进一步市场化、业务多元化和业务模式数字化方向发展。

参考文献

1. 鲍曙光、冯兴元，2022：《财政金融协同支持农民农村共同富裕的实践探讨》，《农村金融研究》第8期，第10-19页。
2. 董晓林、吴昌景，2008：《四大担保模式化解农民贷款难题》，《农业经济问题》第9期，第35-40页。
3. 冯林，2022：《政策性农业融资担保有效运行模式研究》，北京：经济科学出版社，第9-13页。
4. 冯林、刘阳，2023：《从分险、赋能到激活竞争：农业政策性担保机构何以降低农贷利率》，《中国农村经济》第4期，第108-124页。
5. 冯林、朱艳静，2021：《双重目标冲突下农业政策性担保运行机制研究——基于新型农业信贷担保的山东实践》，《农村金融研究》第5期，第46-53页。
6. 何广文，2004：《对农村政策金融改革的理性思考》，《农业经济问题》第3期，第14-18页。
7. 何姝，2020：《农业信贷担保费率补助制度的健全与完善研究》，《农业经济》第9期，第91-93页。
8. 贺东航、孔繁斌，2011：《公共政策执行的中国经验》，《中国社会科学》第5期，第61-79页。

- 9.贺东航、孔繁斌, 2019: 《中国公共政策执行中的政治势能——基于近20年农村林改政策的分析》, 《中国社会科学》第4期, 第4-25页。
- 10.黄惠春、徐章星、祁艳, 2016: 《农地流转与规模化经营缓解了农户信贷约束吗? ——来自江苏的经验证据》, 《南京农业大学学报(社会科学版)》第6期, 第109-120页。
- 11.黄季焜、王晓兵、智华勇、黄珠容、Scott Rozelle, 2011: 《粮食直补和农资综合补贴对农业生产的影响》, 《农业技术经济》第1期, 第4-12页。
- 12.黄君洁、方杰、覃志刚, 2023: 《财政支持有助于农业融资担保发展吗?》, 《农村经济》第2期, 第95-105页。
- 13.黄祖辉、俞宁, 2010: 《新型农业经营主体: 现状、约束与发展思路——以浙江省为例的分析》, 《中国农村经济》第10期, 第16-26页。
- 14.纪漫云、张丽丽、贾婷婷, 2016: 《江苏农业信贷担保运作模式比较分析》, 《江苏农村经济》第4期, 第53-55页。
- 15.姜亦华, 2005: 《国外农业补贴趋向及其启示》, 《学术界》第1期, 第201-205页。
- 16.柯武刚、史漫飞, 2000: 《制度经济学: 社会秩序与公共政策》, 韩朝华译, 北京: 商务印书馆, 第165-167页。
- 17.李强, 2010: 《农业担保在解决农村融资难和支持“三农”发展中的实践与思考——以乐山巨星畜牧投资担保公司为例》, 《西南金融》第10期, 第55-56页。
- 18.李琴英, 2016: 《农业经营主体生产性融资需求意愿和缺口实证分析》, 《金融理论与实践》第9期, 第45-50页。
- 19.李万镝, 2013: 《财政支持农业担保机构的效应分析与对策研究》, 《地方财政研究》第1期, 第60-64页。
- 20.梁鸿飞, 2003: 《西方信贷融资担保理论》, 《北京大学学报(哲学社会科学版)》第1期, 第57-62页。
- 21.刘志荣, 2016: 《农业信贷担保服务体系建设的模式、困境及发展选择》, 《江淮论坛》第3期, 第12-18页。
- 22.鲁可荣、朱启臻, 2007: 《农业的公共产品性与政府的作用》, 《安徽农业科学》第12期, 第3699-3701页。
- 23.罗必良、刘茜, 2013: 《农地流转纠纷: 基于合约视角的分析——来自广东省的农户问卷》, 《广东社会科学》第1期, 第35-44页。
- 24.罗剑朝、胡杰, 2023: 《农业信贷担保、信贷供给与农业经济发展》, 《财贸研究》第3期, 第68-79页。
- 25.吕静、孙小龙、郭沛, 2020: 《中国政策性农业担保的实施效果》, 《河南农业大学学报》第1期, 第173-180页。
- 26.孟光辉、李永坤、安康, 2022: 《中国政策性农业信贷担保机构运行效率研究》, 《经济与管理评论》第6期, 第73-87页。
- 27.诺思, 1994: 《经济史中的结构与变迁》, 陈郁、罗华平等译, 上海: 三联书店上海分店、上海人民出版社, 第37-42页。
- 28.庞金波、狄丹阳, 2017: 《农民合作社担保贷款融资模式运行研究——基于农民合作社、担保机构、商业银行的三方动态博弈》, 《金融理论与实践》第7期, 第50-56页。
- 29.斯蒂格利茨, 2000: 《经济学(上册)(第二版)》, 梁小民和黄险峰译, 北京: 中国人民大学出版社, 第442-444页。
- 30.孙华臣、孙瑞琪、张继武, 2023: 《财政支农机制创新与国家粮食安全——基于政策性农业担保机构设立的准自然实验》, 《改革》第6期, 第126-141页。
- 31.孙同全、董翀、陈方、韩磊, 2017: 《中国农户家庭资产负债表与农村普惠金融建设》, 北京: 中国社会科学出版社, 第88-89页。

- 32.孙同全、田雅群、冯兴元、董翀, 2022: 《“去担保化”与农业信贷担保的未来》, 《银行家》第5期, 第128-131页。
- 33.孙同全、田雅群、苏岚岚、董翀等, 2023: 《中国农业信贷担保发展研究报告(2015—2022)》, 北京: 中国社会科学出版社, 第27页、第34页、第76-77页。
- 34.王锋, 2017: 《农业三项补贴历史回顾、效率评价与农业支持保护补贴的改进》, 《地方财政研究》第7期, 第19-25页。
- 35.王兆星, 2015: 《强化信贷担保体系的机构建设和体制建设》, 《农村工作通讯》第17期, 第16-17页。
- 36.吴晓灵, 2009: 《建立现代农村金融制度的若干看法》, 《内蒙古金融研究》第1期, 第4-7页。
- 37.肖宗富、鲍大慧、王宏滨、吴杰, 2007: 《激励机制与创新路径: 农业担保公司个案研究》, 《金融理论与实践》第2期, 第33-35页。
- 38.谢玲红、吕开宇、郭冬泉, 2022: 《新型农业经营主体融资供需现状与异质性分析——来自16004个主体的经验数据》, 《金融理论与实践》第4期, 第41-49页。
- 39.谢玉梅、梁志丹, 2021: 《基于大数据的政策性农担创新模式研究——以铜仁农担为例》, 《贵州社会科学》第11期, 第161-168页。
- 40.徐攀, 2021: 《农业经营主体融资担保协同机制与效应——浙江省农担体系建设的探索与实践》, 《农业经济问题》第10期, 第113-126页。
- 41.许黎莉、陈东平, 2022: 《政策性担保机制变迁30年: 轨迹、逻辑及趋势——基于历史制度主义的分析范式》, 《内蒙古社会学》第5期, 第103-109页。
- 42.许黎莉、朱雅雯、乌云花, 2023: 《“担保支农”增加了谁的信贷可得? ——基于信息甄别视角的机制检验》, 《华中农业大学学报(社会科学版)》第2期, 第57-68页。
- 43.许庆、刘进、杨青, 2020: 《WTO规则下的农业补贴改革: 逻辑、效果与方向》, 《农业经济问题》第9期, 第88-100页。
- 44.杨松、张建, 2018: 《我国“政银担合作”模式的逻辑基础及制度完善》, 《辽宁大学学报(哲学社会科学版)》第5期, 第95-106页。
- 45.袁锐、唐溧, 2023: 《财政金融协同支农机制探索: 以江苏省政策性农业担保为例》, 《江苏农业科学》第23期, 第244-252页。
- 46.张桂林, 2015: 《确保农业信贷担保真正为农服务》, 《农村工作通讯》第17期, 第15-16页。
- 47.赵鲲、张海阳, 2023: 《中国农业农村政策体系: 发展历程与基本框架》, 《中国农村经济》第6期, 第22-31页。
- 48.中国融资担保业协会, 2015: 《中国融资担保业发展报告(1993—2014)》, 北京: 中国金融出版社, 第52-53页、第134页、第138页、第150页、第153页、第160页。
- 49.周鸿卫、丁浩洋, 2024: 《农业信贷担保政策实施对农业全要素生产率的影响》, 《中国农村观察》第2期, 第24-45页。
- 50.朱乾宇、马九杰, 2012: 《农业担保公司的担保能力建设》, 《中国金融》第14期, 第72-73页。
- 51.朱向华, 2002: 《关于建立我国农业信贷担保机制的思考》, 《现代管理科学》第11期, 第51-52页。

- 52.庄垂生, 2000: 《政策变通的理论: 概念、问题与分析框架》, 《理论探讨》第6期, 第78-81页。
- 53.Akerlof, G. A., 1970, "The Market for 'Lemons': Quality Uncertainty and the Market Mechanism", *The Quarterly Journal of Economics*, 84(3): 488-500.
- 54.Barro, 1976, "The Loan Market, Collateral, and Rates of Interest", *Journal of Money, Credit and Banking*, 8(4): 439-456.
- 55.Besanko, D., and A. V. Thakor, 1987, "Collateral and Rationing: Sorting Equilibria in Monopolistic and Competitive Credit Markets", *International Economic Review*, 28(3): 671-689.
- 56.Chan, Y. S., and G. Kanatas, 1985, "Asymmetric Valuations and the Role of Collateral in Loan Agreements", *Journal of Money Credit and Banking*, 17(1): 84-95.
- 57.FAO, 2013, "Credit Guarantee Systems for Agriculture and Rural Enterprise Development", <https://www.fao.org/policy-support/tools-and-publications/resources-details/en/c/1152807>.

(作者单位: ¹中国社会科学院农村发展研究所;

²中国社会科学院大学)

(责任编辑: 柳 荻)

The Institutional Origin, Operational Logic, and Evolutionary Prospects of the Agricultural Credit Guarantee System in China

SUN Tongquan DENG Han TIAN Yaqun

Abstract: The policy-based agricultural credit guarantee (PACG) is a market-oriented extension of China's agricultural support and protection policy, and an innovative way for fiscal and financial synergy to support agriculture and rural development, which is of great significance in addressing the challenges of financing difficulties and high costs in the process of agricultural and rural modernization. This paper, from the perspective of institutional evolution and using theory of materialistic dialectics on contradiction as an analytical tool, analyzes the internal contradictions of the agricultural "three subsidies" policy and the rural financial market, and argues that these internal contradictions are the root causes of the decline of the agricultural "three subsidies" policy effect and the failure of rural financial market, as well as the emergence of the PACG policy. The PACG is a market-oriented policy tool for supporting agriculture, which combines fiscal agricultural policies with the rural financial market. Its operation should not only improve the efficiency of fiscal fund use, increase the creditworthiness of borrowers, share risks with financial institutions, but also realize its own sustainable development. This leads to contradictions within the policy agricultural credit guarantee system between policy objectives and market operations, credit enhancement functions and "de-guarantization" that are difficult to coordinate. These contradictions will drive the PACG system to evolve towards further marketization of operation, business diversification, and digitalization of business models.

Keywords: Agricultural Credit Guarantee; Agricultural Support and Protection Policy; Fiscal and Financial Synergy

“顺其自然”还是“防患未然”：劳动力流动 对农村家庭商业保险参与的影响*

刘泰星¹ 尹志超²

摘要：中国农村家庭经济风险复杂多变，财务脆弱问题明显，农村家庭具有强烈的防范动机。本文利用2015年、2017年和2021年中国家庭金融调查（CHFS）数据，实证分析了农村劳动力流动对家庭商业保险参与的影响。研究结果表明：劳动力流动能够显著促进农村家庭的商业保险参与；分类型看，劳动力流动可以显著促进农村家庭商业人寿保险和商业健康保险的参与程度，并显著提高农村家庭各类商业保险的参保金额；机制分析表明，劳动力流动带来的收入增长与财富效应，满足了农村家庭为应对健康风险、养老风险、收入风险等不确定性而购买保险的资金需求，从而促进其商业保险参与；进一步研究发现，亲缘关系网络的强化和公共服务质量的改善能够有效弱化劳动力流动对农村家庭商业保险参与的影响。本文研究为全面认识农村家庭商业保险参与的影响因素提供了新视角，对更好防范和化解农村家庭风险、提高农村家庭财务韧性提供了经验证据和政策启示。

关键词：劳动力流动 商业保险参与 风险防范动机 亲缘关系网络 公共服务质量

中图分类号：F842.0 文献标识码：A

一、引言

农村劳动力流动对推动中国经济的快速增长具有不容忽视的贡献（程名望等，2018）。农村劳动力流动隐性壁垒的逐步放松，使亿万农民从土地的束缚中解放出来，保障了农民最基本的平等发展权利（魏后凯和刘长全，2019），在推动城镇化和工业化进程的同时（李周，2019），大大改善了农村家庭的生计和财务状况。由于风险冲击时有发生而农村家庭风险防范能力不足，劳动力流动带来的家庭财务状况的改善可能会强化农村家庭的风险管理动机（李丁等，2019），使农村家庭更好地熨平风险和抵抗不确定性的冲击。保险是家庭风险管理的重要工具，其中，社会保险提供的是对居民生产生

*本文研究得到国家社会科学基金重大项目“中国家庭经济风险测度、成因及外溢性研究”（编号：21&ZD087）的资助。感谢匿名审稿专家的宝贵意见，文责自负。本文通讯作者：尹志超。

活的基本保障。农村居民的社保参与以“新农合”“新农保”为主，这些保险的参保要求较低且保障标准较低^①。虽然商业保险保障标准较高，能够满足不同类型的风险防范需求，但是通常需要相关主体具备一定的收入或财富水平。作为改善农村家庭收入水平的重要渠道，劳动力流动可能会对具有更高保障标准的商业保险参与产生重要影响。从学术研究来看，有文献发现劳动力流动对商业保险参与具有促进效应（高立飞和王国军，2021），也有文献认为存在抑制效应（贾昊文和王晓全，2019）。然而，两支文献对于具体的影响机制的探讨均较为薄弱。基于上述现实背景和研究进展，本文试图研究劳动力流动对农村家庭商业保险参与的影响，并探讨具体的影响机制。

商业保险是一种重要的风险防范工具，具有社会保险难以达到的保障标准，能够为满足社会多样化的保障需求提供有益补充（李晓等，2021）。近五年来，国家有关部门发布了《关于促进社会服务领域商业保险发展的意见》《关于开展专属商业养老保险试点的通知》等政策文件，旨在将商业保险发展成为国民保障体系的关键支柱，从而构筑起多层次的民生保障网。自1980年恢复国内保险业务以来，中国保险行业取得了快速发展，但与发达国家相比仍然有差距。2022年，中国保险业原保险保费收入增长至4.7万亿元^②，较2010年的1.45万亿元^③有明显提高。但是，保险密度和保险深度仅分别为3326元和3.88%，与美国同期的5981美元和7.82%相比，差距明显^④。此外，中国城乡间商业保险参与程度也存在较大差距，但是，农村家庭参保比例保持上升态势。使用中国家庭金融调查2015—2021年数据进行的测算表明，城镇家庭商业保险参保比例高于农村家庭，而农村家庭参保比例稳步提升，已由2015年的8.69%增长至2021年的13.04%。

本文关注商业保险参与而非社会保险参与，主要有三方面原因。第一，中国的社会保险体系正由广覆盖向全覆盖发展，仍然未参保的个体占比很低，研究社会保险参与问题的边际贡献不足。2022年，中国基本医疗保险参保人数达到13.4亿，在全国总人口中的覆盖率达到95%以上^⑤；截至2023年9月底，全国基本养老保险参保人数达到10.6亿^⑥。然而，中国商业保险参保比例依然偏低，探究其影响因素具有重要意义。第二，劳动力流动是农村家庭收入增长的重要渠道，但社保参与门槛低、支出

^①根据2021年中国家庭金融调查数据测算，农村居民参与职工医疗保险、职工养老保险的人数分别仅为参与“新农合”“新农保”人数的5%和12%，农村居民社保参与仍以“新农合”“新农保”为主。

^②资料来源：《2022年12月全国各地区原保险保费收入情况表》，<https://www.cbirc.gov.cn/cn/view/pages/ItemDetail.html?docId=1093184&itemId=954&generaltype=0>。

^③资料来源：《2010年1—12月全国各地区原保险保费收入情况表》，<https://www.cbirc.gov.cn/cn/view/pages/ItemDetail.html?docId=371396&itemId=954&generaltype=0>。

^④资料来源：《中南大：2023中国保险发展报告》，<https://finance.sina.com.cn/tech/roll/2023-06-14/doc-imyxerrt4224061.shtml>。

^⑤资料来源：《全国基本医疗保险参保人数达13.4亿》，https://www.gov.cn/govweb/lianbo/bumen/202307/content_6891049.htm。

^⑥资料来源：《全国基本养老保险参保人数达10.6亿人》，<https://baijiahao.baidu.com/s?id=1781211463841309386&wfr=spider&for=pc>。

金额少，劳动力流动对农村居民社保参与行为并不会产生明显的带动作用。商业保险支出金额较高，值得关注和深入研究。第三，尽管社会保险覆盖面很广，但保障力度不足。商业保险作为一种较高标准的保障机制，能够帮助农户更好抵御风险（王春超和袁伟，2016），在劳动力流动这一重要背景下值得对商业保险参与行为展开深入的论证分析。本文从劳动力流动角度切入，系统分析和研究农村家庭的商业保险参与决策。这对进一步拓宽商业保险市场、提升商业保险服务效率、完善多层次保障体系具有重要意义。

从理论逻辑来看，针对劳动力流动影响家庭商业保险参与存在两种不同的观点。第一种观点是，劳动力流动能够促进家庭商业保险参与（高立飞和王国军，2021）。原因在于，劳动力流动既能够提升家庭收入（Gao et al., 2020）、缓解家庭的流动性困境（尹志超等，2021a），也能够促进外出农民工与不同群体的社会互动，延伸农民工的社会资本边界（王春超和周先波，2013），从而对商业保险参与产生促进作用。第二种观点是，劳动力流动会抑制家庭商业保险参与。原因在于，劳动力流动带来的收入增长和财富效应被视为应对风险的有效方式（贾昊文和王晓全，2019）。这会减弱农户的风险厌恶和风险规避意识，而农户的风险规避态度是增加其保险购买需求的重要因素（尚燕等，2020）。

商业保险参与是一种重要的家庭金融决策，受参保能力和参保意愿的综合影响。与城镇居民相比，农村居民收入依然偏低、财富增长速度缓慢，农村家庭商业保险的参保能力仍受限制。与此同时，农村家庭面临的风险却维持在较高水平，例如由身体状况恶化和突发医疗事件所引发的健康风险，由丧失劳动能力且缺少赡养和生活来源而引发的养老风险，以及由收入波动大且收入水平低所引发的收入风险等。这些风险对农村家庭构成了严重的风险隐患，也成为参保户最希望通过保险进行分散的风险（孙蓉和何海霞，2015）。风险暴露会对家庭的风险承担、消费行为、收入增长等产生负面影响（王小龙和何振，2018），从而提高农村家庭的风险防范动机和参保意愿。整体来看，农村家庭参保意愿强烈，但参保能力不足，出现“空有需求但无参与”的局面（马九杰等，2021）。作为改善家庭财务状况和促进财富积累的有效方式，劳动力流动能否满足农村家庭为抵御不确定性而购买商业保险的资金需求，从而对商业保险参与产生促进作用？

利用2015年、2017年和2021年的中国家庭金融调查（China Household Finance Survey, CHFS）数据，本文系统研究了农村劳动力流动对家庭商业保险参与的影响及其机制。本文的边际贡献主要体现在以下两方面。一方面，与仅有的几篇探讨劳动力流动对商业保险参与影响的文献相比，本文基于风险防范动机，将参保意愿和参保能力相结合展开系统研究，为理解劳动力流动影响商业保险参与的效应和机制提供了新的证据和解释；另一方面，本文也为公共服务保障和亲缘关系网络等正式或非正式的保障性安排在降低农村家庭风险防范动机中的重要性提供了新的研究证据。

二、理论分析与研究假说

（一）劳动力流动对农村家庭商业保险参与的影响

在当今中国，大量农村劳动力放弃农业生产选择外出务工。根据国家统计局的数据，2023年，中

国外出农民工人数达到 1.77 亿，与有统计以来的 2008 年相比，增长了 3125 万人^①，总量延续增长态势。一方面，通过劳动力流动，农村家庭的收入水平得到明显提高。孙文凯等（2007）研究发现，劳动力流动对低收入农户的收入增长率产生了更大的提升效应，产生了帮贫、扶贫的效果。总体来看，通过劳动力流动获取的收入已经成为农村家庭收入增长的重要来源（Gao et al., 2020）。农村劳动力流动带来的收入提高能缓解家庭商业保险参与的资金约束，对农村家庭购买商业保险具有积极影响。另一方面，劳动力流动也是一个建立和拓展社会资本的过程。王春超和周先波（2013）认为，外出农民工可以与不同群体进行社会互动，与其他社会群体互相学习，从而扩大社会网络、积累和拓展跨越型社会资本。随着社会资本的增加，信息搜寻成本也将降低，信息获取效率也能够得到提升。这对于家庭在互动中了解商业保险、建立对商业保险的信任、促进商业保险购买具有重要作用（王泰等, 2022）。

贾昊文和王晓全（2019）提出了另外一种观点。他们认为，劳动力流动带来的财富效应是风险防范的有效方式，能够抑制商业保险参与。然而，根据国家统计局公布的最新数据，2023 年，外出农民工月均收入为 5441 元^②。在覆盖日常生活开支、子女教育支出和父母赡养支出等各类花费后，农村家庭很难剩余足够的储蓄来抵御风险。风险事件一旦发生，会导致农村家庭的现金存量迅速减少，使农村家庭的生活水平变差（王文略等，2019）。此外，从社会保险的角度来看，尽管社会保险的覆盖面很广，但保障力度不足，保障缺口依然很大（Xu et al., 2023）。根据中国家庭金融调查数据，2021 年有住院成员的家庭年住院支出高达 21240.72 元，而社会医疗保险平均报销额度仅 9192.58 元，这意味着平均有一半以上的花费需要由家庭来承担。整体而言，储蓄和社会保险很难为家庭提供充分的风险保障机制。劳动力流动以后，其家庭更可能通过配置商业保险来进一步分散风险。据此，本文提出以下研究假说。

H1：劳动力流动对农村家庭商业保险参与具有促进作用。

（二）劳动力流动影响农村家庭商业保险参与的机制

商业保险是以营利为目的而建立的保障机制，提供的是比社会保险种类更多元、权责更明确、保障更充分的保险服务。商业保险参与有两大特点。第一，防范风险是参与商业保险的根本原因。在被保险人自愿参与的基础上，商业保险发挥的功能主要是以较高的保障标准帮助被保险人分散风险、弥补损失。商业保险的保障力度通常较高，能够有效抵抗风险。因此，当家庭面临较高的风险隐患或是家庭内部保障功能弱化时，家庭对商业保险的需求会增加（邹静娴等，2023）。第二，商业保险参与是一类支出较高的消费型或投资型决策。根据中国家庭金融调查数据，2021 年有商业保险支出的农村家庭年均保费支出金额达到 6026.67 元，与农户平均 46966.83 元的年收入相比，仍是一笔不小的支出。综合来看，风险防范动机和购买能力是商业保险参与的关键因素，二者缺一不可。

从风险防范动机来看，家庭可能会面临各种类型的重大风险，意想不到的不利冲击可能会严重损

^①资料来源：2023 年数据来自《国家统计局发布 2023 年国民经济和社会发展统计公报》，<http://finance.people.com.cn/n1/2024/0229/c1004-40185933.html>；2008 年数据来自《2009 年农民工监测调查报告》，http://iple.cass.cn/ldjxzt/ldlscdt/201004/t20100419_1949023.shtml。

^②资料来源：《2023 年全国农民工总量增加 191 万人》，https://www.gov.cn/lianbo/bumen/202405/content_6948807.htm。

害家庭福祉，这些风险对发展中国家的家庭造成的影响尤为严重（Xu et al., 2023）。根据一项对全国八个省份的保险参与度调查，参保户最希望通过保险分散的风险是健康风险、养老风险以及农业灾害冲击下的收入损失风险（孙蓉和何海霞，2015）。从购买能力来看，劳动力流动能够通过改善家庭的财务状况来提高其购买商业保险的经济能力。作为促进劳动要素合理配置的有效方式，劳动力流动能够提高家庭收入（Gao et al., 2020），缓解家庭的流动性约束（尹志超等，2021a），提高家庭商业保险的购买能力。然而，各种类型的风险在风险性质、发生频率和损失程度等方面存在一定差异。针对不同类型的风险，劳动力流动以后，其家庭是否会相应调整商业保险的参与决策？

基于以上分析，本文将对主要的几类风险展开具体研究。首先，健康风险取决于个体当前和未来的健康状况（何兴强和史卫，2014），通常具有“低频率高损失”的特征。家庭一般会通过预防性储蓄和医疗保险来应对家庭成员的健康风险。例如，尹志超等（2020）发现，当家庭成员面临较高的健康风险时，劳动力流动会促进家庭进行预防性储蓄。从医疗保险来看，农村居民参与的社会医保类型大都是新农合。然而，新农合仅能覆盖部分医疗支出，保障力度较低。而且，新农合参保金额较低，已基本实现全覆盖，劳动力流动对新农合参与决策也不再具有明显促进作用。岳歲等（2021）认为，商业医疗保险在帮助个体应对健康风险的过程中具有比社会医疗保险更大的作用。当家庭面临较高的健康风险时，劳动力流动带来的收入增长可能会促进家庭购买商业保险。其次，养老风险取决于个人自理能力、家庭赡养义务和社会福利水平。农村居民收入低导致储蓄积累少，而社保体系也不够健全。平均来看，已达到新农保领取标准并已经领取新农保的农村老年人月领取额仅 250.34 元^①，仅能维持老年人的基本开支，老年人依然倾向于从家庭获取抵御风险的资源。然而，家庭在经济支持、生活照料等方面的养老功能在持续弱化（于长永等，2017），从而引发了养老风险的应对难题。养老风险会加剧农村老年人的生计压力，严重者还会危及农村老年人的生命健康安全。因此，对养老风险较高的家庭而言，劳动力流动带来的收入增长会促使家庭购买商业保险以应对养老风险。最后，收入风险指收入损失风险或收入波动风险。对农村家庭而言，外出务工劳动力的人力资本水平较低，这使其收入波动大、失业风险高（李飞和杜云素，2013）。农业生产活动还面临较高的自然灾害等外部冲击，农村家庭总体的收入风险也较高。与此同时，在农村劳动力市场尚不健全、农民工就业市场尚不规范等综合因素的影响下，农村劳动力很难依托工作单位参与失业保险，社会保险体系难以以为家庭平滑收入风险提供有效的保障。严重的收入风险会极大影响家庭的正常运转，为了应对这种收入风险，家庭往往采取预防性储蓄（Ceritoglu, 2013）或购买商业保险（尹志超等，2021b）等方式平滑收入流，进而保障家庭消费的平滑。由此可见，劳动力流动带来的收入增长能够满足家庭为应对收入风险而购买商业保险的资金需求，从而促进其商业保险参与。

综合来看，健康风险属于突发性支出冲击，冲击影响迅速，严重时会危及生命，并引起家庭财产的损失；养老风险和收入风险主要是收入冲击，这种冲击较弱，但影响的持续性较强，因此对家庭也会造成较大的财务压力。无论是哪一类型的风险事件，一旦发生，都会使家庭承受财务压力，对家庭

^①根据 2021 年中国家庭金融调查数据测算得到。

的正常运转造成不利影响。在风险隐患较高的情况下，劳动力流动带来的家庭财务状况改善会使家庭采取风险防范措施以抵御未知风险。综合上述分析，本文提出以下研究假说。

H2：劳动力流动带来的收入增长，能够满足农村家庭为应对由健康风险、养老风险、收入风险等造成的不确定性而购买商业保险的资金需求，从而促进其商业保险参与。

（三）劳动力流动、亲缘关系网络与农村家庭商业保险参与

在农村社会，亲缘关系网络是一种广泛存在的非正式保障机制，在促进信息传播共享、提高风险应对能力等方面发挥一定的作用。以亲缘关系为联结而建立的宗族网络在维系宗族成员间的合作、规范宗族成员与非成员间的互动中具有重要作用（Greif and Tabellini, 2017）。即使在当今社会，宗族在抵御风险方面的作用依然不可或缺（仇童伟和罗必良，2023）。风险防范动机是商业保险参与的根本原因。当拥有紧密的亲缘关系网络时，家庭可以通过亲缘关系网络将风险进行分散，而不必通过商业保险来对冲风险。在健康风险冲击中，亲缘关系网络可以提供转移支付或无息低息资金支持，帮助家庭有力抵抗由健康风险冲击造成的财务压力；在养老风险冲击中，亲缘关系网络也能够为家庭提供财务支持，并在生活照料、精神慰藉等方面给予生活帮扶，减少对家政护工等的需求，降低养老风险；在收入风险冲击中，亲缘关系网络也能够通过社会互动和交流共享有益信息，帮助家庭就业创业（仇童伟和罗必良，2023），从而平滑收入风险。基于以上分析，可以认为，在中国农村社会，亲缘关系网络对风险防范发挥着重要作用，在降低流动人口家庭的商业保险参与中可能具有重要影响。根据上述分析，本文提出以下研究假说。

H3：亲缘关系网络能够弱化劳动力流动对农村家庭商业保险参与的影响。

（四）劳动力流动、公共服务质量与农村家庭商业保险参与

公共服务主要由政府部门提供，其作用是保障公民的基本生产和生活。对农村居民而言，五保供养制度、低保制度等均属于基础性的公共服务保障，可以确保农村居民至少享有最低的保障标准。例如，五保供养强调保吃、保穿、保住、保医、保葬，在这些方面对五保对象给予生活照料。获得供养是五保对象的单方面权利，而享受社会保险权益的前提是履行缴费义务。因此，五保供养比社会保险具有更多的保障性特征。随着经济社会的持续发展，五保供养制度也由生存保障型向发展服务型转变（韩鹏云，2015），保障机制更加完善，保障范围更加广泛。对农村家庭而言，基本公共服务保障体系的完善是一种有效的风险防范机制和托底手段，能够为家庭尤其是脆弱性较高的家庭提供外部保护网，在很大程度上将家庭的养老风险、健康风险等不确定性因素转移至公共服务体系，从而极大降低家庭对其他保障措施的需求。公共服务质量的提升在家庭风险防范中扮演重要角色，对弱化农民工家庭商业保险参与也可能具有重要影响。根据以上分析，本文提出以下研究假说。

H4：公共服务质量的提升能够弱化劳动力流动对农村家庭商业保险参与的影响。

三、数据来源与实证模型

（一）数据来源及样本选取

本文借助2015年、2017年和2021年中国家庭金融调查（CHFS）数据，研究劳动力流动对农村

家庭商业保险参与的影响。CHFS 是由西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心发起的家庭抽样调查项目，自 2011 年起每两年执行一次，截至目前已完成七轮采集工作，内容涵盖支出与收入、资产与负债、保险与保障、金融知识与主观评价、人口统计学特征等信息。本文使用 2015 年、2017 年和 2021 年的数据是基于以下考虑：第一，2015 年、2017 年和 2021 年的数据包括本文研究所需的关键变量；第二，2019 年的问卷仅询问了城镇受访者当前的工作状态，无法完整识别农村受访者的工作状态。此外，需要说明的是，在将 2015 年和 2017 年数据进行合并时有 9524 户家庭匹配成功，而将 2021 年数据与 2015 年和 2017 年数据进行合并时仅有 2860 户家庭匹配成功，将 2021 年数据纳入分析可能出现样本代表性不足的问题。因此，本文将包含 2021 年数据的分析结果汇报于稳健性检验部分，并将 2015 年和 2017 年的农村样本数据作为基准数据展开实证研究，两年共计 19048 个观测值。

（二）变量选取及描述性统计

1.被解释变量：商业保险参与。本文参照李晓等（2021）的做法，如果农村家庭中有成员购买了商业保险，则将商业保险参与变量赋值为 1，否则为 0。同时，本文也定义了商业保险参与比例和商业保险参保金额变量，前者指购买商业保险的家庭成员在家庭总人数中的占比，后者指家庭购买商业保险所花费的金额。此外，本文也分别定义了商业人寿保险和商业健康保险两类保险的参与和参保金额变量。

2.核心解释变量：劳动力流动。参照国家统计局标准以及贾男和马俊龙（2015）的做法，本文根据个人的户口所在地与常住地的差异、就业状态、户籍类型以及年龄等特征定义劳动力流动。具体来说，本文将年龄在 16~70 岁、具有农业户籍、有工作但常住地与户籍所在乡镇不一致的个体定义为劳动力流动个体。这样定义，有以下几个层面的考虑。首先，从年龄来看，16~70 岁这一区间的选择具备合理性。一方面，从 16 岁的标准来看，根据《中华人民共和国劳动法》，个体满 16 周岁即可被用人单位雇佣；另一方面，从 70 岁的标准来看，农村居民通常并无严格的退休年龄标准，只要有比较合适的就业机会，即便年满 60 周岁，他们仍然会选择继续工作。而且，与城镇居民相比，农村居民收入偏低，通常需要持续赚取收入来维持家庭生计和未来养老消费。因而，本文将 70 岁作为劳动力流动个体的年龄上限^①。其次，国家统计局对外出务工者就业状态的界定标准是在外从业，即有工作的个体。最后，从户口所在地与常住地的差异来看，国家统计局对劳动力的“外出”给出了明确的地理界定，将外出农民工界定为在户籍所在乡镇地域以外从业者，将本地农民工界定为在户籍所在乡镇地域以内从业者。基于上述分析，如果家庭中有劳动力流动个体，则将家庭劳动力流动变量赋值为 1，否则为 0。此外，本文还分别定义了劳动力流动人数和比例变量^②。

3.控制变量。借鉴秦芳等（2016）、李晓等（2021）、张浩等（2023）相关文献的做法，本文选

^①在实证研究部分，本文尝试使用不同的年龄区间进行估计，例如将年龄区间调整为 16~60 岁、20~60 岁、20~70 岁等，研究结果保持稳健。

^②将劳动力流动比例定义为家庭 16 岁及以上的个体中劳动力流动的人数占比。在计算该变量时，本文剔除了 16 岁及以上的个体中仍在上学和参军的样本。

取户主、家庭和区县^①层面的特征变量作为控制变量。户主特征变量，包括年龄、年龄的平方/100、性别（男性赋值为1，否则为0）、婚姻状况（已婚赋值为1，否则为0）、受教育年限、健康状况得分（将健康状况得分分为非常不好、不好、一般、好、非常好，分别赋值1~5的整数）、社会医疗保险参与（参与赋值为1，否则为0）和社会养老保险参与（参与赋值为1，否则为0）；家庭特征变量，包括家庭规模、16岁以下孩子数量占家庭总人数的比例、60岁以上老人数量占家庭总人数的比例、家庭非外出务工收入的对数、家庭净资产的对数；区县特征变量，即区县人均可支配收入的对数。同时，在计量模型中本文还控制了家庭和年份固定效应^②。

（三）模型设定

本文构建双向固定效应模型来研究劳动力流动对家庭商业保险参与的影响，具体模型为：

$$Commins_{it} = \alpha + \beta_1 M_{ig_{it}} + \beta_2 X_{it} + \beta_3 Z_{ct} + \gamma_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

(1) 式中： i 代表家庭， c 代表区县， t 代表年份， $Commins_{it}$ 是家庭商业保险参与、参与比例及参保金额变量， $M_{ig_{it}}$ 是家庭劳动力流动、人数及比例变量， X_{it} 是户主和家庭层面的特征变量， Z_{ct} 是区县层面的特征变量， γ_i 是家庭固定效应， λ_t 是年份固定效应， ε_{it} 是扰动项。

四、实证结果及分析

（一）基准结果

表1汇报了本文的基准回归结果。表1(1)列双向固定效应模型的估计结果显示，劳动力流动对农村家庭商业保险参与具有显著的促进作用。从经济意义上讲，劳动力流动使农村家庭商业保险参与的均值提高了0.0236，这一数值分别为2015年和2017年农村家庭商业保险参与样本均值的25.29%和19.49%，经济意义显著。(2)列和(3)列分别为将本文的核心解释变量更换为劳动力流动人数和比例的估计结果，结果依然稳健。

表1 劳动力流动对农村家庭商业保险参与的影响：基准回归结果

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|---------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | FE | FE | FE | IV-FE | IV-FE | IV-FE |
| 劳动力流动 | 0.0236*** (0.0069) | | | 0.1671** (0.0674) | | |
| 劳动力流动人数 | | 0.0129*** (0.0041) | | | 0.1081** (0.0441) | |
| 劳动力流动比例 | | | 0.0515*** (0.0149) | | | 0.3988** (0.1607) |
| 控制变量 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |

^①这里所讲的区县，包括市辖区、市辖县和县级市。如无特别提及，后文均在此意义上使用该词。

^②篇幅所限，变量的描述性统计结果详见《中国农村经济》网站(zgncjj.ajcass.com)本文附录中的附表1。

表 1 (续)

| | | | | | |
|---------------------------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 家庭固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 年份固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 观测值数 | 19048 | 19048 | 19040 | 19048 | 19040 |
| 组内 R ² | 0.0211 | 0.0209 | 0.0212 | | |
| Davidson-MacKinnon 检验 p 值 | | | | 0.0244 | 0.0210 |
| | | | | | 0.0216 |
| 一阶段估计结果 | | | | | |
| 一阶段 F 值 | | | 58.52 | 44.96 | 42.64 |
| 一阶段工具变量 t 值 | | | 11.99 | 10.77 | 11.21 |

注：①***和**分别表示 1% 和 5% 的显著性水平。②FE 和 IV-FE 估计中，括号内分别为聚类到村庄层面的稳健标准误和异方差稳健标准误。③本文运用 Conley et al. (2012) 提出的近似零方法检验了近似外生条件下工具变量估计结果的稳健性，结论保持稳健^①。④本文也尝试使用同一区县内被抽取到的其他村庄同收入组别劳动力流动的比例作为工具变量进行估计，结论保持稳健^②。

尽管本文运用双向固定效应模型消除了不随时间变化的不可观测变量对估计结果的影响，并尽可能多地控制了影响家庭商业保险参与的因素，但仍可能受到内生性问题的干扰而引起估计偏差。从遗漏变量来看，性格特征不仅会同时影响劳动力流动和商业保险参与，而且性格通常难以准确观测，还可能会随时间和环境的变化而发生改变；从逆向因果来看，与已购买商业保险的家庭相比，未购买商业保险的家庭更有动机安排成员外出务工，并将所赚取的部分收入用于防范风险。然而，固定效应模型无法消除上述问题对估计结果的影响。为克服内生性问题，本文借鉴 Rozelle et al. (1999)、尹志超等 (2020) 的研究思路，根据村庄收入的中位数将样本家庭分为两组。同时，采用同村庄且同收入组别的其他家庭劳动力流动的比例作为观测家庭劳动力流动的工具变量进行估计。从相关性来看，外出务工地的就业和收入信息是影响劳动力流动的重要因素，而家庭的亲戚关系等社会关系是重要的信息来源（王春超和周先波，2013），同区域内劳动力流动的比例越高，家庭通过社会关系掌握的有效信息就越多，家庭劳动力流动的比例也就越高；从外生性来看，其他家庭的劳动力流动对观测家庭的商业保险参与而言具有较好的外生性，满足工具变量的外生性要求。

表 1 (4) ~ (6) 列报告了工具变量的估计结果。以 (4) 列的估计结果为例，Davidson-MacKinnon 内生性检验结果在 5% 的显著性水平上拒绝了劳动力流动不存在内生性问题的原假设。一阶段估计的 F 值为 58.52，超过 10% 偏误水平下的临界值，从而可以排除存在弱工具变量的可能性。工具变量估计系数的 t 值为 11.99，在 1% 的显著性水平意义上显著，表明内生变量与工具变量存在较强的正相关性。二阶段估计结果显示，劳动力流动变量在 5% 的显著性水平意义上显著。这说明，在克服内生性问题后，本文的研究假说 H1 依然成立。在 (5) 列和 (6) 列，本文更换核心解释变量重新进行估计，估

^①篇幅所限，结果汇报在《中国农村经济》网站 (zgncjj.ajcass.com) 本文附录中的附表 2。

^②篇幅所限，结果汇报在《中国农村经济》网站 (zgncjj.ajcass.com) 本文附录中的附表 3。

计结果依然保持稳健。

（二）稳健性检验

首先，本文尝试延长样本时间跨度，将 2021 年的数据匹配到 2015 年和 2017 年的样本中。结果显示，劳动力流动依然能够显著促进家庭的商业保险参与^①。其次，本文尝试将被解释变量更换为商业保险参与比例，估计结果证实了基准结论的稳健性^②。再次，考虑到同一区县范围内家庭之间的经济决策可能存在相关性，本文将标准误的聚类范围由村庄扩大至区县层面，估计结果依然保持稳健^③。最后，考虑到保险宣传、互联网保险产品的推广对保险购买的影响（王正位等，2023），本文定义了商业保险营销变量，并将数字保险发展指数和数字普惠金融发展指数与本文数据相匹配，通过进一步控制这些可能影响商业保险参与的因素，来检验研究结论的稳健性。具体而言，一方面，本文将村庄内是否有保险机构作为商业保险营销的代理变量，结果显示，基准结论并未受到影响^④。另一方面，回归所用数字保险发展指数和数字普惠金融发展指数由北京大学数字金融研究中心构建的指标来衡量。具体而言，本文将 2014 年和 2016 年的指数与 2015 年和 2017 年的 CHFS 数据相结合进行估计。估计结果表明，虽然数字保险和数字普惠金融的发展显著促进了家庭的商业保险参与，但并未对本文的基准结论产生实质性影响^⑤。

（三）进一步分析

1. 区分商业保险类型。常见的商业保险包括人寿保险、健康保险等，本文根据 CHFS 数据提供的商业保险类型信息，定义了商业人寿保险参与和商业健康保险参与变量，考察了劳动力流动对农村家庭不同类型商业保险参与的影响，表 2 汇报了估计结果。表 2（1）～（3）列汇报了劳动力流动影响商业人寿保险的估计结果，（4）～（6）列汇报了劳动力流动影响商业健康保险的估计结果。结果显示，劳动力流动对农村家庭商业人寿保险参与和商业健康保险参与产生了促进作用。从经济意义上讲，劳动力流动使农村家庭商业人寿保险参与的均值提高了 0.0096，分别为 2015 年和 2017 年农村家庭商业人寿保险参与样本均值的 20.69% 和 21.77%；劳动力流动使农村家庭商业健康保险参与的样本均值提高了 0.0055，分别为 2015 年和 2017 年农村家庭商业健康保险参与样本均值的 18.58% 和 11%。需要补充说明的是，在表 2（4）列，劳动力流动变量未通过统计学上的显著性检验，这可能是因为劳动力流动变量包含的信息未能充分反映家庭的劳动力流动规模。使用劳动力流动人数和比例变量进行回归时，估计结果（见表 2）表明，劳动力流动能够显著促进家庭的商业健康保险参与。

^①篇幅所限，稳健性检验结果详见《中国农村经济》网站（zgncjj.ajcass.com）本文附录中的附表 4。（1）列汇报了三期平衡面板数据的估计结果。

^②结果详见《中国农村经济》网站（zgncjj.ajcass.com）本文附录中附表 4 的（2）列。

^③结果详见《中国农村经济》网站（zgncjj.ajcass.com）本文附录中附表 4 的（3）列。

^④结果详见《中国农村经济》网站（zgncjj.ajcass.com）本文附录中附表 4 的（4）列。

^⑤结果详见《中国农村经济》网站（zgncjj.ajcass.com）本文附录中附表 4 的（5）列和（6）列。

表2 劳动力流动影响农村家庭商业人寿保险和健康保险参与的估计结果

| 变量 | 商业人寿保险参与 | | | 商业健康保险参与 | | |
|------------------|----------------------|----------------------|---------------------|--------------------|---------------------|----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 劳动力流动 | 0.0096** (0.0040) | | | 0.0055 (0.0048) | | |
| 劳动力流动人数 | | 0.0052** (0.0024) | | | 0.0054* (0.0029) | |
| 劳动力流动比例 | | | 0.0172* (0.0091) | | | 0.0210** (0.0105) |
| 控制变量 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 家庭固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 年份固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 观测值数 | 19048 | 19048 | 19040 | 19048 | 19048 | 19040 |
| 伪 R ² | 0.0029 | 0.0028 | 0.0028 | 0.0155 | 0.0156 | 0.0157 |

注：①**和*分别表示 5% 和 10% 的显著性水平。②括号内为聚类到村庄层面的稳健标准误。

2. 商业保险参保金额。本文也考察了劳动力流动对农村家庭商业保险参保金额的影响，研究结果汇报在表3（1）列和（2）列。结果显示，劳动力流动对农村家庭商业保险参保金额产生了显著的促进作用。此外，表3（3）列、（4）列和（5）列、（6）列分别汇报了劳动力流动对农村家庭商业人寿保险和商业健康保险参保金额的影响。结果表明，劳动力流动也显著提高了农村家庭商业人寿保险和商业健康保险参保金额。具体来看，劳动力流动使农村家庭商业保险、商业人寿保险、商业健康保险的参保金额分别提高了 10.36%、7.93% 和 5.81%，经济意义明显。

表3 劳动力流动影响农村家庭商业保险参保金额的估计结果

| 变量 | 商业保险参保金额 | | 商业人寿保险参保金额 | | 商业健康保险参保金额 | |
|------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|---------------------|-----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 劳动力流动 | 0.1036** (0.0420) | | 0.0793*** (0.0292) | | 0.0581* (0.0343) | |
| 劳动力流动人数 | | 0.0746*** (0.0258) | | 0.0414** (0.0174) | | 0.0576*** (0.0204) |
| 控制变量 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 家庭固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 年份固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 观测值数 | 19048 | 19048 | 19048 | 19048 | 19048 | 19048 |
| 伪 R ² | 0.0085 | 0.0086 | 0.0028 | 0.0027 | 0.0152 | 0.0155 |

注：①***、**和*分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。②对商业保险参保金额、商业人寿保险参保金额、商业健康保险参保金额变量缩尾 1% 后取对数。③以劳动力流动比例为核心解释变量的估计结果依然稳健^①。④括号内为聚类到村庄层面的稳健标准误。

^①篇幅所限，该估计结果详见《中国农村经济》网站（zgncjj.ajcass.com）本文附录中的附表 5。

五、机制探讨

(一) 参保能力：收入增长与财富效应

正如前文所述，劳动力流动隐性壁垒的逐步放松，使农民从土地的束缚中解放出来。这不仅有助于促进劳动力的合理配置，在提高劳动生产率的同时，也有助于提高外出农民工的收入。从已有研究来看，孙文凯等（2007）、尹志超等（2020）认为，劳动力流动对农户收入的增长产生了较大的促进作用。但是，甄小鹏和凌晨（2017）却发现，外出务工者和在家劳动者对农户收入的平均贡献率分别为23.8%和22.5%，在他们看来，与在家劳动相比，劳动力流动对家庭收入的贡献并不大。已有文献主要用家庭收入（李尧，2022）和家庭的流动性资产规模（张正平等，2023）测度家庭参保能力。本文认为，从本质上讲，可以将商业保险参与视为消费型支出或投资型支出，而收入和可快速变现从而用于支付的流动性资产（例如现金、银行存款、股票账户现金余额等）则是“购买力”的直接体现。

基于以上认识，一方面，本文定义了家庭收入变量，从“流量”视角检验增收效应；另一方面，本文定义了流动性资产变量，包括现金、银行存款、股票账户现金余额、余额宝和京东小金库等灵活易取的互联网理财产品余额，从“存量”视角检验财富效应。财富效应在本文中指家庭财富的增长效应，本文使用流动性资产规模的增长来反映财富效应。表4汇报了估计结果。结果显示，劳动力流动产生了显著的增收效应和财富效应，提高了农村家庭商业保险的参保能力。

表4 机制探讨：收入增长与财富效应

| 变量 | 家庭收入 | | | | 流动性资产 | | | |
|-------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|---------------------|----------------------|---------------------|---------------------|
| | FE | | IV-FE | | FE | | IV-FE | |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
| 劳动力流动 | 0.5149*** (0.0151) | | 1.2822*** (0.1303) | | 0.1041* (0.0581) | | 0.9940* (0.5829) | |
| 劳动力流动人数 | | 0.3580*** (0.0101) | | 0.8297*** (0.0849) | | 0.0887** (0.0384) | | 0.6478* (0.3799) |
| 控制变量 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 家庭固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 年份固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 观测值数 | 19048 | 19048 | 19048 | 19048 | 18522 | 18522 | 18522 | 18522 |
| 组内 R ² | 0.8037 | 0.8106 | 0.7458 | 0.7534 | 0.0360 | 0.0361 | 0.0230 | 0.0228 |

注：①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。②FE和IV-FE估计中，括号内分别为聚类到村庄层面的稳健标准误和异方差稳健标准误。③表中回归所用工具变量与基准回归相同，根据村庄收入的中位数将样本家庭分为两组，采用同村庄且同收入组别的其他家庭劳动力流动的比例作为观测家庭劳动力流动变量的工具变量进行估计。

(二) 参保意愿：风险防范动机

中国农村地区存在健康和医疗服务保障力度不足、养老设施不够健全、就业的内生动力匮乏等问题，这些问题不仅使农村家庭面临较高的不确定性，也使其产生了强烈的风险防范需求。前文的研究

表明，劳动力流动提升了家庭收入，并产生了明显的财富效应。流动性约束的放松能够提高家庭防范风险的能力，因此，可能会促进家庭的商业保险参与。接下来，本文将分别从健康风险、养老风险和收入风险三个维度，系统探究风险防范动机对农村流动人口家庭商业保险参与的影响。

1. 劳动力流动、健康风险与农村家庭商业保险参与。健康风险取决于个体当前和未来的健康状况，是无法被保险的。但是，健康状况恶化所引发的经济风险（例如医疗支出风险）却有被保险的可能性（何兴强和史卫，2014）。健康风险越高，家庭采取措施来缓冲由健康风险造成的经济风险的动机越强。劳动力流动带来的财富效应可能满足了家庭为应对健康风险而进行风险防范的资金需求，从而促进家庭的商业保险参与。已有文献运用家庭成员医疗或住院情况等客观指标测度健康风险（朱信凯和彭廷军，2009；张凌霜等，2023）。参考上述文献的做法，同时结合CHFS问卷包含的信息，本文定义了家庭成员住院比例变量，即在家庭层面计算上一年住院的人口数量占家庭总人数的比例，以此来衡量家庭的健康风险。在此之后，本文分别在基准模型中引入劳动力流动相关变量与家庭成员住院比例的交互项。表5汇报了估计结果，(1)～(3)列和(4)～(6)列分别以商业保险参与和商业保险参与比例为被解释变量。从交互项的估计结果来看，家庭成员健康风险越高，劳动力流动对商业保险参与的正向影响越大。上述结果说明，劳动力流动带来的收入增长和财富效应满足了农村家庭为应对健康风险而进行风险防范的资金需求，从而促进农村家庭的商业保险参与。

表5 机制探讨：劳动力流动、健康风险与农村家庭商业保险参与

| 变量 | 商业保险参与 | | | 商业保险参与比例 | | |
|-------------------|--------------------|----------------------|---------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 劳动力流动×家庭成员住院比例 | 0.0511 (0.0366) | | | 0.0631*** (0.0182) | | |
| 劳动力流动人数×家庭成员住院比例 | | 0.0587** (0.0266) | | | 0.0488*** (0.0128) | |
| 劳动力流动比例×家庭成员住院比例 | | | 0.1387* (0.0771) | | | 0.1353*** (0.0397) |
| 控制变量 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 家庭固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 年份固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 观测值数 | 19044 | 19044 | 19036 | 19044 | 19044 | 19036 |
| 组内 R ² | 0.0214 | 0.0215 | 0.0216 | 0.0151 | 0.0152 | 0.0154 |

注：①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。②括号内为聚类到村庄层面的稳健标准误。③回归中控制了交互项的一次项。

2. 劳动力流动、养老风险与农村家庭商业保险参与。于长永（2012）认为，传统孝文化影响下的家庭养老是应对老年生活风险的重要方式。“养儿防老”观念在中国普遍存在，尤其是在农村地区，老年人对养儿防老仍然具有很高的依赖性。对老年人来说，儿子养老天经地义，而女儿结婚后则成了“外人”，既无分得遗产的权利，也不承担照顾父母的责任和义务，女儿的养老支持对儿子的养老角

色无明显替代作用，大多数有儿子的老年人依然会依赖儿子的养老资源（袁小波和杜鹏，2023）。因此，在“养儿防老”的观念下，相较于拥有男性的家庭，无男性的家庭获得的养老支持更少，此类家庭的风险防范动机更为强烈，劳动力流动对此类家庭商业保险参与的影响可能更大。

本文借助与户主生活在同一家庭的男性孩子数量来测度养老风险。具体来说，本文定义了与户主生活在同一家庭的男性孩子数量变量。为尽量排除户主养老规划意识不足和子女未成年等情况对估计结果的干扰，本文选择户主年龄在50岁及以上和60岁及以上的样本进行分析。而后，本文在基准模型中引入劳动力流动相关变量与同住男性孩子数量的交互项，表6汇报了具体的估计结果。结果显示，交互项变量显著且估计系数为负，表明同住男性孩子数量的增加能够显著降低劳动力流动对农村家庭商业保险参与的影响，弱化了农村家庭为应对养老风险而参与商业保险的动机。换言之，同住男性孩子数量越少，劳动力流动对农村家庭商业保险参与的影响越大。这意味着，劳动力流动带来的财富效应满足了农村家庭为应对养老风险而进行风险防范的资金需求，从而促进农村家庭商业保险参与。

表6 机制探讨：劳动力流动、养老风险与农村家庭商业保险参与

| 变量 | 商业保险参与（户主年龄 ≥ 50 岁） | | | 商业保险参与（户主年龄 ≥ 60 岁） | | |
|---------------------------|--------------------------|------------------------|------------------------|--------------------------|------------------------|------------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 劳动力流动 \times 同住男性孩子数量 | -0.0247** (0.0121) | | | -0.0366*** (0.0135) | | |
| 劳动力流动人数 \times 同住男性孩子数量 | | -0.0212*** (0.0074) | | | -0.0267*** (0.0090) | |
| 劳动力流动比例 \times 同住男性孩子数量 | | | -0.1183*** (0.0375) | | | -0.1244*** (0.0428) |
| 控制变量 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 省份固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 观测值数 | 8908 | 8908 | 8908 | 5462 | 5462 | 5462 |
| 伪 R ² | 0.0911 | 0.0908 | 0.0915 | 0.1027 | 0.1020 | 0.1023 |

注：①***和**分别表示1%和5%的显著性水平。②表中报告的是各回归变量的边际效应。③2017年的CHFS数据提供了识别个体与户主关系的信息，本文根据个体性别以及与户主的关系定义了同住男性孩子数量这一变量。④括号内为聚类到村庄层面的稳健标准误。⑤回归中控制了交互项的一次项。

3. 劳动力流动、收入风险与农村家庭商业保险参与。与城镇家庭相比，农村家庭通常面临更高的收入风险。从农民工来看，工资拖欠事件时有发生、劳动合同缺乏规范性、劳动权益保障不足、失业保险参保率低等多种因素使农民工面临较高的收入不确定性（钱文荣和李宝值，2013）；从农业和农村市场来看，农业生产活动过度依赖自然条件，存在高风险低收益的特征，而农村地区的劳动力市场也往往缺乏规范性，这些因素使得农村家庭面临较高的收入风险。收入风险越高的家庭，财务脆弱性越高。这是因为，收入风险通常会放大经济冲击对家庭的不利影响。劳动力流动带来的财富效应为家庭创造了相对宽松的流动性条件，可能会满足家庭为应对收入风险而进行风险防范的资金需求，进而对其商业保险参与产生促进作用。

本文参照沈坤荣和谢勇（2012）的做法来测度收入风险。具体而言，本文以家庭人均可支配收入为因变量，以家庭成员的平均年龄、平均受教育年限、户主的性别和政治面貌、家庭成员的就业比例和省份哑变量等作为自变量进行回归得到残差值，以得到的残差值来衡量家庭的收入风险。残差值越大，表明家庭面临的收入风险越大。在此之后，本文在基准模型中引入劳动力流动相关变量与收入风险的交互项，表7汇报了具体的估计结果，其中，（1）～（3）列和（4）～（6）列分别以商业保险参与和商业保险参与比例作为被解释变量。（1）～（5）列估计结果显示，劳动力流动相关变量与收入风险交互项显著且估计系数为正。尽管（6）列的交互项变量并不显著，但其估计系数的t值为1.58，接近10%的显著性水平的临界值。这说明，家庭的收入风险越高，劳动力流动对农村家庭商业保险参与和商业保险参与比例的影响越大，也意味着，劳动力流动满足了农村家庭为应对收入风险而进行风险防范的资金需求，从而促进了农村家庭的商业保险参与。至此，本文的研究假说H2得证。

表7 机制探讨：劳动力流动、收入风险与农村家庭商业保险参与

| 变量 | 商业保险参与 | | | 商业保险参与比例 | | |
|-------------------|---------------------|----------------------|---------------------|----------------------|---------------------|--------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 劳动力流动×收入风险 | 0.0106* (0.0059) | | | 0.0072** (0.0031) | | |
| 劳动力流动人数×收入风险 | | 0.0083** (0.0036) | | | 0.0032* (0.0018) | |
| 劳动力流动比例×收入风险 | | | 0.0219* (0.0126) | | | 0.0115 (0.0073) |
| 控制变量 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 家庭固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 年份固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 观测值数 | 16598 | 16598 | 16594 | 16598 | 16598 | 16594 |
| 组内 R ² | 0.0200 | 0.0200 | 0.0198 | 0.0147 | 0.0142 | 0.0142 |

注：①**和*分别表示5%和10%的显著性水平。②括号内为聚类到村庄层面的稳健标准误。③回归中控制了交互项的一次项。

六、进一步分析

（一）劳动力流动、亲缘关系网络与农村家庭商业保险参与

作为重要的基础性、兜底性保障机制，亲缘关系网络在农村家庭风险应对中具有一定作用。由血缘关系密切的亲属建立的宗族网络广泛存在于农村地区，维系着宗族成员间的合作，规范着宗族成员与非成员间的互动（Greif and Tabellini, 2017），是防范风险的重要方式。在中国农村，亲缘关系网络对防范风险具有重要意义，因而可能会弱化劳动力流动对农村家庭商业保险参与的影响。

为了检验这一研究假说，本文参照郭云南等（2012）、郭云南等（2014）的做法，以村庄是否有宗族祠堂来衡量亲缘关系网络。若村庄内有宗族祠堂，则将宗族网络变量赋值为1，否则为0。为检验宗族网络在劳动力流动影响商业保险参与中的作用，本文在计量模型中引入劳动力流动相关变量与宗

族网络的交互项，表 8（1）～（3）列汇报了相关估计结果。估计结果显示，宗族网络与劳动力流动相关变量的交互项在统计上是显著的，而且边际效应为负，说明宗族网络能够有效弱化劳动力流动对家庭商业保险参与的影响。此外，本文也定义了受访者和配偶的兄弟姐妹数量变量，并在计量模型中引入劳动力流动相关变量与受访者和配偶的兄弟姐妹数量的交互项，表 8（4）～（6）列汇报了具体的估计结果。各列交互项的估计结果均显示，受访者和配偶的兄弟姐妹数量与劳动力流动相关变量的交互项系数均为负。尽管（5）列的交互项系数并不显著，但是，交互项对应的 t 值为 -1.64，接近 10% 的显著性水平上的 t 值临界值。该结果表明，受访者和配偶的兄弟姐妹数量越多，劳动力流动对家庭商业保险参与的促进作用越弱。这意味着，亲缘关系网络降低了家庭的风险防范动机。至此，本文的研究假说 H3 得证。

表 8 劳动力流动、亲缘关系网络与农村家庭商业保险参与

| 变量 | 商业保险参与 | | | | | |
|------------------|----------|------------|-----------|-----------|----------|----------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 劳动力流动×宗族网络 | -0.0338* | | | | | |
| | (0.0200) | | | | | |
| 劳动力流动人数×宗族网络 | | -0.0294*** | | | | |
| | | (0.0110) | | | | |
| 劳动力流动比例×宗族网络 | | | -0.1031** | | | |
| | | | (0.0408) | | | |
| 劳动力流动×兄弟姐妹数量 | | | | -0.0053** | | |
| | | | | (0.0024) | | |
| 劳动力流动人数×兄弟姐妹数量 | | | | | -0.0023 | |
| | | | | | (0.0014) | |
| 劳动力流动比例×兄弟姐妹数量 | | | | | | -0.0080* |
| | | | | | | (0.0048) |
| 控制变量 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 省份固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 观测值数 | 12494 | 12494 | 12488 | 10719 | 10719 | 10707 |
| 伪 R ² | 0.0879 | 0.0881 | 0.0883 | 0.1311 | 0.1305 | 0.1304 |

注：①***、**和*分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。②考虑到宗族网络、受访者和配偶的兄弟姐妹数量数据的可得性，表中（1）～（3）列和（4）～（6）列分别使用 2017 年和 2015 年的 CHFS 数据。③括号内为聚类到村庄层面的稳健标准误。④回归中控制了交互项的一次项。

（二）劳动力流动、公共服务质量与农村家庭商业保险参与

除了以血缘关系为依托的亲缘互助机制外，高质量的公共服务保障体系也是一种有效的风险防范机制，既可以为家庭提供“外部保护网”，也能够发挥兜底性的保障功能，帮助家庭抵御未知风险。对农村居民而言，基础性的保障服务（例如五保供养、低保服务）均属于兜底性保障，可以确保农村居民至少享有最低的生活保障标准。因此，社会救助机制的建立和完善可能会弱化家庭的风险防范动

机，从而形成对于商业保险需求的替代。

为检验公共服务质量的改善在劳动力流动影响农村家庭商业保险参与中的作用，本文根据村庄五保服务和低保服务的完善情况定义了公共服务完善度变量。具体而言，本文将不完善、一般和完善分别赋值为0、1和2，并在计量模型中引入劳动力流动相关变量与公共服务完善度的交互项，估计结果汇报在表9（1）～（3）列。另外，本文也定义了五保服务改善度变量。具体而言，如果五保服务质量有改善，则将其赋值为1，否则赋值为0。在此基础上，本文在计量模型中引入劳动力流动相关变量与五保服务改善度的交互项，相关估计结果汇报在表9（4）～（6）列中。估计结果显示，公共服务完善度和五保服务改善度都有效弱化了劳动力流动对农村家庭商业保险参与的影响，表明公共服务质量的提升能够对农村家庭商业保险参与产生替代效应。至此，本文的研究假说H4得证。

表9 劳动力流动、公共服务质量与农村家庭商业保险参与

| 变量 | 商业保险参与 | | | | | |
|------------------|-----------------------|----------------------|---------------------|---------------------|----------------------|----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 劳动力流动×公共服务完善度 | -0.0385** (0.0188) | | | | | |
| 劳动力流动人数×公共服务完善度 | | -0.0227* (0.0119) | | | | |
| 劳动力流动比例×公共服务完善度 | | | -0.0621 (0.0391) | | | |
| 劳动力流动×五保服务改善度 | | | | -0.0519 (0.0352) | | |
| 劳动力流动人数×五保服务改善度 | | | | | -0.0415* (0.0226) | |
| 劳动力流动比例×五保服务改善度 | | | | | | -0.1228* (0.0747) |
| 控制变量 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 省份固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 观测值数 | 12007 | 12007 | 12003 | 12007 | 12007 | 12003 |
| 伪 R ² | 0.0933 | 0.0929 | 0.0929 | 0.0912 | 0.0913 | 0.0912 |

注：①**和*分别表示5%和10%的显著性水平。②考虑到公共服务完善度和五保服务改善度相关信息的可得性，表中分析使用的是2017年的CHFS数据。③括号内为聚类到村庄层面的稳健标准误。④回归中控制了交互项的一次项。

七、研究结论与政策启示

改革开放以来，户籍制度约束和农村劳动力流动的隐性壁垒逐步放松，大规模的农村劳动力离开家乡外出务工，这在激活中国城市经济活力、加快工业化进程的同时，也深刻影响了农村家庭的生计状况和经济行为。与此同时，农村家庭面临的发展环境和风险环境也发生了深刻变化，农村家庭的风险防范动机更加强烈。随着多层次保障体系在农村地区的深入推广，农村家庭防范化解风险的工具箱

逐渐丰富，以商业保险为代表的风险防范工具不断渗透到农村家庭。尽管农村家庭在商业保险参保比例上与城镇家庭依然存在一定差距，但是，对2015—2021年中国家庭金融调查（CHFS）数据的测算结果表明，农村家庭商业保险参保比例保持上升态势。基于上述背景，本文利用2015年、2017年和2021年CHFS的数据，系统研究了农村劳动力流动对家庭商业保险参与的影响。本文有以下研究发现：第一，劳动力流动对农村家庭商业保险参与具有显著的促进作用；第二，劳动力流动对农村家庭商业人寿保险参与和商业健康保险参与、商业保险参保金额以及商业人寿保险和商业健康保险参保金额均具有促进作用；第三，劳动力流动带来的收入增长和财富效应，能够满足农村家庭为防范风险而购买保险的资金需求，从而促进农村家庭的商业保险参与；第四，亲缘关系网络和公共服务保障对削弱农村家庭风险防范动机具有重要作用。

基于上述发现，本文归纳并提出如下政策建议：

首先，应适当降低面向农村居民的保险产品的费率，鼓励商业保险产品的创新。商业保险建立在商业原则的基础上，具有比社会保险更高的参保门槛和保障标准，这在一定程度上削弱了农村居民的参保能力。尽管农民工家庭的收入有一定改善，但他们仍然可能会因为资金约束问题而放弃购买商业保险。针对农村家庭面临的资金约束问题，政府可以考虑通过财政补贴的方式，引导保险机构降低费率，使商业保险在让利农民的同时提升业务普及率，全面推动农村商业保险市场的发展。同时，应大力支持和鼓励保险机构进行产品创新，设计并持续优化面向农村居民的商业保险产品，吸引农村居民购买商业保险。

其次，应引导亲缘关系网络这一非正式制度嵌入农村经济社会的发展过程，充分发挥亲缘关系网络在促进风险共担中的作用。正式制度的建立是一个缓慢的过程，在实现现代化的道路上，非正式制度也扮演了重要角色。政府应积极发挥非正式制度的有益价值，推动建立正式制度与非正式制度相互支持、相互促进的包容性制度体系。同时，政府也应注意农村人口外流、农村人口的空心化和老龄化问题对非正式制度发挥有益价值所形成的削弱作用。从长远看，政府仍应大力推动市场化保障机制在农村地区的普及和推广工作，不断提升农村家庭风险防范手段的多样化和市场化程度。

最后，应大力优化和完善面向农村居民的社会保障体系，降低农村家庭在医疗、养老、就业等方面不确定性的风险。农民工家庭的商业保险参与决策表明农村家庭具有强烈的风险防范需求，这些风险包括健康风险、养老风险和收入波动风险等。政府未来应逐步从扩大社会保障的覆盖面向提高社会保障的深度转变，在健康护理产业、养老服务和养老设施建设、就业创业机制建设等方面持续健全和完善社会保障体系，提高保障的深度，不断降低农村家庭的经济风险。

参考文献

- 1.程名望、贾晓佳、俞宁，2018：《农村劳动力转移对中国经济增长的贡献（1978～2015年）：模型与实证》，《管理世界》第10期，第161-172页。
- 2.高立飞、王国军，2021：《人口流动对居民商业保险需求的影响研究——基于CGSS2017数据的实证分析》，《河北经贸大学学报》第2期，第85-91页。

3. 郭云南、姚洋、Jeremy Foltz, 2012: 《宗族网络、农村金融与平滑消费: 来自中国 11 省 77 村的经验》, 《中国农村观察》第 1 期, 第 32-45 页。
4. 郭云南、姚洋、Jeremy Foltz, 2014: 《宗族网络与村庄收入分配》, 《管理世界》第 1 期, 第 73-89 页。
5. 韩鹏云, 2015: 《我国农村五保供养的制度变迁与路径选择》, 《安徽师范大学学报(人文社会科学版)》第 3 期, 第 310-315 页。
6. 何兴强、史卫, 2014: 《健康风险与城镇居民家庭消费》, 《经济研究》第 5 期, 第 34-48 页。
7. 贾昊文、王晓全, 2019: 《农村居民外出打工行为会促进家庭商业保险购买吗? ——基于 CFPS 数据的实证研究》, 《兰州财经大学学报》第 2 期, 第 73-82 页。
8. 贾男、马俊龙, 2015: 《非携带式医保对农村劳动力流动的锁定效应研究》, 《管理世界》第 9 期, 第 82-91 页。
9. 李丁、丁俊菘、马双, 2019: 《社会互动对家庭商业保险参与的影响——来自中国家庭金融调查(CHFS) 数据的实证分析》, 《金融研究》第 7 期, 第 96-114 页。
10. 李飞、杜云素, 2013: 《“弃地”进城到“带地”进城: 农民城镇化的思考》, 《中国农村观察》第 6 期, 第 13-21 页。
11. 李晓、吴雨、李洁, 2021: 《数字金融发展与家庭商业保险参与》, 《统计研究》第 5 期, 第 29-41 页。
12. 李尧, 2022: 《为子女教育而参保——随迁子女入学门槛对流动人口社保参保行为的影响》, 《财经研究》第 11 期, 第 109-123 页。
13. 李周, 2019: 《农民流动: 70 年历史变迁与未来 30 年展望》, 《中国农村观察》第 5 期, 第 2-16 页。
14. 马九杰、唐溧、黄建、胡晓霁, 2021: 《农村人口老龄化、家庭资源限制与养老保险参与》, 《保险研究》第 3 期, 第 84-98 页。
15. 钱文荣、李宝值, 2013: 《不确定性视角下农民工消费影响因素分析——基于全国 2679 个农民工的调查数据》, 《中国农村经济》第 11 期, 第 57-71 页。
16. 秦芳、王文春、何金财, 2016: 《金融知识对商业保险参与的影响——来自中国家庭金融调查(CHFS) 数据的实证分析》, 《金融研究》第 10 期, 第 143-158 页。
17. 仇童伟、罗必良, 2023: 《宗族网络、行政干预与村民安全感——基于全国 27 省份 212 个村庄的证据》, 《经济理论与经济管理》第 7 期, 第 47-59 页。
18. 尚燕、熊涛、李崇光, 2020: 《风险感知、风险态度与农户风险管理工具采纳意愿——以农业保险和“保险+期货”为例》, 《中国农村观察》第 5 期, 第 52-72 页。
19. 沈坤荣、谢勇, 2012: 《不确定性与中国城镇居民储蓄率的实证研究》, 《金融研究》第 3 期, 第 1-13 页。
20. 孙蓉、何海霞, 2015: 《政府作为、保户参保意愿与保险需求研究——基于问卷调查数据的分析》, 《软科学》第 11 期, 第 39-44 页。
21. 孙文凯、路江涌、白重恩, 2007: 《中国农村收入流动分析》, 《经济研究》第 8 期, 第 43-57 页。
22. 王春超、袁伟, 2016: 《社会网络、风险分担与农户储蓄率》, 《中国农村经济》第 3 期, 第 25-35 页。
23. 王春超、周先波, 2013: 《社会资本能影响农民工收入吗? ——基于有序响应收入模型的估计和检验》, 《管理世界》第 9 期, 第 55-68 页。

- 24.王泰、朱衡、卓志, 2022: 《社会信任对个人商业保险购买决策的影响——基于 CGSS 数据的实证研究》, 《保险研究》第 8 期, 第 3-16 页。
- 25.王文略、朱永甜、黄志刚、余劲, 2019: 《风险与机会对生态脆弱区农户多维贫困的影响——基于形成型指标的结构方程模型》, 《中国农村观察》第 3 期, 第 64-80 页。
- 26.王小龙、何振, 2018: 《新农合、农户风险承担与收入增长》, 《中国农村经济》第 7 期, 第 79-95 页。
- 27.王正位、丁佳敏、张伟强, 2023: 《高风险还是高风险厌恶? ——基于微观重疾险数据的实证分析》, 《保险研究》第 1 期, 第 84-100 页。
- 28.魏后凯、刘长全, 2019: 《中国农村改革的基本脉络、经验与展望》, 《中国农村经济》第 2 期, 第 2-18 页。
- 29.尹志超、刘泰星、严雨, 2021a: 《劳动力流动能否缓解农户流动性约束——基于社会网络视角的实证分析》, 《中国农村经济》第 7 期, 第 65-83 页。
- 30.尹志超、刘泰星、张诚, 2020: 《农村劳动力流动对家庭储蓄率的影响》, 《中国工业经济》第 1 期, 第 24-42 页。
- 31.尹志超、严雨、蒋佳伶, 2021b: 《收入波动、社会网络与家庭商业保险需求》, 《财经问题研究》第 8 期, 第 52-61 页。
- 32.于长永, 2012: 《农民“养儿防老”观念的代际差异及转变趋向》, 《人口学刊》第 6 期, 第 40-50 页。
- 33.于长永、代志明、马瑞丽, 2017: 《现实与预期: 农村家庭养老弱化的实证分析》, 《中国农村观察》第 2 期, 第 54-67 页。
- 34.袁小波、杜鹏, 2023: 《“养儿防老”还是“传宗接代”? ——老年人对子女的角色期待及影响因素研究》, 《人口与发展》第 6 期, 第 100-110 页。
- 35.岳歲、王雄、张强, 2021: 《健康风险、医疗保险与家庭财务脆弱性》, 《中国工业经济》第 10 期, 第 175-192 页。
- 36.张浩、李文彬、周利、来特, 2023: 《多子女与家庭商业保险: 利他抑或投资?》, 《中央财经大学学报》第 1 期, 第 26-38 页。
- 37.张凌霜、易行健、杨碧云, 2023: 《商业保险、数字经济参与和家庭金融风险承担——基于中国家庭金融调查数据的经验证据》, 《世界经济文汇》第 3 期, 第 58-77 页。
- 38.张正平、赵丙楠、程灿, 2023: 《人口老龄化与家庭商业保险参与——基于 CHFS 数据的实证分析》, 《金融理论与实践》第 10 期, 第 107-118 页。
- 39.甄小鹏、凌晨, 2017: 《农村劳动力流动对农村收入及收入差距的影响——基于劳动异质性的视角》, 《经济学(季刊)》第 3 期, 第 1073-1096 页。
- 40.朱信凯、彭廷军, 2009: 《新型农村合作医疗中的“逆向选择”问题: 理论研究与实证分析》, 《管理世界》第 1 期, 第 79-88 页。
- 41.邹静娴、曾淑桂、刘青, 2023: 《独生子女的商业保险购买决策——基于中国家庭追踪调查(CFPS)数据的证据》, 《经济理论与经济管理》第 8 期, 第 46-57 页。
- 42.Ceritoğlu, E. 2013, “The Impact of Labour Income Risk on Household Saving Decisions in Turkey”, *Review of Economics of the Household*, Vol. 11: 109-129.
- 43.Conley, T. G., C. B. Hansen, and P. E. Rossi, 2012, “Plausibly Exogenous”, *The Review of Economics and Statistics*, 94(1): 260-272.

- 44.Gao, J., G. Song, and X. Sun, 2020, “Does Labor Migration Affect Rural Land Transfer? Evidence from China”, *Land Use Policy*, Vol.99: 1-10.
- 45.Greif, A., and G. Tabellini, 2017, “The Clan and the Corporation: Sustaining Cooperation in China and Europe”, *Journal of Comparative Economics*, 45(1): 1-35.
- 46.Rozelle, S., J. E. Taylor, and A. deBrauw, 1999, “Migration, Remittances, and Agricultural Productivity in China”, *The American Economic Review*, 89(2): 287-291.
- 47.Xu, N., Z. Rong, and L. Yu, 2023, “Credit Cards and Commercial Insurance Participation: Evidence from Urban Households in China”, *Accounting & Finance*, <https://doi.org/10.1111/acfi.13176>.

(作者单位: ¹北京工商大学商学院;

²首都经济贸易大学金融学院)

(责任编辑: 马太超)

“Let It Be” or “Nip It in the Bud”: The Impact of Labor Migration on Rural Household Participation in Commercial Insurance

LIU Taixing YIN Zhichao

Abstract: Rural households in China face economic risks that are complex and varied with significant financial vulnerability issues, and rural families have strong motivation to prevent risks. This paper uses data from the China Household Finance Survey (CHFS) for 2015, 2017, and 2021 to empirically analyze the impact of rural labor migration on household participation in commercial insurance. The findings indicate that labor migration significantly promotes rural households' participation in commercial insurance. Specifically, labor migration notably enhances the extent of participation in commercial life insurance and commercial health insurance, as well as significantly increases the amount of coverage in various types of commercial insurance for rural households. Mechanism analysis reveals that the income growth and wealth effects resulting from labor migration meet the financial needs of rural households for purchasing insurance to address uncertainties such as health risks, pension risks, and income risks, thereby promoting their participation in commercial insurance. Further investigation finds that the strengthening of kinship networks and the improvement of public service quality effectively mitigates the impact of labor migration on rural households' participation in commercial insurance. This study provides a new perspective for a comprehensive understanding of the factors influencing rural household participation in commercial insurance and offers empirical evidence and policy implications for better preventing and resolving rural household risks and improving their financial resilience.

Keywords: Labor Migration; Commercial Insurance Participation; Risk Prevention Motivation; Kinship Network; Public Service Quality

户籍歧视导致的收入差距依然存在吗*

——基于机器学习方法的再讨论

江求川¹ 鲁元平^{2,3}

摘要: 中国劳动力市场供需结构变化促使农民工与城镇职工间收入差距呈现新态势, 有关户籍歧视是否依然存在的争论越来越多。本文用双重去偏机器学习方法重新检验农民工与城镇职工收入差距中的户籍歧视现象。经验分析表明: 第一, 迁移溢价干扰了对户籍歧视的识别, 考虑迁移溢价因素后户籍歧视现象更加明显; 第二, 用双重去偏机器学习方法选择更加符合条件独立性假设要求的模型后, 农业户籍对劳动者小时工资收入、全年总收入和全年工资收入均有负面影响, 且对小时工资收入的负面影响更为显著; 第三, 经双重去偏机器学习修正后的 Oaxaca-Blinder 分解结果表明, 农民工和城镇职工收入差距中大约有 8%~15% 属于户籍歧视; 第四, Oster 检验证实双重去偏机器学习的估计相较 OLS 估计更加可靠, 不同机器学习算法下的双重去偏机器学习估计与 Lewbel 工具变量估计也表明本文结论是稳健的。

关键词: 户籍歧视 机器学习 收入差距 农民工

中图分类号: F241.2 文献标识码: A

一、引言

中华人民共和国成立之初, 政府推行重工业优先发展战略, 户籍制度等一系列城市偏向型政策和制度应运而生(陈斌开和林毅夫, 2013)。虽然大多数城市偏向型政策和制度随着社会经济形势的变化已经退出历史舞台, 但户籍制度改革却久攻不克(蔡昉, 2023)。户籍制度在一定程度上造成了城乡居民的发展机会不均等。尤其是 20 世纪 80 年代之后, 大量农村剩余劳动力流入城市, 城乡居民的发展不均衡问题快速凸显。其中, 最突出的表现就是城镇职工与农民工之间的收入差距和就业机会差距(Meng and Zhang, 2001; 邢春冰, 2008; 章莉等, 2014; 孙婧芳, 2017; Ma, 2018; 吴彬彬等,

*本文研究得到国家社会科学基金一般项目“共同富裕目标下代际收入流动阻碍因素与提升路径研究”(编号: 22BJL074)的资助。本文通讯作者: 鲁元平。

2020）。不少学者认为，城镇职工与农民工之间的收入差距有一部分源于劳动力市场针对农民工的户籍歧视（吴珊珊和孟凡强，2019），甚至有研究表明户籍歧视构成了城镇职工与农民工收入差距的主体（谢嗣胜和姚先国，2006；邓曲恒，2007）。然而，也有学者发现，随着刘易斯转折点的到来，农村剩余劳动力的无限供给特征已经消失，针对农民工的户籍歧视正在减弱，城镇职工与农民工的工资收入出现了缓慢的趋同（吕炜等，2019；许岩，2022），甚至出现了针对农业户籍的优待或“反向歧视”（章莉和吴彬彬，2019）。那么，户籍歧视导致的城镇职工与农民工收入差距真的消失了吗？

一直以来，针对城镇职工与农民工在劳动力市场上被差别对待的研究大多聚焦于农民工的农业户籍身份（孙婧芳，2017；吴彬彬等，2020；孟凡强等，2022）。从人口迁移角度看，收入增长是移民选择流动的主要动机之一，对农民工流入城市而言更是如此。经验证据表明，在中国劳动力市场上人口迁移带来的收入增长效应较为明显（孙三百，2015）。农民工的迁移人口和农业户籍双重身份意味着忽略任何一种效应都会影响对另一种效应的精确认识。虽然已有文献注意到农业户籍身份对识别流动人口迁移溢价的潜在干扰（刘金东等，2020；黄静和祝梦迪，2022），但在识别户籍歧视对劳动力收入的影响时，鲜有研究关注迁移溢价的潜在干扰。

识别农业户籍对劳动力收入的影响面临的最大挑战是实证检验时必须考虑农业户籍和迁移人口这两个变量的潜在内生性。以往文献几乎均在条件独立性假设（conditional independence assumption，简称CIA）成立的前提下估计农业户籍的收入效应，或对城镇职工与农民工的收入均值和分布进行分解（刘金东等，2020；邢春冰等，2021；孟凡强等，2022）。CIA要求观察到的个体特征信息足够充分，足以包含所有与户籍身份、迁移身份和潜在收入同时相关的信息。但是，以往研究大多数只控制了非常有限的个体特征信息，CIA是否成立成为识别户籍歧视存在与否的关键。

与现有研究相比，本文可能的贡献有三点。第一，本文提供了潜在遗漏变量问题有可能对户籍歧视识别造成严重影响的证据，对以往研究结论做出了补充。本文的主要控制变量除包含以往研究中的常规变量外，还包含个体职业声望、身体特征、家庭背景等信息。然而，实证结果表明，即便如此丰富的控制变量也无法完全排除遗漏变量造成的影响。第二，本文为回答2012—2021年这一阶段的城镇职工与农民工收入差距中是否依然存在户籍歧视问题提供了更加稳健的证据。本文在识别农业户籍对劳动力收入的影响时排除迁移溢价的干扰，并同时考虑这两个关键变量潜在的内生性问题，不仅补充了户籍歧视研究和迁移溢价研究这两类文献，也为城镇职工与农民工收入差距中的户籍歧视识别提供了更稳健的结果。第三，为尽可能识别出农业户籍对收入的影响，本文使用Chernozhukov et al. (2018)提出的双重去偏机器学习（double debiased machine learning，简称DML）方法，不仅在研究方法上丰富了户籍歧视研究，也为基于双重机器学习的项目评估理论提供了新的经验支撑。

二、文献回顾

经济学研究一直对劳动力市场分割问题有浓厚兴趣，因为劳动力市场分割不仅导致低效率，还会加剧经济不平等。户籍制度导致的劳动力市场分割无疑是中国劳动力市场最主要的特征之一。20世纪

80年代以后，随着城市劳动力市场中农业户籍劳动者的规模不断扩大，农村流动人口与城镇本地职工在就业和收入获得方面的差异引起广泛关注。早期的大量研究发现农民工和城镇职工之间的收入差距中只有较少的部分可以由两个群体间的特征差异解释，超过50%的差异是不可解释的，这部分差异通常被认为是劳动力市场针对农业户籍的歧视（王美艳，2005；谢嗣胜和姚先国，2006；邓曲恒，2007）。2005年之后的研究通过对新数据分析发现，中国劳动力市场中各类针对农业户籍的歧视现象出现了新特征。越来越多的证据表明，虽然户籍歧视导致的收入差距仍然不可忽视，但出现了明显的减弱趋势（邢春冰，2008；章莉等，2014；孙婧芳，2017；于潇和孙悦，2017）。究其原因，可能是中国劳动力市场的供需结构变化和制度变化的综合结果（孙婧芳，2017）。

户籍歧视现象的新趋势促使后续研究朝三个方向发展。一是聚焦于户籍歧视的其他表现形式，如就业的户籍歧视（章莉和吴彬彬，2019；吴彬彬等，2020）；二是考察农民工和城镇职工收入的趋同速度（陈珣和徐舒，2014；吕炜等，2019；胡凤霞和叶仁荪，2019；许岩，2022）；三是探究是否存在针对外来农民工的“反向歧视”（陈昊等，2017；章莉和吴彬彬，2019；邢春冰等，2021；孟凡强等，2022）。与早期户籍歧视研究将“流动人口”“农业户籍人口”“农民工”等名词相互替换使用的做法不同，上述研究开始关注“户籍来源地”与“户籍性质”之间的差异。陈昊等（2017）发现外地户籍人口相比本地居民有58.64%的收入溢价，并将这一现象称为户籍所在地的“反向歧视之谜”。为了避免针对农业户籍的歧视干扰对外地户籍溢价的识别，他们将样本划分为农业户籍和城镇户籍两个子样本，并证实在两个子样本中均存在外地户籍溢价。但是，这种方式本身并不能说明农业户籍歧视是否存在。类似地，徐凤辉和赵忠（2014）、邢春冰等（2021）均发现外地户籍获得了收入溢价。但这些研究均未能充分考虑农业户籍歧视的潜在效应，不能排除户籍歧视存在的可能性。刘金东等（2020）、黄静和祝梦迪（2022）在研究流动人口工资溢价时控制了农业户籍因素，但户籍因素并非核心变量，且未考虑潜在的遗漏变量问题对户籍歧视识别的干扰。刘金东等（2020）的结果表明迁移溢价和户籍歧视均不存在，而黄静和祝梦迪（2022）的结论表明流动人口工资溢价和户籍歧视均存在。与上述研究不同的是，在识别农业户籍对劳动力收入的影响时，鲜有研究关注迁移溢价对结果的干扰。章莉和吴彬彬（2019）、吴彬彬等（2020）在不考虑迁移溢价的情况下发现农业户籍人口在获得收入时其实受到了优待。同样是未考虑迁移溢价，孟凡强等（2022）、于潇等（2022）却发现户籍歧视仍然存在。

综上所述，现有研究对城镇职工与农民工收入差距中户籍歧视的影响进行了极为有益的探索。从研究结论上看，相关文献大体可分三个阶段：户籍歧视在城乡劳动力收入差距中占主导地位阶段、户籍歧视作用下降阶段和户籍歧视存在性存疑阶段。前两个阶段中大量经验研究结论相对统一，但这些研究结论均以CIA成立为前提，研究本身均未对CIA成立与否进行讨论。在户籍歧视较为严重甚至作为城镇职工和农民工收入差距的主导因素时，CIA不成立所带来的估计偏差可能不会影响对户籍歧视存在性的判断。但随着户籍歧视的减弱，CIA不成立可能导致户籍歧视的识别结果在存在歧视、存在“反向歧视”和不存在歧视之间反复。因此，现阶段探讨户籍歧视导致的收入差距是否依然存在，有必要关注CIA是否成立，并在尽可能满足CIA的基础上识别户籍歧视对劳动力收入的影响。

三、计量方法与数据

(一) 计量方法

为将户籍歧视研究的常规方法和 DML 方法置于同一框架, 本文先考虑 Rubin 因果模型。用 $rural_i = 1$ 和 $rural_i = 0$ 分别表示农业户籍和城镇户籍; y_i^1 和 y_i^0 分别表示农业户籍和城镇户籍状态下的潜在收入, 则 $\tau_i = y_i^1 - y_i^0$ 为户籍差异对收入影响的净效应。实践中, 只能观察到个体的实际收入 y_i 、与收入相关的特征信息 x_i 和户籍状态 $rural_i$ 。 y_i 的表达式为:

$$y_i = y_i^1 \times rural_i + y_i^0 (1 - rural_i) \quad (1)$$

虽然 τ_i 永远无法被直接观测到, 但在一定条件下, 平均处理效应 $\tau_{ate} = E(\tau_i) = E(y_i^1 - y_i^0)$ 是可以被识别的。其中, CIA 是识别 τ_{ate} 的重要基础。具体而言, CIA 要求在给定可观察的个体特征信息 x 的条件下, 户籍身份与个体的潜在收入之间没有任何关联, 即:

$$y_i^1, y_i^0 \perp rural_i | x_i = x \quad (2)$$

简单来说, 在 (2) 式成立的条件下, 条件平均处理效应 $\tau_{ate}(x) = E(\tau_i | x_i = x)$ 是可识别的, 即:

$$\tau_{ate}(x) = E(y_i | x_i = x, rural_i = 1) - E(y_i | x_i = x, rural_i = 0) \quad (3)$$

(3) 式成立的关键在于 CIA 保证了 $E(y_i^t | x_i) = E(y_i | x_i, rural_i = t)$, 其中 $t = 0, 1$ 。因此, $\tau_{ate}(x)$ 可以用观测到的样本信息 (y_i , x_i , $rural_i$) 估计。根据迭代期望原理, $\tau_{ate}(x)$ 构成识别平均处理效应 τ_{ate} 的基础。一般而言, $E(y_i^t | x_i)$ 可用参数或非参数方法估计得到。大多数经验研究采用参数估计方法 (刘金东等, 2020; 黄静和祝梦迪, 2020; 邢春冰等, 2021)。参照现有研究的做法, 本文假定 y_i^t 是 x_i 的线性函数, 即 $y_i^0 = x_i\gamma + u_i^0$, $y_i^1 = \beta \times rural_i + x_i\gamma + u_i^1$, 且 $E(u_i^t | x_i) = 0$ 。其中, γ 和 β 为系数, u_i^0 、 u_i^1 和 u_i^t 为残差项。根据上述假定可构建如下线性模型:

$$y_i = x_i\gamma + \beta \times rural_i + u_i \quad (4)$$

(4) 式中: $u_i = u_i^0 + (u_i^1 - u_i^0) \times rural_i$ 。 β 反映的是户籍差异对收入的影响, 其估计值是否具有因果解释能力的关键前提之一在于 (2) 式是否成立。为了让 (4) 式更好地满足 CIA, 最简单的做法是在 (4) 式中增加控制变量并提升模型灵活性。然而, 经济学理论和经验可能会说明哪类变量是重要变量, 但不一定会说明哪一个变量是重要变量。因此, 在实践问题中, 变量和模型形式选择并非易事。

近年来, 大量机器学习算法被应用到因果识别问题当中, 推动了因果机器学习这一新领域的快速发展。与传统的机器学习研究以提高模型的预测能力为目标不同, 因果机器学习的目标是提升因果识别的可靠性。对于本文关心的 (4) 式而言, 传统机器学习方法试图提升模型对 y_i 的预测能力, 而因果机器学习试图得到 β 的可靠估计量。理论研究表明, 用机器学习算法估计 (4) 式得到的 β 估计值

不是一致估计量，相应的估计偏差被称为正则化偏差 (Belloni et al., 2014; Chernozhukov et al., 2018)。为解决正则化偏差，需要进一步考虑辅助方程：

$$rural_i = x_i\alpha + \nu_i \quad (5)$$

根据 (5) 式可以构造 (4) 式的如下简约型：

$$y_i = x_i\varphi + \omega_i \quad (6)$$

(6) 式中： $\varphi = \beta\alpha + \gamma$, $\omega_i = \beta\nu_i + u_i$ 。用机器学习算法分别拟合 (5) 式和 (6) 式得到系数估计量 $\hat{\alpha}$ 和 $\hat{\varphi}$ 。最终， β 的估计量 $\hat{\beta}$ 构造如下：

$$\hat{\beta} = \left(\frac{1}{n} (rural_i - x_i\hat{\alpha}) \times rural_i \right)^{-1} \frac{1}{n} \sum_i (y_i - x_i\hat{\varphi})(rural_i - x_i\hat{\alpha}) \quad (7)$$

(7) 式中： $\hat{\beta}$ 被称为双重去偏机器学习估计量。(7) 式虽然解决了正则化偏差，但同时也带来了新问题。由于机器学习算法的目标是更好地进行样本内预测，所以通常存在过度拟合问题。(5) 式或 (6) 式的过度拟合都会导致估计 (7) 式时出现过度拟合偏差 (overfitting bias)。根据 Chernozhukov et al. (2018) 的建议，本文使用交叉拟合 (cross-fitting) 方法来缓解过度拟合偏差。最终的估计过程如下：先将总样本分为 k 份，再用其中的第 j ($j=1, \dots, k$) 份 S_j 作为测试集，用其余样本 S_{-j} 作为训练集学习 (5) 式和 (6) 式，最后将训练集的学习结果代入测试集用于计算 (7) 式。重复上述过程 S 次，用 S 次的平均值作为最终估计结果。

严格来说，所有有监督的机器学习算法均适用于上述估计过程。本文选择 Lasso 作为基准回归中的学习算法，这是目前 DML 方法中使用最广泛的学习算法 (Knaus, 2021; Bonaccolto-Töpfer and Briel, 2022)。为了让模型能更好地满足 CIA，研究者需要提供丰富的潜在控制变量集合。在这种高维数据情形下，基于 Lasso 算法的 DML 估计同时也发挥了变量筛选功能，这为后续的研究（如 Oaxaca-Blinder 分解）提供了基础。当然，就 DML 估计本身而言，其他机器学习算法同样也可以估计 (5) 式和 (6) 式。为此，本文在稳健性分析部分还采用随机森林、岭回归和弹性网络这些常规的机器学习算法进行估计。

（二）数据与变量

1. 数据来源。本文使用的数据来自中国综合社会调查 (Chinese general social survey, 简称 CGSS) 于 2012 年、2013 年、2015 年、2017 年、2018 年和 2021 年的 6 次抽样调查数据。该调查于 2003 年开始，目前由全国 48 所高校联合组织实施，每年在全国范围内通过多阶分层 PPS 随机抽样方法抽取约 10000 户家庭。本文选择使用 2012 年后的最近 6 次调查数据，主要基于两点考虑：第一，关于中国劳动力市场中户籍歧视研究的分歧主要发生在基于 2005 年以后的数据所得出的结论中，且这些研究认为城镇职工和农民工的收入在缓慢趋同。使用最新的数据更有利于回应以往研究的分歧，也有利于观察缓慢趋同后的最新状态。第二，2012 年后的 CGSS 问卷问题设计相对稳定，能最大限度保持变

量的完整性和变量定义的统一性。

本文将研究对象限定为 18~60 岁且目前从事非农工作的个体^①，不包含自雇者和个体商户。本文删除了收入、户籍等关键信息缺失的样本，同时为避免离群值的影响，进一步剔除了收入最高和最低的 1% 样本。由于单一年份的最终有效样本量较少，为提高估计效率并兼顾变量定义的统一，本文将 2012 年、2013 年和 2015 年 3 年的样本合并，共计 10044 个观测值；将 2017 年、2018 年和 2021 年 3 年的样本合并，共计 9767 个观测值。

2. 变量定义。本文的被解释变量为劳动者个体的收入。根据 CGSS 的问卷设计，本文定义 3 个反映个体收入的变量，分别是全年收入、全年工资收入和小时工资。其中，全年收入和全年工资收入根据受访者对过去一年总收入和职业收入的回答直接获得。根据 CGSS 问卷，职业收入为劳动者所有劳动收入。由于本文剔除了自雇、个体商户等无劳动合同信息的个体，故职业收入可作为工资收入的代理变量。小时工资由全年工资收入和每周工作小时数据估算得到。

本文的核心解释变量为受访者是否为农业户籍。CGSS 将受访者分为农业户口、城镇户口和居民户口 3 种主要类型^②。本文将农业户口和取得居民户口前为农业户口的个体定义为农业户籍人口。同时，为了避免迁移溢价干扰，受访者是否为迁移人口也是本文的核心变量。按照以往研究（邢春冰等，2021；黄静和祝梦迪，2022）的常见做法，本文将户籍所在地不是本县（市、区）的个体定义为迁移人口。

在控制变量方面，根据 CGSS 问卷设计，综合考虑变量可得性、可比性和信息缺失等因素，本文最终从个体特征、工作特征和家庭背景等信息中选定了 24 个主要控制变量、26 个潜在控制变量，共计 50 个基础变量，再由这些基础变量的高次项和交互项构成机器学习模型的控制变量集合。

主要控制变量在现有研究的常规控制变量基础上扩展而来。首先，在个体特征变量方面，除了包含性别、年龄、受教育程度、婚姻状态这些以往研究中的常规变量外，还增加了自评健康、党员身份、身高、体重、BMI 指数等与个人收入相关的变量。其次，在工作特征变量方面，本文控制了比以往研究更丰富的变量集合，包括工作经验、工作单位所有制、工作单位类型、工作单位规模、工作合同类型、职业 ISEI 得分和职业 SIOPS 得分^③。最后，在家庭背景方面，本文控制了以往户籍歧视研究鲜有

^① 将个体样本年龄限定在 60 岁以下是现有研究的常规做法（王美艳，2005；邢春冰，2008；章莉等，2014；黄静和祝梦迪，2022）。本文使用的 CGSS 样本中，农业户籍人口中大于 60 岁的人口占比为 7.3%，城镇户籍人口中大于 60 岁的人口占比为 10.1%，二者均不高。

^② 居民户口指部分地区取消农业户口和城镇户口划分后的统一户口登记类型。此外，CGSS 中的户口类型还包括蓝印户口，但由于 2000 年后各地蓝印户口逐渐被取消，所以样本中蓝印户口较少，这类样本被直接剔除。

^③ 2017 年以前的 CGSS 调查按照国际标准职业分类代码 ISCO-88（international standard classification of occupations, revised edition 1988）对受访者职业进行编码，2017 年以后的调查使用 ISCO-08 职业编码。ISCO-88 和 ISCO-08 可直接与国际标准职业社会经济指数（international socio-economic index of occupational status，简称 ISEI）、标准国际职业声望量表（Treiman's standard international occupational prestige scale，简称 SIOPS）接驳，用于更精准地刻画受访人职业特征。

关注的父（母）亲受教育程度、父（母）亲职业 ISEI 得分、父（母）亲职业 SIOPS 得分^①。

表 1 是本文主要变量的定义及描述性统计结果。

表 1

主要变量定义及描述性统计结果

| 变量名称 | 变量定义与赋值 | 2012—2015 年 | | 2017—2021 年 | |
|---------------|---|-------------|-----------|-------------|------------|
| | | 均值 | 标准误 | 均值 | 标准误 |
| 被解释变量 | | | | | |
| 全年收入 | 受访者全年收入（元） | 44961.994 | 43164.437 | 72303.500 | 183054.964 |
| 全年工资收入 | 受访者全年工资收入（元） | 42577.397 | 33633.585 | 70028.436 | 159939.088 |
| 小时工资 | 受访者小时工资收入（元） | 19.453 | 18.067 | 35.452 | 85.434 |
| 核心解释变量 | | | | | |
| 是否农业户籍 | 受访者户籍类型：农业户籍=1，非农业户籍=0 | 0.352 | 0.478 | 0.503 | 0.500 |
| 是否迁移人口 | 受访者户籍所在地：本县（市、区）以内=1，本县（市、区）以外=0 | 0.179 | 0.384 | 0.243 | 0.429 |
| 个体特征变量 | | | | | |
| 性别 | 受访者性别：男=1，女=0 | 0.567 | 0.496 | 0.526 | 0.499 |
| 年龄 | 受访者年龄（岁） | 39.693 | 10.373 | 40.458 | 10.701 |
| 受教育程度 | 受访者学历：本科及以上，大专，中专或高中，初中，小学及以下 | | | | |
| 婚姻状态 | 受访者婚姻状态：未婚，已婚，其他 | | | | |
| 自评健康 | 受访者自评健康状况：很健康，比较健康，一般，比较不健康，很不健康 | | | | |
| 党员身份 | 受访者是否为中共党员：是=1，否=0 | 0.145 | 0.353 | 0.139 | 0.346 |
| 身高 | 受访者身高（米） | 1.669 | 0.770 | 1.666 | 0.790 |
| 体重 | 受访者体重（千克） | 63.882 | 11.511 | 63.993 | 12.627 |
| BMI 指数 | 受访者 BMI 指数 | 22.844 | 3.255 | 22.965 | 3.667 |
| 工作特征变量 | | | | | |
| 工作经验 | 受访者参加工作以来累积工作年数（年） | 15.663 | 10.602 | 15.152 | 11.234 |
| 工作单位所有制 | 受访者工作单位所有制类型：国有或集体，私营或民营，其他 | | | | |
| 工作单位类型 | 受访者工作单位类型：机关或事业单位，企业，其他 | | | | |
| 工作单位规模 | 受访者工作单位人数：1000 人及以上，150~999 人，50~149 人，10~49 人，10 人以下，不确定 | | | | |

^①本文样本中受访者父母职业信息缺失值较多。对于父母职业信息缺失的情况，受访者父母的 ISCO 被标记为 9999，相应的 ISEI 得分和 SIOPS 得分为所有职业的 ISEI 均值和 SIOPS 均值。为了尽可能减少样本损失，本文保留了这些父母职业信息存在缺失值的样本，并在控制变量中增加了父母职业信息是否缺失的虚拟变量。

表 1 (续)

| | | | | | |
|---------------|------------------------------------|-------|-------|-------|-------|
| 工作合同类型 | 受访者签订劳动合同情况: 无固定期限合同, 固定期限合同, 未签合同 | | | | |
| 职业 ISEI 得分 | 受访者职业 ISEI 得分 | 4.275 | 1.484 | 4.207 | 1.435 |
| 职业 SIOPS 得分 | 受访者职业 SIOPS 得分 | 3.861 | 1.415 | 4.170 | 1.250 |
| 家庭背景特征变量 | | | | | |
| 父亲受教育程度 | 受访者父亲学历: 高中及以上, 初中, 小学, 未上学, 私塾及其他 | | | | |
| 母亲受教育程度 | 受访者母亲学历: 高中及以上, 初中, 小学, 未上学, 私塾及其他 | | | | |
| 父亲职业 ISEI 得分 | 受访者父亲职业 ISEI 得分 | 3.519 | 1.635 | 3.272 | 1.627 |
| 母亲职业 ISEI 得分 | 受访者母亲职业 ISEI 得分 | 3.178 | 1.328 | 2.946 | 1.382 |
| 父亲职业 SIOPS 得分 | 受访者父亲职业 SIOPS 得分 | 4.065 | 1.084 | 4.236 | 0.914 |
| 母亲职业 SIOPS 得分 | 受访者母亲职业 SIOPS 得分 | 3.915 | 0.773 | 4.182 | 0.692 |
| 父亲职业信息缺失 | 受访者父亲职业信息是否缺失: 是=1, 否=0 | 0.120 | 0.325 | 0.141 | 0.348 |
| 母亲职业信息缺失 | 受访者母亲职业信息是否缺失: 是=1, 否=0 | 0.244 | 0.430 | 0.242 | 0.429 |

注: ①全年收入、全年工资收入和小时工资均以 2021 年价格计, 表中展示的是原值, 后文估计中使用的是对数值。②所有分类变量(含有序分类变量和无序分类变量)在估计时均转换为多个二元虚拟变量。表中有序分类变量的均值和标准差无意义, 故表中未展示。③连续型控制变量在后文估计时均做标准化处理。④2012—2015 年样本和 2017—2021 年样本分别有 10044 个和 9767 个观测值, 但小时工资数据存在缺失, 2012—2015 年样本和 2017—2021 年样本中小时工资变量分别只有 8767 个和 8570 个观测值。

除上述主要变量外, 为了让机器学习算法可以从复杂的变量集合和灵活的方程形式中选出更加符合 CIA 的模型, 本文还加入了一些潜在的影响收入的因素作为控制变量。这些变量包括受访者的生理健康、心理健康、网络使用、社交、政治参与、语言能力、家庭结构、性别观念、父(母)亲社会经济特征等共计 26 个变量。

四、户籍歧视效应的估计与分解

(一) 户籍歧视效应估计

1. 不考虑迁移因素的 OLS 估计。为便于和已有研究结论对比, 本文首先沿用以往研究的常规做法(章莉和吴彬彬, 2019; 孟凡强等, 2022), 在不考虑迁移因素且只加入主要控制变量的情形下估计农业户籍对劳动力收入的影响。表 2(1)列结果表明, 在不考虑城镇职工与农民工之间的特征差异时, 2012—2015 年, 两个群体的小时工资收入相差 36% 左右。表 2(5)列结果表明, 城镇职工与农民工之间未调整的小时工资差距在样本期内是相对稳定的。这种未经任何调整的小时工资差距可能完全来自两个群体间的特征差异。表 2(2)列和(6)列进一步控制了性别、年龄、受教育程度、婚姻状态等个体特征变量。结果显示, 两个群体间的个体特征差异确实在很大程度上解释了二者之间的工资差异, 虽然两组样本的估计结果仍表明农民工的小时工资更低, 但与城镇职工小时工资的差距已经大幅

度下降。但是，个体特征差异并不能完全解释两个群体间的工资差异，农民工的小时工资仍显著低于城镇职工。表2（3）列和（7）列进一步加入了工作相关特征作为控制变量，主要包括工作经验、工作单位所有制、职业 ISEI 得分、职业 SIOPS 得分等。从 2017—2021 年样本的估计结果来看，农业户籍对小时工资的负面影响相较（6）列进一步减弱，而 2012—2015 年样本的估计结果表明农业户籍没有对小时工资造成显著的负面影响。考虑到城镇职工和农民工可能还在社会资本、个体性格等方面存在差异，表2（4）列和（8）列进一步加入了父母受教育程度、父母职业 ISEI 得分、父母职业 SIOPS 得分等与个人成长环境和社会资本有关的家庭背景因素。从 2017—2021 年样本的估计结果来看，农业户籍对小时工资收入的负面影响相较表2（7）列结果所体现的进一步下降，2012—2015 年样本的估计结果则表明农业户籍没有对工资收入造成显著的负面影响。

表2 农业户籍对劳动者小时工资收入影响的 OLS 估计结果（不区分是否为迁移人口）

| 变量 | 被解释变量：小时工资 | | | | | | | |
|---------------------|----------------------|----------------------|-------------------|-------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | 2012—2015 年 | | | | 2017—2021 年 | | | |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
| 是否农业户籍 | -0.356*** (0.027) | -0.081*** (0.026) | -0.038 (0.025) | -0.023 (0.024) | -0.385*** (0.040) | -0.123*** (0.029) | -0.098*** (0.029) | -0.085*** (0.028) |
| 个体特征 | 未控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 未控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 工作特征 | 未控制 | 未控制 | 已控制 | 已控制 | 未控制 | 未控制 | 已控制 | 已控制 |
| 家庭背景 | 未控制 | 未控制 | 未控制 | 已控制 | 未控制 | 未控制 | 未控制 | 已控制 |
| 年份固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 省份固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 观测值 | 8767 | 8767 | 8767 | 8767 | 8570 | 8570 | 8570 | 8570 |
| 调整后的 R ² | 0.227 | 0.361 | 0.381 | 0.383 | 0.186 | 0.326 | 0.349 | 0.352 |

注：①括号内为异方差稳健标准误。②***表示 1% 的显著性水平。

综合而言，表2 关于是否存在户籍歧视的结论还不稳健，变量控制方式对估计结果影响较大，既给出了类似于吴彬彬等（2020）得出的户籍歧视不明显的结论，也得到了类似于孟凡强等（2022）给出的户籍歧视未能消除的结论。

通过分析表2 的结果不难发现，按照常规方法估计并判断户籍歧视是否存在时，模型选择和变量控制需要特别谨慎。一方面，有些模型可能无法很好地满足 CIA 条件，导致结果不稳健，如遗漏重要变量或者包括了所谓的坏控制变量。另一方面，人口迁移带来的收入溢价已经被大量研究证实（于潇等，2022），忽略迁移因素也有可能导致迁移溢价和户籍歧视混淆，从而使估计结果不稳健。

2. 考虑迁移因素的 OLS 估计。表3 通过两种方式引入迁移因素：一是假定迁移对工资的影响在农民工和城镇职工之间不存在异质性，估计结果见其中的（1）列、（2）列、（5）列和（6）列；二是允许迁移对工资的影响在两个群体间存在差异，估计结果见其中的（3）列、（4）列、（7）列和（8）列。从表3（1）列和（5）列结果可发现，农民工和城镇职工小时工资差距相较表2 中未调整的工资差距均有所上升，说明迁移溢价确实在一定程度上掩盖了农业户籍对农民工小时工资收入的负面影响。

表3(2)列和(6)列进一步控制了个体特征、工作特征和家庭背景变量。表3(2)列结果表明，农业户籍对农民工的小时工资仍然有显著负面影响；表3(6)列结果表明，农业户籍对农民工小时工资的负面影响相较表2结果略有上升。

迁移溢价在农民工和城镇职工之间可能有差异，这种差异会干扰对户籍歧视的识别。为此，本文根据劳动力是否为迁移人口和是否为农业户籍进一步将样本划分为本地城镇户籍人口、外地城镇户籍人口、本地农业户籍人口和外地农业户籍人口四类，并以本地城镇户籍人口为基准组重新估计小时工资方程，回归方程中本地农业户籍变量的系数可以反映户籍歧视效应的大小。表3(4)列和(8)列结果表明，相较本地城镇户籍人口，本地农业户籍对农民工小时工资有负面影响，但结论不稳健。此外，在其他条件相同情况下，如果迁移对城镇职工和农民工产生的溢价相同，那么外地城镇户籍和外地农业户籍的回归系数差异也可以在很大程度上反映户籍歧视效应。针对外地城镇户籍和外地农业户籍回归系数差异的Wald检验表明两个系数存在显著差异。上述检验在很大程度上证实了户籍歧视并未完全消失，同时也说明，忽略迁移溢价会干扰对户籍歧视的识别。

表3 农业户籍对劳动者小时工资收入影响的OLS估计结果（区分是否为迁移人口）

| 变量 | 被解释变量：小时工资 | | | | | | | |
|---------------------|----------------------|----------------------|---------------------|-------|----------------------|----------------------|----------------------|-------|
| | 2012—2015年 | | | | 2017—2021年 | | | |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
| 是否农业户籍 | -0.385*** (0.027) | -0.041* (0.024) | | | -0.400*** (0.040) | -0.095*** (0.029) | | |
| 是否迁移人口 | 0.112*** (0.027) | 0.090*** (0.024) | | | 0.087** (0.032) | 0.078*** (0.024) | | |
| 外地城镇户籍 | | 0.151*** (0.029) | 0.125*** (0.031) | | | 0.117*** (0.041) | 0.075* (0.037) | |
| 本地农业户籍 | | -0.369*** (0.030) | -0.027 (0.024) | | | -0.388*** (0.045) | -0.096*** (0.032) | |
| 外地农业户籍 | | -0.290*** (0.042) | 0.032 (0.038) | | | -0.322*** (0.050) | -0.016 (0.028) | |
| 个体特征 | 未控制 | 已控制 | 未控制 | 已控制 | 未控制 | 已控制 | 未控制 | 已控制 |
| 工作特征 | 未控制 | 已控制 | 未控制 | 已控制 | 未控制 | 已控制 | 未控制 | 已控制 |
| 家庭背景 | 未控制 | 已控制 | 未控制 | 已控制 | 未控制 | 已控制 | 未控制 | 已控制 |
| 年份固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 省份固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 外地城乡户籍系数差异检验 | | 132.328 [0.000] | 5.341 [0.028] | | | 162.606 [0.000] | 6.332 [0.018] | |
| 观测值 | 8767 | 8767 | 8767 | 8767 | 8570 | 8570 | 8570 | 8570 |
| 调整后的 R ² | 0.229 | 0.385 | 0.229 | 0.385 | 0.187 | 0.353 | 0.187 | 0.353 |

注：①圆括号内为异方差稳健标准误。②***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。③“外地城乡户籍系数差异检验”指外地城镇户籍估计系数与外地农业户籍估计系数相等的Wald检验，[]中为p值。

3. 考虑迁移因素的 DML 估计。为了使模型能更好地满足 CIA，研究者应尽可能以更加灵活的方式控制所有干扰因素。参照现有研究的做法 (Chernozhukov et al., 2018; Knaus, 2021; Bonaccolto-Töpfer and Briel, 2022)，本文在纳入表 3 的控制变量的基础上，进一步加入其他潜在的控制变量以及所有控制变量的两两交互项和二次项。除常数项及年份和省份虚拟变量外，共计加入 6897 个控制变量。为避免高度共线性，本文对变量进行如下处理：删除 99% 分位数和 1% 分位数差值小于 1×10^{-6} 的变量（2012—2015 年和 2017—2021 年两组样本分别删除 969 个和 1053 个变量）；删除相对标准差^①最小的 10% 变量（2012—2015 年和 2017—2021 年两组样本分别删除 595 个和 587 个变量）；删除相关系数高于 0.99 的两个变量中的任意一个（2012—2015 年和 2017—2021 年两组样本分别删除 240 个和 244 个变量）。最终，2012—2015 年和 2017—2021 年两组样本中用于进行 DML 估计的变量分别为 5093 个和 5013 个。

为提高 DML 估计的有效性，遵循 Chernozhukov et al. (2018) 的建议，本文采用交叉拟合方法进行估计。基准回归结果中将总样本进行三等分用于交叉拟合，后文将考虑其他等分方式下估计结果的稳健性。在估计表 4 (1) 列和 (3) 列结果时，需要先进行小时工资的 Lasso 估计、是否农业户籍的 Lasso 估计和是否迁移人口的 Lasso 估计。表 4 (1) 列和 (3) 列汇报的是 DML 估计的最后一步结果，即三个 Lasso 估计的交叉拟合残差回归，因此模型调整后的 R^2 相较表 3 更小。类似地，在估计表 4 (2) 列和 (4) 列结果时，需要进行小时工资的 Lasso 估计、外地城镇户籍的 Lasso 估计、本地农业户籍的 Lasso 估计和外地农业户籍的 Lasso 估计，表 4 (2) 列和 (4) 列汇报的依然是 DML 估计的最后一步结果。

表 4 (1) 列结果表明，农业户籍对农民工小时工资的负面影响不仅在经济显著性上相较表 3 (2) 列有所上升，统计显著性也更强。表 4 (3) 列结果进一步证实农业户籍对农民工小时工资造成了显著的负面影响。考虑迁移对工资影响的异质性后，农业户籍对本地农民工小时工资的负面影响依然显著。此外，与表 3 结果相比，表 4 结果更加稳健。例如，表 3 (2) 列和 (6) 列中是否农业户籍变量的系数绝对值差异更大，而表 4 (1) 列和 (3) 列结果中是否农业户籍变量的系数绝对值差异更小。类似地，表 4 (2) 列和 (4) 列结果的差异相较表 3 也更小。2012—2015 年和 2017—2021 年两组样本的时间跨度不大，户籍歧视在两个样本期内发生显著变化的可能性也不大，更加稳健的结果表明 DML 估计结果更加可信。据此，本文认为表 4 的结果更加真实地反映了中国劳动力市场中的户籍歧视状况。

表 4 农业户籍对劳动者小时工资收入影响的 DML 估计结果

| 变量 | 被解释变量：小时工资 | | | | | | | |
|--------|-------------|-------|-----|-----|-------------|-------|-----|-----|
| | 2012—2015 年 | | | | 2017—2021 年 | | | |
| | (1) | | (2) | | (3) | | (4) | |
| | 系数 | 标准误 | 系数 | 标准误 | 系数 | 标准误 | 系数 | 标准误 |
| 是否农业户籍 | -0.051** | 0.020 | | | -0.070*** | 0.022 | | |

^①根据 Belloni et al. (2014) 的研究，相对标准差为原始变量的原始标准差除以变量 99% 分位数和 1% 分位数的差值得到的商。

表4 (续)

| | | | | | | | |
|---------------------|-------------------|--|---|-------------------|-------|---|-------------------------|
| 是否迁移人口 | 0.112*** 0.020 | 0.139*** -0.045** 0.049* 6.102 [0.014] | 0.029 0.022 0.028 8767 8767 | 0.087*** 0.021 | 0.021 | 0.081** -0.065*** 0.030 1.841 [0.178] | 0.032 0.023 0.029 |
| 观测值 | 8767 | | 8767 | 8570 | | 8570 | |
| 调整后的 R ² | 0.094 | | 0.094 | 0.076 | | 0.075 | |

注：①标准误为异方差稳健标准误。②***、**和*分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。③“外地城乡户籍系数差异检验”指外地城镇户籍估计系数与外地农业户籍估计系数相等的 Wald 检验，[] 中为 p 值。④本表为 DML 估计的最后一步结果，被解释变量为小时工资 Lasso 估计的交叉拟合残差，每个解释变量均为对应 Lasso 估计的交叉拟合残差。

(二) 稳健性讨论

本文从四个方面对研究结论的稳健性进行讨论。一是调整被解释变量，用全年收入和全年工资收入替换小时工资；二是在 DML 估计中采用其他样本分割方式进行交叉拟合；三是用其他机器学习算法替代 Lasso 算法；四是采用 Oster (2019) 的系数稳定性检验和 Lewbel (2012) 的工具变量估计审查潜在的遗漏变量对基本结论的影响。

1. 替换被解释变量。小时工资未必能很好地反映劳动者在劳动力市场中获得的全部回报，例如兼职创业者的创业收入可能不在工资收入中统计。部分研究甚至认为迁移人口的被迫创业行为是导致迁移溢价现象的关键原因之一（刘金东等，2020；黄静和祝梦迪，2022）。这是不是意味着使用全年收入就会发现农业户籍人口被优待的现象？鉴于此，本文将被解释变量替换为全年收入，并进行回归，结果如表 5 所示。表 5 结果显示：(1) 列和 (2) 列中是否农业户籍和本地农业户籍系数为正，但统计上不显著；使用 DML 估计后，是否农业户籍和本地农业户籍对全年收入的影响仍然不显著；而 2017—2021 年样本的估计结果仍然证实农业户籍人口在获得收入时面临一定的户籍歧视。因此，总体而言，本文的基准结论是稳健的。

表5 农业户籍对劳动者全年收入影响的估计结果

| 变量 | 被解释变量：全年收入 | | | | | | | |
|-------------------------------|----------------------------|---------------------|-------------------|---------------------|----------------------|---------------------|-------------------|------------|
| | 2012—2015 年 | | | | 2017—2021 年 | | | |
| | OLS (1) | OLS (2) | DML (3) | DML (4) | OLS (5) | OLS (6) | DML (7) | DML (8) |
| | 是否农业户籍 0.004 (0.019) | | -0.012 (0.019) | | -0.053*** (0.018) | | -0.027 (0.018) | |
| 是否迁移人口 0.132*** (0.020) | | 0.164*** (0.019) | | 0.130*** (0.019) | | 0.139*** (0.018) | | |

表5 (续)

| | | | | |
|---------------------|---------------------|---------------------|----------------------|---------------------|
| 外地城镇户籍 | 0.152*** (0.027) | 0.169*** (0.027) | 0.112*** (0.027) | 0.119*** (0.027) |
| 本地农业户籍 | 0.012 (0.021) | -0.020 (0.020) | -0.060*** (0.019) | -0.043** (0.020) |
| 外地农业户籍 | 0.125*** (0.026) | 0.136*** (0.029) | 0.082*** (0.026) | 0.111*** (0.025) |
| 观测值 | 10044 | 10044 | 10044 | 9767 |
| 调整后的 R ² | 0.366 | 0.366 | 0.100 | 0.100 |
| | 0.381 | 0.381 | 0.082 | 0.082 |

注：①括号内为异方差稳健标准误。②***和**分别表示 1% 和 5% 的显著性水平。③DML 估计结果为 DML 估计的最后一步结果，被解释变量为全年收入 Lasso 估计的交叉拟合残差，每个解释变量均为对应 Lasso 估计的交叉拟合残差。

劳动者的小时工资数据需要利用全年工资收入和每周工作小时数进行估算，这一过程不仅会导致样本量损失，还有可能引入更严重的测量误差。为此，本文用全年工资收入作为被解释变量，重新估计表 4 中对应方程的结果，估计结果如表 6 所示。从 2012—2015 年的 DML 估计结果看：(3) 列中是否农业户籍的系数为 -0.030，虽然统计上不显著，但其 p 值仅为 0.110；(4) 列中本地农业户籍的系数为 -0.038，在 10% 统计水平上显著。可见，表 6 (3) 列和 (4) 列的结果与表 4 (1) 列和 (2) 列的结果基本一致。同样，与表 4 (3) 列和 (4) 列结果对比，表 6 (7) 列和 (8) 列的结果也支持了本文的基本结论。

当然，直接使用全年工资收入进行估计有可能低估户籍歧视效应。例如，农民工为追求更高总收入而采取过度劳动行为（刘涛等，2023；卢文秀和吴方卫，2023），这会掩盖工资收入中的户籍歧视现象。通过对表 6 与表 3 中是否农业户籍和本地农业户籍的 OLS 估计系数以及表 6 与表 4 中是否农业户籍和本地农业户籍的 DML 估计系数可以发现，使用全年工资收入作为被解释变量确实有可能低估农业户籍对农民工工资的负面影响。这也说明，农民工和城镇职工在就业方面的差距不仅表现在收入层面，也表现在就业质量层面。农民工更有可能通过较长的劳动时间来获得更高的工资收入，这会在一定程度上掩盖全年工资收入中反映出来的户籍歧视程度。因此，实际的户籍歧视效应可能比表 6 结果所展示出来的更大。

表6 农业户籍对劳动者全年工资收入影响的估计结果

| 变量 | 被解释变量：全年工资收入 | | | | | | | |
|--------|---------------------|---------------------|----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | 2012—2015 年 | | | | 2017—2021 年 | | | |
| | OLS (1) | OLS (2) | DML (3) | DML (4) | OLS (5) | OLS (6) | DML (7) | DML (8) |
| | -0.012 (0.020) | -0.030 (0.019) | -0.062*** (0.018) | -0.037** (0.019) | 0.138*** (0.020) | 0.173*** (0.019) | 0.127*** (0.019) | 0.138*** (0.019) |
| 是否农业户籍 | -0.012 (0.020) | -0.030 (0.019) | -0.062*** (0.018) | -0.037** (0.019) | 0.138*** (0.020) | 0.173*** (0.019) | 0.127*** (0.019) | 0.138*** (0.019) |
| 是否迁移人口 | 0.138*** (0.020) | 0.173*** (0.019) | 0.127*** (0.019) | 0.138*** (0.019) | | | | |

表6 (续)

| | | | | |
|---------------------|---------------------|---------------------|----------------------|----------------------|
| 外地城镇户籍 | 0.156*** (0.028) | 0.171*** (0.027) | 0.101*** (0.028) | 0.101*** (0.028) |
| 本地农业户籍 | -0.004 (0.021) | -0.038* (0.020) | -0.072*** (0.020) | -0.055*** (0.020) |
| 外地农业户籍 | 0.117*** (0.026) | 0.130*** (0.026) | 0.074*** (0.026) | 0.099*** (0.026) |
| 观测值 | 10044 | 10044 | 10044 | 9767 |
| 调整后的 R ² | 0.364 | 0.364 | 0.099 | 0.368 |
| | | | | 0.079 |
| | | | | 0.079 |

注: ①括号内为异方差稳健标准误。②***、**和*分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。③DML 估计结果为 DML 估计的最后一步结果, 被解释变量为全年工资收入 Lasso 估计的交叉拟合残差, 每个解释变量均为对应 Lasso 估计的交叉拟合残差。

2. 调整交叉拟合方法。为降低过度拟合偏差对 DML 估计的影响, 本文遵循 Chernozhukov et al. (2018) 的建议, 采用交叉拟合估计方法。交叉拟合需要将总样本分割成若干份, 为验证本文的基本结论和样本分割份数无关, 本文进一步考察其他样本分割份数下的估计结果。由于总样本分割份数越多, 估计过程越耗时, 本文仅考虑了 5 等分、7 等分和 9 等分这 3 种分割方式^①。结果表明, 无论采取哪种分割方式, 是否农业户籍和本地农业户籍对农民工各类收入基本表现出负向影响。而且, 是否农业户籍和本地农业户籍对小时工资的负向影响最大, 对全年收入的负向影响最小。这些结果均和前文的基本结论一致。

3. 使用其他机器学习算法。另一个可能影响本文结论的问题是机器学习算法的选择。前文用 Lasso 方法进行 DML 估计, 但理论上 DML 的机器学习环节也可以用其他有监督的机器学习算法。为证明本文的基本结论和学习算法选择无关, 本部分采用其他常规算法重新估计表 4、表 5 和表 6 中对应方程的结果。表 7 展示了随机森林、岭回归和弹性网络这三种除 Lasso 外常规的机器学习算法用于 DML 估计的结果。可以看出, 改变机器学习算法对本文的基本结论没有造成明显的影响。

表7 机器学习算法选择对 DML 估计结果影响的检验结果

| 变量 | 机器学习 算法 | 2012—2015 年 | | | 2017—2021 年 | | |
|----------------|------------|----------------------|-------------------|--------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | | 小时工资 (1) | 全年收入 (2) | 全年工资收入 (3) | 小时工资 (4) | 全年收入 (5) | 全年工资收入 (6) |
| 是否 农业 户籍 | 随机森林 | -0.071*** (0.020) | -0.013 (0.018) | -0.031* (0.018) | -0.101*** (0.021) | -0.046*** (0.018) | -0.054*** (0.018) |
| | 岭回归 | -0.043** (0.021) | -0.008 (0.019) | -0.023 (0.019) | -0.061*** (0.021) | -0.020 (0.018) | -0.028 (0.019) |
| | 弹性网络 | -0.039* (0.021) | -0.006 (0.019) | -0.023 (0.019) | -0.062*** (0.021) | -0.021 (0.018) | -0.029 (0.018) |
| | | | | | | | |

^①实践中通常采用较小的样本分割份数, 例如, Chernozhukov et al. (2018) 在经验分析环节将总样本划分为 2 份。

表 7 (续)

| | | | | | | | |
|----------------|------|-----------|---------|---------|-----------|-----------|-----------|
| 本地 农业 户籍 | 随机森林 | -0.062*** | -0.011 | -0.030 | -0.106*** | -0.058*** | -0.068*** |
| | | (0.022) | (0.019) | (0.019) | (0.023) | (0.019) | (0.020) |
| | | -0.036 | -0.007 | -0.022 | -0.058** | -0.036* | -0.048** |
| | 岭回归 | (0.022) | (0.020) | (0.020) | (0.023) | (0.020) | (0.020) |
| | | -0.036 | -0.006 | -0.022 | -0.060*** | -0.032* | -0.044** |
| | | (0.022) | (0.020) | (0.020) | (0.023) | (0.019) | (0.020) |

注: ①括号内为异方差稳健标准误。②***、**和*分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

4. 审查潜在遗漏变量的影响。遗漏重要变量导致模型无法满足 CIA, 是识别户籍歧视的最大挑战。本文采用 DML 方法的主要目的在于借助机器学习算法, 从包含大量控制变量的灵活模型中识别出最佳模型, 从而准确估计是否农业户籍或本地农业户籍两个核心变量对劳动者收入的影响。换言之, 采用 DML 估计应该能更好地满足 CIA。劳动者在不同户籍状态下的潜在收入永远无法完全被观测到, 所以 CIA 无法直接验证。但是, 可以利用 Oster (2019) 提供的系数稳定性检验方法间接判断 DML 估计和传统 OLS 估计哪个更有可能满足 CIA。Oster 检验无法直接应用于 DML 估计结果, 因此, 本文借鉴 Bonaccolto-Töpfer and Briel (2022) 的做法, 用 OLS 估计 (4) 式, 但控制变量调整为 DML 估计结果中所有系数不为 0 的变量, 以此判断 DML 是否能够达到更好的变量选择效果。

表 8 是 Oster 检验结果, 前两行分别对应表 4 (2) 列和 (4) 列的 Oster 检验, 后两行分别对应表 3 (4) 列和 (8) 列的 Oster 检验。从后两行结果可以看出, 无论是 Beta 边界检验还是 Delta 检验, 都有强烈的证据表明 OLS 结果是不稳健的。以 2012—2015 年样本的 OLS 估计结果为例, Oster 集不仅包含了 0, 也没有完全落在 $\hat{\beta}$ 的 99.5% 置信区间之内。此外, δ 估计值为 0.118, 说明遗漏变量的重要性只要达到观测变量重要性的 0.118 倍, 就有可能在真实户籍歧视为 0 的情况下看到表 3 的结果。遗漏变量的重要性相当于观测变量的 0.118 倍这一要求很低, 所以对应的 OLS 估计结果很有可能是不可信的。2017—2021 年样本的估计结果中虽然 Oster 集更小并且 δ 估计值更大, 但仍然不能排除遗漏变量会影响本文结论的可能性。而在对 DML 估计结果的 Oster 检验中, 2017—2021 年样本的估计结果顺利通过了 Oster 检验。 δ 估计值为 1.728 说明, 遗漏变量的重要性需要达到观测变量重要性的 1.728 倍, 才有可能导致在真实户籍歧视为 0 的情况下错误地估计出核心解释变量系数不为 0 的结果。由于本文已经控制了大量个体、工作和家庭背景层面的特征, 遗漏变量依然如此重要的可能性并不大。换言之, DML 估计结果因遗漏变量导致结果不可信的可能性不大。2012—2015 年样本的估计结果虽然没有通过 Oster 检验, 但估计结果受遗漏变量严重影响的证据并不明显。具体来说, 2012—2015 年样本估计结果的 Oster 集在 $\hat{\beta}$ 的 99.5% 置信区间内, 且 Oster 集的上界只是略微超过 0, δ 估计值也非常接近 1。因此, 有理由相信 DML 估计违背 CIA 的可能性更小。

表 8

Oster 遗漏变量偏误检验结果

| 估计方法 | 样本期 | Beta 边界检验 | | | Delta 检验 | |
|------|-------------|------------------|----------------------------|------|----------|------|
| | | Oster 集 | $\hat{\beta}$ 的 99.5% 置信区间 | 是否通过 | δ | 是否通过 |
| DML | 2012—2015 年 | [−0.051, 0.001] | [−0.114, 0.013] | 否 | 0.992 | 否 |
| | 2017—2021 年 | [−0.068, −0.040] | [−0.134, −0.003] | 是 | 1.728 | 是 |
| OLS | 2012—2015 年 | [−0.032, 0.283] | [−0.093, 0.029] | 否 | 0.118 | 否 |
| | 2017—2021 年 | [−0.093, 0.161] | [−0.158, −0.027] | 否 | 0.428 | 否 |

前文分析表明，以往的户籍歧视研究中使用的模型可能无法满足 CIA。这意味着 OLS、PSM 和 Oaxaca-Blinder 分解等基于 CIA 的常规研究方法在识别户籍歧视时均存在一定缺陷。当 CIA 不满足时，工具变量估计是常见的识别策略之一。但由于缺乏有效的工具变量，这一识别策略在户籍歧视问题中鲜有使用。Lewbel (2012) 提供了一种基于异方差构造工具变量的思路。为保证所构造的工具变量为有效工具变量，参照 Lewbel (2012) 的建议，本文选择家庭背景、性别、年龄等比较外生的控制变量为构造工具变量的基础变量。表 9 是 Lewbel 工具变量估计结果。所有结果中本地农业户籍的系数均小于 0，且大部分结果均在 10% 以上统计水平上显著，说明本地农业户籍对劳动力收入仍有显著负向影响，这些结果进一步支持了前面的基本结论。此外，从表 9 各列的估计系数看，本地农业户籍对劳动力收入的负向影响均大于前文中对应模型的估计结果。这一结果说明 OLS 估计可能低估了户籍歧视的效应，这也和 DML 估计得出的结论一致。此外，从表 9 的 Hansen J 统计量看，所有模型均通过了过度识别检验，说明工具变量估计结果是可靠的。

表 9

Lewbel 工具变量估计结果

| 变量 | 2012—2015 年 | | | 2017—2021 年 | | |
|---------------------|-------------------|---------------------|---------------------|--------------------|----------------------|----------------------|
| | 小时工资 | 全年收入 | 全年工资收入 | 小时工资 | 全年收入 | 全年工资收入 |
| 外地城镇户籍 | 0.098 (0.068) | 0.211*** (0.061) | 0.212*** (0.062) | 0.059 (0.053) | 0.102** (0.044) | 0.096** (0.045) |
| | −0.056 (0.059) | −0.081* (0.049) | −0.082* (0.049) | −0.150* (0.079) | −0.199*** (0.068) | −0.191*** (0.069) |
| 本地农业户籍 | 0.086 (0.072) | 0.112* (0.059) | 0.122** (0.059) | −0.003 (0.099) | −0.034 (0.085) | 0.007 (0.087) |
| | 观测值 | 8767 | 10044 | 10044 | 8570 | 9767 |
| 调整后的 R ² | 0.384 | 0.364 | 0.362 | 0.352 | 0.377 | 0.365 |
| Hansen J 统计量 | 45.752 | 45.928 | 52.211 | 55.795 | 52.898 | 51.448 |
| Hansen J 统计量 p 值 | 0.441 | 0.434 | 0.214 | 0.130 | 0.196 | 0.236 |

注：①括号内为异方差稳健标准误。②***、** 和 * 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

(三) Oaxaca-Blinder 分解

当 CIA 成立时，Oaxaca-Blinder 分解也可以给出对户籍歧视效应的无偏估计。与前文 Oster 检验中的做法相同，为让 Oaxaca-Blinder 分解更好地满足 CIA，本文参照现有研究 (Bonaccolto-Töpfer and Briel,

2022; Bach et al., 2024) 的做法, 将(6)式的 Lasso 估计中系数不为 0 的解释变量和(5)式的 Lasso 估计中系数不为 0 的解释变量合并, 作为 Oaxaca-Blinder 分解中的解释变量。表 10 展示了 Oaxaca-Blinder 分解结果。表 10 结果表明, 2012—2015 年农民工和城镇职工小时工资、全年收入和全年工资收入差距中不可解释部分占比分别为 15.851%、3.585% 和 8.843%, 全年收入差距中的不可解释部分占比较低, 而小时工资差距中的不可解释部分占比较高。2017—2021 年样本的估计结果也呈现类似的结论。总体而言, 农民工和城镇职工的收入差距中大约有 8%~15% 的部分不可由个体特征差异解释。这说明, 户籍歧视导致的城镇职工与农民工收入差距仍然存在, 更没有证据表明农业户籍人口受到优待。和以往研究结论相比, 现阶段城镇职工与农民工收入差距中的户籍歧视成分有所下降, 且主要表现在小时工资层面。

表 10 Oaxaca-Blinder 分解结果

| 组成部分 | 2012—2015 年 | | | 2017—2021 年 | | |
|--------------|-------------|--------|--------|-------------|--------|--------|
| | 小时工资 | 全年收入 | 全年工资收入 | 小时工资 | 全年收入 | 全年工资收入 |
| 总差异 | -0.443 | -0.311 | -0.318 | -0.449 | -0.328 | -0.325 |
| 可解释部分 | -0.373 | -0.300 | -0.290 | -0.381 | -0.300 | -0.291 |
| 不可解释部分 | -0.070 | -0.011 | -0.028 | -0.068 | -0.028 | -0.035 |
| 不可解释部分占比 (%) | 15.851 | 3.585 | 8.843 | 15.239 | 8.514 | 10.616 |

五、结论与启示

随着中国劳动力市场供需结构的变化, 农民工在城市劳动力市场中获得的收入快速上升, 城镇职工和农民工的收入差距中无法用劳动者特征差异解释的部分逐渐下降。换言之, 劳动力市场针对农业户籍劳动者的歧视现象正在消失。然而, 最近的研究对于中国劳动力市场中是否仍然存在户籍歧视、农业户籍劳动者是否确实受到了优待等问题还存在较大争议。本文利用因果机器学习理论的最新识别策略和 CGSS 的最新 6 轮调查数据, 重新对城镇职工和农民工收入差距中的户籍歧视现象进行了检验。

经验分析发现, 以往研究关于城镇职工和农民工收入差距中是否存在户籍歧视的结论存在争议的主要诱因有两点: 一是未充分考虑迁移溢价对户籍歧视识别的潜在干扰; 二是实证研究中采用了基于 CIA 的识别方法, 但数据不能很好地满足 CIA, 导致对户籍歧视的识别存在偏误。针对上述问题, 本文采取了两个措施: 一是将迁移因素纳入模型, 二是采用因果机器学习体系下的 DML 估计策略。本文研究发现, 迁移因素在一定程度上掩盖了户籍歧视效应。DML 估计结果表明, 中国劳动力市场中仍然存在比较显著的户籍歧视。农民工和城镇职工的全年总收入差距中户籍歧视成分较低, 统计上的显著性也较低; 在小时工资差距上, 户籍歧视表现得更加强烈, 统计上也更显著。本文用 Oster 检验证实了 DML 识别策略确实可以让模型违背 CIA 的可能性更低, Lewbel 工具变量估计结果也进一步证实了针对农业户籍劳动者的户籍歧视依然存在。本文在 DML 估计基础上利用 Oaxaca-Blinder 分解方法测算了户籍歧视因素在农民工和城镇职工收入差距中的解释能力, 结果表明, 农民工和城镇职工收入差距之中仍然有 8%~15% 的部分是由户籍歧视导致的。

从政策层面看，本文的结论进一步支持了户籍制度改革尚未完成这一观点。这也意味着，实质性推动户籍制度改革，从根本上破除城乡二元结构，仍是未来一段时期内的重点任务。首先，要加强制度建设，建立和完善覆盖全民的社会福利体系，促进基本公共服务均等化。其次，要进一步规范劳动力市场运行机制，破除劳动力市场分割的因素，保护劳动者权益。最后，要加强对农民工的职业技能培训，最大程度防止“前市场歧视”传导为最终的户籍歧视。

本文仍存在可完善和可推进的空间，主要体现在以下三个方面：第一，本文只考察了平均收入水平上的户籍歧视，没有进一步延伸到整个收入分布的其他位置，未来的研究可将 DML 方法拓展到收入分布不同位置上的户籍歧视识别。第二，本文只探讨了收入层面的户籍歧视问题，没有考虑就业、职业选择等其他方面的户籍歧视，未来的研究可以将 DML 方法拓展到劳动力市场的多个方面或更一般的就业层面的户籍歧视。第三，因果机器学习理论的快速发展为大量因果识别问题提供了新方向，本文是因果机器学习方法在实践中运用的初步尝试，未来的研究可以进一步扩大该方法的运用范围。

参考文献

- 1.蔡昉, 2023: 《户籍制度改革的效应、方向和路径》，《经济研究》第 10 期，第 4-14 页。
- 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，第 81-102 页。
- 3.陈昊、赵春明、杨立强, 2017: 《户籍所在地“反向歧视之谜”：基于收入补偿的一个解释》，《世界经济》第 5 期，第 173-192 页。
- 4.陈珣、徐舒, 2014: 《农民工与城镇职工的工资差距及动态同化》，《经济研究》第 10 期，第 74-88 页。
- 5.邓曲恒, 2007: 《城镇居民与流动人口的收入差异——基于 Oaxaca-Blinder 和 Quantile 方法的分解》，《中国人口科学》第 2 期，第 8-16 页。
- 6.胡凤霞、叶仁荪, 2019: 《农民工与城镇职工的工资差距及其趋同——基于 CHIP 数据的实证分析》，《人口与经济》第 1 期，第 31-41 页。
- 7.黄静、祝梦迪, 2022: 《外来劳动力的工资溢价研究》，《经济学动态》第 4 期，第 67-82 页。
- 8.刘金东、秦子洋、孔培嘉, 2020: 《流动人口享受工资溢价了吗？——对户籍来源地“反向歧视之谜”的再检验》，《经济学动态》第 12 期，第 92-105 页。
- 9.刘涛、秦志龙、伍骏骞, 2023: 《农民工过度劳动行为的同群效应研究》，《中国农村经济》第 9 期，第 101-121 页。
- 10.卢文秀、吴方卫, 2023: 《患寡亦患不均：双轨制基本养老保险与农民工过度劳动》，《中国农村经济》第 7 期，第 100-123 页。
- 11.吕炜、杨沫、朱东明, 2019: 《农民主能实现与城镇职工的工资同化吗？》，《财经研究》第 2 期，第 86-99 页。
- 12.孟凡强、刘志辉、彭志勇, 2022: 《政府推动的就近城镇化能够消除工资歧视吗》，《南方经济》第 11 期，第 92-108 页。
- 13.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，第 171-186 页。
- 14.孙三百, 2015: 《城市移民的收入增长效应有多大——兼论新型城镇化与户籍制度改革》，《财贸经济》第 9 期，第 135-147 页。

- 15.王美艳, 2005: 《城市劳动力市场上的就业机会与工资差异——外来劳动力就业与报酬研究》, 《中国社会科学》第5期, 第36-46页。
- 16.吴彬彬、章莉、孟凡强, 2020: 《就业机会户籍歧视对收入差距的影响》, 《中国人口科学》第6期, 第100-111页。
- 17.吴珊珊、孟凡强, 2019: 《农民工歧视与反歧视问题研究进展》, 《经济学动态》第4期, 第99-111页。
- 18.谢嗣胜、姚先国, 2006: 《农民工工资歧视的计量分析》, 《中国农村经济》第4期, 第49-55页。
- 19.邢春冰, 2008: 《农民工与城镇职工的收入差距》, 《管理世界》第5期, 第55-64页。
- 20.邢春冰、屈小博、杨鹏, 2021: 《农民工与城镇职工工资差距演变及原因分析》, 《经济学动态》第5期, 第64-78页。
- 21.徐凤辉、赵忠, 2014: 《户籍制度和企业特征对工资收入差距的影响研究》, 《中国人民大学学报》第3期, 第19-28页。
- 22.许岩, 2022: 《市民化与农业转移人口的共同富裕——对“农转非”居民工资同化过程的分析》, 《人口与经济》第3期, 第130-148页。
- 23.于潇、陈筱乐、解璐卓, 2022: 《流动效应与户籍歧视效应对流动人口工资收入的影响——基于双边随机前沿模型的分析》, 《人口研究》第2期, 第61-74页。
- 24.于潇、孙悦, 2017: 《城镇与农村流动人口的收入差异——基于2015年全国流动人口动态监测数据的分位数回归分析》, 《人口研究》第1期, 第84-97页。
- 25.章莉、李实、William A.Darity Jr.、Rhonda Vonshay Sharpe, 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, 第35-46页。
- 26.章莉、吴彬彬, 2019: 《就业户籍歧视的变化及其对收入差距的影响: 2002—2013年》, 《劳动经济研究》第3期, 第84-99页。
- 27.Bach, P., V. Chernozhukov, and M. Spindler, 2024, “Heterogeneity in the US Gender Wage Gap”, *Journal of the Royal Statistical Society Series A: Statistics in Society*, 87(1): 209-230.
- 28.Belloni, A., V. Chernozhukov, and C. Hansen, 2014, “Inference on Treatment Effects After Selection Among High-Dimensional Controls”, *The Review of Economic Studies*, 81(2): 608-650.
- 29.Bonaccolto-Töpfer, M., and S. Briel, 2022, “The Gender Pay Gap Revisited: Does Machine Learning Offer New Insights?”, *Labour Economics*, Vol. 78, 102223.
- 30.Chernozhukov, V., D. Chetverikov, M. Demirer, E. Duflo, C. Hansen, W. Newey, and J. Robins, 2018, “Double/Debiased Machine Learning for Treatment and Structural Parameters”, *The Econometrics Journal*, 21(1): C1-C68.
- 31.Knaus, M. C., 2021, “A Double Machine Learning Approach to Estimate the Effects of Musical Practice on Student’s Skills”, *Journal of the Royal Statistical Society Series A: Statistics in Society*, 184(1): 282-300.
- 32.Lewbel, A., 2012, “Using Heteroscedasticity to Identify and Estimate Mismeasured and Endogenous Regressor Models”, *Journal of Business & Economic Statistics*, 30(1): 67-80.
- 33.Ma, X., 2018, “Labor Market Segmentation by Industry Sectors and Wage Gaps Between Migrants and Local Urban Residents in Urban China”, *China Economic Review*, Vol. 47: 96-115.

- 34.Meng, X., and J. Zhang, 2001, “The Two-Tier Labor Market in Urban China: Occupational Segregation and Wage Differentials Between Urban Residents and Rural Migrants in Shanghai”, *Journal of Comparative Economics*, 29(3): 485-504.
- 35.Oster, E., 2019, “Unobservable Selection and Coefficient Stability: Theory and Evidence”, *Journal of Business & Economic Statistics*, 37(2): 187-204.

(作者单位: ¹郑州大学商学院;
²中南财经政法大学财政税务学院;
³中南财经政法大学收入分配与现代财政学科创新引智基地)
(责任编辑: 胡 祎)

Does the Income Gap Caused by Hukou Discrimination Still Exist? A Re-discussion Based on Machine Learning Methods

JIANG Qiuchuan LU Yuanping

Abstract: Changes in the supply-demand structure of China's labor market have led to a new trend in the income gap between migrant workers and urban employees, sparking increasing debates on whether Hukou-based discrimination still exists. This paper re-examines the phenomenon of Hukou-based discrimination in the income gap between migrant workers and urban employees using a doubly debiased machine learning approach. The empirical analysis reveals the following findings. (1) Migration premium interferes with the identification of Hukou-based discrimination, and the phenomenon of Hukou-based discrimination becomes more apparent after accounting for the factor of migration premium. (2) After applying the doubly debiased machine learning method to select models that better meet the conditional independence assumption, the agricultural household registration has a negative impact on the laborers' hourly wage income, the annual total income and the annual wage income, with a more significant negative effect on the hourly wage income. (3) The Oaxaca-Blinder decomposition, corrected by doubly debiased machine learning, indicates that approximately 8% to 15% of the income gap between migrant workers and urban employees can be attributed to Hukou-based discrimination. (4) The Oster test confirms that the estimation of doubly debiased machine learning is more reliable than the OLS estimation, and the doubly debiased machine learning estimation and Lewbel's instrumental variable estimation under different machine learning algorithms also demonstrate the robustness of the conclusions drawn in this paper.

Keywords: Hukou Discrimination; Machine Learning; Income Gap; Migrant Workers

中国农业产业链的外汇风险暴露 特征及其影响因素*

周 超^{1,2} 王家兴¹ 米运生¹

摘要:本文收集2016—2022年中国农业上市企业数据和人民币汇率波动数据，并根据人民币汇率双向波动特征构建不对称测度模型，在此基础上研究中国农业产业链的外汇风险暴露特征及其影响因素。本文发现：农业产业链各环节的外汇风险暴露在人民币汇率不同波动方向上呈现不对称特征；外汇风险暴露在农业产业链上中下游的分布呈递增趋势；农业产业链在人民币汇率贬值时呈现有利的外汇风险暴露；在人民币汇率升值时则呈现不利的外汇风险暴露，且主要体现在加工流通环节。本文进一步分析创新能力、金融对冲和经营对冲对中国农业产业链各环节外汇风险暴露的影响，发现：当人民币汇率升值时，要素供给环节企业的创新能力和金融对冲显著降低其外汇风险暴露，种植养殖环节企业的经营对冲显著降低其外汇风险暴露，加工流通环节企业的创新能力和金融对冲和经营对冲显著降低其外汇风险暴露；当人民币汇率贬值时，要素供给环节企业的经营对冲显著降低其外汇风险暴露，种植养殖环节企业的金融对冲显著增加其外汇风险暴露，加工流通环节企业的金融对冲和经营对冲分别显著降低和增加其外汇风险暴露。本文认为，在人民币汇率双向波动背景下，认识和防范中国农业产业链的外汇风险既要考虑人民币汇率双向波动特征，也要考虑农业产业链各环节的异质性。

关键词：农业产业链 外汇风险暴露 农业风险管理 人民币汇率

中图分类号：F324 **文献标识码：**A

一、引言

自1971年以美元为中心的布雷顿森林体系崩溃以来，世界各国汇率制度逐渐由固定汇率制转向浮

*本文研究得到国家自然科学基金青年科学基金项目“实物期权视角下中国企业在‘一带一路’沿线国家的投资价值：形成机制与影响因素研究”（编号：72102075）、广东省哲学社会科学规划青年项目“人民币汇率双向波动背景下我国农业产业链的外汇风险评估与应对策略研究”（编号：GD23YYJ26）和广州市哲学社会科学发展“十四五”规划2023年度羊城青年学人课题“实现第二个百年奋斗目标新的赶考之路上需防范的重大风险研究：开放经济条件下我国农业领域的外汇风险”（编号：2023GZQN25）的支持。感谢匿名审稿专家的宝贵意见，但文责自负。本文通讯作者：王家兴。

动汇率制。浮动汇率制下，一国货币的汇率主要由市场供求关系决定，汇率弹性显著增强。在开放的经济条件下，一国货币的汇率频繁波动会广泛影响该国经济的各领域，农业部门也不例外。农业是一国经济的基础，但具有显著的弱质性特征，抗风险能力弱（罗必良等，2008），因此，浮动汇率制下，与其他领域相比，深入分析人民币汇率波动对农业领域的影响尤为重要。

中国自1994年1月1日开始实施有管理的浮动汇率制度，并随后实行一系列人民币汇率形成机制市场化改革。例如，2005年7月21日中国人民银行发布《关于完善人民币汇率形成机制改革的公告》，决定实行以市场供求为基础、参考一篮子货币进行调节、有管理的浮动汇率制度；2006年1月4日中国人民银行决定通过引入询价交易方式和做市商制度，对人民币汇率中间价的形成机制进行改革；2015年8月11日中国人民银行决定做市商参考上日银行间外汇市场收盘汇率，向中国外汇交易中心提供中间价报价，进一步完善人民币兑美元汇率中间价报价，即“8·11”汇改。经过多次分阶段的人民币汇率形成机制市场化改革，中国有管理的浮动汇率制度日趋成熟，人民币汇率弹性显著增强。特别是“8·11”汇改以来，人民币汇率由过去以单边升值为主转变为双向波动的“新常态”。

在人民币汇率弹性不断增强的同时，中国农业领域对外开放程度稳步提升，农业市场主体参与全球分工的广度与深度不断提升，农业产业链供应链国际合作日益密切。据农业农村部的数据，2023年中国农产品贸易额已达3360.62亿美元，与2001年的279亿美元相比，增长了约11倍，年均增速约11.98%；同时，农产品贸易额的全球排名从2001年的第十一位跃升至2023年的第二位，其中，农产品进口额为2359.18亿美元，位居全球第一，农产品出口额为1001.45亿美元，位居全球第五^①。在此背景下，人民币汇率波动日益成为影响中国农业产业链不可忽视的风险因素。

党的二十大报告提出，要加快建设农业强国，加强重点领域安全能力建设，确保粮食、能源资源、重要产业链供应链安全。2023年中央“一号文件”进一步指出，要立足国情农情，体现中国特色，建设供给保障强、科技装备强、经营体系强、产业韧性强、竞争能力强的农业强国。农业产业链的外汇风险与农业产业链供应链的韧性和安全水平密切相关，事关农业高质量发展与农业强国建设。党的二十届三中全会进一步强调，要健全提升产业链供应链韧性和安全水平制度。农业产业链的外汇风险与农业产业链供应链的韧性和安全水平密切相关，事关农业高质量发展与农业强国建设。因此，深入研究农业产业链的外汇风险，对政府及农业企业认识和防范农业领域风险、确保农业产业链供应链安全以及推动新阶段中国农业高质量发展和农业强国建设均具有重要的理论意义和现实意义。

现有学者针对农业领域的外汇风险展开了一系列的研究。Schuh（1974）最早关注汇率波动对农业领域的影响，并认为汇率波动是影响农业相关领域的重要因素。现有国外研究主要关注汇率波动对农业领域宏观层面的影响。Pick（1990）分析了汇率波动对美国农业贸易流量的影响，发现有7个发达国家的汇率波动对美国农业贸易流量的影响不显著，而有3个发展中国家的汇率波动对美国农业贸易流量的影响显著。Cho et al.（2002）以1974—1995年10个发达国家的双边贸易流量为样本，探讨汇率不确定性对农业贸易增长的影响，发现汇率不确定性对农业贸易产生了显著的负面影响，且与其他部门相比，汇率不

^①资料来源：中华人民共和国农业农村部，<http://zdsxx.moa.gov.cn:8080/nyb/pc/index.jsp>。

确定性对农业贸易的负面影响更为显著。Gonzales and Varona (2023) 分析了 1980—2021 年秘鲁农产品进口的影响因素，发现秘鲁索尔的实际有效汇率上升有利于农产品进口。Vatsa and Baek (2024) 运用新西兰 2000—2021 年农产品贸易的季度数据进行研究，发现汇率波动可对农产品进出口产生显著的短期影响。

国内相关研究主要探讨了汇率波动对农业经济增长、农产品价格、农业贸易等宏观层面的影响。例如，曹永峰（2007）研究中国 1980—2005 年人民币实际汇率与农业经济增长之间的关系，发现人民币实际汇率升值对农业经济增长并未产生显著影响。刘艺卓（2010）研究 2005—2008 年人民币汇率波动对中国农产品进出口价格的影响，发现人民币汇率变动对中国农产品进口价格具有较完全的传递，而对国内农产品价格的传递则不完全。刘悦和刘合光（2021）基于 1992—2016 年中国食用油进口贸易数据，研究人民币汇率变动对中国食用油进口量的影响，发现人民币汇率变动与食用油价格负相关，与食用油进口数量正相关。陈瑶雯等（2023）建立标准动态 CGE 模型，利用 2020 年中国经济数据模拟人民币汇率贬值对中国出口产业结构的影响，发现人民币汇率贬值会对农业进口量产生不利影响，而对农业出口量产生有利影响。较少研究从微观农业企业层面探讨外汇风险问题，仅黄祖辉和陈立辉（2011）利用 352 家涉外农业企业数据，从企业竞争力视角研究中国农业企业外汇风险管理行为，发现具有较强融资能力或技术优势的农业企业更倾向于使用运营策略应对外汇风险，而具有较高国际化程度的农业企业更倾向于采用金融衍生工具应对外汇风险。

现有研究虽为中国农业领域外汇风险管理提供了一些有借鉴意义的研究成果，但仍存在以下方面值得进一步研究。第一，现有研究尚未考虑人民币汇率双向波动背景下中国农业领域的外汇风险问题。现有研究指出，在汇率双向波动显著增强的情况下，市场主体在汇率升值和贬值两个维度的外汇风险具有不对称性，若忽视这种不对称特征，将难以有效测度和管理外汇风险 (Koutmos and Martin, 2003)。

“8·11”汇改以来，人民币汇率双向波动不断增强。在此背景下，有必要结合人民币汇率双向波动特征，从不对称视角研究中国农业领域在人民币汇率升值和贬值两个维度的外汇风险。第二，现有研究尚未从农业产业链视角研究农业领域的外汇风险。随着中国农业经济发展，农业领域已初步形成上游要素供给、中游种植养殖、下游加工流通等各环节分工协作、有机衔接的产业链（周月书和王婕，2017）。在中国农业产业链不断延伸和整合的背景下，有必要从产业链视角研究农业领域外汇风险，以便根据中国农业产业链各环节的异质性特征，构建有针对性的外汇风险管理体系，实现中国农业领域有效的外汇风险管理。第三，现有研究主要从宏观层面分析中国农业领域的外汇风险问题，鲜有研究以微观农业企业为研究对象。农业企业作为农业领域的重要市场主体，直接参与国内外市场竞争，是受汇率波动影响最直接的对象，也是应对汇率波动的重要市场主体（黄祖辉和陈立辉，2011）。为实现中国农业领域外汇风险的有效管理，有必要基于微观农业企业研究农业领域外汇风险。

为此，本文考虑人民币汇率双向波动特征，区分农业产业链上游要素供给、中游种植养殖、下游加工流通三个环节，以农业企业为研究对象，研究中国农业产业链的外汇风险问题。首先，本文对人民币汇率双向波动背景下中国农业产业链外汇风险暴露的特征及其影响因素展开理论分析；其次，收集 2016—2022 年中国农业上市企业数据和人民币汇率波动数据，构建模型进行计量分析；最后，根据研究结论提出政策启示。

本文的创新点或贡献体现在以下三方面。第一，本文根据“8·11”汇改以来人民币汇率双向波动特征，构建不对称模型测度中国农业产业链在人民币汇率升值和贬值两个维度的外汇风险暴露，可为人民币汇率双向波动背景下认识和管理中国农业领域的外汇风险提供新的思路和证据。第二，本文以产业链为研究视角，通过区分农业产业链上游要素供给、中游种植养殖、下游加工流通三个环节研究中国农业领域的外汇风险，有助于认识外汇风险在中国农业产业链的分布特征，并根据农业产业链各环节的异质性特征构建有针对性的外汇风险管理体系，最终提高中国农业产业链供应链的韧性和安全水平。第三，本文以微观农业企业为研究对象，从产品策略、财务策略和运营策略三个角度分别探讨企业创新能力、金融对冲和经营对冲等因素如何影响中国农业产业链各环节企业外汇风险暴露，不仅可为认识和管理中国农业领域外汇风险提供有力的微观基础，还可为有效管理中国农业领域外汇风险提供有针对性的政策启示。

二、理论分析

（一）农业产业链的基本构成

产业链是产业部门间在组织形式、空间布局与供需流动等方面的“对接机制”，是实现产业价值创造与增值的核心路径，对整个产业的发展起到了至关重要的作用（吴金明和邵昶，2006）。农业产业链是在现代农业发展理念指导下，将产业链概念应用于农业领域的一种新型产业体系。农业产业链以市场为基础，通过有效整合资金、土地、劳动力等生产要素，确保农产品生产、加工、运输和销售等环节的有机衔接（周月书和王婕，2017）。在促进农业产业融合经营、提高农产品附加值和农民收入、推动乡村产业振兴等方面，农业产业链发挥着不可忽视的作用（程华等，2019）。根据现有文献（唱晓阳和姜会明，2016；韩江波，2018；程华等，2019），农业产业链可划分为上游要素供给、中游种植养殖、下游加工流通三个环节。其中：上游进行初次价值创造并传递给中游；中游利用上游提供的生产要素进一步创造价值，将中间产品传递给下游；下游对中游提供的中间产品进行加工，制得最终产品，并进行产品的流通和最终销售。各环节之间存在着次序依赖关系，通过物质和信息的交换、传递，形成有机整体，并通过消费者价值认同的反向激励机制，实现产业链的价值增值（唱晓阳和姜会明，2016；韩江波，2018）。图1显示了农业产业链运作机制与各环节的具体构成。

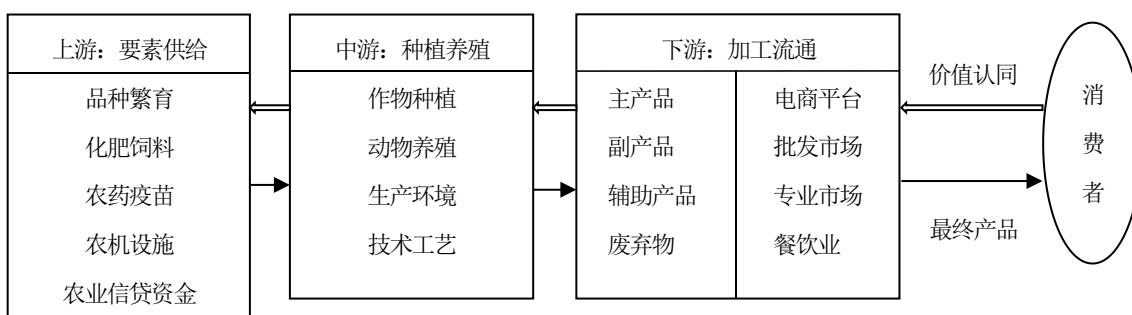


图1 农业产业链

注：单线箭头指农业产业链从上游到下游的要素传递机制，双线箭头指农业产业链从下游到上游的价值激励机制。

农业企业是农业产业链的重要参与者和管理者。一方面，农业企业通过参与农业产业链的各个环节，以获得更多的商业机会和竞争优势；另一方面，农业企业也可以通过管理和优化农业产业链，提高整个产业链的效率和效益，推动农业产业的可持续发展（韩江波，2018）。在实践中，农业企业在产业链中扮演供应商、生产商、销售商等角色，提供农产品或服务，并通过技术创新、管理模式创新等方式，优化产业链的运作和管理，提高整个产业链的竞争力和盈利能力（唱晓阳和姜会明，2016）。换言之，农业企业在农业产业链的运作、管理和发展中具有重要作用，农业企业与农业产业链之间是相互依存、相互促进的关系。由于中国农业现代化、产业化和组织化的发展仍处于初级阶段，农业产业链的组织模式以农业产业的龙头企业为主导（程华等，2019）。因此，本文以微观农业企业为对象研究中国农业产业链的外汇风险暴露问题。

（二）中国农业产业链的外汇风险暴露特征

外汇风险暴露是指汇率波动对经济主体的影响程度（Adler and Dumas，1984）。外汇风险暴露主要有三个来源：一是交易风险暴露，指汇率波动对已形成的特定商业交易产生的影响；二是折算风险暴露，指汇率波动对外币资产和负债的影响；三是经济风险暴露，指汇率波动通过影响产品的价格、成本和市场需求，进而对市场主体产生影响（Martin and Mauer，2003）。理论上，开放经济环境下，一国经济中的任一经济主体均会面临显著的外汇风险暴露。在人民币汇率双向波动背景下，中国农业产业链外汇风险暴露具有以下三方面的特征。

1.农业产业链外汇风险暴露在人民币汇率不同波动方向上的不对称特征。农业企业是构成农业产业链的市场主体，农业企业在人民币汇率不同波动方向上的外汇风险暴露将决定农业产业链外汇风险暴露特征。现有研究指出，在汇率弹性显著增强的情况下，企业外汇风险暴露在人民币汇率不同波动方向上可能存在不对称特征。首先，企业进入或退出国际市场的行为存在不对称。例如，企业的竞争者通常在本币贬值时进行国际市场扩张，但在本币升值时却不愿意退出国际市场（Baldwin and Krugman，1989）。企业进入或退出国际市场的行为差异将导致企业在本币贬值时因竞争者的增加而获得较小的收益增量，而在本币升值时因竞争者不退出市场而承受较大的收益损失。其次，企业存在不对称对冲行为。管理者会根据预期汇率波动方向改变对冲的时间和规模，且当预期外汇风险不利于企业时，更积极地采取对冲措施（Bodnar et al.，1998）。最后，企业存在不对称产品定价行为。例如，企业在本币升值时通常通过提高价格来降低汇率波动的不利影响，而在本币贬值时则极少对价格进行调整（Bodnar et al.，2002；鞠荣华和李小云，2006）。

“8·11”汇改以来，人民币汇率弹性显著增强，双向波动已成新常态。在此背景下，中国农业企业的外汇风险暴露将因上述原因在人民币汇率的不同波动方向上呈现显著的不对称特征。由于农业企业是构成农业产业链的市场主体，农业企业的外汇风险暴露不对称性将导致农业产业链各环节的外汇风险暴露在人民币汇率不同波动方向上呈现不对称特征。

2.农业产业链外汇风险暴露的分布特征。汇率波动对商品价格的影响是导致市场经营主体外汇风险暴露的重要原因（Martin and Mauer，2003）。根据产业链理论，上游环节的商品作为生产资料，构成下游环节产成品的成本（Gardner，1975）。当上游产品价格发生变化时，这种变动会沿着产业链向

下游传递，进而导致下游产品价格发生相应变动（丁存振和肖海峰，2022）。在产业链各环节之间缺乏风险共担机制的情况下，上游在面临外部冲击所导致的价格波动时，该环节的市场主体会基于自身利益考虑而采取向下游放大价格波动的行为，从而导致最初的价格波动在到达产业链最后一个环节时被放大（辛贤和谭向勇，2000）。在这种情形下，汇率波动导致产业链上游的价格波动会向下游传递，并呈现外汇风险沿着产业链传递和放大的特征。

农业领域的价格冲击主要呈现由农业产业链上游向下游传导的特征，并且价格冲击能够由农业产业链上游向下游充分传导（Goodwin and Holt，1999）。中国农业产业链仍处于初级发展阶段，产业化组织尚处于较低水平，各环节的市场主体之间缺乏紧密的联系，这导致中国农业领域未能真正形成风险共担、利益均分的产业链条，农业产业链各环节会基于自身利益考虑而采取向下游环节放大价格波动的行为（张利庠和张喜才，2011）。因此，当人民币汇率波动引起中国农业产业链上游生产资料价格波动时，农业产业链上游的价格波动会沿着产业链向下游传递和放大，从而导致农业产业链上中下游三个环节的外汇风险暴露呈现依次增大的特征。

3.农业产业链外汇风险暴露的利弊特征。人民币汇率升值，意味着以外币计价的中国农产品出口价格上升，以人民币表示的国外进口农产品价格下降，即中国农产品价格在国际市场变得相对昂贵，而进口农产品价格在国内市场则变得相对低廉（李小云和李鹤，2005）。这将削弱国内农产品在国际和国内市场上的竞争力，使得农产品出口量下降和进口量增加，从而导致国内农业企业收益下降。因此，人民币汇率升值会给农业企业带来不利影响。而当人民币汇率贬值时，以外币表示的中国农产品出口价格下降，以人民币表示的国外农产品进口价格上升，即国内农产品价格在国际市场变得相对低廉，而进口农产品价格在国内市场则变得相对昂贵（刘悦和刘合光，2021）。这将提高国内农产品在国际和国内市场的竞争力，使得农产品出口量上升和进口量下降，农业企业收益提高。可见，农业企业会受益于人民币汇率贬值。因此，农业产业链在人民币汇率贬值时呈现有利的外汇风险暴露，在人民币汇率升值时则呈现不利的外汇风险暴露。

但是，农业产业链不同环节的外汇风险转移能力存在差异，这将导致人民币汇率波动对农业企业的上述影响在农业产业链不同环节存在差异。通常，农业产业链上游、中游和下游的外汇风险转移能力依次降低，这使得人民币汇率波动引起中国农业产业链上游的价格波动会沿着产业链向下游传递和放大（张利庠和张喜才，2011），进而导致产业链上游和中游能够有效地向下游转移人民币汇率升值的不利影响。换言之，农业产业链在人民币汇率升值时的不利外汇风险暴露更多地体现在下游加工流通环节。

（三）中国农业产业链外汇风险暴露的影响因素

本文从微观企业层面剖析影响中国农业产业链外汇风险暴露的关键因素，具体从产品策略、财务策略和运营策略三方面探讨。

1.产品策略：创新能力。产品策略包括产品差异化、产品定价等，是企业应对外部环境不确定的重要方式（Loy and Weiss，2019）。企业创新能力是产品策略能否有效应对外部环境不确定性的关键（Goel and Nelson，2021）。创新能力强的农业企业通过投资于专有技术或品牌声誉等领域，能够提

升产品附加值和产品差异化程度，从而建立独特而稳固的市场地位，降低客户对产品价格的敏感度（Miller and Reuer, 1998）。因此，创新能力强的农业企业能够更灵活地调整定价策略以应对市场变化带来的风险。换言之，当面临汇率波动时，农业产业链中创新能力强的企业能够通过灵活调整定价策略，有效地将汇率波动产生的影响传递给客户，减轻汇率波动带来的冲击，维持更稳定的盈利水平，从而降低农业产业链的外汇风险暴露。

2. 财务策略：金融对冲。金融对冲是指企业通过期货、期权和外汇市场进行外汇远期、掉期、外币拆借与套期保值等操作以规避外汇风险的行为，是企业进行外汇风险管理的重要财务策略。金融对冲对农业企业外汇风险暴露可能存在两种影响。一方面，风险管理理论认为，用于风险管理目的的金融衍生品是进行风险管理的重要工具（Froot et al., 1993；陈俊等，2023）。农业企业可通过金融对冲工具对外汇风险进行管理，从而降低其外汇风险暴露（Das and Kumar, 2023）。另一方面，在实践中，金融对冲工具不仅可用于外汇风险管理，还可用于投机活动（Chernenko and Faulkender, 2011）。若农业企业使用金融对冲工具进行投机活动，其外汇风险暴露不仅无法降低，反而可能会增加。因此，农业产业链中的企业合理使用金融对冲将有助于降低农业产业链的外汇风险暴露，而不合理使用则无法降低农业产业链的外汇风险暴露。

3. 运营策略：经营对冲。经营对冲是指企业通过投入要素改变、生产转移等方式调整经营策略以降低外汇风险的对冲方式（Triantis, 2000），是企业进行外汇风险管理的重要运营策略。现有文献指出，跨国经营是企业进行经营对冲的主要方式，企业可通过跨国经营在全球范围设立子公司或寻求海外供应商的方式提高经营弹性，从而在汇率波动时利用分布在全球各地的经营网络灵活调整生产要素投入和生产经营计划，以应对外汇风险并降低企业外汇风险暴露（Kogut and Kulatilaka, 1994）。然而，跨国经营的经营对冲效果依赖于跨国布局的合理性，以及经理人的经营对冲意识和能力（Belderbos et al., 2014）。若企业跨国经营所涉及的国家之间经济环境差异较小且关联性较大，或者经理人缺乏经营对冲意识和能力，那么，跨国经营将无法产生理想的经营对冲效果，甚至可能增加企业外汇风险暴露（Ioulianou et al., 2021）。因此，企业若能够合理进行跨国经营，将会产生显著的经营对冲效果，降低农业产业链的外汇风险暴露；而不合理的跨国经营将难以达到预期的经营对冲效果，无法显著降低农业产业链的外汇风险暴露。

三、研究设计

（一）外汇风险暴露测度模型

现有研究主要通过现金流量法和资本市场法来测度企业面临的外汇风险暴露。现金流量法是通过测度企业经营现金流量变动对汇率波动的敏感程度来衡量企业的外汇风险暴露水平（Hodder, 1982）。现金流量法以企业财务信息为基础，但企业披露财务信息的最短时间间隔为季度，数据上的限制使得现金流量法在实际应用中较少得到采用，难以在大样本研究中推广。资本市场法是通过企业股票收益率对汇率波动的敏感程度来测度企业外汇风险暴露（Adler and Dumas, 1984；Jorion, 1990）。资本市场法的基本思想是公司价值变动反映了公司未来现金流的现值变动，因此，可将公司价值变动作为公

司现金流变动的代理变量。由于上市公司股价变动数据与汇率波动数据在时间上容易匹配，适合在大样本研究中推广，因此，资本市场法在实际应用中得到广泛使用。在构建测度模型时，Adler and Dumas (1984) 最早提出单因子模型，直接将公司价值对汇率变动的敏感性作为企业外汇风险暴露程度。后续研究主要通过增加市场因子、Fama 三因子等控制变量构建多因子模型，或区分汇率波动方向构建不对称模型等方式提高测度的精确性 (Koutmos and Martin, 2003; Krapl, 2017)。

“8·11”汇改以来，人民币汇率双向波动已成新常态。在此背景下，农业企业外汇风险暴露在汇率不同波动方向上可能存在显著的不对称特征。因此，有必要区分人民币汇率的不同波动方向来测度企业外汇风险暴露。考虑到资本市场法在测度企业外汇风险暴露时的优势，本文在 Jorion (1990) 的双因子模型的基础上，参考 Koutmos and Martin (2003) 和 Krapl (2017) 的模型，构建以下模型测度中国农业产业链各环节企业在人民币汇率不同波动方向上的外汇风险暴露：

$$R_{i,t} = a_{0,i} + a_{1,i}D_{1,t} \times R_{e,t} + a_{2,i}D_{2,t} \times R_{e,t} + a_{3,i}R_{m,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

(1) 式中： $R_{i,t}$ 表示企业 i 于第 t 月的股票超额收益率，即个股收益率减去无风险收益率，其中，个股收益率为考虑现金红利再投资的个股月度回报率，无风险收益率根据复利计算方法将定期整存整取的一年期利率转化为月度利率得到。 $R_{e,t}$ 为第 t 月人民币实际有效汇率的收益率，即第 t 月与第 $t-1$ 月的人民币实际有效汇率之差与第 $t-1$ 月人民币实际有效汇率的比值。 $R_{m,t}$ 为第 t 月的市场超额收益率，即市场收益率减去无风险收益率，其中，市场收益率为考虑现金红利再投资的沪深 A 股市场回报率。 $D_{1,t}$ 和 $D_{2,t}$ 为用于区分汇率升值和贬值的虚拟变量，具体来看：若 $R_{e,t} > 0$ ， $D_{1,t}$ 赋值 1， $D_{2,t}$ 赋值 0；若 $R_{e,t} \leq 0$ ， $D_{1,t}$ 赋值 0， $D_{2,t}$ 赋值 1。 $D_{1,t} \times R_{e,t}$ 的系数估计值 $\hat{a}_{1,i}$ 反映企业 i 在人民币升值时的外汇风险暴露水平， $D_{2,t} \times R_{e,t}$ 的系数估计值 $\hat{a}_{2,i}$ 反映企业 i 在人民币贬值时的外汇风险暴露水平。 $R_{m,t}$ 的系数估计值 $\hat{a}_{3,i}$ 反映企业 i 对市场波动的反应程度。 $a_{0,i}$ 为常数项， $\varepsilon_{i,t}$ 为随机扰动项。

在下文分析中，本文先对 $R_{i,t}$ 、 $R_{e,t}$ 、 $R_{m,t}$ 等变量的原始数据进行 ADF 检验，以避免出现伪回归。然后，再对所有企业逐一进行 ARCH LM 检验。若检验发现企业存在条件异方差问题，则使用 GARCH 模型进行评估，否则使用 Newey-West 估计法进行估计。

(二) 外汇风险暴露影响因素分析模型

为了检验企业创新能力、金融对冲和经营对冲对农业产业链外汇风险暴露的影响，本文构建如下模型：

$$FXE_i^k = \beta_0 + \beta_1 RD_i + \beta_2 FH_i + \beta_3 OH_i + \bar{r} Controls_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

(2) 式中： FXE_i^k 为企业 i 的外汇风险暴露水平。当 $k=1$ ， FXE_i^1 为企业 i 在人民币汇率升值时的外汇风险暴露水平；当 $k=2$ ， FXE_i^2 为企业 i 在人民币汇率贬值时的外汇风险暴露水平。 RD_i 为企业创新能力变量，其系数估计值 $\hat{\beta}_1$ 反映企业创新能力对企业外汇风险暴露水平的影响程度； FH_i 为金融对冲变量，其系数估计值 $\hat{\beta}_2$ 为企业金融对冲行为对企业外汇风险暴露水平的影响程度； OH_i 为经营对冲变量，其系数估计值 $\hat{\beta}_3$ 为企业经营对冲行为对企业外汇风险暴露水平的影响程度；

$Controls_i$ 为一系列控制变量，包括企业规模 (MV)、成长性 (BM)、流动性 (QR)、财务杠杆 (LLR)、国际市场涉入程度 (POI) 和盈利能力 (PM)。 \bar{r} 为一系列控制变量的待估参数， β_0 为常数项， ε_i 为随机误差项。

(三) 变量说明

1. 因变量。企业外汇风险暴露水平。本文以 FXE^1 和 FXE^2 分别表示企业在人民币汇率升值和贬值时的外汇风险暴露水平。企业在外汇风险管理中应秉持风险中性的理念以实现外汇风险暴露趋近于零，因此，本文参考 Dominguez and Tesar (2006) 的研究，以 (1) 式中 $D_{1,t} \times R_{e,t}$ 和 $D_{2,t} \times R_{e,t}$ 的系数估计值的绝对值的平方根^①分别度量 FXE^1 和 FXE^2 。

2. 自变量。一是创新能力 (RD)。现有文献指出，研发投入可以通过产生新知识和增强吸收现有知识的能力，使企业形成创新能力（李林木和汪冲，2017）。鉴于此，本文以企业研发费用与营业收入的比值衡量企业创新能力。 RD 值越大，企业创新能力越强。二是金融对冲 (FH)。根据现有文献中广泛使用的方法 (Choi and Jiang, 2009)，本文通过查阅农业上市公司年报中披露的外汇衍生工具使用情况构建虚拟变量作为金融对冲的代理变量。若企业在 2016 年 1 月至 2022 年 12 月使用了远期外汇合约、货币互换合约、外汇期权合同以及货币掉期合约等外汇衍生工具，则 FH 取值为 1，否则取值为 0。三是经营对冲 (OH)。现有研究指出，跨国经营是企业应对外汇风险采取的主要经营对冲方式 (Allayannis et al., 2001)。鉴于此，本文以样本期内企业境外投资所涉及的东道国数作为经营对冲的代理变量。

3. 控制变量。一是企业规模 (MV)。本文以企业总市值的自然对数作为企业规模的代理变量， MV 值越大，企业规模越大。二是企业成长性 (BM)。本文使用账面市值比，即企业所有者权益与企业市值的比值作为企业成长性的代理变量， BM 值越大，企业成长性越低。三是企业流动性 (QR)。本文使用速动比率作为企业流动性的代理变量， QR 值越大，企业流动性越高。四是财务杠杆 (LLR)。本文以长期负债占总资产的比值作为财务杠杆的代理变量， LLR 值越大，企业财务杠杆越高。五是国际市场涉入程度 (POI)。本文以海外收入占比作为企业国际市场涉入程度的代理变量， POI 值越大，企业国际市场涉入程度越高。六是盈利能力 (PM)。本文以企业营业利润与营业收入的比值衡量企业盈利能力， PM 值越大，企业盈利能力越强。

在下文分析时，本文对 (2) 式进行最小二乘回归估计，并通过 RESET 检验和求解方差膨胀因子 (VIF) 分别检验是否存在遗漏变量问题和多重共线性问题。

(四) 数据来源与数据处理

由于中国农业产业链的组织模式以龙头企业带动型为主导，而农业上市公司是典型的农业龙头企业，因此，本文以农业产业链各环节农业上市公司的外汇风险暴露水平作为农业产业链外汇风险暴露水平的代理，并以中国沪深两市 A 股农业上市公司为研究样本。本文以“8·11”汇改经过政策消化期之后的 2016 年为研究起始点，研究区间设定为 2016 年 1 月至 2022 年 12 月。本文根据《农业及相关

^① 使用平方根的处理方法能够避免截断误差及其可能导致的非正态分布误差 (He et al., 2021)。

产业统计分类（2020）》与企业营业执照中的经营范围^①将样本企业分别归入要素供给、种植养殖、加工流通等农业产业链环节。当某一企业涉及多个环节时，则根据营业执照中经营范围的首项业务确定其归属。

(1) 式测度外汇风险暴露水平的数据来源有二：一是个股收益率、市场收益率、无风险收益率的原始数据均获取自国泰安数据库（CSMAR）^②的股票市场交易子数据库；二是人民币实际有效汇率来自国际清算银行官方网站^③，数据频率均为月度。

(2) 式涉及变量的数据来源如下：构建金融对冲变量的数据通过查阅上市公司年报获取；构建企业创新能力、规模、流动性、成长性、盈利能力等变量的原始数据获取自 CSMAR 财务指标分析子数据库；构建财务杠杆变量的原始数据获取自 CSMAR 财务报表子数据库；构建国际市场涉入程度和经营对冲变量的原始数据获取自 CSMAR 海外直接投资子数据库。需要说明的是，本文在构建经营对冲变量时剔除了如下类型的跨国投资：一是成立于开曼群岛、维京群岛、英属维尔京群岛等“避税天堂”的海外关联企业；二是以纯粹进行投资管理或获取资源为目的的海外关联企业。为与外汇风险暴露水平测度的时间跨度一致，除金融对冲外，经营对冲、企业创新能力、规模、流动性、成长性、盈利能力、财务杠杆、国际市场涉入程度变量均取 2016 年 1 月至 2022 年 12 月的均值。

本文对所选样本企业做如下筛选：剔除股票收益率数据存在缺漏值的企业；剔除月度个股收益率数据量不足 30 的企业；剔除经营范围不明晰的企业。本文最终获得 305 家农业上市企业样本，其中，要素供给环节的企业样本数量为 85 家，种植养殖环节的企业样本数量为 55 家，加工流通环节的企业样本数量为 165 家。表 1 和表 2 分别展示了(1)式和(2)式中各变量的描述性统计结果。

表 1 (1) 式各变量描述性统计结果

| 变量 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 | 样本量 |
|--------------------------------------|--------|-------|--------|-------|-------|
| 市场超额收益率 ($R_{m,t}$) | 0.001 | 0.054 | -0.246 | 0.147 | 84 |
| 人民币实际有效汇率收益率 ($R_{e,t}$) | -0.001 | 0.012 | -0.037 | 0.024 | 84 |
| 样本企业月度股票超额收益率 ($R_{i,t}$) | 0.005 | 0.134 | -0.748 | 2.010 | 23193 |
| 要素供给环节样本企业的月度股票超额收益率 ($R_{i,t}^L$) | 0.004 | 0.129 | -0.467 | 1.689 | 6234 |
| 种植养殖环节样本企业的月度股票超额收益率 ($R_{i,t}^M$) | 0.002 | 0.139 | -0.548 | 2.010 | 4081 |
| 加工流通环节样本企业的月度股票超额收益率 ($R_{i,t}^T$) | 0.006 | 0.135 | -0.748 | 1.581 | 12878 |

表 2 (2) 式各变量描述性统计结果

| 变量 | 要素供给环节 | | | 种植养殖环节 | | | 加工流通环节 | | |
|-----------------------|--------|-------|-------|--------|-------|-------|--------|-------|-------|
| | 中位数 | 均值 | 标准差 | 中位数 | 均值 | 标准差 | 中位数 | 均值 | 标准差 |
| 升值时外汇风险暴露 (FXE^1) | 1.226 | 1.219 | 0.563 | 1.321 | 1.311 | 0.566 | 1.433 | 1.452 | 0.607 |
| 贬值时外汇风险暴露 (FXE^2) | 1.131 | 1.173 | 0.558 | 1.185 | 1.216 | 0.539 | 1.134 | 1.180 | 0.555 |

^①资料来源：企业营业执照信息查询自国家企业信用公示系统（<https://www.gsxt.gov.cn/corp-query-homepage.html>）。

^②资料来源：国泰安数据库，<https://data.csmar.com>。

^③资料来源：国际清算银行，<https://www.bis.org>。

表2 (续)

| | | | | | | | | | |
|----------------|--------|--------|-------|--------|--------|-------|--------|--------|-------|
| 创新能力 (RD) | 0.025 | 0.028 | 0.024 | 0.007 | 0.011 | 0.011 | 0.006 | 0.014 | 0.023 |
| 金融对冲 (FH) | 0.000 | 0.318 | 0.468 | 0.000 | 0.127 | 0.336 | 0.000 | 0.158 | 0.366 |
| 经营对冲 (OH) | 1.000 | 2.471 | 4.407 | 1.000 | 1.509 | 2.395 | 1.000 | 1.303 | 2.004 |
| 企业规模 (MV) | 22.725 | 23.056 | 1.370 | 22.609 | 22.878 | 1.104 | 22.779 | 23.035 | 1.236 |
| 企业成长性 (BM) | 0.659 | 0.665 | 0.196 | 0.606 | 0.593 | 0.176 | 0.538 | 0.533 | 0.208 |
| 企业流动性 (QR) | 1.253 | 1.761 | 1.796 | 1.138 | 1.696 | 2.094 | 1.324 | 2.022 | 2.277 |
| 财务杠杆 (LLR) | 0.059 | 0.072 | 0.066 | 0.075 | 0.106 | 0.140 | 0.033 | 0.063 | 0.079 |
| 国际市场涉入程度 (POI) | 0.014 | 0.163 | 0.244 | 0.000 | 0.078 | 0.172 | 0.000 | 0.076 | 0.188 |
| 盈利能力 (PM) | 0.238 | 0.253 | 0.163 | 0.205 | 0.264 | 0.190 | 0.302 | 0.285 | 0.793 |

注：要素供给环节的样本量为 85，种植养殖环节的样本量为 55，加工流通环节的样本量为 165。

四、经验事实分析

(一) 中国农业产业链的外汇风险暴露特征

1. 外汇风险暴露的显著性分析。表3展示了基于(1)式测度的农业产业链各环节企业在10%置信水平下的外汇风险暴露显著性情况。

首先，在人民币汇率升值时，要素供给环节、种植养殖环节和加工流通环节中具有显著外汇风险暴露的企业占比分别为10.588%、18.182%和23.636%；在人民币汇率贬值时，上述三个环节中具有显著外汇风险暴露的企业占比分别为14.118%、16.364%和18.788%。这表明，农业产业链各环节在人民币汇率不同波动方向上的外汇风险暴露呈现不对称特征。其中，要素供给环节具有显著外汇风险暴露的企业占比在人民币汇率贬值时高于人民币汇率升值时，而种植养殖环节和加工流通环节具有显著外汇风险暴露的企业占比在人民币汇率升值时高于人民币汇率贬值时。

其次，无论是人民币汇率升值、贬值还是二者合计的情况，加工流通环节中具有显著外汇风险暴露的企业占比均最高，种植养殖环节次之，要素供给环节最低。上述结果表明，从外汇风险暴露在农业产业链的分布来看，随着农业产业链中生产关系的递进，外汇风险暴露呈增大趋势。

最后，农业产业链整体在人民币汇率升值与贬值时具有显著外汇风险暴露的农业企业占比分别为19.016%和17.049%，且32.787%的农业企业至少在一种汇率波动方向上具有显著的外汇风险暴露。上述结果表明，农业产业链中同时受人民币汇率升值与贬值显著影响的企业占比为3.278%^①，大部分农业产业链中的企业仅暴露于人民币汇率升值或贬值的单一波动方向。

表3
农业产业链各环节中具有显著外汇风险暴露的企业占比

| | 样本数 | 汇率升值 | | 汇率贬值 | | 合计 | |
|--------|-----|------|--------|------|--------|-----|--------|
| | | 企业数 | 占比 (%) | 企业数 | 占比 (%) | 企业数 | 占比 (%) |
| 要素供给环节 | 85 | 9 | 10.588 | 12 | 14.118 | 19 | 22.353 |
| 种植养殖环节 | 55 | 10 | 18.182 | 9 | 16.364 | 17 | 30.909 |

^①19.016+17.049-32.787=3.278 (%)。

表3 (续)

| | | | | | | | |
|--------|-----|----|--------|----|--------|-----|--------|
| 加工流通环节 | 165 | 39 | 23.636 | 31 | 18.788 | 64 | 38.788 |
| 总和 | 305 | 58 | 19.016 | 52 | 17.049 | 100 | 32.787 |

注：“合计”统计的是至少在一种汇率波动方向上具有显著外汇风险暴露的企业数及其占比。

2.外汇风险暴露的数值分析。表4展示了农业产业链各环节显著外汇风险暴露水平 $\hat{a}_{1,i}$ 和 $\hat{a}_{2,i}$ 的描述性统计结果。

首先，农业产业链整体的外汇风险暴露水平均值在人民币汇率升值与贬值时分别为-0.759和-1.970，中位数分别为-2.464和-3.317，表明农业产业链整体的外汇风险暴露水平具有不对称特征，且农业产业链整体受益于人民币汇率贬值，而受损于人民币汇率升值。农业产业链整体的外汇风险暴露水平绝对值的均值在人民币汇率升值与贬值时分别为4.459和3.908，表明农业产业链整体的外汇风险暴露水平在人民币汇率升值时大于人民币汇率贬值时，具有不对称特征。

其次，在人民币汇率升值时，要素供给、种植养殖、加工流通三个环节的外汇风险暴露水平均值分别为2.324、2.639和-2.341，中位数分别为3.547、3.283和-3.361；在人民币汇率贬值时，上述三个环节的外汇风险暴露水平均值分别为-2.767、-0.419和-2.112，中位数分别为-3.310、-2.560和-3.360。上述结果表明：要素供给环节和种植养殖环节的企业不仅受益于人民币汇率升值，还受益于人民币汇率贬值；加工流通环节的企业则更多地受益于人民币汇率贬值，而受损于人民币汇率升值。

最后，在人民币汇率升值时，要素供给、种植养殖、加工流通三个环节的外汇风险暴露水平绝对值的均值分别为3.553、4.126和4.753；在人民币汇率贬值时，上述三个环节的外汇风险暴露水平绝对值的均值分别为3.449、3.800和4.164。上述结果表明：无论人民币汇率升值还是贬值，加工流通环节的外汇风险暴露水平绝对值的均值均最大，种植养殖环节次之，要素供给环节最小；同时，各环节在人民币汇率升值时的外汇风险暴露水平均高于在人民币汇率贬值时的外汇风险暴露水平。上述结果进一步佐证了外汇风险暴露随着农业产业链中生产关系的递进而增大的趋势，同时表明农业产业链各环节受人民币汇率升值的影响程度更大，具有不对称特征。

表4 农业产业链各环节企业外汇风险暴露水平 $\hat{a}_{1,i}$ 和 $\hat{a}_{2,i}$ 的描述性统计分析

| | 汇率波动 | 最小值 | 中位数 | 最大值 | 均值 | 绝对值的均值 | N+ | N- |
|--------|------|---------|--------|-------|--------|--------|----|----|
| 要素供给环节 | 升值 | -3.534 | 3.547 | 5.643 | 2.324 | 3.553 | 7 | 2 |
| | 贬值 | -5.552 | -3.310 | 4.095 | -2.767 | 3.449 | 1 | 11 |
| 种植养殖环节 | 升值 | -7.434 | 3.283 | 7.703 | 2.639 | 4.126 | 9 | 1 |
| | 贬值 | -5.052 | -2.560 | 4.931 | -0.419 | 3.800 | 4 | 5 |
| 加工流通环节 | 升值 | -11.087 | -3.361 | 8.838 | -2.341 | 4.753 | 10 | 29 |
| | 贬值 | -8.150 | -3.360 | 7.379 | -2.112 | 4.164 | 9 | 22 |
| 合计 | 升值 | -11.087 | -2.464 | 8.838 | -0.759 | 4.459 | 26 | 32 |
| | 贬值 | -8.150 | -3.317 | 7.379 | -1.970 | 3.908 | 14 | 38 |

注：“N+”“N-”分别代表外汇风险暴露显著为正和显著为负的企业数量。

综上所述，中国农业产业链外汇风险暴露呈现以下三方面特征。一是农业产业链外汇风险暴露在

人民币汇率不同波动方向上具有不对称特征。二是农业产业链外汇风险暴露的分布特征呈现上中下游三环节的外汇风险暴露依次增大的特征。三是农业产业链在人民币汇率贬值时具有有利的外汇风险暴露，在人民币汇率升值时具有不利的外汇风险暴露，且农业产业链在人民币汇率升值时具有不利的外汇风险暴露主要体现在下游加工流通环节。

(二) 中国农业产业链外汇风险暴露的影响因素

表5提供了(2)式的回归结果，其中，(1)列、(3)列和(5)列的因变量为人民币汇率升值时的外汇风险暴露水平(FXE^1)，分别是基于要素供给环节样本、种植养殖环节样本和加工流通环节样本的回归结果；(2)列、(4)列和(6)列的因变量为人民币汇率贬值时的外汇风险暴露水平(FXE^2)，分别是基于要素供给环节样本、种植养殖环节样本和加工流通环节样本的回归结果。

表5 人民币汇率双向波动背景下外汇风险暴露影响因素的回归结果

| 变量 | 外汇风险暴露水平 | | | | | |
|-------------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|
| | 要素供给环节 | | 种植养殖环节 | | 加工流通环节 | |
| | 升值时 (1) | 贬值时 (2) | 升值时 (3) | 贬值时 (4) | 升值时 (5) | 贬值时 (6) |
| 创新能力(RD) | -6.226* | -2.402 | 0.717 | -2.813 | -5.413*** | -0.857 |
| | (3.453) | (3.976) | (7.697) | (8.522) | (1.764) | (1.654) |
| 金融对冲(FH) | -0.354*** | -0.012 | -0.011 | 0.574*** | -0.368*** | -0.340*** |
| | (0.124) | (0.150) | (0.172) | (0.193) | (0.131) | (0.128) |
| 经营对冲(OH) | 0.010 | -0.023** | -0.072** | -0.013 | -0.036* | 0.051* |
| | (0.010) | (0.011) | (0.028) | (0.036) | (0.019) | (0.028) |
| 企业规模(MV) | 0.037 | -0.097* | -0.147** | -0.006 | 0.060 | -0.007 |
| | (0.057) | (0.056) | (0.068) | (0.087) | (0.042) | (0.036) |
| 企业成长性(BM) | -0.405 | 0.013 | 1.015** | -0.507 | -0.272 | -0.133 |
| | (0.375) | (0.433) | (0.407) | (0.530) | (0.272) | (0.235) |
| 企业流动性(QR) | 0.073 | -0.030 | -0.036 | -0.059 | 0.025 | -0.001 |
| | (0.067) | (0.033) | (0.048) | (0.061) | (0.026) | (0.022) |
| 财务杠杆(LLR) | 0.481 | -0.497 | 0.666 | 1.828** | -1.159* | -0.138 |
| | (1.011) | (0.909) | (0.754) | (0.864) | (0.674) | (0.645) |
| 海外市场涉入程度(POI) | -0.187 | -0.031 | 1.320** | -0.395 | 0.746** | 0.005 |
| | (0.218) | (0.239) | (0.548) | (0.392) | (0.297) | (0.372) |
| 盈利能力(PM) | -0.105 | 0.419 | 0.342 | 0.767* | 0.072** | -0.005 |
| | (0.566) | (0.587) | (0.496) | (0.454) | (0.030) | (0.035) |
| 常数项 | 0.778 | 3.504*** | 3.962** | 1.359 | 0.341 | 1.420 |
| | (1.273) | (1.258) | (1.643) | (2.049) | (1.064) | (0.913) |
| RESET检验的p值 | 0.127 | 0.438 | 0.303 | 0.123 | 0.914 | 0.773 |
| 样本量 | 85 | 85 | 55 | 55 | 165 | 165 |

注：①***、**和*分别表示双尾t检验在1%、5%和10%的水平上显著；②括号内的数值为异方差稳健标准误。

表 5 中, 创新能力的系数估计值在 (1) 列和 (5) 列中均显著为负, 即要素供给环节和加工流通环节的企业通过提高创新能力, 能够有效降低人民币汇率升值时的外汇风险暴露水平。该结果表明, 创新能力强的企业能够有效地采用产品策略将汇率波动的影响转嫁给客户, 从而减轻汇率波动的冲击 (Miller and Reuer, 1998)。创新能力的系数估计值在 (2) ~ (4) 列和 (6) 列中均不显著, 即要素供给环节和加工流通环节的企业未能通过提高创新能力显著降低人民币汇率贬值时的外汇风险暴露水平, 种植养殖环节的企业未能通过提高创新能力显著降低人民币汇率升值和贬值时的外汇风险暴露水平。出现这种结果可能的原因在于: 要素供给环节和加工流通环节的企业未能将其创新能力转换为有效的产品策略以管理人民币汇率贬值对其产生的影响, 种植养殖环节的企业未能将创新能力转换为有效的产品策略以管理人民币汇率升值和贬值对其产生的影响。

金融对冲的系数估计值在表 5 (1) 列、(5) 列和 (6) 列均显著为负, 即要素供给环节的企业能够利用金融衍生工具等金融对冲方式, 有效降低人民币汇率升值时的外汇风险暴露水平; 加工流通环节的企业能够利用金融衍生工具等金融对冲方式, 有效降低人民币汇率升值和贬值时的外汇风险暴露水平。该结果表明, 外汇衍生工具是外汇风险管理的有效方式, 具有显著的金融对冲作用 (Das and Kumar, 2023)。金融对冲的系数估计值在表 5 (2) 列和 (3) 列中均不显著, 而在表 5 (4) 列中显著为正, 该结果表明, 要素供给环节的企业未能利用金融衍生工具等金融对冲方式有效降低人民币汇率贬值时的外汇风险暴露水平; 种植养殖环节的企业不仅未能利用金融衍生工具等金融对冲方式有效降低人民币汇率升值时的外汇风险暴露水平, 反而增加了其在人民币汇率贬值时的外汇风险暴露水平。对该结果的可能解释是: 种植养殖环节的企业未能秉持外汇风险中性理念, 存在利用外汇衍生工具进行投机的行为, 导致其外汇风险暴露水平不仅无法降低, 反而可能增加 (Chernenko and Faulkender, 2011)。

经营对冲的系数估计值在表 5 (2) 列、(3) 列和 (5) 列中均显著为负, 即要素供给环节的企业通过跨国多元化经营, 能够有效降低人民币汇率贬值时的外汇风险暴露水平, 种植养殖环节和加工流通环节的企业通过跨国多元化经营, 能够有效降低人民币汇率升值时的外汇风险暴露水平。该结果表明, 跨国经营能够使企业在全球各地的经营网络灵活调整生产要素投入和生产经营计划, 以应对外汇风险, 从而具有积极的经营对冲效果 (Choi and Jiang, 2009)。经营对冲的系数估计值在表 5 (1) 列和 (4) 列中均不显著, 在表 5 (6) 列中显著为正, 即要素供给环节的企业未能通过跨国多元化经营显著影响其在人民币汇率升值时的外汇风险暴露水平, 种植养殖环节的企业未能通过跨国多元化经营显著影响其在人民币汇率贬值时的外汇风险暴露水平, 而加工流通环节的企业通过跨国多元化经营显著增加了其在人民币汇率贬值时的外汇风险暴露水平。出现该结果可能有两方面原因: 一是相关农业企业在跨国多元化经营时缺乏合理布局, 导致东道国之间汇率波动的关联性高, 难以实现经营对冲; 二是相关农业企业缺乏经营对冲意识和能力, 无法在汇率波动中利用不同东道国异质性环境灵活地调整进出口等经营活动以应对外汇风险。

从控制变量来看, 企业规模的系数估计值在表 5 (2) 列和 (3) 列中均显著为负, 即要素供给环节和种植养殖环节的企业通过扩大经营规模, 能够分别有效降低人民币汇率贬值时与升值时的外汇风

险暴露水平。该结果表明,规模大的企业会因规模经济效益更积极地采取措施管理外汇风险(Allayannis and Ofek, 2001)。企业成长性的系数估计值在表5(3)列中显著为正,即当人民币汇率升值时,高成长性的种植养殖企业具有更低的外汇风险暴露水平。该结果表明,高成长性的种植养殖企业将因投资不足问题而更积极地进行外汇风险管理(He and Ng, 1998)。财务杠杆的系数估计值在表5(4)列中显著为正,表明高财务杠杆的种植养殖企业因面临较严峻的财务约束而难以采取有效的措施进行外汇风险管理,从而具有更高的外汇风险暴露水平(Aggarwal and Harper, 2010)。财务杠杆的系数估计值在表5(5)列中显著为负,表明高财务杠杆的加工流通企业为避免汇率波动导致企业进一步陷入财务困境的可能性,将更积极地进行外汇风险管理(He et al., 2021)。国际市场涉入程度的系数估计值在表5(3)列和(5)列中均显著为正,即当人民币汇率升值时,种植养殖环节和加工流通环节企业的国际市场涉入程度越高,其外汇风险暴露水平越高。该结果表明,更多的海外收入提高了企业的外汇风险暴露水平(Jorion, 1990)。盈利能力的系数估计值在表5(4)列和(5)列中均显著为正,即盈利能力更强的种植养殖环节企业,更容易暴露于人民币汇率贬值,而盈利能力更强的加工流通环节企业,更容易暴露于人民币汇率升值。该结果表明,盈利能力强的企业将因具有更高的安全边际而选择承担外汇风险而非进行对冲(Ng and Souare, 2014)。

表5中,RESET检验的p值均无法拒绝不存在遗漏变量的原假设,说明表5的回归结果未受到遗漏变量问题的影响。此外,本文通过求解方差膨胀因子对自变量进行了多重共线性诊断。表6的结果显示各变量的方差膨胀因子在三类样本中均小于3,说明表5的回归结果未受到多重共线性的影响。

表6 农业产业链各环节样本中自变量多重共线性诊断的VIF值

| 变量 | (1) | (2) | (3) |
|------------------------|--------|--------|--------|
| | 要素供给环节 | 种植养殖环节 | 加工流通环节 |
| 创新能力(<i>RD</i>) | 2.41 | 1.49 | 1.30 |
| 金融对冲(<i>FH</i>) | 1.25 | 1.49 | 1.17 |
| 经营对冲(<i>OH</i>) | 1.29 | 1.89 | 1.51 |
| 企业规模(<i>MV</i>) | 1.97 | 1.23 | 1.32 |
| 企业成长性(<i>BM</i>) | 1.69 | 1.18 | 1.25 |
| 企业流动性(<i>QR</i>) | 1.73 | 2.33 | 1.20 |
| 财务杠杆(<i>LLR</i>) | 1.24 | 2.35 | 1.19 |
| 国际市场涉入程度(<i>POI</i>) | 1.24 | 1.81 | 1.62 |
| 盈利能力(<i>PM</i>) | 2.73 | 1.99 | 1.29 |
| 均值 | 1.40 | 1.61 | 1.25 |

五、稳健性分析

由于2016年的数据距离“8·11”汇改比较近,前文表3至表5的分析结果可能会受到短期政策效应的影响。为检验前文分析结果的稳健性,本文将样本期间变换为2017—2022年,重新分析中国

农业产业链的外汇风险暴露特征以及企业创新能力、金融对冲和经营对冲等因素的影响。表 7 和表 8 显示的结果与前文分析的中国农业产业链的外汇风险暴露特征一致。

表 7 农业产业链各环节中具有显著外汇风险暴露的企业占比：变换样本期间

| | 样本数 | 汇率升值 | | 汇率贬值 | | 合计 | |
|--------|-----|------|--------|------|--------|-----|--------|
| | | 企业数 | 占比 (%) | 企业数 | 占比 (%) | 企业数 | 占比 (%) |
| 要素供给环节 | 85 | 7 | 8.235 | 12 | 14.118 | 18 | 21.176 |
| 种植养殖环节 | 55 | 10 | 18.182 | 9 | 16.364 | 16 | 29.091 |
| 加工流通环节 | 165 | 37 | 22.424 | 29 | 17.576 | 59 | 35.756 |
| 总和 | 305 | 54 | 17.705 | 50 | 16.393 | 93 | 30.492 |

注：“合计”统计的是至少在一种汇率波动方向上存在显著外汇风险暴露的企业数及其占比。

表 8 农业产业链各环节企业外汇风险暴露水平 $\hat{a}_{1,i}$ 和 $\hat{a}_{2,i}$ 的描述性统计分析：变换样本期间

| | 汇率波动 | 最小值 | 中位数 | 最大值 | 均值 | 均值绝对值 | N+ | N- |
|--------|------|---------|--------|-------|--------|-------|----|----|
| 要素供给环节 | 升值 | -3.967 | 3.014 | 6.195 | 1.714 | 3.419 | 5 | 2 |
| | 贬值 | -5.764 | -1.825 | 1.884 | -2.462 | 3.039 | 2 | 10 |
| 种植养殖环节 | 升值 | -3.794 | 2.918 | 7.703 | 3.026 | 3.785 | 9 | 1 |
| | 贬值 | -5.052 | -2.706 | 5.134 | -0.564 | 3.445 | 2 | 7 |
| 加工流通环节 | 升值 | -11.087 | -3.874 | 8.838 | -2.642 | 4.975 | 11 | 26 |
| | 贬值 | -5.549 | -3.047 | 5.424 | -1.771 | 3.611 | 8 | 21 |
| 合计 | 升值 | -11.087 | -2.226 | 8.838 | -1.027 | 4.553 | 25 | 29 |
| | 贬值 | -5.549 | -2.840 | 5.424 | -1.881 | 3.432 | 12 | 38 |

注：“N+”“N-”分别代表外汇风险暴露显著为正和为负的企业数量。

表 9 显示，企业创新能力、金融对冲和经营对冲等因素对中国农业产业链各环节企业外汇风险暴露水平的影响也与前文分析一致。这表明，在变换样本期间后，前文关于中国农业产业链外汇风险暴露特征及其影响因素的分析结论具有稳健性。

表 9 人民币汇率双向波动背景下外汇风险暴露影响因素的回归结果：变换样本期间

| 变量 | 外汇风险暴露水平 | | | | | |
|-----------|---------------------|---------------------|--------------------|--------------------|----------------------|----------------------|
| | 要素供给环节 | | 种植养殖环节 | | 加工流通环节 | |
| | 升值时 (1) | 贬值时 (2) | 升值时 (3) | 贬值时 (4) | 升值时 (5) | 贬值时 (6) |
| 创新能力 (RD) | -6.244* | 1.992 (3.595) | -2.400 (6.992) | -0.964 (9.353) | -4.298** (1.902) | -0.540 (1.462) |
| 金融对冲 (FH) | -0.262** (0.117) | -0.044 (0.165) | 0.130 (0.231) | 0.446** (0.218) | -0.373*** (0.124) | -0.326*** (0.114) |
| 经营对冲 (OH) | 0.001 (0.008) | -0.027** (0.011) | -0.058* (0.031) | -0.007 (0.036) | -0.037* (0.022) | 0.042* (0.024) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |

表9 (续)

| | | | | | | |
|-----|------------------|--------------------|---------------------|------------------|------------------|------------------|
| 常数项 | 0.935 (1.235) | 2.677** (1.241) | 5.182*** (1.347) | 1.290 (2.082) | 0.320 (1.014) | 0.977 (0.914) |
| 样本量 | 85 | 85 | 55 | 55 | 165 | 165 |

注：①***、**和*分别表示双尾t检验在1%、5%和10%的水平上显著；②括号内的数值为异方差稳健标准误。

六、结论与政策启示

本文区分农业产业链上游要素供给、中游种植养殖、下游加工流通三个环节，利用2016—2022年中国农业上市公司数据和人民币汇率波动数据，研究中国农业产业链各环节的外汇风险暴露特征及其影响因素。

关于中国农业产业链各环节的外汇风险暴露特征，本文研究有如下发现。第一，农业产业链各环节在人民币汇率升值和贬值时的外汇风险暴露呈现不对称特征。要素供给环节具有显著外汇风险暴露的企业占比在人民币汇率贬值时高于人民币汇率升值时；而种植养殖环节和加工流通环节具有显著外汇风险暴露的企业占比在人民币汇率升值时高于人民币汇率贬值时。第二，随着农业产业链中生产关系的递进，外汇风险暴露呈增大趋势，即加工流通环节中具有显著外汇风险暴露的企业占比最高，种植养殖环节次之，要素供给环节最低。第三，农业产业链在人民币汇率贬值时呈现有利的外汇风险暴露，在人民币汇率升值时则呈现不利的外汇风险暴露，且主要体现在加工流通环节。

通过从产品策略、财务策略和运营策略三个维度分析创新能力、金融对冲和经营对冲对中国农业产业链外汇风险暴露的影响，本文研究有如下发现。第一，当人民币汇率升值时，要素供给环节企业的创新能力和金融对冲显著降低其外汇风险暴露；种植养殖环节企业的经营对冲显著降低其外汇风险暴露；加工流通环节企业的创新能力、金融对冲和经营对冲显著降低其外汇风险暴露。第二，当人民币汇率贬值时，要素供给环节企业的经营对冲显著降低其外汇风险暴露；种植养殖环节企业的金融对冲显著增加其外汇风险暴露；加工流通环节企业的金融对冲和经营对冲分别显著降低和增加其外汇风险暴露。上述结果表明，农业产业链各环节企业的创新能力、金融对冲和经营对冲等对其外汇风险暴露的影响具有异质性。

本文的研究发现具有以下政策启示。第一，外汇风险向农业产业链下游传递和放大可能给下游相关企业带来过大的风险压力，导致整个农业领域的风险变得不可控。为有效防止这种风险，国家应进一步加快农业产业链的培育发展，重点打造区域农业产业链一体化，建立农业产业链各环节风险共担机制，避免外汇风险在农业产业链某一环节聚集，以实现中国农业产业的可持续发展。第二，考虑到人民币汇率升值对农业产业链的潜在不利影响，特别是对农产品加工和流通环节的冲击最为明显，国家需要高度重视由此引发的外汇风险，并采取必要的政策措施。例如，政府可以通过引导农产品加工流通相关企业优化产品结构，提升市场竞争力，从而提高中国农业产业对外汇风险的抵御能力。第三，由于创新能力在农业企业管理外汇风险方面具有积极的作用，国家应进一步引导农业企业增加研发投入，鼓励农业科研院所、高校、农业龙头企业等开展产学研用一体化创新体系建设，促进农业新技术

的开发研究与推广，从而提升农业企业创新能力。第四，金融对冲工具在农业企业管理外汇风险中具有重要作用，但若使用不当，也可能增加其所面临的风险。为提升金融对冲工具在农业企业管理外汇风险中的作用，国家层面应做到：一方面，进一步完善外汇衍生品市场，为中国农业企业应对新常态下人民币汇率双向波动提供更多的外汇衍生工具；另一方面，进一步加强汇率风险的宣传和指导，引导农业企业秉持外汇风险中性理念、增强外汇风险管理意识，从而提升中国农业产业链各环节企业利用外汇衍生工具管理外汇风险的意识和效率。第五，农业企业通过跨国经营可根据各国异质性灵活调整生产要素投入和生产经营计划，从而对外汇风险进行经营对冲。然而，跨国布局的合理性和跨国管理能力是影响经营对冲效果的关键因素。因此，农业企业在海外投资布局时，不仅要充分考虑不同国家间汇率变动的异质性和经济环境的异质性，以便提升其跨国布局的合理性，还应聘用具有丰富跨国管理经验的管理者、构建有效的内部治理结构，以增强其跨国管理能力，进而提升对外汇风险的经营对冲效果。

参考文献

- 1.曹永峰, 2007: 《农产品进出口、人民币实际汇率与农业经济增长关系的经验分析》，《国际贸易问题》第10期，第108-113页。
- 2.唱晓阳、姜会明, 2016: 《我国农业产业链的发展要素及升级途径》，《学术论坛》第1期，第80-83页。
- 3.陈俊、徐怡然、董望、王文明, 2023: 《汇率政策、内部控制与风险对冲——基于“8·11汇改”冲击的市场感知视角》，《管理世界》第8期，第40-57页。
- 4.陈瑶雯、莫敏、张桢林、范祚军, 2023: 《新发展格局下出口产业结构升级的汇率机制》，《管理世界》第4期，第63-88页。
- 5.程华、卢凤君、谢莉娇, 2019: 《农业产业链组织的内涵、演化与发展方向》，《农业经济问题》第12期，第118-128页。
- 6.丁存振、肖海峰, 2022: 《中国畜禽产品市场价格动态溢出效应研究——基于产品间横向及产业链纵向价格溢出视角分析》，《农业经济问题》第9期，第129-143页。
- 7.韩江波, 2018: 《“环一链一层”：农业产业链运作模式及其价值集成治理创新——基于农业产业融合的视角》，《经济学家》第10期，第97-104页。
- 8.黄祖辉、陈立辉, 2011: 《中国涉农企业汇率风险应对行为的实证研究——基于企业竞争力视角》，《金融研究》第6期，第97-108页。
- 9.鞠荣华、李小云, 2006: 《中国农产品出口价格汇率传递研究》，《中国农村观察》第2期，第16-23页。
- 10.李林木、汪冲, 2017: 《税费负担、创新能力与企业升级——来自“新三板”挂牌公司的经验证据》，《经济研究》第11期，第119-134页。
- 11.李小云、李鹤, 2005: 《人民币升值对农业经济的影响——以大豆为例的可能性研究》，《农业经济问题》第1期，第31-36页。
- 12.刘艺卓, 2010: 《汇率变动对中国农产品价格的传递效应》，《中国农村经济》第1期，第19-27页。

13. 刘悦、刘合光, 2021: 《汇率变动与进口风险规避策略: 以食用油进口为例》, 《农业技术经济》第 10 期, 第 95-106 页。
14. 罗必良、刘成香、吴小立, 2008: 《资产专用性、专业化生产与农户的市场风险》, 《农业经济问题》第 7 期, 第 10-15 页。
15. 吴金明、邵昶, 2006: 《产业链形成机制研究——“4+4+4”模型》, 《中国工业经济》第 4 期, 第 36-43 页。
16. 辛贤、谭向勇, 2000: 《农产品价格的放大效应研究》, 《中国农村观察》第 1 期, 第 52-57 页。
17. 张利庠、张喜才, 2011: 《外部冲击对我国农产品价格波动的影响研究——基于农业产业链视角》, 《管理世界》第 1 期, 第 71-81 页。
18. 周月书、王婕, 2017: 《产业链组织形式、市场势力与农业产业链融资——基于江苏省 397 户规模农户的实证分析》, 《中国农村经济》第 4 期, 第 46-58 页。
19. Adler, M., and B. Dumas, 1984, "Exposure to Currency Risk: Definition and Measurement", *Financial Management*, 13(2): 41-50.
20. Aggarwal, R., and J. T. Harper, 2010, "Foreign Exchange Exposure of 'Domestic' Corporations", *Journal of International Money and Finance*, 29(8): 1619-1636.
21. Allayannis, G., and E. Ofek, 2001, "Exchange Rate Exposure, Hedging, and the Use of Foreign Currency Derivatives", *Journal of International Money and Finance*, 20(2): 273-296.
22. Allayannis, G., J. Ihrig, and J. P. Weston, 2001, "Exchange-Rate Hedging: Financial Versus Operational Strategies", *American Economic Review*, 91(2): 391-395.
23. Baldwin, R., and P. Krugman, 1989, "Persistent Trade Effects of Large Exchange Rate Shocks", *The Quarterly Journal of Economics*, 104(4): 635-654.
24. Belderbos, R., T. W. Tong, and S. Wu, 2014, "Multinationality and Downside Risk: The Roles of Option Portfolio and Organization", *Strategic Management Journal*, 35(1): 88-106.
25. Bodnar, G. M., B. Dumas, and R. C. Marston, 2002, "Pass-through and Exposure", *The Journal of Finance*, 57(1): 199-231.
26. Bodnar, G. M., G. S. Hayt, and R. C. Marston, 1998, "Wharton Survey of Financial Risk Management by US Non-financial Firms", *Financial Management*, 27(4): 70-91.
27. Chernenko, S., and M. Faulkender, 2011, "The Two Sides of Derivatives Usage: Hedging and Speculating with Interest Rate Swaps", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 46(6): 1727-1754.
28. Cho, G., I. M. Sheldon, and S. McCorriston, 2002, "Exchange Rate Uncertainty and Agricultural Trade", *American Journal of Agricultural Economics*, 84(4): 931-942.
29. Choi, J. J., and C. Jiang, 2009, "Does Multinationality Matter? Implications of Operational Hedging for the Exchange Risk Exposure", *Journal of Banking & Finance*, 33(11): 1973-1982.
30. Das, J. P., and S. Kumar, 2023, "The Dynamic Effect of Corporate Financial Hedging on Firm Value: The Case of Indian MNCs", *Borsa Istanbul Review*, 23(3): 696-708.
31. Dominguez, K. M. E., and L. L. Tesar, 2006, "Exchange Rate Exposure", *Journal of International Economics*, 68(1): 188-218.

- 32.Froot, K. A., D. S. Scharfstein, and J. C. Stein, 1993, “Risk Management: Coordinating Corporate Investment and Financing Policies”, *The Journal of Finance*, 48(5): 1629-1658.
- 33.Gardner, B., 1975, “The Farm to Retail Price Spread in a Competitive Food Industry”, *American Journal of Agricultural Economics*, 57(3): 399-409.
- 34.Goel, R. K., and M. A. Nelson, 2021, “How Do Firms Use Innovations to Hedge Against Economic and Political Uncertainty? Evidence from A Large Sample of Nations”, *The Journal of Technology Transfer*, Vol.46: 407-430.
- 35.Gonzales, J. R., and L. Varona, 2023, “Food Import Demand in Peru, 1980-2021”, *Applied Economics*, 56(28): 3371-3384.
- 36.Goodwin, B. K., and M. T. Holt, 1999, “Price Transmission and Asymmetric Adjustment in the US Beef Sector”, *American Journal of Agricultural Economics*, 81(3): 630-637.
- 37.He, J., and L. K. Ng, 1998, “The Foreign Exchange Exposure of Japanese Multinational Corporations”, *The Journal of Finance*, 53(2): 733-753.
- 38.He, Q., J. Liu, and C. Zhang, 2021, “Exchange Rate Exposure and its Determinants in China”, *China Economic Review*, Vol.65, <https://doi.org/10.1016/j.chieco.2020.101579>.
- 39.Hodder, J. E., 1982, “Exposure to Exchange-Rate Movements”, *Journal of International Economics*, 13(3-4): 375-386.
- 40.Ioulianou, S. P., M. J. Leiblein, and L. Trigeorgis, 2021, “Multinationality, Portfolio Diversification, and Asymmetric MNE Performance: The Moderating Role of Real Options Awareness”, *Journal of International Business Studies*, Vol.52: 388-408.
- 41.Jorion, P., 1990, “The Exchange-Rate Exposure of US Multinationals”, *Journal of Business*, 63(9): 331-345.
- 42.Kogut, B., and N. Kulatilaka, 1994, “Operating Flexibility, Global Manufacturing, and the Option Value of a Multinational Network”, *Management Science*, 40(1): 123-139.
- 43.Koutmos, G., and A. D. Martin, 2003, “Asymmetric Exchange Rate Exposure: Theory and Evidence”, *Journal of International Money and Finance*, 22(3): 365-383.
- 44.Krapl, A. A., 2017, “Asymmetric Foreign Exchange Cash Flow Exposure: A Firm-Level Analysis”, *Journal of Corporate Finance*, 44(3): 48-72.
- 45.Loy, J. P., and C. Weiss, 2019, “Product Differentiation and Cost Pass-through”, *Journal of Agricultural Economics*, 70(3): 840-858.
- 46.Martin, A. D., and L. J. Mauer, 2003, “Exchange Rate Exposures of US Banks: A Cash Flow-Based Methodology”, *Journal of Banking & Finance*, 27(5): 851-865.
- 47.Miller, K. D., and J. J. Reuer, 1998, “Firm Strategy and Economic Exposure to Foreign Exchange Rate Movements”, *Journal of International Business Studies*, 29(9): 493-513.
- 48.Ng, E. C., and M. Souare, 2014, “On Investment and Exchange-rate Movements”, *Applied Economics*, 46(19): 2301-2315.
- 49.Pick, D. H., 1990, “Exchange Rate Risk and US Agricultural Trade Flows”, *American Journal of Agricultural Economics*, 72(3): 694-700.
- 50.Schuh, G. E., 1974, “The Exchange Rate and US Agriculture”, *American Journal of Agricultural Economics*, 56(1): 1-13.
- 51.Triantis, A. J., 2000, “Real Options and Corporate Risk Management”, *Journal of Applied Corporate Finance*, 13(2): 64-73.

52.Vatsa, P., and J. Baek, 2024, "Does Agricultural Trade Respond Asymmetrically to Oil Price Shocks? Evidence from New Zealand", *Australian Economic Papers*, <https://doi.org/10.1111/1467-8454.12338>.

(作者单位: ¹ 华南农业大学经济管理学院;
² 华南农业大学乡村振兴实验室)
(责任编辑: 黄 易)

The Characteristics and Influencing Factors of Foreign Exchange Risk Exposure in China's Agricultural Industry Chain

ZHOU Chao WANG Jiaxing MI Yunsheng

Abstract: This study collects data on Chinese agricultural listed firms from 2016 to 2022 and fluctuations in the RMB exchange rate. Based on the asymmetric measurement model of RMB exchange rate fluctuations, this study investigates the characteristics and influencing factors of foreign exchange risk exposure in China's agricultural industry chain. This study finds that the foreign exchange risk exposure in each stage of the agricultural industry chain exhibits asymmetric characteristics under the background of the RMB exchange rate's bidirectional fluctuations. As the production relationship progresses, the foreign exchange risk exposure increases. The agricultural industry chain presents favorable foreign exchange risk exposure when RMB exchange rate depreciates and adverse foreign exchange risk exposure when RMB exchange rate appreciates, while the adverse foreign exchange risk exposure of the agricultural industry chain mainly manifested in the processing and distribution stage. This study further analyzes the influence of innovation ability, financial hedging and operational hedging on the exposure of China's agricultural industry chain to foreign exchange risks from three dimensions: product strategy, financial strategy, and operational strategy. This study finds that when the RMB exchange rate appreciates the innovation capability and financial hedging of agricultural firms in the production factor supply stage significantly reduce their foreign exchange risk exposure. The operation hedging of agricultural firms in the cultivation and breeding stage significantly reduces their foreign exchange risk exposure. The innovation capability, financial hedging, and operational hedging of agricultural firms in the processing and distribution stage significantly reduce their foreign exchange risk exposure. When the RMB exchange rate depreciates, the operational hedging of agricultural firms in the production factor supply stage significantly reduces their foreign exchange risk exposure. The financial hedging of agricultural firms in the cultivation and breeding stage significantly increases their foreign exchange risk exposure. The financial hedging of agricultural firms in the processing and distribution stage significantly reduces their foreign exchange risk exposure, but the operational hedging adopted by these firms significantly increases their foreign exchange risk exposure. The results of this study indicate that in the context of the RMB exchange rate's bidirectional fluctuations, understanding and preventing foreign exchange risks in China's agricultural industry chain requires consideration of both the bidirectional characteristics of the RMB exchange rate and the heterogeneity of each stage in the agricultural industry chain.

Keywords: Agricultural Industry Chain; Foreign Exchange Exposure; Agricultural Risk Management; RMB Exchange Rate

进口国突发性社会安全事件对 中国农产品出口贸易的影响*

潘子纯 马林燕 田蓬鹏 朱玉春

摘要: 本文基于 2002—2021 年中国对丝绸之路经济带沿线 56 国的农产品出口贸易数据, 定量分析进口国突发性社会安全事件对中国农产品出口贸易的影响。研究发现: 进口国突发性社会安全事件的发生抑制了中国农产品出口贸易, 这一结果在经过调整样本及引入工具变量等检验后仍然稳健, 以私人及其财产为目标的突发性社会安全事件对中国农产品出口贸易的抑制作用更明显。进口国发生突发性社会安全事件后, 中国农产品出口贸易会转向与该国制度距离较近的国家。进口国政治全球化指数、进口国反恐行动水平、进口国加入“一带一路”倡议情况均缓解了突发性社会安全事件对中国农产品出口贸易的负向影响。本文认为, 中国的农产品出口企业应做好前期突发性社会安全事件预测与评估、提升危机处理能力, 政府相关部门应客观识别突发性社会安全事件的异质性影响, 国家层面应加强反恐行动国际协作, 以缓解进口国突发性社会安全事件对中国农产品出口贸易的消极影响。

关键词: 突发性社会安全事件 农产品出口贸易 丝绸之路经济带

中图分类号: F752.62 **文献标识码:** A

一、引言

农产品贸易已成为连接全球农业资源丰富地区与匮乏地区的重要纽带, 不仅有助于为世界人口提供充足食物, 而且有助于加强贸易双方的经济合作 (Huang et al., 2011)。中国农产品出口贸易不但能为全球农产品市场带来稳定性和多样性, 还有助于提高全球农产品的贸易合作效率, 更是众多国家经济社会运行的稳定器 (马洪涛, 2021)。对中国自身而言, 农产品出口贸易是畅通农业领域国内国际双循环的关键枢纽, 有助于促进农业资源高效配置和构建农业对外开放新格局。此外, 农产品出口

*本文研究得到国家自然科学基金重点项目“我国西部农业市场培育与开放研究”(编号: 71933005) 和西北农林科技大学基本科研业务费人文社科项目“贸易体系变局下城乡融合发展驱动农食系统转型的理论框架和实践路径研究”(编号: 2452023300) 的资助。感谢匿名评审专家的宝贵意见, 感谢西北农林科技大学秦国庆副教授在本文修改过程中给予的建设性意见。当然, 文责自负。本文通讯作者: 朱玉春。

贸易亦是促进农村三产融合、助力农民增收、推动农村繁荣的重要举措。自加入世界贸易组织以来，中国农产品出口贸易获得长足发展，尤其是丝绸之路经济带沿线国家（以下简称“沿线国家”）凭借与中国的地缘优势和产品互补优势，发展成中国农产品出口贸易的重要对象。据联合国商品贸易统计数据库^①统计，中国对沿线国家的农产品出口总额已从2002年的26.5亿美元增长到2021年的近300亿美元，增长约10.3倍；且2021年中国对沿线国家的农产品出口总额占中国农产品出口总额的比重已达35.2%。随着双边合作机制的逐步完善、贸易畅通水平的不断提升，在未来较长时间内，沿线国家仍是中国农产品出口贸易的重要对象。首先，中国在沿线国家积累了丰富的农产品出口贸易经验，加之沿线国家与中国存在较强的农产品互补优势和较为紧密的地缘关系，为中国农产品出口营造了良好环境，不但能加快中国农业“走出去”的步伐，还能强化水果、蔬菜、水产品等具备传统优势的劳动密集型产品的国际竞争力。其次，中国农产品出口贸易为沿线国家提供了数量丰富、质量优渥的农产品，在一定程度上缓解了这些国家的食物短缺问题，中国也日益发展成部分国家稳定的农产品贸易合作方（姚辉斌和彭新宇，2021）。最后，中国与沿线国家以农产品出口贸易的蓬勃发展为契机，有效推动双边在更多领域、更高层次的深度合作，在打造区域合作样板的同时树立构建人类命运共同体的典型示范（龚斌磊，2019）。

然而，丝绸之路经济带沿线国家经济社会不稳定因素日益凸显，突发性社会安全事件频发，使中国在沿线国家的农产品出口面临严峻威胁。具体而言，沿线国家突发性社会公共安全事件频发对贸易带来的影响体现为：对其经济发展构成严重威胁，导致营商环境恶化，阻碍其融入经济合作网络，对区域贸易产生不利影响（颜相子和刘庆林，2022）；影响了与其他国家的经贸合作，也意味着其脱离世界分工和贸易网络的概率日渐加大。农产品出口贸易对运输保鲜及时长等的要求较为严格，且需要更为稳定的供应链条和物流系统，而突发性社会公共安全事件的发生使上述要求难以达成，并且会明显增加出口成本和出口风险，极大地降低供应链条的安全性和稳定性，从而不利于农产品出口贸易。此外，农产品出口贸易的政治、经济、外交等属性日益凸显，导致农产品出口贸易对突发性社会公共安全事件的反应更为敏感，并对农产品贸易顶层设计构成挑战（韩一军，2023）。在此背景下，进口国突发性社会安全事件势必会影响中国对该国的农产品出口贸易。同时，在中国农业“走出去”的大背景下，农产品出口的需求总是存在的，这使得出口到突发性社会安全事件频发国的农产品的减少量会转移到其他国家，那么，与突发性社会安全事件发生国地理距离较近或者制度距离^②、文化距离^③较近的国家会成为中国农产品出口转移的目的地吗？进口国突发性社会安全事件对中国农产品出口贸易的不利影响是否能够通过其他因素得以缓解？

突发性社会公共安全事件包括恐怖活动、群体性冲突事件、经济安全事件等。其中，恐怖活动冲破了传统意义上地缘政治斗争的藩篱，其行动范围衍生出跨国特征，实施动机也呈现向地缘经济渗透

^①资料来源：UN Comtrade Database，https://comtradeplus.un.org/?trk=public_post-text。

^②制度距离反映的是两国在政治、经济和法律等方面差异。

^③文化距离反映的是两国在价值观念、伦理道德及思维方式等方面的差异。

的新动向，并日益演绎为对全球威胁最大的突发性社会公共安全事件（Sandler, 2015）。相较其他突发性社会公共安全事件，丝绸之路经济带沿线的恐怖活动不但呈现常态化的趋势，且表现出“诱因复杂多变”“无预警”“发展迅猛”“反应连锁”“社会心理冲击大”等新特征（李兵和颜晓晨, 2018），这会对中国农产品出口贸易产生更为严重的负面影响。具体而言：恐怖活动会破坏包括运输、物流、仓储等在内的农产品出口供应链条，造成出口成本上升、出口效率下降，进而抑制中国农产品出口贸易；恐怖活动会引发出口方的恐慌情绪，造成中方出口信心下降，从而抑制中国农产品出口贸易；恐怖活动也可能引起国际市场不稳定，导致货币汇率波动，从而对中国农产品出口贸易产生负面影响。在此背景下，如何确保中国对沿线国家的农产品出口贸易“行稳致远”已成为关键议题。基于此，本文以恐怖活动为例，分析突发性社会安全事件的发生对中国农产品出口贸易的影响。

与本研究密切相关的文献主要包括恐怖活动对一国经济发展的影响研究、恐怖活动影响对外直接投资（outward foreign direct investment, OFDI）的研究、中国对“一带一路”沿线国家农产品出口贸易的研究以及恐怖活动对国际贸易的影响研究四方面。首先，恐怖活动对一国经济发展的影响研究。恐怖活动会对一国经济发展造成极大破坏（蔡伟毅等, 2023）。现有研究从经济发展的不同视角出发，探讨恐怖活动对金融市场（Bassil et al., 2018）、资本外逃（Abadie and Gardeazabal, 2008）、股价下跌（Drakos, 2010）等的影响。其次，恐怖活动对 OFDI 的影响研究。已有研究表明，国内恐怖活动及跨国恐怖活动均会抑制该国所吸收的外国直接投资（Bandyopadhyay et al., 2014）。例如：张晓磊和孙利娟（2015）的研究表明，一国发生恐怖活动会抑制中国对该国 OFDI 的提升；蔡伟毅等（2023）的研究则表明，一国发生恐怖活动对中国在该国的 OFDI 存在挤出效应，而对中国在该国周边国家的 OFDI 却存在挤入效应。部分学者也实证检验了改善交通条件（蔡伟毅等, 2021）、提升反恐效率（陈继勇等, 2020）等因素在恐怖活动对 OFDI 的影响中存在调节作用。再次，中国对“一带一路”沿线国家农产品出口贸易的研究。一是关于贸易格局演化的研究。有学者认为，中国在“一带一路”沿线国家的农产品出口类型单一，贸易格局有待优化（刘禹君和刘一腾, 2021）。二是关于中国对“一带一路”沿线国家农产品出口贸易的影响因素研究。学者关注贸易便利化程度（杨逢珉和田洋洋, 2021）、是否加入 WTO（赵金鑫和田志宏, 2019）等因素的影响。最后，恐怖活动对国际贸易的影响研究。通过梳理文献发现，针对恐怖活动与国际贸易二者关系研究的文献较少。已有学者基于跨国面板数据的分析发现，恐怖活动对国际贸易的影响等同于征收 30% 的关税，这一影响远超语言障碍、是否加入 WTO 等因素的影响（Blomberg and Hess, 2006）。部分研究亦揭示了恐怖活动烈度、恐怖袭击目标对国际贸易的影响，进一步佐证了“贸易隔离效应”的存在（陈继勇和李知睿, 2020）。

综上所述，现有针对恐怖活动影响、中国对“一带一路”沿线国家农产品出口贸易的相关研究已较为充实，但亦存在不足：一是现有研究大都聚焦突发性社会安全事件发生对经济发展和 OFDI 的影响，鲜有研究针对其如何影响农产品贸易进行分析，更未能剖析突发性社会安全事件对农产品出口贸易的异质性影响；二是现有研究大都忽略农产品出口贸易的空间特征，未能基于空间溢出效应将进口国的周边国家或双边贸易外的第三国纳入分析框架，以探讨突发性社会安全事件对农产品出口贸易转移的影响；三是鲜有文献从单边和双边（多边）视角出发，分析突发性社会安全事件对中国农产品出

口贸易的影响是否会受到其他因素的调节。鉴于此，本文以丝绸之路经济带沿线国家为研究对象，探讨进口国突发性社会安全事件对中国农产品出口贸易的影响，并在考虑农产品出口贸易空间关联的同时分析进口国突发性社会安全事件对中国农产品出口贸易转移的影响。本文也分析进口国突发性社会安全事件对中国农产品出口贸易的影响是否会受到进口国政治全球化指数、进口国加入“一带一路”倡议情况等因素的调节，以期为保障农产品出口贸易“行稳致远”、推动中国与沿线国家农产品贸易高质量发展提供经验证据。

二、概念界定、理论分析与研究假说

（一）突发性社会安全事件的概念界定

在分析进口国突发性社会安全事件如何影响中国农产品出口贸易前，需界定突发性社会安全事件的概念。突发性社会安全事件是指在社会生活中突然发生，可能对社会秩序、公共安全、人民群众生命财产安全造成严重威胁或损害的事件（申国星和白双龙，2009）。这类事件往往具有不确定性、紧迫性和严重的危害性。在突发性社会安全事件中，恐怖活动不仅会对社会造成极其严重的影响，而且会对一国经贸发展产生严重的负面影响。本文以恐怖活动为例，分析突发性社会安全事件对中国农产品出口贸易的影响，并采用恐怖活动死亡人数和恐怖活动烈度两个指标表征恐怖活动。

（二）进口国突发性社会安全事件对中国农产品出口贸易的直接影响

从埃博拉疫情到新冠疫情，从东非蝗灾到澳大利亚丛林大火，全球已进入突发性社会安全事件频发的时代。这不但使原本低迷的世界经济面临的不确定性因素显著增多，更对全球政治经济稳定发展构成潜在威胁，进而加剧双边经贸活动面临的风险。尤其在贸易保护主义抬头、经济全球化受阻的背景下，突发性社会安全事件对双边经贸活动的影响被放大（李兵和颜晓晨，2018），并表现出具有一般性的影响机理。突发性社会安全事件的发生有可能导致部分或全部产品禁运，更有可能增加经济贸易活动的成本、降低双边贸易依赖度、损害贸易一体化建设，最终不利于国际贸易流动。此外，突发性社会安全事件的发生具有不确定性，这种不确定性不但直接增加国际贸易面临的风险，还会对突发性社会安全事件发生国的宏观经济产生负面影响，阻碍经济复苏，更不利于为经贸活动营造良好环境。与此同时，突发性社会安全事件频发会动摇出口方的合作信心，这一心理因素的放大同样为双边经贸发展埋下隐患（李知睿，2020）。就进口国突发性社会安全事件对中国农产品出口贸易的影响路径而言，本文在借鉴突发性社会安全事件对双边经贸活动影响相关研究的基础上，从贸易成本上升效应、风险提升和时空传染效应、恐慌心理加剧效应三方面展开分析。

一是贸易成本上升效应。突发性社会安全事件频繁发生增加了农产品出口贸易中产生的交通运输、时间等显性成本，也因信息不对称、跨界知识转移低效等问题增加了信息知识整合、企业管理等隐性成本，进而对中国农产品出口贸易产生抑制作用（Blomberg and Hess，2006）。此外，进口国突发性社会安全事件的发生使得对该国农产品出口贸易的通关手续复杂化，极有可能使出口周期延长，加之农产品对运输保鲜及时长的要求较高，使得突发性社会安全事件的发生增加了贸易监管成本，降低了出口效率，进而抑制了中国对该国的农产品出口贸易。

二是风险提升和时空传染效应。农产品出口涉及鲜活产品运输，一旦突发性社会安全事件发生，则可能导致运输中断，进而造成农产品损耗、品质下降等问题，同时增加出口企业的人、财、物损失风险（李亚波等，2020）。加之农产品贸易网络的供应链较为脆弱，对安全性的要求较高，这使得进口国突发性社会安全事件对中国农产品出口贸易的不利影响更大。为避免人、财、物损失，潜在的农产品出口企业可能会做出放弃出口或转向出口的选择。此外，突发性社会安全事件频发往往会降低该地区的经贸吸引力，从而抑制中国对该地区的农产品出口贸易。从风险时空传染效应看，突发性社会安全事件造成风险的“时空传染”特征表明，突发性社会安全事件在时间和空间上均表现“激励”特征，不但对农产品贸易活动实施破坏性干扰，还会通过“空间传染”将其负面影响传递至周边国家。与此同时，农产品贸易网络的高度市场关联性会进一步使突发性社会安全事件所带来的跨国供应风险持续蔓延，这将不利于中国在相关区域内开展农产品出口贸易。

三是恐慌心理加剧效应。突发性社会安全事件除增加贸易交易成本和运营成本外，对出口企业及个人的心理预期也产生了相应冲击（李知睿，2020）。进口国突发性社会安全事件造成的风险升级，导致出口企业对该国的农产品市场需求形成悲观预期（Nguyen, 2012），需求不确定性引致的贸易延迟和贸易转向不利于中国对该国的农产品出口贸易。进口国突发性社会安全事件的发生会引发整个社会持续性的恐慌，并会传递至生产、分配、交换和消费的每个领域，农产品贸易活动自然无法独善其身（Sandler, 2015），从而会抑制中国对该国的农产品出口贸易。基于此，本文提出如下假说。

H1：进口国突发性社会安全事件会抑制中国农产品出口贸易。

（三）进口国突发性社会安全事件对中国农产品出口贸易转移的影响

进口国突发性社会安全事件不仅会影响中国对该国的农产品出口贸易，也会影响中国对与该国地理距离、制度距离或文化距离较近国家的农产品出口贸易。已有研究表明，若仅考虑交通运输成本因素，一国发生突发性社会安全事件，与该国地理距离较近的国家会成为中国农产品出口贸易的优先转移地。然而，出口企业适应进口国文化环境和制度环境所付出的成本要远高于交通运输成本（蔡伟毅等，2023），因此，与发生突发性社会安全事件的进口国制度距离、文化距离较近的国家也有可能成为中国农产品出口贸易的转移地。然而，有学者指出，突发性社会安全事件造成的恐慌情绪以及一系列负面影响具备传递性，一国发生突发性社会安全事件可能会快速蔓延到与其地理距离较近的周边国家，从而使得一国的突发性社会安全事件同样会对与其地理距离较近的国家造成负面影响。因而，与突发性社会安全事件发生国地理距离较近的国家较难成为中国农产品出口贸易的转移地。也有学者指出，由于文化环境的特殊性，不法分子会通过宗教传播、文化渗透等手段将突发性社会安全事件造成的风险传递至与其文化环境相似的国家（许培源和刘雅芳，2020），这同样会威胁中国对这些国家的农产品出口贸易，因此，与突发性社会安全事件发生国文化距离较近的国家并不一定会成为中国农产品出口贸易的转移地。相反，与突发性社会安全事件发生国制度距离较近的国家有助于中国降低农产品出口贸易转移的前期交易成本、履约成本和沟通成本，进而降低中国所要承担的贸易风险。同时，农产品市场性较强、脆弱性较高的特征也意味着，在农产品出口贸易过程中需要依赖一国高效的政府治理效率和完善的法律法规等制度性因素。而相似的制度环境不但能够营造同类合同执行环境，强化

农产品贸易双方的信任感，还能有效抑制寻租行为，提升农产品出口贸易效率（方国柱等，2023）。此外，相较于地理距离和文化距离较近的国家而言，与突发性社会安全事件发生国制度距离较近的国家在一定程度上能够避免突发性社会安全事件的“滞后”威胁，进而成为中国农产品出口贸易转移的首选地。基于上述分析，本文提出如下假说。

H2：一国发生突发性社会安全事件会使中国农产品出口贸易转向与该国制度距离较近的国家。

（四）进口国政治全球化指数、进口国反恐行动水平和进口国加入“一带一路”倡议情况在突发性社会安全事件影响中国农产品出口贸易中的调节作用

突发性社会安全事件形成原因复杂、发生突然且后果严峻，因此，若要有效抑制突发性社会安全事件的负面影响，必须依靠进出口双方主体的共同努力与合作（李知睿，2020）。故本文分别从单边和双边（多边）视角探讨进口国突发性社会安全事件对中国农产品出口贸易的负向影响是否会受到其他变量的调节。

基于单边视角，本文选用进口国政治全球化指数和进口国反恐行动水平作为调节变量。一方面，进口国政治全球化指数从侧面反映一国政权稳定程度和安全治理能力。一国政治全球化指数越高，意味着该国的政府治理越有效，公共政策的稳定性越高，该国所具备的深度融入国际合作的能力就越强，进而越能有效应对突发性社会安全事件（彭睿和彭宗超，2023）。政治全球化指数较高的国家对内也具有强大的安全治理能力，能通过促进经济发展和缓解贫困来降低突发性社会安全事件发生的概率，并积极宣传应对突发性社会安全事件的普遍规范（Kurrid-Klitgaard et al., 2006），从而营造农产品出口贸易的和平环境，抑制突发性社会安全事件产生的负向影响。另一方面，反恐行动水平能更直接地反映对突发性社会安全事件的应对。反恐行动水平较高的国家会通过加强情报共享、开展恐怖主义抵制教育活动等手段有效应对突发性社会安全事件，同时能与相关国家形成更为紧密的反恐协作关系，能有效缓解恐怖活动等突发性社会安全事件带来的恐慌情绪，进而为中国农产品出口创造平稳环境，抑制突发性社会安全事件的负向影响（Mitra et al., 2018）。

基于双边（多边）视角，“一带一路”倡议提出，应以“政策沟通、设施联通、贸易畅通、资金融通和民心相通”为主要内容扎实推进，这将有利于缓解突发性社会安全事件的负向影响。“一带一路”倡议的实施能通过基础设施建设、商业金融合作等促进区域经济发展，缩小各国发展鸿沟，并通过领导人定期互访、加大反恐协同力度等“政策沟通”举措，以及强化双边在文化等领域的交流合作等“民心相通”举措，为农产品出口贸易创造和平稳定的发展环境，从而有效抑制突发性社会安全事件的负面影响（陈继勇等，2020）。基于上述分析，本文提出如下假说。

H3：进口国政治全球化指数、进口国反恐行动水平和进口国加入“一带一路”倡议情况会抑制突发性社会安全事件对中国农产品出口贸易的负向影响。

三、变量选取、数据来源和计量模型

（一）变量选取

1.被解释变量。本文研究进口国突发性社会安全事件如何影响中国对丝绸之路经济带沿线国家的

农产品出口贸易，故被解释变量为中国对沿线各国各年度的农产品出口贸易额。为保证数据平稳性，实证分析中对出口贸易额取对数。

2.核心解释变量。本文以恐怖活动表征突发性社会安全事件，核心解释变量为进口国恐怖活动。由于一些恐怖活动可能被迅速镇压而没有造成伤亡，尚未对其他国家农产品出口贸易产生影响，故采用恐怖活动发生次数作为代理变量会有所偏误（张晓磊和张二震，2017）。因此，本文分别采用恐怖活动死亡人数、恐怖活动烈度表征恐怖活动，在取对数后纳入模型。其中，恐怖活动烈度的计算公式为：恐怖活动烈度=恐怖活动发生次数×（恐怖活动死亡人数/发生国常住人口数）。

3.控制变量。借鉴冯美丽和董银果（2022）等的研究，本文选取与农产品出口贸易相关的控制变量。这些控制变量包括：①地理距离，即中国与进口国两国首都之间的直线距离，以控制中国与进口国开展农产品贸易的成本，在取对数后纳入模型；②经济距离，即中国与进口国的人均GDP之比，用以控制两国经济规模差异对农产品出口贸易的影响；③进口国人口密度，用以控制进口国消费需求对中国农产品出口贸易的影响，在取对数后纳入模型；④进口国人均谷物单产，用以控制进口国的粮食生产能力与粮食自给能力对中国农产品出口贸易的影响；⑤进口国加入WTO、进口国与中国签订FTA，用以控制进口国加入WTO、与中国签订自由贸易协定对中国农产品出口贸易的影响；⑥进口国贸易开放度，用以控制贸易自由度、营商环境水平等对中国农产品出口贸易的影响。

4.调节变量。调节变量的选取基于两个视角：基于单边视角，选取进口国政治全球化指数和反恐行动水平；基于双边（多边）视角，选取进口国加入“一带一路”倡议情况。对于政治全球化指数，本文主要基于一国国际组织成员和国际条约数量、使领馆数量、联合国维和部队参与情况等来衡量，用以反映国家政权稳定性和政府治理有效性。对于反恐行动水平，本文借鉴陈继勇等（2020）的研究，采用一国军费开支间接刻画该国投入反恐行动资源的丰裕度。对于进口国加入“一带一路”倡议，本文根据“一带一路”倡议提出的时间设置虚拟变量：在2002—2012年期间，赋值为0；在2013—2021年期间，赋值为1。

（二）数据来源

本文借鉴李兵和颜晓晨（2018）和余壮雄等（2022）的研究，选取丝绸之路经济带沿线56国^①为研究对象，以2002—2021年为研究区间^②。考虑到数据获取的完整性和权威性，本文选择《商品名称及编码协调制度国际公约》及其附件《协调制度》（HS编码）的分类目录。在借鉴董银果等（2023）研究的基础上，本文将HS编码前24章的所有产品定义为农产品，农产品出口贸易额数据来自UN Comtrade。作为核心解释变量进口国恐怖活动，其数据来源于美国马里兰大学恐怖主义与反恐对策研究联合会（Study of Terrorism and Responses to Terrorism，START）建立的全球恐怖主义数据库（GTD），该数据库详细记录了全世界各地1970—2021年发生的超过20万次恐怖活动的信息，包括恐怖活动发

^①由于农产品出口数据、部分控制变量数据缺失严重，剔除了黑山、塞尔维亚、不丹、东帝汶、巴勒斯坦、叙利亚、新加坡和巴林8国，本文研究的进口国样本为56国。

^②加入WTO后，中国的农产品出口贸易高速发展，因而，本文在考虑WTO影响的基础上，选取2002年为研究的时间起点，进而根据数据可得性，将研究区间确定为2002—2021年。

生的地点、经纬度、目标、死亡人数等^①。由于其公开性和记录的翔实性，目前被媒体、政府和学者广泛使用（李兵和颜晓晨，2018；陈继勇等，2020）。

在控制变量中，经济距离、进口国人口密度、进口国人均谷物单产和进口国贸易开放度数据来源于世界银行公开数据库^②；地理距离数据来源于法国 CEPII 数据库^③；进口国是否与中国签订 FTA 数据来源于中华人民共和国商务部中国自由贸易区服务网^④；进口国是否加入 WTO 的数据来源于 WTO 数据库^⑤。调节变量中，进口国加入“一带一路”倡议情况数据来源于中国一带一路网^⑥，政治全球化指数数据来源于苏黎世联邦理工学院经济形势研究所（KOF）^⑦，表征反恐行动水平的军费开支数据来源于斯德哥尔摩国际和平研究所编制的军费支出数据库^⑧。

变量的含义及其描述性统计结果如表 1 所示。

表 1 变量的含义及其描述性统计结果

| 变量名称 | 变量含义及赋值 | 平均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|------------|-------------------------------|----------|-----------|----------|-------------|
| 被解释变量 | | | | | |
| 农产品出口贸易额 | 中国对沿线各国各年度的农产品出口贸易额（亿美元） | 2.556 | 6.606 | 0.002 | 5.443 |
| 核心解释变量 | | | | | |
| 恐怖活动死亡人数 | 各年度恐怖活动死亡人数总量（万人） | 0.021 | 0.102 | 0.000 | 1.307 |
| 恐怖活动烈度 | 见上文计算公式 | 8250.284 | 70148.100 | 0.000 | 1396152.000 |
| 控制变量 | | | | | |
| 地理距离 | 中国与进口国两国首都之间的直线距离（千米） | 5531.568 | 1693.367 | 1166.220 | 7711.180 |
| 经济距离 | 各年度中国与进口国的人均GDP之比 | 1.721 | 2.604 | 0.049 | 22.887 |
| 进口国人口密度 | 各年度进口国人口/土地面积（人/平方千米） | 154.655 | 241.482 | 1.579 | 1801.807 |
| 进口国人均谷物单产 | 各年度进口国谷物产量/人口总量（吨/人） | 0.404 | 0.395 | 0.001 | 2.305 |
| 进口国加入WTO | 各年度进口国是否加入WTO：是=1，否=0 | 0.777 | 0.417 | 0.000 | 1.000 |
| 进口国与中国签FTA | 各年度进口国是否与中国签订自由贸易协定：是=1，否=0 | 0.184 | 0.388 | 0.000 | 1.000 |
| 进口国贸易开放度 | 各年度进口国外直接投资净流入与GDP之比（%） | 4.326 | 6.884 | -40.081 | 109.331 |
| 调节变量 | | | | | |
| 进口国政治全球化指数 | 取值范围为[0, 100]，取值越大表示政治全球化指数越高 | 62.244 | 17.696 | 12.941 | 93.266 |

^①资料来源：Global Terrorism Database（GTD），<https://www.start.umd.edu/data-tools/global-terrorism-database-gtd>。

^②资料来源：世界银行公开数据，<https://data.worldbank.org.cn>。

^③资料来源：CEPII，http://www.cepii.fr/cepii/en/bdd_modele/bdd_modele.asp。

^④资料来源：中国自由贸易区服务网，<http://fta.mofcom.gov.cn>。

^⑤资料来源：Global Trade Data Portal，<https://globaltradedata.wto.org>。

^⑥资料来源：中国一带一路网，<https://www.yidaiyilu.gov.cn>。

^⑦资料来源：KOF Globalisation Index，<https://kof.ethz.ch/en/forecasts-and-indicators/indicators/kof-globalisation-index.html>。

^⑧资料来源：SIPRI Military Expenditure Database，<https://www.sipri.org/databases/milex>。

表1 (续)

| | | | | | |
|-----------------|--|-------|--------|-------|----------|
| 进口国反恐行动水平 | 各年度进口国军费开支(万美元) | 7.520 | 50.693 | 0.001 | 1033.047 |
| 进口国加入“一带一路”倡议情况 | 2002—2012年期间, 赋值为0; 2013—2021年期间, 赋值为1 | 0.450 | 0.498 | 0.000 | 1.000 |
| 赋值为1 | | | | | |

注: 农产品出口贸易额、恐怖活动死亡人数、恐怖活动烈度、地理距离、进口国人口密度在后文回归中取对数。

(三) 计量模型

1. 基准模型。为分析进口国突发性社会安全事件对中国农产品出口贸易的影响, 本文构建如下基准模型:

$$\ln trade_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 \ln terror_{it} + \beta_2 X_{it} + \delta_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

(1) 式中: i 、 j 、 t 分别表示进口国、中国和年份; 被解释变量 $\ln trade_{ijt}$ 为中国对沿线各国各年度农产品出口贸易额的对数值; 核心解释变量 $\ln terror_{it}$ 为进口国恐怖活动死亡人数、恐怖活动烈度的对数值; X_{it} 为控制变量集, 具体包括地理距离、经济距离、进口国人口密度、进口国人均谷物单产、进口国加入 WTO、进口国与中国签订 FTA、进口国贸易开放度; δ_i 、 λ_t 、 ε_{it} 分别为国家固定效应、年份固定效应和随机误差项; β_0 、 β_1 、 β_2 为待估参数。

2. 空间计量模型。为考察进口国突发性社会安全事件对中国农产品出口贸易影响的空间溢出效应, 本文选用空间杜宾模型 (spatial durbin model, SDM) 进行分析。SDM 同时包含了被解释变量和解释变量的空间滞后项, 是考察地理要素空间关系的重要模型, 表达式为:

$$\begin{aligned} \ln trade_{ijt} = & \beta_0 + \rho W \times \ln trade_{ijt} + \beta_1 \ln terror_{it} + \theta W \times \ln terror_{it} \\ & + \beta_2 X_{it} + \varphi W \times X_{it} + \delta_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (2)$$

(2) 式中: $W \times \ln trade_{ijt}$ 为中国农产品出口贸易额的空间滞后项, $W \times \ln terror_{it}$ 为进口国恐怖活动的空间滞后项, $W \times X_{it}$ 为控制变量的空间滞后项; W 为地理距离矩阵、制度距离矩阵和文化距离矩阵。 ρ 为空间滞后系数, θ 、 φ 分别为进口国恐怖活动空间滞后项、控制变量空间滞后项的回归系数, δ_i 、 λ_t 、 ε_{it} 分别为国家固定效应、年份固定效应和随机误差项, β_0 、 β_1 、 β_2 为待估参数。

3. 调节效应模型。在 (1) 式的基础上, 为考察进口国政治全球化指数、进口国反恐行动水平和进口国加入“一带一路”倡议情况的调节作用, 本文加入恐怖活动死亡人数、恐怖活动烈度分别与上述三个调节变量的交互项, 构建如下模型:

$$\ln trade_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 \ln terror_{it} + \beta_2 X_{it} + \beta_3 pgi_{it} + \beta_4 \ln terror_{it} \times pgi_{it} + \delta_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$\begin{aligned} \ln trade_{ijt} = & \beta_0 + \beta_1 \ln terror_{it} + \beta_2 X_{it} + \beta_3 milisp_{it} \\ & + \beta_4 \ln terror_{it} \times milisp_{it} + \delta_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (4)$$

$$\begin{aligned} \ln trade_{ijt} = & \beta_0 + \beta_1 \ln terror_{it} + \beta_2 X_{it} + \beta_3 obor_{it} \\ & + \beta_4 \ln terror_{it} \times obor_{it} + \delta_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (5)$$

(3) ~ (5) 式中: pgi_{it} 、 $milisp_{it}$ 、 $obor_{it}$ 分别为进口国政治全球化指数、进口国反恐行动水平和进口国加入“一带一路”倡议情况变量; $pgi_{it} \times \ln terror_{it}$ 、 $milisp_{it} \times \ln terror_{it}$ 和 $obor_{it} \times \ln terror_{it}$ 为恐怖活动死亡人数、恐怖活动烈度分别与上述三个调节变量的交互项; δ_i 、 λ_t 、 ε_{it} 分别为国家固定效应、年份固定效应和随机误差项, β_0 、 β_1 、 β_2 、 β_3 、 β_4 为待估参数。

四、实证回归结果分析

(一) 特征事实分析

1. 进口国突发性社会安全事件的演变特征。本文从恐怖活动发生次数和造成死亡人数、恐怖活动发生次数占比和造成死亡人数占比、恐怖活动烈度三个方面分析进口国突发性社会安全事件的演变特征^①。首先, 从恐怖活动发生次数和造成死亡人数看, 2002—2014 年, 丝绸之路经济带沿线恐怖活动发生次数和造成死亡人数均呈递增趋势, 并在 2011—2014 年表现急剧爬升态势。原因是: 2010 年底北非和西亚的部分国家和其他地区的一些国家爆发了“阿拉伯之春”运动, 加剧了地区不稳定形势, 导致突发性社会安全事件进一步扩散。其次, 从恐怖活动发生次数占比和造成死亡人数占比看, 研究期内, 丝绸之路经济带沿线恐怖活动发生次数和造成死亡人数分别占全球恐怖活动发生次数和造成死亡人数的比值均超过 50%。最后, 从恐怖活动烈度看, 丝绸之路经济带沿线恐怖活动烈度在大多数年份也呈上升趋势, 会对沿线国家的社会经济发展产生重大影响。

此外, 本文以样本国家在 2002—2021 年恐怖活动发生次数、恐怖活动烈度的均值为例, 剖析恐怖活动的分布特征^②。在研究期内, 未发生恐怖活动的国家仅有 9 个, 而余下 47 国均爆发了恐怖活动, 占 83.93%。年均恐怖活动发生次数主要集中分布在 0~5 次和 6~50 次两个区间, 年均恐怖活动烈度主要集中在 0~5 和 200 及以上两个区间。从区域视角看, 恐怖活动发生次数较频繁、恐怖活动烈度较高的国家均位于西亚, 恐怖活动发生次数较少、恐怖活动烈度较低的国家则位于东欧。这在一定程度上反映出突发性社会安全事件可能具有空间相关性, 下文实证分析需考虑这种效应。

2. 中国对丝绸之路经济带沿线国家农产品出口贸易的演变趋势。本文从农产品出口贸易总额及其环比增长率两方面分析中国对沿线国家农产品出口贸易的演变趋势^③。在研究期内, 中国对沿线国家的农产品出口贸易总额呈递增趋势, 尤其在 2017 年, 中国对沿线国家的农产品出口贸易总额突破 200 亿美元大关, 这与“一带一路”倡议的推进具有紧密关联。此外, 本文也计算了农产品出口贸易总额的环比增长率, 结果显示, 中国对沿线国家农产品出口贸易总额的环比增长率波动较大。具体来看: 在 2007—2009 年, 环比增长率降幅明显, 这主要与 2008 年金融危机的爆发有关; 伴随经济形势回暖, 在 2009—2011 年, 中国对沿线国家农产品出口贸易总额的环比增长率有所提升。此后, 在 2011—2017

^①囿于篇幅, 图形未在此展示, 感兴趣者可在《中国农村经济》网站 (zgncjj.ajcass.com) 查阅本文附录中的图 1。

^②囿于篇幅, 图形未在此展示, 感兴趣者可在《中国农村经济》网站 (zgncjj.ajcass.com) 查阅本文附录中的图 2。

^③囿于篇幅, 图形未在此展示, 感兴趣者可在《中国农村经济》网站 (zgncjj.ajcass.com) 查阅本文附录中的图 3。

年，中国对沿线国家农产品出口贸易总额的环比增长率呈现持续下降趋势，这一趋势可能与丝绸之路经济带沿线突发性社会安全事件频发具有关联，但具体的因果关系有待后文检验。

3. 进口国突发性社会安全事件与中国对丝绸之路经济带沿线国家农产品出口贸易的关系。本文在借鉴孔凡斌等（2023）研究的基础上，构建灰色关联度模型，评估进口国恐怖活动发生次数、恐怖活动死亡人数和恐怖活动烈度对中国农产品出口贸易影响的重要程度。灰色关联度分析结果^①显示，进口国恐怖活动发生次数、恐怖活动死亡人数、恐怖活动烈度与中国农产品出口贸易额的灰色关联度均高于0.870。这表明，进口国恐怖活动发生次数、恐怖活动死亡人数、恐怖活动烈度与中国农产品出口贸易具有较高的关联度。因此，有必要在下文检验进口国突发性社会安全事件与中国农产品出口贸易的关系。

（二）基准回归模型估计结果

1.核心解释变量的影响。本文分别以恐怖活动死亡人数、恐怖活动烈度为核心解释变量构建面板固定效应模型进行回归，结果如表2所示。表2中，回归1仅分析控制变量的影响。回归2、回归3分别以恐怖活动死亡人数、恐怖活动烈度为核心解释变量，回归结果均显示，在控制地理距离等因素后，恐怖活动的影响系数在1%的统计水平上显著为负，表明进口国突发性社会安全事件对中国在沿线国家的农产品出口贸易产生了负面影响。原因可能有三个方面：一是从交易成本看，农产品具有体大量多、鲜活易腐等特征，因而对运输时长和保鲜条件的要求较为严格，亦对双边契约环境提出更高要求。而突发性社会安全事件的发生明显增加了运输成本和企业资源获取成本，会延长出口期限、增加手续办理难度、阻碍出口效率提升，进而抑制中国农产品出口。二是从出口风险看，随着突发性社会安全事件发生强度的增大，中国农产品出口面临的市场风险、政治风险等进一步复杂化，进而不利于中国农产品出口。三是从突发性社会安全事件的“多米诺骨牌效应”看，进口国突发性社会安全事件造成的恐慌情绪不仅扰乱该国正常的生产生活秩序，也会降低该国在投资和贸易领域的吸引力，甚至会加剧国际农产品市场的波动性，威胁区域农产品贸易的发展，进而不利于中国对这些国家的农产品出口。据此，假说H1得证。

表2 进口国突发性社会安全事件影响中国农产品出口贸易的基准回归结果

| 变量 | 回归1 | | 回归2 | | 回归3 | |
|-----------|----------|-------|-----------|-------|-----------|-------|
| | 系数 | 标准误 | 系数 | 标准误 | 系数 | 标准误 |
| 恐怖活动死亡人数 | | | -0.045*** | 0.015 | | |
| 恐怖活动烈度 | | | | | -0.029*** | 0.011 |
| 地理距离 | 2.081*** | 0.103 | 2.085*** | 0.103 | 2.092*** | 0.103 |
| 经济距离 | 0.083*** | 0.016 | 0.091*** | 0.016 | 0.091*** | 0.016 |
| 进口国人口密度 | 1.067*** | 0.191 | 1.164*** | 0.193 | 1.170*** | 0.194 |
| 进口国人均谷物单产 | -0.223* | 0.118 | -0.208* | 0.117 | -0.213* | 0.117 |
| 进口国加入WTO | 0.253*** | 0.078 | 0.259*** | 0.078 | 0.259*** | 0.078 |

^①囿于篇幅，结果未在此展示，感兴趣者可在《中国农村经济》网站（zgncjj.ajcass.com）查阅本文附录中的表1。

进口国突发性社会安全事件对中国农产品出口贸易的影响

表2 (续)

| | | | | | | |
|------------------|------------|-------|------------|-------|------------|-------|
| 进口国与中国签订FTA | 0.042 | 0.148 | 0.046 | 0.148 | 0.055 | 0.148 |
| 进口国贸易开放度 | 0.002 | 0.002 | 0.002 | 0.002 | 0.002 | 0.002 |
| 常数项 | -13.317*** | 1.359 | -13.755*** | 1.361 | -13.890*** | 1.372 |
| 样本量 | | 1120 | | 1120 | | 1120 |
| 组内R ² | | 0.658 | | 0.661 | | 0.660 |

注：①***和*分别表示1%和10%的显著性水平；②国家固定效应和年份固定效应已控制。

2. 控制变量的影响。表2显示，地理距离对中国在沿线国家的农产品出口贸易具有显著的正向影响。原因是：在现代化通信技术、物流技术突飞猛进的背景下，有形的空间距离已无法阻挡双方开展国际贸易，“地理距离的消亡”已然出现，农产品出口贸易也逐渐具备了摆脱地理距离约束的新特征。经济距离的影响显著且系数为正，原因是：伴随两国经济距离增大，两国需求存在差异，使得两国具备极强的经济互补性，拥有更广阔的贸易空间，进而有助于促进中国对这些国家开展农产品出口贸易。进口国人口密度的影响显著且系数为正表明，沿线国家因人口增长，对农产品产量及类型的需求逐渐增加，进而能促进中国对这些国家开展农产品出口贸易。进口国人均谷物单产的影响显著且系数为负的原因是：谷物单产反映了进口国的自然资源禀赋，当进口国自然资源禀赋较好时，进口国国内的农产品需求基本得到满足，从中国进口农产品的需要更低。进口国加入WTO的影响显著且系数为正的原因是：加入WTO能有效促进进口国与世界其他国家间的贸易往来，降低贸易摩擦成本，使贸易活动受到制度框架保护，进而推动中国对这些国家开展农产品出口贸易。

(三) 稳健性检验

1. 剔除极端值样本。在区域地缘政治对抗加剧、经济发展持续低迷等背景下，南亚、西亚地区突发性社会安全事件造成的死亡人数增加较为明显，突发性社会安全事件发生的强度也逐年加大，且明显高于丝绸之路经济带沿线的其他区域。为避免特殊样本对回归结果产生影响，本文剔除丝绸之路经济带沿线恐怖活动死亡人数和恐怖活动烈度排名前三的国家，然后重新回归。表3回归4、回归5的结果显示，恐怖活动死亡人数和恐怖活动烈度依然显著，且系数为负，表明进口国突发性社会安全事件负向影响中国农产品出口贸易的结果稳健。

表3 进口国突发性社会安全事件影响中国农产品出口贸易的稳健性检验回归结果

| 变量 | 剔除极端值样本 | | 排除战争影响 | | 核心解释变量滞后一期 | |
|----------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | 回归4 | 回归5 | 回归6 | 回归7 | 回归8 | 回归9 |
| 恐怖活动死亡人数 | -0.036** (0.015) | | -0.049*** (0.015) | | -0.042*** (0.014) | |
| 恐怖活动烈度 | | -0.020* (0.012) | | -0.029*** (0.011) | | -0.018* (0.014) |
| 常数项 | -13.198*** (1.415) | -17.756*** (2.343) | -13.820*** (1.387) | -18.829*** (2.370) | -14.445*** (1.537) | -14.450*** (1.550) |

表3 (续)

| | | | | | | |
|------------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 样本量 | 1060 | 1060 | 1064 | 1064 | 1064 | 1064 |
| 组内R ² | 0.655 | 0.656 | 0.663 | 0.664 | 0.623 | 0.620 |

注: ①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平; ②括号内为标准误; ③国家固定效应和年份固定效应已控制; ④控制变量和表2一致, 估计结果略。

2.排除叙利亚战争的影响。2011年爆发的叙利亚战争深刻影响了全球政治关系, 各种国际力量在叙利亚问题上存在严重的政治分歧与对立的军事行动, “颜色革命”、全面内战、代理人战争轮番登场, 在一定程度上加大中东地区突发性社会安全事件发生的概率。因此, 参考李亚波等(2020)的研究, 本文剔除2011年的样本进行回归, 以排除叙利亚战争对研究结果产生的短期影响。表3回归6、回归7结果显示, 恐怖活动死亡人数和恐怖活动烈度依然显著, 且系数为负, 表明进口国突发性社会安全事件负向影响中国农产品出口贸易的结果稳健。

3.核心解释变量滞后一期处理。本文也通过取核心解释变量滞后一期的方式进行稳健性检验。表3回归8、回归9结果显示, 恐怖活动死亡人数和恐怖活动烈度依然显著, 且系数为负, 表明进口国突发性社会安全事件负向影响中国农产品出口贸易的结果稳健。

(四) 内生性检验

在评估突发性社会安全事件对农产品出口贸易的影响时可能受到内生性的影响。一方面, 突发性社会安全事件可能与失业率等存在相关性, 造成遗漏变量问题; 另一方面, 突发性社会安全事件与农产品出口贸易之间可能存在双向因果关系。例如, 一国因其他原因导致的进口依存度下降, 也可能会影响本国粮食供应量、降低居民收入、增加失业率等威胁社会稳定, 加大突发性社会安全事件发生的概率。若不考虑上述问题, 基准回归结果可能存在偏误。对此, 本文采取如下方法处理内生性。

一是采用滞后一期的恐怖活动死亡人数、滞后一期的恐怖活动烈度作为工具变量(IV), 通过两阶段最小二乘法(2SLS)纠正可能存在的内生性问题。表4回归10、回归11展示了2SLS的估计结果。弱识别检验Cragg-Donald Wald F统计量远大于8.960, 表明不存在弱工具变量问题; 不可识别检验Anderson LM统计量在1%的水平上显著, 表明不存在不可识别问题。以上检验结果反映本文工具变量选取有效。同时, 恐怖活动死亡人数、恐怖活动烈度仍显著且系数为负, 与基准回归结果一致。

表4 进口国突发性社会安全事件影响中国农产品出口贸易的内生性检验回归结果

| 变量 | 工具变量法 | | Bartik-IV法 | |
|----------|----------------------|--------------------|----------------------|---------------------|
| | 回归10 | 回归11 | 回归12 | 回归13 |
| | IV: 恐怖活动死亡 人数滞后一期 | IV: 恐怖活动烈度 滞后一期 | IV: Bartik-IV1 | IV: Bartik-IV2 |
| 恐怖活动死亡人数 | -0.079*** (0.026) | | -0.478*** (0.179) | |
| 恐怖活动烈度 | | -0.028* (0.016) | | -0.249** (0.114) |

表4 (续)

| | | | | |
|-------------------------|------------|------------|-----------|-----------|
| Anderson LM 统计量 | 317.292*** | 463.213*** | 16.383*** | 13.285*** |
| Cragg-Donald Wald F 统计量 | 451.562 | 835.811 | 16.521 | 13.129 |
| Stock-Yogo 检验 15%的临界水平 | 8.960 | 8.960 | 8.960 | 8.960 |
| 样本量 | 1064 | 1064 | 1064 | 1064 |

注：①***、**和*分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平；②括号内为标准误；③国家固定效应和年份固定效应已控制；④控制变量和表 2 一致，估计结果略。

二是本文借鉴洪联英和刘栩君(2023)等的研究，使用份额移动法构造 Bartik 工具变量(Bartik-IV)，即使用滞后一期的恐怖活动死亡人数（恐怖活动烈度）与恐怖活动死亡人数（恐怖活动烈度）一阶差分的乘积来模拟各年度恐怖活动死亡人数（恐怖活动烈度）的估计值，分别采用 Bartik-IV1、Bartik-IV2 表示。表 4 回归 12、回归 13 展示了 Bartik-IV 法的估计结果。弱识别检验 Cragg-Donald Wald F 统计量大于 8.960，表明不存在弱工具变量问题；不可识别检验 Anderson LM 统计量在 1% 的水平上显著，表明不存在不可识别问题。上述检验结果综合反映工具变量选取有效。同时，恐怖活动死亡人数、恐怖活动烈度仍显著且系数为负，与基准回归结果一致。

上述结果表明，即使考虑内生性问题，进口国突发性社会安全事件负向影响中国农产品出口贸易的结果依然稳健。

(五) 异质性检验：基于突发性社会安全事件针对目标差异的分析

已有学者指出，不同类型的恐怖活动对一国进出口依存度有着不同程度的负面影响（陈继勇等，2020），因而，本文基于恐怖活动的不同类型，深入讨论进口国突发性社会安全事件针对目标的差异对中国农产品出口贸易产生的异质性影响。基于此，本文借鉴张晓磊和张二震（2017）对恐怖活动目标的分类，将恐怖活动目标划分为商业设施及商业活动、私人及其财产两类，并分别统计这两类恐怖活动目标的恐怖活动死亡人数和恐怖活动烈度，进而分析进口国突发性社会安全事件对于中国农产品出口贸易的异质性影响。表 5 回归 14、回归 15 的结果显示，以私人及其财产为目标的进口国恐怖活动对中国农产品出口贸易造成的负面影响较大。原因是：以商业设施及商业活动为目标的突发性社会安全事件以打击报复为目的，具有特定的针对性，并不会波及其他企业，造成的负面影响相对有限；而以私人及其财产为目标的突发性社会安全事件则具有更强的“贸易隔离效应”，这类突发性社会安全事件具有随机性和不确定性，会造成极大的社会恐慌，不仅使国家对外安全形象大打折扣，也不利于中国对这些国家开展农产品出口贸易。

表5 进口国突发性社会安全事件影响中国农产品出口贸易的异质性检验回归结果

| 变量 | 回归14 | | | | 回归15 | | | |
|----------|-----------|-------|----------|-------|----------|-------|-----------|-------|
| | 商业设施及商业活动 | | | | 私人及其财产 | | | |
| | 系数 | 标准误 | 系数 | 标准误 | 系数 | 标准误 | 系数 | 标准误 |
| 恐怖活动死亡人数 | -0.042** | 0.020 | | | -0.047** | 0.017 | | |
| 恐怖活动烈度 | | | -0.047** | 0.024 | | | -0.053*** | 0.014 |

表 5 (续)

| | | | | |
|------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| 常数项 | -3.420*** 1.358 | -0.084*** 1.242 | -3.720*** 1.363 | -4.041*** 1.365 |
| 样本量 | 1120 | 1120 | 1120 | 1120 |
| 组内R ² | 0.660 | 0.650 | 0.662 | 0.662 |

注：①***和**分别表示1%和5%的显著性水平；②国家固定效应和年份固定效应已控制；③控制变量和表2一致，估计结果略。

五、进一步讨论

(一) 进口国突发性社会安全事件对中国农产品出口贸易转移的影响：基于不同权重矩阵的检验

1. 基于地理距离矩阵的分析。考虑到中国农产品出口贸易在沿线国家的布局并非独立，中国对某一国的农产品出口会受到其他国家突发性社会安全事件的影响，因此，忽略中国农产品出口的空间相关性可能会造成回归结果偏误。在进口国遭遇突发性社会安全事件的背景下，中国对该国的农产品出口贸易是否会因成本因素而转移到与该国地理距离较近的周边国家呢？为此，本文采用空间计量模型识别进口国突发性社会安全事件是否会推动中国农产品出口贸易转向与其地理距离较近的国家。基于地理距离矩阵的莫兰指数分析结果^①显示，在研究期内，进口国恐怖活动死亡人数和中国农产品出口贸易的莫兰指数均显著为正。这表明，沿线国家突发性社会安全事件、中国农产品出口贸易均存在空间正相关关系，佐证了本文采用空间计量模型的合理性。

(1) 回归模型的确定。莫兰指数分析为空间效应提供了初步检验。为进一步确定空间计量回归模型的具体形式，本文分别进行 LM、LR 及 Hausman 检验。检验结果显示：LM 检验在 1% 的统计水平上拒绝原假设，表明空间误差和空间滞后同时存在；LR 检验在 1% 的统计水平上拒绝原假设，表明空间杜宾模型（SDM）无法简化为空间误差模型（SEM）和空间滞后模型（SLM）；Hausman 检验同样拒绝原假设，表明固定效应模型优于随机效应模型。因此，本文选取固定效应 SDM 分析进口国突发性社会安全事件对中国农产品出口贸易的空间溢出效应。

(2) SDM 回归结果。表 6 显示，两组回归的空间滞后系数均在 1% 的水平上显著为正，表明中国农产品出口贸易存在显著的空间正外部性。表 6 回归 16、回归 17 的结果显示，基于地理距离矩阵，恐怖活动死亡人数、恐怖活动烈度对中国农产品出口贸易依旧存在显著的负向影响。此外，恐怖活动死亡人数空间滞后项显著且系数为负，恐怖活动烈度空间滞后项的回归系数为负但不显著，综合表明进口国突发性社会安全事件不利于中国对与其地理距离较近的国家出口农产品。可能的解释是：一国发生突发性社会安全事件，不法分子会逃匿至邻近国家，存在再次制造突发性社会安全事件的可能，导致其周边国家不能独善其身。中国若将农产品出口贸易转移至与发生突发性社会安全事件的进口国地理距离较近的国家，其所付出的成本并未减少且依然存在较高风险，此时进口国突发性社会安全事件对中国农产品出口贸易仍呈负向影响。

^①囿于篇幅，结果未在此展示，感兴趣者可在《中国农村经济》网站（zgnccj.ajcass.com）查阅本文附录中的表2。

表6 进口国突发性社会安全事件影响中国农产品出口贸易的空间回归结果：基于地理距离矩阵

| 变量 | 农产品出口贸易额 | | | |
|----------------|-----------|-------|----------|-------|
| | 回归 16 | | 回归 17 | |
| | 系数 | 标准误 | 系数 | 标准误 |
| 恐怖活动死亡人数 | -0.037*** | 0.014 | | |
| 恐怖活动烈度 | | | -0.020** | 0.010 |
| 空间滞后系数 | 0.219*** | 0.022 | 0.634*** | 0.056 |
| 恐怖活动死亡人数空间滞后项 | -0.063** | 0.027 | | |
| 恐怖活动烈度空间滞后项 | | | -0.031 | 0.047 |
| 控制变量 | 已控制 | | 已控制 | |
| 控制变量空间滞后项 | 已控制 | | 已控制 | |
| 样本量 | 1120 | | 1120 | |
| Log likelihood | -709.168 | | -654.314 | |
| R ² | 0.630 | | 0.672 | |

注：①***和**分别代表1%和5%的显著性水平；②国家固定效应和年份固定效应已控制。

(3) 空间溢出效应分解。本文参考 Elhorst (2010) 的方法，将空间溢出效应分解为直接效应和间接效应。其中，直接效应表示进口国突发性社会安全事件影响中国对该国农产品出口贸易的程度；间接效应表示进口国突发性社会安全事件影响中国对其邻近国家的农产品出口贸易的程度。表7 回归 18、回归 19 显示：基于地理距离矩阵，恐怖活动死亡人数和恐怖活动烈度对中国农产品出口贸易影响的直接效应均显著为负，表明进口国突发性社会安全事件确实不利于中国对该国的农产品出口贸易。恐怖活动死亡人数对中国农产品出口贸易影响的间接效应显著为负，而恐怖活动烈度对中国农产品出口贸易影响的间接效应为负但不显著。这一结果表明，基于地理距离矩阵，一国发生突发性社会安全事件之后，中国农产品出口贸易并未从该国转移到邻近国家。

表7 空间溢出效应分解结果：基于地理距离矩阵

| 变量 | 农产品出口贸易额 | | | |
|----------|---------------------|----------------------|---------------------|-------------------|
| | 回归 18 | | 回归 19 | |
| | 直接效应 | 间接效应 | 直接效应 | 间接效应 |
| 恐怖活动死亡人数 | -0.526** (0.216) | -0.047*** (0.014) | | |
| 恐怖活动烈度 | | | -0.022** (0.010) | -0.125 (0.139) |

注：①***和**分别代表1%和5%的显著性水平；②括号内为标准误。

2. 基于制度距离矩阵和文化距离矩阵的分析。进口国政治制度稳定性、文化习俗包容性等均是影响农产品出口贸易的重要因素。但是，这并不意味着更相似的制度和更包容的文化就一定能促进更多的农产品出口贸易，因为要适应进口国当地的制度环境和文化习俗即意味着需要付出一定的贸易成本。前文分析显示，一国发生突发性社会安全事件后，中国农产品出口贸易并不会转移到与其地理距离较

近的国家。那么，突发性社会安全事件抑制作用所造成的农产品出口贸易又转移向何方？是否会转移到与进口国制度距离或文化距离较近的国家？基于此，本文基于国家治理指数^①、Hofstede 文化指数^②分别构建制度距离矩阵和文化距离矩阵，以识别进口国突发性社会安全事件是否会推动中国农产品出口贸易向与原进口国制度距离或文化距离较近的国家转移。在经过 LM、LR 和 Hausman 检验后，本文选用 SDM 进行回归。

(1) SDM 回归结果。表 8 中，4 组回归的空间滞后系数均显著且系数为正，表明中国农产品出口贸易存在显著的空间正外部性。基于制度距离矩阵，恐怖活动死亡人数对中国农产品出口贸易的影响显著且系数为负；基于文化距离矩阵，恐怖活动死亡人数和恐怖活动烈度对中国农产品出口贸易的影响显著且系数为负。这进一步佐证进口国突发性社会安全事件对中国农产品出口贸易具有抑制作用。

表 8 回归 20、回归 21 显示，基于文化距离矩阵，恐怖活动死亡人数和恐怖活动烈度的空间滞后项均显著且系数为负；回归 22、回归 23 显示，基于制度距离矩阵，恐怖活动死亡人数和恐怖活动烈度的空间滞后项均显著且系数为正。上述结果综合表明，进口国突发性社会安全事件抑制了中国对与该国文化距离较近国家的农产品出口贸易，而中国农产品出口贸易对于与该国制度距离较近的国家则呈现明显的“挤入”效应。可能的解释是：中国若将农产品出口贸易转向与发生突发性社会安全事件的进口国制度距离较近的国家，有助于减少贸易转移的前期成本和降低贸易不确定性风险。因而，当进口国发生突发性社会安全事件时，中国有可能将农产品出口贸易转向与该国制度环境相似的国家。相反，在与发生突发性社会安全事件的进口国文化距离较近的国家，未显现中国农产品进口贸易的“挤入”效应，这可能与突发性社会安全事件发生的根源有密切关系。具体来看：文化渗透是不法组织触发突发性社会安全事件的重要手段，如部分不法组织除在中东地区广泛活动外，也通过文化渗透对中亚及东南亚地区造成严重威胁。若作为进口国的两国文化距离较近，那么，一国的不法组织基于文化或宗教动机在另一国实施突发性社会安全事件的概率就会加大，进而不利于中国农产品出口贸易的转移。

表 8 进口国突发性社会安全事件影响中国农产品出口贸易的空间回归结果：基于文化距离矩阵和制度距离矩阵

| 变量 | 农产品出口贸易额 | | | | | | | |
|----------|-----------|-------|----------|-------|----------|-------|----------|-------|
| | 文化距离矩阵 | | | | 制度距离矩阵 | | | |
| | 回归 20 | | 回归 21 | | 回归 22 | | 回归 23 | |
| | 系数 | 标准误 | 系数 | 标准误 | 系数 | 标准误 | 系数 | 标准误 |
| 恐怖活动死亡人数 | -0.039*** | 0.014 | | | -0.038** | 0.016 | | |
| 恐怖活动烈度 | | | -0.025** | 0.010 | | | -0.016 | 0.012 |
| 空间滞后系数 | 0.078* | 0.041 | 0.098** | 0.040 | 0.091*** | 0.016 | 0.086*** | 0.016 |
| 恐怖活动死亡人数 | -0.045*** | 0.016 | | | 0.048*** | 0.012 | | |
| 空间滞后项 | | | | | | | | |

^①资料来源：世界银行世界治理指数(WGI)数据库，<https://www.worldbank.org/en/publication/worldwide-governance-indicators>。

^②资料来源：Hofstede 官方网站，<https://geerthofstede.com/>。

表8 (续)

| | | | | | | |
|----------------|----------|----------|----------|----------|----------|-------|
| 恐怖活动烈度空间滞后项 | | -0.020* | 0.011 | | 0.039*** | 0.008 |
| 控制变量 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 控制变量空间滞后项 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 样本量 | 1120 | 1120 | 1120 | 1120 | 1120 | 1120 |
| Log likelihood | -709.768 | -713.136 | -870.809 | -869.411 | | |
| R ² | 0.646 | 0.640 | 0.522 | 0.526 | | |

注：①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；②国家固定效应和年份固定效应已控制。

(2) 空间溢出效应分解。表9显示了进口国突发性社会安全事件影响中国农产品出口贸易的直接效应和间接效应的分解结果。第一，基于文化距离矩阵，恐怖活动死亡人数和恐怖活动烈度对中国农产品出口贸易影响的直接效应均显著为负；基于制度距离矩阵，恐怖活动死亡人数对中国农产品出口贸易影响的直接效应显著为负，这在一定程度上反映进口国突发性社会安全事件的发生“挤出”了中国对该国的农产品出口。第二，基于文化距离矩阵，恐怖活动死亡人数和恐怖活动烈度对中国农产品出口贸易影响的间接效应均显著为负；基于制度距离矩阵，恐怖活动死亡人数和恐怖活动烈度对中国农产品出口贸易影响的间接效应均显著为正。上述结果表明，农产品进口国发生突发性社会安全事件，会使中国农产品出口贸易转向与其制度距离较近的国家，而未转向与其文化距离较近的国家。据此，假说H2得证。

表9 空间溢出效应分解结果：基于文化距离矩阵及制度距离矩阵

| 变量 | 农产品出口贸易额 | | | | | | | |
|----------|----------------------|----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|-------------------|---------------------|
| | 文化距离矩阵 | | | | 制度距离矩阵 | | | |
| | 回归24 | | 回归25 | | 回归26 | | 回归27 | |
| | 直接效应 | 间接效应 | 直接效应 | 间接效应 | 直接效应 | 间接效应 | 直接效应 | 间接效应 |
| 恐怖活动死亡人数 | -0.039*** (0.014) | -0.053*** (0.016) | | | -0.038** (0.016) | 0.046*** (0.012) | | |
| 恐怖活动烈度 | | | -0.025** (0.019) | -0.025** (0.021) | | | -0.016 (0.012) | 0.039*** (0.008) |

注：①***和**分别表示1%和5%的显著性水平；②括号内为标准误。

(二) 调节效应分析：基于单边及双边（多边）视角的检验

1. 进口国政治全球化指数在突发性社会安全事件影响中国农产品出口贸易中的调节作用。本文构建恐怖活动死亡人数、恐怖活动烈度分别与进口国政治全球化指数的交互项，并运用调节效应模型(3)式进行检验。由表10回归28、回归29可知，恐怖活动死亡人数、恐怖活动烈度分别与进口国政治全球化指数的交互项显著，且系数为正，表明进口国的政治全球化指数在突发性社会安全事件对中国农产品出口贸易的影响中起到负向调节作用。原因是：政治全球化指数较高的国家，对外具有积极的国家形象、对内具有强大的国家安全治理能力，内外部机制的配合协作会强化该国的政府治理效能，能

够妥当处理突发性社会安全事件给中国农产品出口贸易带来的不利影响，为中国农产品出口贸易提供安全环境，也容易受到中国农产品出口企业的青睐。因此，政治全球化指数能缓解进口国突发性社会安全事件对中国农产品出口贸易的抑制作用。

2. 进口国反恐行动水平在突发性社会安全事件影响中国农产品出口贸易中的调节作用。本文构建恐怖活动死亡人数、恐怖活动烈度分别与进口国反恐行动水平的交互项，并运用调节效应模型（4）式进行检验。由表 10 回归 30、回归 31 可知，恐怖活动死亡人数、恐怖活动烈度分别与进口国反恐行动水平的交互项显著，且系数为正，表明进口国反恐行动水平在突发性社会安全事件对中国农产品出口贸易的影响中起到负向调节作用。原因是：反恐行动水平较高的国家，能有效抑制突发性社会安全事件的不利影响，不但能缓解因突发性社会安全事件发生而增加的运输成本、信息成本等显性贸易成本，也能缓解突发性社会安全事件在进口国营造的不安全氛围、恐慌情绪等隐性贸易成本，进而为中国农产品出口贸易营造安全环境。此外，中国在反恐协同体系建立、地缘安全秩序维护等方面发挥着重要作用，这也在一定程度上使中国与沿线国家的贸易网络更为紧密，进而能促进中国对这些国家的农产品出口贸易。因此，进口国反恐行动水平能够缓解突发性社会安全事件对中国农产品出口贸易的抑制作用。

3. 进口国加入“一带一路”倡议情况在突发性社会安全事件影响中国农产品出口贸易中的调节作用。本文设置进口国加入“一带一路”倡议情况这一虚拟变量，并运用调节效应模型（5）式进行分析。由表 10 回归 32、回归 33 可知，恐怖活动死亡人数、恐怖活动烈度分别与进口国加入“一带一路”倡议情况的交互项显著，且系数为正，表明进口国加入“一带一路”倡议情况缓解了突发性社会安全事件对中国农产品出口贸易的负向影响。原因是：一方面，中国对沿线国家的农产品出口贸易发展获得了较为稳定的外部环境，不但能够减少贸易成本，更有助于降低贸易风险、提升贸易效率；另一方面，“一带一路”倡议的实施能通过“政策沟通、设施联通、资金融通、民心相通”等降低突发性社会安全事件发生的概率，为中国农产品出口贸易营造安全环境。因此，进口国加入“一带一路”倡议情况能缓解突发性社会安全事件对中国农产品出口贸易的抑制作用。据此，假说 H3 得证。

表 10 调节效应回归结果

| 变量 | 农产品出口贸易额 | | | | | |
|---------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | 回归28 | 回归29 | 回归30 | 回归31 | 回归32 | 回归33 |
| 恐怖活动死亡人数 | -0.023*** (0.015) | | -0.116*** (0.035) | | -0.073*** (0.016) | |
| 恐怖活动烈度 | | -0.806*** (0.197) | | -0.106*** (0.033) | | -0.061*** (0.013) |
| 政治全球化指数 | 0.882*** (0.192) | 0.923*** (0.193) | | | | |
| 恐怖活动死亡人数×进口国政治全球化指数 | 0.221*** (0.058) | | | | | |
| 恐怖活动烈度×进口国政治全球化指数 | | 0.183*** (0.046) | | | | |

表 10 (续)

| | | | | | |
|--------------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|---------------------|
| 进口国反恐行动水平 | | 0.222*** (0.033) | 0.224*** (0.033) | | |
| 恐怖活动死亡人数×进口国反恐行动水平 | | 0.010*** (0.005) | | | |
| 恐怖活动烈度×进口国反恐行动水平 | | | 0.010** (0.004) | | |
| 进口国加入“一带一路”倡议情况 | | | | 1.779*** (0.140) | 1.805*** (0.139) |
| 恐怖活动死亡人数×进口国加入“一带一路”倡议情况 | | | | 0.055*** (0.013) | |
| 恐怖活动烈度×进口国加入“一带一路”倡议情况 | | | | | 0.050*** (0.010) |
| 常数项 | -14.181*** (1.385) | -14.817*** (1.378) | -8.338*** (1.516) | -8.479*** (1.526) | 9.989*** (2.103) |
| 样本量 | 1120 | 1120 | 1120 | 1120 | 1120 |
| 组内R ² | 0.673 | 0.672 | 0.678 | 0.678 | 0.667 |
| | | | | | 0.668 |

注：①***和**分别表示1%和5%的显著性水平；②括号内为标准误；③国家固定效应和年份固定效应已控制；④控制变量和表2一致，估计结果略。

六、结论与政策启示

基于中国对丝绸之路经济带沿线国家的农产品出口贸易数据，本文实证分析进口国突发性社会安全事件对中国农产品出口贸易的影响，得出如下主要结论。第一，进口国突发性社会安全事件对中国农产品出口贸易具有抑制作用，在进行稳健性及内生性检验后，该负面影响依然成立。第二，以私人及其财产为目标的突发性社会安全事件对中国农产品出口贸易的负面影响更明显。第三，进口国发生突发性社会安全事件后，中国农产品出口贸易并不会转向与该国地理距离和文化距离较近的国家，而是会转向与该国制度距离较近的国家。第四，从单边视角看，进口国政治全球化指数和进口国反恐行动水平均缓解了突发性社会安全事件对中国农产品出口贸易的负向影响；从双边或多边视角看，进口国加入“一带一路”倡议情况同样能缓解突发性社会安全事件对中国农产品出口贸易的负向影响。

基于以上结论，本文得到如下政策启示。第一，高度关注突发性社会安全事件对中国农产品出口贸易的负面影响。面对复杂的贸易环境，中国农产品出口企业应加强对突发性社会安全事件风险的研判、建立系统的风险预警机制，并对进口国突发性社会安全事件的发展趋向进行动态监测和评估，进而制定有针对性的防范策略，保障农产品出口贸易的健康发展。第二，提升危机处理能力。在进口国突发性社会安全事件发生后，中国出口企业在进行农产品出口贸易转移时，不应只从成本节约角度考虑向与进口国地理距离较近的国家转移，而应考虑转向与进口国制度距离较近的国家，同时要做好与转入国的经济文化融合，进而更快适应新的贸易环境。第三，客观识别突发性社会安全事件的异质性

影响。相关政府部门尤其要高度关注与贸易最相关的以私人及其财产为目标的突发性社会安全事件对区域内贸易合作的破坏，针对潜在的突发性社会安全事件和已经发生的突发性社会安全事件要做好事前预警和事后防范工作，以期将进口国突发性社会安全事件对中国农产品出口贸易的负面影响降至最低。第四，深刻把握进口国政治全球化指数、进口国反恐行动水平和进口国加入“一带一路”倡议情况的调节作用。一是要呼吁国际社会将突发性社会安全事件的全球治理视为核心任务，通过深化全球化进程、加强国际合作等手段有效应对突发性社会安全事件，进而助力区域经贸发展；二是要充分发挥中国在地区安全维稳方面的重要作用，不断加深同其他国家的反恐协作，为农产品出口贸易营造安全环境；三是要以共商共建共享为原则推动共建“一带一路”高质量发展，通过区域间的政策沟通与协调，加强沿线国家防范突发性社会安全事件的危机处理能力。

参考文献

- 1.蔡伟毅、陈珉昊、孙传旺, 2021: 《恐怖活动、交通运输与中国对外直接投资》，《世界经济》第2期，第75-101页。
- 2.蔡伟毅、孙传旺、陈珉昊, 2023: 《东道国恐怖活动、中国对外直接投资及其区位偏好转移》，《经济学（季刊）》第3期，第1167-1184页。
- 3.陈继勇、李知睿, 2020: 《“中巴经济走廊”周边国家恐怖主义与出口贸易——一个引力模型的新研究范式》，《经济科学》第3期，第31-45页。
- 4.陈继勇、李知睿、廖湘岳, 2020: 《恐怖袭击、反恐行动与贸易效率：袭击目标异质性的视角》，《世界经济研究》第4期，第30-45页。
- 5.董银果、冯美丽、张琳琛, 2023: 《异质性SPS措施对农产品出口贸易的影响：基于RCEP成员的实证分析》，《世界经济研究》第5期，第46-60页。
- 6.方国柱、雷权勇、祁春节, 2023: 《制度质量是否促进了高附加值农产品出口？——全球柑橘贸易的证据》，《华中农业大学学报（社会科学版）》第5期，第77-89页。
- 7.冯美丽、董银果, 2022: 《农产品标准协调助推了贸易增长吗？——基于中国果蔬类农产品出口贸易的实证分析》，《中国农村经济》第10期，第124-144页。
- 8.龚斌磊, 2019: 《中国与“一带一路”国家农业合作实现途径》，《中国农村经济》第10期，第114-129页。
- 9.韩一军, 2023: 《我国农产品贸易现状、问题与对策》，《人民论坛》第4期，第70-73页。
- 10.洪联英、刘栩君, 2023: 《关键设备进口、关系专用性投资与企业技术创新》，《国际经贸探索》第12期，第39-56页。
- 11.孔凡斌、程文杰、徐彩瑶, 2023: 《数字经济发展能否提高森林生态产品价值转化效率——基于浙江省丽水市的实证分析》，《中国农村经济》第5期，第163-184页。
- 12.李兵、颜晓晨, 2018: 《中国与“一带一路”沿线国家双边贸易的新比较优势——公共安全的视角》，《经济研究》第1期，第183-197页。
- 13.李亚波、杨荣海、张斯, 2020: 《“一带一路”沿线国家恐怖袭击对中国海外并购影响分析》，《国际经贸探索》第8期，第68-80页。

- 14.李知睿, 2020: 《恐怖主义对“一带一路”沿线贸易发展的影响研究》, 武汉大学博士学位论文。
- 15.刘禹君、刘一腾, 2021: 《中国与“一带一路”沿线国家农产品贸易格局演化及优化策略》, 《浙江学刊》第4期, 第113-122页。
- 16.马洪涛, 2021: 《入世20年中国农产品贸易发展及趋势展望》, 《农业经济问题》第12期, 第50-54页。
- 17.彭睿、彭宗超, 2023: 《全球化何以影响恐怖主义——基于全球恐怖主义指数的实证分析》, 《世界经济与政治》第6期, 第114-146页。
- 18.申国星、白双龙, 2009: 《突发性社会安全事件行政应急立法的思考》, 《法制与经济(中旬刊)》第11期, 第68-69页。
- 19.许培源、刘雅芳, 2020: 《“一带一路”沿线国家恐怖活动对旅游业发展的影响》, 《经济地理》第3期, 第216-224页。
- 20.颜相子、刘庆林, 2022: 《经济外交及其对国际贸易影响研究的发展演进》, 《山东社会科学》第6期, 第131-138页。
- 21.杨逢珉、田洋洋, 2021: 《“一带一路”沿线国家贸易便利化对我国农产品出口质量影响研究》, 《暨南学报(哲学社会科学版)》第10期, 第96-106页。
- 22.姚辉斌、彭新宇, 2021: 《“一带一路”沿线国家制度环境对中国农产品出口贸易的影响研究》, 《农业技术经济》第4期, 第17-29页。
- 23.余壮雄、程嘉嘉、董洁妙, 2022: 《“一带一路”倡议与沿线国家产品升级——区分不同进口竞争效应来源的分析》, 《国际贸易问题》第12期, 第148-167页。
- 24.张晓磊、孙利娟, 2015: 《恐怖活动风险与中国对发展中国家的直接投资》, 《国际经贸探索》第7期, 第64-74页。
- 25.张晓磊、张二震, 2017: 《“一带一路”沿线恐怖活动风险的贸易隔离效应》, 《世界经济文汇》第1期, 第69-86页。
- 26.赵金鑫、田志宏, 2019: 《中国对“一带一路”国家的农产品出口效率》, 《西北农林科技大学学报(社会科学版)》第1期, 第111-117页。
- 27.Abadie, A., and J. Gardeazabal, 2008, “Terrorism and the World Economy”, *European Economic Review*, 52(1): 1-27.
- 28.Bandyopadhyay, S., T. Sandler, and J. Younas, 2014, “Foreign Direct Investment, Aid, and Terrorism”, *Oxford Economic Papers*, 66(1): 25-50.
- 29.Bassil, C., H. Hamadi, and M. Bteich, 2018, “Terrorism in OPEC Countries and Oil Prices”, *International Journal of Emerging Markets*, 13(6): 1732-1750.
- 30.Bloomberg, S. B., and G. D. Hess, 2006, “How Much Does Violence Tax Trade”, *The Review of Economics and Statistics*, 88(4): 599-612.
- 31.Drakos, K., 2010, “Terrorism Activity, Investor Sentiment, and Stock Returns”, *Review of Financial Economics*, 19(3): 128-135.
- 32.Elhorst, J. P., 2010, “Applied Spatial Econometrics: Raising the Bar”, *Spatial Economic Analysis*, 5(1): 9-28.
- 33.Huang, H., M. von Lampe, and F. von Tongeren, 2011: “Climate Change and Trade in Agriculture”, *Food Policy*, 36(S1): S9-S13.
- 34.Kurrid-Klitgaard, P., M. K. Justesen, and R. Klemmensen, 2006, “The Political Economy of Freedom, Democracy and Transnational Terrorism”, *Public Choice*, Vol.128: 289-315.

- 35.Mitra, D., C. S. Pham, and S. Bandyopadhyay, 2018, “Terrorism and International Air Travel: A Gravity Approach”, *The World Economy*, 41(11): 2852-2882.
- 36.Nguyen, D. X., 2012: “Demand Uncertainty: Exporting Delays and Exporting Failures”, *Journal of International Economics*, 86(2): 336-344.
- 37.Sandler, T., 2015: “Terrorism and Counterterrorism: An Overview”, *Oxford Economic Papers*, 67(1): 1-20.

(作者单位：西北农林科技大学经济管理学院)

(责任编辑：黄易)

The Impact of Sudden Social Security Incidents in Importing Countries on China's Agricultural Export Trade

PAN Zichun MA Linyan TIAN Pengpeng ZHU Yuchun

Abstract: Based on the data of China's agricultural export trade with 56 countries along the Silk Road Economic Belt from 2002 to 2021, this paper quantitatively analyzes the impact of sudden social security incidents in importing countries on China's agricultural export trade. The results show that the occurrence of sudden social security incidents of importing countries inhibit China's agricultural export trade, which remains robust after adjusting the sample and introducing instrumental variables, and that the inhibitory effect on China's agricultural export trade is more pronounced for sudden social security incidents targeting private individuals and their property. After the outbreak of sudden social security incidents in the importing country, China's agricultural export trade will be shifted to countries with a close institutional distance. The political globalization index, the level of anti-terrorism actions of importing countries, and the situation of joining of the “Belt and Road” initiative by the importing countries all alleviate the negative impact of sudden social security incidents on China's agricultural export trade. This paper argues that China's agricultural export enterprises should do a good job in predicting and evaluating sudden social security incidents in the early stage and improve their crisis management capabilities, relevant government departments should objectively identify the heterogeneous impact of sudden social security incidents, and international coordination on anti-terrorism actions should be strengthened at the national level, so as to alleviate the negative impact of sudden social security incidents on China's agricultural export trade.

Keywords: Sudden Social Security Incidents ; Agricultural Export Trade; Silk Road Economic Belt

新型基础设施建设对农户种植结构的 影响分析*

孙诗瑶¹ 石智雷^{2,3}

摘要: 本文将“宽带中国”试点政策实施作为准自然实验，采用中国劳动力动态调查数据构建交叠 DID 模型，考察新型基础设施建设对农户种植结构的影响。结果表明：新型基础设施建设显著提高试点地区农户经济作物种植占比，提高幅度约 3.6 个百分点。本文采用工具变量法、异质性稳健统计量、剔除特殊样本和排除其他政策干扰等方法验证了实证结果的稳健性。异质性分析表明新型基础设施建设对种植结构调整的促进作用对于家庭成员受教育程度较低、家中没有老人的农户以及东部地区的农户更为显著。进一步的机制分析发现，新型基础设施建设主要通过降低信息不对称、增强农户社会资本和缓解融资约束三个渠道影响农户种植结构。上述研究结果表明，新型基础设施建设为农户带来与市场对接的契机，应持续推进农村地区新型基础设施建设，加快新型基础设施与农业生产经营的融合，引导农户合理配置家庭生产要素，让信息化红利惠及更多农户。

关键词： 新型基础设施建设 种植结构 交叠 DID “宽带中国”

中图分类号： F326.1 **文献标识码：** A

一、引言

以信息化为基本特征的新一轮科技革命蓬勃发展，给全球生产方式和生活方式带来了全面冲击。新型基础设施是推进信息技术发展、助力科技革命的必要物质基础，各国政府积极投资新型基础设施来适应和引领新一轮科技革命，以实现经济持续包容性增长。2015 年，《国务院关于积极推进“互联网+”行动的指导意见》提出，要“组织实施国家新一代信息基础设施建设工程”^①。2020 年 3 月，中

*本文研究得到国家社会科学基金重大项目“流动人口二代成年后面临的问题研究”（编号：22&ZD196）的支持。感谢中南财经政法大学杨云彦教授和朱明宝副教授的建设性意见，以及匿名审稿专家提出的宝贵意见，文责自负。本文通讯作者：石智雷。

^①参见《国务院关于积极推进“互联网+”行动的指导意见》，https://www.gov.cn/zhengce/content/2015-07/04/content_10002.htm。

共中央政治局常务委员会会议强调，要“加快 5G 网络、数据中心等新型基础设施建设进度”^①。在新型基础设施建设过程中，信息网络建设处于先导地位，城乡地区互联网普及率从 2010 年的 50% 和 18.6% 增长到 2023 年的 83.3% 和 66.5%，城乡差距在不断缩小^②。

农业生产是农村地区主要的生产活动，也是最传统的人类生产活动之一。长期以来，中国的农业生产以小农户为生产主体（叶敬忠等，2018）。在“大国小农”的基本国情下，如何实现小农户对接大市场，是当前政策制定者和学术界关注的重要话题，也是理性农户追求家庭利益最大化的必然要求。2019 年 2 月，中共中央办公厅、国务院办公厅发布《关于促进小农户和现代农业发展有机衔接的意见》，提出“加快农业大数据、物联网、移动互联网、人工智能等技术向小农户覆盖，提升小农户手机、互联网等应用技能，让小农户搭上信息化快车”^③。中国当前推进的新型基础设施建设，大幅度提升农村地区信息技术普及率，打破信息传输的时空界限，为传统封闭的农村地区带来连接现代化大市场的契机。然而，已有研究尚未形成对农户享受信息技术发展红利的统一认识。有学者认为，互联网技术的发展会形成城乡之间新的机会不平等（邱泽奇等，2016），数字经济在提升农户收入的同时加剧了农村内部的收入差距（刘晓倩和韩青，2018），低收入、低技能的农村居民可能成为信息社会的边缘化人群（李怡和柯杰升，2021）；也有学者证实新型基础设施建设能够消弭“数字鸿沟”，减小城乡收入差距（陈阳等，2022），为农户带来新的发展机遇。在新一轮科技革命浪潮下，中国的小农户一方面延续着几千年的农业生产方式，另一方面见证并参与经济社会的数字化进程。那么，新型基础设施建设是否能够有效助力农户对接大市场？新型基础设施建设对不同类型农户的种植结构分别有怎样的影响？对这些问题的回答，不仅能够丰富新型基础设施建设领域的理论研究，也可以为促进小农户连接大市场、合理配置家庭生产要素提供有效的政策路径。

随着新一轮科技革命的兴起，信息技术逐渐深入农业生产和服务农民生活，学术界开始关注移动通信工具（Aker and Mbiti, 2010; Nakasone et al., 2014）和互联网信息技术（刘晓倩和韩青，2018；罗千峰和赵奇锋，2022）的普及与使用对种植结构的影响。与本文相关的文献主要涉及三个方面。首先是新型基础设施建设影响宏观种植结构的研究。方观富和蔡莉（2022）利用 2014—2018 年县域经济数据结合数字普惠金融指数，证实数字经济发展提高了农作物播种面积和农业产出；毛凤霞和沈凯月（2023）基于 2011—2020 年省级面板数据，证实生产类数字设施与种植结构之间存在 U 型关系，生活类数字设施对此关系存在调节作用。其次是信息技术使用影响农户种植选择的研究。国外学者研究发现，移动电话的使用以及农业信息推广服务的获得会提高农户的生产多样性、生产效率和种植收入（Aker, 2011; Nakasone et al., 2014）。国内研究则偏重于研究互联网使用对农户种植结构的影响。

^①参见《中央政治局常务委员会召开会议 研究当前新冠肺炎疫情防控和稳定经济社会运行重点工作 习近平主持会议》，https://www.gov.cn/xinwen/2020-03/04/content_5486931.htm。

^②资料来源：第 27~53 次《中国互联网络发展状况统计报告》，<https://www.cnnic.net.cn/6/index.html>。

^③参见《中共中央办公厅 国务院办公厅印发〈关于促进小农户和现代农业发展有机衔接的意见〉》，https://www.gov.cn/zhengce/2019-02/21/content_5367487.htm。

例如：罗千峰和赵奇锋（2022）利用2020年中国乡村振兴调查数据，发现使用互联网能够提高农户种植经济作物的占比；孙华臣等（2021）则认为种植结构的调整过程较为缓慢，使用互联网并未显著影响农户种植结构。最后是新型基础设施建设影响农户种植结构传导机制的研究。已有研究认为，普及移动电话和利用信息通信技术为农户提供农产品相关信息，能够降低农户获取信息的成本，通过改善农户信息弱势使农户及时感知市场价格变化，从而促使农户调整种植结构、捕捉获利机会（Aker, 2011; Nakasone et al., 2014）。部分研究证实了互联网技术能够帮助农户维护和扩展社会关系网络（何晓斌等，2021）、缓解信贷约束（张勋等，2019）。但仅有个别研究关注到使用互联网能够增强农户的社会资本和降低农户的融资成本，从而有助于农户调整种植结构（罗千峰和赵奇锋，2022）。

现有文献为探究新型基础设施建设影响农户种植结构提供了丰富的研究基础，然而尚有三个方面需要进一步思考。第一，研究视角有待拓展。已有研究多从单一宏观或微观视角出发，缺乏从新一轮科技革命的宏观视角出发，考察新型基础设施建设如何影响小农户对接大市场，进而影响微观层面农户种植结构。第二，实证策略和数据还需完善。已有关于农户种植结构的研究多使用截面数据，还需要考虑时间维度的农户种植结构变化。另外，已有研究选择农户互联网使用情况作为核心解释变量，而农户是否使用互联网可能与农户种植决策存在双向影响，从而引发模型内生性问题。第三，作用机制需要进一步验证。已有研究主要从市场信息获取视角考虑相关影响机制，而对于新型基础设施建设是否能够增强农户社会资本、缓解融资约束进而影响农户种植选择的研究仍不够充分。为此，本文采用“宽带中国”试点政策实施作为新型基础设施建设代理变量，并基于中国劳动力动态调查（China labor-force dynamic survey, CLDS）数据库构建4期混合截面数据，使用交叠双重差分（staggered DID）方法研究新型基础设施建设对农户种植结构的影响，并分析其作用机制。

本文研究特色主要有以下三个方面。第一，在研究视角方面，本文从宏观视角研究新型基础设施建设带来的农户种植结构变化，衔接社会经济宏观层面的信息技术变革与农户微观层面的生产行为响应。第二，在研究方法和数据方面，本文利用微观层面的混合截面数据，选用“宽带中国”试点政策实施冲击表征新型基础设施建设情况，构建交叠DID模型，有助于从时间维度考察农户种植结构的变化，并结合工具变量方法，有效控制模型的内生性问题。第三，在机制分析方面，本文从农户生产流程和决策需求出发，进一步验证新型基础设施建设通过降低信息不对称、增强农户社会资本、缓解融资约束三条路径影响农户种植结构。

二、理论分析与研究假说

（一）新型基础设施建设对农户种植结构的影响

种植结构是农户生产决策的结果呈现。在进行生产决策前，农户需要尽力收集充分的信息，如价格信息、农产品销售渠道和销量信息、资金和技术支持信息等，为决策提供依据。在传统自给自足的生产逻辑下，农户从事农业生产是为了满足基本生存需求，其种植决策呈现以粮食为主的单一化种植结构（邹宝玲等，2024），极少甚至不参与市场交换，也没有改变种植决策的动力。随着市场化不断深入，中国小农户已经摆脱了传统自给自足的生产状态（石智雷和杨云彦，2011），生产的农产品需

要通过市场交换来获取利益，理性农户的农业生产目标转变为实现利益最大化（舒尔茨，2013）。但是，分散经营模式仍然使农户面临较高的市场信息成本（Svensson and Yanagizawa, 2009），农户依据自身经验和亲友社交网络做出的种植决策存在信息滞后和信息失真的情况（曾亿武等，2019），阻碍了小农户与市场的充分对接。经济作物的生产和经营存在更高的信息门槛（陈义媛，2018），在较高信息获取成本的约束下，农户难以做出符合利益最大化的生产决策，也不能及时调整种植结构以反馈市场需求。近年来，中国的新型基础设施建设在农村地区普及了信息技术，极大地降低了农户的信息获取成本，也拓展了移动通信、互联网等新的信息渠道（Nakasone et al., 2014）。这些都为传统的农业生产注入信息这一新的生产要素。新生产要素会带来农户生产方式的变革（舒尔茨，2013）。农户依据更加充分的市场信息进行生产决策，在利益最大化目标的驱使下，调整过去以粮食为主的单一种植结构，增加收益更高的经济作物的种植比例。因此，本文提出如下研究假说。

H1：新型基础设施建设有助于提高农户经济作物种植占比。

（二）新型基础设施建设影响农户种植结构的机制分析

新型基础设施建设降低信息获取成本，为农户对接市场提供了便利条件。具体而言，新型基础设施建设分别通过降低信息不对称、增强社会资本和缓解融资约束三个渠道，为农户生产和销售农产品提供决策支持，从而影响农户种植结构。

首先，新型基础设施建设通过改善农户与市场之间的信息不对称影响农户种植结构。农产品的生产与消费存在地理空间距离，农产品市场的信息传播往往受到空间距离的限制。农户缺乏必要的信息渠道，在面临较高的信息获取成本时往往成为信息弱势群体，难以获得充分的市场信息，从而制约了农户根据市场信息调整种植结构、获取更高收益的机会。新型基础设施建设能够降低农户获取信息的成本，也能够提升农户获取信息的能力（刘晓倩和韩青，2018），从而打破农户理性决策的信息约束。另外，各类社交平台和电子商务平台的兴起，使得农户能够打破地理障碍，降低对中间商的依赖，以更多元化的渠道获取市场信息、对接消费者（汪阳洁等，2022），从而降低农产品市场的交易成本，促使农户调整种植决策（Aker and Mbiti, 2010），将生产要素更多地分配到收益较高的经济作物种植上，从而改变农户种植结构。因此，本文提出如下研究假说。

H2：新型基础设施建设通过降低信息不对称提高农户经济作物种植占比。

其次，新型基础设施建设通过增强农户社会资本改变农户种植结构。粮食价格受到最低收购价政策的保护，而经济作物产品价格受市场影响较大，农户种植经济作物、调整种植结构会面临更高的经营风险，因此更需要技术支持和风险保障（罗千峰和赵奇锋，2022）。已有研究显示，基于亲缘和地缘关系构建的传统社会网络会为农户筹集资金和应对市场风险提供支持（杨云彦和赵锋，2009）。新型基础设施建设可以从两个维度拓展农户的社会网络，从而有助于缓解农户改善种植结构面临的资金和风险压力。一方面，新型基础设施建设为农户提供高效便利的社交方式，使得农户能够以较低的成本维护和扩大传统社会网络，获取种植经济作物的技术和资金支持。另一方面，新型基础设施建设带来的信息成本降低和信息传输效率提高，也催生了各种数字化社交工具和社交平台，使得农户能够构建基于兴趣、职业和价值观的新型社会网络（何晓斌等，2021），有助于低社会资本农户突破传统的

熟人社交，获得超越原有社会圈层的信息（孙继国和赵文燕，2023），从而得到种植经济作物的资金和技术支持，以对种植结构进行调整。因此，本文提出如下研究假说。

H3：新型基础设施建设通过增强农户社会资本提高经济作物种植占比。

最后，新型基础设施建设通过缓解融资约束影响农户种植结构。相比粮食作物而言，种植经济作物需要投入更多的成本。农户种植经济作物需要购买特定种苗，需要根据经济作物生长特性建设专用的温室大棚、灌溉设备等农业基础设施（张永峰等，2022；谭淑豪等，2023）。因此，农户种植经济作物有更高的融资需求。然而，传统金融机构和农户之间存在信息不对称，农户往往被排除在传统金融服务之外（何婧和李庆海，2019）。随着新型基础设施建设推进和各类支付平台和电商平台的兴起，金融机构可以利用移动支付、大数据等信息技术获取个人的生活缴费和日常消费记录，扩大个人征信信息来源（张勋等，2019），降低了融资服务的信息成本。传统金融部门提供小额贷款存在规模不经济，而数字金融机构能够以非常低的边际成本为农户提供小额贷款，降低了农户获得资金支持的门槛（何婧和李庆海，2019）。因此，本文提出如下研究假说。

H4：新型基础设施建设通过缓解融资约束提高农户经济作物种植占比。

三、模型构建、变量选取与数据来源

（一）模型构建

为精准识别新型基础设施建设影响农户种植结构的程度，本文采用“宽带中国”试点政策实施形成的外生冲击作为代理变量，利用 DID 方法来构建本文的研究模型。由于“宽带中国”不同批次试点政策实施的时间不一致，不适用传统的 DID 模型，因此本文借鉴田鸽和张勋（2022）的做法，构建带有双向固定效应的 Staggered DID 模型，表达式如下：

$$Y_{ict} = \alpha_0 + \alpha_1 D_{ic} \times T_{ct} + \alpha_2 Z_{ict} + \mu_c + \lambda_t + \varepsilon_{ict} \quad (1)$$

(1) 式中： i 代表农户， c 表示农户所在城市^①， t 表示年份。 Y_{ict} 表示农户种植结构，以农户经济作物种植面积占比来衡量。 $D_{ic} \times T_{ct}$ 为是否开始实施“宽带中国”试点政策的虚拟变量，也就是本文的核心解释变量。其中： D_{ic} 表示农户 i 所在城市 c 是否为“宽带中国”政策的试点城市； T_{ct} 为时期变量，如果城市 c 在年份 t 已经开始实施“宽带中国”试点政策，则 $T_{ct}=1$ ，否则 $T_{ct}=0$ 。“宽带中国”试点政策实施的系数 α_1 代表本文关注的新型基础设施建设对农户种植结构的影响效果，具体来说：当 α_1 显著大于 0 时，表明新型基础设施建设提高了农户经济作物种植占比；反之，当 α_1 显著且小于 0 时，说明新型基础设施建设降低了农户经济作物种植占比。 Z_{ict} 表示家庭主事者层面、家庭层面、村庄层面和城市层面的一系列控制变量。 μ_c 和 λ_t 分别表示城市和年份两个维度的固定效应， ε_{ict} 为随机误差项， α_0 为模型常数项， α_2 为控制变量系数。

^① 为叙述方便，本文将直辖市、省会城市、其他地级市和其他地级行政单位（如自治州、盟、地区）统称为城市。

为检验在“宽带中国”试点政策实施前试点地区样本和非试点地区样本是否存在相同的变化趋势，本文采用事件分析法，设定如下模型进行平行趋势检验：

$$Y_{ict} = \alpha_0 + \sum_{k=-5}^3 \alpha_{1k} D_{ic} \times P_{ct}^k + \alpha_2 Z_{ict} + \mu_c + \lambda_t + \varepsilon_{ict} \quad (2)$$

(2) 式将(1)式中的 T_{ct} 用一组虚拟变量 P_{ct}^k 来取代，其中， k 表示当前年份 t 距离城市 c “宽带中国”试点政策实施年份的差值，具体而言： $k=0$ ，表示“宽带中国”试点政策实施的当年； $k=-1$ ，表示政策实施前一年； $k=1$ ，表示政策实施后一年；以此类推， k 的取值为 $\{-5, -3, -2, -1, 0, 1, 2, 3\}$ ^①。如果当前年份 t 与城市 c “宽带中国”试点政策实施年份的差值等于 k ，则 $P_{ct}^k=1$ ，否则 $P_{ct}^k=0$ 。其他变量与(1)式的含义相同。

(二) 数据来源与处理

本文数据来源主要有三个部分。第一，政策数据。“宽带中国”试点信息来自工业和信息化部、国家发展和改革委员会2014—2016年联合公布的三批“宽带中国”示范城市名单。第二，农户微观层面数据。本文农户家庭层面数据与村庄层面数据来自中山大学社会科学调查中心在2012年、2014年、2016年和2018年开展的中国劳动力动态调查(CLDS)数据。该数据覆盖全国除港、澳、台、西藏、海南之外的29个省级行政区域，形成了具有一定时间跨度且覆盖面较广的数据库，满足本文数据对于时间维度和代表性的要求。另外，CLDS提供了丰富的家庭和村庄数据，且能够通过城市行政代码与“宽带中国”试点政策信息、城市宏观经济数据相匹配，更好地将家庭、村庄、城市等多个层面影响农户种植结构的因素纳入考虑范围。第三，宏观经济数据。鉴于CLDS中与农业相关数据反映的是农户上一年的情况，并考虑宏观经济因素对农户种植决策影响的滞后性，本文对城市层面的社会经济变量采用其滞后1年值。城市层面的社会经济变量来自2011年、2013年、2015年、2017年《中国城市统计年鉴》以及各省市统计年鉴，缺失的数据通过查阅各城市相应年份的《国民经济和社会发展统计公报》进行补充。农产品生产者价格指数同样采用滞后1年值，数据来自2011年、2013年、2015年、2017年的《中国农村统计年鉴》。

本文以城市行政代码为标识，将CLDS中的家庭、村庄数据与相应城市的社会经济变量匹配。由于本文的研究对象是农户，因此，本文剔除社区类型为城市居委会的受访家庭，并删除存在变量缺失的样本，最终得到2011年、2013年、2015年、2017年覆盖全国27个省份^②144个地级行政单位的混

^①由于CLDS数据反映的是上一年的情况，所以，对于2014年开始实施“宽带中国”试点政策的城市，2012年、2014年、2016年和2018年4轮CLDS调查获取的是政策实施前3年(2011年)、政策实施前1年(2013年)、政策实施后1年(2015年)和政策实施后3年(2017年)的农户种植结构数据。因此，(2)式中 k 的取值为 $\{-3, -1, 1, 3\}$ 。以此类推，对于2015年开始实施“宽带中国”试点政策的城市， k 的取值为 $\{-4, -2, 0, 2\}$ ；对于2016年开始实施“宽带中国”试点政策的城市， k 的取值为 $\{-5, -3, -1, 1\}$ 。综上所述， k 的取值为 $\{-5, -3, -2, -1, 0, 1, 2, 3\}$ 。

^②在CLDS覆盖的29个省级行政单位中，上海市和青海省没有农村家庭样本，因此，在最终的样本中不含上海市和青海省的样本。

合截面数据，共计 15021 个有效样本。

（三）变量选取及描述性统计

1.被解释变量：农户种植结构。已有研究主要采用三类指标测度微观层面农户或家庭农场等农业经营主体的种植结构。一是种植比例指标，采用农业经营主体经济作物或粮食作物种植面积占比来衡量其种植结构（张宗毅和杜志雄，2015；叶初升和马玉婷，2020；罗千峰和赵奇锋，2022）。二是播种行为，采用是否种植经济作物或是否种植粮食作物的二分变量表示农户种植类型选择（易小燕和陈印军，2010）。三是种植规模指标，采用经济作物或粮食作物种植面积的绝对数值表征农户种植结构（洪炜杰和罗必良，2019）。其中，种植比例指标应用相对广泛，且能够与宏观层面种植结构相互衔接。粮食受到最低收购价政策的保护，相比之下，经济作物受农产品市场波动的影响更大，经济作物种植占比更能够反映农户对接市场的情况。因此，本文选取经济作物种植占比^①测度农户种植结构。具体而言，本文根据 CLDS 中的农户菜地和果园面积及承包农地总面积数据，并借鉴江光辉和胡浩（2021）的做法，从菜地和果园面积及承包农地总面积中剔除弃耕不种的土地面积，计算农户菜地和果园面积占农户实际经营土地总面积的比重，获得经济作物种植占比，以反映农户种植结构。

2.解释变量：“宽带中国”试点政策实施。本文借鉴 Wan et al. (2021) 的做法，将“宽带中国”试点政策实施作为新型基础设施建设的代理变量。一方面，“宽带中国”试点政策属于国家战略，建设方案中包含了试点地区城市和乡村新型基础设施的建设标准，能够从宏观层面反映新型基础设施的建设情况；另一方面，“宽带中国”试点政策覆盖了广泛的城市与乡村地区，有清晰的试点政策实施地区与实施时间，有助于构建本文的实证模型。具体来说，如果样本农户处在“宽带中国”试点城市，且 CLDS 的农户种植情况所属年份是在政策实施时间点后，则将“宽带中国”试点政策实施赋值为 1，否则赋值为 0。结合 CLDS 问卷题项指向的时间与三批“宽带中国”试点城市公布的时间^②，2012 年和 2014 年的 CLDS 数据属于试点政策实施前的数据，2016 年 CLDS 数据是第一批和第二批试点政策实施后以及第三批试点政策实施前的数据，2018 年 CLDS 数据作为全部三批试点政策实施后的数据。

3.控制变量选择。借鉴已有文献（罗千峰和赵奇锋，2022），本文在实证模型中加入家庭主事者、家庭、村庄以及城市层面的一系列控制变量。考虑到 CLDS 数据的特征，且“家庭主事者”是农户家庭生产经营的主要决策者，本文在模型中加入家庭主事者的年龄、性别、婚姻状况和受教育年限作为控制变量。家庭层面控制变量主要包含家庭规模、劳动力占比、收入水平、住房情况、农地经营面积、弃耕面积、是否获得农业补贴。其中，劳动力占比反映的是家庭劳动力资源的丰富程度，借鉴钟甫宁等（2016）的方法采用农户家庭劳动力占比来衡量。在村庄层面，本文控制本村经济水平和本村非农经济情况，并加入本村粮食生产情况控制农户所在村庄的种植传统。在城市层面，本文将城市经济发

^①在所有经济作物中，蔬菜和水果占有较大的种植比例，且地域分布比较广泛。因此，参考叶初升和马玉婷（2020）的做法，本文选用蔬菜和水果种植情况来代表农户经济作物种植情况。本文未将林地面积作为经济作物种植面积纳入分析，一方面是为了排除退耕还林政策对农户种植行为的影响，另一方面是因为 CLDS 中的林地数据没有区分生态林和经济林。

^②三批“宽带中国”试点城市的公布时间分别为 2014 年 9 月、2015 年 10 月和 2016 年 7 月。

展程度、城市金融发展水平、城市非农产业发展水平作为宏观经济变量纳入模型。此外，农户种植结构选择与农产品价格有密切关系，因此本文将经济作物产品价格也作为模型的控制变量，采用省级层面的蔬菜和水果的生产者价格指数平均数来衡量。

本文主要变量的描述性统计见表1。

表1 变量含义与描述性统计结果

| 变量名称 | 变量含义及赋值 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|------------|---|---------|--------|--------|---------|
| 农户种植结构 | 农户菜地和果园面积占家庭实际经营土地总面积的比重（%） | 7.834 | 20.621 | 0 | 100 |
| “宽带中国”试点政策 | 是否开始实施“宽带中国”试点政策：是=1，否=0 | 0.098 | 0.297 | 0 | 1 |
| 年龄 | 调查实施年份减去家庭主事者出生年份（岁） | 53.093 | 12.234 | 3 | 106 |
| 性别 | 家庭主事者性别，男性=1，女性=0 | 0.849 | 0.358 | 0 | 1 |
| 婚姻状况 | 家庭主事者是否结婚：是（包括初婚、再婚、同居）=1，否（包括未婚、离异、丧偶）=0 | 0.906 | 0.292 | 0 | 1 |
| 受教育年限 | 家庭主事者受教育年限（年），研究生=19，本科=16，大专=15，高中=12，初中=9，小学=6，未受教育=0 | 6.702 | 3.635 | 0 | 16 |
| 家庭规模 | 家庭总人数（人） | 4.484 | 2.137 | 1 | 25 |
| 劳动力占比 | 家庭劳动年龄人口数/家庭总人数 | 0.769 | 0.235 | 0 | 1 |
| 收入水平 | 上一年家庭人均收入（万元/人） | 0.851 | 2.313 | 0 | 175.209 |
| 住房情况 | 家庭是否有自有住房：是=1，否=0 | 0.923 | 0.267 | 0 | 1 |
| 农地经营面积 | 家庭人均实际经营的农地面积（亩/人） | 2.983 | 13.036 | 0 | 1100 |
| 弃耕面积 | 家庭弃耕农地总面积（亩） | 0.377 | 3.276 | 0 | 204 |
| 是否获得农业补贴 | 上一年家庭从事农业经营是否获得政府补贴：是=1，否=0 | 0.707 | 0.455 | 0 | 1 |
| 本村经济水平 | 本村上一年人均收入（万元/人） | 0.731 | 0.930 | 0 | 13.348 |
| 本村粮食生产情况 | 本村农业经济收入的主要来源是不是粮食生产：是=1，否=0 | 0.777 | 0.416 | 0 | 1 |
| 本村非农经济情况 | 本村有没有非农经济：有=1，没有=0 | 0.267 | 0.443 | 0 | 1 |
| 城市经济发展程度 | 本市人均地区生产总值（万元/人） | 3.545 | 2.087 | 0.602 | 12.893 |
| 城市金融发展水平 | 本市居民储蓄总额/总人口数（万元/人） | 2.623 | 2.220 | 0.450 | 24.300 |
| 城市非农产业发展水平 | 本市二三产业总产值/地区生产总值×100% | 85.758 | 7.773 | 57.800 | 99.650 |
| 经济作物价格 | 蔬菜和水果生产者价格指数的平均值（以2010年为基期） | 114.676 | 12.499 | 100 | 151.279 |

注：①样本农户中，由于参与劳动的家庭成员年龄上限较高，本文参考韩玉萍（2015）的方法，将劳动力年龄的计算范围拓展为16~70岁；②家庭收入水平与本村经济水平按照以2010年为基期的省级农村居民消费价格指数平减，城市发展程度按照以2010年为基期的各省份GDP平减指数平减，以上三个变量在回归模型中采用对数值。

四、实证结果分析

(一) 农户种植结构变化事实特征

图1(a)显示，在整个研究时期内，试点城市农户的经济作物种植占比上升了3.76个百分点，而非试点城市仅上升不足1个百分点。2011—2015年，试点城市和非试点城市农户种植经济作物的面积占比非常接近，而且均有所上升；2015—2017年，试点城市农户的经济作物种植占比延续了上升趋势，从9.53%上升至10.88%，而非试点城市农户的经济作物种植占比则有所降低，从9.51%降低到7.57%。

图1(b)显示，整个研究时期内，试点城市农户的粮食作物种植占比有所波动，总体下降了1.53个百分点，而非试点城市农户的粮食作物种植占比呈现上升趋势，总体上升了4.09个百分点。2011—2013年，试点城市和非试点城市农户的平均粮食作物种植占比均有所提高。到2015年，试点城市农户的粮食作物种植占比有较大幅度降低，与2013年相比降低超过4个百分点；而非试点城市农户的粮食作物种植占比虽然也有所下降，但仅降低1.85个百分点。到2017年，试点城市和非试点城市农户的粮食作物种植占比又再次提升，但非试点城市的这一占比提升幅度超过4个百分点。总的来看，试点城市农户的粮食作物种植占比在试点政策实施前高于非试点城市，在试点政策实施后低于非试点城市。

上述事实特征说明，试点城市农户种植经济作物的积极性有所提升，反映新型基础设施能够帮助农户对接市场，从而调整种植结构。

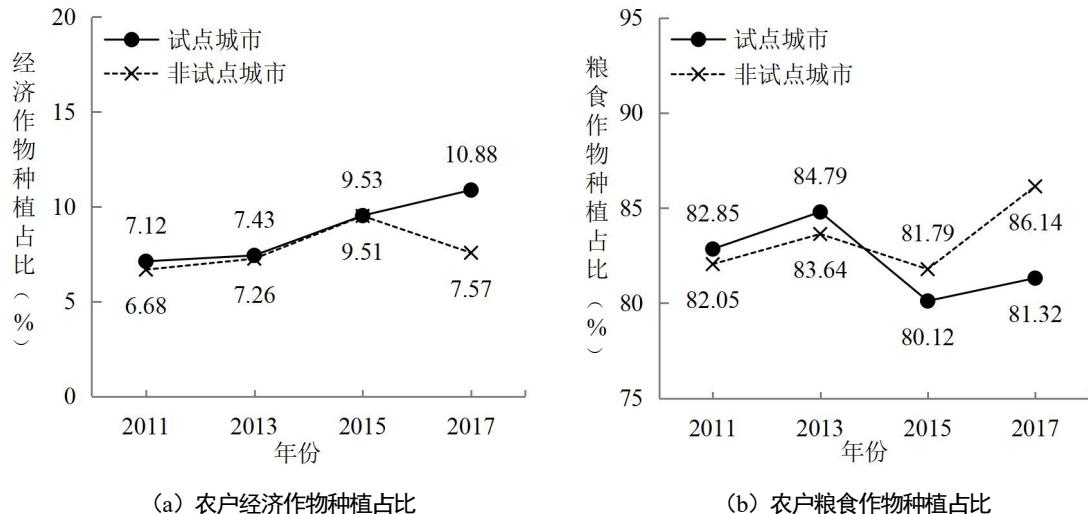


图1 样本农户种植结构变化

(二) 基准回归分析

基准模型的回归结果如表2所示。表2(1)列结果表明，未加控制变量时“宽带中国”试点政策实施在10%水平上显著，且系数为正，说明“宽带中国”试点政策实施使农户经济作物种植占比平均提高约3.52个百分点。表2(2)~(5)列依次增加家庭主事者层面、家庭层面、村庄层面和城市层面的控制变量，核心解释变量的显著性逐步增强，且系数值维持在3.6左右。这表明，新型基础设施

建设提高了农户经济作物种植占比，从而验证了假说 H1。

此外，表 2 的回归结果显示：领取农业补贴对农户经济作物种植占比有较强的负向影响，这可能是由于一些农业补贴项目（如“粮食直补”）主要面向粮食生产行为，从而提高了农户粮食作物种植占比，而降低了农户经济作物种植占比；劳动力占比增加反而降低了农户经济作物种植占比，这可能是由于劳动力丰富的家庭有更多外出务工机会，投入农业生产的劳动力减少，农户更偏好种植对技能和劳动要求较低的粮食作物。在村庄层面，如果粮食生产是本村农业经济收入的主要来源，则农户倾向于延续种植粮食作物的传统，而较少种植经济作物。

表 2 基准回归分析结果

| 变量 | 被解释变量：农户种植结构 | | | | |
|--------------|---------------------------------|---------------------------------|------------------------------------|------------------------------------|------------------------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
| “宽带中国”试点政策实施 | 3.5205 [*] (2.0755) | 3.5215 [*] (2.0703) | 3.5946 [*] (2.0662) | 3.5967 ^{**} (1.8137) | 3.6067 ^{**} (1.7228) |
| 年龄 | | 0.0163 (0.0222) | 0.0167 (0.0216) | 0.0176 (0.0195) | 0.0180 (0.0196) |
| 性别 | | -0.7617 (0.6913) | -0.6740 (0.6768) | -0.5841 (0.6478) | -0.5832 (0.6393) |
| 婚姻状况 | | 0.1381 (0.7329) | 0.3487 (0.7790) | 0.2058 (0.7276) | 0.2024 (0.7262) |
| 受教育年限 | | 0.0830 (0.0609) | 0.0628 (0.0600) | 0.0580 (0.0573) | 0.0613 (0.0573) |
| 家庭规模 | | | 0.0969 (0.1140) | 0.0730 (0.1115) | 0.0754 (0.1122) |
| 劳动力占比 | | | -2.2836 ^{***} (0.8739) | -2.1136 ^{**} (0.8355) | -2.0876 ^{**} (0.8337) |
| 收入水平 | | | 1.6454 [*] (0.8660) | 1.1301 [*] (0.6792) | 1.1067 (0.6753) |
| 住房情况 | | | -0.1897 (1.0529) | -0.0237 (1.0400) | -0.0544 (1.0358) |
| 农地经营面积 | | | 0.0005 (0.0152) | 0.0026 (0.0158) | 0.0025 (0.0159) |
| 弃耕面积 | | | 0.1185 (0.1698) | 0.1175 (0.1642) | 0.1175 (0.1644) |
| 是否获得农业补贴 | | | -2.2581 ^{***} (0.8481) | -2.2772 ^{***} (0.7922) | -2.2618 ^{***} (0.7975) |
| 本村经济水平 | | | | 11.2762 ^{***} (4.1232) | 11.2291 ^{***} (4.1297) |

表2 (续)

| | | | | |
|----------------|---------------------|---------------------|---------------------|------------------------|
| 本村粮食生产情况 | | -5.5882*** | -5.6889*** | |
| | | (1.8357) | (1.8697) | |
| 本村非农经济情况 | | 0.6678 | 0.7433 | |
| | | (1.0565) | (1.0416) | |
| 城市经济发展程度 | | | -10.5619 | |
| | | | (9.2702) | |
| 城市金融发展水平 | | | 1.4045 | |
| | | | (1.3358) | |
| 城市非农产业发展水平 | | | 0.2291 | |
| | | | (0.2686) | |
| 经济作物价格 | | | 0.0616 | |
| | | | (0.0646) | |
| 常数项 | -0.0439 (0.7148) | -0.8685 (1.5884) | -1.3045 (1.8257) | -9.8049*** (3.6674) |
| R ² | 0.1860 | 0.1863 | 0.1902 | 0.2152 |
| 样本量 | 15021 | 15021 | 15021 | 15021 |

注：①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；②括号中为农户所在城市层面的聚类稳健标准误；③年份固定效应和城市固定效应均已控制。

(三) 内生性处理与稳健性检验

1.工具变量法。“宽带中国”试点的确定并非完全随机，会受城市自身发展水平和现有通信设施建设状况的影响，因而使用“宽带中国”试点政策实施作为新型基础设施建设的代理变量来研究其对农户种植结构的影响，无法完全避免这一过程中存在的内生性。本文参考黄群慧等（2019）、田鸽和张勋（2022）的方法，将1984年每百人固定电话数与“宽带中国”试点政策的交互项作为工具变量。一方面，传统通信设施状况会影响城市后续的宽带铺设和使用，从而影响“宽带中国”试点选择，满足工具变量对相关性的要求；另一方面，随着移动通信技术和互联网在农村地区的应用，约40年前的固定电话等传统通信设施与当下农户行为并不相关，满足工具变量对排他性的要求。表3（1）列和（2）列报告了采用2SLS的回归结果，第一阶段工具变量的回归系数在1%的水平上显著为正，表明工具变量确实对“宽带中国”试点城市选择存在显著的正向影响，满足工具变量的相关性要求。表3（2）列中2SLS第二阶段估计结果显示，核心解释变量显著且系数为正^①，说明在考虑了内生性之后，“宽带中国”试点政策实施对农户经济作物种植占比仍存在显著的正向影响。

2.异质性稳健检验。de Chaisemartin and D' Haultfœuille（2020）在理论上指出，当处理效应存在异质性时，交叠DID模型的双向固定效应估计量存在偏误。为缓解这一问题对估计结果的影响，本文使

^①回归结果通过了识别不足检验，并且不存在弱工具变量的问题。

用 Wooldridge (2021) 提出的验证方法, 以非试点城市的农户作为对照组, 采用异质性稳健估计量 JWDID 进行稳健性检验。表 3 (3) 列显示, “宽带中国”试点政策实施仍然能显著提升农户经济作物种植占比。

表 3 工具变量检验与异质性稳健检验

| 变量 | 被解释变量: 农户种植结构 | | |
|-----------------------------|-----------------------|-----------------------|--------------------|
| | (1) 第一阶段 | (2) 第二阶段 | (3) JWDID |
| 1984 年每百人固定电话数×“宽带中国”试点政策实施 | 0.7909*** (0.1051) | | |
| “宽带中国”试点政策实施 | | 5.3991*** (1.9627) | 3.4975* [0.092] |
| 样本量 | 10656 | 10656 | 14807 |
| Kleibergen-Paap rk LM | | 27.8600 [0.0000] | |
| Kleibergen-Paap Wald rk F | | 56.6700 {16.3800} | |

注: ①***和*分别表示 1% 和 10% 的显著性水平; ②() 中为农户所在城市层面的聚类稳健标准误, [] 内为 p 值, {} 内为 Stock-Yogo 弱识别检验在 10% 水平上的临界值; ③1984 年城市每百人固定电话数据存在缺失, 因此, 工具变量的 2SLS 回归模型样本量与基准回归相比有所减少; ④异质性稳健检验采用从未进入试点城市的农户样本作为对照组, 因此进入 (3) 列回归的样本量有所减少; ⑤控制变量同表 2, 估计结果略, 年份固定效应和城市固定效应均已控制。

3. 剔除部分特殊样本。由于“宽带中国”试点政策主要以城市为单位进行试点, 而城市行政等级、经济发展水平、基础设施建设等因素会影响“宽带中国”试点的选择 (田鸽和张勋, 2022)。因此, 统一分析不同类别的城市可能导致结果存在偏误。基于此, 本文剔除位于直辖市与省会城市的农户样本。另外, 根据张宗毅和杜志雄 (2015) 的验证, 当土地经营规模扩大后, 经营主体的经营目的和理念会发生较大变化。本文重点关注小农户种植行为的变化, 没有关注经营规模较大的农场, 因此剔除土地经营规模在 50 亩以上的农户样本, 来降低其对估计结果的干扰。表 4 (1) 列和 (2) 列回归结果显示, 在剔除上述两类特殊样本后, “宽带中国”试点政策实施依然在 5% 的水平上显著且系数为正。上述分析再次说明, 新型基础设施建设会提高农户经济作物种植占比, 从而促进农户种植结构调整。

4. 排除其他政策干扰。在本文的研究期内, “宽带中国”试点政策实施对农户种植结构的影响不可避免会受到同期其他政策的干扰。首先, “宽带乡村”试点工程是“宽带中国”战略的一项重要内容, 前者重点是在试点省份选取示范县, 以促进农村地区信息化的发展。但两项试点政策的实施范围有所重叠^①, 使得基准回归结果受到“宽带乡村”试点工程实施的干扰。因此, 本文在表 4 (3) 列的

^①例如, 四川省眉山市并非“宽带中国”试点城市, 但被纳入“宽带乡村”试点工程, 而绵阳市则均在两项试点政策的实施范围内。

回归中剔除受“宽带乡村”试点工程实施影响的样本^①。其次，电子商务的发展为农产品创造了新的销售渠道，显著影响农户种植结构（方师乐等，2024）。国家发展和改革委员会在2012年、2014年和2016年共计设立了70个国家电子商务示范城市^②，这一同期的政策实施可能使得本文的基准回归高估了“宽带中国”试点政策实施对种植结构的影响。因此，本文在表4（4）列的回归中加入“国家电子商务示范城市”政策实施虚拟变量^③，来排除该政策实施的干扰。上述两个回归结果显示，“宽带中国”试点政策实施仍然显著且系数为正，再次说明基准回归结果的稳健性。

表4 剔除特殊样本和排除其他政策影响

| 变量 | 被解释变量：农户种植结构 | | | |
|----------------------|----------------------|----------------------|---------------------|------------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| | 剔除省会城市和 直辖市的农户样本 | 剔除土地经营规模 较大的农户样本 | 排除“宽带乡村” 试点工程影响 | 排除“国家电子商 务示范城市”政策影响 |
| “宽带中国”试点政策 实施 | 5.3678** (2.3753) | 3.6174** (1.7449) | 4.1485* (2.1413) | 3.6266** (1.7181) |
| “国家电子商务示范 城市”政策实施 | | | | 1.0314 (1.3504) |
| R ² | 0.2238 | 0.2236 | 0.2214 | 0.2159 |
| 样本量 | 11289 | 14635 | 12909 | 15021 |

注：①**和*分别表示5%和10%的显著性水平；②括号中为农户所在城市层面的聚类稳健标准误；③控制变量同表2，估计结果略，年份固定效应和城市固定效应均已控制。

（四）平行趋势检验

本文使用（2）式进行平行趋势检验，估计结果如表5（1）列^④所示。“宽带中国”试点政策实施前，核心解释变量估计系数均不显著。这表明，在试点政策实施前，试点城市和非试点城市农户种植

^①2014年6月，国家发展和改革委员会等三部门公布了一批“宽带乡村”试点工程名单，包括内蒙古自治区、四川省、贵州省、云南省、陕西省和甘肃省。2015年，湖北省、湖南省和重庆市获批实施“宽带乡村”试点工程；2016年，安徽省获批实施“宽带乡村”试点工程。因此，这里删除上述10个省份2015年和2017年的样本。

^②资料来源：《国家发展改革委办公厅关于组织开展国家电子商务示范城市电子商务试点专项的通知》，<https://zfxgk.ndrc.gov.cn/web/iteminfo.jsp?id=1412>；《关于同意东莞市等30个城市创建国家电子商务示范城市的通知》，<https://zfxgk.ndrc.gov.cn/web/iteminfo.jsp?id=1862>；《关于同意大连市等17个城市创建国家电子商务示范城市的通知》，<https://zfxgk.ndrc.gov.cn/web/iteminfo.jsp?id=2690>。

^③样本农户所在城市入选“国家电子商务示范城市”当年及之后，“国家电子商务示范城市”政策实施虚拟变量取值为1，否则取值为0。需要特别说明的是，第三批“国家电子商务示范城市”公布的时间为2016年12月16日，已经接近年末，因此，本文将第三批示范城市入选当年的政策虚拟变量赋值为0，将入选年份之后的政策虚拟变量赋值为1。

^④在回归时需要剔除一期作为基准期，否则模型将产生多重共线性，本文选择试点政策实施前1年作为基准期，并在回归时剔除。

结构存在相同的变化趋势，研究样本满足交叠 DID 模型所需的平行趋势假设。

（五）滞后效应与预期效应检验

前文表 2 报告了新型基础设施建设影响农户种植结构的平均效应，但并未显示试点政策影响的动态过程。从现实来看，各试点城市在“宽带中国”试点政策实施后逐步加大网络宽带建设力度，并提升宽带运行速率，可能导致政策效应存在滞后性。因此，为继续分析试点政策的滞后效应，本文参考叶杰（2024）的做法，在（1）式中引入政策实施当年、政策实施后 1 年至政策实施后 3 年的年份虚拟变量分别与农户所在城市是否为试点城市虚拟变量 D_{ic} 的交乘项，代替核心解释变量。表 5（2）列表明，在政策实施当年、政策实施后 1 年和政策实施后 2 年，“宽带中国”试点政策实施对农户种植结构虽然有一定正向影响但并不显著，在政策实施后 3 年该影响开始显现。这表明，新型基础设施建设对农户种植结构的影响存在滞后效应。

在试点城市公布前，国务院就发布了“宽带中国”战略及实施方案，申报“宽带中国”试点城市的行为可能在城市层面产生一定预期效应。为控制城市层面不可观测因素带来的预期效应，本文借鉴田鸽和张勋（2022）对预期效应的处理方法，在表 5（3）列的回归中进一步控制城市固定效应与政策实施前 1 年虚拟变量的交互项。结果表明，在控制了预期效应之后，新型基础设施建设仍然能够促进农户种植结构调整。

表 5 平行趋势、滞后效应与预期效应检验

| 变量 | 被解释变量：农户种植结构 | | | | | |
|---|---------------|--------|---------------|--------|---------------|--------------|
| | (1) 平行趋势检验 | | (2) 滞后效应检验 | | (3) 预期效应检验 | |
| | 系数 | 标准误 | 系数 | 标准误 | 系数 | 标准误 |
| $D_{ic} \times$ 政策实施前 5 年 | -0.1500 | 2.8072 | | | | |
| $D_{ic} \times$ 政策实施前 4 年 | -3.4722 | 2.6136 | | | | |
| $D_{ic} \times$ 政策实施前 3 年 | -1.6327 | 1.5481 | | | | |
| $D_{ic} \times$ 政策实施前 2 年 | -1.4313 | 2.4375 | | | | |
| $D_{ic} \times$ 政策实施当年 | -1.4604 | 2.0348 | 0.3472 | 1.3718 | | |
| $D_{ic} \times$ 政策实施后 1 年 | 3.7558 | 3.1448 | 4.1649 | 3.0032 | | |
| $D_{ic} \times$ 政策实施后 2 年 | 3.5058 | 2.7841 | 5.1433 | 4.301 | | |
| $D_{ic} \times$ 政策实施后 3 年 | 6.6599* | 3.8855 | 7.0399* | 3.8623 | | |
| “宽带中国”试点政策实施 城市固定效应 \times 政策实施前 1 年 | | | | | 4.4965** | 1.8189 控制 |
| R ² | 0.2169 | | 0.2165 | | 0.2213 | |
| 样本量 | 15021 | | 15021 | | 15021 | |

注：①**和*分别表示 5% 和 10% 的显著性水平；②标准误为农户所在城市层面的聚类稳健标准误；③控制变量同表 2，估计结果略，年份固定效应和城市固定效应均已控制。

(六) 异质性分析

前文分析表明，新型基础设施建设有助于农户对接大市场，调整种植结构。但是，不同农户之间存在信息获取和利用能力的差异，农户所处地区的经济发展水平与市场发育程度也有所区别。本部分根据农户家庭成员受教育程度、家中有无老人以及农户所在地区进行分组回归，考察新型基础设施建设对农户种植结构影响的异质性。

首先，本文选择家庭成员平均受教育年限来反映农户家庭成员受教育程度，并借鉴罗千峰和赵奇锋（2022）的划分方法，以小学学历和初中学历为界（平均受教育年限分别为6年和9年），将样本农户划分为受教育程度低、中、高三类。表6(1)～(3)列回归结果显示，随着家庭成员受教育程度的提高，新型基础设施建设对农户种植结构的影响呈现减弱趋势。这说明，新型基础设施建设改善了农户人力资本相对匮乏所导致的信息弱势状况，在一定程度上弥合了“数字鸿沟”，使得知识水平较低的农户也能够享受信息技术进步的红利，从而通过优化家庭生产要素配置来调整种植结构。其次，本文按照家庭有无70岁以上老人将样本农户分为家中有老人和家中无老人两组进行分组回归。表6(4)列和(5)列回归结果显示，新型基础设施建设对家中无老人的农户的种植结构有显著影响，而对家中有老人的农户的种植结构没有显著影响。这可能是因为，老年人学习和利用新技术的能力较弱，信息素养较低，且照料老年人会占用家庭劳动力，从而使家中有70岁以上老人的农户更愿意维持原有的种植选择。最后，本文根据农户所在地区将样本分为东部、中部、西部和东北地区样本进行分组回归。表6(6)～(9)列结果表明，新型基础设施建设对东部地区农户种植结构的影响最为显著。这可能是因为：东部地区经济相对发达，有多样化的农产品需求，且东部地区相对完善的交通运输条件也便于农产品的运输和销售。而在中西部地区和东北地区，农户种植结构的变化并不显著。这说明，新型基础设施建设对农户种植结构的影响程度与地区经济发展水平及配套服务的完善程度有关。

表6 异质性分析结果

| 变量 | 被解释变量：农户种植结构 | | | | | | | | |
|----------------|----------------------|---------------------|--------------------|----------------------|--------------------|---------------------|--------------------|--------------------|---------------------|
| | 家庭成员受教育程度 | | | 家中有无老人 | | 所在地区 | | | |
| | 低 (1) | 中 (2) | 高 (3) | 无 (4) | 有 (5) | 东部 (6) | 中部 (7) | 西部 (8) | 东北 (9) |
| “宽带中国”试点政策实施 | 4.1210** (1.9900) | 3.1083* (1.7601) | 3.7145 (3.8058) | 4.2517** (1.7938) | 1.3312 (2.3139) | 6.2035* (3.5636) | 1.1964 (2.1927) | 4.0211 (2.8895) | -6.5402 (4.1654) |
| R ² | 0.2303 | 0.2306 | 0.2818 | 0.2321 | 0.2280 | 0.2162 | 0.2435 | 0.2581 | 0.1820 |
| 样本量 | 6796 | 6162 | 2063 | 11374 | 3647 | 4930 | 3673 | 5147 | 1271 |

注：①**和*分别表示5%和10%的显著性水平；②括号中为农户所在城市层面的聚类稳健标准误；③控制变量同表2，估计结果略，年份固定效应和城市固定效应均已控制。

五、机制分析

前文理论分析表明，新型基础设施建设分别通过降低信息不对称、增强社会资本和缓解融资约束三个渠道，为农户农产品的生产和销售过程提供决策支持，从而影响农户种植结构。参考余典范等(2023)

的机制分析方法，本部分采用分组回归的方式，对比“宽带中国”试点政策实施对不同群体影响程度的差异，来验证新型基础设施建设对农户种植结构的影响机制。

（一）降低信息不对称

大中城市是市场信息汇聚的地方，位于大中城市近郊的农户更容易获取农产品市场信息，而远离大中城市的农户则面临更严重的信息不对称（陈勇兵等，2022）。新型基础设施建设能够打破信息传播的空间距离障碍，在远离大中城市的地区更能够发挥信息传播作用，从而更有利提升非城市郊区农户的经济作物种植占比。为验证这一机制，本文按农户是否位于大中城市郊区，将样本划分为非城市郊区和城市郊区两组进行回归。表7（1）列和（2）列显示：非城市郊区组的核心解释变量显著且系数为正，表明新型基础设施建设能够显著提高非城市郊区农户的经济作物种植占比；而城市郊区组的核心解释变量显著且系数为负，这可能是由于城市近郊农户更方便进城务工，从而更偏向于种植劳动力投入较少、便于机械耕作的粮食作物，导致其经济作物种植比例降低（钟甫宁等，2016）。这一结论验证了假说H2，即新型基础设施建设能够通过降低信息不对称促进农户种植结构调整。

（二）增加社会资本

新型基础设施建设提供了高效便利的通信方式，降低维护和拓展社交网络的成本，有助于农户获取调整种植结构的技术支持和风险保障。同时，新型基础设施建设开拓了新的社交方式，在一定程度上替代传统的亲缘、地缘关系网络，使得农户能够获取原有社会网络之外的信息。社会资本水平较低的农户更需要通过新型基础设施建设带来的社交便利性，获取种植结构调整的支持。因此，新型基础设施建设更有可能增强这类农户的社会资本，从而促进其种植结构调整。为验证这一机制，本文计算每年各村庄农户礼品和礼金支出总额的二分位数，将低于和等于二分位数的样本划分为低社会资本组，将高于二分位数的样本划分为高社会资本组。表7（3）列和（4）列显示，新型基础设施建设显著提升了低社会资本组的经济作物种植占比，而对高社会资本组的影响并不显著。由此，假说H3得到验证，即新型基础设施建设通过增加社会资本这一渠道提升农户经济作物种植占比，从而促进农户种植结构调整。

（三）缓解融资约束

种植经济作物对农户有较高的资金要求。新型基础设施建设降低了信息获取成本，为农户寻求资金支持提供了新的渠道，互联网、大数据等技术发展有利于金融机构以较低的成本为农户提供金融服务。高收入农户本身拥有较为充裕的家庭资金，对融资服务的需求较低。而低收入农户通常面临更严重的融资约束，在调整种植结构过程中更需要利用新型基础设施建设带来的融资服务便利性以获取资金，因而新型基础设施建设更有可能缓解这类农户的融资约束，从而促进其种植结构的调整。为验证这一机制，本文计算每年农户实际人均收入的二分位数，将低于和等于二分位数的样本划分为高融资约束组，将高于二分位数的样本划分为低融资约束组。表7（5）列和（6）列分组回归结果显示，新型基础设施建设对高融资约束组农户种植结构有显著的正向影响，而对低融资约束组农户的影响不显著。由此，假说H4得证，即新型基础设施建设通过缓解融资约束促进农户调整种植结构。

表 7

机制分析结果

| 变量 | 被解释变量：农户种植结构 | | | | | |
|----------------|---------------------|-----------------------|----------------------|--------------------|---------------------|--------------------|
| | (1) 非城市郊区 | (2) 城市郊区 | (3) 低社会资本 | (4) 高社会资本 | (5) 高融资约束 | (6) 低融资约束 |
| “宽带中国”试点政策实施 | 3.7387* (1.9042) | -10.3830* (5.4386) | 4.7015** (1.9525) | 1.9714 (2.0937) | 4.0559* (2.0958) | 2.7239 (2.2168) |
| R ² | 0.2108 | 0.3708 | 0.2163 | 0.2688 | 0.1784 | 0.2703 |
| 样本量 | 14130 | 891 | 8495 | 5715 | 7515 | 7506 |

注：①**和*分别表示 5% 和 10% 的显著性水平；②括号中为农户所在城市层面的聚类稳健标准误；③部分被访者未回答礼品和礼金支出总额的问题，因此社会资本分组样本之和不等于总样本量；④控制变量同表 2，估计结果略，年份固定效应和城市固定效应均已控制。

六、结论与启示

本文以“宽带中国”试点政策实施作为新型基础设施建设的代理变量，使用中山大学 CLDS 数据，通过构建交叠 DID 模型，验证新型基础设施建设对农户种植结构的影响。研究结果显示，“宽带中国”政策试点城市的农户经济作物种植占比平均提高约 3.6 个百分点。在使用工具变量法、异质性稳健统计量、剔除特殊样本和排除其他政策影响等检验后，这一结论依然稳健。新型基础设施建设对农户种植结构的影响呈现一定的异质性，对家庭成员受教育程度较低、家中没有老人的农户以及东部地区的农户的影响效果更加显著。进一步的机制分析表明：首先，新型基础设施建设打破信息传播的空间距离障碍，降低信息不对称，从而改变农户生产要素分配决策；其次，新型基础设施建设提供便捷的通信方式和新型社交渠道，增强农户社会资本，有利于农户获得调整种植结构所需的技术支持与风险保障；最后，新型基础设施建设为农户提供便捷的融资渠道，降低金融服务成本，通过缓解融资约束促进农户调整种植结构。新型基础设施建设通过上述三个渠道促使农户调整种植结构，增加农户经济作物种植占比。

本文的政策含义主要有以下几点。第一，坚持推进科技助农、科技兴农的发展方式，充分释放新型基础设施建设带来的信息化红利。既要利用 5G、物联网、大数据等技术，推动农业领域新型基础设施建设，又要加快探索信息技术与农业生产经营方式的深度融合，推动形成智能管理、精准操作、智慧流通、多元发展的现代化农业体系。第二，加快提升农村居民的信息素养，更好地发挥新型基础设施建设成果。在农村地区开展“信息下乡”等技能培训服务，针对农村受教育程度较低的居民和老年群体，提供特色信息技能培训，全面提升农村居民的信息技术应用能力，消弭“数字鸿沟”。第三，拓展惠农信息服务，促进小农户与市场对接。以新型基础设施建设为契机，利用大数据等技术整合各类农业数据信息，建立统一的惠农信息大数据平台，便捷高效地为农户提供惠农政策、市场动态、种植技术、资金借贷等信息服务，进一步降低农户的生产和交易成本，优化农户家庭生产要素配置，从而促进农户种植结构调整。

参考文献

- 1.陈阳、王守峰、李勋来, 2022: 《网络基础设施建设对城乡收入差距的影响研究——基于“宽带中国”战略的准自然实验》, 《技术经济》第1期, 第123-135页。
- 2.陈义媛, 2018: 《农产品经纪人与经济作物产品流通: 地方市场的村庄嵌入性研究》, 《中国农村经济》第12期, 第117-129页。
- 3.陈勇兵、陈永安、王贝贝, 2022: 《金融如何支持创业: 基于城市商业银行设立的自然实验》, 《世界经济》第12期, 第99-128页。
- 4.方观富、蔡莉, 2022: 《数字普惠金融如何影响农业产出: 事实、机制和政策含义》, 《农业经济问题》第10期, 第97-112页。
- 5.方师乐、韩诗卉、徐欣南, 2024: 《电商发展与农村共同富裕》, 《数量经济技术经济研究》第2期, 第89-108页。
- 6.韩玉萍, 2015: 《农户劳动人口就业结构对家庭收入的影响——基于9省729个样本的分析》, 《农业技术经济》第5期, 第13-20页。
- 7.何婧、李庆海, 2019: 《数字金融使用与农户创业行为》, 《中国农村经济》第1期, 第112-126页。
- 8.何晓斌、柳建坤、王轶, 2021: 《电子商务对返乡创业绩效的作用及影响机制研究》, 《研究与发展管理》第2期, 第16-28页。
- 9.洪炜杰、罗必良, 2019: 《农地产权安全性对农业种植结构的影响》, 《华中农业大学学报(社会科学版)》第3期, 第32-40页。
- 10.黄群慧、余泳泽、张松林, 2019: 《互联网发展与制造业生产率提升: 内在机制与中国经验》, 《中国工业经济》第8期, 第5-23页。
- 11.江光辉、胡浩, 2021: 《工商资本下乡会导致农户农地利用“非粮化”吗? ——来自CLDS的经验证据》, 《财贸研究》第3期, 第41-51页。
- 12.李怡、柯杰升, 2021: 《三级数字鸿沟: 农村数字经济的收入增长和收入分配效应》, 《农业技术经济》第8期, 第119-132页。
- 13.刘晓倩、韩青, 2018: 《农村居民互联网使用对收入的影响及其机理——基于中国家庭追踪调查(CFPS)数据》, 《农业技术经济》第9期, 第123-134页。
- 14.罗千峰、赵奇锋, 2022: 《互联网使用对种植结构调整的影响及机制研究——来自CRSS的微观证据》, 《经济问题》第6期, 第103-112页。
- 15.毛凤霞、沈凯月, 2023: 《农村地区数字生产基础设施对种植结构的影响研究》, 《华东经济管理》第9期, 第77-85页。
- 16.邱泽奇、张树沁、刘世定、许英康, 2016: 《从数字鸿沟到红利差异——互联网资本的视角》, 《中国社会科学》第10期, 第93-115页。
- 17.石智雷、杨云彦, 2011: 《外出务工对农村劳动力能力发展的影响及政策含义》, 《管理世界》第12期, 第40-54页。
- 18.舒尔茨, 2013: 《改造传统农业》, 梁小民译, 北京: 商务印书馆, 第32-34页、第149页。
- 19.孙华臣、杨真、张骞, 2021: 《互联网深化与农户增收: 影响机制和经验证据》, 《宏观经济研究》第5期, 第

104-122 页。

20. 孙继国、赵文燕, 2023: 《数字金融素养何以推动农民农村共同富裕》, 《上海财经大学学报》第3期, 第33-46页。
21. 谭淑豪、王硕、叶卓卉、朱永梅、倪坤晓, 2023: 《土地流转会加剧耕地“非粮化”吗? ——基于经营规模的异质性分析》, 《自然资源学报》第11期, 第2841-2855页。
22. 田鸽、张勋, 2022: 《数字经济、非农就业与社会分工》, 《管理世界》第5期, 第72-84页。
23. 汪阳洁、黄浩通、强宏杰、黄季焜, 2022: 《交易成本、销售渠道选择与农产品电子商务发展》, 《经济研究》第8期, 第116-136页。
24. 杨云彦、赵锋, 2009: 《可持续生计分析框架下农户生计资本的调查与分析——以南水北调(中线)工程库区为例》, 《农业经济问题》第3期, 第58-65页。
25. 叶初升、马玉婷, 2020: 《人力资本及其与技术进步的适配性何以影响了农业种植结构?》, 《中国农村经济》第4期, 第34-55页。
26. 叶杰, 2024: 《财政省直管县对县级财政收支平衡的改革效应——对地方财政安全的一种解释》, 《公共管理与政策评论》第2期, 第30-47页。
27. 叶敬忠、豆书龙、张明皓, 2018: 《小农户和现代农业发展: 如何有机衔接?》, 《中国农村经济》第11期, 第64-79页。
28. 易小燕、陈印军, 2010: 《农户转入耕地及其“非粮化”种植行为与规模的影响因素分析——基于浙江、河北两省的农户调查数据》, 《中国农村观察》第6期, 第2-10页。
29. 余典范、龙睿、王超, 2023: 《数字经济与边界地区污染治理》, 《经济研究》第11期, 第172-189页。
30. 曾亿武、陈永富、郭红东, 2019: 《先前经验、社会资本与农户电商采纳行为》, 《农业技术经济》第3期, 第38-48页。
31. 张勋、万广华、张佳佳、何宗樾, 2019: 《数字经济、普惠金融与包容性增长》, 《经济研究》第8期, 第71-86页。
32. 张永峰、王坤沂、路瑶, 2022: 《土地零租金流转与农业生产效率损失》, 《经济经纬》第2期, 第35-45页。
33. 张宗毅、杜志雄, 2015: 《土地流转一定会导致“非粮化”吗? ——基于全国1740个种植业家庭农场监测数据的实证分析》, 《经济学动态》第9期, 第63-69页。
34. 钟甫宁、陆五一、徐志刚, 2016: 《农村劳动力外出务工不利于粮食生产吗? ——对农户要素替代与种植结构调整行为及约束条件的解析》, 《中国农村经济》第7期, 第36-47页。
35. 邹宝玲、洪炜杰、耿鹏鹏, 2024: 《谁在养活中国——基于农户种粮行为决定机理的分析》, 《农业技术经济》第5期, 第4-24页。
36. Aker, J. C., and I. M. Mbiti, 2010, “Mobile Phones and Economic Development in Africa”, *Journal of Economic Perspectives*, 24(3): 207-232.
37. Aker, J. C., 2011, “Dial ‘A’ for Agriculture: A Review of Information and Communication Technologies for Agricultural Extension in Developing Countries”, *Agricultural Economics*, 42(6): 631-647.
38. de Chaisemartin, C., and X. D'Haultfoeuille, 2020, “Two-Way Fixed Effects Estimators with Heterogeneous Treatment Effects”, *American Economic Review*, 110(9): 2964-2996.

- 39.Nakasone, E., M. Torero, and B. Minten, 2014, “The Power of Information: The ICT Revolution in Agricultural Development”, *Annual Review of Resource Economics*, 6(1): 533-550.
- 40.Svensson, J., and D. Yanagizawa, 2009, “Getting Prices Right: The Impact of the Market Information Service in Uganda”, *Journal of the European Economic Association*, 7(2-3): 435-445.
- 41.Wan, J., C. Nie, and F. Zhang, 2021, “Does Broadband Infrastructure Really Affect Consumption of Rural Households?—A Quasi-Natural Experiment Evidence from China”, *China Agricultural Economic Review*, 13(4): 832-850.
- 42.Wooldridge, J. M., 2021, “Two-Way Fixed Effects, the Two-Way Mundlak Regression, and Difference-in-Differences Estimators”, *SSRN Electronic Journal*, https://www.researchgate.net/publication/354015780_Two-Way_Fixed_Effects_the_Two-Way_Mundlak_Regression_and_Difference-in-Differences_Estimators.

(作者单位: ¹中南财经政法大学公共管理学院;
²中南财经政法大学经济学院;
³中南财经政法大学人口与健康研究中心)
(责任编辑: 黄 易)

The Impact of New Infrastructure Construction on Farmers' Planting Structure

SUN Shiyao SHI Zhilei

Abstract: This paper takes the “Broadband China” pilot policy as a quasi-natural experiment and constructs staggered difference-in-differences model based on 2012-2018 China Labor-Force Dynamics Survey (CLDS) data to examine the impact of new infrastructure construction on farmers’ planting structure. The results show that the construction of new infrastructure significantly increases the proportion of cash crops planted by farmers in the pilot areas with an average increase of approximately 3.6 percentage points. A series of tests, including the instrumental variable method, heterogeneity-robust estimator, exclusion of special samples, and exclusion of other policy interferences, confirm the robustness of the results. Heterogeneity analysis shows that the promotion effect of new infrastructure construction on cropping structure adjustment is more pronounced for farmers in low education levels, without elderly members, and in Eastern China. Further mechanism analysis reveals that new infrastructure construction mainly affects farmers’ planting structure through reducing information asymmetry, increasing farmers’ social capital, and alleviating financing constraints. These findings indicate that the construction of new infrastructures has brought farmers the opportunity to interface with modernized markets. Policies should continue to promote the construction of new infrastructure in rural areas, accelerate the integration of new infrastructure and agricultural production and management methods, and guide farmers to rationally allocate household production factors, so as to make the dividends of informatization benefit more farming households.

Keywords: New Infrastructure Construction; Planting Structure; Staggered DID; Broadband China