

WTO 框架下中国农业收入保险补贴的 国际规则适应性研究*

朱 晶^{1,2} 徐 亮¹ 王学君¹

摘要：根据 WTO《农业协定》文本规定以及对相关争端案例裁决结果的分析，本文对中国当前正在试点的农业收入保险补贴措施的国际规则适应性进行了剖析和研判。研究表明，目前正在试点的农业收入保险补贴措施并不能理所当然地被认为是“绿箱”措施，实际上更有可能被视作“黄箱”措施；且其“黄箱”性质的综合支持量会被纳入支持空间相对更稀缺的“特定产品支持”来计算；经测算，在当前的试点运行机制下，玉米收入保险补贴可能的支持水平为 4.76%~5.95%。今后国内农业收入保险补贴措施的设计在适合中国国情的基础上需兼顾国际规则惯例及中国的国际承诺，因此，本文认为，未来中国拓展农业收入保险补贴结构、“渐进式”推广农业收入保险政策，要加深对 WTO《农业协定》中农业保险相关条款的理解，积极参与或推动 WTO 相关规则调整或重构。

关键词：WTO 规则 农业收入保险 “黄箱”措施 适应性

中图分类号：F320 F842.6 **文献标识码：**A

一、引言

在开放市场竞争和国际规则的双重约束下，当前以价格支持为主的粮食生产国内支持政策调整的倒逼机制已经形成，中国正着手探索构建新型农业支持保护政策体系。在“市场定价、价补分离”的总体改革思路中，农业收入保险作为一种不干扰农产品价格形成机制的市场化支持手段，受到格外重视。自 2016 年起，中央“一号文件”已连续五年对建立农业收入保险制度做出重要指示和部署。特别地，2018 年财政部、农业农村部、银保监会联合印发《关于开展三大粮食作物完全成本保险和收入保险试点工作的通知》（以下简称“《通知》”），这一试点工作的启动预示着中国政策性农业保险

*本文研究受国家自然科学基金重点项目“我国粮食供需格局演变与开放条件下的粮食安全政策研究”（编号：71934005）、国家自然科学基金面上项目“劳动成本与资源约束背景下中国农业生产结构变迁与农产品比较优势动态研究”（编号：71673142）和江苏省高校优势学科建设工程资助项目的资助。本文通讯作者：王学君。

的发展方向，更被认为是对未来粮食支持政策调整可能选项的探索与尝试^①。

作为一种新型农业支持保护政策工具，农业收入保险得到了国内外学者的广泛关注，相关研究不断呈现。从已有文献来看，国外学者较早关注农业收入保险，主要就农业收入保险的方案设计（例如 Edwards, 2015; Goodwin, 2015）、费率厘定（例如 Stokes et al., 1997; Goodwin and Hungerford, 2015）以及实施效果评估（例如 Vedenov and Power, 2008）等展开了广泛的研究。国内学者在借鉴国外相关研究的基础上，侧重于关注中国实施农业收入保险的现实需求、前提条件和政策思路（例如方言、张亦弛, 2017; 庾国柱、朱俊生, 2016; 王克等, 2018），以及发达国家农业收入保险的运行机制与运营模式对中国的启示（例如夏益国、刘艳华, 2014; 王学君、周沁楠, 2019）。综合来看，现有国内研究主要立足于中国实际，分析如何合理制定和实施农业收入保险政策，并在更深层次分析如何通过实施农业收入保险来满足国内“保供给、促增收”的政策需求。

然而，需引起格外关注的是，随着中国与世界关联程度的不断提高以及农业对外开放程度的不断加深，今后的农业政策制定不能仅考虑国内问题，还需同时兼顾国际规则、国际惯例和中国的国际承诺（朱晶等, 2018）。特别地，近年来，中国粮食等特定农产品“黄箱”补贴规模持续扩大、剩余空间不断压缩，国内农业补贴制度已受 WTO 规则的实质性约束^②。但目前还少有文献从 WTO 规则适应性的角度研究农业收入保险，尚未就中国试点运行的农业收入保险所涉及的政府补贴是否符合 WTO 规则要求、以及农业收入保险补贴如何适应和规避 WTO 规则的约束等问题展开系统且深入的研究。

农业收入保险补贴的 WTO 规则适应性问题尚未引起高度关注的一个重要原因在于，农业收入保险补贴往往被不加区分地认为是“绿箱”措施，被认为可以不受 WTO 规则约束。事实上，根据 WTO 《农业协定》（下文简称“《农业协定》”）相关规定，农业收入保险补贴只有在满足严苛的前提条件时才可被视作“绿箱”措施；从多数国家的实践来看，农业收入保险补贴实际上大多被视作“黄箱”措施。国内当前试点运行的农业收入保险补贴很大可能会在未来农业支持政策体系中扮演重要角色。但是，对于农业收入保险补贴措施的设计与可视作 WTO “绿箱”措施的补贴条件要求是否相匹配这一问题，国内相关研究相对滞后，这可能会使农业收入保险补贴措施在今后的推进实施过程中与 WTO 的“绿箱”规则存在潜在冲突，给将来部分 WTO 成员国以国内支持规则为由对中国发起国际贸易争端挑战埋下隐患。因此，中国试点的农业收入保险在运行机制设计和推进过程中，迫切需要考量《农业协定》补贴规则的可能制约，评估外部环境变化，做好贸易争端风险规避与应对。

同时需要指出的是，对 WTO 规则的理解并不是完全机械的，适应 WTO 规则不应单方面消极、被动地故步自封，而应该在深入理解相关规则的适应范围和边界、尤其对模糊争议条款和典型判例进

^①根据财政部金融司对《通知》的说明和袁纯清等（2018）的看法，完全成本保险是一种准收入性质的保险，因此，本文着重探讨农业收入保险补贴的 WTO 规则适应性。对《通知》的解读详见：中华人民共和国财政部，2018：《中央财政开展三大粮食作物完全成本保险和收入保险试点》，http://jrs.mof.gov.cn/zhengcejiedu/201808/t20180831_3004020.htm。

^②2019年2月，WTO 发布美国诉中国农业国内支持案件（DS511）的审查结论，裁定中国通过最低收购价政策对小麦、稻谷生产者所提供的国内支持超过了入世承诺。对这一争端案件详细情况的介绍见王学君等（2020）。

行深入剖析的基础上,积极探索并合理利用相关国际规则在国内政策制定方面所给予的空间。事实上,虽然《农业协定》对农业收入保险补贴的支持水平测度给出了相应说明和规定,但由于《农业协定》达成至今已 20 多年,期间农业收入保险的发展十分迅速,相形之下其相关条款的规定就并非那么“严丝合缝”,而是存在着不少进行不同解读的可能性(Glauber, 2015)。例如,政府关于农业收入保险补贴的资金支出如何“归箱”、农业收入保险补贴的支持水平如何具体测算等等,都存在做出诸多不同理解的可能。此外,相关国际贸易争端裁决结果也以案例的形式成为《农业协定》文本特别是其中存在争议条款或模糊条款的重要补充说明。

基于此,本文在对 WTO 关于农业收入保险补贴的国内支持规则和相关争端案例裁决结果进行深度剖析的基础上,试图对中国正在试点的农业收入保险补贴措施与《农业协定》相关规则的适应性做出研判,以期为今后设计适合中国国情且与 WTO 规则相适应的农业收入保险补贴措施提供参考和方案选择依据。

二、《农业协定》关于农业收入保险补贴支持水平测度的规则

近年来,农业收入保险补贴措施在世界范围内越来越多地得到广泛使用,已经成为许多发达国家对农业生产者提供支持的常规手段(Glauber, 2015; Mahul and Stutley, 2010)。国际上相当部分学者将农业收入保险补贴措施的广泛使用归因于政府通过这一方式对农业生产者提供国内支持可在一定程度上免于 WTO 削减承诺^①(例如 Roberts, 2005; Mahul and Stutley, 2010)。然而,可被视作“绿箱”措施的农业收入保险补贴实际上是需要满足严苛的前提条件的,因此,实践中,多数国家在向 WTO 递交的农业国内支持通报文件中仍然不得将其视作有“箱容”限制的“黄箱”措施(Smith and Glauber, 2012)。而在按照“黄箱”措施进行通报时,如何把农业收入保险补贴实施中所涉及的财政支出测度为《农业协定》条款所规定的农业国内支持水平^②,在各国的实践中其实也存在不同的理解与做法,这些都值得深入探究。

(一)《农业协定》关于农业收入保险补贴的“归箱”规则

对于农业保险补贴的“归箱”规则,《农业协定》在其附件 2 第 7 条“收入保险和收入安全网计

^①《农业协定》根据农业国内支持政策对生产或贸易的扭曲程度大小,采用“分箱而治”的方式对不同“箱体”的国内支持政策加以区分约束,并将“国内支持政策”分为“绿箱”“黄箱”和“蓝箱”,另外设置了“发展箱”作为对发展中国家成员的差别待遇。其中的“黄箱”政策被认为具有严重扭曲生产和贸易的作用,WTO 规则要求各成员国做出削减承诺。齐皓天等(2017)指出,国内有相当数量的文献未加区分地将农业收入保险补贴简单地视作“绿箱”措施,并据此认为政府的农业收入保险补贴措施可免于 WTO 削减承诺。

^②《农业协定》规定采用综合支持量(aggregate measurement of support,简称“AMS”)来测算年度“黄箱”措施支持水平,并要求各成员的年度综合支持总量符合其削减承诺。根据《农业协定》第 1.a 和 1.h 条,Total AMS 是以货币来衡量的超过“微量允许”标准的国内支持金额合计,包括所有特定产品的 AMS、所有非特定产品的 AMS 和所有特定产品支持等值。其中,特定产品的 AMS 包括价格支持、不可免除削减的直接补贴、其他不可免除削减的措施和支持等值。

划中政府的资金参与”和第8条“自然灾害救济支付（直接提供或以政府对农作物保险计划资金参与的方式提供）”中进行了说明。《农业协定》附件2“国内支持：免除削减承诺的基础”是对“绿箱”措施标准与规则的描述，所以，这在一定程度上造成了不少文献直接将农业保险补贴理解为都属于“绿箱”措施。而实际上，《农业协定》附件2在列举了可视为“绿箱”措施类型的同时，也严格规定了每种措施适用于农业国内支持免除削减承诺的特定适应标准和条件。也就是说，农业收入保险补贴只有在符合特定标准和条件的情况下才可以被认为是“绿箱”措施。

《农业协定》附件2第7条对农业收入保险补贴是否可被视作“绿箱”措施做了直接说明。该条款对能否被视作“绿箱”措施的农业收入保险补贴的保险对象、保险赔付条件及保险赔付金额都有明确且量化的详细规定。保险对象为：“来源于农业的收入；任何此类支付的数量仅应与收入有关；不得与生产者从事生产的类型或产量有关；不得与适用于此种生产的国内或国际价格有关；也不得与所使用的生产要素有关”。保险赔付条件为“收入损失超过前3年或去掉前5年中最高和最低年收入所确定的3年平均总收入或等量净收入的30%”。保险赔付金额为：“此类支付的数量应补偿生产者在其有资格获得该援助的当年收入损失的70%以下；若一生产者根据本款和第8款在同一年接受两次支付，则此类支付的总额不得超过生产者总损失的100%”等^①。

鉴于WTO的法律体制属于“成文法”架构，任何不满足《农业协定》附件2第7条上述特定标准与条件的农业收入保险补贴均存在不能被视作“绿箱”措施的可能。事实上，在实践中要完全达到这些特定标准和条件有不少难度，以致于很少有WTO成员国能依据附件2第7条的规则，把其所实施的农业收入保险补贴措施按“绿箱”措施向WTO进行通报。美国作为世界上农业收入保险制度最为成熟的国家，其农业收入保险保费收入在2018年达到79.07亿美元，占农业保险总保费的80%，但由于其补贴的实际运作与WTO“绿箱”农业收入保险补贴规则并不完全相符，因此，美国自始至终都没有依据《农业协定》附件2第7条的“绿箱”申报条件对其农业收入保险补贴进行通报，而是按照“黄箱”措施或“绿箱”中的“一般服务支持”（而非“农业收入保险补贴”）类别进行通报^②。日本是另一个农业保险体系较为完善的国家，自2019年1月1日起开始实施农业收入保险制度，其保险对象为农业生产者的整体销售收入，与特定农作物脱钩，并在具体运行机制设计上尽可能与WTO“绿箱”农业收入保险补贴规则保持一致。即使如此，在严格意义上来说，日本的农业收入保险补贴也存在违背“绿箱”措施规定的可能（王学君、周沁楠，2019）。不过，日本暂时还没有向WTO提交2019年农业国内支持的通报，日本究竟将如何对农业收入保险补贴进行“归箱”当前仍不明了。

（二）农业收入保险补贴的支持水平测度规则

鉴于《农业协定》明确给出了农业收入保险补贴可被视作“绿箱”措施的严格条件，WTO成员

^①详见《农业协定》附件2第7条，https://www.wto.org/english/docs_e/legal_e/14-ag_01_e.htm。

^②《农业协定》并未在其附件2第7条以外的文本中对农业收入保险补贴可被视作“绿箱”措施进行说明，因此，美国将部分用于支持农业收入保险的财政支出依据《农业协定》附件2第2条“一般服务支持”进行通报的做法值得商榷，对此，笔者将在下文进行分析与探讨。

国对于将不符合“绿箱”措施标准和条件的农业收入保险补贴视作“黄箱”措施基本上没有异议。但是，在农业收入保险补贴的“黄箱”措施支持水平计算方面，各国在具体的实践中存在不同理解与做法。有关差异主要指向哪些用于农业收入保险补贴的财政支出应纳入 AMS 来计算，以及具体的财政支出究竟是应以“特定产品支持”来计算还是以“非特定产品支持”来计算^①。从规则角度而言，按前者计算占用的是十分有限的特定产品的额度空间，而按后者计算面临的却是额度大得多的允许空间，因此，即使是同样将农业收入保险补贴视作“黄箱”措施，在不同的支持水平测算方式下，对于合规与否的判断也会差别很大。

下文将首先对政府用于支持农业收入保险的财政支出状况进行分类概述，在此基础上根据《农业协定》文本及相关争端案例裁决结果，对这些不同类别的财政支出是否应该纳入 AMS 来计算进行探讨。对于可能应纳入 AMS 加以计算的财政支出项目，笔者将尝试更深入地对其应计入“特定产品支持”还是“非特定产品支持”这一问题做出研判。

1. 政府用于支持农业收入保险的财政支出

农业保险市场存在市场失灵问题，在没有政府补贴的情况下很难形成，因此，世界各国普遍对农业保险实行补贴。从各国实践来看，农业收入保险作为农业保险的高级形态，其财政支出项目构成基本与一般农业保险相同，因此，下文将对政府用于支持农业收入保险和一般农业保险的财政支出一并进行分析。

虽然不同国家和地区的农业保险补贴项目不尽相同，但政府针对种植业保险提供的资金基本包括保费补贴、经营管理费用补贴、再保险补贴、灾害损失评估补贴和其他补贴（例如研发、培训）等（Mahul and Stutley, 2010）。这些财政支出又可以分为针对农业生产者的补贴、针对经营农业保险的保险公司的补贴以及其他财政支出。如表 1 所示，政府对农业生产者进行保费补贴的做法较为普遍，约有 63% 的被调查国家通过这种形式来支持农业保险的发展；对经营农业保险的保险公司进行补贴的方式则较少被采用，仅有 32% 和 16% 的被调查国对保险公司的再保险活动和经营管理费用进行补贴。另外，还有少部分国家在灾害损失评估、农业保险产品研发、农户保险意识培养和保险公司员工培训方面提供资金支持。作为世界上农业收入保险体量最大且运行机制最为完善的国家，美国在农业收入保险补贴方式方面具有一定的代表性。根据美国农业部风险管理局（risk management agency，简称“RMA”）披露的财务报表，美国农业保险的财政直接成本^②主要包括对农业生产者的保费补贴、对保险公司的

^①根据《农业协定》条款，WTO 用 AMS 测度“黄箱”政策的支持水平，其中，“特定产品的综合支持量”是以货币表示的、向基本农产品提供且有利于该产品生产者的年度支持水平；“非特定产品的综合支持量”是以货币表示的、不向基本农产品提供但有利于广大农业生产者的年度支持水平。详见朱满德、程国强（2015）。

^②RMA 并没有将农业收入保险和其他农业保险的财政成本分开来统计，但是，由于其不同保险品种的补贴项目较为统一，且近十年来农业收入保险是主要产品，因此，以农业保险补贴的财政支出整体状况来反映政府用于农业收入保险补贴的财政支出具有一定的代表性。详细财务报表可参阅：RMA: “Program Budget”, <https://www.rma.usda.gov/en/About-RMA/Program-Budget>。

经营管理费用补贴和根据《标准再保险协议》给予保险公司的承保损益^①。此外，美国对农作物保险补贴的财政支出还包括人员工资、资金成本等间接成本，这一成本由于所占份额较小，在 2016 年之后没有再被披露。

表 1 2008 年世界银行对种植业保险实施国家财政支出的调查

| 发展水平或区域 | 国家数 (个) | 保费补贴 (%) | 经营管理费用 补贴 (%) | 损失评估补贴 (%) | 再保险补贴 (%) | 其他补贴 (研发、 培训补贴, %) |
|------------|------------|-------------|------------------|---------------|--------------|-----------------------|
| 发展状况 | | | | | | |
| 高收入 | 21 | 67 | 24 | 14 | 52 | 38 |
| 中等偏上 | 18 | 56 | 6 | 0 | 22 | 39 |
| 中等偏下 | 19 | 74 | 21 | 5 | 21 | 53 |
| 低收入 | 5 | 40 | 0 | 0 | 0 | 60 |
| 区域 | | | | | | |
| 非洲 | 8 | 63 | 0 | 0 | 13 | 38 |
| 亚洲 | 10 | 70 | 40 | 20 | 70 | 70 |
| 欧洲 | 21 | 67 | 10 | 5 | 38 | 29 |
| 拉丁美洲与加勒比地区 | 20 | 60 | 10 | 0 | 5 | 45 |
| 北美洲 | 2 | 100 | 100 | 50 | 100 | 100 |
| 大洋洲 | 2 | 0 | 0 | 0 | 0 | 50 |
| 所有国家 | 63 | 63 | 16 | 6 | 32 | 44 |

注：数据来源于 Mahul and Stutley (2010)。

2. 应纳入综合支持量计算的农业收入保险补贴项目

农业收入保险补贴作为其他不可免除的措施，《农业协定》在附件 3 “国内支持：综合支持量的计算”中对其支持水平的计算方式给出了说明，即“此类措施的综合支持量应使用政府预算支出计算”。而在 2002 年巴西诉美国陆地棉补贴案 (DS267) 发生之前，美国对农业保险补贴的支持水平的通报是从农业生产者净得角度加以计算的^②。在巴西诉美国陆地棉补贴案中，巴西提出美国应该按照政府对陆地棉提供的保费补贴而不是净赔付额来衡量保险补贴水平，WTO 专家小组最终也采纳了这种衡量

^①承保损益是指根据《标准再保险协议》在保险业务账簿上各项财务收入抵补各项财务支出后的利润或亏损。如果保险承保业务亏损了，保险供应商将向联邦农作物保险公司支付其所承保的损失部分；如果保险业务获得承保利润，保险供应商则可从联邦农作物保险公司获得利润分成。例如，2012 年美国农业保险赔付金额超过总保费 63.38 亿美元，保险供应商承担 13.16 亿美元，剩余的 50.22 亿美元由财政承担；2009 年美国农业保险获利 37.30 亿美元，保险供应商从政府拿走了 22.99 亿美元的利润分成。

^②从农业生产者净得角度计算的总支持金额为保险总赔付金额减去农业生产者自付的那部分保费，也就是说，最终计入 AMS 的农业收入保险补贴项目是农业生产者从政府得到的净赔付额。

农业保险补贴的支持水平的方式^①。这一案件的裁决结果也间接印证了这一点：“黄箱”农业收入保险补贴作为一种不可免除削减的措施，其年度支持水平的测度可能应当从财政支出的角度来计算。

从财政支出的角度来说，WTO 各成员国有关农业收入保险的全部补贴项目从规则文本来看均应纳入 AMS 来计算。目前，在实践中，WTO 各成员国对于将给予农业生产者的保费补贴纳入 AMS 来计算的做法没有争议，而对于是否需要将给予经营农业保险的保险公司的补贴等其他财政支出一并纳入 AMS 来计算，则存在明显分歧。事实上，政府对经营农业保险的保险公司进行补贴的做法是非常普遍的。这主要是因为经营农业保险存在高额的运营成本（包括农业保险公司的经营管理费用、再保险费用、灾害损失评估、人员工资等），如果没有政府的补贴，保险公司势必要以增加保费的形式将这笔费用转移给农业生产者，而过高的保费又会降低农业生产者的投保意愿（Hazell, 1992; Goodwin and Smith, 1995; Goodwin et al., 2004; Glauber, 2015）。实施农业收入保险补贴措施的多数 WTO 成员国虽在实践中给予保险公司运营成本补贴，但所通报的数据并没有将保费补贴以外的补贴项目纳入 AMS 来计算。例如，从 2008 年开始，美国将政府行政运营费用、政府给予保险公司的经营管理费用补贴和承保损益视作“绿箱”措施中的“一般服务支持”来通报，没有纳入 AMS 来计算。这一做法由于并不能完整地反映出美国政府对农业保险的资金支持，已在反补贴与反倾销案件中受到了他国的挑战（Glauber, 2015）。例如，2009 年，中国对原产于美国的进口白羽肉鸡产品发起反补贴调查，并主张美国对作为白羽肉鸡上游饲料的玉米的保险补贴额应采用保费补贴加上经营管理费用补贴的方式来计算。在这种计算方法下，玉米保险补贴额将占用更多属于“黄箱”AMS 的农业保险补贴空间。

3. 应计入“特定产品支持”还是“非特定产品支持”的综合支持量

对于可能应纳入 AMS 加以计算的农业收入保险补贴，究竟应该计入“特定产品支持”还是“非特定产品支持”，《农业协定》文本中并没有给出明确规定。根据已有贸易争端的审查结论，WTO 成员国基本认可基于特定作物的保费补贴应计入“特定产品支持”，但是，对于政府给予保险公司的补贴等其他财政支出应该以何种方式计入，目前在实践中还没有一致性结论。

(1) 关于农业收入保险的保费补贴。WTO 成员国在早期的农业国内支持通报中，一般将“黄箱”类别的保险保费补贴通报为“非特定产品支持”，例如日本、加拿大、美国等。面对 WTO 其他成员国（欧盟、印度、澳大利亚等）对这种通报方式的质疑，这些国家给出的解释是：对于所有可获得保险的作物，保险条款通常是相同的，保险参数是统一的，且任何符合参保条件的农业生产者均可以参与农业保险（WTO, 1999; 2008）。然而，由于不同作物在生产经营过程中面临的风险水平不同，保费补贴水平也不同，WTO 成员国将“黄箱”类别的保险保费补贴按照“非特定产品支持”来通报并不完全合理（Orden et al., 2011）。在巴西诉美国陆地棉补贴案中（DS267），美国就曾辩称保险补贴

^①尽管当时美国通报的农业保险支持水平为净赔付额，但是，审查期美国政府对陆地棉提供的保费补贴与净赔付额仅相差 2100 万美元，在最终计算农业保险支持水平时两种计算方式的金额相差不大，因此，美国并没有对巴西提出的计算方式提出异议。这一补贴案的详细信息可参阅 WTO 相关文件（https://www.wto.org/english/tratop_e/dispu_e/cases_e/ds267_e.htm）。

并非针对棉花这一作物，而 WTO 专家小组在审阅了巴西提交的证据后，认为美国陆地棉保险限定了承保对象、保费补贴水平，该保险补贴不具有“非特定性”。在 2005 年加拿大对美国玉米补贴发起的反补贴与反倾销调查案^①中，加拿大当局也以美国对不同作物提供了不同比例的保费补贴水平为由驳回了美国关于玉米保险补贴具有“非特定性”的说法（Canada Border Services Agency, 2006）。这些国际贸易争端发生后，大部分 WTO 成员国逐渐认同可能应将基于特定作物的保费补贴从计入“非特定产品支持”改为计入“特定产品支持”。例如，美国在 2014 年承认农作物保险计划（除全农场收入保险外）具有“特定性”，并在其当年提交的 2012 年国内支持通报文件中开始将作物保险（除全农场收入保险外）的保费补贴按照“特定产品支持”进行通报^②。然而，仍有部分国家坚持将农业保险保费补贴按照“非特定产品支持”进行通报，例如，加拿大就将全部农业保险保费补贴按照“非特定产品支持”来通报。从某种意义上说，加拿大的做法存在与 WTO 农业国内支持的通报规则相冲突的可能，在未来很有可能会招致其他 WTO 成员国根据国内支持规则对其发起国际贸易争端挑战。

(2) 关于农业收入保险的其他财政支出。当前，农业收入保险保费补贴以外的其他财政支出是否应该计入 AMS 尚存在争议，在此基础上再进一步讨论这类财政支出应计入“特定产品支持”还是“非特定产品支持”的分析因此就比较少。不过，从规则一致性的角度来说，在其他财政支出需要被视作“黄箱”措施的情况下，这些财政支出如果是与特定作物相挂钩的，就应计入“特定产品支持”；而如果不针对特定作物，则应计入“非特定产品支持”。虽然在目前的实践中还没有任何 WTO 成员国主动按照这种方式进行通报，但是，在相关的贸易争端中，已经有 WTO 成员国基于类似主张，考虑对农业收入保险的其他财政支出采用这一计入方式。例如，在 1999 年加拿大诉美国玉米补贴案中，加拿大就认为应当将美国政府给予保险公司的经营管理费用补贴和承保损益等计入玉米保险补贴总额（Canada Border Services Agency, 2001）。未来，随着基于特定作物的农业收入保险补贴措施在世界范围被广泛使用，政府给予保险公司的补贴和其他财政支出是否应当纳入 AMS 来计算以及以何种方式纳入计算，将受到越来越多的关注，也有很大可能会成为部分 WTO 成员国根据国内支持规则发起国际贸易争端挑战的新导火索。

三、中国试点的农业收入保险补贴的 WTO 国内支持规则适应性

按照《关于开展三大粮食作物完全成本保险和收入保险试点工作的通知》的部署，本轮（2018～

^①WTO 现有制度中，适用于处理由农业国内支持引发的贸易争端的依据除了《农业协定》外，还有《补贴与反补贴协定》，两者虽有不同，但在测度国内支持水平的分析逻辑是基本一致的。因此，加拿大对美国玉米补贴发起的反补贴与反倾销调查案的审查结果，对于理解保险补贴是应计入“特定产品支持”还是应计入“非特定产品支持”具有一定参考价值。

^②2017 年 1～2 月，美国又向 WTO 递交了一系列修订通报，将 2008～2011 年的保费补贴从计入“非特定产品支持”改为计入“特定产品支持”。

2020年)试点工作同时开展完全成本保险和收入保险试点^①。鉴于玉米主产区已经取消了临时收储政策,玉米价格被完全放开,中央决定在辽宁省和内蒙古自治区各选两个县来开展玉米收入保险试点^②。

《通知》在其附件1《三大粮食作物完全成本保险和收入保险试点工作方案》中对保险标的、保险赔付条件、保险补贴标准等实施方案给出了原则性规定,在保险费率等具体参数设定上则允许试点地区根据本地实际设定。基于此,在下文中,对当前试点的农业收入保险所涉政府补贴与WTO国内支持规则适应状况的分析主要依据《通知》中实施方案的规定,而对于《通知》中未涉及的保险费率等具体参数,则以内蒙古自治区扎鲁特旗的玉米收入保险试点做法为参照。

为深入了解玉米收入保险的试点运行状况,笔者于2020年1月对内蒙古自治区扎鲁特旗这一试点县进行了调研,并获取了相关资料与数据。从调研情况来看,扎鲁特旗政府自接到《通知》以来,积极推进玉米收入保险相关试点工作,由于《通知》下发相对较晚,在时间上错过了2018年玉米种植周期,所以,当地的玉米收入保险试点工作实际开始于2019年。在玉米收入保险运行机制的具体设计上,扎鲁特旗政府基本按照《通知》的要求进行部署。保险责任为:在约定的保险期间内,由自然灾害所造成的产量下降或市场波动所造成的价格下降,导致玉米实际每亩收入低于保险金额视为保险事故发生,保险公司按照保险合同的约定进行赔偿。试点地区玉米收入保险的其他基本条款见表2。

表2 2019年扎鲁特旗试点实施的玉米收入保险的基本条款

| 保险要素 | 具体释义 | 保险要素 | 具体释义 |
|-------------------|--------------|-------------------|------------------------|
| 适应对象 | 扎鲁特旗全体农户 | 承保机构 | 人保财险内蒙古分公司 |
| 投保方式 | 由村集体经济组织统一投保 | 保险期间 | 2019年6月10日至2019年11月30日 |
| 保障程度 | 玉米产值的85% | 保险标的 | 玉米(水浇地玉米、旱地玉米) |
| 保险费率 | 水浇地8%;旱地10% | 保险金额 ^a | 水浇地玉米870元/亩;旱地玉米510元/亩 |
| 相对免赔 ^b | 0 | 保费补贴比例 | 中央财政40%;内蒙古自治区财政30% |

注: a 具体操作上,扎鲁特旗政府依据各乡(镇、苏木)的土壤墒情、气候条件等影响玉米种植的因素,将全旗地块划分为南部、中部和北部3个地块产量等级,每个地块等级又按照水浇地、旱地进行了区分,最终按照不同地块不同标的的历史产量情况,得到了6组保险金额。保险金额=约定平均亩产×目标价格×保障程度,表中仅呈现了水浇地和旱地的最高保险金额。b 扎鲁特旗政府严格遵守《通知》规定,没有设置保险绝对免赔。

资料来源:根据笔者调查资料整理得到。

(一) 中国试点的农业收入保险补贴的“归箱”分析

根据上文的分析,农业收入保险补贴被视作“绿箱”措施需满足《农业协定》附件2第7条在保险对象、保险赔付条件、保险赔付金额等方面给出的特定要求。

^①《通知》给出了完全成本保险和收入保险的定义:完全成本保险指保险金额覆盖物质与服务费用、人工成本和土地成本等农业生产总成本的农业保险;收入保险指保险金额体现农产品价格和产量,覆盖农业生产产值的农业保险。

^②根据笔者搜集到的公开资料,辽宁省铁岭县、义县以及内蒙古自治区托克托县、扎鲁特旗在此次最终确定的玉米收入保险试点县(旗)之列。

从保险对象来看,《通知》明确规定中国以玉米为标的开展收入保险试点,这种以特定农作物收入为保险对象的农业收入保险,从条款上来看,与《农业协定》附件2第7条中“不得与生产者从事生产的类型或产量有关”的要求存在一定的出入。

从保险赔付条件来看,《通知》要求玉米收入保险的保障金额不高于玉米产值的85%,且没有规定保险起赔线。在玉米收入保险试点的实际推进过程中,政府设置的保障水平为85%,保险起赔线为零。也就是说,中国试点的玉米收入保险的实际赔付条件为玉米种植户收入损失超过历史收入的15%,这一赔付触发条件远低于《农业协定》附件2第7条“收入损失超过前3年或去掉前5年中最高和最低年收入确定的3年平均总收入或等量净收入的30%”这一规定水平。

从保险赔付金额来看,《通知》并没有对此做出明确的要求,仅规定试点保险产品不得设置绝对免赔,相对免赔不得高于30%。在扎鲁特旗玉米收入保险试点的实际推进过程中,保险公司对保险责任范围内损失实行全额赔偿,赔付水平远高于《农业协定》附件2第7条所规定的“此类支付的数量应补偿生产者在其有资格获得该援助的当年收入损失的70%以下”。

从以上分析可以看出,与《农业协定》附件2第7条所规定的可被视作“绿箱”措施的收入保险补贴标准相比,中国当前农业收入保险的试点方案有一定出入,如按这一试点方案运行,所产生的农业收入保险补贴很有可能会被视作“黄箱”措施^①。

(二) 中国试点的农业收入保险补贴支持水平的可能估算

由于国内对农业收入保险补贴措施的设计与可被视作WTO“绿箱”措施的补贴条件要求有一定出入,中国正在试点的农业收入保险补贴有被视为“黄箱”措施的可能,本文将尝试依据《农业协定》中AMS的测度方式来匡算其年度支持水平,以判断中国用于农业收入保险补贴的财政支出是否符合中国加入WTO时做出的承诺。加入WTO时,中国向WTO承诺所有扭曲贸易和生产的“黄箱”措施支持不超过微量允许,即非特定农产品AMS为不超过农业总产值的8.5%,特定农产品AMS为不超过该产品产值的8.5%。2016年,中国将玉米临时收储政策调整为“市场化收购+补贴”政策,同时将给予种粮农民的直接补贴、农作物良种补贴和农资综合补贴合并为农业支持保护补贴。这意味着,对于玉米这一作物品种而言,可以认为中国目前没有基于特定产品的“黄箱”支持措施,因此,如果以目前试点方案对玉米实施农业收入保险,且补贴被计入“黄箱”措施支持水平,则WTO规则允许空间的“天花板”就是玉米产值的8.5%。基于此,下文将依据目前试点的农业收入保险方案,采用AMS的测度方式来匡算玉米收入保险补贴的支持水平,并评估WTO规则允许空间。

1. 玉米收入保险补贴的支持水平估算: 方法及数据来源

^①与《农业协定》中可被视作“绿箱”措施的收入保险补贴的标准相比,中国当前农业收入保险的试点方案设置了更为宽松的赔付条件和相对较高的赔付金额,并以特定农作物收入为保险对象。随着国内农业经济发展形势和农业保险发展环境的变化,今后中国可能会推广类似日本所实施的全农场收入保险,但是,这种与特定农作物收入脱钩的农业收入保险方案在操作上具有更大难度,如果中国拟实施这种类型的非特定作物保险,就需要开展比此次特定作物保险更为充分的前期论证和试点实践。

如本文第二部分所述，基于特定农作物的农业收入保险补贴涉及的财政支出包括给农民的保费补贴、给保险公司的补贴和涉及农业收入保险的其他财政支出。其中，给保险公司的补贴和涉及农业收入保险的其他财政支出在实践中是否需要计入“黄箱”措施支持水平，以及究竟以何种方式计入还没有一致性结论；而对于政府给农民的保费补贴需要计入“黄箱”措施支持水平这一点，各国在实践中已基本达成共识。

从《通知》和笔者对试点地区的调研来看，财政当前对玉米收入保险的补贴仅限于给农民的保费补贴一项，并没有对经营农业收入保险的保险公司给予补贴，也没有涉及农业收入保险的其他财政支出。因此，对中国当前试点的玉米收入保险补贴的支持水平的测度是相对明确的，可由如下公式表示：

$$AMS\% = \frac{PSTF_t}{VOP_t} \quad (1)$$

(1) 式中， $AMS\%$ 表示玉米收入保险补贴的支持水平， $PSTF$ 为政府给玉米收入保险购买者的保费补贴， VOP 为玉米相关年度产值，下标 t 表示年份。进一步将 $PSTF$ 进行分解，得到：

$$AMS\% = \frac{SI_t \times PRR_t \times PSR_t}{VOP_t} \quad (2)$$

(2) 式中， SI 、 PRR 、 PSR 分别为玉米收入保险的保险金额、保险费率和保费补贴率。其中， SI 一般由农业生产历史产值与一定的保障程度决定。为了避免由标准混乱引起的扯皮现象，《通知》规定“农业生产总成本和产值数据，以最近一期国家发展改革委发布的《全国农产品成本收益资料汇编》为准”。此处的玉米历史产值应以玉米收入保险承保当年可获得的最近一期《全国农产品成本收益资料汇编》中的玉米产值为准。根据调研情况，试点地区关于玉米历史产值的确定与《通知》有所不同，实际是按照玉米过去三年平均产值来确定的。保险金额是单位面积历史产值、当年种植面积和保障程度的乘积，将 SI_t 分解可得到：

$$AMS\% = \frac{PA_t \times ICR_t \times \overline{vop} \times GL_t \times PRR_t \times PSR_t}{PA_t \times vop_t} \quad (3)$$

(3) 式中， PA 表示玉米种植面积， ICR 表示玉米收入保险的保险覆盖率， \overline{vop} 表示玉米过去三年平均单位面积产值， vop_t 表示玉米当年单位面积产值， GL 表示保障程度。

继续将 (3) 式进行约分，最终得到：

$$AMS\% = ICR_t \times GL_t \times PRR_t \times PSR_t \times \frac{\overline{vop}}{vop_t} \quad (4)$$

从 (4) 式可以看出，最终影响玉米收入保险补贴的支持水平 ($AMS\%$) 的变量包括保险覆盖率 (ICR_t)、保障程度 (GL_t)、保险费率 (PRR_t)、保费补贴率 (PSR_t)、玉米过去三年平均单位面积产值 (\overline{vop}) 和玉米当年单位面积产值 (vop_t)。

在上述最终影响 $AMS\%$ 的变量中，出于规避农业保险业务中常见的道德风险的考虑，《通知》规

定,保障程度不高于相应产品产值的 85%,农户自付保费不高于总保费的 30% (即 PSR_t 为 70%),对其他变量则没有给予明确说明。根据笔者对内蒙古自治区扎鲁特旗玉米收入保险试点情况的调研,保险费率依据不同地块(水浇地、旱地)分别设定了 8%和 10%两种。鉴于本文试图讨论当前试点的玉米收入保险补贴的最大可能支持水平,下文主要将玉米收入保险的保险覆盖率设定为 100%^①。 ICR_t 、 GL_t 、 PRR_t 、 PSR_t 四个参数是前定变量,在投保期就可以获知,则 $AMS\%$ 的取值变动范围主要由玉米当年单位面积产值相对于玉米过去三年平均单位面积产值的变动 (vop_t / \overline{vop}) 决定。

2. 估算结果及分析

在给定 $ICR_t=100\%$ 、 $GL_t=85\%$ 、 $PSR_t=70\%$ 、 PRR_t 分别为 8%和 10%^②条件下,根据(4)式,本文按照 vop_t 与 \overline{vop} 两个数值的大小关系,估算了相应的 $AMS\%$ 。

(1) 若 $vop_t \geq \overline{vop}$, 即玉米当年单位面积产值至少不低于玉米过去三年平均单位面积产值时,玉米收入保险补贴的支持水平在适用于中国“黄箱”措施支持水平的允许范围内。在这种情况下,玉米收入保险补贴的支持水平 ($AMS\%$) 最大值发生在 $vop_t = \overline{vop}$ 时,笔者也将以 $AMS\%$ 取最大值为例进行说明。在保险费率分别为 8%和 10%的情况下,玉米收入保险补贴的支持水平 ($AMS\%$) 分别为 4.76%和 5.95%,均未超过 8.5%“黄箱”措施微量允许水平。从图 1 来看,在其他条件不变的情况下,玉米收入保险费率越高,玉米农业收入保险补贴的支持水平就越高。根据测算,只有当保险费率达到 14.3%时,玉米收入保险补贴的支持水平才会超过 8.5%“黄箱”措施微量允许水平。此外,如果把保险覆盖率按照《关于加快农业保险高质量发展的指导意见》中给出的目标——70%来设定,且其他参数不变,则现行保险费率下玉米收入保险补贴的支持水平 ($AMS\%$) 将下降 30% (分别为 3.33%和 4.17%),仅在保险费率高达 20.4%时才会超过“黄箱”措施微量允许水平。

(2) 若 $vop_t < \overline{vop}$, 即玉米当年单位面积产值相对玉米过去三年平均单位面积产值下降时,玉米收入保险补贴的支持水平存在超出 8.5%“黄箱”措施微量允许水平的可能。从图 1 来看,给定保险费率为 8%和 10%两种情况,在玉米当年单位面积产值相对玉米过去三年平均单位面积产值分别下降超过 44%和 30%时, $AMS\%$ 就将超过 8.5%“黄箱”措施微量允许水平。单位面积产值是单位面积产量与销售单价的乘积,而单位面积产量主要由技术进步决定,除重大自然灾害、极端天气等特殊情况下,这一指标从短期来看变化不大^③,所以, vop_t 与 \overline{vop} 的比值关系可近似看作玉米当年销售单价与过去三年平均销售单价间的比值关系。从图 2 来看,1963~2018 年,世界玉米当年销售单价相对过去三年平均销售单价仅在 1986 年、1987 年、2014 年和 2015 年的下降幅度略微超过 30%。这意味着,

^①在对扎鲁特旗的调研中,笔者发现,虽然玉米收入保险的保费比完全成本保险的保费高了不少,但农户对具有高保障水平的玉米收入保险有很高的接受程度。2019 年,当地的玉米种植面积为 145 万亩,玉米收入保险覆盖了 125 万亩,覆盖率达到 86.21%。当然,这与当地政府的大力推广是分不开的。

^②当然,实践中农业收入保险费率需要根据当地实际情况设定,并不会出现全国统一费率的情况,此处仅以 8%和 10%两种费率代表全国农业收入保险的平均费率,以便对农业收入保险补贴可能的支持水平进行估算。

^③根据笔者测算,2015~2018 年,全国玉米当年单位面积产量相对过去三年平均单位面积产量的变化率为 1%~3%。

在当前已经取消玉米临时收储政策以及国内外玉米价格并轨、价格同步波动的情况下，中国玉米当年销售单价相对过去三年平均销售单价下降超 30% 的可能性很低，因此，中国玉米收入保险补贴的支持水平仅在极端情况下存在超入世承诺的可能。

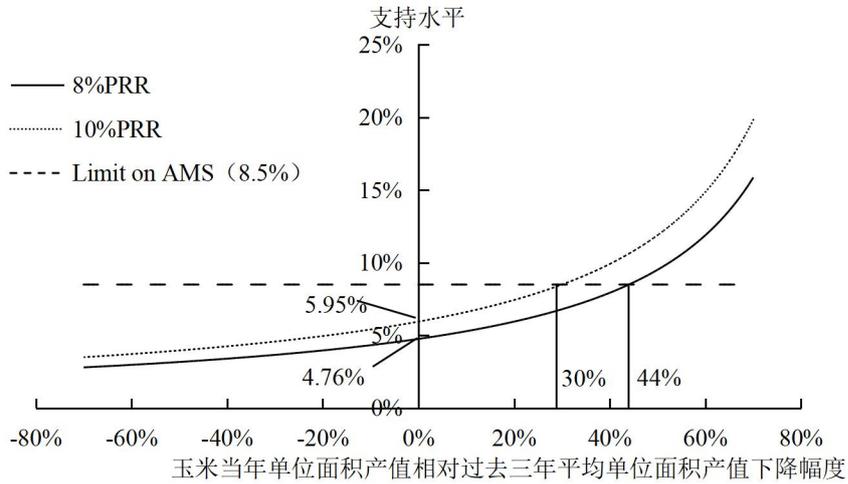


图1 不同保险费率下中国当前试点的玉米收入保险补贴的支持水平变化图

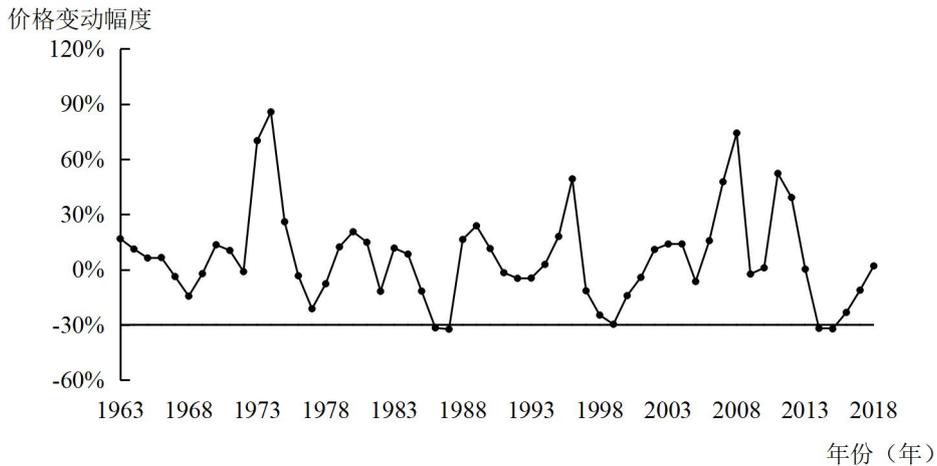


图2 世界玉米当年销售单价相对过去三年平均销售单价变动幅度图（1963~2018年）

注：世界玉米销售单价为美国 2 号黄玉米海湾离岸价。

数据来源：根据 World Bank 商品价格数据计算整理所得。

从上文分析来看，按照当前的运行机制设计，中国正在试点的这种玉米收入保险补贴的支持水平整体而言是符合中国入世承诺的，在中国被允许的国内支持空间中的容纳程度较高。不过，这种基于历史产值的玉米收入保险模式只能保障农民过去三年历史收入的 85%，因此，如果玉米价格处于持续下行周期，则玉米种植户每年的被保险收入理论上会下降，则这一玉米收入保险措施在保障农民收入方面所起的作用将相应地呈趋弱态势。此外，根据以上测算结果可知，这种限定特定产品的农业收入保险补贴会占据玉米“黄箱”规则所允许的大部分支持空间，留给保障玉米种植户收入的其他“黄箱”

支持手段的政策操作空间将受到挤压，导致较难再配套使用其他特定产品支持措施。

（三）中国试点的农业收入保险补贴的可推广性

与玉米已经取消了临时收储政策的状况不同，对稻谷、小麦依然实行的是最低收购价政策，因此，中国当前并未对稻谷和小麦开展农业收入保险试点，而是对其开展完全成本保险试点。下文将就取消和保留最低收购价政策两种情形，讨论中国试点的农业收入保险补贴向稻谷、小麦进行推广的可行性。

1.情景一：取消稻谷、小麦最低收购价政策，实施农业收入保险补贴。在这一情景下，要考虑如下两个方面的问题：第一，在国内外稻谷、小麦存在价差的情况下，取消最低收购价政策并实施农业收入保险补贴可能会导致国内外稻谷、小麦市场价格的并轨，造成稻谷、小麦种植户长期收入下降。从图3来看，2015年7月至2020年2月，稻米、小麦进口到岸价比国内价格分别低21%和25%左右；2019年下半年以来，也仍然有10%和13%左右的价差。国内外价差的存在意味着，从取消最低收购价政策的当年开始，由于农业收入保险仅能依据约定历史产值保障短期收入，如果生产成本没有下降且缺乏其他政策支持，稻谷、小麦种植户的收入便会长期大幅低于历史收入。长期种植收入的下降势必严重打击农户的种粮积极性，威胁中国的粮食安全。第二，若借鉴玉米收入保险补贴的参数设定，在取消稻谷、小麦最低收购价政策并实施农业收入保险补贴的第一年，稻谷、小麦价格的大幅下降将导致其产值也出现大幅下降，需将稻谷、小麦收入保险补贴视作“黄箱”措施，根据（4）式计算出来的农业收入保险补贴的支持水平则有很大可能将超过8.5%的“黄箱”措施微量允许水平。

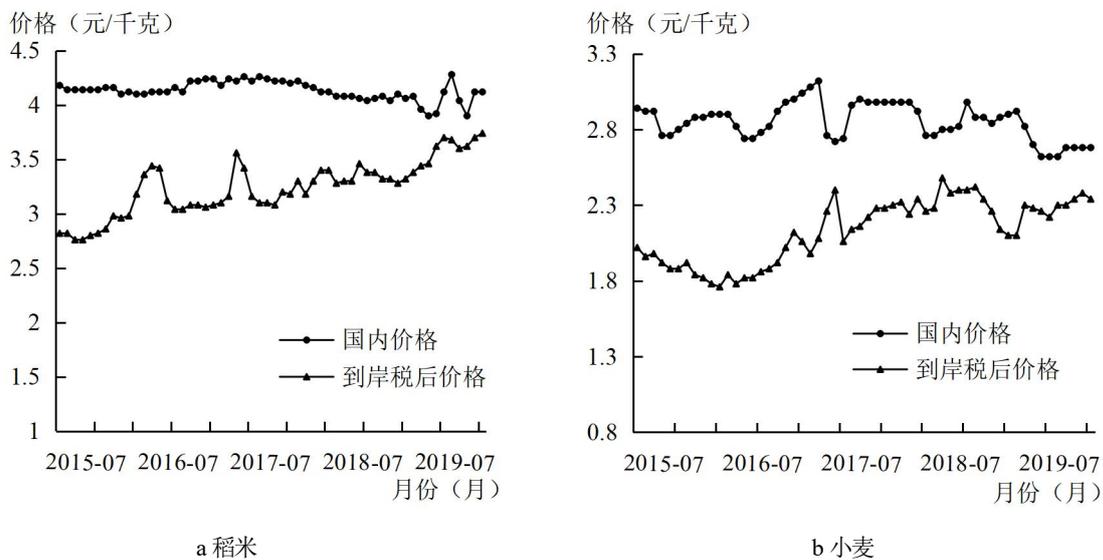


图3 中国与国际稻米、小麦到岸税后价格的比较（2015.07~2020.02）

注：稻米国内价格指全国晚籼米（标一）批发均价，到岸税后价格指泰国曼谷大米（25%含碎率）到岸税后价格；小麦国内价格为广州黄埔港优质麦到港价，到岸税后价格为美国墨西哥湾硬红冬麦（蛋白质含量12%）到岸税后价格；2015年7月份以来的美元汇率按银行当月基准价均价计算。

数据来源：农业农村部市场与信息化司：《农产品供需形势分析月报（大宗农产品）》，<http://zdscxx.moa.gov.cn:8080/misportal/public/dataChannelRedStyle.jsp>。

2.情景二：保留稻谷、小麦最低收购价政策，实施农业收入保险补贴。在此情景下，同样需要考虑如下两方面问题：第一，稻谷、小麦最低收购价政策的实施已经占用了“黄箱”规则所允许的大部分支持空间，若再加上农业收入保险补贴所产生的综合支持量，对稻谷和小麦的国内支持将很有可能超过 8.5%的“黄箱”措施微量允许水平；第二，最低收购价政策本质上是一种价格托底政策，农业收入保险在承保产量下降风险的同时也承保价格下降风险，两种政策同时使用难免会造成政策重合，造成财政资源的浪费。

由此可见，在稻谷和小麦现行支持政策的基础上，如果再实施农业收入保险补贴，将面临违背 WTO 规则的挑战。从历史数据来看，近年来稻谷、小麦主产品的产值基本上与总成本持平（见图 4），价格方面有最低收购价托底，农业生产者仅具有投保自然灾害风险的需求。而国家在本轮同时试点实施的完全成本保险，以农业生产的自然风险为保险责任，其保险金额覆盖了农业生产总成本，可以与最低收购价搭配使用，既能给农户产量波动托底，又能给价格波动托底，具备“准收入”保险的性质。不过，同时需要考虑的是，这种完全成本保险也是受《农业协定》规制的，其具体运行机制设定要与《农业协定》附件 2 第 8 条“自然灾害救济支付（直接提供或以政府对农作物保险计划资金参与的方式提供）”的规定保持一致，其补贴才可被视作“绿箱”措施，否则，也是要满足削减承诺的。因此，中国当前试点的农业收入保险补贴可能暂时还不适合向稻谷、小麦进行推广。

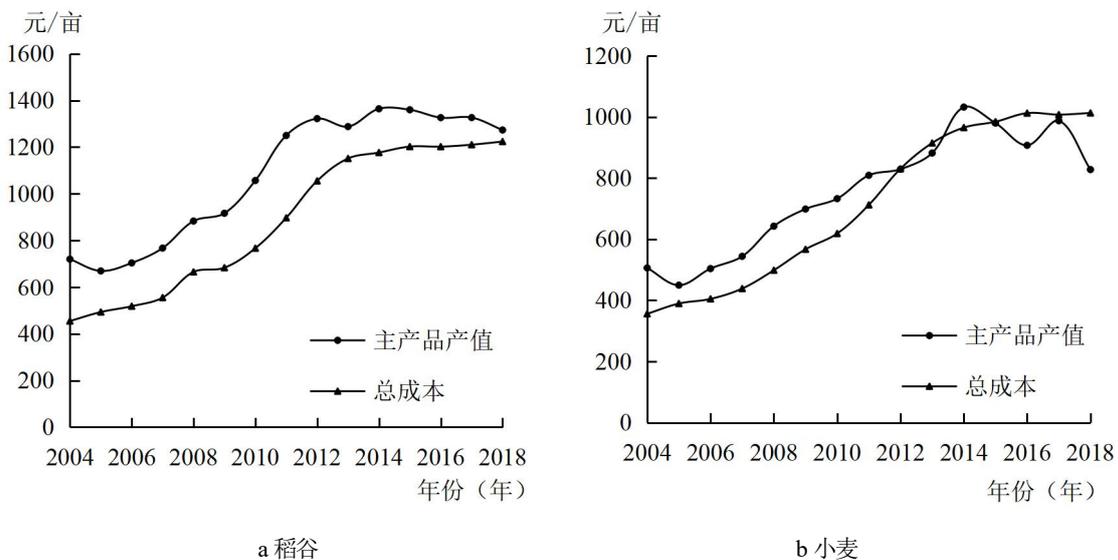


图 4 中国稻谷、小麦主产品产值与总成本变化图（2004~2018 年）

数据来源：国家发展和改革委员会价格司（编）：《全国农产品成本收益资料汇编》（2004~2018 年，历年），北京：中国统计出版社。

四、研究结论与政策启示

农业收入保险补贴作为一种新型农业支持保护政策工具，不同于以往的价格支持、财政支付性补贴等直接干预措施，往往倾向于被认为是更加符合国际惯例且不易引发国际贸易争端的国内支持方式。

国内农业收入保险补贴措施的试点推行,被认为是中国在探索合规性和激励性兼容的农业国内支持政策方面的努力与尝试。然而,实际上,按照《农业协定》的规定,农业收入保险补贴被视作不受额度限制的“绿箱”措施是需要满足较为严格的条件的,中国如何有效设计和评估当前玉米收入保险试点以及政府应当在多大程度、以何种方式给予补贴等具体问题有待做出深入分析与研判。本文结合中国自 2018 年开始试点的农业收入保险,在对《农业协定》相关规定进行深度剖析的基础上,分析了正在试点的农业收入保险补贴措施与 WTO 规则的适应性。本文研究主要得出了以下结论:

第一,按《农业协定》相关条款规定,农业收入保险补贴只有满足一系列明确且量化的前提条件才可被视作“绿箱”措施。中国目前对玉米正在试点的收入保险方案在保险对象、保险赔付条件、保险赔付金额等具体条款上与《农业协定》附件 2 第 7 条的有关规定存在一定出入,因此,按照当前试点方案运行并产生的农业收入保险补贴很有可能被视作“黄箱”措施。

第二,对于被视作“黄箱”措施的农业收入保险补贴,虽然《农业协定》并没有明确规定其综合支持量是应计入“特定产品支持”还是“非特定产品支持”,但根据已有贸易争端的审查结论,WTO 成员国基本认可基于特定作物的保费补贴应纳入“特定产品支持”来计算,而涉及农业保险的其他财政支出应以何种方式计入尚没有一致性结论。当前中国试点的农业收入保险方案明确规定以玉米为保险标的且由财政提供保费补贴,因此,按照当前试点方案运行并产生的农业收入保险补贴更有可能需要基于相对支持空间更稀缺的“特定产品支持”、而非“非特定产品支持”来计算其综合支持量。

第三,虽然按照当前试点方案运行并产生的农业收入保险补贴很有可能被视作“黄箱”措施,但本研究的估算表明,这种农业收入保险补贴的支持水平总体上仍在符合中国入世承诺的范围内,在被允许的国内支持空间中的容纳程度相对较高。从测算结果可知,按照当前运行机制设计的玉米收入保险补贴可能的支持水平为 4.76%~5.95%,离中国被 WTO 规则所允许的“黄箱”规则微量允许水平(8.5%)尚有一定的空间,且仅在玉米当年单位面积产值相比过去三年平均单位面积产值下降 30%~44%这一较低可能性下才会超过“黄箱”规则微量允许水平。但值得注意的是,由于其被纳入“特定产品支持”,这一农业收入保险补贴已占据了适用的特定农产品“黄箱”规则所允许的大部分支持空间,较难再配套使用其他保障玉米种植户收入的特定产品支持措施。

基于上述研究结论,本文得出如下政策启示:

第一,虽然农业收入保险补贴最为理想的实现方式当然是被视作不受限制的“绿箱”措施,但是,考虑到当前 WTO “绿箱”措施的严苛条件以及国内农业发展阶段的限制,将当前试点的农业收入保险补贴按可被视作“绿箱”措施的标准进行调整,在短时间内可能很难实现。不过,中国今后或可考虑通过拓展农业收入保险补贴来释放特定农产品“黄箱”支持的操作空间。目前,财政对农业收入保险的补贴仅限给予农民保费补贴一项,以后或可借鉴部分发达国家的通常做法,考虑适当给予保险公司经营管理费用补贴、灾害损失评估补贴或再保险补贴。参照其他国家向 WTO 提交的农业国内支持通报的做法,给予保险公司的补贴可被视作“绿箱”措施中的“一般服务支持”,这样并不会增加特定农产品的“黄箱”措施补贴水平,却可以通过降低保险公司运营成本来降低保费水平,进而降低政府保费补贴水平,从而通过转移“箱体”的方式,释放特定农产品“黄箱”支持的操作空间。

第二, 此次农业收入保险试点选择玉米为试点对象, 主要是考虑玉米已经取消了临时收储政策, 已形成了充分竞争的市场条件, 国内外市场价格接轨, 具备实施农业收入保险的市场基础。考虑到中国目前仍然对稻谷、小麦实行最低收购价政策, 农业收入保险补贴措施暂时可能还不适合向稻谷、小麦来推广实施。若在对稻谷、小麦实施最低收购价政策的同时还实施农业收入保险补贴措施, 不但两种政策并用会造成财政资源浪费, 而且两种支持政策叠加会使特定农产品的国内支持水平超出中国入世承诺的“黄箱”规则微量允许水平。考虑到稻谷、小麦的口粮属性, 从保障国家粮食安全和市场稳定的角度来看, 对两者实行最低收购价政策的状况暂时还不宜彻底改变。因此, 对稻谷、小麦应继续完善和优化最低收购价措施, 使其从“托市”功能回归“托底”功能, 今后再“渐进式”地进一步探索可行的成本保险方案。

第三, 在中国“开放的大门不会关闭, 只会越开越大”的背景下, 农业对外开放的深度和广度会不断拓展, 国际农产品市场及贸易规则对国内农业政策制定的影响和约束也会日益增强。今后中国农业想要关起门来“调结构、转方式”已不大可能, 适应 WTO 规则约束与避免贸易争端风险已成为今后相关政策制定过程中不容忽视的重要问题。入世以来, 中国农业快速、全面、深度融入世界农业体系, 中国对多边贸易体制涉农领域的 WTO 规则、惯例也有了更深的认知与理解, 但是, 在国内农业政策制定中, 重视考虑国内农业和总体经济的发展变化而对内化 WTO 规则约束的重视程度不足的惯有思维方式仍然存在。2019 年 2 月 WTO 就美国诉中国农业国内支持案件给出的对中国不利的裁决, 就反映出中国制定农业政策的思维需要转型升级以更好地适应开放市场条件的现实需要。虽然以 WTO 为基础的多边贸易体制现在面临单边主义、保护主义和“逆全球化”思潮的冲击和挑战, 但是, 作为当前全球最大、覆盖国家和地区范围最广、最行之有效的多边贸易组织, WTO 的作用和地位很难被轻易取代, 无论是现在还是将来, 无论多边贸易体制是维持现状还是改革调整, WTO 都会在经济全球化、贸易自由化以及全球经济治理中发挥不可替代的重要作用。中国需要对《农业协定》中农业保险相关条款有深入理解, 对后续农业谈判中涉及农业保险条款的可能调整动向做到知晓, 还需要对其相关规则给国内政策制定带来的约束和影响有清晰的预判和估计。这将有助于中国无论是在构建既符合国情又符合 WTO 规则的新型农业国内支持保护政策体系方面, 还是在参与或推动 WTO 相关规则调整或重构方面, 都可以更好地做到深谋远虑和有的放矢。

参考文献

1. 方言、张亦弛, 2017: 《美国棉花保险政策最新进展及其对中国农业保险制度的借鉴》, 《中国农村经济》第 5 期。
2. 齐皓天、徐雪高、朱满德、袁祥州, 2017: 《农业保险补贴如何规避 WTO 规则约束: 美国做法及启示》, 《农业经济问题》第 7 期。
3. 虞国柱、朱俊生, 2016: 《论收入保险对完善农产品价格形成机制改革的重要性》, 《保险研究》第 6 期。
4. 王克、何小伟、肖宇谷、张峭, 2018: 《农业保险保障水平的影响因素及提升策略》, 《中国农村经济》第 7 期。
5. 王学君、周沁楠, 2019: 《日本农业收入保险的实施: 因由、安排与启示》, 《农业经济问题》第 10 期。
6. 王学君、晋乐、朱晶, 2020: 《中美农业国内支持争端: 争议点分析及对今后的启示》, 《农业经济问题》第 5 期。

- 7.夏益国、刘艳华, 2014:《美国联邦农业安全网的演变、特点及发展趋势》,《中国农村经济》第1期。
- 8.袁纯清等, 2018:《让保险走进农民》,北京:人民出版社。
- 9.朱晶、李天祥、林大燕, 2018:《开放进程中的中国农产品贸易:发展历程、问题挑战与政策选择》,《农业经济问题》第12期。
- 10.朱满德、程国强, 2015:《中国农业的黄箱政策支持水平评估:源于WTO规则一致性》,《改革》第5期。
- 11.Canada Border Services Agency, 2001, "Final Determination-Grain Corn", <https://www.cbsa-asfc.gc.ca/sima-lmsi/i-e/ad1242/ad1242f-eng.html>.
- 12.Canada Border Services Agency, 2006, "Concerning the Making of a Final Determination of Dumping and Subsidizing Respecting Unprocessed Grain Corn, Excluding Seed Corn (for Reproductive Purposes), Sweet Corn, and Popping Corn, Originating In or Exported from the United States of America", <https://www.cbsa-asfc.gc.ca/sima-lmsi/i-e/ad1347/ad1347f-eng.html>.
- 13.Edwards, W., 2015, "Average Crop Revenue Election", *Ag Decision Maker Newsletter*, 12(12): 2.
- 14.Glauber, J. W., 2015, "Agricultural Insurance and the World Trade Organization", IFPRI Discussion Paper 1473, <https://ssrn.com/abstract=2688091>.
- 15.Goodwin, B. K., and V. H. Smith, 1995, *The Economics of Crop Insurance and Disaster Aid*, Washington D. C: American Enterprise Institute Press.
- 16.Goodwin, B. K., M. L. Vandever, and J. L. Deal, 2004, "An Empirical Analysis of Acreage Effects of Participation in the Federal Crop Insurance Program", *American Journal of Agricultural Economics*, 86(4): 1058-1077.
- 17.Goodwin, B. K., 2015, "Challenges in the Design of Crop Revenue Insurance", *Agricultural Finance Review*, 75(1): 19-30.
- 18.Goodwin, B. K., and A. Hungerford, 2015, "Copula-based Models of Systemic Risk in U.S. Agriculture: Implications for Crop Insurance and Reinsurance Contracts", *American Journal of Agricultural Economics*, 97(3): 879-896.
- 19.Hazell, P. B., 1992, "The Appropriate Role of Agricultural Insurance in Developing Countries", *Journal of International Development*, 4(6): 567-581.
- 20.Mahul, O., and C. J. Stutley, 2010, *Government Support to Agricultural Insurance: Challenges and Options for Developing Countries*, Washington D. C: World Bank Publications.
- 21.Orden, D., D. Blandford, and T. Josling, 2011, *WTO Disciplines on Agricultural Support: Seeking a Fair Basis for Trade*, Cambridge: Cambridge University Press.
- 22.Roberts, R. A., 2005, *Insurance of Crops in Developing Countries*, Rome: FAO Publications.
- 23.Smith, V. H., and J. W. Glauber, 2012, "Agricultural Insurance in Developed Countries: Where Have We Been and Where Are We Going?", *Applied Economic Perspectives and Policy*, 34(3): 363-390.
- 24.Stokes, J. R., W. I. Nayda, and B. C. English, 1997, "The Pricing of Revenue Assurance", *American Journal of Agricultural Economics*, 79(2): 439-451.
- 25.WTO, 1999, "US Response to Question by the European Union in Connection with Individual Notifications", Committee on Agriculture, https://agims-qna.wto.org/public/Pages/en/ViewQnA_Validated.aspx?officialID=20117&caller=http://agims-qna.

wto.org/public/Pages/en/SearchResult.aspx.

26.WTO, 2008, “Canada Response to Question by Australia in Connection with Individual Notifications”, Committee on Agriculture, https://agims-qna.wto.org/public/Pages/en/ViewQnA_Validated.aspx?officialID=51009&caller=http://agims-qna.wto.org/public/Pages/en/SearchResult.aspx.

27.Vedenov, D. V., and G. J. Power, 2008, “Risk-reducing Effectiveness of Revenue Versus Yield Insurance in the Presence of Government Payments”, *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 40(2): 443-459.

(作者单位: ¹南京农业大学经济管理学院;

²南京农业大学中国粮食安全研究中心)

(责任编辑: 陈秋红)

A Study on the Adaptability of the International Rules of China’s Agricultural Income Insurance Subsidies Under the Framework of WTO

Zhu Jing Xu Liang Wang Xuejun

Abstract: Based on the provisions of the WTO Agreement on Agriculture and the results of relevant dispute cases, this article makes a deep analysis and judgment on the adaptability of the international rules of agricultural income insurance subsidy measures which are currently being piloted in China. The results show that the current pilot income insurance subsidy scheme cannot be regarded as a “green box” measure, but more likely to be treated as an “amber box” measure. The aggregate measurement of support (AMS) of its “amber box” will be classified into the “specific-product support” which is relatively scarce in support space. It is estimated that the possible support level of corn income insurance subsidies designed according to the current operating mechanism is between 4.76% and 5.95%. In the future, the design of domestic agricultural income insurance subsidy measures should take into account the international rules and practices as well as China’s international commitments according to China’s national conditions. This article believes that China will expand agricultural income insurance subsidy structure in the future and gradually promote agricultural income insurance. At the same time, there is a need to deepen the understanding of agricultural insurance-related provisions in the WTO Agreement on Agriculture and actively participate in or promote the adjustment or reconstruction of relevant WTO rules.

Key Words: WTO Rule; Agricultural Income Insurance; Amber Box Measure; Adaptability

省联社干预对农信机构信贷行为和 盈利能力的影晌*

——基于省联社官网信息的文本分析与实证检验

张正平¹ 夏海¹ 毛学峰²

摘要：近年来，“省联社模式”备受诟病，省联社对辖内农信机构的干预几乎成了“众矢之的”，社会各界“去省联社”的呼声越来越高，然而，有关省联社及其作用的实证研究几近空白，省联社模式真的“一无是处”吗？在新一轮农信社改革即将开启之际，为重新审视省联社的作用，本文基于省联社官网信息进行文本分析，采用LDA主题分类模型和熵权法构建了省联社信贷业务关注指数作为省联社干预水平的代理变量，实证检验了省联社干预对农信机构信贷规模、信贷投向和盈利能力的影响。研究表明，一方面，省联社干预扩大了农信机构的信贷规模、提升了涉农贷款和小微贷款投放水平，与此同时也降低了农信机构的盈利能力，损害了其经济利益；另一方面，在不同的地区经济发展水平和产业结构下，省联社干预对信贷规模、信贷投向和盈利能力的影响存在一定的异质性。进一步研究发现，省联社干预可通过信贷规模和信贷投向对农信机构的盈利能力产生不利影响。上述实证结论对进一步认识省联社的作用、深化农信社的改革具有重要意义。

关键词：省联社干预 农信机构 信贷规模 信贷投向 盈利能力

中图分类号：F830.2 **文献标识码：**A

一、引言

自1951年第一家农村信用合作社（简称“农信社”）正式成立以来，农信社的管理权先后经历了“农业银行管理阶段”、“人民银行管理阶段”和“地方政府管理阶段”等若干次演变，农信社已经发展成为农村金融服务的主力军（汪小亚，2009）。2003年，为更好地发挥农信社服务“三农”的金融

* 本文得到国家自然科学基金项目“乡村振兴战略背景下我国农村数字普惠金融的形成机制及其风险治理研究”（批准号：71873011）、“十三五”时期北京市属高校高水平教师队伍支持计划（批准号：CITSTCD20180311）的支持。感谢匿名审稿人和第十七届中国农村金融发展论坛、第十届《金融研究》论坛与会专家对本文的宝贵建议和意见，文责自负。本文通讯作者：毛学峰。

主力军作用，国务院印发了《深化农村信用社改革试点方案》（国发〔2003〕15号），将对农信社的管理权下放给地方政府，并允许其依据辖内实际情况成立省级农村信用社联合社（简称“省联社”），具体承担对辖内农信机构^①的管理、指导、协调、服务等职能（穆争社，2018），随着大部分省份省联社组建完成，农信系统独特的“省联社模式”正式形成。省联社成立之初有效地发挥其职能，在推动农信社改革的同时促进了农信机构的发展，主要表现为缓解农信社内部人控制问题（祝晓平，2005），提升农信系统整体风险控制能力、建立支付平台、完善治理结构，并促进了农信机构服务“三农”水平的提升（张正平和夏海，2019）。

然而，随着我国农村金融改革的深化，2010年银监会提出将农村合作银行全部改制为农村商业银行（简称“农商行”），并鼓励农信社继续改制为农商行。随着越来越多的农信社改制成为拥有清晰的公司治理架构的农商行，其系统性、区域性金融风险已经基本化解，资产质量明显改善，可持续发展能力也持续提升（穆争社，2018），而省联社作为一种过渡性制度安排（曹军新等，2018），逐渐暴露出越来越多的问题，“越位、缺位和串位”现象时有发生，严重影响了农信机构的经营自主权（马九杰和吴本健，2013）。在这种背景下，近年来我国政府高度关注农信体制改革问题，例如，2016到2018年连续三年的中央“一号文件”均直接强调“推进省联社改革”；2019年2月中国人民银行等五部委联合发布的《关于金融服务乡村振兴的指导意见》（银发〔2019〕11号）指出，要“积极探索农村信用省联社改革路径，理顺农村信用社管理体制”，“淡化农村信用省联社在人事、财务、业务等方面的行政管理职能，突出专业化服务功能”；2020年的中央“一号文件”则强调“深化农村信用社改革，坚持县域法人地位”。然而，学界对省联社的作用仍存在较大争议。

从理论层面看，学界对于政府参与金融市场的作用存在两种对立的理论：“发展论”和“政治论”（Porta等，2002；Dinc，2005）。“发展论”认为，政府参与金融市场是有效的，地方政府与当地银行相互依存、相互促进，共同发展（曹廷求等，2006；冯林等，2016）；“政治论”则认为，地方政府会利用行政权力迫使银行为其政绩服务（Berger等，2005；Micco等，2007；Ferri，2009；Foos等，2010）。支持“发展论”的学者认为，省联社模式有助于缓解农商行内部人控制问题（祝晓平，2005），降低农村金融机构整体的服务成本（钱水土和陈鑫云，2015），提升其盈利能力和支农绩效（董玄等，2018），在帮助弱小联社维持基本金融服务（王曙光，2013）的同时，有利于地方政府调集资源服务“三农”、实现正向激励（曹军新等，2018），因此，在经济欠发达的地区，省联社对于弱小联社的作用仍不可替代（王曙光，2013）。而支持“政治论”的学者则认为，省联社模式存在诸多弊端（何广文，2009；蓝虹和穆争社，2016）：省联社建立了直接或者间接控制农信社的渠道（冯兴元，2017），严重制约了农商行的正常运营和发展（王子扶，2015），而且，省联社利用政府赋予的某些权力直接干预农信社经营（何广文，2009），损害了农信社的法人权益（马九杰和吴本健，2013）。因此，应该放弃省联社模式，转型为金融控股集团或者“银行+金融控股”等模式（谢平和刘海二，2019）。那么，省联社干预对农

^① 农信机构是对农村信用社、农村商业银行和农村合作银行三类机构的统称。

信机构的影响究竟是怎样的呢？这正是本文试图回答的问题，其答案不仅关乎对省联社模式的评价，也与农信社改革紧密相关。

从已有文献来看，尽管有不少学者对省联社模式及其作用进行了研究，但令人遗憾的是，这些研究大多是定性的分析或间接的推论，缺乏针对省联社作用与影响的量化分析和直接检验，这可能是省联社的政策导向、战略定位和发展模式没有最终明确（谢宏和李鹏，2019）的重要原因。为此，在新一轮农信社改革即将开启之际^①，有必要重新审视省联社的作用，深入理解省联社与辖内农信机构的关系，为后续改革提供必要的参考。为此，本文使用网络爬虫的方法采集省联社官网信息，并采用 LDA 主题分类模型和熵权法构建了省联社信贷业务关注指数，进而以该指数作为省联社干预的代理变量，实证检验了省联社干预对农信机构的影响。

本文的边际贡献在于：（1）采集省联社官网信息并利用文本分析法定量测度了省联社干预水平，为度量政府干预水平提供了一种新思路；（2）实证检验了省联社干预对辖内农信机构信贷行为（信贷规模、信贷投向）和盈利能力的影响，并进一步检验了省联社干预通过信贷行为对农信机构盈利能力的影响，实现了对省联社作用与影响的直接评估和实证检验；（3）为进一步调和或统一政府参与金融市场的两种对立理论（“政治论”和“发展论”）提供了来自农村金融市场的实证依据。

论文后续安排如下：第二部分为省联社干预的含义及其测度；第三部分为理论分析与假说提出；第四部分为研究设计；第五部分为实证结果及其分析；第六部分为内生性问题与稳健性检验；第七部分为作用机制检验；第八部分是主要结论及政策启示。

二、省联社干预的含义及其测度

（一）省联社干预的含义

1936年凯恩斯出版了《就业、利息和货币通论》，标志着宏观经济学的诞生，国家干预经济理论也因此成为经济学主流（吴大琨等，1991）。在我国，诸多学者围绕国家干预及其影响进行了大量研究（潘红波等，2008；徐朝阳和林毅夫，2012；陈云贤，2019）。行政干预作为国家干预的重要形式和手段，是指政府借助政权力量，依靠自上而下的行政组织制定、颁布、运用政策、指令和计划的方法，实现国家对行政工作的领导、组织和管理（刘萍，2008）；在一些项目治理中，政府往往是主要承担者和参与者，主要通过自上而下、行政命令式的干预方式实现信息的传达和交流（燕艳华等，2020）。

显然，省联社对辖内农信机构的干预是由其特殊的职能定位决定的。省联社经地方政府授权，代表省政府管理、协调和动员社会资源，履行着省政府和监管部门赋予的职能（曹军新等，2018），实际上发挥了“政府部门”的作用（巴曙松等，2007），需要满足地方经济发展的资金需求，更好地实现省级政府的利益诉求（蓝虹和穆争社，2016）。实践中，由于缺乏严格约束和责权划分，省联社可能会成为行政干预的直接渠道（巴曙松等，2007），这种干预主要体现在三个方面：一是通过提名权实施对农

^① 2020年5月初，媒体披露了陕西、河南等省农信体制改革的消息，省联社改革步伐加快。见 https://www.sohu.com/a/396005833_260616?_f=index_pagerecom_20&spm=smpc.content.fd-d.20.1589796900473SLwsmlo。

信机构的高管任免（穆争社，2018）。省联社拥有农信社主要高级管理人员的提名权，并由农信社社员代表大会、理事会、监事会按照等额选举方式完成法律意义上的选聘程序（蓝虹和穆争社，2016）；二是以备案制和派出机构等方式征调农信机构的金融资源（蓝虹和穆争社，2016；汪小亚，2009），或者以“社团贷款”和调剂资金的名义直接或间接地干预农信社的资金运用（汪小亚，2009）；三是利用省级政府赋予的某些权力直接干预农信社的经营（何广文，2009），深度介入农信社的内部管理，成了农村信用社的“组织部”，甚至一级法人（巴曙松等，2007）。因此，省联社干预是客观存在的，在本文中，省联社干预就是指通过人事任命、下达经营指标、设定业务权限、制定发展规划、树立业务典型等方式对农信机构经营活动施加影响的行为。

（二）省联社干预的测度

考虑到省联社对农信机构业务干预的特点，本文借鉴王靖一和黄益平（2018）的思路，采用 LDA（Latent Dirichlet Allocation）主题分类模型对我国 24 家省联社官网上的新闻进行文本分析，提取了七个与农信机构业务和发展相关的主题，以指数的形式定量刻画省联社对其下辖农信机构涉农贷款、小微贷款、扶贫贷款等七类业务的关注度。具体地，省联社业务关注指数的构建流程如图 1 所示，大致包括三个步骤：第一步，利用 Python 实现对省联社官网新闻文本信息的采集，并利用分词技术进行文档解析，构建初始文档库；第二步，采用 LDA 主题分类模型对初始文档库进行文本主题分类；第三步，用第二步中得到的文本—主题概率完成指数的构建^①。

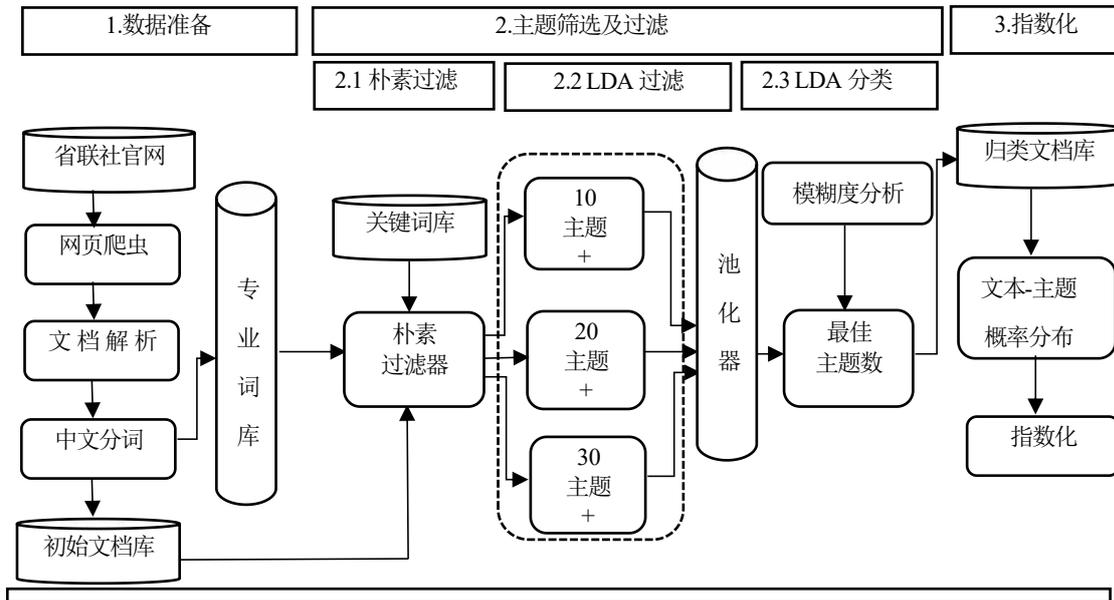


图 1 利用 LDA 主题分类模型构建省联社业务关注指数的流程

注：该图参考王靖一和黄益平（2018）进行绘制。

^① 限于篇幅，我们在正文中没有给出详细的指数构建过程与结果，需要者可向作者索取。

需要说明的是,本文运用文本分析法构建“省联社业务关注指数”,进而以该指数为基础衡量省联社对农信机构业务的干预水平,其合理性在于:

首先,文本分析法是一种挖掘政策信息进行量化分析的成熟方法。一方面,文件是政策信息传播的重要途径(Huang,等,2010),政策文本量化分析的范式在国内的应用已趋于成熟(刘云等,2014;黄萃等,2015),不少文献已经将采集政策信息的范围扩展到互联网领域,例如,邝雄等(2019)利用从中国新闻网与新浪新闻采集的新闻进行文本分析构建了货币政策不确定性指数;张蓓和钟思燕(2019)运用文本分析法解析了澎湃新闻对老年人群体的情感倾向。另一方面,LDA主题分类模型在经济金融领域也有较为成熟的应用。例如,Thorsrud(2020)运用LDA主题分类模型构建了新闻即时经济周期指数;王靖一和黄益平(2018)同时运用LDA和HDP(Hierarchical Dirichlet Process)主题分类模型,从和讯网财经新闻中分离出金融科技主题,构建了金融科技关注指数和金融科技情绪指数。

其次,省联社官网对农信机构业务的“关注”是一种引导式的“间接干预”。我们认为,省联社对农信机构的干预主要有两种形式:一种是直接干预,通过人事任免、指令性任务或业绩考核等方式实现;另一种是间接干预,通过规范性文件、会议甚至舆论导向等方式实现,最常见的形式是指导性意见、发展规划。然而,随着我国市场化进程不断加快,农村金融体制改革不断推进,农村市场结构不断优化,农信机构迈入了一个新的历史阶段(张珩等,2019),公司治理水平也不断提升(马九杰和吴本健,2013),在这种背景下,省联社采用人事任免等方式直接干预辖内农信机构就不可避免地引发了矛盾和冲突^①,这不仅让省联社备受诟病,也促使省联社更加倚重会议、新闻等间接方式进行政策引导。因此,省联社官网披露的信息蕴含着丰富的信息量,体现了省联社实现政策意图的引导式“间接干预”。

最后,主要的省联社业务关注指数与实际业务发展情况具有较强的一致性和相关性。一方面,我们将构建的主要指数与相应的实际业务指标的发展趋势进行了检验,即分别对各省的涉农贷款余额与省联社涉农贷款关注指数、各省的小微贷款余额与省联社小微贷款关注指数、各省的扶贫贷款余额与省联社扶贫贷款关注指数、各省的不良贷款率倒数与省联社信贷风险关注指数从省域和时间两个维度进行对比,结果显示,绝大部分省份的对应指标之间存在较为一致的变动趋势;另一方面,我们还对构建的指数与相应的实际业务指标间的相关性进行了检验,发现它们大都具有较高的相关性系数,这表明省联社业务关注指数在一定程度上反映了省联社对农信机构的干预水平。

三、理论分析与假说提出

(一) 省联社干预与农信机构的信贷规模

Bertay等(2015)认为,由政府产权主导的银行,其信贷行为往往带有更强的政治目标,即银行信贷往往服务于特定的政治目的,这类政治目的通常表现为获得晋升激励或者选举支持。从晋升激励

^① 2016年安徽省联社干预桐城农商行董事长选举,导致桐城农商行董事长缺位数月,严重影响了农商行的人事决策和正常运行;某省联社在2009-2013年出台了“置换”政策,只要老职工买断工龄就可以由其子女顶替其岗位,而不论学历与经验是否达标,这样的政策严重干扰了省内农信机构市场化的用人机制(张正平和夏海,2019)。

的角度看，地方性国家统合主义认为地方政府像公司一样，为了主导和促进地区的经济增长会控制金融机构，以其资金来支持当地工商企业发展（Oi，1992）。因此，政府官员可能在晋升激励下通过干预银行信贷等方式竞争金融资源，以提升地方经济发展水平（纪志宏等，2014）。从选举支持的角度看，Dinc（2005）指出，政府官员会竭力促使银行扩大信贷规模以刺激企业投资，或者降低贷款利率以刺激就业，从而获取更多的选举支持。类似地，省联社作为地方政府授权的派出机构，代表政府管理当地农信机构，很可能会成为地方政府对当地农信机构实施行政干预的“代言人”或直接渠道。正如穆争社和蓝虹（2007）指出的，力求控制尽可能多的金融资源的利益追求是省级政府实施行政干预的巨大诱因。尽管省联社对农信机构的高管任命只有提名权，但如果农信机构的董事会不通过该提名，很可能会在日后的经营中受到省联社的诸多掣肘^①（冯毅和唐航，2014），这为其干预农信机构的信贷行为奠定了坚实的基础。由此可以推测，为响应各级政府的号召，促进“三农”的发展，推进乡村振兴，获得更好的“政绩”，省联社干预的一个重要内容就是促使辖内农信机构扩大信贷规模。据此，本文提出第一个假说：

H1：省联社干预会影响农信机构的信贷规模，促使其增加信贷投放。

（二）省联社干预与农信机构的信贷投向

从理论层面来看，既有研究发现，政府干预会影响商业银行信贷资源的结构配置（蒋岳祥和刘新平，2015）和信贷投放的商业导向（马娟和万解秋，2018），从而可能导致部分银行贷款过度集中和贷款结构不合理（武卓，2018）。李涛和梁晶（2019）指出，农信社贷款与农业经济增长之间有较强的关联性，有助于促进农业经济增长。农商行作为农村金融市场的主体，受地方政府影响，其信贷资源往往流向政府主导的项目（陈雨露和马勇，2010）。因此，省联社干预可能导致农信机构对涉农主体的信贷力度加大。

从现实发展来看，农村信用社改革的主要目的是通过政策扶持，促使农村资金回流，解决农户和农村企业贷款难的问题（王子扶，2015），省联社在这个过程中承担“管理、指导、协调、服务”的职能，需要体现地方政府发展经济、支持“三农”和小微企业的决策目标。与此同时，在各级政府大力推行“乡村振兴”和“精准扶贫”战略的背景下，地方政府为了更好地凸显服务“三农”和小微企业的政绩，势必会促使省联社引导农信机构将更多的信贷资源向涉农主体和小微企业倾斜，助力乡村振兴。因此，农信机构的信贷投向是省联社干预的另一个重要内容。据此，本文提出第二个假说：

H2：省联社干预会影响农信机构的信贷投向，提升其涉农贷款和小微企业贷款投放水平。

（三）省联社干预与农信机构的盈利能力

“政治论”认为，政府在商业银行中持股会通过行使特权为自身谋取利益，从而降低银行绩效（Berger等，2005；Micco等，2007）。正如周月书和韩乔（2016）所指出的，政府在农信社股份制改革的过程中对其股权安排的干预是符合“政治论”的，但这种干预在保持农商行支农力度稳定的同时，

^① 一个间接的证据是，钱先航等（2011）发现，我国大部分城商行被地方政府控制，沦为地方政府的融资平台，丧失了独立性和自主性。

也对其商业可持续发展目标提出了挑战。从短期来看，在省联社模式下，虽然省联社并未直接持有农信机构的股份，但在农信机构的人事任命和财务管理等方面拥有极大话语权，因而很可能影响农信机构的盈利能力；从长期来看，在地方政府的干预下，当贷款企业陷入危机时，银行作为债权人的接管权和索偿权会受到较多制约，如不允许将涉险企业的贷款列入不良贷款，导致银行面临长期的风险隐患（蒋岳祥和刘新平，2015），从而对其盈利能力产生不利影响。据此，本文提出第三个假说：

H3：省联社干预会影响农信机构的盈利能力，降低其资产收益。

进一步地，基于前三个假说，我们有理由推测，省联社干预可能通过影响农信机构的信贷行为（信贷规模、信贷投向）进而影响其盈利能力。一方面，伴随地方官员晋升激励引发的信贷扩张会导致贷款质量明显下降（纪志宏等，2014），虽然这种影响具有一定的滞后性，但的确会导致银行风险水平上升，从而降低银行的盈利能力；另一方面，政府干预促使农信机构投放更多涉农贷款和小微贷款，偏离了银行信贷的最优配置（陈雨露和马勇，2010），可能导致银行利润受到冲击。王金凤等（2015）的研究证实，农信机构的贷款规模、贷款投向和贷款种类对其不良贷款有显著影响。简言之，农信机构的信贷行为可能是省联社干预影响农信机构盈利能力的“作用路径”。据此，本文提出第四个假说：

H4：省联社干预通过影响农信机构的信贷行为，进而降低其盈利能力。

四、研究设计

（一）样本及数据来源

考虑到省联社的干预对象为辖内的农信机构，本文最终搜集整理了2014年到2018年间349家农商行、81家农信社以及2家农村合作银行的相关数据，样本分布区域覆盖了全国除港澳台、云南省、甘肃省、广西壮族自治区、西藏自治区、宁夏回族自治区和直辖市以外的22个省、自治区^①。具体地，数据来源包括四个方面：第一，农信机构官网和省联社官网公布的年报；第二，中国债券网发布的农信机构债券发行评级报告；第三，中国外汇交易网公布的农信机构年报和评级报告；第四，《中国统计年鉴》、《中国金融年鉴》、各省的统计年鉴以及国家统计局等部门网站上的相关数据。

（二）变量选取

1.被解释变量。为了检验假说1，本文选择农信机构的贷款余额作为信贷规模的代理变量。为了检验假说2，选择农信机构涉农贷款余额和小微贷款余额^②（彭建刚和黄宇焱，2017）作为信贷投向的代理变量。2019年，银保监会印发的《关于推进农村商业银行坚守定位 强化治理 提升金融服务能力的意见》提出，县域及城区农商行的涉农贷款及小微企业贷款余额占全部贷款余额的比例应逐年上升。据此，我们选择涉农贷款余额和小微贷款余额的绝对数作为被解释变量进行基准回归，在稳健性检验

^① 其中，陕西102家、四川60家、福建47家、安徽43家、浙江39家、江苏31家、江西25家、山东16家、广东10家、湖北9家、湖南、山西各8家、辽宁、内蒙古各7家、吉林6家、青海4家、贵州3家、黑龙江、河北各2家、新疆、河南、海南各1家。

^② 本文中涉农贷款和小微贷款的统计口径与农商行年报的口径是一致的。

中则选择涉农贷款余额和小微贷款余额占全部贷款余额的比例作为替换的被解释变量进行回归。为检验假说 3 和假说 4，我们选择农信机构的净资产收益率（ROE）作为盈利能力的代理变量（李建军和马思超，2017）。

2.核心解释变量。本文的核心解释变量为省联社对辖内农信机构信贷业务的干预水平，考虑到省联社干预可能同时影响农信机构的信贷规模和信贷质量，因此，我们有必要构建一个“省联社信贷业务关注指数”作为“省联社信贷业务干预水平”的代理变量。为此，我们采用熵权法将前文构建的省联社涉农贷款关注指数、省联社扶贫贷款关注指数、省联社小微贷款关注指数、省联社信贷风险关注指数进行加权，合成得到“省联社信贷业务关注指数”。

3.控制变量。参考相关文献，为了控制省联社干预之外的其他因素产生的影响，本文从宏观和微观两个角度引入了多个控制变量：宏观控制变量包括地区经济发展水平、金融发展水平和产业结构；微观控制变量包括农信机构的规模、公司治理等机构特征变量（郭妍和韩庆满，2019；王秀丽等，2014）。

（三）变量定义

表 1 变量名称、符号及计算方法

| 变量类型 | 变量名称 | 代理变量 | 代理变量符号 | 代理变量的计算方法 |
|--------|--------|-------------|--------|----------------------------|
| 核心解释变量 | 省联社干预 | 省联社信贷业务关注指数 | IND | 采用熵权法对省联社涉农贷款关注指数等四个指数加权合成 |
| 被解释变量 | 信贷规模 | 贷款余额 | LOAN | 年贷款余额 |
| | 信贷投向 | 涉农贷款余额 | AL | 年涉农贷款余额 |
| | | 小微贷款余额 | SMEL | 年小微贷款余额 |
| | 盈利能力 | 资产收益率 | ROE | 净资产收益率 |
| 宏观控制变量 | 地区发展水平 | 经济发展水平 | AGDP | 人均地区生产总值 |
| | | 金融发展水平 | FIN | 地区贷款余额/地区名义 GDP |
| | | 产业结构 | AGR | 第一产业产值/地区名义 GDP |
| 微观控制变量 | 企业规模 | 资产规模 | ASS | 农信机构资产总额 |
| | | 负债率 | DEB | 农信机构负债总额/资产总额 |
| | 公司治理 | 独董比例 | IB | 独立董事占比 |
| | | 股权集中度 | HERF | 前十大股东持股比例 |

（四）模型设定

考虑到模型可能存在遗漏变量问题，本文选择双向固定效应模型进行估计。根据上文的分析，设定模型 1 检验假说 1，设定模型 2 和模型 3 检验假说 2，设定模型 4 检验假说 3。

$$LOAN_{it} = \beta_1 + \beta_{11}IND_{it} + \beta_{12}X_{it} + \beta_{13}F_{it} + Year + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$AL_{it} = \beta_2 + \beta_{21}IND_{it} + \beta_{22}X_{it} + \beta_{23}F_{it} + Year + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$SEML_{it} = \beta_3 + \beta_{31}IND_{it} + \beta_{32}X_{it} + \beta_{33}F_{it} + Year + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$ROE_{it} = \beta_4 + \beta_{41}IND_{it} + \beta_{42}X_{it} + \beta_{43}F_{it} + Year + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中，LOAN 表示信贷规模，AL、SMEL 分别表示涉农贷款规模、小微贷款规模，ROE 是净资产收益率，代表机构的盈利能力，IND 表示省联社对农信机构业务的干预，用省联社信贷业务

关注指数衡量。 X 是微观特征变量，包括机构的资产规模、负债水平、公司治理水平等， F 是宏观特征变量，包括经济发展水平、金融发展水平和产业结构， $Year$ 表示年度效应， μ_i 表示个体效应， ε_{it} 为残差项。

对于假说 4，进一步设定了模型 5、模型 6 和模型 7 分别检验农信机构信贷规模和信贷投向的中介效应。根据温忠麟等（2004）提出的中介效应检验思路，以信贷规模的中介效应检验为例，首先考察省联社干预对农信机构盈利能力的影响（模型 4），如果系数 β_{41} 显著，则继续考察省联社干预对农信机构信贷规模的影响（模型 1）；如果系数 β_{11} 显著，则同时检验省联社干预和信贷规模对盈利能力的影响（模型 5）；如果 β_{51} 和 β_{52} 同时显著，则为部分中介效应；如果 β_{52} 显著， β_{51} 不显著，则为完全中介效应；如果 β_{52} 或 β_{11} 中任何一个不显著，则需要进行 Sobel 检验，结果显著则存在中介效应，结果不显著则不存在中介效应。

$$ROE_{it} = \beta_5 + \beta_{51}IND_{it} + \beta_{52}LOAN_{it} + \beta_{53}X_{it} + \beta_{54}F_{it} + Year + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$ROE_{it} = \beta_6 + \beta_{61}IND_{it} + \beta_{62}AL_{it} + \beta_{63}X_{it} + \beta_{64}F_{it} + Year + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

$$ROE_{it} = \beta_7 + \beta_{71}IND_{it} + \beta_{72}SMEL_{it} + \beta_{73}X_{it} + \beta_{74}F_{it} + Year + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

五、实证结果及分析

（一）描述性统计分析

表 2 报告了各变量的描述性统计分析结果。由表 2 可知，样本农信机构的发展水平差别较大，在信贷总量方面，信贷规模（ $LOAN$ ）最小值为 3.38 亿元，最大值为 3156 亿元；在支农支小方面，涉农贷款余额（ AL ）的均值为 69.99 亿元，最小值为 0.49 亿元，最大值为 1550.56 亿元，小微贷款余额（ $SMEL$ ）均值为 99.12 亿元，最小值为 0.98 亿元，最大值为 1278.18 亿元，这表明样本间差异较大，但整体上对“三农”和小微企业的支持力度还是比较大的；在盈利能力方面，净资产收益率（ ROE ）最小值为 0.0007%，最大值为 4.48%，均值为 0.1439%，盈利能力差异较大，但整体上水平偏低，这可能与农信机构主要服务农村地区客户有关。此外，核心解释变量省联社干预（ IND ）的最小值、最大值与均值之间差距明显，表明各地省联社对辖内农信机构的干预水平也存在较大的差异。

表 2 变量的描述性统计结果

| 变量 | 观测值 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|-------------|------|----------|----------|---------|-----------|
| $LOAN$ (亿元) | 1473 | 151.1882 | 289.3188 | 3.3800 | 3156.0000 |
| AL (亿元) | 814 | 69.9907 | 149.8126 | 0.4925 | 1550.5600 |
| $SMEL$ (亿元) | 437 | 99.1204 | 184.7428 | 0.9800 | 1278.1800 |
| IND | 1823 | 50.2898 | 18.0172 | 0.0000 | 100.0000 |
| ROE (%) | 1210 | 0.1439 | 0.1731 | 0.0007 | 4.4799 |
| ASS (亿元) | 1552 | 383.1036 | 954.6652 | 7.8700 | 9506.1800 |
| DEB (亿元) | 1419 | 0.9194 | 0.0367 | 0.3807 | 1.0662 |
| IB (%) | 1335 | 0.1687 | 0.0818 | 0.0000 | 0.4545 |
| $HERF$ (%) | 1567 | 41.8574 | 14.3295 | 13.9300 | 99.0500 |

(续表 2)

| | | | | | |
|------------------|------|---------|--------|--------|---------|
| <i>AGR</i> (%) | 1758 | 12.7216 | 8.5489 | 0.0362 | 58.6230 |
| <i>FIN</i> (%) | 1572 | 0.9112 | 0.6966 | 0.0119 | 11.0222 |
| <i>AGDP</i> (万元) | 1711 | 5.7946 | 3.8200 | 0.5922 | 32.9029 |

(二) 基准回归结果及分析

在基准回归之前，我们对所有变量进行了相关性检验，大部分变量相关性系数小于 0.5，因此不存在严重的多重共线性问题。为缓解模型异方差问题，回归中采用聚类稳健标准误对标准差进行修正。在模型选择方面，为控制不随时间变化的个体因素以及时间趋势的影响，选择双向固定效应模型进行估计，基准回归的估计结果见表 3。

1.省联社干预对农信机构信贷规模的影响。表 3 第一列报告了模型 (1) 的估计结果。结果显示，省联社干预的系数在 10%的置信水平上显著为正，这表明省联社干预确实促进了农信机构扩大信贷规模，假说 1 得以证实。其可能的原因是：第一，中国农业和农村经济的发展离不开信贷资金的大量投入以及充分的金融服务，但这些依靠遵循商业原则的金融机构是无法满足的 (沈明高等, 2014)；第二，调动本地金融资源促进地区经济增长一直是地方政府的追求，而省联社的存在则为地方政府提供了调动金融资源、发展经济的平台，在实践中表现为省联社组织协调农信社以银团贷款的方式将资金用于支持地方企业发展 (蓝虹和穆争社, 2016)，从而推动了农信机构信贷规模的扩张；第三，由于农信机构承担了地方政府的部分政策性贷款业务，地方财政可能为其提供了利息补贴和还款保障 (田雅群等, 2018)，在这种安排下，省联社干预更容易促进农信机构扩大信贷规模。

2.省联社干预对农信机构信贷投向的影响。表 3 第二列和第三列分别报告了省联社干预对涉农贷款和小微贷款影响的估计结果，结果显示，省联社干预的系数分别在 10%和 5%的置信水平上显著为正，即省联社干预提升了农信机构涉农贷款和小微贷款的投放水平，这与假说 2 是一致的，也印证了纪志宏等 (2014)、陈雨露和马勇 (2010) 的研究结果。这个结果也意味着，为了更好的政绩，省联社的确干预了农信机构的信贷投放方向，从而促使辖内农信机构增强支农支小的力度。上述结果的原因可能是：农信社作为地方政府重要的支农工具 (张珩等, 2019)，其改革必须服从国家战略发展需要，改制后的农商行虽然商业化性质明显，但其服务“三农”的使命没有改变 (王克强等, 2018)，所以省联社仍有必要要求农信机构落实服务“三农”的任务；另一方面，即使部分农信机构出现了“离农”、“脱农”的现象，但由于农信机构难以跨区经营，对本地区市场仍有很强的依赖性 (穆争社, 2018)，在这种情形下，服务“三农”客户和小微企业仍是农信机构业务发展的重点。

表 3 省联社干预对农信机构信贷行为和盈利能力的影响

| | 信贷规模 | 信贷投向 | | 盈利能力 |
|------------|---------------------|---------------------|----------------------|-------------------------|
| | 贷款余额 | 涉农贷款余额 | 小微贷款余额 | 净资产收益率 |
| <i>IND</i> | 1.5541* (1.6918) | 0.1884* (1.7422) | 0.2392** (2.2787) | -0.0015*** (-3.3394) |
| <i>ASS</i> | 0.3681*** | 0.5059** | 0.7632*** | 0.1442*** |

(续表 3)

| | | | | |
|-----------------------|-------------|------------|-------------|-----------|
| | (9.0180) | (2.3524) | (2.7304) | (2.9819) |
| <i>DEB</i> | -260.7444* | -2.9007*** | -189.4536* | -0.0698 |
| | (-1.7884) | (-5.1373) | (-1.8151) | (-0.2140) |
| <i>HERF</i> | -0.1112 | 0.0328* | 1.9331 | 0.0011 |
| | (-0.1253) | (1.7878) | (1.0028) | (0.7024) |
| <i>IB</i> | 161.0514*** | -0.3176 | -115.3738** | 0.1103* |
| | (3.5113) | (-0.8657) | (-2.2366) | (1.8646) |
| <i>AGDP</i> | 0.0542*** | -0.1704** | -0.0046 | 0.0324*** |
| | (6.8642) | (-2.2774) | (-0.4984) | (3.8693) |
| <i>FIN</i> | 14.6130 | -0.0521 | 15.8518* | -0.0078 |
| | (0.9547) | (-0.4331) | (1.8321) | (-0.1977) |
| <i>C</i> | 218.1199* | 1.7851 | -27.2798 | 0.1082 |
| | (1.8182) | (1.3031) | (-0.1213) | (0.3327) |
| 个体效应 | YES | YES | YES | YES |
| 时间效应 | YES | YES | YES | YES |
| <i>F</i> 统计量 | 41.09 | 419.56 | 109.26 | 7.33 |
| 观测值 | 248 | 113 | 98 | 198 |
| <i>R</i> ² | 0.6542 | 0.7987 | 0.6910 | 0.3547 |

注：*、**、***分别表示估计结果在 10%、5%、1%的置信水平上显著。括号内数值为 t 值，下同。

3. 省联社干预对农信机构盈利能力的影响。表 3 第四列报告了模型 (4) 的估计结果。结果显示，省联社干预的系数在 1% 的置信水平上显著为负，表明省联社干预显著降低了农信机构的盈利能力，假说 3 得以证实。其可能的原因有：一方面，在经济欠发达地区，农信社可能是唯一的正规金融供给主体（何广文，2009），地方政府只能依靠农信社落实服务“三农”的任务。而且，在省联社的干预下，农信机构可能无法按照市场化原则配置信贷资源，盲目扩张信贷可能造成农信机构超负荷运转，其盈利能力因此受到了不利的影响（陈雨露和马勇，2010）。另一方面，农村金融市场的信息不对称通常更加严重，加之较多农户缺乏抵押品和信用记录（何广文等，2018），导致涉农贷款通常具有更高的不良率，在这种情况下，省联社干预促使农信机构扩大涉农贷款规模的同时往往也会降低其盈利能力。此外，在省联社模式下，农信社县域法人的独立性丧失，经营管理自主权上收（蓝虹和穆争社，2016），这不利于调动股东的积极性，从而不利于农信机构盈利能力的提升。

4. 影响的异质性分析。值得关注的是，省联社干预的影响很可能存在异质性。例如，王曙光（2013）指出，省联社的作用在不同经济发展水平的地区有显著差异；彭建刚和黄宇焱（2017）也发现，不同的地区经济发展水平会影响农信机构支农力度。因此，有必要从地区经济发展水平、地区产业结构等角度进一步考察省联社干预对农信机构影响的异质性。

表 4 省联社干预对农信机构信贷行为和盈利能力影响的异质性

| | 信贷规模 | | 信贷投向 | | | | 盈利能力 | |
|-----------------------|--------------------|----------------------|------------------------|----------------------|----------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
| | 贷款余额 | | 涉农贷款余额 | | 小微贷款余额 | | 净资产收益率 | |
| <i>IND</i> | 0.0492 (0.4284) | -0.2426 (-1.1497) | 0.0105** (2.3389) | -0.0008 (-0.6981) | 0.1981** (2.2396) | 0.4695* (1.8035) | -0.0043*** (-4.9813) | -0.0018*** (-3.5865) |
| <i>AGDP*IND</i> | | | -0.0015** (-1.8705) | | | -0.0003*** (-2.5129) | 0.1825*** (-3.2435) | |
| <i>D</i> | | 2.6384* (1.7001) | | 0.0099* (1.7468) | | -3.2027** (-2.2346) | | 0.0635*** (2.8593) |
| 地区变量 | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 机构变量 | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 个体效应 | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 时间效应 | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| <i>F</i> 统计量 | 1757.68 | 74.39 | 184.38 | 13.89 | 140.48 | 35.77 | 4.03 | 3.49 |
| 观测值 | 256 | 248 | 113 | 129 | 121 | 116 | 201 | 440 |
| <i>R</i> ² | 0.9477 | 0.9429 | 0.8203 | 0.3965 | 0.8309 | 0.7469 | 0.2565 | 0.1587 |

表 4 第一列、第三列、第五列、第七列分别检验了不同经济发展水平下省联社干预对农信机构的异质性影响。估计结果显示，对于农信机构的信贷规模、涉农贷款规模和小微贷款规模，地方经济发展水平与省联社干预的交互项系数均为显著的负值，表明当地经济发展水平抑制了省联社干预对信贷规模、信贷投向的促进作用。可能的原因是，一方面，在经济发展水平较高的地区，农信机构的实力一般较强，更有“能力”或“可能”对抗省联社的行政干预，例如，2016 年常熟农商行抵制江苏省联社对该行高管的人事任命就是一个典型的例子；另一方面，随着经济发展水平的提高，当地农信机构的治理体系也随之不断完善，股东参与治理决策的渠道更加畅通，所有权虚置、内部人控制等问题得到了明显的改善（马九杰和吴本健，2013），与此同时，当地的法治水平往往也会随着经济发展水平的提高而提升，从而在一定程度上降低了省联社干预的影响。在盈利能力的回归中，交互项系数在 1% 的置信水平上显著为正，表明当地经济发展水平强化了省联社干预对盈利能力的不利影响，其可能的原因是，随着地方经济发展水平的提升，当地金融市场竞争会更加激烈（姚曙光和傅昌鑫，2015；周月书，2012），在省联社干预的压力之下，农信机构不得不扩大其信贷规模，尤其是将更多的信贷资源投向“三农”和小微企业，从而进一步拖累了其净资产收益率。

表 4 中第二列、第四列、第六列、第八列分别检验了不同产业结构下省联社干预对农信机构的异质性影响。估计结果显示，对于农信机构的信贷规模、涉农贷款规模和净资产收益率，产业结构与省联社干预的交互项系数均为显著的正值，表明第一产业产值占比的提升强化了省联社干预对信贷规模、涉农信贷规模和净资产收益率的影响。可能的原因是，在第一产业（农业）产值占比较高的地区，农业生产性借贷需求更加旺盛，农业发展的好坏往往直接关乎其政绩，因此省联社往往有更大的动力去干预农信机构的信贷规模和信贷投向，促使其扩大涉农贷款规模和信贷总规模；而在第一产业产值占

比高的地区，“三农”客户也更多，这类客户通常具有规模更小、风险更大的特点，服务他们要承担更高的交易成本（马九杰和吴本健，2013）和更大的风险（沈明高等，2014），因此，省联社过分强调支持“三农”必然导致农村信用社的亏损（张雪春，2006）。需要说明的是，在对小微贷款余额的回归中，产业结构与省联社干预的交互项系数为显著的负值，表明第一产业产值占比的提升抑制了省联社干预对小额贷款规模的正向影响，这可能是因为，在第一产业产值占比高的地区，农业往往具有举足轻重的地位，涉农客户数量众多而小微客户数量相对较少^①，涉农部门的领导在政府决策中拥有更大的话语权，小微企业的发展容易被忽视，由此产生了抑制作用。

六、内生性问题与稳健性检验

（一）内生性问题

由于反向因果关系和遗漏变量等原因，我们设定的模型可能存在内生性问题。为此，本文引入工具变量（IV）以解决内生性问题。借鉴宋全云等（2017）用同一小区除自身以外其余家庭的平均金融知识水平作为家庭金融知识的工具变量的思路，我们采用邻省^②省联社干预水平的均值作为该省省联社干预水平的工具变量。

一方面，由于相邻省份之间的物理距离相对较小，相邻的省联社之间更容易开展业务交流与合作，在这个过程中，他们不可避免地会借鉴彼此的管理模式，学习彼此的管理经验，因此，与邻省同行的交流合作可能会影响该省联社对其辖内农信机构的干预水平，进而对农信机构的信贷行为和盈利能力等方面产生影响；另一方面，某省联社辖内农信机构的信贷行为和盈利能力却不会影响相邻省联社的管理模式和干预水平。因此，我们认为该工具变量是严格外生的。

首先，对该工具变量进行弱工具变量检验。表 5 报告了弱工具变量检验的一阶段 F 统计量，均大于一般临界值水平（10），表明该工具变量是有效的。其次，分别对信贷规模、信贷投向和盈利能力的 OLS 和 IV 估计进行了 Hausman 检验（见表 5），结果接受原假设，表明使用 IV 估计结果更有效。在此基础上，我们采用两阶段工具变量法进行了估计，表 5 中的估计结果显示，省联社干预有助于增加农信机构的信贷规模（估计系数显著为正），提高涉农贷款（估计系数显著为正）和小微贷款（估计系数“显著”为正^③）的投放水平，但降低了其盈利能力（估计系数显著为负）。

表 5 引入 IV 后的 2SLS 估计结果

| | 信贷规模 | 信贷投向 | | 盈利能力 |
|-----|--------------------|------------------|----------------|----------------------|
| | 2SLS-FE | 2SLS-FE | 2SLS-FE | 2SLS-FE |
| IND | 1.6436*** (2.5719) | 0.5564* (1.8501) | 0.0336(1.4885) | -0.0015*** (-2.6165) |

^① 根据《涉农贷款专项统计制度》（银发【2007】246号），小微企业贷款包括小微企业贷款、个体工商户贷款和小微企业主贷款，涉农贷款包括农户贷款、农村企业及各类组织农林牧渔业贷款、农村企业及各类组织支农贷款。

^② 我们将“邻省”定义为相互接壤的省份，但海南省是海岛，原则上应采用广东和广西的干预均值计算，但由于广西壮族自治区无数据，因此直接用广东省的数据代替。

^③ 在对小微贷款的回归中，省联社干预的系数在 13%的置信水平上显著为负，可近似认为显著。

(续表 5)

| | | | | |
|----------------------|---------|---------|--------|---------|
| 地区变量 | YES | YES | YES | YES |
| 机构变量 | YES | YES | YES | YES |
| 观测值 | 528 | 210 | 222 | 585 |
| 一阶段 R^2 | 0.0587 | 0.1471 | 0.4984 | 0.1264 |
| 一阶段 F 统计量 | 40.9721 | 11.4561 | 17.66 | 13.5390 |
| 二阶段 R^2 | 0.6429 | 0.5254 | 0.2895 | 0.1021 |
| <i>Hausman</i> 检验卡方值 | 23.81 | 77.91 | 25.94 | 35.05 |
| 二阶段 F 统计量 | 8.12 | 115.38 | 4.61 | 3.80 |

(二) 稳健性检验

为了检验省联社干预对农信机构信贷规模影响的稳健性，我们使用贷款余额增速作为信贷规模的代理变量，替换原有的变量进行估计。表 6 第一列的估计结果显示，省联社干预的估计系数显著为正值，与前文的结果一致，即省联社干预显著增加了农信机构的信贷规模。

表 6 省联社干预对农信机构信贷行为和盈利能力的影响：替换因变量

| | 信贷规模 | 信贷投向 | | | 盈利能力 |
|------------|---------------------|---------------------|---------------------|----------------------|-------------------------|
| | 贷款增速 | 涉农贷款占比 | 涉农贷款增速 | 小微贷款占比 | 总资产收益率 |
| <i>IND</i> | 0.0065* (1.8068) | 0.0139* (1.9756) | 0.0014* (1.6846) | 0.0027** (2.1791) | -0.0126*** (-3.3947) |
| 地区变量 | YES | YES | YES | YES | YES |
| 机构变量 | YES | YES | YES | YES | YES |
| 个体效应 | YES | YES | YES | YES | YES |
| 时间效应 | YES | YES | YES | YES | YES |
| F 统计量 | 9.29 | 2.88 | 5.44 | 11.40 | 8.97 |
| 观测值 | 270 | 183 | 251 | 164 | 195 |
| R^2 | 0.3502 | 0.1739 | 0.2249 | 0.3471 | 0.4211 |

为了检验省联社干预对农信机构信贷投向影响的稳健性，我们使用涉农贷款占比、涉农贷款增速、小微贷款占比（小微贷款数据缺失严重，无法计算其增速）作为信贷投向的衡量指标，估计结果见表 6 第二列、第三列、第四列，在三次回归中省联社干预的系数均为显著的正值，表明省联社干预显著提升了农信机构涉农贷款和小微贷款的投放水平，与前文的估计结果一致。

为了检验省联社干预对农信机构盈利能力影响的稳健性，我们使用农信机构的总资产收益率替换净资产收益率作为被解释变量进行估计，估计结果见表 6 第五列。结果显示，省联社干预对总资产收益率的估计系数为显著的负值，与前文估计的结果一致。

七、进一步的研究：作用机制的检验

前文的实证检验表明，省联社干预对辖内农信机构的信贷行为有显著的正向影响，有助于农信机构扩大信贷规模、增加涉农贷款和小微贷款的投放，但是，省联社干预却不利于农信机构的盈利能力。

那么，省联社干预、农信机构的信贷行为及其盈利能力三者之间是否存在内在作用关系？更具体地，省联社干预是否通过影响农信机构的信贷行为对农信机构的盈利能力产生影响呢？对该问题的回答，有助于更加全面、深入地认识省联社干预的作用机制。为此，我们构建中介效应模型，进一步考察省联社干预影响农信机构盈利能力的机制（见表7）。

表7 省联社干预影响农信机构盈利能力的机制

| | 盈利能力 | | |
|----------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| | FE | FE | FE |
| IND | -0.0006** (-2.2265) | -0.0001 (-0.2264) | -0.0007 (-0.9361) |
| LOAN | -0.0003* (-1.8522) | | |
| AL | | -0.0007** (-2.2685) | |
| SMEL | | | -0.0009** (-2.0007) |
| 地区变量 | YES | YES | YES |
| 机构变量 | YES | YES | YES |
| 个体效应 | YES | YES | YES |
| 时间效应 | YES | YES | YES |
| F统计量 | 2.54 | 2.89 | 7.02 |
| 观测值 | 481 | 198 | 118 |
| R ² | 0.1734 | 0.0688 | 0.3870 |

首先，将信贷规模作为中介变量考察省联社干预影响农信机构盈利能力的机制，回归结果如表7第一列所示，省联社干预和信贷规模的估计系数均为显著的负值^①。这表明，信贷规模对农信机构盈利能力的影响为部分中介效应，即省联社干预通过影响农信机构的信贷规模进而对其盈利能力产生了不利影响，假说4得以部分证实。

其次，将涉农贷款规模和小微贷款规模作为中介变量进一步考察省联社干预影响农信机构盈利能力的机制，回归结果如表7第二列和第三列所示，省联社干预的系数为负值但不显著，涉农贷款规模和小微贷款规模的系数显著为负，表明存在完全中介效应。这意味着，省联社干预的确通过涉农贷款和小微贷款影响农信机构的盈利能力，假说4得以证实。

综上所述，省联社干预对农信机构盈利能力的影响有两条作用路径：一是通过农信机构的信贷投放规模实现的，二是通过农信机构的信贷投向（涉农贷款和小微贷款）实现的。

^① 中介效应的估计方法有两种：一种是分步回归法，一种是建立联立方程组进行系统估计。本文采用的是分步回归法，由于前文已完成了中介效应前两步的回归，因此这里仅报告了整体的回归结果。

八、主要结论与政策启示

本文使用省联社对农信机构业务的关注指数作为省联社干预水平的代理变量，基于我国 432 家农信机构的非平衡面板数据，实证检验了省联社干预对农信机构信贷规模、信贷投向和盈利能力的影响，并从地区经济发展水平和产业结构的角度进行了异质性分析，进一步检验了省联社干预对盈利能力产生不利影响的作用机制。主要的研究结论有：

其一，省联社干预促进了农信机构信贷规模的扩张，但这种影响会因地方经济发展水平和产业结构的不同而存在异质性，即在地区经济发展水平和第二、三产业产值占比越高的地方，省联社干预的影响越小。

其二，省联社干预促进了辖内农信机构涉农贷款和小微贷款投放水平的提升，并且，地区经济发展水平抑制了省联社干预的这种影响，但第一产业产值占比的提升强化了省联社干预对农信机构涉农贷款投放的影响，却抑制了对小微贷款投放的影响。

其三，省联社干预对农信机构的盈利能力产生了不利影响，并且，这种不利影响会随着地方经济发展水平和第一产业产值占比的提升而强化。

其四，省联社干预对农信机构盈利能力的不利影响是通过信贷规模、信贷投向等路径发挥作用的。

上述实证结论对于我国新一轮农信社体制改革尤其是省联社的改革具有重要的启示。我们认为，未来的省联社改革必须分阶段、分区域、因地制宜地逐步推进，具体为：

首先，短期内仍要发挥省联社的积极作用。在短期内，省联社对辖区内的农信机构仍具有较强的影响力，尤其是在信贷规模和信贷投向上，因此，要合理利用省联社的大平台优势，引导农信机构的信贷资源逐步、有序地向“三农”领域、小微企业和贫困客户倾斜，助力乡村振兴战略和精准扶贫战略的实施。

其次，长期看必须坚持去行政化的改革方向。我们的实证研究发现，省联社干预在促进辖区内农信机构信贷规模扩张、涉农贷款和小微贷款增加的同时也对农信机构的盈利能力产生了不可忽视的负面影响，所以从长期来看，省联社改革的基本方向仍应是去行政干预，淡化行政管理，不断地放权给农信机构，给予其完整的自由经营权^①。

最后，必须始终坚持因地制宜的改革原则。未来的省联社改革切忌搞“一刀切”，必须结合各省的具体情况与当地农信机构的发展状况，因地制宜推进省联社改革。从本文的实证结论看，对于农业占比低、经济较发达的省份，省联社模式的作用日渐式微，应朝着服务型平台转型；但对于经济较为落后的农业大省，省联社在支农方面的作用可能还无法替代。

^① 可能有人会担心省联社去行政化后会导致地方政府失去对农信机构的影响力，不利于乡村振兴战略的实施。对此问题，我们认为，一方面，“长期”是一个相对的概念，因地区而异，去行政化应是一个渐进的过程；另一方面，随着我国改革的纵深推进，需要在持续的改革中寻找更加符合深化市场化方向的省联社定位和作用模式。

值得关注的是, 本文的实证发现不仅深化了对省联社作用与影响的认识, 还有助于从理论上进一步统一或调和政府参与金融市场的两个对立的理论, 因为本文的结论既对政府参与金融市场的“政治论”提供了佐证(省联社干预对农信机构盈利能力的影响), 也对“发展论”进行了有效的补充(省联社干预对农信机构信贷行为的影响), 这为未来的理论研究提供了新的视角。

参考文献

- 1.巴曙松、林文杰、袁平, 2007:《当前农村信用联社体制的缺陷及出路》,《中国农村经济》第S1期。
- 2.曹军新、唐天伟、谢元态, 2018:《省联社改革模式研究:次优的丧失与更优的选择——基于机制设计理论的扩展框架》,《经济社会体制比较》第3期。
- 3.曹廷求、郑录军、于建霞, 2006:《政府股东、银行治理与中小商业银行风险控制——以山东、河南两省为例的实证分析》,《金融研究》第6期。
- 4.陈雨露、马勇, 2010:《地方政府的介入与农信社信贷资源错配》,《经济理论与经济管理》第4期。
- 5.陈云贤, 2019:《中国特色社会主义市场经济:有为政府+有效市场》,《经济研究》第1期。
- 6.董玄、孟庆国、周立, 2018:《混合型组织治理:政府控制权视角——基于农村信用社等涉农金融机构的多案例研究》,《公共管理学报》第4期。
- 7.冯林、刘华军、王家传, 2016:《政府干预、政府竞争与县域金融发展——基于山东省90个县的经验证据》,《中国农村经济》第1期。
- 8.冯兴元, 2017:《论农村信用社系统金融机构的产权、治理与利益关系》,《社会科学战线》第2期。
- 9.冯毅、唐航, 2014:《农村商业银行法人治理结构研究——基于共同代理模型的视角》,《农村经济》第7期。
- 10.郭妍、韩庆潇, 2019:《盈利水平、支农服务与风险控制——农商行规模调整的理论分析与实证检验》,《金融研究》第4期。
- 11.何广文、何婧、郭沛, 2018:《再议农户信贷需求及其信贷可得性》,《农业经济问题》第2期。
- 12.何广文, 2009:《农村信用社制度变迁:困境与路径选择》,《经济与管理研究》第3期。
- 13.黄萃、任弢、李江、赵培强、苏竣, 2015:《责任与利益:基于政策文献量化分析的中国科技创新政策府际合作关系演进研究》,《管理世界》第12期。
- 14.纪志宏、周黎安、王鹏, 2014:《地方官员晋升激励与银行信贷——来自中国城市商业银行的经验证据》,《金融研究》第1期。
- 15.蒋岳祥、刘新平, 2015:《政府干预、银行业竞争和信贷资源结构配置》,《社会科学战线》第6期。
- 16.邝雄、胡南贤、徐艳, 2019:《货币政策不确定性与银行信贷决策——基于新闻报道文本分析的实证研究》,《金融经济研究》第5期。
- 17.蓝虹、穆争社, 2016:《论省联社淡出行政管理的改革方向》,《中央财经大学学报》第7期。
- 18.李建军、马思超, 2017:《中小企业过桥贷款投融资的财务效应——来自我国中小企业上市公司的证据》,《金融研究》第3期。
- 19.李涛、梁晶, 2019:《农村合作金融对农业经济增长影响的实证检验》,《统计与决策》第7期。

- 20.刘萍, 2008:《行政管理学》,北京:经济科学出版社。
- 21.刘云、叶选挺、杨芳娟、谭龙、刘文澜, 2014:《中国国家创新体系国际化政策概念、分类及演进特征——基于政策文本的量化分析》,《管理世界》第12期。
- 22.马九杰、吴本健, 2013:《农村信用社改革的成效与反思》,《中国金融》第15期。
- 23.马娟、万解秋, 2018:《利率市场化、地方政府干预与信贷配置效率——基于2003-2015年省际面板数据的分析》,《商业研究》第11期。
- 24.潘红波、夏新平、余明桂, 2008:《政府干预、政治关联与地方国有企业并购》,《经济研究》第4期。
- 25.穆争社, 2018:《农村普惠金融供给侧结构性改革》,北京:中国金融出版社。
- 26.穆争社、蓝虹, 2007:《论农村信用社法人治理结构的特征》,《金融研究》第1期。
- 27.彭建刚、黄宇焱, 2017:《轻资产业务对农商行支农力度的影响及对策》,《银行家》第12期。
- 28.钱水土、陈鑫云, 2015:《新形势下农村信用社风险控制策略研究》,《农业经济问题》第2期。
- 29.钱先航、曹廷求、李维安, 2011:《晋升压力、官员任期与城市商业银行的贷款行为》,《经济研究》第12期。
- 30.沈明高、徐忠、沈艳, 2014:《中国农村金融改革、转型与发展》,北京:北京大学出版社。
- 31.宋全云、吴雨、尹志超, 2017:《金融知识视角下的家庭信贷行为研究》,《金融研究》第6期。
- 32.田雅群、何广文、张正平, 2018:《基于市场势力的农村商业银行贷款市场风险承担与效率分析》,《商业研究》第6期。
- 33.王金凤、彭婵娟、徐学荣, 2015:《农户不良贷款影响因素的实证分析——基于福建省宁化县农信社的数据》,《福建论坛(人文社会科学版)》第2期。
- 34.王靖一、黄益平, 2018:《金融科技媒体情绪的刻画与对网贷市场的影响》,《经济学(季刊)》第4期。
- 35.王克强、蒋涛、刘红梅、刘光成, 2018:《中国农村金融机构效率研究——基于上市农商行与村镇银行对比视角》,《农业技术经济》第9期。
- 36.王曙光, 2013:《农信社转型跨越的路径选择》,《中国农村金融》第18期。
- 37.汪小亚, 2009:《农村金融体制改革研究》,北京:中国金融出版社。
- 38.王秀丽、鲍明明、张龙天, 2014:《金融发展、信贷行为与信贷效率——基于我国城市商业银行的实证研究》,《金融研究》第7期。
- 39.王子扶, 2015:《持续推进农村信用社改革更多释放服务“三农”的红利》,《农村经济》第5期。
- 40.温忠麟、张雷、侯杰泰、刘红云, 2004:《中介效应检验程序及其应用》,《心理学报》第5期。
- 41.吴大琨、陈耀庭、黄苏, 1991:《当代资本主义:结构·特征·走向》,上海:上海人民出版社。
- 42.武卓, 2018:《论农村商业银行早期纠正机制的健全与完善》,《西北农林科技大学学报(社会科学版)》第4期。
- 43.谢宏、李鹏, 2019:《金融监管与公司治理视角下的农村信用社省联社改革研究》,《农业经济问题》第2期。
- 44.谢平、刘海二, 2019:《中国农村金融改革的回顾、反思与展望》,《南方金融》第10期。
- 45.徐朝阳、林毅夫, 2020:《发展战略与经济增长》,《中国社会科学》第3期。
- 46.燕艳华、齐顾波、初侨, 2020:《多主体参与项目治理:行政干预还是市场调节?——以农业标准化示范项目为例》,《中国农业大学学报(社会科学版)》第1期。

- 47.姚曙光、傅昌鑫, 2015:《农村金融市场发展与小微企业信贷可获得性——基于浙江省的数据》,《浙江社会科学》第6期。
- 48.张蓓、钟思燕, 2019:《符号资本与老年群体的边缘化危机——基于澎湃新闻报道(2014—2017)的文本分析》,《吉首大学学报(社会科学版)》第S1期。
- 49.张珩、罗剑朝、郝一帆, 2019:《农村信用社发展制度性困境与深化改革的对策——以陕西省为例》,《农业经济问题》第5期。
- 50.张雪春, 2006:《政府定位与农村信用社改革》,《金融研究》第6期。
- 51.张正平、夏海, 2019:《农村信用社改革视角下省联社“干预”的成效与反思》,《银行家》第7期。
- 52.周月书, 2012:《农村银行业市场结构与小企业信贷可获得性——基于江苏县域面板数据的研究》,《南京农业大学学报(社会科学版)》第1期。
- 53.周月书、韩乔, 2016:《农村商业银行股权结构、信贷行为与经营绩效——以江苏省为例》,《中国农村观察》第1期。
- 54.祝晓平, 2005:《论省联社行业管理下的农信社法人治理》,《金融研究》第10期。
- 55.Berger, A. N., G. Clarke, R. Cull, L. Klapper and G. Udell, 2005, “Corporate governance and bank performance: A joint analysis of the static, selection, and dynamic effects of domestic, foreign and state ownership”, *Journal of Banking and Finance*, 29(8):2179-2221.
- 56.Bertay, A. C., A. Demirgüç-Kunt, and H. Huizinga, 2015, “Bank ownership and credit over the business cycle: Is lending by state banks less procyclical?”, *Journal of Banking and Finance*, 50(1): 326-339.
- 57.Dinc, I. S., 2005, “Politicians and banks: Political influences on government-owned banks in emerging markets”, *Journal of Financial Economics*, 77(2):453-479.
- 58.Ferri, G., 2009, “Are new tigers supplanting old mammoths in China’s banking system? Evidence from a sample of city commercial banks”, *Journal of Banking and Finance*, 33(1):131-140.
- 59.Foos, D., L. Norden, and M. Weber, 2010, “Loan growth and riskiness of banks”, *Journal of Banking and Finance*, 34(12):2929-2940.
- 60.Huang, X. D. Zhao, C. Brown, Y. Wu and S. Waldron, 2010, “Environmental issues and policy priorities in China: A content analysis of government documents”, *China International Journal*, 8(2):220-246.
- 61.Micco, A., U. Panizza, and M. Yañez, 2007, “Bank ownership and performance: does politics matter?”, *Journal of Banking and Finance*, 31(1):219-241.
- 62.Oi, J.C., 1992, “Fiscal reform and the economic foundations of local state corporatism in China”, *World Politics*, 45(1):99-126.
- 63.Porta, R. L., F. Lopez-De-Silanes, and A. Shleifer, 2002, “Government ownership of banks”, *Journal of Finance*, 57(1):265-301.
- 64.Thorsrud, L. A., 2020, “Words are the new numbers: A newsy coincident index of the business cycle”, *Journal of Business & Economic Statistics*, 38(2):393-409.

(作者单位: ¹北京工商大学经济学院

²中国人民大学农业与农村发展学院)

(责任编辑: 朱炯)

The Impacts of Provincial Associations' Intervention on Credit Behavior and Profitability of Rural Credit Cooperatives: A Textual Analysis and Empirical Examination Based on Provincial Association Website Information

Zhang Zhengping Xia Hai Mao Xuefeng

Abstract: In recent years, the “provincial association model” has been criticized, and the provincial associations' intervention on rural credit cooperatives has almost become the target of public criticism, and the voice of dislodging provincial associations has become increasingly louder. However, the empirical research on the provincial associations' intervention is almost blank. Is the provincial association model really “worthless”? At the time when a new round of rural credit cooperative reform is about to start, this article conducts a textual analysis based on the provincial associations' website information in order to re-evaluate the impacts of provincial associations. It uses the LDA model to develop provincial associations' credit business concern index as a proxy variable of provincial associations' intervention level, and empirically tests the impacts of provincial associations' intervention on credit scale, credit investment direction and profitability of rural credit cooperatives. The study finds that on the one hand, the provincial associations' intervention has expanded the credit scale of rural credit cooperatives, improved the level of agricultural related loans and small and micro loans; at the same time, it has also reduced the profitability of rural credit cooperatives and damaged their economic interests. On the other hand, under different regional economic development levels and industrial structures, there exists some heterogeneity with regard to the impacts of provincial associations' intervention on credit scale, credit investment direction and profitability. Further analysis finds that provincial associations' intervention may have a negative impact on the profitability of rural credit cooperatives through credit scale and credit investment direction. The above empirical conclusions are of great significance for further understanding the role of provincial associations and deepening the reform of rural credit cooperatives.

Key Words: Intervention of Provincial Association; Rural Credit Cooperative; Credit Scale; Credit Investment Direction; Profitability

普惠金融对农村教育贫困的纾解效应*

徐小阳^{1,2} 李洁¹ 金丽馥³

摘要：自2007年8月财政部、教育部、国家开发银行联合开展“生源地信用助学贷款”以来，普惠金融便成为纾解农村教育贫困的重要举措。本文首先分析了普惠金融纾解农村教育贫困的理论机制，然后基于农村教育贫困广度、深度、强度三个维度，运用动态空间杜宾模型，实证研究了普惠金融对农村教育贫困的纾解效应。研究表明：普惠金融能够显著纾解农村教育贫困的广度、深度及强度，且长期纾解效应呈现出倒“U”型的非线性变化趋势，同时普惠金融对农村教育贫困广度、深度、强度的纾解均存在空间溢出效应；随着农村家庭教育投资和农村经济发展水平的提高，普惠金融对农村教育贫困的边际纾解效应会被削弱；通过测度普惠金融对农村教育贫困时域和空域短期、长期直接效应和间接效应，进一步证实了农村家庭教育投资和农村经济发展水平会削弱普惠金融对农村教育贫困的边际纾解效应。

关键词：普惠金融 农村教育贫困 时域直接效应 空域直接效应

中图分类号：F328 F832.35 **文献标识码：**A

一、引言

长久以来，解决教育贫困问题一直是改善民生和实现全面小康的重点工作。为解决教育贫困问题，提高教育普及程度，中央制定了一系列政策法规，包括1986年颁布的《中华人民共和国义务教育法》，2016年教育部联合各部委先后印发的《教育脱贫攻坚“十三五”规划》和《深度贫困地区教育脱贫攻坚实施方案（2018~2020年）》等等，教育贫困问题在一定程度上得以纾解。据教育部数据显示^①，2010年全国义务教育覆盖率达到98%以上，基本实现全覆盖，同时九年义务教育巩固率也从2012

*本研究受国家社科基金项目“乡村治理体系现代化的影响因素与保障机制研究”（编号：020BJL075）的资助。感谢匿名评审专家和编辑部提出的宝贵修改意见。作者文责自负。

^①参见中华人民共和国教育部网站：《人类教育史上的奇迹——来自中国普及九年义务教育和扫除青壮年文盲的报告》，http://www.moe.gov.cn/jyb_xwfb/s5147/201209/t20120910_142013.html；《全国各级各类教育事业取得新进展——教育部发布2019年全国教育事业发展统计公报》，http://www.moe.gov.cn/jyb_xwfb/s5147/202005/t20200521_457227.html；《全国人大常委会委员建言城乡义务教育一体化发展——着力点在农村，关键在教师》，http://www.moe.gov.cn/jyb_xwfb/s5147/201809/t20180903_347046.html。

年的 91.8% 上升到 2019 年的 94.8%。然而同时要注意的是，农村教育贫困问题仍然显著。农业农村部（原农业部）调查数据显示，2003 年农民子女义务教育阶段辍学率为 10.7%，国家统计局数据显示 2013 年农村初中阶段学生毛辍学率已上升到了 15.5%^①。此外，王烽也指出 2016 年九年义务教育巩固率虽已达到 93.4%，但由于辍学现象集中在农村学生群体，该数据依旧令人不安^②。为解决农村人口子女义务教育辍学问题，2020 年中央一号文件明确指出要“持续推进农村义务教育控辍保学专项行动，巩固义务教育普及成果”。可见，深入探讨农村教育贫困问题具有现实意义。

农村教育贫困的主要原因是农村教育投资不足（杨轶华，2017）。教育投资包括微观教育投资和宏观教育投资两部分：微观教育投资是学生本人或者学生家庭对教育的投资，包括支付学费、购买各种图书资料和学习用品等等；宏观教育投资是政府和其他部门对教育的投资，包括构建校舍、购置先进的教学设备、支付教师薪酬等等（刘渝琳、李嘉明，2000）。对农村人口而言，微观教育投资对其构成的经济压力较大，可能需要增加收入才能够负担得起；对地方政府而言，由于农村教育贫困人数较多，且地方经济发展水平有限，农村宏观教育投资无疑也为其带来了巨大的财政压力，因此需要非政府组织的参与以更有效地纾解农村教育贫困（杨轶华，2017）。

在此背景下，普惠金融作为为社会所有阶层和群体，尤其是低阶层和低收入群体提供金融服务的惠民措施，其发展给农村人口提供了更多申请教育贷款的机会，也可促进农村人口个人收入得到提高，还可使地方经济得到增长。也就是说，普惠金融能够在一定程度上影响农村教育投资，包括微观教育投资和宏观教育投资，从而能够成为纾解农村教育贫困的重要推动力量。譬如，2007 年 8 月财政部、教育部和国家开发银行联合开展的“生源地信用助学贷款”工作就帮助了很多贫困学子顺利完成全日制本专科及研究生阶段的学习；截止到 2019 年，国家开发银行已累计支持家庭经济困难学生 3000 余万人次^③。此外，2018 年中央一号文件明确指出，普惠金融的重点应该放在农村。所以，需重视普惠金融对教育贫困、尤其是农村教育贫困可能存在的纾解效应。基于上述分析，本文将研究以下几个问题：普惠金融对农村教育贫困存在纾解效应吗？该纾解效应是线性的还是非线性的？普惠金融对农村教育贫困的纾解效应是否受到农村家庭教育投资和农村经济发展水平的影响？

本文的创新之处在于：第一，基于发展经济学视角，分析了普惠金融纾解农村教育贫困的作用机理，同时讨论了该边际纾解效应的影响因素和影响机制，拓宽了农村教育贫困的研究边界；第二，文章采用教育贫困 FGT 指数^④，从农村教育贫困广度、深度、强度三个方面研究普惠金融对农村教育贫困的纾解效应，能够更全面地反映普惠金融对农村教育贫困的作用效果；第三，本文使用动态空间杜

^①参见中国网：《农村初中生辍学率上升，如何把他们留在课堂》，http://edu.china.com.cn/2017-03/29/content_40517865.htm。

^②参见人民网：《农村义务教育，尽快补齐短板》，<http://leaders.people.com.cn/n1/2017/11/23/c184618-29663531.html>。

^③参见国家开发银行：《〈人民日报〉中央厨房：国开行助学贷款已支持近 3000 万贫困学子圆“大学梦”》，http://www.cd.b.com.cn/xwzx/mtjj/201909/t20190925_6750.html。

^④FGT 指数是由 Foster、Greer、Thorbecke 三位学者构建的用来测度贫困的指数，由于其具有分解性而被广泛应用，世界银行提供的 Povcal 软件和 PovcalNet 工具可用于对该贫困指数的计算。

宾模型尝试解决遗漏变量空间滞后项所导致的内生性问题，提高了实证结论的严谨性。

二、文献综述与理论分析

（一）文献综述

首先，关于教育贫困，学术界至今没有一致的定义。邓云洲（1990）指出教育贫困不同于一般的经济贫困，是一个多维概念。田禾（1995）指出教育贫困是经济问题和社会问题的结合体，它不仅表现为教育物质的贫困，还表现为人力的贫困。随着学者们的不断深入研究，教育贫困的内涵界定也变得越来越具体化。王一涛（2005）提出农村教育贫困的本质内涵就是农村教育经费不足；牛利华（2006）认为教育贫困就是指适龄儿童不能顺利完成义务教育的现象；徐肇俊和李正元（2006）认为，教育贫困就是在每个个体按照正常智力发展和个人意愿有权利接受教育的前提下，由于家庭收入较低导致的永久性丧失受教育机会，或无法长期接受教育（如中途失学、辍学等）的社会现象。此外，越来越多的学者对如何测度教育贫困也展开了相关研究。大部分学者使用受教育年限（王春超、叶琴，2014）、适龄儿童入学情况（张全红、周强，2014；Alkire et al., 2017）、是否完成基础教育（Alkire et al., 2017）等指标来测算教育贫困。然而，已有文献中教育贫困的测度指标并不能全方位地反映教育贫困的人口规模和严重程度，存在一定的片面性。基于此，学者进一步展开了教育贫困测度的相关研究，尹飞霄和罗良清（2013）提出了教育贫困 FGT 指数等，以更全方位地描述教育贫困。

其次，学者们对教育贫困的成因也展开了大量研究，包括经济、制度、文化等多个层面。经济方面，方迎风和邹薇（2013）证实了当个人受到外部冲击导致其收入下降时，会减少对教育的投资；邹薇和程波（2017）在对教育贫困“不升反降”现象进行研究时发现，农村教育贫困升高的主要原因是农村人口收入方差的持续扩大；Sabates 等（2019）证实了现金转移可以通过减少财务限制来增加贫困人口对教育的需求。制度方面，谢童伟和施雨婷（2019）认为，城乡二元结构体制是导致农村出现教育贫困的最根本原因，且地方政府教育投入支出与收入的不对称是其最直接原因。文化方面，陈先哲等（2019）认为文化对农村教育贫困的解释力度很强，农村教育在受到“江湖”社会文化、学校文化弱化、“重养不重教”家庭文化等的影响后整体变弱，最终导致农村教育贫困；Erten 和 Keskin（2019）发现宗教文化对教育贫困也存在一定的影响。

此外，大量学者证实了金融与教育之间也存在着密切联系。金融对教育的作用主要来自于对教育供给方进行教育融资和对教育需求方进行教育信贷两方面。教育融资方面，常宝成（2002）指出高等教育融资对中国高等教育发展有重要影响；窦尔翔和何小峰（2006）指出，教育行业存在地方政府教育投入及个人教育投入均不足以满足教育需求的难题，而教育融资能在克服该难题的同时进一步促进教育的健康发展；Erfort 等（2016）指出多元教育融资（Model of Diversification Financing, MDF）能够为学生提供更多的教育资助水平，为乌克兰高等教育发展提供更好的条件；Heijdra 等（2017）指出，教育融资系统能够减弱大学毕业生的教育风险负担，进一步激励个人获得更多教育。教育信贷方面，Zhang（2014）指出，中等收入家庭通过教育贷款能够保证子女顺利完成各阶段教育。

进一步地，普惠金融作为服务于低收入群体的金融服务引起了国内外大量学者的关注，认为其能

够将金融对教育发展的促进作用覆盖到更多的贫困家庭，譬如农村家庭。普惠金融不仅能通过发挥其金融本质对农村教育贫困进行纾解，还能够通过影响农村人口收入和地方经济发展纾解农村教育贫困。诸多学者已经通过实证研究证实了普惠金融能够从直接路径对农村收入贫困（经济贫困）起到缓解作用（Schmied and Marr, 2016; Li, 2018; 武丽娟、徐璋勇, 2018; 黄敦平等, 2019），也能够通过间接影响个人收入结构（Murari and Didwania, 2010）、全要素生产率（任碧云、王雨秋, 2019）、个人消费水平（Lu et al., 2017）等多个方面，缓解农村收入贫困，同时还能够促进地方经济增长，提高地方政府收入（谢世清、刘宇璠, 2019; 李建军等, 2020）。事实上，有部分学者在研究普惠金融纾解农村多维贫困时，也证实了普惠金融对农村教育贫困的纾解效应（苏静等, 2014; 杨艳琳、付晨玉, 2019）。

综上所述，现有文献为本文的研究提供了坚实的基础，但仍存在以下几点不足：第一，学者们已经关注到普惠金融对农村教育贫困存在一定影响，却很少有单独详细地进行普惠金融对农村教育贫困纾解效应的研究；第二，现有文献在进行教育贫困实证研究时，多以受教育年限、公共教育资源投入量（包括每位学生拥有的老师数等）等作为衡量教育贫困的指标，并不能全面反映教育贫困现状；第三，现有文献关于教育贫困的实证研究多使用面板平滑转换模型（苏静等, 2014）、多元线性回归模型（邹薇、程波, 2017）和面板回归模型（张俊良等, 2019），但这些模型均未考虑到变量的空间溢出效应，会存在因遗漏变量空间滞后项所导致的内生性问题。基于此，本文在现有研究基础上，使用动态空间杜宾模型和 FGT 教育贫困指数展开普惠金融对农村教育贫困纾解效应的研究。

（二）理论分析与研究假说

普惠金融服务于弱势群体、低收入群体的性质使其可以起到纾解农村教育贫困的作用：首先，普惠金融通过直接（教育贷款）和间接（增加个人收入、提高地方经济发展水平）^①的方式降低农村人口进行教育投资时面临的经济压力，农村教育不均等状况得到减缓，农村教育贫困强度得以纾解；然后，随着农村教育不均等状况的减缓，农村人口受教育年限会不断变长，农村人口受教育年限与教育贫困线相对距离会进一步缩短，农村教育贫困深度得以纾解；再后，随着农村人口受教育年限与教育贫困线相对距离的缩短，最终农村人口受教育年限会超过教育贫困线，实现教育贫困脱贫，教育贫困的农村人口数量减少，从而农村人口教育贫困发生率降低，农村教育贫困广度得以纾解；最后，随着农村人口教育贫困发生率的降低，全部农村人口受教育年限及其人均受教育年限均超过教育贫困线，实现农村人口全面教育贫困脱贫。

然而，从发展经济学视角研究普惠金融纾解农村教育贫困时会发现：初期阶段，普惠金融的发展是通过解决农村人口资金流动问题进而纾解农村教育贫困的；后期阶段，普惠金融的发展是在前期已经取得资本积累和技术进步的前提下，通过直接解决农村人口资金存量问题进而纾解农村教育贫困的。因此，普惠金融对农村教育贫困的纾解效应在不同的普惠金融发展阶段又会呈现出一定程度的差异性。

此外，随着社会的不断发展，资本、人口、技术等生产要素的跨地区流动情形越来越多，距离相

^①人民日报《普惠金融怎样惠及三农》一文中指出，通过对海南贫困农民推广普惠金融，成功激发了三成海南贫困农民内生致富的动力。

近的地区在各方面的发展上会存在相似性，从而呈现出空间集聚特征。顾宁和张甜（2019）进一步证实，普惠金融对经济贫困的缓解作用存在空间溢出效应^①，而经济贫困问题的解决意味着教育贫困能够得到纾解，因此本地普惠金融对邻地农村教育贫困也可能存在纾解作用。基于此，本文提出如下假说：

H1：普惠金融对农村教育贫困存在纾解效应，且其对农村教育贫困的纾解存在空间溢出效应^②。

普惠金融纾解农村教育贫困的路径主要包括直接路径和间接路径两种。直接路径：普惠金融服务机构给教育资金流通不畅的农村人口提供适宜的教育贷款（Marr and Schmied, 2013），从而使他们能够继续接受教育，最终实现农村教育贫困的有效纾解。间接路径：第一，普惠金融通过给农村人口提供更多的金融服务从而提升其收入，而农村家庭收入水平对农村家庭教育投资有着显著的正向影响（李普亮、贾卫丽，2010），家庭教育投资又能够缓解教育贫困（张俊良等，2019），所以普惠金融能够通过增加农村家庭教育投资达到纾解农村教育贫困的效果；第二，由于普惠金融对地方经济增长存在显著的正向影响（刘亦文等，2018），经济增长又对教育贫困存在显著的缓解作用（张俊良等，2019），因此，普惠金融又能够通过提高农村经济发展水平起到纾解农村教育贫困的作用。

通过上述分析可以发现，普惠金融对农村教育贫困的间接纾解路径要通过农村家庭教育投资和农村经济发展水平两个因素，但由于家庭教育投资和地方经济发展水平对教育贫困存在负向影响，即家庭教育投资和地方经济发展水平越高，教育贫困的程度越低，而根据边际效应递减规律可知，当家庭教育投资和地方经济发展水平达到一定值时，每增加一单位家庭教育投资和地方经济发展水平，其对教育贫困的纾解程度就会变低，进一步推导出普惠金融通过提高家庭教育投资和地方经济发展水平间接纾解教育贫困的边际效应会受到家庭教育投资和地方经济发展水平初始值高低的影响，继而影响普惠金融对教育贫困的边际纾解效应（详细的机制分析如图1所示）。基于此，本文提出如下假说：

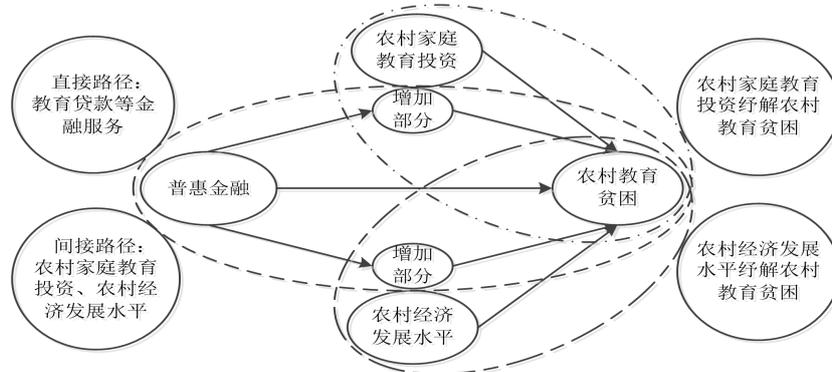


图1 普惠金融纾解农村教育贫困的机制分析图

^①该结论说明本地普惠金融能够缓解邻地经济贫困，换句话说，本地经济贫困的缓解也受到邻地普惠金融发展的影响。

^②在本文中，普惠金融对农村教育贫困的纾解效应包括直接效应和间接效应，直接效应就是本地普惠金融对本地农村教育贫困的纾解效应；间接效应就是邻地普惠金融对本地农村教育贫困的纾解效应，也就是空间溢出效应。本文在空间模型中引入了交叉项，导致了短期、长期效应的计算公式出现了可变数值，文中计算过程参考了 Elhorst et al. (2020) 的方法，分时间和分地区取均值代入计算，所以后文会出现“时域”和“空域”的短期、长期直接效应和间接效应。

H2: 农村家庭教育投资和农村经济发展水平会影响普惠金融对农村教育贫困的边际纾解效应。

三、变量选择、数据来源及空间模型

(一) 变量选择

1. 被解释变量。本文将从农村教育贫困广度、深度、强度三个维度研究农村教育贫困问题，因此包括三个被解释变量。农村教育贫困广度，又称农村教育贫困发生率，是衡量农村教育贫困人口占农村总人口比例的指标；农村教育贫困深度，又称为农村教育贫困距指数，是衡量农村教育贫困人口的教育水平与教育贫困线（即义务教育9年）相对距离的指标；农村教育贫困强度，又称为农村教育贫困平方距指数，是衡量农村贫困人口教育不均等状况的指标，可以用来描述农村教育贫困的严重程度。这三个指标均通过结合尹飞霄和罗良清（2013）测算教育贫困的教育贫困 FGT 指数，并使用世界银行提供的 PovcalNet 工具进行计算得到，FGT 指数计算公式如式（1）所示：

$$P_{\alpha} = \int_0^{Z_e} \left(\frac{Z_e - x}{Z_e} \right)^{\alpha} f(x) dx \quad (1)$$

其中 $\alpha \geq 0$ ， x 为农村居民人均受教育年限， Z_e 为农村教育贫困线（文中选用法定受教育年限 9 年来表示）， α 为厌恶系数， $f(x)$ 为农村人口教育密度函数，选用 Beta 模型 $L_e(P) = p - \theta p^{\gamma(1-p)^{\delta}}$ 进行后续计算， $L_e(P)$ 表示农村人口累积受教育年限百分比， p 表示农村人口累积百分比。其中，厌恶系数 α 为 0， P_0 为农村教育贫困广度（HC）；厌恶系数 α 为 1， P_1 为农村教育贫困深度（PG）；厌恶系数 α 为 2， P_2 为农村教育贫困强度（FGT）。

2. 核心解释变量。本文结合中国人民银行发布的《中国普惠金融指标分析报告（2018 年）》和林春等（2019）关于普惠金融的测算方法，从普惠金融可得性、效用性、质量三个维度构建普惠金融指数指标体系（相关维度见表 1），具体计算参照 Sarma（2015）的方法，即使用欧氏距离进行指标测度，使用变异系数确定各指标和各维度权重，然后计算得出普惠金融指数（IFI）。

表 1 普惠金融指数的指标体系

| 维度 | 指标 | 方向 |
|-----|-------------------------|----|
| 可得性 | 每万人拥有的银行业金融机构网点数 | 正向 |
| | 每万人拥有的银行业金融机构网点从业人员数 | 正向 |
| | 每万平方千米拥有的银行业金融机构网点数 | 正向 |
| | 每万平方千米拥有的银行业金融机构网点从业人员数 | 正向 |
| 效用性 | 农村人口人均农业保险保费收入 | 正向 |
| | 农村人口人均农业保险赔付支出 | 正向 |
| | 保险密度 | 正向 |
| | 保险深度 | 正向 |
| 质量 | 商业银行不良贷款率 | 反向 |
| | 存贷比 | 正向 |

3. 其他解释变量。本文结合已有文献选取农村家庭教育投资、农村经济发展水平、公共教育投资

作为其他解释变量。农村家庭教育投资反映农村家庭的教育投资力度，一般地，农村家庭教育投资越大，该家庭未成年子女顺利完成9年义务教育的可能性越大，农村教育贫困问题越不明显，文中使用农村居民人均教育文化娱乐支出来衡量；农村经济发展水平反映各省农村地区整体经济发展状况，理论上农村地区经济发展水平越高，农村教育贫困问题越不显著，文中使用农村居民可支配收入水平进行衡量；公共教育投资属于控制变量，公共教育投资越大，农村人口能够享受的教育资源越多，农村教育贫困问题越不明显，公共教育投资的构成有多个因素，本文参考张俊良等（2019）的研究选定各级各类学校数、各级各类专任教师数、省人均财政教育经费三个指标衡量各省公共教育投资力度。

（二）数据来源与变量描述

1.数据来源。考虑到普惠金融服务中对农村教育产生最直接影响的“生源地助学贷款”政策从2007年8月开始实施，为了使实证结果更具有说服力，文章选取了31个省、自治区、直辖市2008~2018年这11年的数据构建模型进行分析。具体变量名称及测度方式如表2所示。其中，农村教育贫困广度（*HC*）、深度（*PG*）、强度（*FGT*）相关省级面板数据均来源于《中国人口和就业统计年鉴》^①；普惠金融相关省级面板数据来源于《中国区域金融运行报告》^②和EPS数据平台^③；农村家庭教育投资、农村经济发展水平相关省级面板数据来源于《中国住户调查年鉴》^④；公共教育投资中各级各类学校省级面板数据和各级各类专任教师省级面板数据来源于《中国统计年鉴》^⑤，财政教育经费省级面板数据来源于《中国教育统计年鉴》^⑥。

表2 变量名称、计算及数据来源

| 变量类型 | 变量名称 | 变量测度 |
|-------|--|--|
| 被解释变量 | 农村教育贫困广度（ <i>HC</i> ）、深度（ <i>PG</i> ）、强度（ <i>FGT</i> ） | 农村居民人均受教育年限=（接受大学本科或专科教育人数*16+接受高中或高职教育人数*12+接受初中教育人数*9+接受小学教育人数*6+未上过学人数*0.8）/农村地区总人数； 根据各省份农村人口接受不同教育年限分组数据使用POVCALNET计算得到农村教育贫困广度、深度、强度； |
| 解释变量 | 普惠金融（ <i>IFI</i> ） 农村家庭教育投资（ $\ln(fam)$ ） 农村经济发展水平（ $\ln(inc)$ ） | 使用Sarma（2015）的方法进行测算； 取农村居民人均教育文化娱乐支出的对数值； 取各省农村人口人均可支配收入的对数值； |

^①国家统计局人口和就业统计司（编）：《中国人口和就业统计年鉴》（2009-2019年），北京：中国统计出版社。

^②中国人民银行（编）：《中国区域金融运行报告》（2009-2019年），<http://www.pbc.gov.cn/zhengcehuobisi/125207/125227/125960/126049/index.html>。

^③参见EPS DATA，<http://olap.epsnet.com.cn/index.html>。

^④国家统计局住户调查办公室（编）：《中国住户调查年鉴》（2009-2019年），北京：中国统计出版社。

^⑤国家统计局（编）：《中国统计年鉴》（2009-2019年），北京：中国统计出版社。

^⑥教育部发展规划司组（编）：《中国教育统计年鉴》（2009-2019年），北京：人民教育出版社。

(续表2)

| | | |
|------|-----------------------|--|
| 解释变量 | 公共教育投资 ($\ln(pub)$) | 各省各级各类学校数对数值、各级各类专任教师数对数值、人均财政教育经费对数值三者的平均值; |
|------|-----------------------|--|

注：公共教育投资取三个指标平均值原因：第一，各级各类学校代表教育的基础设施，各级各类专任教师代表教育的质量，人均财政教育经费代表教育设备、师资建设等，这三个指标对于教育来说具有同等的重要性，而当各指标的重要性相当时，它们应该占据相同比重（Sarma, 2016）；第二，使用该权重能够使不同年份各省公共教育投资数据具有可比性。

2. 变量描述。2008~2018年中国农村教育贫困总体变化趋势如图2所示，可以明显看出农村教育贫困广度、深度、强度的总趋势均为逐渐下降，说明农村教育贫困已经得到有效纾解。农村教育贫困广度从2008年的69.95%下降到2018年的64.14%，11年间下降了5.81%，下降幅度为8.30%；农村教育贫困深度从2008年的23.73%下降到2018年的20.81%，11年间下降了2.92%，下降幅度为12.30%；农村教育贫困强度从2008年的15.99%下降到2018年的13.17%，11年间下降了2.82%，下降幅度为17.63%。其中，农村教育贫困强度下降幅度最大，其次是农村教育贫困深度，农村教育贫困广度下降幅度最小。此外，对文中各变量进行描述性统计分析，统计结果如表3所示。

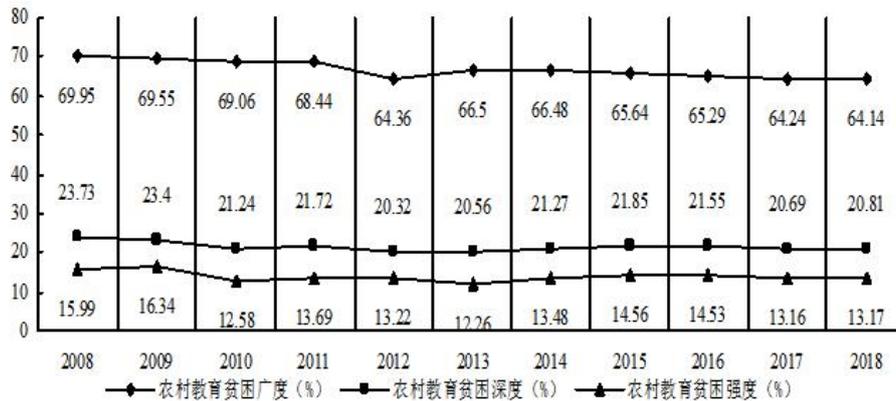


图2 2008~2018年农村教育贫困广度、深度、强度变化趋势

表3 各变量描述性统计结果

| 变量 | N | 最小值 | 最大值 | 均值 | 标准差 |
|-------------------------|-----|--------|--------|--------|-------|
| 农村教育贫困广度 (HC) | 341 | 40.438 | 90.680 | 67.367 | 0.078 |
| 农村教育贫困强度 (PG) | 341 | 11.100 | 56.078 | 22.558 | 0.069 |
| 农村教育贫困深度 (FGT) | 341 | 6.473 | 51.765 | 15.158 | 0.076 |
| 普惠金融 (IFI) | 341 | 0.057 | 0.780 | 0.267 | 0.138 |
| 农村家庭教育投资 ($\ln(fam)$) | 341 | 3.711 | 7.489 | 6.350 | 0.734 |
| 农村经济发展水平 ($\ln(inc)$) | 341 | 7.910 | 10.321 | 9.068 | 0.496 |
| 公共教育投资 ($\ln(pub)$) | 341 | 5.142 | 7.419 | 6.514 | 0.480 |

(三) 空间模型

本文采用含平方项、交叉项的动态空间杜宾模型进行实证研究，模型方程式如式(2)所示。

$$\begin{aligned}
y_{it} = & \tau y_{it-1} + \rho \sum_{j=1}^N w_{ij} y_{jt} + \eta \sum_{j=1}^N w_{ij} y_{jt-1} + \beta_1 IFI_{it} + \beta_2 \ln(fam)_{it} + \beta_3 \ln(inc)_{it} \\
& + \beta_4 \ln(pub)_{it} + 0.5 * \beta_{11} IFI_{it}^2 + \beta_{12} IFI_{it} \ln(fam)_{it} \\
& + \beta_{13} IFI_{it} \ln(inc)_{it} + \beta_{34} \ln(inc)_{it} \ln(pub)_{it} \\
& + \sum_{j=1}^N w_{ij} (\theta_1 IFI_{it} + \theta_2 \ln(fam)_{it} + \theta_3 \ln(inc)_{it} + \theta_4 \ln(pub)_{it}) + \mu_i + \nu_i + \varepsilon_{it}
\end{aligned} \quad (2)$$

y_{it} 表示地区 i 在时间 t 的农村教育贫困广度、深度、强度, y_{it-1} 和 $\sum_{j=1}^N w_{ij} y_{jt}$ 为农村教育贫困(广度、深度、强度)的时间滞后项和空间滞后项, $\sum_{j=1}^N w_{ij} y_{jt-1}$ 是 y_{it} 的时空滞后, τ 、 ρ 、 η 分别是时间序列、空间、时空的自回归系数; w_{ij} 是权重矩阵 W_{ij} 中的元素, 该矩阵描述各地区空间分布, 本文选用经济邻接权重矩阵进行分析; $\beta_i (i=1,2,3,4)$ 表示普惠金融、农村家庭教育投资、农村经济发展水平、公共教育投资的回归系数; $\beta_{ij} (ij=11,12,13,24)$ 表示普惠金融平方项、普惠金融与农村家庭教育投资交互项、普惠金融与农村经济发展水平交互项、公共教育投资与农村经济发展水平交互项的回归系数; $\theta_i (i=1,2,3,4)$ 表示普惠金融、农村家庭教育投资、农村经济发展水平、公共教育投资的空间滞后; μ_i 、 ν_i 、 ε_{it} 分别表示该模型的空间效应、时间效应和随机误差, 且 ε_{it} 服从均值为零和方差为 σ^2 的正态分布。考虑到地方经济发展水平与公共教育投资存在显著的相关性(熊文渊, 2013), 本文建立模型时加入了公共教育投资和农村经济发展水平的交互项。

在一个特定的时间点 t 上, 从地区 1 到地区 N 被解释变量 y (即农村教育贫困广度、深度、强度) 的期望值对普惠金融 (IFI) 求偏导得到式 (3):

$$\begin{bmatrix} \frac{\partial E(y_{1t})}{\partial IFI_{1t}} & \dots & \frac{\partial E(y_{1t})}{\partial IFI_{Nt}} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \frac{\partial E(y_{Nt})}{\partial IFI_{1t}} & \dots & \frac{\partial E(y_{Nt})}{\partial IFI_{Nt}} \end{bmatrix} = ((1-\tau)I_N - (\rho + \eta)W)^{-1} \times \begin{bmatrix} \beta_1 & \theta_1 w_{12} & \dots & \theta_1 w_{1N} \\ \theta_1 w_{21} & \beta_2 & \dots & \theta_1 w_{2N} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \theta_1 w_{N1} & \theta_1 w_{N2} & \dots & \beta_N \end{bmatrix} \quad (3)$$

其中, 对角线元素计算公式为 $\beta_i = \beta_1 + \beta_{11} IFI_{it} + \beta_{12} \ln(fam)_{it} + \beta_{13} \ln(inc)_{it}$, $i=1,2,\dots,N$ 。

当式 (3) 中的 δ 和 η 同时为 0, 该式计算得出普惠金融纾解农村教育贫困的短期直接效应和短期间接效应, 否则, 该式计算得出的是普惠金融纾解农村教育贫困的长期直接效应和长期间接效应。其中, 对角线元素为直接效应, 非对角线元素为间接效应。

五、实证结果与分析

(一) 空间自相关性分析

使用 MATLAB 2016a 软件对 2008~2018 年 31 个省份的农村教育贫困广度、深度、强度以及普惠金融指数进行全域空间自相关检验, 检验结果如表 4 所示。由表 4 可知, 2008~2018 年农村教育贫困广度、深度、强度以及普惠金融指数在经济邻接权重矩阵下的全局 Moran'I 指数均在 5% 的显著性水平下通过检验, 该结果表明中国农村教育贫困广度、深度、强度以及普惠金融指数在空间上不是随机分

布的, 而是呈现出显著的空间正相关性, 即农村教育贫困和普惠金融具有统计学意义上的空间集聚特征。

表 4 农村教育贫困广度、深度、强度、普惠金融指数的全局 Moran'I 指数

| | 农村教育贫困广度 (<i>HC</i>) | 农村教育贫困深度 (<i>PG</i>) | 农村教育贫困强度 (<i>FGT</i>) | 普惠金融 (<i>IFI</i>) |
|------|---------------------------|---------------------------|----------------------------|---------------------|
| 2008 | 0.523*** | 0.379*** | 0.209** | 0.311*** |
| 2009 | 0.521*** | 0.352*** | 0.201** | 0.313*** |
| 2010 | 0.437*** | 0.338*** | 0.206** | 0.305*** |
| 2011 | 0.439*** | 0.345*** | 0.211** | 0.274*** |
| 2012 | 0.414*** | 0.380*** | 0.279*** | 0.301*** |
| 2013 | 0.449*** | 0.326*** | 0.218** | 0.290*** |
| 2014 | 0.450*** | 0.293*** | 0.219** | 0.263*** |
| 2015 | 0.431*** | 0.374*** | 0.299*** | 0.303*** |
| 2016 | 0.409*** | 0.318*** | 0.242** | 0.322*** |
| 2017 | 0.416*** | 0.310*** | 0.182** | 0.346*** |
| 2018 | 0.429*** | 0.330*** | 0.180** | 0.358*** |

注: **、*、*表示估计结果在 0.01、0.05、0.1 的水平上显著。

(二) 省级面板数据的平稳性检验

本文对省级面板数据进行了平稳性的 LLC 检验、ADF 检验和 PP 检验, 检验结果如表 5 所示。从表 5 结果可以看出, 除了农村教育贫困强度 (*FGT*) 和普惠金融 (*IFI*) 的 ADF 检验未通过 10% 显著性水平检验, 其余各变量的三种检验结果均通过 5% 显著性水平检验, 即数据平稳。但对于农村教育贫困强度 (*FGT*) 和普惠金融 (*IFI*) 来说, 由于 LLC 检验结果和 PP 检验结果均在 5% 的显著性水平下通过 t 检验, 根据少数服从多数的原则认为农村教育贫困强度 (*FGT*) 和普惠金融 (*IFI*) 面板数据也是平稳的。因此, 本文所有变量的省级面板数据均通过平稳性检验。

表 5 平稳性检验结果

| | 农村教育贫困广度 (<i>HC</i>) | 农村教育贫困深度 (<i>PG</i>) | 农村教育贫困强度 (<i>FGT</i>) | 普惠金融 (<i>IFI</i>) | 农村家庭教育投资 ($\ln(fam)$) | 农村经济发展水平 ($\ln(inc)$) | 公共教育投资 ($\ln(pub)$) |
|--------|---------------------------|---------------------------|----------------------------|------------------------|----------------------------|----------------------------|--------------------------|
| LLC 检验 | -11.375*** P=0.000 | -8.668*** P=0.000 | -4.521*** P=0.000 | -7.923*** P=0.000 | -13.406*** P=0.000 | -14.164*** P=0.000 | -11.715*** P=0.000 |
| ADF 检验 | 97.732*** P=0.003 | 117.609*** P=0.000 | 75.161 P=0.122 | 72.814 P=0.164 | 82.991** P=0.039 | 93.393*** P=0.006 | 95.743*** P=0.004 |
| PP 检验 | 145.788*** P=0.000 | 115.906*** P=0.000 | 89.099** P=0.014 | 93.739*** P=0.006 | 114.856*** P=0.000 | 171.214*** P=0.000 | 153.832*** P=0.000 |

注: **、*、*表示估计结果在 0.01、0.05、0.1 的水平上显著。

(三) 模型选择和实证结果分析

考虑农村教育贫困存在时间滞后性, 文章采用动态空间杜宾模型进行实证分析。模型结果如表 6、

表 7 所示。模型 1、模型 5 及模型 9 为普惠金融和其他解释变量对农村教育贫困没有时间固定效应、不含平方项和交互项的动态空间杜宾回归；模型 2、模型 6 及模型 10 为有时间效应的、不含平方项和交互项的动态空间杜宾回归；增加普惠金融平方项、普惠金融与农村家庭教育投资、普惠金融与农村经济发展水平、公共教育投资与农村经济发展水平交互项之后，模型 3、模型 7 及模型 11 为不含时间固定效应的动态空间杜宾回归，模型 4、模型 8 及模型 12 为含时间固定效应的动态空间杜宾回归。由于所有模型的 $(\tau + \lambda + \eta)$ 均小于 1，且均在 1% 的显著性水平下通过 Wald 检验，说明本文模型均是稳定的，具有解释力。

表 6 普惠金融对农村教育贫困广度、深度的实证结果

| | 农村教育贫困广度 (HC) | | | | 农村教育贫困深度 (PG) | | | |
|--------------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|------------------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|------------------------|
| | 模型 1 | 模型 2 | 模型 3 | 模型 4 | 模型 5 | 模型 6 | 模型 7 | 模型 8 |
| | 无时间固定 | 有时间固定 | 无时间固定 | 有时间固定 | 无时间固定 | 有时间固定 | 无时间固定 | 有时间固定 |
| $t-1$ 期农村教育贫困 | 0.120 (0.491) | 0.127 (0.546) | 0.069 (-0.334) | 0.071 (-0.346) | 0.088 (-0.304) | 0.101 (-0.151) | 0.021* (-1.293) | 0.036 (-1.098) |
| t 期农村教育贫困空间滞后项 | 0.331*** (3.605) | 0.177* (1.392) | 0.294*** (3.161) | 0.197* (1.588) | 0.419*** (4.935) | 0.028 (0.232) | 0.384*** (4.549) | 0.074 (0.601) |
| $t-1$ 期农村教育贫困空间滞后项 | -0.044 (0.059) | -0.032 (-0.043) | -0.058 (-0.116) | -0.053 (-0.214) | 0.078 (1.176) | 0.170 (0.898) | 0.051 (0.933) | 0.143 (0.754) |
| 普惠金融 | -7.263 (-0.741) | -18.576* (-1.471) | 320.211*** (-3.692) | 329.659*** (-3.545) | 6.156 (0.474) | 2.122 (0.087) | 319.405*** (-3.798) | 263.62*** (-3.079) |
| 农村家庭教育投资 | -5.132*** (-2.611) | -4.940*** (-2.526) | -4.972* (-1.482) | -6.408** (-1.924) | -5.710*** (-3.079) | -5.759*** (-3.244) | -7.427*** (-2.441) | -8.654*** (-2.941) |
| 农村经济发展水平 | -7.694 (-0.881) | -2.891 (-0.414) | -17.651 (-1.213) | -19.803* (-1.369) | -13.16* (-1.358) | -4.231 (-0.492) | -26.911** (-1.832) | -20.635* (-1.498) |
| 公共教育投资 | 23.038*** (-3.550) | 20.220*** (-3.114) | -40.314** (-2.182) | 44.984*** (-2.396) | 23.044*** (-3.657) | 20.411*** (-3.294) | 45.377*** (-2.540) | 41.964*** (-2.401) |
| 普惠金融平方项 | | | -148.811* (-1.6412) | 191.826** (-2.114) | | | 177.375** (-2.095) | 226.279*** (-2.748) |
| 普惠金融*农村家庭教育投资 | | | 8.689 (1.032) | 11.445* (1.325) | | | 14.928** (1.887) | 13.405** (1.744) |
| 普惠金融*农村经济发展水平 | | | 34.364*** (2.526) | 34.180*** (2.494) | | | 32.729*** (2.461) | 29.021** (2.261) |
| 公共教育投资*农村经济发展水平 | | | 2.136 (1.106) | 3.024* (1.511) | | | 2.854* (1.528) | 2.721* (1.485) |
| 普惠金融空间滞后项 | 3.292 (0.248) | -59.885 (-1.129) | -40.282* (-1.512) | -91.448** (-1.884) | -16.218 (-0.539) | -17.478 (-0.424) | 68.185*** (-2.681) | -57.959* (-1.443) |
| 农村家庭教育投资空间滞后项 | 9.808*** (3.134) | -0.945 (-0.058) | 10.257*** (3.121) | 0.919 (0.282) | 11.429*** (3.818) | -3.433 (-0.611) | 12.801*** (4.124) | -1.658 (-0.246) |

(续表 6)

| | | | | | | | | |
|--------------------------|----------|---------------------|----------|----------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| 农村经济发展水平 | 12.230 | 7.874 | -1.971 | 18.113 | 8.492 | 15.290 | -7.093 | 27.156 [*] |
| 空间滞后项 | (1.121) | (0.395) | (-0.196) | (0.859) | (0.785) | (0.687) | (-0.661) | (1.290) |
| 公共教育投资空间 | 2.984 | 28.181 [*] | 2.179 | 25.590 | 28.858 ^{***} | 48.394 ^{***} | 28.948 ^{***} | 48.932 ^{***} |
| 滞后项 | (0.540) | (1.362) | (0.446) | (1.221) | (2.345) | (2.410) | (2.373) | (2.425) |
| R ² | 0.460 | 0.498 | 0.491 | 0.527 | 0.499 | 0.574 | 0.539 | 0.601 |
| LogL | -852.414 | -756.892 | -843.389 | -749.406 | -843.984 | -739.689 | -831.517 | -728.880 |
| σ^2 | 28.399 | 27.328 | 26.746 | 25.7084 | 26.405 | 23.310 | 24.306 | 21.8107 |
| $\tau + \rho + \eta$ | 0.407 | 0.272 | 0.306 | 0.215 | 0.587 | 0.299 | 0.458 | 0.254 |
| Wald-test | 22.922 | 13.958 | 16.256 | 14.214 | 12.209 | 10.115 | 19.597 | 11.879 |
| $\tau + \rho + \eta = 1$ | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.001 | 0.002 | 0.000 | 0.001 |
| P(Wald-test) | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.001 | 0.002 | 0.000 | 0.001 |
| F test | 1.142 | | 1.156 | | 3.867 | | 3.275 | |
| P(F-test) | 0.336 | | 0.327 | | 0.000 | | 0.002 | |

此外, 根据无时间固定效应模型与有时间固定效应模型的 F 检验值可知, 选择没有时间固定效应的动态空间杜宾模型 (即模型 1 和模型 3) 分析普惠金融对农村教育贫困广度的影响更为适合, 选择有时间固定效应的动态空间杜宾模型分析普惠金融对农村教育贫困深度 (即模型 6 和模型 8) 和农村教育贫困强度 (即模型 10 和模型 12) 的影响更为适合。最后, 由于模型 1 和模型 3 的 LR 检验值为 18.05, 模型 6 和模型 8 的 LR 检验值为 21.618, 模型 10 和模型 12 的 LR 检验值为 20.271^①, 均大于 16.92, 即均在 5% 显著性水平下通过检验, 因此加入平方项和交互项的模型更具有解释力。

从表 6 模型 3、模型 8 及表 7 模型 12 的结果可知, 普惠金融对农村教育贫困广度、深度、强度均存在显著的负向影响, 表明普惠金融对农村教育贫困存在纾解效应, 并且普惠金融平方项对农村教育贫困广度、深度、强度的影响在 5% 显著性水平下通过检验, 且为负值, 表明普惠金融对农村教育贫困的纾解效应是非线性的, 呈现出倒“U”型趋势, 即普惠金融对农村教育贫困的纾解效应存在一个门槛值, 当普惠金融指数小于该门槛值时, 普惠金融对农村教育贫困的纾解效应随着普惠金融指数增加而增加; 当普惠金融指数大于该门槛值时, 普惠金融对农村教育贫困的纾解效应随着普惠金融指数增加而降低。

表 7 普惠金融对农村教育贫困强度的实证结果

| | 农村教育贫困强度 (FGT) | | | |
|---------------|----------------|----------|--------------------|----------|
| | 模型 9 | 模型 10 | 模型 11 | 模型 12 |
| | 无时间 | 有时间 | 无时间 | 有时间 |
| | 固定 | 固定 | 固定 | 固定 |
| $t-1$ 期农村教育贫困 | 0.076 | 0.092 | 0.017 [*] | 0.040 |
| | (-0.506) | (-0.318) | (-1.364) | (-1.051) |

^①限于篇幅, 具体计算方式备索。

普惠金融对农村教育贫困的纾解效应

| (续表 7) | | | | |
|----------------------------------|------------------------|------------------------|-------------------------|-------------------------|
| t 期农村教育贫困空间滞后项 | 0.453*** (5.483) | 0.032 (0.270) | 0.4223*** (5.133) | 0.082 (0.658) |
| $t-1$ 期农村教育贫困空间滞后项 | 0.070 (1.128) | 0.153 (0.752) | 0.041 (0.849) | 0.150 (0.754) |
| 普惠金融 | 16.375* (1.209) | 13.200 (0.834) | -318.546*** (-3.204) | -243.038*** (-2.384) |
| 农村家庭教育投资 | -5.802*** (-2.682) | -5.851*** (-2.818) | -9.621*** (-2.682) | -10.553*** (-3.062) |
| 农村经济发展水平 | -19.336** (-1.677) | -9.698 (-0.925) | -37.965** (-2.188) | -28.615* (-1.743) |
| 公共教育投资 | -25.736*** (-3.477) | -23.713*** (-3.250) | -52.440*** (-2.500) | -45.736** (-2.219) |
| 普惠金融平方项 | | | -237.218*** (-2.365) | -287.344*** (-2.927) |
| 普惠金融*农村家庭教育投资 | | | 21.475** (2.265) | 17.976** (1.978) |
| 普惠金融*农村经济发展水平 | | | 31.650** (1.999) | 27.196** (1.747) |
| 公共教育投资*农村经济发展水平 | | | 3.500* (1.600) | 2.893* (1.340) |
| 普惠金融空间滞后项 | -25.167 (-0.817) | -12.880 (-0.386) | -88.878*** (-2.998) | -64.002* (-1.439) |
| 农村家庭教育投资空间滞后项 | 12.360*** (3.524) | -3.930 (-0.618) | 14.666*** (4.031) | -1.763 (-0.236) |
| 农村经济发展水平空间滞后项 | 11.688 (0.933) | 15.284 (0.504) | -3.842 (-0.299) | 30.601 (1.150) |
| 公共教育投资空间滞后项 | 37.896*** (2.528) | 50.229** (2.122) | 38.267*** (2.594) | 51.962** (2.193) |
| R ² | 0.4571 | 0.5386 | 0.4986 | 0.5661 |
| LogL | -889.452 | -779.393 | -877.429 | -769.258 |
| σ^2 | 36.395 | 32.103 | 33.602 | 30.133 |
| $\tau + \rho + \eta$ | 0.601 | 0.279 | 0.438 | 0.273 |
| Wald-test $\tau + \rho + \eta=1$ | 11.820 | 10.389 | 18.627 | 10.977 |
| P(Wald-test) | 0.001 | 0.001 | 0.000 | 0.001 |
| F test | 3.894 | | 3.296 | |
| P(F-test) | 0.000 | | 0.001 | |

注：***、**、*表示估计结果在 0.01、0.05、0.1 的水平上显著；括号内的数值为标准误。

同时，普惠金融空间滞后项均显著为负，说明普惠金融对农村教育贫困的纾解效应存在空间溢出

的特征，即本地普惠金融指数越高，邻地农村教育贫困因受到负向空间溢出效应也能够得到一定程度的纾解，假说 H1 得到验证。

此外，普惠金融与农村家庭教育投资交互项在模型 3 中不显著，在模型 8 和模型 12 中均显著为正值，表明普惠金融对农村教育贫困广度的边际纾解效应不受农村家庭教育投资影响，而农村家庭教育投资会削弱普惠金融对农村教育贫困深度和强度的边际纾解效应；普惠金融与农村经济发展水平交互项在模型 3、模型 8 和模型 12 中均通过 5% 显著性水平下的 t 检验，且均为正值，表明普惠金融对农村教育贫困（广度、深度、强度）的边际纾解效应会受农村经济发展水平影响，农村经济发展水平初始值越高，普惠金融对农村教育贫困的边际纾解效应越弱，假说 H2 得到验证。

农村家庭教育投资对农村教育贫困广度、深度、强度均存在显著的负向影响，农村家庭教育投资能够一定程度上纾解农村教育贫困，农村家庭教育投资空间滞后项对农村教育贫困广度的影响在 1% 显著性水平下通过检验，为正值，说明本地农村家庭教育投资会提高邻地农村教育贫困广度，但农村家庭教育投资空间滞后项对农村教育贫困深度和强度的影响不显著，即农村家庭教育投资对邻地农村教育贫困深度和强度不存在空间溢出效应。农村经济发展水平对农村教育贫困广度的影响不显著，对农村教育贫困深度和强度具有显著的负向影响，即农村经济发展水平能够缩短农村教育贫困人口的受教育水平与教育贫困线相对距离，能够降低农村教育贫困严重程度，农村经济发展空间滞后项仅对农村教育贫困深度有显著的正向影响，对农村教育贫困广度和强度的影响不显著，即农村经济发展水平只对邻地农村教育贫困深度存在空间溢出效应；公共教育投资对农村教育贫困广度、强度均存在显著的负向影响，即能够一定程度上纾解农村教育贫困广度、强度，但公共教育投资对农村教育贫困深度的影响显著为正，即公共教育投资对农村教育贫困不存在显著的纾解效应，另外公共教育投资空间滞后项对农村教育贫困广度不显著，对其深度和强度显著为正，即公共教育投资只对邻地农村教育贫困深度和强度存在正向空间溢出效应。

（四）时域内的短期、长期直接效应和间接效应

表 8、表 9 为 2008~2018 年普惠金融纾解农村教育贫困（广度、深度、强度）的短期、长期直接效应和间接效应。由于本文使用的模型包含平方项和交互项，所以与常见的动态空间杜宾模型中的短、长期直接效应和间接效应的计算方式存在一定的差异，对于直接效应和间接效应计算过程中存在的可变数值（包括普惠金融、农村家庭教育投资、农村经济发展水平），文中借鉴 Elhorst 等（2020）的方法，取每个年份不同变量的地区平均值进行计算（下文计算不同地区的直接效应和间接效应时，取每个地区不同变量的时间平均值）。

表 8 2008~2018 年普惠金融对农村教育贫困（广度、深度）的短期、长期直接效应和间接效应

| 年份 | 农村教育贫困广度（HC） | | | | 农村教育贫困深度（PG） | | | |
|------|------------------------|---------------------|------------------------|---------------------|----------------------|--------------------|----------------------|---------------------|
| | 短期效应 | | 长期效应 | | 短期效应 | | 长期效应 | |
| | 直接效应 | 间接效应 | 直接效应 | 间接效应 | 直接效应 | 间接效应 | 直接效应 | 间接效应 |
| 2008 | -111.133** (-2.197) | -29.744 (-1.006) | -117.005** (-2.087) | -22.837 (-0.861) | -76.754* (-1.557) | -8.045 (-0.466) | -79.554* (-1.450) | -26.860 (-0.834) |

普惠金融对农村教育贫困的纾解效应

(续表 8)

| | | | | | | | | |
|------|------------------------|----------------------|------------------------|---------------------|----------------------|--------------------|----------------------|---------------------|
| 2009 | -107.593** (-2.090) | -30.742 (-1.023) | -116.439** (-2.154) | -26.647 (-0.834) | -76.084* (-1.521) | -8.574 (-0.531) | -79.855* (-1.514) | -26.506 (-0.840) |
| 2010 | -98.932** (-1.807) | -27.419 (-0.880) | -100.621** (-1.743) | -22.461 (-0.801) | -65.765 (-1.218) | -7.089 (-0.464) | -69.312 (-1.227) | -22.126 (-0.714) |
| 2011 | -97.772** (-1.835) | -27.070 (-0.979) | -100.447** (-1.752) | -21.155 (-0.790) | -63.512 (-1.194) | -5.935 (-0.412) | -67.575 (-1.215) | -21.935 (-0.783) |
| 2012 | -93.792** (-1.680) | -25.007 (-0.957) | -101.795** (-1.774) | -21.019 (-0.787) | -59.705 (-1.074) | -6.131 (-0.398) | -66.496 (-1.181) | -21.612 (-0.745) |
| 2013 | -84.440* (-1.532) | -21.785 (-0.851) | -91.305* (-1.538) | -20.016 (-0.723) | -55.408 (-0.987) | -5.198 (-0.370) | -60.397 (-1.040) | -20.404 (-0.715) |
| 2014 | -86.449* (-1.524) | -22.182 (-0.872) | -90.965* (-1.450) | -19.450 (-0.741) | -60.567 (-1.087) | -6.606 (-0.436) | -65.166 (-1.136) | -22.151 (-0.743) |
| 2015 | -84.209* (-1.399) | -23.0457 (-0.842) | -91.776* (-1.515) | -19.525 (-0.752) | -58.383 (-1.010) | -6.281 (-0.433) | -58.260 (-1.001) | -18.107 (-0.656) |
| 2016 | -81.980* (-1.367) | -22.552 (-0.795) | -89.119* (-1.437) | -19.265 (-0.755) | -55.455 (-0.977) | -5.078 (-0.350) | -61.815 (-0.981) | -22.335 (-0.660) |
| 2017 | -78.949* (-1.339) | -22.023 (-0.755) | -84.608* (-1.345) | -18.364 (-0.700) | -51.578 (-0.873) | -5.810 (-0.376) | -58.507 (-0.938) | -19.049 (-0.658) |
| 2018 | -77.552* (-1.318) | -20.015 (-0.726) | -82.236* (-1.329) | -18.105 (-0.672) | -48.963 (-0.935) | -5.691 (-0.363) | -57.523 (-0.843) | -18.452 (-0.633) |

注：***、**、*表示估计结果在 0.01、0.05、0.1 的水平上显著；括号内的数值为标准误。

表 9 2008~2018 年普惠金融对农村教育贫困强度的短期、长期直接效应和间接效应

| 年份 | 农村教育贫困强度 (FGT) | | | |
|------|------------------|----------|----------|----------|
| | 短期效应 | | 长期效应 | |
| | 直接效应 | 间接效应 | 直接效应 | 间接效应 |
| 2008 | -86.029* | -10.681 | -87.929* | -33.811 |
| | (-1.419) | (-0.517) | (-1.391) | (-0.816) |
| 2009 | -88.108* | -10.326 | -91.902* | -32.540 |
| | (-1.502) | (-0.505) | (-1.449) | (-0.811) |
| 2010 | -74.149 | -9.332 | -82.678 | -30.124 |
| | (-1.198) | (-0.468) | (-1.266) | (-0.787) |
| 2011 | -76.986 | -8.612 | -78.530 | -29.486 |
| | (-1.237) | (-0.464) | (-1.156) | (-0.657) |
| 2012 | -72.053 | -8.614 | -75.245 | -28.567 |
| | (-1.129) | (-0.425) | (-1.094) | (-0.714) |
| 2013 | -65.594 | -7.490 | -73.932 | -26.075 |
| | (-1.034) | (-0.451) | (-1.103) | (-0.741) |
| 2014 | -80.042 | -9.681 | -75.963 | -26.715 |
| | (-1.167) | (-0.425) | (-1.071) | (-0.730) |

(续表 9)

| | | | | |
|------|---------------------|--------------------|---------------------|---------------------|
| 2015 | -73.199 (-1.075) | -8.157 (-0.439) | -75.963 (-1.071) | -25.674 (-0.745) |
| 2016 | -70.947 (-1.044) | -8.269 (-0.428) | -74.590 (-1.119) | -28.188 (-0.633) |
| 2017 | -65.082 (-0.975) | -8.087 (-0.468) | -74.062 (-1.017) | -27.408 (-0.726) |
| 2018 | -62.783 (-0.896) | -7.837 (-0.428) | -73.196 (-0.989) | -26.742 (-0.643) |

注：***、**、*表示估计结果在 0.01、0.05、0.1 的水平上显著；括号内的数值为标准误。

根据表 8、表 9 可知，普惠金融对农村教育贫困（广度、深度、强度）的直接纾解效应从 2008 年到 2018 年总体呈现出下降趋势，即普惠金融纾解农村教育贫困的效果越来越不明显。这是由于在这 11 年内，普惠金融均值增长率为 15.63%，而农村家庭教育投资均值增长率为 26.11%，农村经济发展水平均值增长率为 13.26%，结合前文偏导公式（3）和实证结果（即普惠金融与农村家庭教育投资和农村经济发展水平的交互项的系数为正值）可推导出，若农村家庭教育投资和农村经济发展水平的增长高于普惠金融的增长，那么普惠金融对农村教育贫困的边际纾解效应会减小，即普惠金融对农村教育贫困的边际纾解效应会被削弱，而表 8、表 9 结果显然符合这一推论，假说 H2 得到进一步的证实。同时注意到表 8、表 9 中短期、长期间接效应均不显著，即在农村家庭教育投资和农村经济发展水平的影响下，普惠金融纾解邻地农村教育贫困的效果受到显著削弱，但并不说明没有影响。

（五）空域内的短期、长期直接效应和间接效应

首先通过计算 2008~2018 年各省域普惠金融指数均值、农村家庭教育投资均值、农村经济发展水平均值，将 31 个省份进行分类，所得均值大于指标样本总体均值（即各指标 11 年 31 个省份的总体均值）的，属于指标高值组；小于指标样本总体均值的，属于指标低值组。分类结果如表 10 所示^①，由于文中普惠金融指数的效用性维度中包含了农村人口人均农业保险保费收入和农村人口人均农业保险赔付支出两个指标，导致了个别发达省份归属于普惠金融水平低的组别，但这并不表明该省份普惠金融发展程度较低。然后再计算 31 个省市的短期、长期直接效应和间接效应，结果如表 11、表 12 所示。

表 10 31 个省份分类结果

| | 普惠金融水平高（高于总体均值） | 普惠金融水平低（低于总体均值） |
|-------------------------|----------------------------------|--|
| 农村家庭教育投资水平高 （高于总体均值） | 上海、北京、天津、浙江、内蒙古、 辽宁、山西、吉林、黑龙江 | 广东、江苏、陕西、福建、山东、湖南、湖 北 |
| 农村家庭教育投资水平低 （低于总体均值） | 西藏、宁夏 | 安徽、重庆、河北、海南、江西、河南、甘 肃、四川、广西、云南、青海、贵州、新疆 |

^①由于农村家庭教育投资和农村经济发展水平高、低的省份基本一致，所以将二者合并在一起使用农村家庭教育投资进行讨论。

普惠金融对农村教育贫困的纾解效应

表 11 31 个省市普惠金融对教育贫困广度和深度的短期、长期直接效应和间接效应

| 地区 | 农村教育贫困广度 (HC) | | | | 农村教育贫困深度 (PG) | | | |
|-------|---------------|----------|------------|----------|---------------|----------|------------|----------|
| | 短期效应 | | 长期效应 | | 短期效应 | | 长期效应 | |
| | 直接效应 | 间接效应 | 直接效应 | 间接效应 | 直接效应 | 间接效应 | 直接效应 | 间接效应 |
| 北 京 | -135.060** | -34.979 | -146.494** | -32.133 | -135.059** | -13.707 | -145.157** | -49.015 |
| | (-2.124) | (-1.000) | (-2.171) | (-0.877) | (-2.234) | (-0.540) | (-2.329) | (-1.024) |
| 天 津 | -104.094** | -27.775 | -113.152** | -23.340 | -103.987** | -10.540 | -105.362** | -34.397 |
| | (-1.785) | (-0.940) | (-1.822) | (-0.809) | (-1.961) | (-0.530) | (-1.887) | (-0.960) |
| 河 北 | -81.063* | -22.895 | -85.700* | -17.218 | -65.493 | -7.504 | -67.212 | -21.864 |
| | (-1.421) | (-0.839) | (-1.435) | (-0.731) | (-1.227) | (-0.494) | (-1.239) | (-0.753) |
| 山 西 | -103.824** | -28.746 | -113.10** | -23.622 | -91.568** | -9.347 | -94.392** | -31.081 |
| | (-1.935) | (-0.923) | (-2.061) | (-0.861) | (-1.818) | (-0.484) | (-1.774) | (-0.875) |
| 内 蒙 古 | -113.838** | -32.057 | -125.012** | -27.728 | -104.205** | -10.749 | -107.880** | -35.636 |
| | (-2.036) | (-0.987) | (-2.145) | (-0.869) | (-2.068) | (-0.509) | (-2.185) | (-0.994) |
| 辽 宁 | -108.349** | -28.485 | -113.770** | -22.425 | -97.497** | -9.650 | -102.751** | -34.875 |
| | (-1.917) | (-1.021) | (-1.986) | (-0.803) | (-1.925) | (-0.529) | (-1.918) | (-0.956) |
| 吉 林 | -98.109** | -27.858 | -104.215** | -20.632 | -85.575** | -9.519 | -91.038** | -30.237 |
| | (-1.776) | (-0.925) | (-1.858) | (-0.783) | (-1.709) | (-0.562) | (-1.673) | (-0.908) |
| 黑 龙 江 | -97.883** | -25.954 | -102.258** | -21.952 | -85.285** | -9.788 | -88.791** | -29.523 |
| | (-1.743) | (-0.897) | (-1.728) | (-0.792) | (-1.717) | (-0.532) | (-1.669) | (-0.876) |
| 上 海 | -144.176** | -39.538 | -155.074** | -32.287 | 152.094*** | -15.325 | 157.123*** | -50.944 |
| | (-2.121) | (-0.980) | (-2.208) | (-0.869) | (-2.492) | (-0.546) | (-2.450) | (-1.044) |
| 江 苏 | -74.187* | -18.689 | -81.333* | -17.537 | -65.096 | -7.157 | -66.308 | -21.142 |
| | (-1.282) | (-0.759) | (-1.286) | (-0.696) | (-1.205) | (-0.453) | (-1.193) | (-0.789) |
| 浙 江 | -99.044** | -25.524 | -99.940* | -22.144 | -90.287** | -9.662 | -92.456** | -31.078 |
| | (-1.703) | (-0.940) | (-1.496) | (-0.705) | (-1.647) | (-0.473) | (-1.689) | (-0.945) |
| 安 徽 | -73.219 | -20.307 | -79.560* | -16.626 | -57.142 | -5.775 | -56.672 | -17.995 |
| | (-1.235) | (-0.768) | (-1.292) | (-0.660) | (-1.047) | (-0.423) | (-1.061) | (-0.719) |
| 福 建 | -75.167* | -21.258 | -76.480 | -16.380 | -62.559 | -6.419 | -66.667 | -21.382 |
| | (-1.289) | (-0.801) | (-1.240) | (-0.656) | (-1.169) | (-0.426) | (-1.170) | (-0.732) |
| 江 西 | -76.176* | -19.697 | -79.621* | -17.219 | -59.960 | -6.163 | -62.700 | -20.853 |
| | (-1.316) | (-0.758) | (-1.302) | (-0.693) | (-1.179) | (-0.442) | (-1.128) | (-0.742) |
| 山 东 | -74.528* | -20.192 | -77.678* | -15.906 | -58.874 | -6.307 | -60.790 | -20.371 |
| | (-1.353) | (-0.810) | (-1.303) | (-0.698) | (-1.133) | (-0.408) | (-1.105) | (-0.712) |
| 河 南 | -74.699* | -19.846 | -84.081* | -18.036 | -57.553 | -5.520 | -62.664 | -20.331 |
| | (-1.319) | (-0.840) | (-1.379) | (-0.657) | (-1.068) | (-0.404) | (-1.144) | (-0.703) |
| 湖 北 | -68.397 | -19.323 | -75.433 | -15.522 | -50.721 | -4.948 | -55.222 | -18.303 |
| | (-1.209) | (-0.786) | (-1.239) | (-0.666) | (-0.964) | (-0.382) | (-0.984) | (-0.659) |
| 湖 南 | -72.820* | -20.172 | -79.228* | -17.283 | -55.581 | -6.103 | -59.585 | -20.058 |
| | (-1.285) | (-0.822) | (-1.303) | (-0.690) | (-1.042) | (-0.427) | (-1.059) | (-0.682) |

(续表 11)

| | | | | | | | | |
|-----|------------|----------|------------|----------|-----------|----------|-----------|----------|
| 广 东 | -81.209* | -22.920 | -85.808* | -18.752 | -72.070* | -6.713 | -68.860 | -22.067 |
| | (-1.410) | (-0.842) | (-1.374) | (-0.726) | (-1.310) | (-0.382) | (-1.252) | (-0.782) |
| 广 西 | -67.326 | -17.702 | -76.198 | -15.289 | -49.771 | -6.908 | -49.750 | -16.970 |
| | (-1.204) | (-0.778) | (-1.232) | (-0.661) | (-0.942) | (-0.434) | (-0.911) | (-0.600) |
| 海 南 | -78.560* | -21.149 | -80.983* | -17.432 | -60.138 | -6.539 | -66.858 | -21.846 |
| | (-1.328) | (-0.807) | (-1.330) | (-0.667) | (-1.130) | (-0.444) | (-1.272) | (-0.830) |
| 重 庆 | -80.465* | -23.337 | -85.179* | -18.159 | -62.057 | -6.790 | -65.696 | -22.504 |
| | (-1.393) | (-0.765) | (-1.377) | (-0.726) | (-1.165) | (-0.438) | (-1.203) | (-0.758) |
| 四 川 | -93.454** | -25.180 | -100.632** | -22.270 | -82.886** | -8.799 | -86.373* | -28.445 |
| | (-1.687) | (-0.935) | (-1.732) | (-0.843) | (-1.646) | (-0.506) | (-1.641) | (-0.849) |
| 贵 州 | -66.130* | -26.737 | -83.857* | -17.639 | -59.237 | -6.164 | -63.316 | -21.783 |
| | (-1.288) | (-0.969) | (-1.434) | (-0.721) | (-1.212) | (-0.460) | (-1.172) | (-0.712) |
| 云 南 | -83.074* | -22.890 | -83.797* | -18.329 | -55.744 | -6.214 | -54.023 | -18.066 |
| | (-1.586) | (-0.830) | (-1.414) | (-0.738) | (-1.045) | (-0.398) | (-1.003) | (-0.610) |
| 西 藏 | -116.910** | -30.405 | -127.789** | -26.534 | -98.127** | -10.923 | 105.955** | -35.437 |
| | (-2.322) | (-1.017) | (-2.308) | (-0.879) | (-2.072) | (-0.546) | (-2.084) | (-1.055) |
| 陕 西 | -105.352** | -27.824 | -110.069** | -23.027 | -88.953 | -8.271 | -87.912** | -27.608 |
| | (-1.996) | (-1.011) | (-1.974) | (-0.821) | (-1.840) | (-0.480) | (-1.653) | (-0.919) |
| 甘 肃 | -102.869** | -27.847 | -112.672** | -23.589 | -85.472** | -9.214 | -87.094** | -28.208 |
| | (-1.988) | (-1.031) | (-2.054) | (-0.844) | (-1.796) | (-0.510) | (-1.686) | (-0.944) |
| 青 海 | -101.105** | -27.315 | -114.669** | -24.684 | -85.700** | -9.192 | -87.929** | -28.666 |
| | (-1.964) | (-1.005) | (-2.025) | (-0.799) | (-1.823) | (-0.547) | (-1.685) | (-0.911) |
| 宁 夏 | -104.846** | -27.405 | -112.683** | -22.771 | -87.451** | -8.095 | -93.651** | -30.213 |
| | (-2.028) | (-1.004) | (-1.971) | (-0.767) | (-1.831) | (-0.477) | (-1.737) | (-0.913) |
| 新 疆 | -100.433** | -27.024 | -110.386** | -22.153 | -89.238** | -9.449 | -89.450** | -28.954 |
| | (-1.891) | (-0.885) | (-1.938) | (-0.789) | (-1.856) | (-0.524) | (-1.739) | (-0.977) |

注：***、**、*表示估计结果在 0.01、0.05、0.1 的水平上显著；括号内的数值为标准误。

表 12 31 个省市普惠金融对教育贫困强度的短期、长期直接效应和间接效应

| 地 区 | 农村教育贫困强度 (FGT) | | | |
|-----|-------------------------|---------------------|------------------------|---------------------|
| | 短期效应 | | 长期效应 | |
| | 直接效应 | 间接效应 | 直接效应 | 间接效应 |
| 北 京 | -170.514*** (-2.461) | -19.225 (-0.595) | -177.529** (-2.295) | -60.674 (-1.028) |
| 天 津 | -128.643** (-2.076) | -13.779 (-0.542) | -133.346** (-1.988) | -47.645 (-0.961) |
| 河 北 | -68.059 (-1.143) | -7.308 (-0.439) | -75.074 (-1.183) | -27.244 (-0.784) |
| 山 西 | -103.368** (-1.741) | -11.522 (-0.573) | -108.613** (-1.849) | -40.177 (-1.012) |

(续表 12)

| | | | | |
|-----|-------------------------|---------------------|-------------------------|---------------------|
| 内蒙古 | -122.215** (-2.064) | -13.803 (-0.554) | -129.427** (-2.080) | -46.451 (-1.022) |
| 辽宁 | -116.880** (-2.055) | -14.090 (-0.583) | -123.879** (-1.99) | -43.965 (-1.027) |
| 吉林 | -96.381** (-1.653) | -10.469 (-0.497) | -106.420** (-1.715) | -37.461 (-0.970) |
| 黑龙江 | -97.127** (-1.711) | -11.924 (-0.586) | -107.084** (-1.715) | -39.020 (-0.936) |
| 上海 | -192.031*** (-2.614) | -21.610 (-0.586) | -197.655*** (-2.611) | -71.237 (-1.111) |
| 江苏 | -74.594 (-1.173) | -8.894 (-0.475) | -78.230 (-1.182) | -29.800 (-0.754) |
| 浙江 | -108.011** (-1.700) | -12.207 (-0.545) | -117.589** (-1.782) | -42.115 (-0.902) |
| 安徽 | -60.475 (-0.951) | -6.771 (-0.416) | -60.534 (-0.918) | -23.945 (-0.546) |
| 福建 | -69.139 (-1.147) | -7.788 (-0.477) | -69.409 (-1.076) | -26.233 (-0.727) |
| 江西 | -64.542 (-1.050) | -7.559 (-0.464) | -64.825 (-1.014) | -25.259 (-0.707) |
| 山东 | -70.406 (-1.129) | -8.045 (-0.447) | -69.229 (-1.089) | -26.067 (-0.710) |
| 河南 | -59.074 (-0.977) | -6.663 (-0.423) | -68.144 (-1.0678) | -23.561 (-0.659) |
| 湖北 | -50.592 (-0.792) | -5.598 (-0.352) | -59.254 (-0.872) | -22.252 (-0.624) |
| 湖南 | -62.097 (-1.026) | -6.615 (-0.425) | -67.418 (-1.097) | -23.149 (-0.754) |
| 广东 | -81.025* (-1.326) | -10.034 (-0.540) | -82.567 (-1.253) | -29.904 (-0.816) |
| 广西 | -49.547 (-0.769) | -5.778 (-0.365) | -48.698 (-0.753) | -18.326 (-0.574) |
| 海南 | -65.910 (-1.052) | -6.966 (-0.368) | -68.100 (-1.068) | -23.597 (-0.747) |
| 重庆 | -71.941 (-1.224) | -8.327 (-0.468) | -69.460 (-1.061) | -26.213 (-0.744) |
| 四川 | -91.163* (-1.591) | -11.079 (-0.548) | -98.798** (-1.718) | -37.769 (-0.816) |
| 贵州 | -59.850 (-1.008) | -6.919 (-0.439) | -61.956 (-0.974) | -21.407 (-0.612) |

(续表 12)

| | | | | |
|-----|------------------------|---------------------|------------------------|---------------------|
| 云 南 | -58.166 (-0.940) | -7.301 (-0.437) | -56.550 (-0.883) | -19.996 (-0.589) |
| 西 藏 | -110.236** (-1.986) | -11.930 (-0.540) | -117.695** (-1.986) | -41.652 (-0.998) |
| 陕 西 | -99.745** (-1.724) | -11.412 (-0.582) | -96.997* (-1.606) | -35.888 (-0.866) |
| 甘 肃 | -94.454* (-1.595) | -10.370 (-0.539) | -97.187* (-1.643) | -36.053 (-0.954) |
| 青 海 | -94.649** (-1.699) | -9.744 (-0.532) | -100.637** (-1.646) | -36.403 (-0.870) |
| 宁 夏 | -100.561** (-1.697) | -11.506 (-0.570) | -105.718** (-1.790) | -37.864 (-0.944) |
| 新 疆 | -97.060** (-1.675) | -12.800 (-0.597) | -105.901** (-1.735) | -36.689 (-0.968) |

注：***、**、*表示估计结果在 0.01、0.05、0.1 的水平上显著；括号内的数值为标准误。

从表 11、表 12 中可以得知 31 个省、自治区、直辖市普惠金融纾解农村教育贫困（广度、深度、强度）空间效应的短期、长期直接效应和间接效应，结果表明：第一，所有省份普惠金融纾解农村教育贫困的短期、长期直接效应和间接效应均不显著，表明本地普惠金融对邻地农村教育贫困的边际纾解效应受农村家庭教育投资和农村经济发展水平影响较大；第二，对比表 10 中三组省份（普惠金融水平高、农村家庭教育投资水平高，普惠金融水平低、农村家庭教育投资水平高，普惠金融水平高、农村家庭教育投资水平低这三组）在表 11、表 12 中的短期、长期直接效应，发现普惠金融水平高的省份全部通过显著性水平为 5% 的 t 检验，而普惠金融水平低的省份中只有个别省份通过了显著性检验。该结果表明，只要普惠金融指数足够高，本地普惠金融对本地农村教育贫困的边际纾解效应受农村家庭教育投资和农村经济发展水平的影响就会变低；第三，对比表 10 中普惠金融水平低同时农村家庭教育投资水平高和普惠金融水平低同时农村家庭教育投资水平低的两组省份在表 11、表 12 中的短期、长期直接效应，发现农村家庭教育投资和农村经济发展水平低的省份，普惠金融对农村教育贫困的边际纾解效应整体情况更好，较多省份在 10% 显著性水平下通过 t 检验，表明农村家庭教育投资和农村经济发展水平会削弱普惠金融对农村教育贫困的边际纾解效应，进一步证实假说 H2。

（六）稳健性检验

为保证文中结果具有稳健性，本文通过使用有时间固定效应的动态空间滞后模型对普惠金融与农村教育贫困进行回归，回归结果如表 13 所示。结果表明，普惠金融、普惠金融平方项对农村教育贫困（广度、深度、强度）的影响均显著为负；普惠金融与农村家庭教育投资交互项系数均为正，但只对农村教育贫困强度存在显著影响；普惠金融与农村经济发展水平交互项系数均显著为正；农村家庭教育投资对农村教育贫困深度和强度的影响显著为负，对农村教育贫困广度的影响不显著，但系数仍为负值；农村经济发展水平对农村教育贫困的影响不显著，但系数均仍为负值；公共教育投资对农村

教育贫困的影响均显著为负。该结果表明，前文回归结果较为稳健，研究结论具有一定的可信度。

表 13 稳健性检验结果

| | 农村教育贫困广度 (<i>HC</i>) | 农村教育贫困深度 (<i>PG</i>) | 农村教育贫困强度 (<i>FGT</i>) |
|--------------------------|---------------------------|---------------------------|----------------------------|
| <i>t</i> -1 期农村教育贫困 | 0.082 (-0.189) | 0.071 (-0.581) | 0.071 (-0.589) |
| <i>t</i> 期农村教育贫困空间滞后项 | 0.172* (1.323) | 0.014 (0.060) | 0.015 (0.060) |
| <i>t</i> -1 期农村教育贫困空间滞后项 | -0.110 (-0.645) | 0.103 (0.542) | 0.122 (0.667) |
| 普惠金融 | -300.254*** (-3.263) | -244.140*** (-2.854) | -224.259** (-2.192) |
| 农村家庭教育投资 | -3.687 (-1.171) | -6.972*** (-2.570) | -8.671*** (-2.738) |
| 农村经济发展水平 | -4.099 (-0.393) | -5.114 (-0.451) | -11.491 (-0.798) |
| 公共教育投资 | -41.671** (-2.203) | -34.663** (-1.989) | -37.975** (-1.857) |
| 普惠金融平方项 | -123.441* (-1.427) | -155.146** (-1.954) | -207.973** (-2.185) |
| 普惠金融*农村家庭教育投资 | 4.572 (0.569) | 8.732 (1.204) | 12.892* (1.492) |
| 普惠金融*农村经济发展水平 | 33.374*** (2.457) | 27.818** (2.174) | 26.040* (1.677) |
| 公共教育投资*农村经济发展水平 | 2.206 (1.108) | 1.665 (0.935) | 1.744 (0.841) |
| R ² | 0.512 | 0.585 | 0.552 |
| LogL | -753.328 | -737.399 | -776.702 |
| σ^2 | 26.562 | 22.762 | 31.229 |

注：***、**、*表示估计结果在 0.01、0.05、0.1 的水平上显著；括号内的数值为标准误。

六、结论与建议

本文首次从农村教育贫困广度、深度、强度三个维度研究普惠金融对农村教育贫困的纾解效应，并实证分析农村家庭教育投资、农村经济发展水平对普惠金融纾解农村教育贫困的影响。实证结果表明：第一，普惠金融对农村教育贫困存在显著的纾解效应，且纾解效应呈现出倒“U”型的非线性特征；第二，农村家庭教育投资和农村经济发展水平对农村教育贫困均存在显著的纾解效应，同时二者与普惠金融的交互项均显著为正，即农村家庭教育投资和农村经济发展水平能够削弱普惠金融对农村教育贫困的边际纾解效应；第三，普惠金融纾解农村教育贫困的时域短期、长期直接和间接效应表明，当

农村家庭教育投资和农村经济发展水平的增长率较高时，普惠金融对农村教育贫困的边际纾解效应会被削弱；第四，普惠金融纾解农村教育贫困的空域短期、长期直接和间接效应说明，对于那些农村家庭教育投资和农村经济发展水平已经很高（或一直很低），但仍然存在农村教育贫困的省份，提高普惠金融能够进一步纾解农村教育贫困；第五，普惠金融对农村教育贫困存在负向的空间溢出效应，但在农村家庭教育投资和农村经济发展水平的影响下，该空间溢出效应会被大幅削弱，出现时域和空域短期、长期间接效应均不显著但仍为负值的结果。

基于以上研究结论，为解决农村教育贫困问题，本文提出以下政策建议：第一，优化普惠金融服务流程，放宽农村人口教育贷款约束条件，疏通普惠金融纾解农村教育贫困渠道；第二，不同省份普惠金融发展状况存在巨大差距，为更好地发挥普惠金融对农村教育贫困的纾解效应，政府应采取不同的措施，对于普惠金融指数较高的省份，政府应采取措施保证普惠金融对农村教育贫困的纾解效应能够保持稳定或持续上升，对于普惠金融指数较低的省份，政府应提供更多的金融扶持政策，实现当地普惠金融更快速的发展，进一步发挥其纾解农村教育贫困的作用；第三，由于普惠金融对农村教育贫困的边际纾解效果受到当地农村家庭教育投资和农村经济发展水平的影响，各地政府为更好地实现普惠金融对农村教育贫困的纾解功效，应结合当地的农村家庭教育投资和农村经济发展水平情况调整相关普惠金融政策力度。

参考文献

- 1.常宝成，2002：《试论高等教育产业融资应对挑战的新思路》，《中国高教研究》第10期。
- 2.陈先哲、黄旭韬、谢尚芳、许锐淳，2019：《农村教育贫困的文化学解释与教育精准扶贫——基于粤西三村的调查研究》，《教育发展研究》第1期。
- 3.邓云洲，1990：《摆脱我国教育贫困的思考》，《教育与经济》第3期。
- 4.窦尔翔、何小锋，2006：《教育制度、教育融资与教育金融制度安排》，《教育发展研究》第7期。
- 5.方迎风、邹薇，2013：《能力投资、健康冲击与贫困脆弱性》，《经济学动态》第7期。
- 6.顾宁、张甜，2019：《普惠金融发展与农村减贫：门槛、空间溢出与渠道效应》，《农业技术经济》第10期。
- 7.黄敦平、徐馨荷、方建，2019：《中国普惠金融对农村贫困人口的减贫效应研究》，《人口学刊》第3期。
- 8.李建军、彭俞超、马思超，2020：《普惠金融与中国经济发展：多维度内涵与实证分析》，《经济研究》第4期。
- 9.李普亮、贾卫丽，2010：《农村家庭子女教育投资的实证分析——以广东省为例》，《中国农村观察》第3期。
- 10.林春、康宽、孙英杰，2019：《中国普惠金融的区域差异与极化趋势：2005—2016》，《国际金融研究》第8期。
- 11.刘亦文、丁李平、李毅、胡宗义，2018：《中国普惠金融发展水平测度与经济增长效应》，《中国软科学》第3期。
- 12.刘渝琳、李嘉明，2000：《人力资本的投资—收益分析对发展西部经济的启示》，《经济问题探索》第12期。
- 13.牛利华，2006：《教育贫困与反教育贫困》，《学术研究》第5期。
- 14.任碧云、王雨秋，2019：《包容性金融发展与农村居民贫困减缓——基于全要素生产率视角的分析》，《经济理论与经济管理》第10期。
- 15.苏静、胡宗义、肖攀，2014：《中国农村金融发展的多维减贫效应非线性研究——基于面板平滑转换模型的分析》，

《金融经济研究》第4期。

- 16.田禾, 1995:《东亚发展中国家的教育贫困问题》,《当代亚太》第11期。
- 17.王春超、叶琴, 2014:《中国农民工多维贫困的演进——基于收入与教育维度的考察》,《经济研究》第12期。
- 18.王一涛, 2005:《农村教育贫困的政治经济学分析——利益集团的视角》,《教育科学》第3期。
- 19.武丽娟、徐璋勇, 2018:《我国农村普惠金融的减贫增收效应研究——基于4023户农户微观数据的断点回归》,《南方经济》第5期。
- 20.熊文渊, 2013:《我国FDI、公共教育投资与经济增长关系的实证研究(1985-2012)》,《学术论坛》第4期。
- 21.谢童伟、施雨婷, 2019:《中国农村教育贫困研究的进展与趋势》,《清华大学教育研究》第4期。
- 22.谢世清、刘宇璠, 2019:《普惠金融政策对我国经济增长的影响研究》,《证券市场导报》第4期。
- 23.徐肇俊、李正元, 2006:《教育贫困概念辨析》,《现代教育管理》第6期。
- 24.杨艳琳、付晨玉, 2019:《中国农村普惠金融发展对农村劳动年龄人口多维贫困的改善效应分析》,《中国农村经济》第3期。
- 25.杨铁华, 2017:《非政府组织参与农村教育贫困治理研究》,《社会科学辑刊》第1期。
- 26.尹飞霄、罗良清, 2013:《中国教育贫困测度及模拟分析:1982—2010》,《西北人口》第1期。
- 27.张俊良、张兴月、闫东东, 2019:《公共教育资源、家庭教育投资对教育贫困的缓解效应研究》,《人口学刊》第2期。
- 28.张全红、周强, 2014:《中国多维贫困的测度及分解:1989-2009年》,《数量经济技术经济研究》第6期。
- 29.邹薇、程波, 2017:《中国教育贫困“不降反升”现象研究》,《中国人口科学》第5期。
- 30.Alkire S., M. J. Roche, and A. Vaz, 2017, “Changes Over Time in Multidimensional Poverty: Methodology and Results for 34 Countries”, *World Development*,94:232-249.
- 31.Elhorst J. P., J. L. Madre, and A. Pirotte,2020, “Car traffic, habit persistence, cross-sectional dependence, and spatial heterogeneity: New insights using French departmental data” ,*Transportation Research*, 132:614-632.
- 32.Erfort O., I. Erfort, and L. Zbarazskaya,2016, “Financing higher education in Ukraine: The binary model versus the diversification model” ,*International Journal of Educational Development*,49:330-335.
- 33.Erten B., and P. Keskin,2019, “Compulsory schooling for whom? The role of gender, poverty, and religiosity” . *Economics of Education Review*,72(10):187-203.
- 34.Heijdra J. B., F. Kindermann, L. and S.M. Reijnders,2017, “Life in shackles? The quantitative implications of reforming the educational financing system” ,*Review of Economic Dynamics*,25:37-57.
- 35.Li L.,2018, “Financial inclusion and poverty: The role of relative income” ,*China Economic Review*, 52:165-191.
- 36.Lu Y. B., C. M. Wang, and W. C. Qu, 2017, “Measurement of rural inclusive financial development and analysis of spatial effects on anti-poverty” ,*Asian Agricultural Research*, 9 (1):33-46.
- 37.Marr A, and J. Schmied,2013,“Financial inclusion and poverty the case of Peru” ,*The third European Research Conference on Microfinance*, Norway (6).
- 38.Murari K., and M. Didwania,2010, “Poverty alleviation through financial inclusion: An analytical study with special

reference to India” , *The Research Journal of K.P.B. Hinduja College*, (10):11-22.

39.Sabates R, A. Bhutoria,, R. S. Wheeler, and S. Devereux,2019, “ Schooling responses to income changes: Evidence from unconditional cash transfers in Rwanda” , *International Journal of Educational Research*, 93:177-187.

40.Sarma M.,2015, “Measuring financial inclusion” , *Economics Bulletin*,35 (1):604-611.

41.Sarma M.,2016, “Measuring Financial Inclusion using Multidimensional Data” , *World Economics*,17(1):15-40.

42.Schmied J., and A. Marr,2016, “ Financial inclusion and poverty: The case of Peru ” , *Regional and Sectoral Economic Studies*, 16(2):29-40.

43.Zhang H. F.,2014, “ The poverty trap of education: Education–poverty connections in Western China ” , *International Journal of Educational Development*,38:47-58.

(作者单位: ¹ 江苏大学财经学院;

² 江苏大学产业经济研究院;

³ 江苏大学马克思主义学院)

(责任编辑: 初心)

The Alleviation Effect of Inclusive Finance on Rural Education Poverty

Xu Xiaoyang Li Jie Jin Lifu

Abstract: Since the Ministry of Finance, the Ministry of Education, and China Development Bank jointly launched the “credit student loan in the place of origin” in August 2007, inclusive finance has become an important measure to alleviate poverty in rural education. This article analyzes the theoretical mechanism of inclusive finance to alleviate rural education poverty and empirically studies the alleviation effect of inclusive finance on rural education poverty based on the three dimensions of rural education poverty breadth, depth, and intensity. The results show that inclusive finance can significantly alleviate the breadth, depth and intensity of rural education poverty, and the long-term relief effect presents an inverted U-shaped non-linear change trend. At the same time, inclusive finance has a space spillover effect on the breadth, depth and intensity of rural education poverty relief. With the improvement of rural family education investment and rural economic development level, the marginal relief effect of inclusive finance on rural education poverty will be weakened. By measuring the short-term, long-term direct and indirect effects of inclusive finance on rural education poverty in time domain and spatial domain, it further confirms that rural family education investment and rural economic development level will weaken the marginal relief effect of inclusive finance on rural education poverty.

Key Words: Inclusive Finance; Rural Education Poverty; Time-domain Direct Effect; Space-domain Direct Effect

城镇化是否带来了耕地压力的增加？*

——来自中国的经验证据

高延雷 王志刚

摘要：本文基于 Gerbens-Leenes 提出的“虚拟土地”思想，从粮食安全的角度测算耕地压力指数，然后利用 2000~2017 年中国 31 个省（区、市）的面板数据，通过固定效应模型估计城镇化对耕地压力的影响效应，同时进行粮食功能区细分的分析。研究表明：①在考虑耕地质量的情况下，总体上中国的耕地面临着一定的压力，稳定在低水平的中度压力区。②耕地压力存在明显的区域差异，粮食主产区保持在安全压力区，主销区处在高度压力区且耕地压力不断上升，产销平衡区则稳定在较高水平的中度压力区。③从全国层面来看，人口城镇化的发展并没有带来耕地压力的增加，反而具有显著的缓解作用；从粮食功能区细分来看，在主销区和产销平衡区，人口城镇化对耕地压力均具有显著的负向影响，而在主产区则表现为显著的正向影响。④进一步地，通过对不同城镇化发展方式的考察发现，土地城镇化与就地城镇化均带来了耕地压力的显著增加。本文认为，应关注城镇化对耕地压力的影响，尤其是土地城镇化与就地城镇化带来的耕地压力增加以及随之而来的粮食安全问题。

关键词：城镇化 耕地压力 粮食安全 耕地保护 粮食功能区

中图分类号：F323.24 **文献标识码：**A

一、引言

耕地是人类生存和发展不可或缺的资源，在确保粮食安全、维持社会稳定以及实现可持续发展等方面发挥着重要的战略作用。因此，如何保护耕地、减小耕地压力始终是政策制定者和理论研究者关注的热点话题，尤其是在紧张的贸易摩擦和严峻的疫情冲击等诸多不确定因素的影响下，如何利用有限的耕地资源、把握粮食安全的主动权成为一项紧迫的课题。从 2004 年开始，各年度的中央“一号文件”都明确提出或重申了实施耕地轮作休耕项目、严守 18 亿亩耕地红线、落实永久基本农田特殊

*本文是国家自然科学基金项目“食品安全城乡差距效应的测度、形成机理及其对消费行为的影响机制研究”（项目编号：71773136）和国家自然科学基金应急管理项目“基于目标导向的新型农业支持保护政策体系研究”（项目编号：71841010）以及清华大学中国农村研究院博士论文奖学金项目（项目编号：201915）的阶段性成果。笔者感谢匿名审稿人的宝贵意见，但文责自负。本文通讯作者：王志刚。

保护制度以及推进重金属污染耕地治理修复等耕地保护政策；2016年，国土资源部印发了《全国土地利用总体规划纲要（2006-2020）调整方案》，对土地的整治、规划和保护进行了重新部署。学术界则从耕地压力评价（蔡运龙等，2002；宋小青、欧阳竹，2012；罗翔等，2016）、经济发展水平（张慧、王洋，2017）、生态环境（Sassi and Cardaci, 2013; Challinor et al., 2014）、土地生产力（Conceicao et al., 2016）以及粮食需求（Pingali, 2007）等多个角度对如何减小耕地压力和确保粮食安全进行了深入的研究。但是，鲜有学者关注城镇化对耕地压力的影响问题，这使得从城乡关系的视角透视耕地压力成为一个新的切入点。

事实上，自改革开放以来中国一直处在快速的城镇化过程中，突出表现在人口和土地两个维度。一方面，人口不断由农村流入城市，并在城市从事二三产业，实现稳定就业；另一方面，城市建成区规模持续扩大，居住区与基础设施铺开建设，表现为大规模的农用地和未利用地不断转变为建设用地。统计数据显示，以城镇常住人口为衡量标准的人口城镇化率从1978年的17.92%上升至2019年的60.60%^①，年均提高1.04个百分点；与此同时，城市建成区面积也已经从2000年的162.21万公顷持续增加至2017年的551.55万公顷^②，城市空间规模的扩大十分显著。不可否认，人口城镇化和土地城镇化为中国经济增长提供了有力的支持（王国刚，2010；国务院发展研究中心和世界银行联合课题组，2014），但也带来了城市人口过度集聚与“候鸟式”迁徙并存以及城市空间无序扩张等一系列问题。在此背景下，国家开始探索小城镇的城镇化发展道路，并强调大中小城市协调发展。其中，就地城镇化^③成为一种新的发展模式，并逐步受到政府与学术界的重视。

然而，快速的城镇化不仅带来了产业升级、技术进步、空间集聚以及农业制度变迁等正面效应（周诚君，2013；刘守英，2013），同时也带来了农业有效劳动力短缺（高延雷等，2019）、耕地面积减少（Lin and Ho, 2003）以及农村产业结构遭受冲击（Markus, 2012）等诸多问题。城镇化所造成的劳动力和耕地等要素的城乡再配置会对耕地压力产生不可避免的影响，值得做进一步的研究来澄清事实关系。但在经济学的语境中，城镇化一般指人口由农村向城市集聚的过程，通常用城镇常住人口占总人口的比重来反映，如果笼统地考察城镇化对耕地压力的影响可能会得出有偏的研究结论，并且由此形成的政策推论也缺乏针对性。鉴于此，本文尝试从人口城镇化、土地城镇化以及就地城镇化三个方面讨论城镇化对耕地压力的影响效应，进一步细化不同城镇化方式对耕地压力的差异化影响。

文章余下的结构安排如下：第二部分为文献综述；第三部分是测算与分析耕地压力指数；第四部分介绍模型设定、变量选择与数据来源；第五部分是分析实证结果；第六部分为稳健性检验；最后，

^①参见：《国家统计局局长就2019年全年国民经济运行情况答记者问》，http://www.stats.gov.cn/tjsj/sjd/202001/t20200117_1723470.html。

^②国家统计局城市社会经济调查司（编）：《中国城市统计年鉴》（2001、2018），北京：中国统计出版社。

^③就地城镇化是以原住地的中心村或小城镇为依托，通过发展乡镇企业和民营企业来带动农村劳动力实现就地非农就业和就地市民化，并尝试提供与城市接近的公共设施与服务，其突出的特点是在村居或镇居的基础上引入二三产业，实现农民的就地就近就业。

第七部分是结论与政策启示。

二、文献综述

关于城镇化与耕地压力关系的问题，学术界进行了很多深入的探索，研究视角、研究重点以及研究方法呈现多元化的特征。通过梳理现有文献发现，本文将要考察的问题与如下两类研究密切相关。

第一类是关于城镇化与耕地面积的关系。从现有文献来看，当前学术界关于城镇化对耕地面积变化的影响存在两种代表性的观点。第一种观点认为，城镇化带来了耕地的大量流失和非可逆性的用途转变，并且是造成耕地资源减少的主要原因之一(Lin and Ho, 2003; Jiang et al., 2013; Skog and Steinnes, 2016; Amour et al., 2017)。其逻辑在于，城镇化发展面临着基础设施的增建和城区空间的扩张，导致大量耕地转变为工业用地、基础设施用地和住宅用地，造成了大量优质耕地的减少(Tan et al., 2005; Rimal, 2013; Deng et al., 2015)。此外，Skinner et al. (2001)还从小城镇领导者的角度分析了农地向城市建设用地转化过程中存在的投机行为，并认为小城镇的扩张会直接导致耕地的减少。第二种观点认为，城镇化过程中大量人口从农业部门转移至非农部门，城市人口比重越来越大，城市人均耕地的占用面积明显小于农村地区，并且随着农村人口向城市的流入，农村闲置的住房用地又可以逐步复垦为耕地，这对耕地的集约利用以及耕地数量的增加起到了积极的作用(Huang et al., 2005; 朱莉芬、黄季焜, 2007; Mascarenhas et al., 2019)。

第二类是关于耕地压力指标的测度与应用。学术界对耕地压力的界定并不统一，一种比较直接的方法是用耕地面积的增减来定义耕地压力(Daniels, 1991; Jayne et al., 2014)。即在外界因素的冲击下，如果耕地面积减少，耕地压力随之增加；反之，耕地压力则相应减小。另有部分学者进一步引入了依附于耕地上的人口因素，从耕地的食物供给这一基础功能的角度来考察耕地所面临的压力，例如封志明(2007)和Headey and Jayne(2014)从人口持续增长以及粮食需求量随之增加的角度考察了耕地所面临的食物供给压力问题，当既有的耕地需要提供更多的食物时，耕地压力将会增大。还有一部分学者从食物的生产和需求角度来揭示耕地压力的状态。例如，Gerbens-Leenes and Nonhebel(2002)研究了食物消费方式对耕地需求的影响，并提出了“虚拟土地”的概念，形成了从食物消费逆推耕地需求量的思想。Kastner et al.(2012)则利用相同的方法研究了全球范围内饮食变化对土地需求的影响。按照“虚拟土地”的思想，蔡运龙等(2002)从食物生产与消费关系的角度定义了耕地压力，并且给出了耕地压力指数确切的计算方法。此后，耕地压力指数逐步得到了学术界的认可与应用，并产生了耕地压力的动态特征、空间分异以及决定因素等相关研究(谭术魁等, 2012; Song et al., 2012; 张慧、王洋, 2017)。基于已有的耕地压力指数研究，罗翔等(2015)进一步考虑了地区之间耕地质量的差异性问题，并将耕地相对质量引入耕地压力指数的计算过程来对其进行修正，在此基础上分析了耕地压力与城镇化、粮食安全等的关系。

不可否认，已有的研究为认识和理解城镇化与耕地压力的关系提供了重要的文献基础。但是，仍然存在两方面的不足。一是研究城镇化与耕地压力关系的文献多局限于对耕地占用面积的考察。事实上，耕地占用面积仅仅反映了耕地压力的一个方面，并不是衡量耕地所面临压力的准确指标。因此，

关注耕地占用面积的研究只能大致反映出城镇化对耕地数量的影响效应，但并不能捕捉城镇化发展对耕地所产生的多方面影响。这主要是因为城镇化过程中的空间扩张带来了耕地数量的变化，而且农业劳动力的流动和农村产业结构的调整对耕地的功能、用途以及质量等方面都会造成严重的影响。因此，寻找一个恰当且准确的耕地压力指标对研究城镇化与耕地之间的关系十分关键。二是尽管有些研究测算出了包含更多信息的耕地压力指数，但大多局限于对其状态特征、变动趋势等问题的考察，或者是关注耕地压力对其他因素的影响，而选择从城镇化的角度来考察耕地压力的研究却略显不足。

相较于现有的研究，本文在如下三个方面做出新的尝试。第一，在研究视角方面，本文重点考察人口城镇化对耕地压力的影响效应，并进一步讨论土地城镇化和就地城镇化给耕地压力带来的差异化影响。第二，在计量方法方面，本文考虑人口城镇化与耕地压力可能存在的内生性问题，并引入DMSP/OLS夜间灯光数据和PM2.5数据作为人口城镇化的工具变量，旨在缓解参数估计的有偏和非一致性问题，使得研究结论具有较高的可信度。第三，在研究内容方面，本文从全国层面展开分析的同时还侧重对各粮食功能区的考察^①，强调城镇化影响耕地压力的异质性，试图对现有的研究结论做出一定程度的拓展。

三、耕地压力指数的测算与分析

（一）测算方法

一般地，耕地压力多采用耕地压力指数来衡量，即从粮食^②生产与消费之间的相互关系来判断区域内的耕地压力状况，并且该方法已被当前学术界普遍认可和采用（宋小青、欧阳竹，2012；甘彩红等，2014；张慧、王洋，2017）。但是，上述方法并没有将耕地质量的地区性差异纳入测算体系，而耕地质量恰是决定粮食单产水平的关键因素（参见Dumanski and Pieri, 2000），这导致耕地压力的测算结果并不能与实际情况很好地吻合，进而难以对其进行准确的评估和考察。鉴于此，本文借鉴罗翔等（2015）的做法，利用耕地相对质量对耕地压力指数进行修正，具体的设定形式为：

$$K_{S_i} = \frac{K_i}{\sigma_i} \quad (1)$$

（1）式中， K_{S_i} 为第*i*个省（区、市）修正后的耕地压力指数； K_i 表示第*i*个省（区、市）未修正的耕地压力指数； σ_i 为第*i*个省（区、市）的耕地相对质量。

进一步地， $K_i = S_{\min_i} / S_{a_i}$ ， S_{\min_i} 为确保粮食安全的最小人均耕地面积（公顷/人）， S_{a_i} 为第*i*个省（区、市）的实际人均耕地面积（公顷/人）。 S_{\min_i} 又可进一步表达为： $S_{\min_i} = \beta_i \times Gr_i / (p_i \times q_i \times k_i)$ 。

^①根据《国家粮食安全中长期规划纲要（2008-2020）》的标准，本文将全国划分为粮食主产区、粮食主销区和粮食产销平衡区。其中，粮食主产区包括辽宁、吉林、黑龙江、内蒙古、河北、山东、安徽、江苏、江西、河南、湖南、四川和湖北13个省（区）；粮食主销区包括北京、上海、天津、浙江、海南、广东和福建7个省（市）；粮食产销平衡区包括山西、广西、重庆、云南、贵州、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆11个省（区、市）。

^②本文中，粮食是指稻谷、小麦和玉米三种主粮。

其中， β_i 为粮食自给率(%)^①； Gr_i 为人均粮食需求量(公斤/人)^②； p_i 为单位面积粮食产量(公斤/公顷)； q_i 为粮食播种面积占农作物总播种面积的比重； k_i 为复种指数(%)^③； $p_i \times q_i \times k_i$ 则表示耕地生产力。

耕地相对质量 σ_i 采用如下公式度量： $\sigma_i = CA_i / CA_n$ 。其中， CA_i 表示第*i*个省(区、市)的耕地质量， $CA_i = p_i \times k_i$ ； CA_n 为全国水平的耕地质量， $CA_n = p_n \times k_n$ ， p_n 为全国水平的单位面积粮食产量(公斤/公顷)， k_n 为全国水平的复种指数(%)。

根据上述公式之间的逻辑关系，在一定的粮食自给率水平(β_i)和人均粮食需求量(Gr_i)下，确保粮食安全的最小人均耕地面积取决于耕地生产力($p_i \times q_i \times k_i$)。如果耕地生产力越高，确保粮食安全的最小人均耕地面积越小；反之，确保粮食安全的最小人均耕地面积越大。

从(1)式可以看出，确保粮食安全的最小人均耕地面积与实际人均耕地面积的对比关系 K_i ，用耕地相对质量 σ_i 进行调整后就得到了修正后的耕地压力指数，该指数能够反映某一区域耕地资源的紧张程度。修正后的耕地压力指数大小主要取决于耕地生产力和耕地相对质量。耕地生产力越高，耕地压力指数越小；耕地相对质量越高，耕地压力指数也越小。由于确保粮食安全的最小人均耕地面积与实际人均耕地面积都处在动态变化之中，所以不同区域或不同时期的耕地压力指数均具有动态变化的特征。一般地，在不考虑修正系数 σ_i 的情况下，当 $K_i < 1$ 时，确保粮食安全的最小人均耕地面积小于实际人均耕地面积，表明在确保粮食安全层面耕地无明显的压力；当 $K_i = 1$ 时，确保粮食安全的最小人均耕地面积与实际人均耕地面积相等，这时候则需要加紧保护耕地以确保能够满足人们正常生活的粮食需求；当 $K_i > 1$ 时，确保粮食安全的最小人均耕地面积大于实际人均耕地面积，表明耕地压力已十分明显，粮食生产量已经不能满足正常的需求，即粮食安全形势进入紧张状态。

为了更具体地考察中国耕地压力所处的状态，本文参考罗翔等(2016)关于耕地压力水平的评判法则，将耕地压力指数划分为4个等级区域：安全压力区($0 \leq K_s \leq 0.9$)、轻度压力区($0.9 < K_s \leq 1$)、中度压力区($1 < K_s \leq 2$)以及高度压力区($K_s > 2$)^④。

(二) 结果分析

图1考察了2000~2017年全国以及粮食主产区、主销区、产销平衡区的耕地压力在时间维度上的变化趋势。

(1) 全国层面。2000~2017年耕地压力呈现缓慢下降的趋势，2011年之前处在低水平的中度压

^①根据《国家粮食安全中长期规划纲要(2008~2020年)》的规定，本文将粮食自给率设定为95%。

^②关于人均粮食需求量的设定，本文参考了学者罗翔等(2016)的研究，假定其具有递增的趋势，并设置为4个典型的取值区间：2000~2004年为400公斤，2005~2009年为410公斤，2010~2013年为420公斤，2014~2017年为430公斤。

^③复种指数用全年农作物总播种面积与耕地面积的比值来度量。

^④由于耕地压力指数的测算引入了修正系数 σ_i ，其临界值并不严格等于1。但为了定量比较和分析的方便，此处仍以 $K_s = 1$ 为临界值来划定耕地压力状态。

力区，在此之后逐步进入轻度压力区。这表明，从确保粮食安全的角度来看，中国仍然面临着中轻度的耕地压力，也证明了国家实施“藏粮于地”“严守 18 亿亩耕地红线”等耕地保护战略的合理性。

(2) 各粮食功能区层面。首先，粮食主产区处在安全压力区，并且有逐年递减的趋势。主产区的耕地多以平原为主，土质疏松且有机质含量高，粮食单产水平和粮食作物播种面积比重都很高，是中国粮食安全的核心保障区。其次，粮食主销区处在高度压力区，且呈现持续、快速的增长态势。这表明，在不考虑粮食流通的情况下，主销区的粮食安全危机逐步显现，粮食安全问题十分严峻。主销区均为经济较为发达的东部沿海省份，人口密集且耕地数量有限，农业边缘化趋势较为明显，这使得实际人均耕地面积很小且逐年递减^①。第三，粮食产销平衡区的耕地处在中度压力区，与高度压力区十分接近，但有逐年减小的趋势。这表明，如果不考虑粮食的区域调配和跨省流通，产销平衡区同样存在粮食供给与需求失衡的问题。从现实情况来看，粮食产销平衡区集中在中国的中西部山区和高原地带，耕地零散且垦殖率低，耕地质量较差，粮食单产水平和耕地复种指数都偏低。

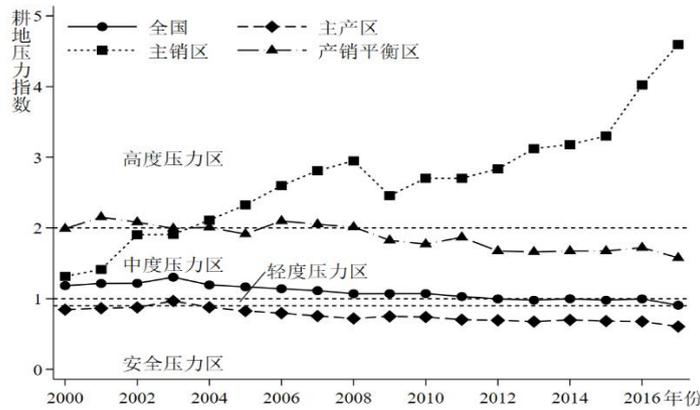


图 1 2000~2017 年耕地压力指数的变化趋势

四、模型、变量与数据

(一) 模型设定

本文构建耕地压力与城镇化的双向固定效应模型，具体形式如下：

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 U_{it} + \alpha_2 X_{it} + PRO_i + YEAR_t + \mu_{it} \quad (2)$$

(2) 式中， Y_{it} 为第 i 省（区、市）第 t 年的耕地压力指数； U_{it} 为第 i 省（区、市）第 t 年的城镇化水平； X_{it} 表示第 i 省（区、市）第 t 年的控制变量向量； PRO_i 为省份固定效应项，以控制地区层面不可观测且不随时间变动的个体异质性； $YEAR_t$ 为不可观测的时间固定效应项； μ_{it} 为随机误差项； α_0 、 α_1 和 α_2 均为待估计参数。

^① 《中国统计年鉴》（2001~2018 年）公布的数据显示，粮食主销区的人均耕地面积从 2000 年的 0.05 公顷持续降至 2017 年的 0.03 公顷，并且低于全国平均水平。

（二）变量选取

1.被解释变量：耕地压力指数。根据上文公式测算出的耕地压力指数的值域较小（最小值为0.43，最大值为5.80），估计结果容易受到异常值的影响（参见Flannery and Rangan, 2006），因此有必要对离群值进行检验和处理。本文主要借助箱线图来检验异常值，并设定：如果观测值超出箱体的上限或下限，则视为异常值^①。一般地，处理异常值的方法是把样本直接删除，但这样处理可能存在样本选择偏误的风险。同时考虑到本文使用的是面板数据，样本量有限，为了保持样本的丰富性，本文针对异常值采用非删失双边2%缩尾的方法进行处理。

2.核心解释变量：城镇化水平。人口城镇化和土地城镇化是城镇化发展的重要体现，也是影响城乡之间劳动力与耕地资源配置的关键所在。就地城镇化作为中国中小城市发展战略的一种重要形式，依托村镇企业和私营企业在现有村居或镇居的基础上逐步发展起来，不可避免地会对农村产业结构以及劳动力和耕地要素的配置带来冲击和影响。为了检验不同城镇化对耕地压力带来的差异化作用，本文分别考察人口城镇化、土地城镇化和就地城镇化对耕地压力的影响效应，并分别采用“城镇常住人口占总人口的比重”“城市建成区面积占省行政区划面积的比重”以及“乡村私营企业就业人数与个体就业人数之和占乡村人口的比重”来度量。

3.控制变量。本文在参考宋小青、欧阳竹（2012）与张慧、王洋（2017）研究的基础上，从经济因素和生产因素两个维度引入控制变量。其中，经济因素包含产业结构和农民收入2个变量；生产因素包含化肥投入、机械投入、农药投入、成灾面积和灌溉水平5个变量。控制变量的选择依据如下：

（1）产业结构。首先，该变量对农民的就业结构具有直接影响。一般而言，二三产业拥有较高的就业容纳率，可为农业劳动力的非农就业提供更为广阔的安置空间，而农业劳动力向非农产业的转移则严重阻碍了粮食生产效率的提升（Damon, 2010; 钱龙、洪名勇, 2016），由此可能会对耕地压力产生正向影响。其次，产业结构反映了省域内支撑性产业的特点，决定着产业的相对重要性以及所能获得的政府支持力度。如果工农关系、城乡关系处理不当都会对农业与农村造成负面的影响（马晓河等, 2005; 项继权、周长友, 2017），从而破坏粮食产能，进而对耕地压力造成不利的影响。与之相反，非农部门的发展也为农业技术进步提供了条件，例如机器设备、化肥种子以及灌溉设施等，从而有助于促进粮食产能的进一步提高（徐建国、张勋, 2016），进而有可能对缓解耕地压力产生一定的促进作用。

（2）农民收入。该变量直接影响农民种粮的投资能力，有助于降低确保粮食安全的最小人均耕地面积，减小耕地压力。但是，在农民工资性收入不断攀升并逐步占据农民收入主要构成部分的情境下，农民离农的机会成本不断降低，这加速了“多季转单季”“弃耕抛荒”以及“农转非”等形式的农业边缘化趋势（罗必良, 2014; Su et al., 2019），因此存在农民收入提高反而加剧耕地压力的可能性。

（3）化肥投入、机械投入、农药投入、成灾面积以及灌溉水平。这些变量主要是控制粮食生产要素和基础设施的投入水平。各生产因素的测算方法为：化肥投入=省份内化肥投入的折纯量×粮食播种面积占农作物总播种面积的比重/粮食播种面积；机械投入=省份内农业机械总动力×粮食播种面积

^①篇幅限制，箱线图未列出。

占农作物总播种面积的比重/粮食播种面积；农药投入=省份内农药投入量×粮食播种面积占农作物总播种面积的比重/粮食播种面积；成灾面积=省份内成灾总面积×粮食播种面积占农作物总播种面积的比重/粮食播种面积；灌溉水平=有效灌溉面积/耕地总面积。其中，化肥投入、机械投入、农药投入及灌溉水平作为重要的生产要素投入对粮食的增产和保产有直接的促进作用，可能有助于缓解耕地压力；而成灾面积会直接导致粮食有效播种面积的减少和粮食产能的降低，进而可能会增大耕地压力。

（三）数据来源

测算耕地压力指数的基础数据主要来源于《中国统计年鉴》^①和《中国农村统计年鉴》^②。2000~2008年的耕地面积数据来源于国泰安数据库（CSMAR）^③，2009~2017年的耕地面积数据来源于国务院发展研究中心信息网^④和布瑞克农业数据库^⑤，对于缺失的耕地面积数据采用4年移动平均法进行补充。粮食消费量数据来源于布瑞克数据库。人口城镇化数据主要有2个来源：2000~2004年的数据是根据《中国人口和就业统计年鉴》^⑥中的相关指标计算得到的；2005~2017年的数据是从《中国统计年鉴》^⑦获得。土地城镇化数据根据《中国城市建设统计年鉴》^⑧《中国城市统计年鉴》^⑨及中华人民共和国民政部网站^⑩公布的数据计算。就地城镇化数据来源于《中国统计年鉴》。另外，其他控制变量的数据均来源于《中国统计年鉴》和《中国农村统计年鉴》。变量的详细说明和统计性指标如表1所示。

| 变量分类 | 名称 | 说明 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|--------|-------|-----------------------------|--------|--------|--------|--------|
| 被解释变量 | 耕地压力 | 第三部分测算出的耕地压力指数 | 1.6132 | 1.0896 | 0.4340 | 5.8033 |
| 核心解释变量 | 人口城镇化 | 城镇常住人口占总人口的比重 | 0.4904 | 0.1561 | 0.2190 | 0.8960 |
| | 土地城镇化 | 城市建成区面积占省行政区划面积的比重 | 0.0162 | 0.0290 | 0.0001 | 0.1576 |
| | 就地城镇化 | 乡村私营企业就业人数与个体就业人数之和占乡村人口的比重 | 0.1402 | 0.2507 | 0.1092 | 0.7121 |

^①中华人民共和国国家统计局（编）：《中国统计年鉴》（2001~2018年，历年），北京：中国统计出版社。

^②国家统计局农村社会经济调查司（编）：《中国农村统计年鉴》（2001~2018年，历年），北京：中国统计出版社。

^③参见 <http://cn.gtadata.com/#/index>。

^④参见 <http://g.drcnet.com.cn/u/-9993/>。

^⑤参见 <http://www.agdata.cn/>。

^⑥国家统计局人口和就业统计司（编）：《中国人口和就业统计年鉴》（2001~2005年，历年），北京：中国统计出版社。

^⑦中华人民共和国国家统计局（编）：《中国统计年鉴》（2006~2018年，历年），北京：中国统计出版社。

^⑧中华人民共和国住房和城乡建设部（编）：《中国城市建设统计年鉴》（2006~2017年，历年），北京：中国统计出版社。

^⑨国家统计局城市社会经济调查司（编）：《中国城市统计年鉴》（2001~2018年，历年），北京：中国统计出版社。

^⑩参见 <http://xzqh.mca.gov.cn/map>。

城镇化是否带来了耕地压力的增加？

(续表 1)

| | | | | | | | |
|------|------|-------------------|------------------------|--------|--------|--------|---------|
| 控制变量 | 经济因素 | 产业结构 | 第二、第三产业增加值之和占地区生产总值的比重 | 0.8745 | 0.0667 | 0.6209 | 0.9964 |
| | | 农民收入 | 农村居民人均可支配收入(元), 取自然对数 | 8.5510 | 0.6943 | 7.1899 | 10.2337 |
| | 生产因素 | 化肥投入 | 单位粮食播种面积的化肥施用量(吨/公顷) | 0.3342 | 0.1207 | 0.1082 | 0.7993 |
| | | 机械投入 | 单位粮食播种面积的机械总动力(千瓦/公顷) | 5.6520 | 3.3141 | 1.3171 | 24.6258 |
| | | 成灾面积 ^a | 粮食成灾总面积占粮食播种面积的比重 | 0.1283 | 0.1008 | 0.0000 | 0.6231 |
| | | 灌溉水平 | 有效灌溉面积占耕地面积的比重 | 0.5054 | 0.2220 | 0.1404 | 0.9958 |
| | | 农药投入 | 单位粮食播种面积的农药施用量(吨/公顷) | 0.0110 | 0.0085 | 0.0014 | 0.0564 |

注：^a成灾面积是指受灾面积中因灾减产三成以上的农作物播种面积，该指标能够较好地反映自然灾害对耕地压力的影响。

五、实证结果分析

(一) 基准模型结果分析

本文基于 2000~2017 年中国 31 个省(区、市)的面板数据，利用双向固定效应模型来考察人口城镇化对耕地压力的影响效应，表 2 报告了相应的估计结果^①。从回归(1)的估计结果来看，如果以未经过缩尾处理的耕地压力指数为被解释变量，在未引入其他控制变量的情况下，人口城镇化对耕地压力具有显著的负向影响。回归(2)的估计结果显示，在引入控制变量后，人口城镇化对耕地压力的负向影响依然显著，模型的拟合优度与回归(1)相比有明显提升。从回归(3)和(4)的估计结果来看，在利用缩尾方法处理异常值之后，无论是否引入控制变量，人口城镇化对耕地压力均表现为显著的负向影响，但影响效应略小于未处理异常值时的情况。

表 2 人口城镇化影响耕地压力的估计结果

| | 被解释变量：耕地压力指数(未缩尾) | | 被解释变量：耕地压力指数(缩尾) | |
|-------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| 人口城镇化 | -1.3470*** (0.2764) | -0.8641** (0.4277) | -0.7897*** (0.2618) | -0.6099*** (0.2234) |
| 产业结构 | — | -1.2177* (0.6580) | — | -1.1826* (0.6071) |
| 农民收入 | — | -1.8576*** (0.2235) | — | -1.9488*** (0.2062) |

^①本文也尝试了控制个体与时间交互固定效应，参数估计值在方向上与双向固定效应模型的估计结果一致，仅在大小上略有差异。但考虑到模型自由度不足，控制个体与时间交互固定效应在小样本情况下并不有效。为了保持模型在文中的一致性，本文中不再报告包含交互固定效应的结果。但感谢审稿老师提出的意见和修改建议。

(续表 2)

| | | | | |
|-------------------|--------------------|---------------------|--------------------|---------------------|
| 化肥投入 | — | -0.0127** (0.0059) | — | -0.0149* (0.0081) |
| 机械投入 | — | -1.0292*** (0.1568) | — | -0.2417* (0.1446) |
| 成灾面积 | — | 1.0907*** (0.1632) | — | 1.0255*** (0.1506) |
| 灌溉水平 | — | -1.6345*** (0.2393) | — | -1.6079*** (0.2207) |
| 农药投入 | — | -1.1512 (1.3549) | — | -1.1594 (1.2500) |
| 常数项 | 2.1333*** (0.3671) | 17.2431*** (1.6616) | 1.9158*** (0.1159) | 17.9573*** (1.5329) |
| 个体固定效应 | YES | YES | YES | YES |
| 时间固定效应 | YES | YES | YES | YES |
| Hausman 检验 P 值 | 0.0291 | 0.0002 | 0.4453 | 0.0000 |
| 时间效应检验 P 值 | 0.0019 | 0.0000 | 0.0463 | 0.0021 |
| 组内 R ² | 0.0746 | 0.3634 | 0.0453 | 0.3770 |
| 样本量 | 558 | 558 | 558 | 558 |

注：①*、**、***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平；②括号内数字为省级层面的聚类稳健标准误。

上述结果表明，从粮食安全的角度来讲，人口城镇化的发展并没有带来耕地压力的增加，反而起到了显著的缓解作用。具体而言，人口城镇化水平每上升 1 个百分点，耕地压力指数则相应下降约 0.0061^①。一般而言，粮食作物的机械化作业率高于经济作物，并且易于参与农业分工，具有节约劳动力的典型特征。人口城镇化过程中劳动力不断由农村流向城市，导致从事农业生产的有效劳动力不足。面对有效劳动力的供给约束，农户可以从调整要素投入结构和种植结构两个方面做出响应：一是采用机械替代劳动力，减少农业生产中的劳动力投入；二是调整粮食作物与经济作物的种植比例，同样以节省劳动力投入为调整目标（钟甫宁等，2016；罗必良等，2018）。粮食作物的机械化作业率较高，对劳动力的需求较少，同时符合农户的两个响应逻辑。因此，农户的应对策略则是倾向于种植更高比例的粮食作物，即提高粮作比，而粮作比的提高则会直接降低耕地压力。从实际情况来看，总体上中国粮食作物的播种面积一直在增加，并且粮食播种面积占农作物总播种面积的比重始终处在高位。2005 年，粮食作物（包括稻谷、小麦、玉米、豆类以及薯类）的播种面积为 10428 万公顷，并且连续增长至 2016 年的 11923 万公顷^②，占农作物总播种面积的比重则由 67.06%上升至 71.42%，年均增长率为 0.57%。2016 年，中国政府开始大力推进农业供给侧结构性改革，主动调整农业种植结构，并且重点调减了玉米的播种面积，导致 2017 年粮食播种面积稍有下滑，但仍维持在一个较高的水平（粮作比为 70.94%），从而确保了粮食基本产能的稳定。故此，粮作比提高很可能是人口城镇化减缓耕地压力的主要机制。

对于控制变量的估计结果而言，系数基本符合理论预期，并且与以往的一些研究基本一致（例如宋小青、欧阳竹，2012；张慧、王洋，2017）。具体而言，产业结构变量对耕地压力具有显著的负向影

^①利用表 2 回归（4）中人口城镇化变量的系数乘以 1%，并保留小数点后 4 位，从而得到该数值。

^②中华人民共和国国家统计局（编）：《中国统计年鉴》（2018），北京：中国统计出版社。

响，即第二、第三产业增加值在地区生产总值中占比的提高会进一步减小耕地压力。农民收入对耕地压力具有显著的负向影响，表明农民收入的提高有助于减缓耕地压力。成灾面积带来了耕地压力的显著增加，自然灾害会给粮食的生产造成严重的影响，意味着可能会从粮食生产的角度来影响耕地压力。灌溉水平变量显著且系数为负，表明有效灌溉比例越高越有助于减小耕地压力。化肥和农药是常规的耕地替代型投入要素。前者对耕地压力表现为显著的负向影响，即化肥的施用有助于缓解耕地压力，但系数估计值很小（绝对值略大于 0.01）；后者系数虽然为负，但不显著，即农药的投入对耕地压力的影响效应在统计上无异于零。这表明，化肥、农药的大量施用几乎达到了粮食增产和缓解耕地压力的极限，也反映了中国农业化学品投入已经表现出边际产出偏低的事实^①。

（二）分粮食功能区考察

一般而言，各个粮食功能区在城镇化发展水平、产业布局以及粮食生产要素结构等方面可能存在显著的系统性差异。为了估计各粮食功能区人口城镇化影响耕地压力的异质性，本节将对粮食主产区、主销区以及产销平衡区进行分样本考察，估计结果如表 3 所示。

从表 3 可以发现，粮食主产区的人口城镇化对耕地压力具有显著的正向影响，即人口城镇化的发展带来了粮食主产区耕地压力的增加，该结果与全国样本中的影响效应不一致。正如在前文所述，随着人口城镇化的持续推进，农业劳动力不断由农村转移至城市，当农业生产面临有效劳动力的约束时，农业种植结构则会逐步偏向劳动力节约型的“趋粮化”结构（罗必良等，2018）。但在粮食主产区，稻谷、小麦和玉米等主粮作物的种植比例很高^②，当面临趋紧的劳动力约束时，“趋粮化”的结构调整弹性可能不足。当劳动力节约型的种植结构不能充分实现时，农户又会进一步做出粗放式经营的响应（蔡昉，2008；朱启臻、杨汇泉，2011），例如改物理除草为化学除草（如喷施除草剂等）、改多次施肥为单次施肥或改喷施助壮素、改施有机肥为无机肥以及降低复种率甚至撂荒等，从而触发“谁来种地”的警铃。这些行为会严重影响投入生产的耕地数量与质量，并且会直接造成粮食产能的不足。从粮食主销区和产销平衡区的回归结果来看，人口城镇化对耕地压力则表现出显著的负向影响，即人口城镇化有助于减小耕地压力，该结果与全国样本的估计结果保持了一致。

表 3 粮食功能区人口城镇化影响耕地压力的估计结果

| | 主产区 | 主销区 | 产销平衡区 |
|-------|---------------------|---------------------|--------------------|
| 人口城镇化 | 1.1329** (0.5186) | -2.9743*** (0.4133) | -0.4982** (0.2527) |
| 产业结构 | -0.6734 (0.6861) | -4.8905*** (1.1629) | 0.3844 (0.8646) |
| 农民收入 | -0.1819** (0.0734) | 0.8577*** (0.0457) | 0.0432 (0.0635) |
| 化肥投入 | -0.0224*** (0.0060) | 0.0328*** (0.0030) | -0.0021 (0.0049) |
| 机械投入 | -0.6207** (0.2766) | -0.2398 (0.2893) | 0.0235 (0.1570) |

^① 《全国土壤污染状况调查公报》公布的数据显示，中国在全球约 7%的耕地上投入了 35%的化肥和农药，造成了 19.4%的耕地污染物超标（数据来源：http://www.gov.cn/foot/2014-04/17/content_2661768.htm）。

^② 《中国统计年鉴》（2018）公布的数据显示，2017 年主产区粮食（仅包括稻谷、小麦和玉米，未包含豆类和薯类）的播种面积占农作物播种总面积的比例为 67%，比主销区高 23 个百分点，比产销平衡区高 21 个百分点。

城镇化是否带来了耕地压力的增加？

(续表 3)

| | | | |
|-------------------|--------------------|---------------------|--------------------|
| 成灾面积 | 0.4274** (0.2021) | 0.2361 (0.2184) | 1.0951*** (0.1780) |
| 灌溉水平 | -0.2726 (0.3124) | -2.6983*** (0.2519) | -0.3125 (0.4018) |
| 农药投入 | 0.0197 (1.8339) | -0.7889 (1.9202) | -1.2266 (1.5282) |
| 常数项 | 3.2682*** (0.5777) | 0.3594 (0.7927) | 2.0220*** (0.5717) |
| 个体固定效应 | YES | YES | YES |
| 时间固定效应 | NO | NO | NO |
| Hausman 检验 P 值 | 0.0577 | 0.0000 | 0.0427 |
| 组内 R ² | 0.3018 | 0.8802 | 0.2705 |
| 样本量 | 234 | 126 | 198 |

注：①*、**、***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平；②括号内数字为省级层面的聚类稳健标准误。

(三) 进一步拓展

1.对土地城镇化的考察。在基准模型部分，本文考察了人口城镇化对耕地压力的影响效应。接下来，本文进一步利用“城市建成区面积占省行政区划面积的比重”来度量土地城镇化水平，系统考察土地城镇化对耕地压力的影响，表 4 报告了相应的估计结果。

表 4 土地城镇化影响耕地压力的估计结果

| | 系数 | 聚类稳健标准误 | 系数 | 聚类稳健标准误 |
|-------------------|------------|---------|------------|---------|
| 土地城镇化 | 29.9934*** | 9.1060 | 23.8232*** | 8.1218 |
| 产业结构 | — | — | -1.0815 | 1.5113 |
| 农民收入 | — | — | -1.3717*** | 0.3407 |
| 化肥投入 | — | — | -0.0190** | 0.0072 |
| 机械投入 | — | — | 0.4745 | 0.3113 |
| 成灾面积 | — | — | 1.0946*** | 0.1813 |
| 灌溉水平 | — | — | -1.3233* | 0.7576 |
| 农药投入 | — | — | -0.1648 | 1.6117 |
| 常数项 | 1.2246*** | 0.1440 | 12.5520*** | 3.3973 |
| 个体固定效应 | | YES | | YES |
| 时间固定效应 | | YES | | YES |
| Hausman 检验 P 值 | | 0.0000 | | 0.0005 |
| 时间效应检验 P 值 | | 0.0022 | | 0.0000 |
| 组内 R ² | | 0.1764 | | 0.4325 |
| 样本量 | | 558 | | 558 |

注：*、**、***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。

从表 4 的估计结果可以发现，无论是否加入控制变量，土地城镇化对耕地压力均具有十分显著的正向影响。该结果意味着城市空间范围的扩张带来了耕地压力的显著增加。这可能是由于土地城镇化过程中城市基础设施的修建和居住区的扩张占用了大量的耕地，造成了耕地用途的非可逆性转变，即土地城镇化直接造成了有效耕地面积的减少。统计数据显示，中国城市建设用地面积一直在不断扩大，

征用的耕地面积从 2007 年的 44756 公顷持续增加至 2017 年的 84127 公顷^①，年均增长率为 6.5%，呈明显扩张的趋势。另外，从全国层面来看，按照“城市建成区面积占省行政区划面积的比重”的度量方法，中国的土地城镇化水平从 2000 年的 0.29% 上升至 2017 年的 0.59%，年均增长约 0.02 个百分点。在控制其他解释变量影响的情况下，土地城镇化将导致耕地压力指数平均每年增加约 0.005（根据表 4 第 4 列计算^②）。进一步地，通过与耕地压力指数临界值范围的比较发现，土地城镇化导致耕地压力指数平均每年增加 0.005，这对于耕地压力而言是一个比较大的影响。如果土地城镇化的推进速度过快或单纯地以城市空间扩张为发展目标，那么，中国的耕地压力以及粮食安全都将面临严峻的挑战。

2. 对就地城镇化的考察。本文进一步考察就地城镇化对耕地压力的影响，估计结果如表 5 所示。从表 5 可以发现，无论是否加入控制变量，就地城镇化对耕地压力均表现出显著的正向影响，即就地城镇化的发展带来了耕地压力的增加，这与 Deng et al. (2015) 的研究结论一致。其可能的解释是，就地城镇化在原有村居或镇居的基础上逐步发展起来，规模小而分散且缺乏必要的用地规划，耕地的集约利用不足，同时产业园区和公共设施的建设对耕地的占用更直接（季建林，2001），从而会造成耕地面积的显著减少。此外，就地城镇化为农村引入二三产业提供了新契机，推动了乡村旅游、乡村康养等产业的发展，这在提高农民收入的同时也提高了粮食种植的机会成本，土地的非农化以及农业的边缘化趋势可能更为明显，进而会进一步降低粮食产能。例如，浙江省推动的“特色小镇”建设，带动了当地的产业升级与经济发展，但是其耕地的复种指数却从 2000 年的 183.51% 下降至 2017 年的 100.21%，相应地，粮食总产量也从 2000 年的 1093.9 万吨下降至 2017 年的 513.4 万吨^③。鉴于该结果，从粮食安全的角度来讲，就地城镇化可能并不是一种合适的发展方式。因此，在推进就地城镇化的过程中应重点关注城乡间要素的配置问题，尽量减小对耕地以及粮食安全的冲击。

表 5 就地城镇化影响耕地压力的估计结果

| | 系数 | 聚类稳健标准误 | 系数 | 聚类稳健标准误 |
|--------|-----------|---------|------------|---------|
| 就地城镇化 | 1.2170** | 0.5500 | 0.8929** | 0.3935 |
| 产业结构 | — | — | -0.8368 | 1.4421 |
| 农民收入 | — | — | -1.4786*** | 0.3218 |
| 化肥投入 | — | — | -0.0171*** | 0.0062 |
| 机械投入 | — | — | 0.2004 | 0.3189 |
| 成灾面积 | — | — | 1.0023*** | 0.1578 |
| 灌溉水平 | — | — | -1.3311** | 0.5873 |
| 农药投入 | — | — | -1.1701 | 1.5105 |
| 常数项 | 1.5274*** | 0.0764 | 13.5736*** | 3.1016 |
| 个体固定效应 | YES | | YES | |

^①中华人民共和国住房和城乡建设部（编）：《中国城市建设统计年鉴》（2007、2017），北京：中国统计出版社。

^②计算方法为：土地城镇化的年均增长量（0.0002）乘以土地城镇化变量的系数（23.8232）。

^③中华人民共和国国家统计局（编）：《中国统计年鉴》（2001、2018），北京：中国统计出版社。

(续表 5)

| | | |
|-------------------|--------|--------|
| 时间固定效应 | YES | YES |
| Hausman 检验 P 值 | 0.0988 | 0.0002 |
| 时间效应检验 P 值 | 0.0113 | 0.0000 |
| 组内 R ² | 0.2212 | 0.4561 |
| 样本量 | 558 | 558 |

注：*、**、***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。

六、稳健性检验

(一) 工具变量估计^①

在考察人口城镇化对耕地压力带来的影响效应时可能面临着内生性问题，从而导致参数估计结果的有偏和不一致。具体分析来看，造成内生性问题的可能原因主要包括两个方面。一方面，耕地压力与人口城镇化有可能存在双向因果关系。一般来说，耕地压力较小的地区农业的边际产出较高，农户可以获取较高的农业经营性收入，因此农户向城市流动将面临较高的机会成本，其转移的积极性也会降低。反之，耕地压力较大则可能会促使农业劳动力向城市流动以规避农业生产风险，从而提高人口城镇化水平（罗翔等，2015）。另一方面，基准模型可能存在遗漏变量问题。一般而言，影响耕地压力的因素很多，尽管利用个体固定效应和时间固定效应可以控制一些不可观测因素的影响，但要控制所有的变量则面临很大的困难，这其中并不能排除有遗漏的变量可能与人口城镇化相关。

为了克服可能存在的内生性问题，本文尝试寻找人口城镇化的工具变量，并利用两阶段最小二乘法来估计人口城镇化对耕地压力的影响效应。具体而言，本文引入了美国国家地球物理数据中心公布的 DMSP/OLS 夜间灯光数据^②和达尔豪斯大学大气成分分析组（Atmospheric Composition Analysis Group）公布的 PM2.5 数据^③作为工具变量。

首先，DMSP/OLS 传感器主要采集夜间灯光、火光等产生的辐射信号，其稳定灯光数据中仅包含来自城市、乡镇等有持久光源场所发出的稳定灯光，可以准确监测人类活动（Pandey et al., 2013）。因此，从逻辑上来讲，DMSP/OLS 夜间灯光可能与人口城镇化相关，即满足工具变量的相关性条件。另外，DMSP/OLS 夜间灯光作为一种灯光监测并不会对耕地压力产生直接的影响，满足工具变量的外生性条件。

其次，本文引入 PM2.5 数据的理由如下。一是雾霾程度与人口城镇化密切相关（Han et al., 2014; Du et al., 2018）。雾霾主要是由燃煤、汽车尾气排放、垃圾焚烧以及石油化工等产生的可吸入颗粒物组成，对人体具有很大的危害性，从而可能会影响人口的流动与分布（童玉芬、王莹莹，2014），具体

^①本文也考虑了耕地压力与土地城镇化、就地城镇化之间可能存在内生性的问题，并分别利用土地城镇化和就地城镇化的一阶滞后项作为工具变量进行了回归。回归结果依然稳健，但此处不再报告结果。

^②参见 <https://www.ngdc.noaa.gov/>。

^③参见 http://fizz.phys.dal.ca/~atmos/martin/?page_id=140。

表现在由高霾城转移至低霾城或者由霾城转移至乡村等。二是雾霾与耕地压力不直接相关。由于雾霾严重区多集中在城市，而在农村地区则表现为轻霾或无霾，不会对耕地经营与粮食生产等活动造成影响。而且雾霾是一种空气中的微小颗粒物，对耕地生产能力的影响也十分有限。

需要进一步说明的是，针对 DMSP/OLS 夜间灯光数据，在实际的应用中本文参考了 Liu et al.(2012) 的研究，从传感器的固有差异、传感器性能衰减以及多传感器多年度差异方面对数据进行了校正。另外，由于 DMSP/OLS 夜间灯光数据只公布至 2013 年，同时本文只获取了 2000~2016 年中国 30 个省份（不包含西藏）的 PM2.5 数据，故此可用于实证分析的样本量为 420 个，其他各粮食功能区的样本量可依此计算。

本文利用两阶段最小二乘法（IV-2SLS）进行估计，表 6 报告了参数的估计结果。从工具变量的检验结果来看，在全国样本、主产区样本以及主销区样本的回归中，第一阶段弱工具变量检验的 F 值均大于通常的标准（即 F 值为 10），虽然产销平衡区样本回归的 F 值未严格达到标准，但也十分接近，在小样本情况下仍然可以接受。在考虑内生性的情况下，全国样本回归中人口城镇化显著且系数为负，即人口城镇化有助于减小耕地压力，而且与前文基准模型相比，系数大小有明显提高。从各粮食功能区样本来看，主产区样本和主销区样本的回归结果在系数方向上与固定效应模型的估计结果保持一致，而系数大小有了显著提高。尽管在产销平衡区样本的回归结果中人口城镇化变量的系数不再显著，但影响方向仍然与基准模型保持一致，总体上并不影响本文的研究结论。但为了确保研究结论的可靠性，本文将采用其他的方法做进一步的稳健性检验。

表 6 稳健性检验一：工具变量估计

| | 全国 | | 主产区 | | 主销区 | | 产销平衡区 | |
|---------------|------------------------|------------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | 第一阶段 | 第二阶段 | 第一阶段 | 第二阶段 | 第一阶段 | 第二阶段 | 第一阶段 | 第二阶段 |
| 人口城镇化 | — | -2.9628*** (1.0264) | — | 1.9739** (0.9657) | — | -8.3313** (4.1872) | — | -0.4928 (1.1450) |
| PM2.5 | -0.0602*** (0.0200) | — | 0.0086 (0.0122) | — | -0.0486* (0.0274) | — | -0.0910** (0.0364) | — |
| DMSP/OLS 夜间灯光 | 0.0102*** (0.0024) | — | 0.0154*** (0.0020) | — | 0.0020 (0.0027) | — | 0.0100 (0.0232) | — |
| 产业结构 | -0.2591* (0.1526) | -2.7080*** (0.7656) | 0.2993*** (0.0880) | -3.8510*** (0.8037) | 0.3472 (0.2535) | -0.9547 (2.3367) | 0.1918 (0.4367) | 0.9664 (1.1781) |
| 农民收入 | -0.0458 (0.0569) | -1.8097*** (0.2713) | 0.0456*** (0.0098) | -0.1582 (0.1012) | 0.0641*** (0.0171) | 1.1213*** (0.2936) | 0.1280*** (0.0385) | -0.1011 (0.2130) |
| 化肥投入 | -0.0026*** (0.0008) | -0.0019 (0.0044) | -0.0019** (0.0009) | -0.0117 (0.0074) | 0.0071*** (0.0008) | 0.0691** (0.0281) | -0.0052** (0.0023) | -0.0026 (0.0096) |
| 机械投入 | -0.1824*** (0.0607) | -1.1572*** (0.3299) | 0.2543*** (0.0448) | -0.4736 (0.4544) | -0.0671 (0.0662) | -0.9089* (0.5117) | -0.1691 (0.2746) | 0.3676 (0.8367) |
| 成灾面积 | 0.0494 (0.0320) | 1.0225*** (0.1674) | -0.0178 (0.0230) | 0.6230*** (0.1891) | -0.0171 (0.0443) | 0.1650 (0.3507) | -0.0493 (0.0697) | 0.9675*** (0.2186) |

城镇化是否带来了耕地压力的增加？

(续表 6)

| | | | | | | | | |
|-------------------|--------------------|------------------------|------------------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|---------------------|----------------------|
| 灌溉水平 | 0.0819 (0.0567) | -0.6132** (0.2883) | -0.0249 (0.0396) | -0.6090* (0.3221) | -0.1425** (0.0609) | -2.2399*** (0.7367) | -0.0275 (0.1871) | -0.1779 (0.5634) |
| 农药投入 | 0.0761 (0.3053) | -1.5700 (1.5089) | 0.6359*** (0.2308) | -3.2220 (2.0252) | -0.0309 (0.3958) | 0.2629 (2.9408) | 0.0962 (0.6871) | -2.8155 (2.1000) |
| 常数项 | 0.1018 (0.4531) | 16.9594*** (2.1151) | -0.3207*** (0.0863) | 5.3043*** (0.7651) | -0.2826 (0.1825) | -3.7076* (2.1020) | -0.3543 (0.3195) | 2.3897** (1.0699) |
| 个体固定效应 | — | YES | — | YES | — | YES | — | YES |
| 时间固定效应 | — | YES | — | NO | — | NO | — | NO |
| 组内 R ² | 0.6133 | 0.2909 | 0.9061 | 0.3855 | 0.8651 | 0.1969 | 0.4041 | 0.3209 |
| 弱工具变量检验 F 值 | 26.53 | — | 171.49 | — | 58.44 | — | 9.12 | — |
| 样本量 | 420 | | 182 | | 98 | | 140 | |

注：①*、**、***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平；②括号内数值为标准误。

(二) 变更被解释变量

初始的耕地压力指数，对人均粮食需求量做了逐年递增的假定，这样处理可能会导致耕地压力指数受到主观性因素的干扰，从而影响估计结果的可靠性。为了解决这个问题，本节只关注粮食生产量与粮食消费量这两个客观信息——如果粮食生产量能够满足粮食消费量，那么从粮食安全的角度来讲，耕地所面临的压力越小；反之，耕地压力则越大。具体而言，本文设置了“粮食消费量/粮食生产量”指标^①，并以此作为被解释变量对人口城镇化进行回归，估计结果如表 7 所示。从模型估计结果来看，全国样本的人口城镇化显著降低了“粮食消费量/粮食生产量”，粮食主销区和产销平衡区的人口城镇化对“粮食消费量/粮食生产量”表现出相同方向的影响效应，但粮食主产区的人口城镇化则表现为显著的正向影响。这意味着至少从作用方向上来讲，使用与耕地压力指数相近的指标仍然能够得出较为一致的研究结论，即整体上基准模型的估计结果是稳健可靠的。

表 7 稳健性检验二：变更被解释变量

| | 全国 | 主产区 | 主销区 | 产销平衡区 |
|-------|---------------------|--------------------|---------------------|---------------------|
| 人口城镇化 | -0.8018* (0.3987) | 0.1741* (0.1001) | -0.9018*** (0.1759) | -0.2788* (0.1608) |
| 产业结构 | -0.7488 (1.0834) | -0.3480 (0.2470) | -0.7309 (0.4950) | -1.9853*** (0.5503) |
| 农民收入 | -2.0934*** (0.3680) | -0.0321 (0.0264) | 0.5492*** (0.1944) | -0.0292 (0.0404) |
| 化肥投入 | -0.0366*** (0.0047) | -0.0031 (0.0022) | 0.0564*** (0.0128) | -0.0054* (0.0031) |
| 机械投入 | -1.3717*** (0.2581) | 0.0573 (0.0996) | -0.8401*** (0.1231) | 0.0051 (0.0999) |
| 成灾面积 | 0.6736** (0.2688) | 0.2342*** (0.0728) | 0.7210 (0.9299) | 0.1495 (0.1133) |
| 灌溉水平 | -2.2939*** (0.3939) | -0.2587** (0.1125) | -6.0750*** (1.0725) | -0.9021*** (0.2557) |
| 农药投入 | -1.3998 (2.2307) | 1.5824** (0.6603) | -1.4187* (0.8174) | 1.0330 (0.9726) |
| 常数项 | 18.1046*** (2.7357) | 1.0583*** (0.2080) | 8.9076*** (3.3744) | 0.1296 (0.3638) |

^①此处感谢审稿专家的建议。

(续表 7)

| | | | | |
|-------------------|--------|--------|--------|--------|
| 个体固定效应 | YES | YES | YES | YES |
| 时间固定效应 | YES | NO | NO | NO |
| Hausman 检验 P 值 | 0.0000 | 0.0315 | 0.0000 | 0.0000 |
| 时间效应检验 P 值 | 0.0000 | — | — | — |
| 组内 R ² | 0.2922 | 0.3532 | 0.5679 | 0.2257 |
| 样本量 | 558 | 234 | 126 | 198 |

注：①*、**、***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平；②括号内数字为省级层面的聚类稳健标准误。

(三) 非参数估计

一般而言，参数估计结果的准确性依赖于参数形式的正确设定，但通常情况下并不能准确地知道参数模型是否被“正确设定”，而一旦误设将会导致严重的“设定误差”。例如，如果耕地压力与人口城镇化存在非线性关系，那么按照本文的方法将其设定为线性方程可能会面临较大的误差。而非参数方法则不需要事先预设变量分布的函数形式，相较于参数模型具有更大的灵活性，从而可以有效避免参数设定错误所带来的严重后果（参见 Racine, 2008）。鉴于此，本节参考周先波、盛华梅（2008）的做法，利用非参数估计方法对基准模型做进一步的稳健性检验。具体而言，本文基于 Stata15.1，使用交叉核实法（Cross-validation）选择最优带宽，采用 Epanechnikov 核函数的局部线性估计方法对基准模型的估计结果进行检验，表 8 报告了相关参数的估计结果。无论是全国样本还是各粮食功能区样本，非参数估计结果与前文的参数估计结果在方向上完全吻合，仅在系数大小和显著性上略有差异（见表 8）。据此，本文认为，人口城镇化对耕地压力的影响效应具有一定的稳健性，并非是特定估计方法的选择而产生的偶然结果。

表 8 稳健性检验三：非参数估计

| | 全国 | 主产区 | 主销区 | 产销平衡区 |
|----------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| 人口城镇化 | -0.2034** (0.0920) | 1.8217*** (0.6537) | -0.1535* (0.0853) | -0.6179** (0.3081) |
| 产业结构 | -3.0763*** (0.7422) | -1.4841 (1.7962) | 2.9236** (1.2584) | -8.0167*** (2.4997) |
| 农民收入 | -0.1913** (0.0846) | -0.2289*** (0.0852) | -0.3400*** (0.0551) | -0.6532*** (0.1907) |
| 化肥投入 | -0.0282*** (0.0039) | -0.0271*** (0.0036) | -0.0133*** (0.0033) | -0.0418*** (0.0138) |
| 机械投入 | -1.9243*** (0.2404) | -0.5425*** (0.1388) | 0.3528 (0.2952) | -3.2074*** (0.7163) |
| 成灾面积 | 0.9677** (0.4839) | 1.4906** (0.4986) | 0.5668** (0.2699) | 0.8938** (0.4064) |
| 灌溉水平 | -2.1278*** (0.1858) | -0.6720*** (0.1384) | -0.9779*** (0.3325) | -2.4190*** (0.7796) |
| 农药投入 | 1.8048** (0.7770) | 0.2850 (2.6376) | 2.0450 (2.1163) | 7.1573 (6.0164) |
| R ² | 0.8214 | 0.9499 | 0.9327 | 0.8697 |
| 样本量 | 558 | 234 | 126 | 198 |

注：①*、**、***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平；②括号内数字为 Bootstrap500 次的标准误。

七、结论与政策启示

本文基于 2000~2017 年中国 31 个省（区、市）的面板数据，从粮食安全的角度测算出全国和各

粮食功能区的耕地压力指数，并利用固定效应模型分别估计了人口城镇化、土地城镇化以及就地城镇化对耕地压力的影响效应。本文研究得出如下结论。

第一，从粮食安全的角度来讲，样本考察期内中国面临着中轻程度的耕地压力，粮食的供给与需求尚未实现很好的匹配，粮食安全仍然处于紧平衡状态。第二，各粮食功能区的耕地压力表现出不同的特点。其中，主产区处于安全压力区，且呈现缓慢下降的趋势；主销区处在高度压力区，并且表现出持续且快速的增长态势；产销平衡区则面临中高程度的耕地压力。第三，总体上，人口城镇化的发展并没有带来耕地压力的增加，反而具有显著的缓解作用。从粮食功能区细分来看，粮食主销区和产销平衡区的人口城镇化对耕地压力具有显著的负向影响，但粮食主产区的人口城镇化则带来了耕地压力的显著增加。第四，与人口城镇化的影响效应不同，土地城镇化和就地城镇化均带来耕地压力的显著增加，从而可能会对中国的粮食安全形成挑战。

基于以上结论，本文提出如下政策启示。一是做好人口城镇化过程中的农业社会化服务工作，在农业劳动力短缺时提供必要的生产性服务，补齐劳动力投入的短板，确保种植结构顺利调整以及粮地粮用、农地农用，避免弃种抛荒。二是应规避土地城镇化的粗放与低效发展问题，发挥城镇化对土地的集约利用优势，并做好城市内部存量建设用地的挖掘工作。三是应关注就地城镇化增加耕地压力的问题，落实土地用途管制、基本农田保护以及土地利用总体规划等措施，规避就地城镇化无序扩张和对农村产业冲击所带来的耕地数量和质量的负面影响。四是落实城镇化发展过程中土地占补平衡政策，杜绝“占优补劣、占多补少”行为，同时通过对农田、水渠、道路以及村庄等的重新调整和布局来改善耕地的生态环境，提高耕地的利用效率和粮食产能。

参考文献

1. 蔡运龙、傅泽强、戴尔阜，2002：《区域最小人均耕地面积与耕地资源调控》，《地理学报》第2期。
2. 蔡昉，2008：《刘易斯转折点后的农业发展政策选择》，《中国农村经济》第8期。
3. 封志明，2007：《中国未来人口发展的粮食安全与耕地保障》，《人口研究》第2期。
4. 甘彩红、李阳兵、邵景安、王永艳，2014：《三峡库区腹地县域耕地压力研究——以奉节县27个乡镇为例》，《资源科学》第7期。
5. 高延雷、张正岩、魏素豪、王志刚，2019：《城镇化对中国粮食安全的影响——基于省区面板数据的实证分析》，《资源科学》第8期。
6. 国务院发展研究中心和世界银行联合课题组，2014：《中国：推进高效、包容、可持续的城镇化》，《管理世界》第4期。
7. 季建林，2001：《当前我国农村经济的主要问题与出路》，《经济理论与经济管理》第1期。
8. 罗翔、罗静、张路，2015：《耕地压力与中国城镇化——基于地理差异的实证研究》，《中国人口科学》第4期。
9. 罗翔、张路、朱媛媛，2016：《基于耕地压力指数的中国粮食安全》，《中国农村经济》第2期。
10. 罗必良，2014：《农业经营制度的理论轨迹及其方向创新：川省个案》，《改革》第2期。
11. 罗必良、张露、仇童伟，2018：《小农的种粮逻辑——40年来中国农业种植结构的转变与未来策略》，《南方经济》

第8期。

- 12.刘守英, 2013:《中国的农业转型与政策选择》,《行政管理改革》第12期。
- 13.马晓河、蓝海涛、黄汉权, 2005:《工业反哺农业的国际经验及我国的政策调整思路》,《管理世界》第7期。
- 14.钱龙、洪名勇, 2016:《非农就业、土地流转与农业生产效率变化——基于CFPS的实证分析》,《中国农村经济》第12期。
- 15.宋小青、欧阳竹, 2012:《1999~2007年中国粮食安全的关键影响因素》,《地理学报》第6期。
- 16.童玉芬、王莹莹, 2014:《中国城市人口与雾霾:相互作用机制路径分析》,《北京社会科学》第5期。
- 17.谭术魁、张路、齐睿, 2012:《基于系统动力学的区域耕地压力指数研究》,《自然资源学报》第5期。
- 18.王国刚, 2010:《城镇化:中国经济发展方式转变的重心所在》,《经济研究》第12期。
- 19.项继权、周长友, 2017:《“新三农”问题的演变与政策选择》,《中国农村经济》第10期。
- 20.徐建国、张勋, 2016:《农业生产率进步、劳动力转移与工农业联动发展》,《管理世界》第7期。
- 21.朱莉芬、黄季焜, 2007:《城镇化对耕地影响的研究》,《经济研究》第2期。
- 22.张慧、王洋, 2017:《中国耕地压力的空间分异及社会经济因素影响——基于342个地级行政区的面板数据》,《地理研究》第4期。
- 23.周诚君, 2013:《加快推进新型城镇化:对若干重大体制改革问题的认识与政策建议》,《中国社会科学》第7期。
- 24.周先波、盛华梅, 2008:《信息化产出弹性的非参数估计分析》,《数量经济技术经济研究》第10期。
- 25.朱启臻、杨汇泉, 2011:《谁在种地——对农业劳动力的调查与思考》,《中国农业大学学报(社会科学版)》第1期。
- 26.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。
27. Amour, C. B., F. Reitsma, and G. Baiocchi, 2017, “Future Urban Land Expansion and Implications for Global Croplands”, *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, 114(34): 8939-8944.
28. Challinor, A. J., J. Watson, D. B. Lobell, S. M. Howden, D. R. Smith, and N. Chhetri, 2014, “A Meta-analysis of Crop Yield Under Climate Change and Adaptation”, *Nature Climate Change*, 4(3): 287-291.
29. Conceicao, P., S. Levine, M. Lipton, and A. W. Rodriguez, 2016, “Toward a Food Secure Future: Ensuring Food Security for Sustainable Human Development in Sub-Saharan Africa”, *Food Policy*, 60(4): 1-9.
30. Damon, A. L., 2010, “Agricultural Land Use and Asset Accumulation in Migrant Households: The Case of El Salvador”, *Journal of Development Studies*, 46(1): 162-189.
31. Dumanski, J., and C. Pieri, 2000, “Land Quality Indicators: Research Plan”, *Agriculture, Ecosystems and Environment*, 81(2): 93-102.
32. Deng, X. Z., J. K. Huang, S. Rozelle, J. P. Zhang, and Z. H. Li, 2015, “Impact of Urbanization on Cultivated Land Changes in China”, *Land Use Policy*, 45(5): 1-7.
33. Du, Y. Y., T. S. Sun, J. Peng, K. Fang, Y. X. Liu, Y. Yang, and Y. L. Wang, 2018, “Direct and Spillover Effects of Urbanization on PM_{2.5} Concentrations in China’s Top Three Urban Agglomerations”, *Journal of Cleaner Production*, 190(7): 72-83.

34. Daniels, T. L., 1991, "The Purchase of Development Rights: Preserving Agricultural Land and Open Space", *Journal of the American Planning Association*, 57(4): 421-431.
35. Flannery, M. J., and K. P. Rangan, 2006, "Partial Adjustment Toward Target Capital Structures", *Journal of Financial Economics*, 79(3): 469-506.
36. Gerbens-Leenes, P. W., and S. Nonhebel, 2002, "Consumption Patterns and Their Effect on Land Required for Food", *Ecological Economics*, 42(1-2): 185-199.
37. Headey, D., and T. S. Jayne, 2014, "Adaptation to Land Constraints: Is Africa Different?", *Food Policy*, 48(10): 18-33.
38. Han, L. J., W. Q. Zhou, W. F. Li, and L. Li, 2014, "Impact of Urbanization Level on Urban Air Quality: A Case of Fine Particles (PM_{2.5}) in Chinese Cities", *Environmental Pollution*, 194(11): 163-170.
39. Huang, J., L. Zhu, X. Deng, and S. Rozelle, 2005, "Cultivated Land Changes in China: The Impacts of Urbanization and Industrialization", *Remote Sensing and Modeling of Ecosystems for Sustainability*, 9(9): 1-15.
40. Jiang, L., X. Deng, and K. C. Seto, 2013, "The Impact of Urban Expansion on Agricultural Land Use Intensity in China", *Land Use Policy*, 35(11): 33-39.
41. Jayne, T. S., J. Chamberlin, and D. D. Headey, 2014, "Land Pressures, the Evolution of Farming Systems, and Development Strategies in Africa: A Synthesis", *Food Policy*, 48(10): 1-17.
42. Kastner, T., M. J. L. Rivas, W. Koch, and S. Nonhebel, 2012, "Global Changes in Diets and the Consequences for Land Requirements for Food", *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, 109(18): 6868-6872.
43. Lin, G. C. S., and S. P. S. Ho, 2003, "China's Land Resources and Land-Use Change: Insights from the 1996 Land Survey", *Land Use Policy*, 20(2): 87-107.
44. Liu, Z. F., C. Y. He, and Q. F. Zhang, 2012, "Extracting the Dynamics of Urban Expansion in China Using DMSP-OLS Nighttime Light Data from 1992 to 2008", *Landscape and Urban Planning*, 106(1): 62-72.
45. Mascarenhas, A., D. Haase, T. B. Ramos, and R. Santos, 2019, "Pathways of Demographic and Urban Development and Their Effects on Land Take and Ecosystem Services: The Case of Lisbon Metropolitan Area, Portugal", *Land Use Policy*, 82(3): 181-194.
46. Markus, B., 2012, "Economic Growth, Size of the Agricultural Sector and Urbanization in Africa", *Journal of Urban Economics*, 71(1): 26-36.
47. Pingali, P., 2007, "Westernization of Asian Diets and the Transformation of Food Systems: Implications for Research and Policy", *Food Policy*, 32(3): 281-298.
48. Pandey, B., P. K. Joshi, and K. C. Seto, 2013, "Monitoring Urbanization Dynamics in India Using DMSP/OLS Night Time Lights and SPOT-VGT Data", *International Journal of Applied Earth Observation and Geoinformation*, 23(8): 49-61.
49. Racine, J. S., 2008, *Nonparametric Econometrics: A Primer*, Hanover: Now Publishers Inc.
50. Rimal, B., 2013, "Urbanization and the Decline of Agricultural Land in Pokhara Sub-Metropolitan City, Nepal", *Journal of Agricultural Science*, 5(1): 54-65.
51. Su, M., R. Z. Guo, and W. Y. Hong, 2019, "Institutional Transition and Implementation Path for Cultivated Land Protection

in Highly Urbanized Regions: A Case Study of Shenzhen, China”, *Land Use Policy*, 81(2): 493-501.

52.Sassi, M., and A. Cardaci, 2013, “Impact of Rainfall Pattern on Cereal Market and Food Security in Sudan: Stochastic Approach and CGE Model”, *Food Policy*, 43(12): 321-331.

53.Skog, K. L., and M. Steinnes, 2016, “How Do Centrality, Population Growth and Urban Sprawl Impact Farmland Conversion in Norway?”, *Land Use Policy*, 59(12): 185-196.

54.Song, X. Q., Z. Ouyang, Y. S. Li, and F. D. Li, 2012, “Cultivated Land Use Change in China, 1999-2007: Policy Development Perspectives”, *Journal of Geographical Sciences*, 22(11): 1061-1078.

55.Skinner, M. W., R. G. Kuhn, and A. E. Joseph, 2001, “Agricultural Land Protection in China: A Case Study of Local Governance in Zhejiang Province”, *Land Use Policy*, 18(4): 329-340.

56.Tan, M., X. Li, H. Xie, and C. Lu, 2005, “Urban Land Expansion and Arable Land Loss in China—A Case Study of Beijing–Tianjin–Hebei Region”, *Land Use Policy*, 22(3): 187-196.

(作者单位：中国人民大学农业与农村发展学院)

(责任编辑：黄 易)

Does Urbanization Increase the Pressure of Cultivated Land? Evidence Based on Interprovincial Panel Data in China

Gao Yanlei Wang Zhigang

Abstract: This article calculates the cultivated land pressure index from the perspective of food security following the Gerbens-Leenes’ idea of “virtual land”, and estimates the impacts of urbanization on cultivated land pressure in China as well as three grain functional areas by using the panel data of 31 provinces (districts and cities) in China from 2000 to 2017. The results show that, first of all, considering the relative quality of cultivated land, China’s cultivated land is facing certain pressure which is stable at a low level with moderate degree. Secondly, there exists regional heterogeneity with regard to the pressure of cultivated land. The pressure of cultivated land in major grain-producing areas has continued to decrease and entered into a safe pressure degree in 2016. The pressure of cultivated land in main grain distribution areas is at a high level and increasing continuously, and that in balanced production and marketing areas is stable at a moderately high level. Thirdly, at the national level, population urbanization has not brought about an increase in cultivated land pressure, but has a significant mitigating effect. From the perspective of the subdivision of grain functional areas, population urbanization has a significant negative impact on the cultivated land pressure in main marketing areas and balanced production and marketing areas, while it has a significant positive impact in major grain-producing areas. Fourthly, further investigation on different urbanization development modes finds that land urbanization and in-situ urbanization have brought about significant increase in cultivated land pressure. This article warns that attention should be paid to the impacts of urbanization on cultivated land pressure, especially the increase in cultivated land pressure caused by land urbanization and in-situ urbanization, as well as subsequent food security issues.

Key Words: Urbanization; Cultivated Land Pressure; Food Security; Cultivated Land Protection; Food Functional Area

农家粮食：储备与安全*

——以晋浙黔三省为例

魏霄云¹ 史清华²

摘要：粮食安全历来被视为关系国计民生的重大问题，受新冠疫情的冲击，全球粮食生产、贸易和运输均遇到重大挑战。因此，对于粮食供给缺口较大的地区，进行粮食安全风险评估意义重大。本文采用1995~2017年全国农村固定观察点数据，以山西、浙江和贵州三个粮食风险相对较大的省份为例，对农户家庭粮食储备情况进行分析，并以此评估了农家粮食安全及其演变趋势。研究发现，随着时间推移，农户粮食储备规模和储粮可用时间均显著下降，农户对市场的依赖性明显增强，其家庭粮食安全正在由“自我保障”向“社会或市场保障”转换。因此，应当慎重审视农户储粮对其自身以及粮食市场整体的影响，并将保障农村家庭粮食安全纳入政策的考虑范围。

关键词：农户 粮食安全 粮食储备

中图分类号：F328 **文献标识码：**A

一、引言

人常说，“手中有粮，心中不慌”，粮食安全历来被视为关系国计民生的重大问题。联合国粮农组织将食物安全的最终目标定义为：“确保所有的人在任何时候，既能买得到又能买得起所需要的任何食品”（FAO，2009）。相较于以粮食自给率等指标从国家层面衡量粮食安全，该定义将粮食安全测度的焦点转向了家庭和个人（Hossain et al., 2019; Smith et al., 2017），并提出了微观视角下的粮食安全测度指标，如人均能量消费量（PCC）、食品消费指数（FCS）以及应对策略指数（CPI）等。

就世界范围看，尽管农业大规模机械化生产已经得到一定程度普及，但仍有8.15亿人处于食物不足、营养不良之中（Blesh et al., 2019）。中国是世界上人口最多的国家，人均耕地仅为1.46亩^①，因

*本研究得到国家自然科学基金项目“新时期扶贫开发理论与政策研究”（编号：71833003）、“城镇化背景下劳动力转移与村庄秩序问题研究”（编号：71773076）和“中国农村贫困成分的识别、分解及其改变的路径研究”（编号：71673186）的资助与支持。感谢全国农村固定观察点办公室在数据计算方面给予的服务与支持。文责自负。本文通讯作者：史清华。

^①据中国经济与社会发展统计数据库，2017年中国人均耕地面积为1.46亩。1亩=1/15公顷。<http://data.cnki.net/YearData/Report/a2a97e749609ec1d>。

此，中国的粮食安全备受关注。早在1994年，美国学者莱斯特·布朗的一篇题为《2030年谁来养活中国？》就曾使中国粮食问题成为全球关注的焦点。得益于改革开放、技术进步和投资增加，中国的粮食产量自2003年起逐年递增，关乎14亿人口的温饱问题已基本解决。但粮食获得的可持续性依然是政府和学者关注的焦点。

现有的相关研究大抵从三方面入手来探讨影响粮食安全的因素：粮食供给端，比如Cholo et al. (2019)和Call et al. (2019)；粮食需求端，如Rudolf (2019)；粮食的流通环节，如毛学峰等 (2015)。另外，也有学者探讨了国际贸易对粮食安全的影响 (Dithmer and Abdulai, 2017)。但庞大的家庭粮食储备对粮食安全的影响却并不清晰，相关文献也十分不足。盖尔·约翰逊 (2004) 指出，粮食价格比总体价格水平变动更为激烈的一个重要原因是粮食的可储备性。万广华、张藕香 (2007) 认为，国家粮食储备量的增加没有引起粮食价格上涨的主要原因就在于农户的粮食储备量很大，而决策部门对此缺乏全面的了解。

在对农户储粮行为的研究中，Renkow (1990) 认为，忽略农户储粮会夸大消费需求和市场盈余的反应。Saha and Stroud (1994) 及Lai et al. (2003) 认为风险态度在储粮决策中有重要作用，并以此估算了农户的最优储粮规模。Park (2006) 构建了微观农户决策模型，并以中国1993年的农户调查数据做了实证检验，认为预防性储蓄是农户储粮的主要目的，而信贷和货币收入并不能替代储粮的作用。近期的研究大多关注小农户的储粮技术和储粮损失率 (Manandhar et al., 2018; Gitonga et al., 2013; Mlambo et al., 2017)，其中具有代表性的方法是利用随机实验检验储粮技术和设备产生的作用 (Aggarwal et al., 2018)。万广华、张藕香 (2007)，张瑞娟、武拉平 (2012)，吕新业、刘华 (2012)，张瑞娟等 (2014) 及余志刚、郭翔宇 (2015) 等国内文献也就影响农户储粮的因素进行了探讨，认为气候条件和地理环境是影响农户储粮的自然因素，种植规模、品种，家庭结构以及储粮条件，则是影响农户储粮的个体因素。此外，利率、通货膨胀率、价格，以及农产品市场发育程度等经济因素对农户储粮的影响也尤为重要。

中国粮食流通格局在改革开放前后发生了巨大变化。自1953~1978年的25年中，中国确立了国家垄断的粮食购销体系，进行计划配给，这一制度稳定性极高，缓冲性极强 (曹宝明等，2018)，但计划的结果却与初衷相反，粮食安全危机四伏。此后，粮食流通体制也开始逐步向市场化迈进，并于1990年建立了国家专项粮食储备制度，2004年起，粮食收购市场完全放开。在国家粮食流通制度的演变和发展过程中，农民的粮食问题始终没有纳入保障范围内 (Shea, 2010)。

毛学峰等 (2015) 认为，虽然粮食产量连年增加，但其增加主要来自以饲料为主的玉米产量的提高，而直接用于生活的口粮的增加十分有限。另外，粮食的进口已从调剂余缺转向了大规模进口^①。中国作为粮食需求大国，面临着国际贸易摩擦等诸多不确定因素，在保障粮食的持续供应以及粮食市场的稳定等方面仍面临着重大挑战。2020年初全球暴发新冠疫情后，包括世界主要粮食出口国在内的多

^①据中国经济社会大数据平台信息，中国粮食进口量与国内粮食总产量之比在1995年为4.45%，至1998年下降到1.38%，此后逐年上升，至2010年升至11.97%，2017年达21.14%。参见：<http://data.cnki.net/yearbook/Single/N2019030220>。

个国家开始禁止或限制粮食出口，其中包括大米主要出口国越南和泰国，而稻谷往往是引发中国粮食供求失衡的先导性和敏感性品种（毛学峰等，2015）。对国际市场依赖性最大的大豆，则因其主产国美国、阿根廷和巴西的疫情以及贸易摩擦影响，可能出现价格暴涨或断供等不可预测的情况。尽管中国谷物自给率在96%以上，口粮自给率高于95%（李国景等，2019），世界范围内的粮食禁运或限运仍会对国内粮食加工部门产生不可避免的冲击。此外，由民众恐慌所导致的抢粮、囤粮行为虽在当下看来不足以造成粮食危机，但对粮价稳定和社会安定势必产生负面影响。以上事实表明：粮食安全问题仍需要予以高度重视，宏观粮食安全（粮食自给率）需要以微观粮食保障（农家粮食储备）为基石。

随着市场经济的发展，农民的食品消费越来越多地依赖市场（Huang and Tian, 2019），反映在家庭储粮方面，则表现为农户储粮规模的缩减和储粮可用时间的缩短。柯炳生是国内较早对农户储粮规模进行测算的学者之一，他发现南方农户的储粮水平大致满足4~6个月的口粮需求，北方农户的储粮水平是10~12个月的口粮需求（柯炳生，1997）。比较公认的中国农户储粮规模约占粮食总产量的40%~50%（吕新业、刘华，2012；万广华、张藕香，2007）。史清华、卓建伟（2005）研究认为，2002年农户家庭的生活用储粮平均约为8个月。但在江浙沪地区，农户在扣除饲料用粮和种子用粮后，实际粮食储备为负值，意味着农民已不再为家庭日常生活而储备粮食（史清华、卓建伟，2004），农户正在将家庭的粮食平衡与安全问题推向社会（史清华、徐翠萍，2009）。

农户储粮是国家粮食储备的重要组成部分，且对粮食政策有着重大影响。随着经济发展以及粮食流通体制改革的不断深入，农户的粮食生产和消费决策都发生了深刻的改变，其储粮行为也随之改变。但现有文献对农户储粮和家庭粮食保障尚缺乏全面细致的分析，大多数研究使用的问卷调查和访谈数据，难以具有广泛的代表性，尤其难以进行时间序列上的比较分析，而时间趋势对了解农户储粮至关重要。因此，本文基于1995~2017年全国农村固定观察点数据，选取山西、浙江和贵州三省的样本，对农户储粮和家计粮食平衡进行分析，以期能够充分了解农户粮食储备的规模和结构。

二、数据来源及样本选择

在样本的选取上，史清华等（2014）认为需要综合考虑自然区位分布、经济发展水平和数据的可得性。以此原则为参照，本文选用了山西、浙江和贵州三省农村固定观察点的村户数据。其中，山西和贵州是粮食平衡区，浙江是粮食主销区^①。本文以此三省为例，可以兼顾全国东西南北各个方位，无论从经济发展水平、农业生产特点，还是从所处地域环境、人文社会结构等方面都有考虑。仅选择

^①根据《国家粮食安全中长期规划纲要（2008~2020年）》，中国粮食主产区共13个，分别为河北、内蒙古、辽宁、吉林、黑龙江、山东、河南等7个北方产区，以及江苏、安徽、江西、湖北、湖南、四川等6个南方产区。粮食主销区有7个，分别为北京、天津、上海、浙江、福建、广东和海南。其余地区基本为粮食平衡区。以2017年为例，山西、浙江和贵州的人均粮食产量分别为367公斤、102.55公斤和348公斤，唐华俊（2012）估计，1995~2009年中国居民人均粮食需求量在378.88~406.09公斤之间波动，且波动幅度基本保持在±3.5%之间。以此作为参照，可知山西和贵州的粮食产量略有不足，总体平衡，而浙江的粮食需求则主要通过外购满足。

粮食主销区和平衡区，可能会使研究结果缺乏在全国意义上的代表性，但考虑到，在全国粮食市场发展尚不健全，粮食跨省流通仍存在诸多壁垒的情况下（毛学峰等，2015），优先研究供需相对紧张区域的粮食安全状况，对全国粮食安全现状的评估更具有现实意义。同时，已有研究家庭储粮的文献，大多数着眼于主产区农户（吕新业、刘华，2012；余志刚、郭翔宇，2015；张瑞娟等，2014），本文对粮食主销区和平衡区的研究补充了该领域文献的不足。

本文以1995年为分析的时间起点，原因有二：首先，全国农村固定观察点对家计粮食平衡资料的调查，自1995年始；其次，1994年莱斯特·布朗提出了“谁来养活中国”之问，使得中国粮食安全问题得到广泛关注，而国内在经历了粮食产量的短暂下降后，1995年起，粮食产量恢复增长，但在1998年后却出现持续5年的下跌，到2003年粮食危机又一次成为焦点。因此，1995年亦可说是改革开放后，中国直面粮食安全问题的始点。基于以上分析，本文采用全国农村固定观察点1995~2017年的数据，选取了山西、浙江和贵州三个省份的农户为研究样本，对农户储粮行为进行研究。

全国农村固定观察点在山西、浙江和贵州三省的样本村庄布局最初均为各10村，在30多年的观察过程中基本没有大的变化。三省固定观察的样本农户每村平均约为：山西100户、浙江50户、贵州80户。样本村庄在各省大致呈均匀分布。山西在2004年将一个处于边远山区的观察点更换为三个临近县城的观察点，贵州在2012年更换了一个固定观察点。考虑到同一村庄内农户面临的农业生产条件和生活方式都高度同质化，因此观察点村庄内部农户的进入和退出，一般认为不会影响各年农户储粮数据的可比性，故而本文并未就样本农户的变更对分析结果的影响做进一步讨论。

为了对农户储粮情况做全面细致的分析，本文首先从一个农业生产周期入手，分析了农户在一年中粮食的“收支”情况^①。农户一年内粮食收支之差，即为农户该年年末粮食结存量，亦可被认为是农户储粮数量（张瑞娟等，2014），包括农户年末结存的所有粮食，加工粮食折成原粮计算在内。储粮数量仅从供给侧描述了家庭粮食安全程度，要评估家庭粮食保障情况，还需要结合粮食消费量进行综合考量。因此，本文参考史清华、卓建伟（2004；2005）的做法，计算了农户储粮可用时间，以此衡量农户储粮对家庭生产生活的保障程度。最后，本文从非农收入和粮食生产结构角度探讨了农户储粮的异质性及其原因，并着重分析了农户市场参与行为。

三、家庭粮食收支平衡

粮食的经济意义并不止于作为生活必需品。粮食既是生存资源，也是经济资源，这是其有别于其他一般商品的重要特点（岸根卓郎，1999）。随着市场经济的发展，粮食作为“通货”的角色似乎淡化，但对于农户而言，储存粮食仍是抵御风险、保障家庭生产生活的重要方式。因此，将家庭粮食收支和结存情况以类似于会计科目的方式进行统计和列示，具有天然的合理性。

表1和表2分别列示了1995~2017年山西、浙江和贵州三省农户的人均年内粮食结存和收支情况。

^①本文研究中“粮食收入”主要来源包括自产、外购以及通过借贷获得粮食；“粮食支出”则指主要用于口粮、饲料、出售、种子以及借贷的粮食。在2006年农业税取消之前，纳税也是农户粮食支出的一个构成部分。

从年内收入来看，山西和贵州的粮食收入都随时间而增加，其中山西农户的粮食收入在20年中增长了几乎一倍，而同期浙江农户的粮食收入下降了约50%。尽管山西和贵州的农户获得的粮食在观察期内显著地增加了，但农户的平均粮食支出增加幅度更大。在2005年前后，农户的年末粮食结存由上升转为下降，并在此后一直保持这一趋势。

表1 农户粮食收支结存 (a) 单位：公斤/人

| 年份 | 年初结存 | | | | 年末结存 | | | |
|------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| | 山西 | 浙江 | 贵州 | 三省 | 山西 | 浙江 | 贵州 | 三省 |
| 1995 | 186.14 | 121.58 | 125.44 | 144.38 | 235.67 | 144.33 | 177.32 | 185.77 |
| 2000 | 364.13 | 176.46 | 275.96 | 272.18 | 374.41 | 157.16 | 287.15 | 272.91 |
| 2005 | 364.12 | 104.03 | 234.38 | 234.18 | 339.59 | 79.72 | 247.24 | 222.18 |
| 2010 | 336.23 | 51.63 | 290.56 | 226.14 | 283.03 | 32.90 | 285.51 | 200.48 |
| 2015 | 172.71 | 23.03 | 223.04 | 139.59 | 175.87 | 13.91 | 176.06 | 121.95 |
| 2016 | 179.56 | 22.65 | 161.95 | 121.39 | 157.12 | 14.43 | 145.84 | 105.80 |
| 2017 | 164.96 | 12.20 | 153.77 | 110.31 | 154.58 | 10.32 | 138.42 | 101.10 |
| 总计 | 340.62 | 103.97 | 250.91 | 231.83 | 321.66 | 85.50 | 242.16 | 216.44 |

表2 农户粮食收支结存 (b) 单位：公斤/人

| 年份 | 年内支出 | | | | 年内收入 | | | |
|------|---------|--------|--------|--------|---------|--------|--------|--------|
| | 山西 | 浙江 | 贵州 | 三省 | 山西 | 浙江 | 贵州 | 三省 |
| 1995 | 459.45 | 370.75 | 379.37 | 403.19 | 508.98 | 393.50 | 431.25 | 444.58 |
| 2000 | 509.11 | 355.30 | 455.74 | 440.05 | 519.39 | 336.00 | 466.93 | 440.78 |
| 2005 | 558.13 | 198.61 | 460.75 | 405.83 | 558.24 | 185.74 | 480.93 | 408.31 |
| 2010 | 695.92 | 152.07 | 620.24 | 489.41 | 683.34 | 150.24 | 661.32 | 498.30 |
| 2015 | 1205.74 | 213.53 | 552.39 | 657.22 | 1209.78 | 210.49 | 542.17 | 654.15 |
| 2016 | 1035.21 | 177.70 | 520.20 | 577.70 | 1013.73 | 176.84 | 519.29 | 569.95 |
| 2017 | 1003.45 | 175.24 | 548.51 | 575.73 | 993.07 | 173.35 | 548.49 | 571.64 |
| 总计 | 732.31 | 237.18 | 486.05 | 485.18 | 736.73 | 232.05 | 504.60 | 491.13 |

浙江农户年末粮食结存在2006~2009年下降最快，至2017年，年末人均粮食结存仅为10.32公斤。山西和贵州两省的年末粮食结存在观察期内略有起伏，至2017年，其年末人均粮食结存量分别为154.58公斤和138.42公斤。原因可能在于，自2004年起实行的粮食收购市场全面放开政策，激活了粮食市场的活力，交易成本的降低使农户储粮承受的物质成本和机会成本相对增加。值得注意的是，粮食市场化程度提高也使得农户承担的市场风险同步上升。Rudolf (2019) 的研究指出，距离市场较近、参与市场活动更多的农户，在粮食价格波动中承受能力更低，更为脆弱。另一方面，山西、浙江和贵州三省城镇化水平也在以年均2%~4%的水平稳步提升，在观察期内三省的城镇化水平增长了几近一倍。其中浙江的城镇化率在2017年已达到68%，远超出全国平均水平（58%），而城镇化水平的提升也为农户参与市场提供了便利。此外，随着经济发展，民众对粮食的需求量不断增加，饲料粮的需求增加尤为迅速，农户家庭的粮食收入增长速度赶不上支出速度。中国的粮食进口量在2004年大幅增加，是前

一年的3~4倍，除国内需求增加外，也由于中国对世贸组织（WTO）承诺。2004年，中国农产品进口关税由2002年的18.5%降至15.6%，同时国营贸易的比重也有所下降^①。有研究指出，中国粮食需求量的增加是导致2006~2008年世界范围内粮食价格上涨的原因之一（de Gorter and Drabik, 2016; Rudolf, 2019）。由此可见，中国粮食格局对全球粮食安全具有深刻影响。

以上仅是对观察期内样本农户在一年中粮食收支结存的笼统描述，要进一步还原农户在一个农业生产年度中与粮食有关的行为，还需要进一步对粮食收支构成进行分析。

四、粮食收支构成

（一）粮食收入来源

农户的粮食收入主要来自自产、外购以及借贷。表3描述了样本农户在观察期内的粮食收入来源。

表3 农户粮食收入来源构成及演变

| 年份 | 自产 (%) | | | | 购入 (%) | | | | 借贷 (%) | | | |
|------|--------|-------|-------|-------|--------|-------|-------|-------|--------|------|------|------|
| | 山西 | 浙江 | 贵州 | 三省 | 山西 | 浙江 | 贵州 | 三省 | 山西 | 浙江 | 贵州 | 三省 |
| 1995 | 85.29 | 66.24 | 89.79 | 80.44 | 12.85 | 29.92 | 9.15 | 17.31 | 0.34 | 0.46 | 0.23 | 0.34 |
| 2000 | 77.80 | 52.23 | 91.41 | 73.81 | 20.33 | 45.10 | 7.60 | 24.34 | 0.34 | 0.59 | 0.52 | 0.48 |
| 2005 | 77.49 | 26.95 | 83.57 | 62.67 | 21.74 | 70.88 | 14.18 | 35.60 | 0.10 | 0.61 | 0.09 | 0.27 |
| 2010 | 70.52 | 16.70 | 72.59 | 53.27 | 28.60 | 83.00 | 25.41 | 45.67 | 0.32 | 0.00 | 0.38 | 0.24 |
| 2015 | 60.18 | 5.79 | 45.20 | 37.05 | 38.53 | 93.76 | 54.50 | 62.26 | 0.06 | 0.42 | 0.27 | 0.25 |
| 2016 | 59.24 | 3.36 | 41.50 | 34.70 | 39.01 | 96.64 | 58.17 | 64.60 | 0.16 | 0.00 | 0.28 | 0.15 |
| 2017 | 57.00 | 3.10 | 42.71 | 34.27 | 42.09 | 96.61 | 57.29 | 65.33 | 0.21 | 0.20 | 0.00 | 0.14 |
| 总计 | 73.59 | 30.52 | 75.21 | 59.77 | 25.36 | 68.15 | 23.04 | 38.85 | 0.20 | 0.25 | 0.35 | 0.26 |

注：表3中，粮食的自产、购入和借贷份额总和略小于100%，是由于除上述三项外，农户还可能从其他渠道获得粮食，如接受赠予等，但不构成粮食收入的主要部分，故未予统计。

从时间上来看，三省粮食收入中自产比例显著下降，外购粮食的比例显著上升。山西的粮食自产比在2012年后超越贵州，成为三省中粮食自产比最高的省份。至2017年，山西农户的粮食收入来源中仍有半数以上来自自产。浙江农户的粮食自产比例最低，且在持续大幅度下降，粮食外购的比例持续上升。播种面积的下降可以部分地解释浙江农户粮食自产比的下降。1995~2017年，浙江粮食播种面积由281.44万公顷减少到97.72万公顷。粮食种植由双季变为单季，且不少被经济作物替代，这是粮食播种面积下降的表面原因，根本原因是粮食种植的比较利益低。浙江粮食作物播种面积占农作物总播种面积的比重由1995年的71.74%下降至2010年的44.89%，2016年后又略有上升，至2017年为49.33%^②。

^①粮食进口量数据来自国家统计局网站 (<http://www.stats.gov.cn/>)；关税和国营贸易资料分别来自中国网 (http://www.china.com.cn/aboutchina/data/txt/2006-11/07/content_7328044.htm) 发布的《中国对 WTO 的具体承诺与承诺的履行情况》及中国政府网 (http://www.gov.cn/test/2005-07/06/content_12523.htm) 发布的《中国加入世贸组织两年情况》。

^②数据来源：中国经济与社会发展统计数据库，<http://data.cnki.net/yearbook/Single/N2018110025>。

其中1999~2006年下降幅度最大，而这也正是浙江农户粮食自产比例下降最快的时期。至2017年，浙江农户的粮食自产比仅3%，换言之，浙江农户的家庭粮食保障基本仰仗于市场。

通过粮食借贷获得的粮食指借入粮食和收回借出。粮食借贷体现了粮食在农村生活中作为“硬通货”的角色。费孝通在1935年对江苏开弦弓村的调查发现，借米是村民获得外界资助的重要途径（费孝通，2012）。对于村民而言，借入稻米以应付生活基本开支的便捷性不言而喻，对收购者而言，出借大米既可获利，又有利于保障未来的大米供应。由表3可知，随着时间推移，粮食借贷在农户粮食收入中所占比例逐步缩小。在2006年后，浙江农户的粮食收入来源中已基本没有来自粮食借贷的部分。

（二）粮食支出结构

农户的粮食支出主要包括口粮、出售、饲料、种子以及通过粮食借贷发生的支出。在2006年农业税取消前，农户的粮食支出中还包括农业税征实的部分^①。1985年后，农业税改为折征代金，金额按粮食“倒三七”比例价（30%按统购价，70%按超购价）计算，实际中，各地区具体施行的时间并不同步^②。从数量来看，农业税征实在农户粮食支出中所占比例很小，平均而言，贵州的占比最高，也仅有3.3%，其次是浙江，约为2.5%，山西最小，仅0.6%。这表明农业税并不构成农户家庭粮食支出的关键，对农业税的讨论也不具时效意义，因此本文未将1995~2006年的农业税征实情况列出。种子的杂文化，使种子供应走向市场化，农家粮食的自留种子逐渐从生产中消失，故而种子作为农户家庭年内支出项也近于消失。三省农户的粮食借贷行为总体随时间而减少，且通过借贷而产生的粮食流通量占家庭中粮食流通总量的比重很小。因此，本文未将种子和粮食借贷支出作详细列示。

由表4可以看出，口粮消费在观察期内并无显著的变化，饲料支出减少幅度较大。三省样本农户的粮食支出结构具有明显的异质性。山西的口粮支出占比逐年下降，出售比例大幅上升。与此相反，浙江和贵州，粮食出售占比有显著下降，口粮占比虽有上升，但幅度不明显。在贵州农户的粮食支出中，饲料占比相对较高。

综合比较农户的各项粮食支出并结合粮食收入来源结构，基本可以对三省样本农户的生产生活状况做一粗略勾勒。浙江作为三省中市场化程度最高、经济最为发达的地区，农民非农化程度最高，人均耕地面积仅为0.52亩，不及山西和贵州的1/3^③。因此，浙江农户绝大多数粮食来源于外购，且基本用于口粮消费，对市场的依赖性很强，其生产生活模式已基本不复传统的小农模式。山西农户粮食出售占比本就为三省最高，在观察期内又大幅提高，用于饲料的粮食占比显著下降。与之不同，贵州农户口粮支出占比显著上升，饲料用粮占比一直保持较高水平。这部分地反映出两省农户经营模式有一

^①农业税征实指纳税人以粮食等农产品的实物形式完成农业税。

^②资料来源：《财政部关于农业税改为按粮食“倒三七”比例价折征代金问题的请示》，1985年4月24日。参见：http://zhejiang.chinatax.gov.cn/art/1985/5/17/art_8412_13181.html。

^③数据来源：中国经济与社会发展统计数据库，<http://data.cnki.net/yearbook/Single/N2018110025>。浙江、山西和贵州2017年人均耕地面积分别为0.52亩、1.64亩和1.89亩。浙江和山西两省人均耕地面积在1995~2017年变化较小，贵州人均耕地面积有明显上升。

定差异。在山西的粮食生产结构中，用于商品生产的玉米可谓一枝独秀。在观察期内，玉米产量虽有所下降，但2017年依然达到403.52万吨，是同期小麦产量的近两倍，占粮食产量的44%^①。这或可解释山西粮食支出结构中出售比例较高的现象。

表4 农户主要粮食支出构成及演变

| 年份 | 口粮 (%) | | | | 出售 (%) | | | | 饲料 (%) | | | |
|------|--------|-------|-------|-------|--------|-------|-------|-------|--------|------|-------|-------|
| | 山西 | 浙江 | 贵州 | 三省 | 山西 | 浙江 | 贵州 | 三省 | 山西 | 浙江 | 贵州 | 三省 |
| 1995 | 61.27 | 78.94 | 66.36 | 68.86 | 23.89 | 11.02 | 9.75 | 14.89 | 9.89 | 3.64 | 17.42 | 10.32 |
| 2000 | 62.98 | 86.28 | 60.86 | 70.04 | 22.78 | 5.19 | 14.57 | 14.18 | 10.27 | 3.74 | 20.59 | 11.53 |
| 2005 | 56.32 | 92.58 | 58.61 | 69.17 | 31.15 | 3.43 | 14.96 | 16.51 | 8.99 | 2.05 | 23.63 | 11.56 |
| 2010 | 55.34 | 96.53 | 66.28 | 72.71 | 39.19 | 2.24 | 15.89 | 19.11 | 3.80 | 0.73 | 16.56 | 7.03 |
| 2015 | 52.74 | 95.80 | 76.51 | 75.02 | 45.19 | 1.99 | 9.85 | 19.01 | 1.51 | 1.20 | 12.70 | 5.14 |
| 2016 | 53.52 | 98.45 | 79.07 | 77.01 | 44.53 | 0.97 | 8.47 | 17.99 | 1.40 | 0.29 | 11.75 | 4.48 |
| 2017 | 56.50 | 97.12 | 78.70 | 77.44 | 42.60 | 1.20 | 8.07 | 17.29 | 0.66 | 1.57 | 12.46 | 4.90 |
| 总计 | 57.46 | 91.01 | 65.65 | 71.38 | 33.32 | 4.22 | 12.80 | 16.78 | 6.78 | 2.13 | 18.39 | 9.10 |

(三) 粮食结存的构成

农户年末粮食结存量为年内粮食净收入（净支出）与年初粮食结存量之和（差）。粮食收入与支出属于流量，而粮食结存则属于存量，可以粗略地反映农户储粮情况。

农户储粮主要包括口粮、饲料和种子。表5描述了三省农户储粮的构成情况。需要注意，在调查数据中，口粮、饲料和种子并不是农户储粮的全部类别，用作他途的储粮未被统计，因此口粮、饲料和种子三项占比之和并不总是为100%。总体而言，种子在储粮中所占比重下降明显，口粮和饲料占比略有下降，变化幅度较小。三省农户的储粮结构差异显著。山西的口粮占比呈先下降后上升的“U型”形态；浙江绝大多数农户的储粮为口粮，变化幅度最小；贵州的口粮占比下降幅度较大。与农户粮食支出结构比照可以发现，二者的构成比例存在明显的相关性。

表5 农户储粮构成及演变

| 年份 | 口粮 (%) | | | | 饲料 (%) | | | | 种子 (%) | | | |
|------|--------|-------|-------|-------|--------|------|-------|------|--------|------|------|------|
| | 山西 | 浙江 | 贵州 | 三省 | 山西 | 浙江 | 贵州 | 三省 | 山西 | 浙江 | 贵州 | 三省 |
| 1995 | 70.70 | 92.09 | 79.68 | 78.45 | 8.92 | 1.90 | 12.31 | 8.46 | 4.51 | 4.05 | 2.81 | 3.85 |
| 2000 | 68.73 | 91.82 | 73.03 | 75.20 | 7.84 | 1.92 | 10.17 | 7.44 | 1.88 | 1.33 | 1.45 | 1.61 |
| 2005 | 54.24 | 91.06 | 68.90 | 67.39 | 8.91 | 1.02 | 14.11 | 9.22 | 1.56 | 0.74 | 0.76 | 1.09 |
| 2010 | 50.48 | 91.64 | 44.43 | 54.89 | 6.21 | 0.72 | 16.92 | 9.57 | 1.05 | 0.14 | 0.86 | 0.82 |
| 2015 | 65.27 | 91.72 | 43.35 | 61.14 | 2.41 | 1.47 | 13.21 | 6.69 | 0.40 | 0.00 | 0.46 | 0.35 |
| 2016 | 68.02 | 96.80 | 37.22 | 59.80 | 1.96 | 0.34 | 14.31 | 7.04 | 0.21 | 0.00 | 0.55 | 0.32 |
| 2017 | 73.26 | 84.87 | 37.15 | 61.44 | 2.05 | 0.32 | 16.35 | 7.30 | 0.36 | 0.00 | 1.20 | 0.62 |
| 总计 | 60.45 | 91.59 | 59.37 | 65.92 | 6.84 | 1.08 | 13.45 | 8.16 | 1.51 | 0.79 | 1.04 | 1.20 |

^①数据来源：中国经济与社会发展统计数据库，<http://data.cnki.net/yearbook/Single/N2018110025>。

五、家庭粮食安全储备

前述分析主要考虑的是粮食供给端，要进一步了解农家粮食安全，还需要结合粮食需求端即家庭粮食消费来分析。为了便于分析，本文提出“储粮可用时间”这一指标。其直观含义为，极端情况下（如发生严重自然灾害或战争、政治等原因导致市场被破坏）农户家中结存的粮食能够支撑日常生活的的时间。这一情况在现实中发生的可能性微乎其微，但仍不失为一种衡量家庭粮食安全的有效方法。俗话说得好，“不怕一万，就怕万一”，事实上，2020年初的新冠疫情全球性暴发已对粮食安全风险预警形成一个考验。

（一）储粮可用时间

本文采用家庭消费粮食（原粮）量与年末储粮量之比作为衡量家庭粮食安全储备的指标。表6描述了1995~2017年山西、浙江和贵州三省年内样本农户结存口粮可用时间以及全部储粮可用时间^①。其中结存口粮的可用时间更符合实际情况，计算全部储粮可用时间的目的在于考察家庭粮食储备在极端情况下对粮食消费的保障水平。在观察期内，三省农户的储粮可用时间均经历了先升后降的过程，但除浙江有较大幅度的下降外，山西和贵州的储粮可用时间在观察期初和期末并没有明显的差异，分别从1995年的13.28个月和9.83个月下降到2017年的10.06个月和7.27个月。在储粮数量大幅下降的情况下，储粮可用时间却并未随之下降，其原因在于，随着经济发展，粮食在家庭食品消费结构中的占比减小，忽略肉蛋奶、果蔬等的消费而仅考虑粮食消费，并不能准确判断储粮对家庭粮食消费的保障程度。

表6 农户储粮可用时间及演变（a）

| 年份 | 口粮结存可用时间（月） | | | | 全部储粮可用时间（月） | | | |
|------|-------------|------|-------|------|-------------|------|-------|-------|
| | 山西 | 浙江 | 贵州 | 三省 | 山西 | 浙江 | 贵州 | 三省 |
| 1995 | 8.53 | 6.30 | 7.34 | 7.39 | 13.28 | 7.15 | 9.83 | 10.09 |
| 2000 | 11.33 | 7.16 | 10.76 | 9.75 | 22.32 | 8.42 | 15.78 | 15.51 |
| 2005 | 9.38 | 4.18 | 10.41 | 7.99 | 27.10 | 4.78 | 16.39 | 16.09 |
| 2010 | 9.63 | 3.46 | 12.80 | 8.63 | 22.83 | 3.89 | 16.98 | 14.57 |
| 2015 | 4.49 | 1.38 | 7.04 | 4.31 | 10.97 | 1.34 | 8.93 | 7.08 |
| 2016 | 3.94 | 1.19 | 5.80 | 3.65 | 9.99 | 1.17 | 7.52 | 6.22 |
| 2017 | 4.73 | 0.59 | 7.35 | 4.22 | 10.06 | 0.78 | 7.27 | 6.04 |
| 总计 | 9.30 | 4.46 | 10.40 | 8.05 | 20.15 | 5.31 | 14.41 | 13.29 |

因此，本文进一步将家庭全年主要食物消费量折算为原粮数量，加入到粮食消费量中，能够进一步对家庭储粮的极限保障水平做更为准确的估计。对食物消费量的折算，本文采用了梁书民、孙庆珍（2006）以及钟甫宁、向晶（2012）根据《农业技术经济手册》《全国农产品成本收益资料汇编》等确

^①其中，全部储粮可用时间=家庭年末粮食结存量/粮食（原粮）消费量；口粮可用时间=家庭年末口粮结存量/粮食（原粮）消费量。

定的各种食物消费的粮食折算系数。表7列出了各项食物的粮食折算系数，其中“蛋类”以鲜蛋计算，“牛羊奶”以鲜奶计算。

表7 各项食物消费的粮食折算系数

| 品种 | 原粮 | 豆制品 | 食用植物油 | 食用动物油、猪肉 | 牛羊肉、鲜蛋 | 鲜奶 | 家禽 | 水产品 |
|------|----|-----|-------|----------|--------|-----|-----|-----|
| 折算系数 | 1 | 0.7 | 6.5 | 4.6 | 3.6 | 0.2 | 3.2 | 2 |

表8列示了将家庭全年主要食物消费量折算为粮食消费量后计算得出的储粮可用时间^①。与表4相比，用此方法计算得到的储粮可用时间明显较低。在观察期内，结存口粮的可用时间总体呈下降趋势，但在2004年之前，变化趋势尚不明朗。柯炳生（1997）认为，20世纪90年代中期以前，农户储粮不断增加的客观条件是农户人均粮食产量的增加，使得农户得以实现其粮食储备的目标。2004年后，结存口粮的可用时间逐年下降，尤以2005~2010年下降速度最快，仅2011年略有上升。浙江农户口粮可用时间最少，且下降幅度较大，到2017年，浙江农户口粮结存的可用时间仅为0.19个月（5.7天）。2007年之前，山西和贵州农户的口粮结存可用时间分别为7个月左右和6个月左右，其后均有所下降，至2017年仅约为2个月。

全部储粮可用时间在2005年之前变化程度较小，2005~2010年下降较快，此后下降趋势较为平缓。三省相比，浙江依然是储粮可用时间最少的地区，与结存口粮可用时间基本一致，其差距基本在1个月以内，这也是由于浙江农户的储粮中90%以上为口粮。山西和贵州农户的储粮可用时间在2010年均略有上升，大致分别在17个月和8个月左右徘徊，2010年后两省储粮可用时间逐步减少，差距也逐渐缩小，至2017年，山西农户的储粮可用时间平均为4.40个月，贵州则为2.96个月。

综合来看，自2005年前后粮食结存可用时间的缩短，部分原因可能在于2004年中国全面放开粮食收购市场，实行购销多渠道经营。粮食流通自由度的增加在一定程度上鼓励了农户参与粮食市场，并降低了农户从市场中获得粮食的交易成本。

表8 农户储粮可用时间及演变 (b)

| 年份 | 口粮结存可用时间（月） | | | | 全部储粮可用时间（月） | | | |
|------|-------------|------|------|------|-------------|------|------|------|
| | 山西 | 浙江 | 贵州 | 三省 | 山西 | 浙江 | 贵州 | 三省 |
| 1995 | 6.45 | 3.49 | 4.61 | 4.85 | 9.95 | 3.99 | 6.07 | 6.67 |
| 2000 | 7.74 | 3.59 | 5.98 | 5.77 | 14.62 | 4.30 | 8.68 | 9.20 |
| 2005 | 8.08 | 2.37 | 6.72 | 5.72 | 17.75 | 2.44 | 8.35 | 9.51 |
| 2010 | 3.24 | 0.85 | 2.57 | 2.22 | 11.47 | 1.25 | 6.33 | 6.35 |
| 2015 | 2.41 | 0.29 | 1.39 | 1.36 | 5.42 | 0.34 | 3.20 | 2.99 |
| 2016 | 2.04 | 0.25 | 1.19 | 1.16 | 4.64 | 0.29 | 2.91 | 2.61 |
| 2017 | 2.37 | 0.19 | 1.28 | 1.28 | 4.40 | 0.27 | 2.96 | 2.55 |
| 总计 | 5.30 | 2.04 | 4.21 | 3.85 | 12.03 | 2.43 | 6.67 | 7.04 |

^①其中，全部储粮可用时间=家庭年末粮食结存量/（粮食（原粮）消费量+其他各项食物消费量折算为原粮量）；口粮可用时间=家庭年末口粮结存量/（粮食（原粮）消费量+其他各项食物消费量折算为原粮量）。

（二）储粮可用时间的分布

图1至图3分别描述了样本农户全部储粮可用时间的分布。总体来看，1997年前后，农户的储粮可用时间在3个月及以内的占比有短暂下降，在15个月以上的占比有小幅度上升。随着时间的推移，储粮可用时间在3个月及以内的农户占比有明显上升，至2017年，这一比例在三省中均超过了70%，其中，浙江高达98%。城镇化水平的提高和农民的非农就业是造成这一现象的主要原因。就储粮可用时间在半年之内的农户而言，2007年后，山西农户比例稳定上升，浙江农户在2001年起该比例就已明显增加，贵州农户的这一比例在观察期内波动上升，总体水平介于山西和浙江之间。储粮可用时间在24个月以上的农户中，山西农户比例在三省中最高，2000~2008年基本保持在15%以上，其后逐步减少，至2017年降为4.30%。

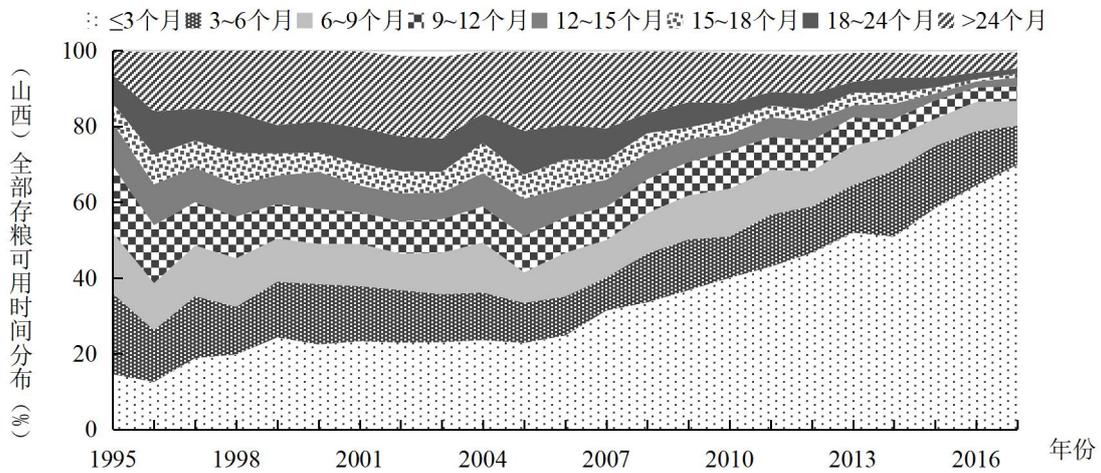


图1 山西农户全部储粮可用时间（月）分布及演变

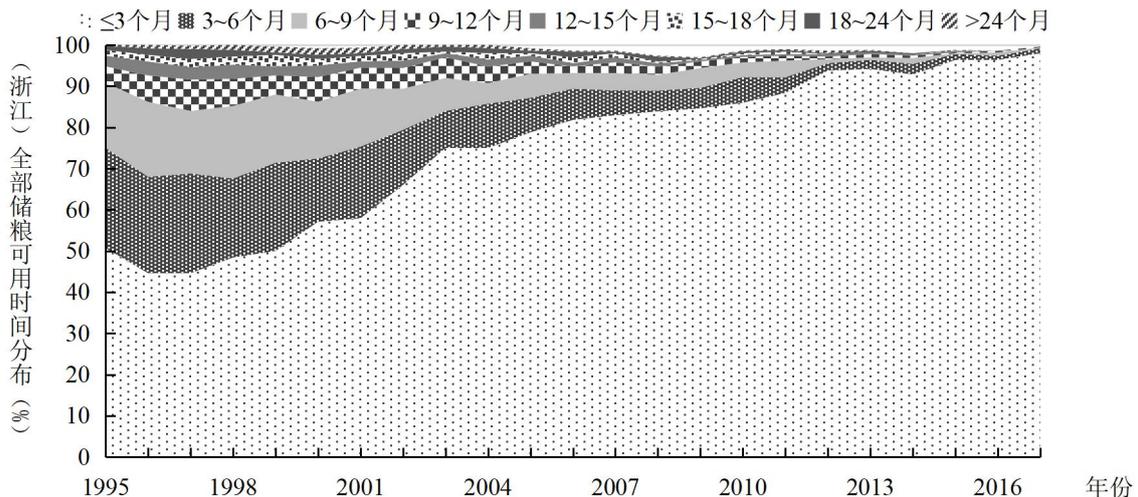


图2 浙江农户全部储粮可用时间（月）分布及演变

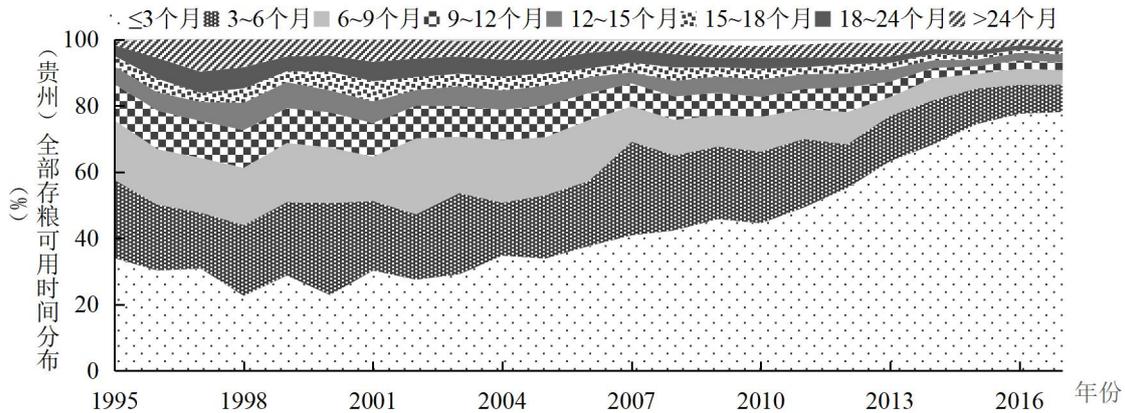


图3 贵州农户全部储粮可用时间（月）分布及演变

六、影响家庭粮食储备的因素及异质性

如前所述，随着工业化和市场经济的发展，农业经营方式正在转型，传统的农耕生活也正在被消解。农民生活的“非农化”和农业生产“专业化”成为重要趋势，随之而来的是农民储粮决策的改变。非农就业一方面使得农业在农民生活中退居次要地位；另一方面，非农收入在农民增收中扮演着主要角色，货币性收入的增加与市场化程度加深共同提高了农民抵御风险的能力。此外，市场化增加了农产品交换的可能性，降低了交易成本，家庭对食品的需求无需自家生产，从而能够发挥比较优势，进行专业化生产，而农业机械的推广^①和农地制度的改革^②也进一步促进了农业生产专业化。可见，农村生活前景的改变和传统农业经营方式的转变，是工业化和市场化推进的结果，而这种变化又反过来促进了农业现代化转型。农户储粮决策既深受其影响，也能够反映这一进程中农村生产生活的变化。因此，本部分试图从非农就业和农业生产两方面，对农户储粮决策异质性进行分析。最后，本文试图考察农户参与市场的行为，对农村地区粮食市场化做一粗略描述。

（一）非农就业与农户储粮

改革开放以来，中国经历了规模巨大的农业劳动力转移。非农就业吸纳了大量农村剩余劳动力，也有力地提高了农村居民的收入水平。图4展示了1995~2017年样本农户非农收入的变化。在观察期内，三省农户非农收入均呈上升趋势，浙江的户均非农收入与晋黔两省的差距不断扩大，到2017年，前者是后者的两倍以上。非农收入的增加提高了农户的生活水平及其应对风险的能力。而这又从

^①自2004年恢复发布“中央一号文件”起，提高农业机械化、给予农户农机补贴一直被列入促进农业发展的重要措施。同年出台的《中华人民共和国农业机械化促进法》，旨在鼓励、扶持农民和农业生产经营组织使用先进适用的农业机械。自2005年后，中国农业机械化进入了飞速发展时期，其中小麦的机播机收水平达到90%以上（焦长权、董磊明，2018）。
^②改革开放以来，中国农地制度调整基本围绕三个方面进行，即“不得调整政策”，赋予农民充分而有保障的土地经营权；“土地确权制度”保证了农民的土地使用权和合法性，此项制度始于2008年，并在2013年进一步推进；“所有权、承包权、经营权”三权分置，以促进土地经营权流转。丰雷等（2019）对农地制度变革进行了详尽阐述。

两方面对农户储粮产生影响。首先，生活水平的提高改变了农户的饮食结构，粮食消费减少而肉蛋奶等副食品消费增加，需求的减少直接导致了农户储粮的减少；其次，货币性收入的增加，以及农村市场化程度的提高（包括基础设施的完善和零售集贸市场的建立），使农户得以方便地购买粮食，从而降低了家庭储粮数量。为了便于区域间比较，本文计算了非农收入占农户年内总收入的比重，以此衡量农户的非农化水平。结果表明，非农化程度越高的农户，储粮越少。当非农收入占比超过总收入的95%时，三省农户的储粮可用时间分别为4.94个月、1.23个月和3.26个月。浙江农户储粮数量和储粮可用时间均较少，这与前文对三省的分析一致。

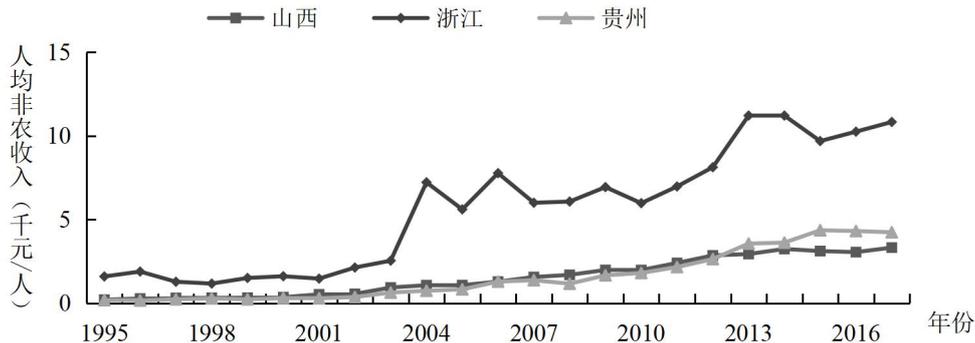


图4 户均非农收入水平及演变

注：人均非农收入以1995年为基准，采用农村居民消费价格指数进行折算。

(二) 粮食生产与农户储粮

在供给方面，粮食产量和粮食生产结构是影响农户储粮数量的主要因素。表9展示了不同粮食产量下农户储粮数量的差别。总体而言，粮食生产量越高，农户储粮数量越高。但在浙江，粮食生产量位于2000~4000公斤的农户，储粮数量最多。山西农户在各个产量阶段，储粮下降都较为明显，年产量在4000公斤以上的农户储粮下降最为迅速。贵州的农户中，产粮在1000公斤以内的农户储粮下降幅度最为显著。市场化推进和基础设施完善所带来的交易便利，无疑是产粮大户储粮减少的重要原因。交易的便利使农户可以发挥比较优势，进行专门化生产。本文采用产量最大的粮食品种占总产量之比衡量农户的粮食生产结构。如图5所示，浙江农户粮食生产结构在三省中最为单一且变化幅度小，原因在于浙江户均耕地面积小且市场化程度较高。山西和贵州农户粮食生产结构有明显的单一化倾向，以山西最为明显。玉米在山西和贵州农户的粮食生产中占比最大，水稻也是贵州农户主要种植的作物。就地区来看，浙江农户粮食作物种植品种比较分散。粮食生产的专门化使农户更加依赖市场以满足生活需求，从而减少了家庭储粮数量。

表9. 户均粮食产量与储粮数量 单位：公斤/人

| 地区 | 年份 | 户均粮食产量（公斤） | | | | |
|----|-----------|------------|----------|-----------|-----------|---------|
| | | <100 | 100~1000 | 1000~2000 | 2000~4000 | >4000 |
| 山西 | 1995~1999 | 340.07 | 578.17 | 1201.51 | 2013.47 | 3101.86 |

(续表 9)

| | | | | | | |
|----|-----------|--------|--------|---------|---------|---------|
| 山西 | 2000~2004 | 506.23 | 775.76 | 1401.73 | 2090.20 | 2664.36 |
| | 2005~2009 | 390.68 | 776.41 | 1199.21 | 1780.20 | 1637.24 |
| | 2010~2014 | 326.87 | 542.93 | 780.17 | 1158.21 | 1505.02 |
| | 2015~2017 | 145.32 | 321.70 | 370.70 | 805.03 | 773.39 |
| 浙江 | 1995~1999 | 88.99 | 470.04 | 892.31 | 1325.18 | 419.13 |
| | 2000~2004 | 120.45 | 494.49 | 1118.21 | 1384.45 | 460.10 |
| | 2005~2009 | 27.50 | 486.30 | 1317.87 | 1633.93 | 65.51 |
| | 2010~2014 | 19.79 | 320.65 | 908.71 | 1940.67 | 270.00 |
| | 2015~2017 | 19.89 | 124.13 | 879.00 | 888.50 | — |
| 贵州 | 1995~1999 | 294.75 | 449.06 | 883.87 | 1579.50 | 3404.06 |
| | 2000~2004 | 617.90 | 561.19 | 987.57 | 1757.89 | 1426.38 |
| | 2005~2009 | 222.64 | 437.41 | 1072.23 | 1344.32 | 949.29 |
| | 2010~2014 | 244.17 | 430.45 | 904.04 | 1362.25 | 1881.21 |
| | 2015~2017 | 101.50 | 365.62 | 608.69 | 1162.02 | 938.00 |

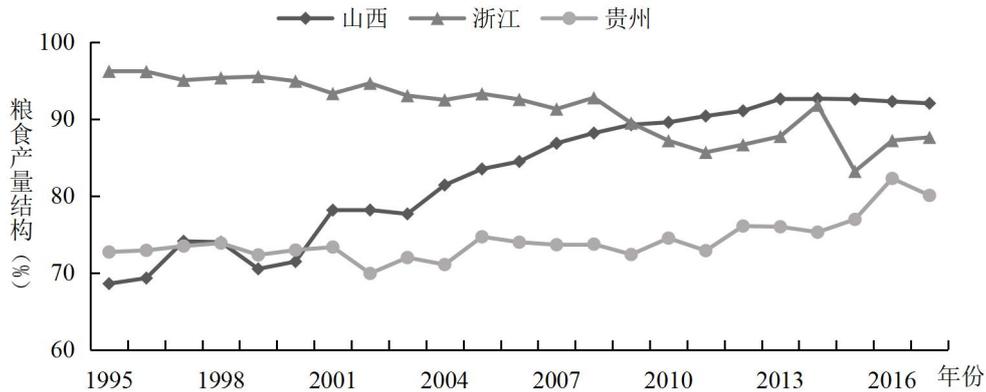


图 5 粮食产量结构及其变化

(三) 农户参与市场行为

鉴于市场化对农户储粮的重要影响，有必要对农村粮食市场的发育程度以及农民参与市场的行为做进一步分析，作为对以上讨论的一个补充。本文试图通过农户的粮食出售方式对此进行考察。图 6 列示了五种主要粮食出售渠道（国营商业和供销社、外贸和工业部门、集体和民间经济组织、集市贸易以及私人收购）在农户售粮中所占份额。20 世纪 90 年代国营商业和供销社收购占比均在 20% 以上，自 2003 年起，该比例大幅下降，2014 年后，国营商业和供销社几乎退出农村粮食收购。集市贸易和私人收购一直是农户出售粮食的主要渠道，尤其自 2004 年后，私人收购比例显著上升，集市贸易反而略有下降。总体而言，政府力量在粮食收购中逐步退出，市场经济占据主导地位。2004 年粮食收购政策的全面放开和农村基础设施建设的完善对这一变化起到了重要作用。

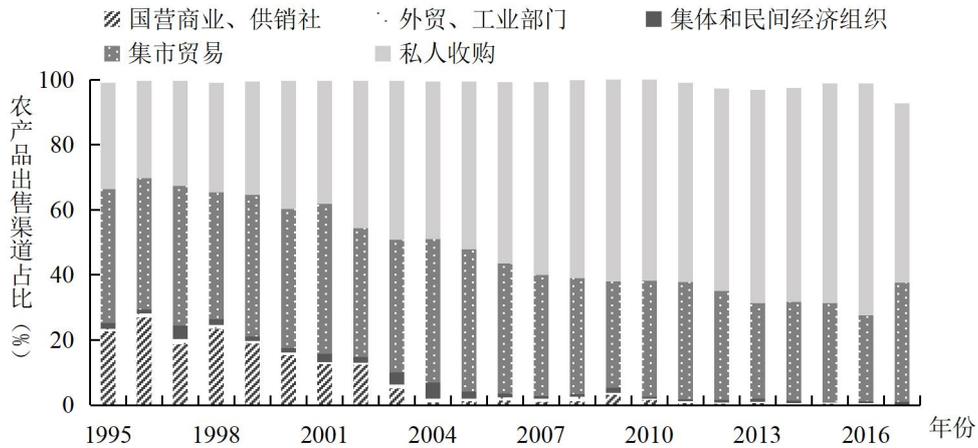


图6 出售粮食渠道及其演变

六、结论与思考

“民以食为天”，对政府和公众而言，粮食安全一直是最基本的政策目标之一（钟甫宁，2016）。相较于以粮食自给率衡量粮食安全指标，基于微观家庭视角下对粮食储备量和储粮可用时间的分析能够更为细致客观地反映粮食保障的基本情况，这也是粮食安全主题中不可分割的一部分。本文采用1995~2017年山西、浙江和贵州三省的农村住户观察数据，对农户储粮和家庭粮食平衡进行了分析，并以此进一步考察了家庭粮食安全状况。结果表明，样本农户家庭粮食收支在观察期内均呈上升趋势，粮食结存量下降趋势明显，家庭储粮可用时间不断缩短。1995年，三省农户平均储粮可用时间尚为6.67个月，此后略升至9个月左右，自2003年农地流转开启后进入下降通道，2007年下降幅度高达16%，此后一度放缓，但2011~2016年降幅又有所扩大，在2015年一度达到20%，至2017年，平均储粮可用时间仅为2.55个月（76.5天），储粮可用时间最短的是浙江农户，仅为0.27个月（8.1天）。农户已倾向于从市场中获得粮食，较少甚至不再为家庭粮食消费进行储备。

就不同地区而言，浙江作为中国东部沿海经济发达省份的代表，农村经济高度市场化，农民兼业和非农化程度很高，受人地矛盾紧张影响，农户的粮食消费对市场依赖性很强，家庭粮食储备量较小，可用时间也很短。山西和贵州作为中西部经济欠发达省份，农村经济的发展与浙江相比差距较大，农户参与市场的成本较高，因此家庭粮食储备量和可用时间都显著高于浙江。不同的是，山西农户粮食出售比例随时间而增加，贵州农户的粮食支出中用于饲料的比例较高。这在一定程度上体现了中部和西部地区农业专业化发展的趋势。

本文认为，市场化程度的提高，尤其是粮食市场化改革的推进，以及农民非农化和兼业化，是家庭储粮减少的主要原因。两者共同影响了农户承担风险的能力以及粮食生产决策。通过对不同非农收入和粮食生产规模下农户储粮数量的分析，本文发现，储粮数量随着非农收入的提高而逐渐减少。这一异质性影响在三省间也有所不同，山西农户的储粮数量受非农收入的影响最为显著。粮食产量越高，农户储粮数量越多，但随着时间推移，产粮大户的储粮数量下降最为迅速。

本文的分析反映了中国粮食安全保障中极为重要但又容易被忽视的问题，即农村家庭的粮食供给越来越仰仗于市场，而非传统的自给自足模式。对农户而言，减少储粮是在市场经济发展和生产生活模式改变情况下的理性选择，并不必然引致家庭粮食安全状况的恶化，关键在于粮食流通渠道是否顺畅高效，且能否持续保证。从1953年建立高度垄断性粮食购销体系，至1985~1988年实行粮食收购“双轨制”，以及2004年起全面放开粮食市场，粮食流通领域的市场化改革逐步深入，但政策调整的考虑重点仍是保障城镇居民的粮食安全（Shea, 2010），从而保证工业部门的持续发展。在关于保障粮食安全的政策中，农村人口并不在考虑范围之内，形成了粮食供给“城镇居民仰仗国家储备，农村居民依靠自我储备”的格局。在农户储粮大幅下降的情况下，城乡居民的粮食需求都需要依靠市场和国家粮食储备来满足。其中，市场起主要作用，调节供需和接受价格波动；国家及地方的粮食储备则主要通过干预市场以调整粮价。对外则主要由国有大型粮企通过粮食进出口调节粮食库存与价格波动。

尽管城镇化不断推进，到2017年，中国乡村人口仍有5.77亿人，占总人口的41.5%。规模庞大的农户家庭粮食储备也被视为国家粮食安全的蓄水池和稳定器（赵德余，2017）。但基于本文的分析结果来看，农户储粮能否在未来继续发挥稳定国家粮食市场的作用值得商榷。

目前的粮食收储流通以及粮价调控制度本身，尚且存在诸多问题。万广华、张藕香（2007）指出，政策制定者若未能真实掌握农户储粮规模和储粮结构的情况，就意味着粮食政策的制定未能充分考虑民间粮食储备的影响，由此会增加政策执行的不可控因素，并可能削弱政策效果。然而，针对农民的农业政策仍大抵以提高农民粮食生产积极性、保障国家粮食自给率为主要目标。

2020年初发生的全球新冠肺炎疫情，给现行的粮食安全保障体系带来了现实挑战。中国现有粮食储备的确能够满足粮食总需求，但问题的关键在于如何确保粮食流通体系的正常运转。交通运输是市场有效运作的命脉（李兰冰等，2019），而因新冠疫情造成的封锁和隔离，对运输部门影响极大。农产品，尤其是蔬菜、水果等其他农副产品，由于其易腐性，受灾尤为严重。此外，以居民消费价格指数衡量的物价水平也在疫情期间大幅提高，其中以肉类和蔬菜的价格上涨幅度^①最大。在市场不能有效运转的情况下，家庭储粮的下降和货币性收入的减少显著降低了农户抵御风险的能力。在这个意义上，家庭粮食自我保障的降低可谓是一把双刃剑。

据此，本文提出了以下政策建议：首先，宏观粮食安全政策的制定需要充分了解农户粮食储备规模、种类以及用途，并估量农户储粮的变化对粮食政策执行效果的影响。在此基础上，也需要关注农户粮食储备技术手段，对农户储粮予以科学指导和必要帮助^②。文献研究表明，家庭粮食储备的损失率较高（Bokusheva et al., 2012; Gitonga et al., 2013），对中国农户储粮损失率的测算因调查区域和调查样本的不同而有一定差异，大致约为8%左右，主产区的粮食损失率更高，可达10%以上（余志刚、

^①根据“中国经济社会大数据研究平台”公布的数据，在疫情最为严重的2月和3月份，畜肉消费同比价格指数分别为187.6和178.0；鲜菜消费同比价格指数为110.9和99.9。

^②《国家粮食安全中长期规划纲要（2008-2020年）》中已对指导农户科学储粮提出要求。参见：http://www.gov.cn/jrzq/2008-11/13/content_1148414.htm。

郭翔宇，2015），由于农户粮食储备基数庞大，粮食损失绝对量也相当可观。其次，农村居民收入水平和社会保障都不及城镇居民，在面临市场失序和自然灾害时更为脆弱，而家庭粮食储备水平的下降又加剧其脆弱性，因此，需要对农村居民的民生问题从战略上予以高度重视，在生活上予以必要的补贴，同时在政策上给予帮助。最后，在综合研判国内粮食生产和储备情况以及国际贸易环境的前提下，国内粮食政策和粮食进出口政策的制定，要更加注重协调性和一致性。

参考文献

- 1.岸根卓郎，1999年：《粮食经济：未来21世纪的政策》，何鉴译，南京：南京大学出版社。
- 2.曹宝明、刘婷、虞松波，2018年：《中国粮食流通体制改革：目标、路径与重启》，《农业经济问题》第12期。
- 3.D.盖尔·约翰逊，2004年：《经济发展中的农业、农村和农民问题》，林毅夫、赵耀辉译，北京：商务印书馆。
- 4.丰雷、郑文博、张明辉，2019年：《中国农地制度变迁70年：中央—地方一个体的互动与共演》，《管理世界》第9期。
- 5.费孝通，2012年：《江村经济》，北京：北京大学出版社。
- 6.焦长权、董磊明，2018年：《从“过密化”到“机械化”：中国农业机械化革命的历程、动力和影响（1980~2015年）》，《管理世界》第10期。
- 7.柯炳生，1997年：《中国农户粮食储备及其对市场的影响》，《中国软科学》第5期。
- 8.李国景、陈永福、焦月、韩昕儒，2019年：《中国食物自给状况与保障需求策略分析》，《农业经济问题》第6期。
- 9.李兰冰、阎丽、黄玖立，2019年：《交通基础设施通达性与非中心城市制造业成长：市场势力、生产率及其配置效率》，《经济研究》第12期。
- 10.梁书民、孙庆珍，2006年：《中国食物消费与供给中长期预测》，《中国食物与营养》第2期。
- 11.吕新业、刘华，2012年：《农户粮食储备规模及行为影响因素分析——基于四省不同粮食品种的调查》，《农业技术经济》第12期。
- 12.毛学峰、刘靖、朱信凯，2015年：《中国粮食结构与粮食安全：基于粮食流通贸易的视角》，《管理世界》第3期。
- 13.牛若峰、刘天福，1984年：《农业技术经济手册》，北京：农业出版社。
- 14.史清华、彭小辉、张锐，2014年：《中国农村能源消费的田野调查——以晋黔浙三省2253个农户调查为例》，《管理世界》第5期。
- 15.史清华、徐翠萍，2009年：《农家粮食储备：从自我防范到社会保障——来自长三角15村20年的实证》，《农业技术经济》第1期。
- 16.史清华、卓建伟，2004年：《农户粮作经营及家庭粮食安全行为研究——以江浙沪3省市26村固定跟踪观察农户为例》，《农业技术经济》第5期。
- 17.史清华、卓建伟，2005年：《农户家庭粮食经营行为研究》，《农业经济问题》第4期。
- 18.唐华俊，2012年：《中国居民合理膳食模式下的粮食供需平衡分析》，《农业经济问题》第9期。
- 19.万广华、张藕香，2007年：《中国农户粮食储备行为的决定因素：价格很重要吗？》，《中国农村经济》第5期。
- 20.余志刚、郭翔宇，2015年：《主产区农户储粮行为分析——基于黑龙江省409个农户的调查》，《农业技术经济》第8期。

- 21.赵德余, 2017年:《中国粮食政策史: 1949-2008》, 上海: 上海人民出版社。
- 22.钟甫宁, 2016年:《正确认识粮食安全和农业劳动力成本问题》,《农业经济问题》第1期。
- 23.钟甫宁、向晶, 2012年:《城镇化对粮食需求的影响——基于热量消费视角的分析》,《农业技术经济》第1期。
- 24.张瑞娟、孙顶强、武拉平、Colin, Carter, 2014年:《农户存粮行为及其影响因素——基于不同粮食品种的微观数据分析》,《中国农村经济》第11期。
- 25.张瑞娟、武拉平, 2012年:《基于资产选择决策的农户粮食储备量影响因素分析》,《中国农村经济》第7期。
- 26.Aggarwal, S., Francis, E. and Robinson, J., 2018: “Grain Today, Gain Tomorrow: Evidence from a Storage Experiment with Savings Clubs in Kenya” , *Journal of Development Economics*, 134(9): 1-15.
- 27.Blesh, J., Hoey, L., Jones, A. D., Friedmann, H. and Perfecto, I., 2019: “Development Pathways Toward “Zero Hunger”” , *World Development*, 118: 1-14.
- 28.Bokusheva, R., Finger, R., Fischler, M., Berlin, R., Marin, Y., Perez, F. and Paiz, F., 2012: “Factors Determining the Adoption and Impact of a Postharvest Storage Technology” , *Food security*, 4(2): 279-293.
- 29.Call, M., Gray, C. and Jagger, P., 2019: “Smallholder Responses to Climate Anomalies in Rural Uganda” , *World Development*, 115: 132-144.
- 30.Cholo, T. C., Fleskens, L., Sietz, D. and Peerlings, J., 2019: “Land Fragmentation, Climate Change Adaptation, and Food Security in the Gamo Highlands of Ethiopia” , *Agricultural economics*, 50(1): 39-49.
- 31.de Gorter, H. and Drabik, D., 2016: “Biofuel Policies and the Impact of Developing Countries' Policy Responses to the 2007-2008 Food Price Boom” , *Global Food Security-Agriculture Policy Economics and Environment*, 11: 64-71.
- 32.Dithmer, J. and Abdulai, A., 2017: “Does Trade Openness Contribute to Food Security? A Dynamic Panel Analysis” , *Food Policy*, 69: 218-230.
- 33.Gitonga, Z. M., De Groot, H., Kassie, M. and Tefera, T., 2013: “Impact of Metal Silos On Households' Maize Storage, Storage Losses and Food Security: An Application of a Propensity Score Matching” , *Food Policy*, 43: 44-55.
- 34.Hossain, M., Mullally, C. and Asadullah, M. N., 2019: “Alternatives to Calorie-Based Indicators of Food Security: An Application of Machine Learning Methods” , *Food Policy*, 84(4): 77-91.
- 35.Huang, Y. and Tian, X., 2019: “Food Accessibility, Diversity of Agricultural Production and Dietary Pattern in Rural China” , *Food Policy*, 84(3): 92-102.
36. Lai J, Robert J. Myers and Hanson, S. D., 2003: “Optimal On-Farm Grain Storage by Risk-Averse Farmers” , *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 28(3): 558-579.
- 37.Manandhar, A., Milindi, P. and Shah, A., 2018: “An Overview of the Post-Harvest Grain Storage Practices of Smallholder Farmers in Developing Countries” , *Agriculture*, 8(4): 57.
- 38.Mlambo, S., Mvumi, B. M., Stathers, T., Mubayiwa, M. and Nyabako, T., 2017: “Field Efficacy of Hermetic and Other Maize Grain Storage Options Under Smallholder Farmer Management” , *Crop Protection*, 98: 198-210.
- 39.FAO., 2009: “Declaration of the world summit on food security”, *World Summit on Food Security*, Rome.
- 40.Park, A., 2006: “Risk and Household Grain Management in Developing Countries” , *The Economic Journal*, 116(10):

1088-1115.

41.Renkow, M., 1990: “Household Inventories and Marketed Surplus in Subsistence Agriculture”, *American Journal of Agricultural Economics*, 72(3):664-675.

42.Rudolf, R., 2019: “The Impact of Maize Price Shocks On Household Food Security: Panel Evidence from Tanzania”, *Food Policy*, 85: 40-54.

43.Saha, A. and Stroud, J., 1994: “A Household Model of On-Farm Storage: Under Price Risk”, *American Journal of Agricultural Economics*, 76(8): 522-534.

44.Shea, E. Y. P., 2010: “Understanding China's Grain Procurement Policy From a Perspective of Optimization”, *China Economic Review*, 21(4): 639-649.

45.Smith, M. D., Rabbitt, M. P. and Coleman-Jensen, A., 2017: “Who are the World's Food Insecure? New Evidence From the Food and Agriculture Organization's Food Insecurity Experience Scale”, *World Development*, 93: 402-412.

(作者单位：上海交通大学安泰经济与管理学院)

(责任编辑：陈静怡)

Household Grain Storage and Food Security: An Analysis Based on Data from Shanxi, Zhejiang and Guizhou

Wei Xiaoyun Shi Qinghua

Abstract: Under the impact of the COVID-19 pandemic, global food production, trade and transportation are facing great challenges. This article uses the data collected from national fixed observation points in rural areas from 1995 to 2017 and selects Shanxi, Zhejiang and Guizhou provinces to analyze household food storage and food security. The study finds that, with the passage of time, both the scale and the available time of grain storage have dropped significantly, farmers' dependence on the market has increased, and their household food security mode has been changing from “self-protection” to “social or market security”. Based on the results, we believe that the impacts of farmers' grain storage on themselves and on the grain market as a whole should be carefully examined, and the protection of rural household food security should be included in the policy formulation.

Key Words: Farmer Household; Food Security; Grain Storage

农业生产外包服务对农村土地流转租金的影响*

康 晨^{1,2} 刘家成³ 徐志刚^{1,2}

摘要：对于中国农村土地流转租金的快速上涨学术界从不同角度给出了解释，但是鲜有从农业生产外包服务影响农户土地流转角度解释的文献。基于江苏、吉林和四川3个省份2003~2018年的4期跨时跟踪调查数据，本文采用固定效应模型和工具变量方法分析了农业生产外包服务对农村土地流转租金的影响。研究发现，农业生产外包服务对农村土地流转租金上涨有明显的促进作用，这主要是因为农业生产外包服务会明显增加规模经营农户的土地转入，从而引发农村土地流转市场供求关系的改变，导致农村土地流转市场上流转土地供不应求。但是，没有证据表明农业生产外包服务对小农户的土地流转行为有明显影响。另外，农业生产外包服务对农村土地流转租金上涨的促进作用在丘陵山区会被弱化。本文研究为解释近年来农村土地流转租金的快速上涨提供了一个新的视角，对进一步完善农村土地流转市场也有一定启示。

关键词：农业生产外包服务 土地流转租金 土地流转

中图分类号：F301.4 **文献标识码：**A

一、引言

土地流转租金是影响中国农村土地流转市场发展的关键因素，土地流转租金的快速上涨也是中国粮食竞争力下降、单位产品成本上升的一个重要原因（徐志刚等，2018）。土地流转租金的快速上涨已经引起了学术界的广泛关注。朱文珏、罗必良（2018）根据《全国农村固定观察点调查数据汇编（2005~2015）》的统计数据发现，在2005~2015年，土地流转租金平均每年上涨24.6%。王善高、雷昊（2019）根据《全国农产品成本收益资料汇编》的统计数据发现，2001~2015年中国粳稻、小麦和玉米三种粮食作物的土地流转租金持续上涨。杜挺、朱道林（2018）根据2009年和2017年的调查数据发现，2009~2017年中国土地流转租金上涨了33.3%。

对于土地流转租金的快速上涨，学者们给出了不同的经济学解释。贺振华认为，非农收入水平及

*本文研究获得国家社会科学基金项目“健全对外开放下的国家粮食安全保障体系研究”（编号：20ZDA102）资助。感谢匿名审稿人及编辑部的宝贵意见，当然，文责自负。本文通讯作者：徐志刚。

其来源稳定性是影响土地流转租金的重要因素（贺振华，2003）。朱文珺、罗必良（2018）研究发现，农户对土地的多重依赖和多维价值评价引发的农地价格幻觉会提高其土地流转要价。尚旭东等认为，政府主导农村土地流转扭曲了农村土地流转的价格机制，提高了承包户的“询价地位”，进而提高了土地流转租金（尚旭东等，2016）。Zhang et al.（2020）研究发现，粮食补贴每增加10%，土地流转租金上涨1%；而蔡颖萍、杜志雄（2020）研究发现，玉米临时收储政策的调整降低了土地流转租金。仇童伟等（2019）研究发现，出于营利性动机的农村土地流转伴随着更高的租金，而在流转动机一致的情况下，熟人交易和非熟人交易的土地流转租金趋同。范传棋、范丹（2016）研究发现，行政力量干预、工商资本下乡、农地产权改革以及耕地资源稀缺性是土地流转租金上涨的四大原因。也有学者基于社会学的视角对土地流转租金的上涨给出了解释。胡新艳、洪炜杰（2016）研究发现，中国农户对土地存在“客观生存依赖”与“主观情感依赖”的双重依赖关系，会引发交易中的禀赋效应，从而影响土地流转租金。田先红、陈玲（2013）研究发现，土地流转租金不仅受到市场的影响，还受到社会结构和乡土伦理规范的影响。周海文、周海川（2019）结合经济学和社会学研究发现，农户社会信任是影响土地流转租金的重要因素。

近年来中国农业生产外包服务（后文简称“外包服务”）的快速发展，使农户突破土地规模限制应用先进机械设备和技术成果成为可能（芦千文、姜长云，2016），从而提高了农业经营的资本配比和生产效率。外包服务缓解了农业经营的劳动力约束、技术约束和资金约束，突破原有资源禀赋对土地规模经营的限制。通过借助外部技术，农户可以扩大土地经营规模（杨子等，2019）。外包服务会降低农户转出土地的可能性，提高农户转入土地的可能性，并且会提高农户对土地价值的评估（洪炜杰，2019），从而有可能导致土地流转租金上涨。现有研究鲜有系统讨论外包服务对农村土地流转租金的影响。另外，外包服务可以实现机械对劳动力的替代（洪炜杰，2019），而农业生产要素替代难度会受资源禀赋约束条件的影响（郑旭媛、徐志刚，2017）。那么，在不同地形条件下，耕地资源禀赋不同，外包服务对土地流转租金上涨的影响是否存在异质性？已有研究中系统分析地形条件在外包服务促进土地流转租金上涨过程中的作用及机制更是少见。

本文基于江苏、吉林和四川3个省份265个行政村跟踪调查所形成的4期（2003年、2008年、2013年和2018年）面板数据，系统分析农业生产外包服务对土地流转租金的影响，以及地形条件在上述影响中的作用及其机制。与已有同类研究相比，本文从以下几个方面做出新的尝试：第一，揭示外包服务对土地流转租金的影响及其微观作用机制，为解释和理解中国土地流转租金上涨提供一个新的视角；第二，将地形条件纳入分析框架，揭示在不同地形条件下外包服务对土地流转租金上涨促进作用的异质性；第三，利用跨时15年的4期面板数据构建计量经济模型，并使用工具变量法和面板数据固定效应模型处理内生性问题，为提升因果关系识别的准确性和有效性提供技术和数据保障。

后文内容安排如下：第二部分通过文献综述与理论分析提出研究假说，第三部分为计量经济模型、数据与变量，第四部分为实证结果与分析，第五部分基于农户层面对微观作用机制进行检验，最后一部分为论文结论与政策启示。

二、文献综述与理论假说

农业生产外包是农业生产过程中将部分环节或者全部环节交给他人作业的一种行为（王志刚，2011）。通过购买外包服务，农户可以实现生产经营过程投入要素的最优组合和学习先进的生产技术，从而提高农业生产效率（张忠军、易中懿，2015）。外包服务缓解规模经营农户的劳动力约束、技术约束和资金约束，促进规模经营农户转入土地（杨子等，2019），进而促使土地流转市场需求增加。与农药、化肥等生产资料不同，农业机械具有不可分性，小农户购买农业机械并非理性选择。但是，小农户可以通过购买外包服务改善家庭劳动力配置和土地配置，进而促使土地流转市场供给减少。外包服务会引发农村土地流转市场供需关系变化，促进农村土地流转租金上涨（见图1）。

1.外包服务对规模经营农户土地转入行为的影响。规模经营农户通过转入土地实现了土地规模经营，并且随着土地规模的扩大，其生产过程也越来越依赖于外包服务（王志刚等，2011）。随着经营规模的扩大，规模经营农户的劳动力禀赋常常难以满足土地规模经营的用工需求（朱文珏、罗必良，2016）。作为劳动力的替代要素，外包服务可以提高农户对土地的需求（洪炜杰，2019）。除了缓解劳动力约束，外包服务还可以通过缓解规模经营农户的技术约束和资金约束，进而缓解其实现土地规模经营的约束，促进土地规模经营的发展（杨子等，2019）。除此之外，外包服务带来的成本节约、规模经营效应与资源配置效应会提高农户土地规模经营意愿，改变其土地规模经营行为（姜松等，2016）。

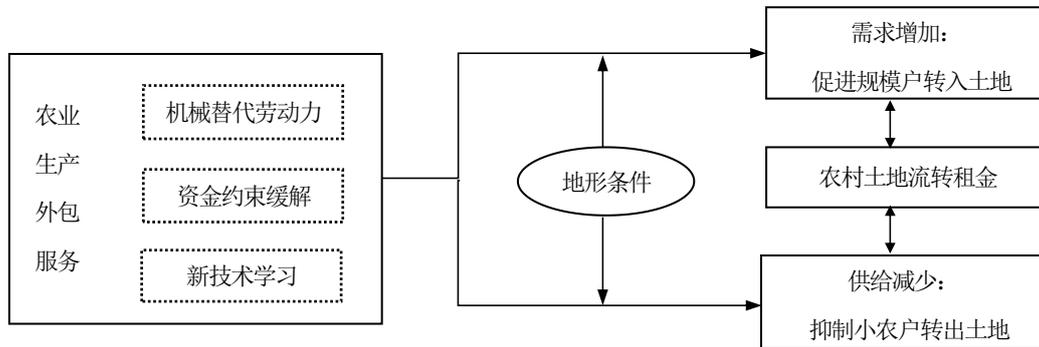


图1 本文的分析框架

2.外包服务对小农户土地流转行为的影响。外包服务能够同时解决小农户对接大市场和机械替代人力畜力问题，并且已经成为小农户与现代农业联结机制创新的新动能（冀名峰，2018）。在要素（服务）市场开放的条件下，农户一旦卷入社会化工分与生产环节外包同样能够内生出服务规模经济（罗必良，2017）。小农户通过购买外包服务可以诱导纵向分工，实现外部化的“服务规模经济”，且能够有效化解农户投资与土地流转高交易成本的约束（张露、罗必良，2018）。服务组织和外包商将小农户卷入分工经济，替代小农户成为技术投资、技术进步与改善经营管理的主体，引入现代生产要素，实现小农户与现代农业的有机衔接（罗必良，2020）。外包服务是小农户融入现代农业的重要途径，一定程度上会促使小农户的土地需求增长，并且抑制其转出土地。

3.外包服务对土地流转租金的影响。可以发现，对于规模经营农户而言，外包服务缓解了其生产

面临的资本、技术和劳动力等约束，有助于提高规模经营农户转入土地的意愿，增加土地流转市场的需求；而外包服务可以促使小农户引入现代生产要素，降低小农户的土地转出意愿，减少土地流转市场的供给。外包服务及其带来的机械化如果视为一种外生冲击，会影响规模经营农户和小农户要素投入结构及其土地流转行为，促进规模经营农户转入土地，抑制小农户转出土地，进而改变农村土地流转市场的供需关系，市场供给下降，市场需求增加，从而推动农村土地流转租金上涨。

农业劳动力成本上升促使农户利用机械替代劳动，而地形条件会影响要素替代难度和农业生产过程中机械对人力的替代程度（徐志刚等，2017）。作为对劳动力的替代，在适宜机械化作业的平原地区，外包服务更加易于替代劳动力，对家庭劳动力约束的缓解作用更强；相反，在坡地较多的丘陵地区，外包服务替代劳动力难度较高，对于缓解家庭劳动力约束的作用有限。平原地区外包服务对农户土地需求增加的促进作用更强，而在丘陵地区外包服务对农户土地需求增加的促进作用会被弱化。进一步，平原地区外包服务对农村土地流转市场供需变化和租金上涨的促进作用更强，而在丘陵地区外包服务对农村土地流转市场供需变化和租金上涨的促进作用会被弱化。

基于上述分析，本文提出以下两个研究假说：

H1：外包服务促进规模经营农户转入土地，促进小农户转入土地或抑制其转出土地，导致土地流转租金上涨。

H2：在耕地不宜机械化作业的丘陵山地地区，外包服务对土地流转租金上涨的促进作用会被弱化。

三、计量经济模型、数据与变量

（一）计量经济模型设定

本文基于江苏、吉林和四川3个省份265个行政村的4期面板数据，采用非观测效应综列数据（面板）模型来检验外包服务对土地流转租金的影响，具体模型如下：

$$rent_{it} = \alpha + \beta_1 \times os_{it} + \beta_2 \times os_{it} pd_{it} + X_{it} \times \gamma + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

（1）式中，被解释变量 $rent_{it}$ 表示村庄 i 第 t 期的土地流转租金。关键解释变量 os_{it} 为村庄 i 第 t 期的外包服务水平。 pd_{it} 表示村庄 i 第 t 期的地形条件， $os_{it} pd_{it}$ 为村庄外包服务水平与地形条件的交互项。 X_{it} 为控制变量。模型中也控制了村庄层面随时间不变但因村庄而异的不可观测因素 μ_i 。 ε_{it} 是特异扰动项。 α 、 β_1 、 β_2 、 γ 是模型的待估参数。

（二）数据来源

本文分析所用数据来自本文研究团队课题组分别于2004年、2009年、2014年和2019年对江苏、吉林和四川3个省份297个村庄连续跟踪调查所形成的2003年、2008年、2013年和2018年跨时15年的4期面板数据。本文研究所选择的样本地区为江苏、吉林和四川3个省份，地区跨度也较大，以增强样本的异质性和代表性。其中，江苏省人口密集，非农产业发达，土地流转市场和外包服务市场均发育得比较完善；吉林省作为农业主产区之一，人均耕地等农业资源丰富；四川省则耕地资源匮乏，且多丘陵山地，劳务输出较多，经济欠发达，土地流转市场发育相对滞后。课题组综合考虑经济发展水平和区域分布，采用分层抽样方法，在每个样本省内随机选取3个样本县，在每个样本县内随机选取2个样本乡

镇,在每个样本乡镇对所有行政村进行问卷调查。调查问卷由本文研究团队核心成员带领聘用的研究生到实地访问完成。问卷内容涉及当地的农业生产、土地资源禀赋和基本经济社会情况,本文研究在剔除没有连续跟踪和已经不种植粮食作物以及部分关键变量缺失的村庄后,采用四期的平衡面板数据进行分析,最终由265个村庄的四期数据共1060个样本进行回归分析。

(三) 变量说明及描述性统计

1.土地流转租金。参考蔡颖萍、杜志雄(2020)的研究,本文研究用村庄粮食作物的土地流转租金来刻画村庄土地流转租金水平的高低。

2.外包服务水平。在本文研究中外包服务水平用村庄粮食生产各环节外包面积之和与村庄粮食播种总面积之比来计算^①。具体的计算方法如下^②:首先分别测算样本村水稻在耕地、播种和收割三个生产环节中使用外包服务比例(外包面积占水稻播种面积比例),再将三者进行平均,随后,同理计算玉米在三个生产环节中使用外包服务比例平均值。最后,按水稻与玉米播种面积之比作为权重将水稻与玉米外包服务比例加权平均。外包服务水平的取值在0%~100%之间。本文研究利用村庄调查问卷中以下几个指标进行计算:①机耕面积中外包服务作业面积;②玉米机播(水稻机播或机插秧)外包服务作业面积;③机收外包服务作业面积;④玉米(水稻)的播种面积。

3.控制变量。综合考虑经济理论和以往与土地流转租金相关研究文献的分析,农地特征(Feng et al., 2010)、耕地资源稀缺性(范传棋、范丹, 2016)、人口特征(马瑞等, 2011)、经济特征(包宗顺等, 2009)、市场中介服务(钱忠好, 2003; 詹和平, 2007)、政府行政干预(尚旭东等, 2016)、社会信任(周海文、周海川, 2019)、粮食补贴政策(Zhang et al., 2020; 蔡颖萍、杜志雄, 2020)等是影响土地流转租金的重要因素。因此,本文引入下列控制变量:地形条件、耕地丰裕度、土地细碎化、交通条件、人口老龄化、女性占比、产品市场便利度、要素市场便利度、村经济发展水平、非农就业比例、村宗族结构、社会信任、土地流转管制制度及组织力量^③。另外,本文用时间虚拟变量代理相关政策的变化,包括粮食收储政策、三项补贴划拨出专门鼓励规模经营的政策、中央鼓励土地流转和规模经营的精神和政策等。外包服务水平与土地流转租金上涨也可能因为时间趋势呈现出相关关系,并且呈现出假因果关系,时间虚拟变量还可以控制住时间趋势的影响。引入时间虚拟变量有助于确保研究的内部有效性。

本文研究主要变量及其描述性统计结果如表1所示。

^①理论上直接影响本村的土地流转和规模变化的是整个外包服务市场的服务价格和质量,本质上就是机械要素的价格和质量。如果要素市场上机械要素的价格较低,本村经营耕地的农户的外包服务需求和机械投入也会比较高。由于服务价格不同环节不同时间差别很大,所以本文选择用本村外包服务程度,即本村外包服务需求(供给来自于市场可获的本村和外村所有外包服务供给方),来测度服务水平和可获性。

^②样本地区的粮食作物以玉米和水稻为主。

^③一般而言,外部企业进入村庄流转土地离不开当地村庄的组织协调。因此,本文研究以有无外部企业进入村庄流转土地从事农业产业测度村庄的组织力量。

表1 变量的描述性统计 (N=1060)

| 变量 | 变量定义 | 平均值 | 标准差 |
|----------|---|------|------|
| 土地流转租金 | 村种植粮食作物的土地流转租金 (元/亩) | 262 | 247 |
| 外包服务水平 | 生产各环节外包面积与村庄粮食播种总面积之比 (%) | 23.0 | 24.6 |
| 地形条件 | 耕地中15度以上坡地所占比例 (%) | 23.3 | 23.5 |
| 耕地丰裕度 | 人均耕地面积 (亩/人) | 2.06 | 2.08 |
| 土地细碎化 | 普通农户的户均地块数 (块/户) | 6.11 | 3.43 |
| 交通条件 | 村委会到最近高速公路入口距离 (公里) | 28.2 | 27.6 |
| 人口老龄化 | 全村人口中60岁以上人口比例 (%) | 21.3 | 8.5 |
| 女性占比 | 全村人口中女性比例 (%) | 46.9 | 5.60 |
| 产品市场便利度 | 本村有农产品交易市场或农产品集散地取值为1; 反之为0 | 0.12 | 0.32 |
| 要素市场便利度 | 村里有几家农资店 (家) | 1.06 | 2.64 |
| 村经济发展水平 | 村里有几家企业 (家) | 1.26 | 6.86 |
| 非农就业比例 | 全村非农就业人口占总就业人口比例 (%) | 41.0 | 20.0 |
| 村宗族结构 | 村里最大姓的农户占全村农户比例 (%) | 20.6 | 17.2 |
| 社会信任 | 十年前, 如果村里有人为了大家的利益吃亏受罪, 其他农户一定会拥护 (很同意=1; 同意=2; 不同意=3; 很不同意=4; 不清楚=5) | 1.91 | 1.02 |
| 土地流转管制制度 | 土地流转是否需要村委或乡镇备案 (需要=1; 不需要=0) | 0.57 | 0.71 |
| 组织力量 | 有无外部企业进入村庄流转土地从事农业产业 (有=1; 无=0) | 0.13 | 0.34 |

(四) 估计方法

(1) 式是非观测效应综列 (面板) 数据模型, 对于非观测效应综列数据模型, 可以设定为固定效应模型或者随机效应模型进行参数估计。固定效应模型和随机效应模型各有利弊, 固定效应模型主要利用组内的动态信息, 有助于在一定程度上控制随时不变因素导致的内生性问题; 随机效应模型综合利用组内动态信息和组间横截面异质性信息, 其估计效率可能更高, 但在处理内生性问题上不如固定效应模型。对于固定效应模型和随机效应模型可以使用Hausman检验进行比较和选择。

此外, (1) 式中的关键解释变量外包服务水平在理论上是内生变量, 可能导致模型参数估计偏误。内生性的来源可能有以下两个方面: 第一, 解释变量与被解释变量之间可能存在互为因果的关系, 土地流转租金也可能会反向影响村庄的外包服务水平, 土地流转租金的变化会影响到土地流转和土地集中, 土地流转有利于规模经营并且会增加自有机械的使用, 自有机械对外包服务有一定的替代作用; 第二, 模型设定中可能遗漏一些难以测度的因素同时影响土地流转租金和外包服务水平, 比如村庄土地流转中村庄组织的推动作用, 既可能会促使农户扩大经营规模和提高土地流转租金, 也有可能影响村庄的外包服务需求。

为尽可能处理模型的内生性问题, 本文在固定效应模型或随机效应模型的基础上使用工具变量法进行参数估计, 处理内生性问题。本文选取“本乡 (镇) 除了该村外其他村外包服务平均水平”作为工具变量, 该变量符合作为村庄外包服务水平工具变量的两个必要条件: 一是相关性, 本乡 (镇) 除了该村外其他村外包服务水平理论上可以通过示范效应影响该村的外包服务水平; 二是外生性, 村庄

土地流转租金是本村土地流转供给与可能到本村转入土地的需求均衡的结果，其他村庄的外包服务水平不能直接影响本村的土地流转租金。针对村庄外包服务与地形条件的交互项，本文使用“本乡（镇）除了该村外其他村外包服务水平”与该村地形条件的交互项作为工具变量。用Hausman检验可以判断模型是否存在内生性问题以及是否需要用工具变量进行参数估计。

四、实证结果与分析

（一）描述性分析

从图2中可以看出，2003~2018年外包服务水平和土地流转租金呈现出较强的同步上涨趋势。2003~2018年样本地区外包服务平均水平从13.2%提高至34.0%，土地流转租金从每亩178元上涨至326元。在外包服务水平不断提高的同时，土地流转租金也在快速上涨，外包服务可能是导致土地流转租金上涨的一个重要原因。

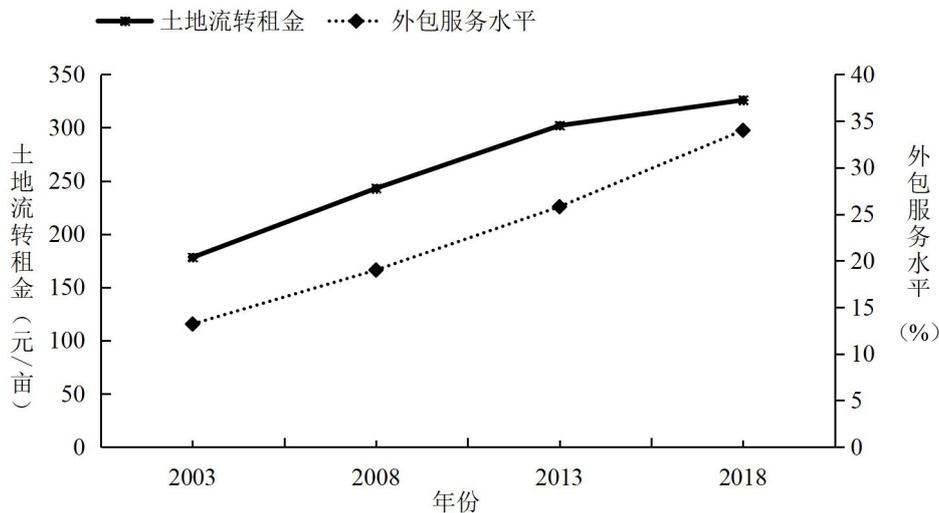


图2 外包服务与土地流转租金上涨

表2进一步分地区比较了2003~2018年外包服务和土地流转租金上涨情况。从表2中可以发现，江苏、吉林和四川3个省份15年来外包服务水平和土地流转租金均呈现出同步上升的趋势。但是，丘陵山区和平原地区存在着较大的差异。2003~2018年丘陵地区四川省外包服务水平从1.7%提高至15.6%；而土地流转租金从每亩143元上涨至148元，仅上涨了3.5%。平原地区江苏省和吉林省外包服务水平分别从36.1%和7.3%提高至60.1%和35.5%；土地流转租金则分别从每亩209元和201元上涨至602元和314元，分别上涨了188.0%和56.2%。吉林省与同是平原地区的江苏省相比，外包服务水平提高的速度更快但是土地流转租金上涨得却相对较慢，可能是经济发展相对滞后、人均耕地资源丰富等其他因素导致的。从表2的统计结果可以进一步发现，丘陵山区外包服务水平快速提高，但是土地流转租金并没有出现明显上涨。

表2 样本地区外包服务与土地流转租金上涨

| | 2003年 | 2018年 | 2003~2018年变化 | |
|--------------|-------|-------|--------------|---------|
| | | | 增长量 | 增长率 (%) |
| 全部样本 | | | | |
| 土地流转租金 (元/亩) | 178 | 326 | 148 | 83.1 |
| 外包服务水平 (%) | 13.2 | 34.0 | 20.8 | 158.0 |
| 江苏 | | | | |
| 土地流转租金 (元/亩) | 209 | 602 | 393 | 188.0 |
| 外包服务水平 (%) | 36.1 | 60.1 | 24.0 | 66.5 |
| 吉林 | | | | |
| 土地流转租金 (元/亩) | 201 | 314 | 113 | 56.2 |
| 外包服务水平 (%) | 7.3 | 35.5 | 28.2 | 386.3 |
| 四川 | | | | |
| 土地流转租金 (元/亩) | 143 | 148 | 5 | 3.5 |
| 外包服务水平 (%) | 1.7 | 15.6 | 13.9 | 817.7 |

(二) 模型估计结果

表3 报告了对模型 (1) 的估计结果。首先对表3 中 (2) 列随机效应估计量和 (3) 列固定效应估计量的估计结果进行 Hausman 检验, Hausman 检验值为 34.23, 通过了 1% 的统计显著性水平检验, 两种方法的估计结果存在显著差异, 表明应该采用固定效应模型进行分析。在此基础上, 对 (3) 列固定效应估计量和 (4) 列工具变量估计量进行 Hausman 检验, 结果显示卡方统计量为 11.29, 通过了 5% 的统计显著性水平检验, 表明两种方法的估计结果存在显著差异, 模型中外包服务水平存在内生性问题, 应该采用工具变量法作为主要的解释依据。其次, 弱工具变量检验 F 值为 100.7, 大于经验值 10, 不存在弱工具变量问题。因此, 本文以 (4) 列的估计结果作为解释依据。作为稳健性检验, 表3 中也报告了普通最小二乘法 (OLS)、随机效应模型 (RE-GLS) 和固定效应模型 (FE-OLS) 的估计结果。

估计结果显示, 村庄外包服务水平的系数为正, 且通过了 1% 的统计显著性水平检验, 验证了本文的研究假说 1。外包服务缓解了农户的劳动力约束、技术约束和资金约束, 借助外部技术, 规模经营农户会扩大对土地的需求; 而外包服务能够将小农户引入现代农业的发展轨道, 小农户转出土地的意愿会减弱。外包服务水平的提高导致土地流转市场的需求增加, 供给减少, 进而促进了土地流转租金上涨。从 (4) 列的估计结果可以发现, 外包服务水平每提高 1%, 会导致土地流转租金每亩上涨 4.2 元左右。根据表2 统计结果, 2003~2018 年 15 年间外包服务水平提高了 20.8%, 土地流转租金每亩上涨了 148 元, 从模型估计结果可以推断, 外包服务水平提高引起的土地流转租金上涨每亩约 87 元, 大约占了土地流转租金上涨总额的 58%。

外包服务水平与地形条件交互项的系数为负, 且在 1% 水平上显著, 验证了本文的研究假说 2。在耕地不宜机械化作业的丘陵山地地区, 外包服务水平提高对土地流转租金上涨的促进作用会被弱化。外包服务作为劳动力的替代要素在坡地比例越高的地区其要素替代难度越高。在地形复杂的丘陵山区,

农机作业难以推广，尤其是大型农机，农业机械在山区的作业效率受到约束（郑旭媛、徐志刚，2016）。不论规模经营农户还是对小农户，外包服务在丘陵山区所发挥的作用均会弱化，因而其对土地流转市场的影响也会弱化。因此，外包服务水平的提高在丘陵山区对土地流转租金上涨的促进作用会被弱化。

其他控制变量的估计结果也基本符合预期。村庄人均耕地面积越多，耕地丰裕度越高，土地流转市场供给越多，土地流转租金也会相对较低。村庄土地细碎化程度越严重，土地流转的交易成本越高，不利于土地流转，土地流转租金也会相对较低。村庄产品市场便利度越高，农户销售粮食更加方便，村庄的土地流转租金也会相对较高。同样，村庄要素市场便利度越高，农户购买农资越方便，越有利于农户的生产经营活动，村庄的土地流转租金也同样会相对较高。

表 3 外包服务对土地流转租金影响的估计结果

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|-------------|----------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|
| | OLS | RE-GLS | FE-OLS | FE-IV |
| 关键变量 | | | | |
| 外包服务水平 | 2.585*** (0.377) | 2.391*** (0.416) | 1.923*** (0.559) | 4.240*** (1.105) |
| 外包服务水平×地形条件 | -0.0235* (0.0141) | -0.0353** (0.0145) | -0.0498*** (0.0172) | -0.101*** (0.0248) |
| 控制变量 | | | | |
| 地形条件 | -0.602 (0.384) | -0.468 (0.425) | 0.00414 (0.583) | 0.863 (0.658) |
| 耕地丰裕度 | 1.169 (3.911) | -2.338 (4.932) | -23.61** (11.72) | -23.87** (11.72) |
| 土地细碎化 | -13.85*** (2.141) | -12.69*** (2.451) | -7.868** (3.644) | -7.055* (3.660) |
| 交通条件 | -0.203 (0.253) | -0.0912 (0.253) | 0.0451 (0.291) | -0.0378 (0.292) |
| 人口老龄化 | 0.523 (0.821) | 0.402 (0.866) | 0.318 (1.058) | 0.294 (1.069) |
| 女性占比 | -0.343 (1.182) | -0.761 (1.255) | -1.203 (1.568) | -1.448 (1.588) |
| 产品市场便利度 | 48.96** (21.72) | 74.43*** (23.44) | 109.8*** (30.03) | 111.8*** (30.17) |
| 要素市场便利度 | 5.565** (2.762) | 7.332** (2.909) | 9.817*** (3.626) | 9.374*** (3.629) |
| 村经济发展水平 | 1.375 (0.962) | 0.831 (0.879) | 0.245 (0.947) | 0.502 (0.961) |
| 非农就业比例 | -1.603*** (0.422) | -1.596*** (0.514) | -0.706 (0.824) | -0.706 (0.824) |

(续表3)

| | | | | |
|-----------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| 村宗族结构 | 22.44** (10.00) | 6.516 (10.18) | -11.64 (12.01) | -12.12 (12.03) |
| 社会信任 | -7.022 (6.401) | -2.461 (6.825) | 4.020 (8.414) | 8.417 (8.556) |
| 土地流转审批制度 | -39.36 (39.39) | -56.47 (41.72) | -46.91 (51.77) | -36.01 (52.01) |
| 组织力量 | 70.21*** (20.73) | 45.30** (19.84) | 18.62 (21.95) | 16.29 (22.34) |
| 2008年虚拟变量 | 40.49** (18.55) | 48.36*** (15.18) | 57.62*** (15.45) | 49.34*** (16.43) |
| 2013年虚拟变量 | 58.89*** (20.14) | 77.36*** (17.38) | 99.79*** (19.19) | 81.39*** (22.91) |
| 2018年虚拟变量 | 74.87*** (22.20) | 99.17*** (19.98) | 128.2*** (22.68) | 96.47*** (30.67) |
| 常数项 | 300.6*** (65.21) | 318.7*** (68.83) | 314.3*** (85.12) | - - |
| 观测值 | 1060 | 1060 | 1060 | 1060 |
| 弱工具变量检验 | - | - | - | 100.7 |
| R^2 | 0.296 | - | 0.184 | - |
| F检验值 | 23.03*** | - | 9.23*** | 9.53*** |
| χ^2 | - | 312.1*** | - | - |

注：①*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平；②括号内数字为标准误。

(三) 稳健性检验

1.稳健性检验一：替换关键解释变量。本文通过计算各个生产环节外包服务水平并进行加权平均衡量村庄整体的外包服务水平。但是，村庄在不同环节的外包服务水平存在着差异。参照洪炜杰(2019)的研究，本文研究使用收获环节的外包服务水平作为替代变量进行稳健性检验。表4报告了使用收获环节外包服务衡量村庄外包服务水平的估计结果。表4中(1)列的估计结果显示，收获环节外包服务水平的系数为正，且通过了1%的统计显著性水平检验，收获环节外包服务水平提高1%，土地流转租金每亩上涨1.6元。收获环节外包服务水平与地形条件交互项的系数为负，且通过了1%的统计显著性水平检验，在丘陵山区，收获环节外包服务水平的提高对土地流转租金上涨的促进作用会受到弱化。可以发现，以收获环节外包服务水平作为替代变量后本文研究的结论依旧成立。

除了工具变量法，替换变量法(选择能够反映核心变量的外生代理变量进行回归)也是解决内生性问题的一种方法(许庆等, 2020)。因此，为了进一步检验估计结果的稳健性和避免由于内生性问题引起的估计偏误，本文研究使用村庄所在乡(镇)的外包服务水平和村庄所在县的外包服务水平作为村庄外包服务水平的代理变量进行稳健性检验。对于特定村庄而言，村庄所在乡(镇)的外包服务水

平和村庄所在县的外包服务水平主要取决于外部市场，有理由假设具有很好的外生性，而乡（镇）的外包服务水平和县的外包服务水平可以通过示范效应影响村庄的外包服务水平。因此，乡（镇）的外包服务水平和县的外包服务水平可以作为村外包服务水平的代理变量进行检验。检验的结果见表4，表4中（2）列和（3）列分别报告了使用乡（镇）外包服务水平和县外包服务水平作为代理变量的估计结果。表4中的结果表明，村庄所在乡（镇）和县的外包服务水平的提高同样对村庄土地流转租金上涨具有促进作用，并且这种促进作用在丘陵山区受到弱化。这一估计结果检验了本文研究结论的稳健性。

表4 外包服务对土地流转租金影响的估计结果（替换关键解释变量）

| 变量 | (1) | (2) | (3) |
|-------------|------------------------|------------------------|-----------------------|
| | 收获环节外包服务水平 | 乡（镇）外包服务水平 | 县外包服务水平 |
| | FE-IV | FE-OLS | FE-OLS |
| 关键变量 | | | |
| 外包服务水平 | 1.602*** (0.585) | 3.861*** (0.931) | 4.604*** (1.052) |
| 外包服务水平×地形条件 | -0.0536*** (0.0130) | -0.0886*** (0.0221) | -0.100*** (0.0224) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 时间虚拟变量 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 1060 | 1060 | 1060 |

注：①“本乡（镇）除了该村外其他村收获外包服务平均水平”作为该村“收获环节外包服务水平”的工具变量；②*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平；③括号内数字为标准误。

2.稳健性检验二：分年度分析。2016年开始全国将农业“三项补贴”合并为农业支持保护补贴，并将政策目标调整为耕地地力保护和促进粮食适度规模经营。2016年以来，农业支持保护补贴政策的实施显著促进了规模经营农户转入土地并且扩大粮食播种面积（许庆等，2020）。同时，也有研究表明2016年玉米临时收储政策的取消显著降低了土地流转租金（蔡颖萍、杜志雄，2020）。可以发现，2013~2018年之间一些农业补贴政策的改革对农村土地流转市场产生了重要影响。因此，本文研究将样本根据年度分成2003~2013年和2018年两个子样本进行稳健性检验。表5汇报了两个子样本工具变量的回归结果，（1）列汇报了2003~2013年样本的估计结果，（2）列报告了2018年样本的估计结果。表5的估计结果显示，无论2003~2013年样本还是2018年样本均发现外包服务水平提高显著促进了土地流转租金的上涨。利用2003~2013年样本的估计结果发现，在丘陵山区外包服务水平提高对土地流转租金上涨的促进作用会受到弱化；而利用2018年样本的估计结果没有发现在丘陵山区外包服务水平提高对土地流转租金上涨的促进作用受到弱化。这可能是由于农业机械化水平的提高使得丘陵山区机械替代劳动力的难度降低了很多。总体来看，表5的估计结果同样验证了本文研究主要结论的稳健性。

表5 外包服务对土地流转租金上涨影响的估计结果（分年度）

| 变量 | (1) | (2) |
|-------------|-----------------------|--------------------|
| | 2003~2013年样本 | 2018年样本 |
| | FE-IV | IV |
| 关键变量 | | |
| 外包服务水平 | 11.02*** (2.544) | 4.729** (2.087) |
| 外包服务水平×地形条件 | -0.154*** (0.0502) | 0.0009 (0.0431) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 |
| 时间虚拟变量 | 控制 | - |
| 地区虚拟变量 | - | 控制 |
| 观测值 | 795 | 265 |

注：①*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平；②括号内数字为标准误。

3.稳健性检验三：分地区分析。不同地区之间外包服务水平和土地流转租金存在着显著差异。吉林省人均耕地资源丰富，并且农户的自有机械水平比较高；而江苏省和四川省耕地资源禀赋和农户自有机械水平相似。因此，根据各地区的耕地资源禀赋和农户自有机械水平，本文研究将样本分为江苏、四川两省子样本和吉林省子样本进行稳健性检验。表6结果表明，各地区外包服务水平的提高均显著促进了土地流转租金的上涨；在江苏和四川两省的子样本中也可以发现，丘陵山区外包服务水平提高对土地流转租金上涨的促进作用被弱化。总体看，表6的估计结果进一步验证了本文研究结论的稳健性。

表6 外包服务对土地流转租金影响的估计结果（分地区）

| 变量 | (1) | (2) |
|-------------|-----------------------|---------------------|
| | 江苏和四川 | 吉林 |
| | FE-IV | FE-IV |
| 关键变量 | | |
| 外包服务水平 | 6.376*** (1.707) | 4.962*** (1.278) |
| 外包服务水平×地形条件 | -0.133*** (0.0330) | 0.0361 (0.0389) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 |
| 时间虚拟变量 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 768 | 292 |

注：①*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平；②括号内数字为标准误。

4.稳健性检验四：分作物分析。不同作物之间外包服务和土地流转租金可能存在差异。因此，本文研究根据样本村主要种植的粮食作物将样本分为种植玉米的村和种植水稻的村，然后进行稳健性检验。表7汇报了分作物的检验结果。可以发现，无论是种植玉米的样本村还是种植水稻的样本村，其外

包服务水平的提高均显著促进了村庄的土地流转租金上涨。表7的结果中外包服务水平与地形条件的交互项在作物之间稍有区别，种植玉米的样本村外包服务水平与地形条件交互项的估计结果不显著，而种植水稻的样本村外包服务水平与地形条件交互项的估计结果显著。可能有两个原因导致了这种区别：第一，可能与玉米种植村庄数据的样本变少有关；第二，也可能因为玉米的种植范围比较广，特别是玉米种植对地形条件敏感度小，而水稻种植需要灌溉和水利条件，对地形条件比较敏感。总体看来，表7的估计结果也能够再次验证本文研究结论的稳健性。

表7 外包服务对土地流转租金上涨影响的估计结果（分作物）

| 变量 | (1) | (2) |
|-------------|--------------------|-----------------------|
| | 玉米 FE-IV | 水稻 FE-IV |
| 关键变量 | | |
| 外包服务水平 | 3.306** (1.339) | 2.963* (1.744) |
| 外包服务水平×地形条件 | 0.0259 (0.0405) | -0.114*** (0.0314) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 |
| 时间虚拟变量 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 452 | 608 |

注：①*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平；②括号内数字为标准误。

五、基于农户层面的机制检验

（一）计量经济模型选择

根据本文的分析框架，外包服务通过影响农户的土地流转行为，改变农村土地流转市场供需关系，最终导致了农村土地流转租金上涨。因此，为进一步检验外包服务对土地流转租金影响的微观机制，本文构建如下计量经济模型分析外包服务对规模经营农户和小农户土地流转行为的影响：

$$land_{it} = \alpha_1 + \beta_1 \times os_{it} + X_{it} \times \gamma + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

（2）式中的被解释变量 $land_{it}$ 为第 i 个规模经营农户或者小农户第 t 期的土地流转行为，关键解释变量 os_{it} 表示第 i 个规模经营农户或者小农户所在村庄第 t 期的外包服务水平。 X_{it} 为一组影响规模农户或者小农户土地流转行为的控制变量，模型中也控制了农户层面随时间不变但因村庄而异的不可观测因素 μ_i 。 ε_{it} 是特异扰动项。

（二）数据来源

本文研究团队在2019年对江苏、吉林和四川省村庄跟踪调查的同时，还对农业生产服务组织和农户生产投入及购买外包服务情况进行了专题调查。2019年的调查涉及11个县28个乡镇的319个村庄^①，

^①为满足针对外包服务的研究需求，课题组在2019年的调查中新增了一些村庄调查。

1110户购买外包服务的农户（其中181户规模经营农户，929户小农户^①），504家为样本农户提供外包服务的农业生产性服务组织。本文在农户层面检验微观机制的农户数据来源于专题调查中1110户购买外包服务农户2013年和2018年两期的土地经营情况。剔除缺少2013年村庄数据的样本农户，最终由1972个样本进行回归分析，其中规模经营农户的有效观测数为198，小农户的有效观测数为1774。

（三）变量选择与说明

1. 农户土地流转行为。本文以规模经营农户的经营面积和土地转入面积测度规模经营农户的土地流转行为；以小农户的经营面积、土地转出面积和土地转入面积测度小农户的土地流转行为。

2. 村外包服务水平。村外包服务水平是指第*i*个规模经营农户或者小农户所在村庄第*t*期的外包服务水平。农户所在村庄外包服务水平的测度方法如上文所述，用村庄粮食生产各环节外包面积之和与村庄粮食播种总面积之比来计算。

3. 控制变量。参照马瑞等（2011）、仇童伟等（2019）的研究，本文研究在农户层面和村庄层面控制了其他会影响农户土地流转行为的因素。在农户层面，控制以下变量：①决策者身体健康状况，用家庭生产经营决策者是否因生病不能干活来测度，如果是则取值为1，反之为0；②决策者非农工作经验，用家庭生产决策者是否外出打过工来测度，如果是则取值为1，反之为0；③决策者是否当过村干部，如果是则取值为1，反之为0；④家庭年人均纯收入；⑤家庭劳动力。

在村庄层面，本文研究还控制了以下变量：村土地流转租金；村民小组数；人口老龄化，用村庄人口中60岁以上人口比例测度；女性占比，用村庄人口女性人口比例来测度；村人均年收入；地形条件，用村15度以上坡地比例来测度；交通条件，用村委会到最近高速公路入口距离来测度；市场中介发育程度，用村里从事农产品贩运人数测度；产品市场便利度，用本村是否有农产品交易市场或农产品集散地来测度；要素市场便利度，用村里有几家农资店来测度；村宗族结构，用村里最大姓氏的农户占全村农户比例来代理；土地细碎化，用用户均地块数来测度；土地流转审批制度，用土地流转是否需要审批来测度；雇工工资，用村里非农忙时的雇工工价测度。本文还进一步控制了时间虚拟变量和省级层面的地区虚拟变量。

（四）估计方法

（2）式是非观测效应综列（面板）数据模型，面板数据固定效应模型有助于控制内生性问题，但是随机效应模型效率更高。考虑到（2）式的关键解释变量为规模经营农户或者小农户所在村庄的外包服务水平，而规模经营农户或者小农户个体行为很难影响到村庄层面的外包服务水平，对于规模经营农户和小农户而言，村庄的外包服务水平可以认为是外生变量。因此，本文使用随机效应模型估计（2）式更有效率。

（五）估计结果

表8中（1）列和（2）列报告了村庄外包服务水平对规模经营农户土地经营面积和土地转入面积的影响。从（1）列和（2）列的估计结果显示，村庄外包服务水平的估计系数为正，且均在1%的水平上

^①本文研究设定小农户和规模经营农户的分界标准是该农户土地经营面积是否大于所在村庄人均耕地面积的5倍。

显著，村庄外包服务水平提高显著促进了规模经营农户转入土地和扩大经营面积。可以发现，通过缓解规模经营农户的劳动力约束、资本约束和技术约束，外包服务水平提高能够改善规模经营农户的土地配置，促进规模经营农户转入土地和扩大经营面积。

表8中（3）～（5）列报告了村庄外包服务对小农户土地流转行为影响的估计结果。

表8 外包服务对农户土地流转行为影响的估计结果

| 变量 | 规模经营农户 | | 小农户 | | |
|------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|---------------------|----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
| | 经营面积 | 转入面积 | 经营面积 | 转出面积 | 转入面积 |
| 关键解释变量 | | | | | |
| 村外包服务水平 | 0.859*** (0.229) | 0.877*** (0.229) | -0.008 (0.013) | 0.001 (0.002) | 0.012 (0.012) |
| 农户控制变量 | | | | | |
| 决策者身体健康状况 | -2.213 (13.557) | -2.141 (13.550) | 2.124* (1.214) | -0.013 (0.169) | 0.253 (0.292) |
| 决策者非农工作经验 | -25.390** (11.131) | -25.765** (11.139) | -0.205 (0.615) | -0.003 (0.086) | 2.082* (1.116) |
| 决策者是否当过村干部 | -6.367 (12.009) | -7.666 (12.006) | -1.698** (0.850) | 0.146 (0.128) | -0.452 (0.566) |
| 家庭年人均纯收入 | 0.002*** (0.000) | 0.002*** (0.000) | 0.000 (0.000) | 0.000** (0.000) | -1.512* (0.786) |
| 家庭劳动力 | 2.687 (5.594) | 2.532 (5.618) | 0.517 (0.332) | 0.015 (0.031) | 0.253 (0.292) |
| 村控制变量 | | | | | |
| 村土地流转租金 | -0.073*** (0.021) | -0.072*** (0.021) | -0.002* (0.001) | 0.000** (0.000) | -0.001 (0.001) |
| 村民小组数 | 1.513 (1.314) | 1.468 (1.326) | -0.161** (0.064) | 0.002 (0.006) | -0.116** (0.056) |
| 人口老龄化 | -0.452 (0.757) | -0.517 (0.758) | -0.048 (0.033) | 0.014*** (0.005) | -0.020 (0.030) |
| 女性占比 | -3.579*** (1.278) | -3.576*** (1.279) | -0.021 (0.047) | 0.012* (0.007) | 0.017 (0.043) |
| 村人均年收入 | -0.000 (0.001) | -0.000 (0.001) | -0.000* (0.000) | 0.000 (0.000) | -0.000 (0.000) |
| 地形条件 | 0.457 (0.330) | 0.412 (0.330) | -0.029** (0.012) | 0.002 (0.002) | -0.032*** (0.011) |
| 交通条件 | 0.200 (0.253) | 0.204 (0.253) | -0.045*** (0.015) | -0.002 (0.002) | -0.033** (0.013) |
| 市场中介发育程度 | 2.289*** | 2.322*** | 0.003 | -0.001 | 0.002 |

(续表 8)

| | | | | | |
|----------|------------|------------|-----------|----------|-----------|
| | (0.411) | (0.411) | (0.009) | (0.001) | (0.008) |
| 产品市场便利度 | -34.655*** | -33.928*** | 0.834 | -0.165 | -0.102 |
| | (13.123) | (13.132) | (0.825) | (0.108) | (0.753) |
| 要素市场便利度 | -0.317 | -0.717 | -0.055 | -0.018 | -0.059 |
| | (2.451) | (2.455) | (0.134) | (0.017) | (0.122) |
| 村宗族结构 | 1.614*** | 1.545*** | 0.039 | 0.005 | 0.018 |
| | (0.580) | (0.581) | (0.027) | (0.003) | (0.024) |
| 土地细碎化 | -0.365 | -0.963 | 0.089 | -0.006 | -0.132 |
| | (2.653) | (2.660) | (0.102) | (0.013) | (0.092) |
| 土地流转审批制度 | 26.181*** | 26.228*** | -0.940*** | 0.019 | -0.927*** |
| | (5.967) | (5.970) | (0.310) | (0.041) | (0.283) |
| 雇工工资 | -0.235* | -0.225 | -0.161** | 0.002 | -0.015* |
| | (0.139) | (0.139) | (0.064) | (0.006) | (0.009) |
| 时间虚拟变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 地区虚拟变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 常数项 | 141.281** | 136.840* | 15.477*** | -0.928* | 5.994* |
| | (71.054) | (71.210) | (3.630) | (0.474) | (3.297) |
| χ^2 | 134.90*** | 126.86*** | 1006.3*** | 54.85*** | 214.99*** |
| 观测值 | 198 | 198 | 1774 | 1774 | 1774 |

注：①*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平；②括号里是标准误。

从估计结果看，外包服务对小农户的土地流转行为并未产生明显的影响。可能的原因有以下两个方面：第一，外包服务最大的作用在于缓解农户经营的劳动力约束和资本约束，但这种作用是通过土地经营规模发挥的。因此，对于规模经营农户，面临的劳动力约束和资本约束更强，外包服务的这种缓解作用显著；但对于小农户，外包服务的作用小很多。一旦有外包服务这种可以缓解现有约束的要素（外包服务作为一种生产要素）出现，那在到达最优规模经济点之前，规模经营农户会增加其他要素的投入，从而更多地转入土地。对于土地经营规模较小的小农户而言，外包服务缓解约束的作用较小，从而促使其同比例增加土地要素投入的激励作用也小^①。第二，由于数据限制，低估了外包服务对小农户土地流转行为的影响。本文研究样本中的小农户均购买了外包服务，这部分农户依然从事农业生产和保留土地。在外包服务发展较慢的村庄，可能会有更多的小农户由于面临劳动力约束和资本约束，选择将土地转出。这部分农户样本的缺失导致由于村庄外包服务水平不同引起的小农户土地流

^①虽然外包服务对缓解小农户资本约束和劳动力约束的作用相对较小，但依旧有很多小农户购买外包服务。主要有以下三点原因：第一，购买外包服务之后，小农户的非农就业机会增加；第二农业劳动力的老龄化和女性化，促使小农户购买外包服务；第三，小农户购买外包服务容易受到集体决策的影响。综上所述，小农户比较普遍地购买外包服务是为了实现经营小规模土地和非农就业的综合收益最大化。

转行为的差异变小，由此低估了外包服务对小农户土地流转行为的影响。但是这样的偏误并不影响本文研究最终的结论。

六、主要结论与启示

基于江苏、吉林和四川3个省份2003年、2008年、2013年和2018年4期面板数据，本文研究从理论和实证两个方面分析了外包服务对土地流转租金上涨的促进作用及其影响机制，以及地形条件对这一影响的约束，并且在农户层面对影响机制进行了验证。研究结果显示，外包服务会影响农户的土地流转行为，进而改变村庄土地流转市场的供需关系，导致土地流转租金上涨；另外，外包服务对规模经营农户和小农户土地流转行为的影响也不尽相同，外包服务水平的提高会促进规模经营农户增加土地转入，扩大经营规模，但对小农户土地转入和转出的影响微弱。外包服务对土地流转租金上涨的促进作用在丘陵山区会受到弱化。

本文研究结论有以下几点启示：第一，要全面客观认识农业生产外包服务的影响和作用。外包服务的发展可以在微观层面缓解农户农业经营的资本、技术、劳动等要素约束，促进农户增加土地转入，减少土地转出，从而影响农村土地流转市场的供需结构，推动土地流转市场租金上涨。第二，外包服务对规模经营农户和小农户的土地流转行为和福利的影响与程度有明显差异，要鼓励小农户联合连片外包。一是因为规模经营农户和小农户面临的资本、技术和劳动等约束的强度不同，外包服务对他们要素约束缓解的影响程度不同，二是由于规模经营农户和小农户的土地连片程度和作业规模效应不同，外包服务的作业成本不同，对规模经营农户的服务价格一般会较低。因此，外包服务也可能加剧不同规模经营农户之间的竞争，导致规模经营市场结构的调整。由于连片作业服务有助于提高外包服务的机械作业效率，降低服务成本并减少市场低效率，也有助于降低农户服务价格，应积极鼓励小农户联合连片外包。第三，尊重市场、减少干预，完善土地流转市场，促进规模化经营。长期而言，土地流转租金上涨或是长期趋势，为促进土地规模化经营，应进一步提高农地流转市场效率，降低交易成本，创造公平竞争环境。建议减少行政干预，优化对土地流转和规模化经营的支持政策。

参考文献

- 1.包宗顺、徐志明、高珊、周春芳，2009：《农村土地流转的区域差异与影响因素——以江苏省为例》，《中国农村经济》第1期。
- 2.蔡颖萍、杜志雄，2020：《玉米临时收储政策调整对家庭农场土地流转租金的影响分析》，《中国农村观察》第3期。
- 3.杜挺、朱道林，2018：《中国土地流转价格时空演化与宏观机制研究》，《资源科学》第11期。
- 4.范传棋、范丹，2016：《高额耕地租金：原因解析与政策启示》，《四川师范大学学报（社会科学版）》第6期。
- 5.姜松、曹崢林、刘晗，2016：《农业社会化服务对土地适度规模经营影响及比较研究——基于CHIP微观数据的实证》，《农业技术经济》第11期。
- 6.冀名峰，2018：《农业生产性服务业：我国农业现代化历史上的第三次动能》，《农业经济问题》第3期。
- 7.贺振华，2003：《农地流转中土地租金及其影响因素分析》，《社会科学》第7期。

- 8.胡新艳、洪炜杰, 2016: 《农地租约中的价格决定——基于经典地租理论的拓展分析》, 《南方经济》第10期。
- 9.洪炜杰, 2019: 《外包服务市场的发育如何影响农地流转? ——以水稻收割环节为例》, 《南京农业大学学报(社会科学版)》第4期。
- 10.罗必良, 2017: 《论服务规模经营——从纵向分工到横向分工及连片专业化》, 《中国农村经济》第11期。
- 11.罗必良, 2020: 《小农经营、功能转换与策略选择——兼论小农户与现代农业融合发展的“第三条道路”》, 《农业经济问题》第1期。
- 12.芦千文、姜长云, 2016: 《我国农业生产性服务业的发展历程与经验启示》, 《南京农业大学学报(社会科学版)》第5期。
- 13.马瑞、柳海燕、徐志刚, 2011: 《农地流转滞缓: 经济激励不足还是外部市场条件约束? ——对4省600户农户2005~2008年期间农地转入行为的分析》, 《中国农村经济》第1期。
- 14.钱忠好, 2003: 《农地承包经营权市场流转: 理论与实证分析——基于农户层面的经济分析》, 《经济研究》第2期。
- 15.仇童伟、罗必良、何勤英, 2019: 《农地流转市场转型: 理论与证据——基于对农地流转对象与农地租金关系的分析》, 《中国农村观察》第4期。
- 16.田先红、陈玲, 2013: 《地租怎样确定? ——土地流转价格形成机制的社会学分析》, 《中国农村观察》2013年第6期。
- 17.尚旭东、常倩、王士权, 2016: 《政府主导农地流转的价格机制及政策效应研究》, 《中国人口·资源与环境》第8期。
- 18.王善高、雷昊, 2019: 《土地流转费用上涨对粮食生产的影响研究——基于种植结构调整、农作物品质调整和要素替代的视角》, 《中国农业资源与区划》第7期。
- 19.王志刚、申红芳、廖西元, 2011: 《农业规模经营: 从生产环节外包开始——以水稻为例》, 《中国农村经济》第9期。
- 20.杨子、饶芳萍、诸培新, 2019: 《农业社会化服务对土地规模经营的影响——基于农户土地转入视角的实证分析》, 《中国农村经济》第3期。
- 21.许庆、陆钰凤、张恒春, 2020: 《农业支持保护补贴促进规模农户种粮了吗? ——基于全国农村固定观察点调查数据的分析》, 《中国农村经济》第4期。
- 22.徐志刚、刘静、张宗利, 2018: 《机械—劳动完全替代视角下的节本技术与制度选择》, 《玉米科学》第3期。
- 23.徐志刚、谭鑫、郑旭媛、陆五一, 2017: 《农地流转市场发育对粮食生产的影响与约束条件》, 《中国农村经济》第9期。
- 24.周海文、周海川, 2019: 《农户社会信任对土地流转租金的影响——基于CHIP数据的实证分析》, 《公共管理学报》第3期。
- 25.郑旭媛、徐志刚, 2017: 《资源禀赋约束、要素替代与诱致性技术变迁——以中国粮食生产的机械化为例》, 《经济学(季刊)》第1期。
- 26.朱文珏、罗必良, 2016: 《行为能力、要素匹配与规模农户生成——基于全国农户抽样调查的实证分析》, 《学

术研究》第8期。

27.朱文珏、罗必良, 2018:《农地价格幻觉:由价值评价差异引发的农地流转市场配置“失灵”——基于全国9省(区)农户的微观数据》,《中国农村观察》第5期。

28.张露、罗必良, 2018:《小农生产如何融入现代农业发展轨道?——来自中国小麦主产区的经验证据》,《经济研究》第12期。

29.张忠军、易中懿, 2015:《农业生产性服务外包对水稻生产率的影响研究——基于358个农户的实证分析》,《农业经济问题》第1期。

30. Feng, S., N. Heerink, R. Ruben, and F. Qu, 2010, “Land Rental Market, Off-Farm Employment and Agricultural Production in Southeast China: A Plot-Level Case Study”, *China Economic Review*, 21(4): 598-606.

31. Jian Zhang, Ashok K. Mishra, Stefan Hirsch, and Xiaoshun Li 2020, “Factors Affecting Farmland Rental in Rural China: Evidence of Capitalization of Grain Subsidy Payments”, *Land Use Policy*, Published Online: <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S0264837719310671>.

(作者单位: ¹南京农业大学经济管理学院;
²南京农业大学中国粮食安全研究中心;
³南京财经大学财政与税务学院)
(责任编辑: 陈静怡)

The Impacts of Agricultural Production Outsourcing Services on Rural Land Transfer Rent

Kang Chen Liu Jiacheng Xu Zhigang

Abstract: For the rapid rise of rural land transfer rent in China, academia has given different explanations from different angles, but limited studies can be found that explain the impacts of agricultural production outsourcing services on rural households' land transfer. Based on the data of four periods of intertemporal tracking survey from 2003 to 2018 in Jiangsu, Jilin and Sichuan provinces, this article analyzes the impacts of China's agricultural production outsourcing services on rural land transfer rent by using a fixed-effect model and instrumental variable method. The results show that agricultural production outsourcing services can significantly promote the increase of rural land transfer rent. That is mainly because agricultural production outsourcing services can significantly increase the land transfer of large-scale farmers, leading to a shortage of land in the rural land transfer market. However, there is no evidence that agricultural production outsourcing services have a significant impact on small farmers' land transfer behavior. In addition, the promotion effect will be weakened in hilly and mountainous areas. The study provides a new perspective to explain the rapid increase in rural land transfer rent in recent years, and has certain enlightenment to further improve the rural land transfer market.

Key Words: Agricultural Production Outsourcing Service; Land Rent; Land Transfer

有条件现金转移支付与农村长期减贫： 国际经验与中国实践*

郑晓冬¹ 上官霜月² 陈典² 方向明²

摘要：中国在2020年基本实现消除绝对贫困的阶段性目标后，反贫困战略将主要围绕减少长期贫困和缓解相对贫困展开，建立和实施激励相容的公共转移支付制度是实现可持续减贫远期目标的一个重要突破口。作为目前国际上流行的长期多维减贫方法，有条件现金转移支付通过提供贫困家庭现金补贴和促进儿童人力资本积累来减少当期贫困、预防未来贫困与改善收入分配，是可资中国借鉴的一项反贫困政策工具。本文系统回顾和总结了有条件现金转移支付的理论基础和发展历程，短期和长期实施效果以及项目执行的判断依据、方案设计和潜在局限性。在此基础上，进一步分析了现阶段中国农村公共转移支付政策的减贫成效与存在问题，并对目前正在中国进行的有条件现金转移支付试点项目的实践成果和不足进行讨论和展望。结果表明，有条件现金转移支付能否在中国进一步发展的关键在于项目方案的设计和执​​行能否融合“自上而下”和“自下而上”的政策制定思路，以及能否与其他相关政策形成统筹互补和与时俱进的贫困治理体系，进而达成后2020时代的可持续减贫愿景。在中国贫困治理转型的背景下，本研究将有助于为优化新时期反贫困政策提供借鉴。

关键词：有条件现金转移支付 长期贫困 多维贫困 相对贫困 人力资本

中图分类号：F328.3 **文献标识码：**A

一、引言

打赢脱贫攻坚战是中国全面建成小康社会的基本任务，也是实现“两个一百年”奋斗目标的重要基础。经验表明，公共转移支付对减少农村贫困具有重要作用（解垚，2017）。改革开放以来，中国农村的公共转移支付政策体系不断扩充^①。农村最低生活保障（以下简称农村低保）、新型农村社会养老

*本文研究受到教育部人文社会科学研究项目“公共转移支付对农村儿童人力资本积累的影响机理及政策优化研究”（编号：20YJC790187）、国家社会科学基金项目“新型农村社会养老保险对农村留守老人主观福利的影响研究”（编号：17BRK018）的资助。

^①从广义的角度来看，公共转移支付既包括现金转移支付（如低保收入和养老金），也包括实物转移支付（如教育和卫生公共服务）。本文中所指的公共转移支付是狭义上的概念，即现金转移支付部分。

保险（以下简称新农保）以及其他现金补贴（如五保户补助、农业补贴等）已经成为农村居民基本生活兜底的生存保护网。与此同时，根据国家统计局发布的数据，按照 2010 年不变价格的农村贫困标准（每人每年 2300 元）测算，中国农村的贫困发生率已从 1978 年的 97.5% 下降至 2018 年的 1.7%，减贫成效斐然。但是，实现持续脱贫并非一劳永逸，需要长期实施精准有效的扶贫措施，形成目标群体长效脱贫的内生发展能力，从而防范脱贫人口的返贫风险、预防新贫困人口的产生。基于此，在 2020 年后的新时期，有必要进一步优化创新农村公共转移支付制度，考虑试点推广有条件现金转移支付等激励相容的转移支付政策，进而实现可持续减贫的远期目标（甘犁，2019）。

党的十九届四中全会提出“坚决打赢脱贫攻坚战，建立解决相对贫困的长效机制”。在后 2020 时代，中国反贫困战略的重点将从单维、短期、绝对贫困转向多维、长期、相对贫困（何秀荣，2018；陈志钢等，2019）。长期来看，人力资本的积累是预防因病致贫和返贫、阻断贫困代际传递、缓解相对贫困的内生动力，同时也是一个国家或地区实现长期经济增长的重要源泉（蔡昉，2020）。证据表明，人力资本的形成具有关键期和敏感期，儿童期是人力资本投资回报率最高的阶段，对儿童人力资本进行持续精准投资是支持国家长期发展的重要举措（Heckman and Corbin, 2016）。尽管近年来，中国在儿童发展方面取得了显著成就，但仍需看到，目前中国儿童人力资本的发展还是不平衡不充分的。欠发达地区的农村仍然面临着儿童养育水平低、心理问题突出、教育机会缺乏等挑战，如何较好地应对这些挑战是后脱贫时代需要充分重视的问题（中国发展研究基金会，2017）。作为当前国际上广泛运用的长期多维减贫方案，有条件现金转移支付项目通过结合现金转移支付和儿童人力资本积累来实现长期减贫和包容性均衡发展，是中国在贫困治理转型过程中可资借鉴的政策选择。

从目前的研究资料来看，已有部分国内文献对一些发展中国家的有条件现金转移支付项目进行了介绍和思考，为中国反贫困政策的新思路提供了有益探索（房连泉，2016；汪三贵和曾小溪，2016）。与此同时，部分国内研究团队已开始进行面向西部农村地区的有条件现金转移支付项目试点和政策影响评估（Mo et al., 2013；Zhou et al., 2020）。但是，借鉴与有效实施一个政策需要系统全面地理解该政策的实施原理和效果，以及掌握如何设计科学合理的实施方案。就现有文献资料来看，至少有以下三个方面值得进一步深入分析和讨论，分别是有条件现金转移支付项目的理论基础，短期和长期实施效果，以及实施该项目的判定依据、方案设计和潜在局限等。基于此，本文将对有条件现金转移支付项目的国际经验进行系统阐述，以补充既往研究的不足。此外，本文还将讨论当前中国农村公共转移支付政策的减贫成效和正在试点的有条件现金转移支付项目的效果，并进一步对未来实施有条件现金转移支付项目进行评价和展望，以期优化反贫困政策体系提供参考依据。

二、有条件现金转移支付的理论基础及发展历程

（一）有条件现金转移支付的概念和经济学基础

有条件现金转移支付是指以目标群体达到指定要求为前提条件的现金转移支付项目。当前全球比较流行的有条件现金转移支付项目是政府（或非政府公益组织）向贫困群体提供现金补贴，前提是受益家庭接受预先设定的儿童人力资本投资要求。通常情况下，有条件现金转移支付项目的现金补贴接

收者为家中的女性抚养人，关于儿童人力资本投资的条件包括教育和健康两个方面。例如，保证儿童的上学出勤率或学业表现达到一定目标、孕妇和儿童定期接受预防保健服务、定期为孕妇和儿童提供营养补充剂等。有条件现金转移支付项目的核心是通过现金转移支付来减少当期贫困，并通过儿童人力资本积累来阻断贫困的代际传递，改善收入分配格局。实施有条件现金转移支付项目主要基于以下三方面的经济学理论或事实：一是生命早期的人力资本投资回报率总是高于晚期，二是贫困家庭的有限理性将导致儿童人力资本投资不足，三是精准有效的公共转移支付有助于纠正市场失灵、实现兼具公平和效率特征的长期减贫目标。

1.人力资本投资的生命周期理论。人力资本的形成与发展是一个贯穿于个体生命周期的动态过程。Carneiro and Heckman (2003) 将公共投入的成本收益纳入人力资本政策的分析框架，描绘了从学前教育、学校教育和继续教育阶段人力资本投资收益边际递减的“赫克曼曲线”，即在其他条件不变的情况下，早期的人力资本投资回报率总是高于晚期的人力资本投资回报率。对“赫克曼曲线”的解释包括三个方面：其一，心理学和脑科学研究证实，早期人力资本投资的回报时间相对更长，并且早期能力（特别是认知能力）的可塑性更强。其二，技能的形成具有自创性特征，即在生命早期习得的技能将持续到生命后期，并有助于促进生命后期其他技能的获得。例如，生命早期形成较好的自控力和情绪稳定性将有利于强化求知欲和积极学习的能力，进而能够促使认知能力的提升。其三，技能的形成具有互补性特征，即在生命早期习得的技能有助于提升生命后期人力资本投资的回报率，不同生命阶段的人力资本投资的作用协同互补。同时，生命早期投入效果的充分发挥需要进行持续投资展现。自创性和互补性两大特征使得个体技能的形成与发展存在乘数效应，进而产生技能获得的集聚过程。赫克曼在发表于《科学》(Science) 等期刊上的多项研究中强调，技能的形成与发展存在关键期和敏感期，两者关系着个体可否获得某类技能以及习得技能的数量。儿童期人力资本投资具有高回报率，而在青年时期采取补救措施则较难实现个体的技能习得，并且成本高昂。因此，对儿童的人力资本投入不存在公平和效率的权衡问题，应当积极进行有质量的干预促进儿童人力资本积累 (Heckman, 2006; Heckman and Corbin, 2016)。

2.贫困家庭的有限理性与儿童人力资本投资。根据家庭经济学理论，孩子是家庭的“耐用消费品”，其人力资本积累将有助于家庭效用的提高 (Becker, 1991)。通过建立家庭效用函数和预算约束（包括金钱与时间等），并进行效用最大化目标的最优条件求解，可以得到儿童人力资本投资的均衡条件。理论模型结果显示，家庭对孩子的人力资本投资决策主要由两类因素决定：一是家庭资源水平。当家庭资源增加时，父母将增加对孩子的人力资本投资，同时增加其他商品的消费；二是孩子人力资本投资的影子价格（机会成本）。在家庭资源不变的情况下，当其他商品价格大于孩子人力资本投资的影子价格（例如，童工对家庭的劳动回报）时，家庭将减少对其他商品的需求，并增加对孩子的人力资本投资。根据以上理论解释，贫困家庭对孩子的人力资本投资通常是不足的，其原因主要有三。第一，相较于资源富裕的家庭，贫困家庭的经济和社会资源较少，因而在多数情况下对孩子的人力资本投资并不能达到儿童充分发展的所需水平。第二，受到资源约束，贫困家庭获得的信息渠道有限、难以掌握关键信息将导致家庭有限理性的决策行为 (Banerjee and Duflo, 2011)。例如，尽管促进儿童人力资本

积累将给家庭带来长期福利改善，但在缺乏充分信息的情况下，父母可能误判儿童人力资本投资的回报率，进而引致有限的家庭资源产生错配。同时，行为经济学研究表明，由于存在自制力和拖延等问题，人们的日常行为有时和设定的长期目标并不一致（Thaler, 2015）。因此，即便贫困家庭能够意识到儿童人力资本投资的长期价值，也可能因为信念不坚定、过于关注短期成效或家庭成员的利益冲突而未能实现长期的效用最大化。第三，人力资本存在正外部性，对于家庭而言的最优人力资本投资决策可能并不是社会福利最大化的选择。作为人力资本的主要构成，教育和健康都将产生正外部性（Glaeser and Lu, 2018）。一方面，教育水平的提高有助于个体技能的获得，这不仅对其劳动生产率有正面作用，还将通过社会网络对其同伴的技能水平产生溢出效应。同时，教育的获得也有助于提升公民的整体素质，从而降低诸如犯罪和家庭暴力等社会问题的发生率。另一方面，接受医疗保健服务（如疫苗接种）不仅有助于降低个体的疾病发生率，同时也有助于降低疾病的传播风险、减轻整体居民的健康经济负担。因此，当家庭缺少充分信息，且未能将外部性纳入决策考虑时，其决策行为就将产生市场失灵现象，此时的儿童人力资本投资将是不足的。

3. 有条件现金转移支付：旨在兼顾公平与效率。经验表明，尽管基础设施投资等开发式扶贫能够通过“涓滴效应”惠及贫困群体，不过其可持续性是有限的。通过合理设定贫困的识别标准，公共转移支付更能使赤贫人口受益。与此同时，通过直接增加贫困家庭的经济资源，公共转移支付有助于平滑家庭消费、减轻突发事件的冲击，并在一定程度上改善社会收入分配状况（陈国强等，2018）。但是，无条件现金转移支付在促进公平的同时，可能难以保证转移支付资金的使用效率。由于贫困家庭的有限理性，接受无条件现金补贴的贫困家庭可能将更多的经济资源用于商品消费，而非儿童人力资本投资，进而难以达到长期减贫的最佳效果。相比之下，有条件现金转移支付不仅存在短期减贫的收入效应，还将产生促进儿童人力资本积累的替代效应，从而兼顾公共转移支付减贫的公平和效率。具体而言，有条件现金转移支付项目不仅有利于增加贫困家庭收入，同时以附加教育和健康服务等条件的形式降低儿童人力资本投资的机会成本，促使家庭的儿童人力资本投资向社会福利最大化的决策水平靠近，进而提高转移支付资金的长期投入回报率。此外，既往研究显示，女性抚养人通常更加偏好利用家庭资源改善孩子的教育和健康状况。正因如此，孩子的母亲通常是有条件现金转移支付项目现金补贴的接收者，并且有女童的家庭将收到相对更多的津贴，这将进一步帮助提高儿童的人力资本积累水平，并在一定程度上促进教育和健康服务机会的性别平等（Parker and Todd, 2017）。因此，理论上无条件现金转移支付项目不仅能够通过转移支付在短期减少家庭贫困，还将通过促进儿童的人力资本积累在长期阻断贫困的代际传递、缓解相对贫困状况以及减少贫困的女性化。

（二）有条件现金转移支付项目的起源与发展

有条件现金转移支付项目诞生于 20 世纪末的拉丁美洲^①。1997 年，为应对国内严峻的贫困和收入

^①墨西哥政府于 1997 年实施面向赤贫人口的有条件现金转移支付项目，并将该项目命名为 Progresa（“进步”计划），随后在 2002 年改名为 Oportunidades（“机会”计划），在 2015 年再次更名为 Prospera（“繁荣”计划）。经过历次更名，项目总体设计保持不变，但覆盖群体和预算支出有所增加。这是世界上第一个有条件现金转移支付项目。

差距现象，墨西哥政府实施了世界上第一个有条件现金转移支付项目——“机会”计划来帮助赤贫人口打破贫困的恶性循环。该项目是目前世界上最具代表性的有条件现金转移支付项目之一，主要有如下特点：第一，通过多维视角精准识别贫困人口。“机会”计划首先根据地理位置以及基础设施水平等特征判断家庭所处地区的边缘程度，而后考虑到运用家庭收入作为贫困标准可能带来的瞄准偏误，设定了一套积分制度用于综合测量家庭社会经济状况，主要包括家庭人口结构和实物资产等易于测量且难以人为操纵的特征。当家庭所得积分达到指定标准后，则有资格接受有条件现金转移支付，受益家庭的资格将每三年接受一次审查。第二，综合制定现金补贴条件。参与“机会”计划的家庭获得现金补贴水平（经过物价平减）主要由给定教育和健康服务条件的完成度和家庭结构（包括孩子的数量、性别和年龄等）综合确定。在教育方面，如果家中所有孩子每月的上学出勤率不低于85%，则受益家庭将在每年收到十个月的现金补贴，并且补贴额度将随儿童所在年级的增加而提高。同时，在中学阶段，女孩上学满足出勤率要求将接收到相对更多（约15%）的现金补助以促进教育机会的性别平等。在孩子高中毕业后，受益家庭还将额外收到一次性的现金转移支付作为奖励。在健康方面，受益家庭只有经常到卫生诊所接受预防保健服务和参加健康知识培训才能获得相应的现金补贴，具体的参与频率要求根据家庭人口结构综合确定。其中，预防保健服务包括孕妇的产前护理、儿童的疫苗接种和健康检查等。在接受医疗保健服务的同时，处于怀孕和哺乳期的女性、婴幼儿将获得相应的营养补充剂。据统计，“机会”计划现金补贴分别占墨西哥农村和城市贫困家庭平均收入的25%和15%（Levy, 2006; Parker and Vogl, 2018），且以两个月的频率支付给受益家庭。第三，合理设定现金转移支付的方式和接收人。墨西哥政府将“机会”计划的现金补贴直接发放到贫困家庭账户，以此避免多个环节产生的行政开支和扶贫资金的挪用。同时，该项目要求补贴的接收者是家中孩子的母亲或者儿童的主要照料者，进一步使现金转移支付主要用于儿童的人力资本投资。第四，建立项目监测和影响评估系统。在“机会”计划正式实施前，项目设计团队进行了全国家庭的基线调查和局部试点，为项目的短期和长期效果评估做好了前期准备。其中，全国基线调查于1995年进行，该调查数据不仅被用于之后的政策效果评价，也被用于通过多维标准识别贫困家庭。1996年，项目团队进行了面向31000个家庭的随机干预实验，发现项目的短期成效良好，而后将项目向全国推广，并邀请第三方机构（国际食物政策研究所）进行全国性的政策影响评估。与此同时，该项目还聘用专业人员对受益家庭接受干预的情况进行监测，进一步确保项目的实施效果。

由于“机会”计划在减少家庭贫困和收入差距方面的良好成效，该项目从2002年开始逐步覆盖墨西哥500万户家庭，约占全国家庭数的1/5（亚洲开发银行，2012）。与此同时，有条件现金转移支付项目也逐渐传播至拉丁美洲、亚洲、非洲和欧洲等地区其他国家，以及美国纽约和华盛顿特区等城市。根据世界银行发布的报告^①，2016年全球实施大中型有条件现金转移支付项目的国家共有63个，并主要集中在中等收入国家（见表1）。其中，覆盖人口广泛的有条件现金转移支付项目主要包括巴西的家庭补助金计划（4181万）、印度尼西亚的Kelurga Harapan项目（2340万）、菲律宾的4Ps项目（2024

^①参见世界银行，《The State of Social Safety Nets 2018》，<https://openknowledge.worldbank.org/handle/10986/29115>。

万)以及哥伦比亚的 Mas Familias en Accion 项目(1367 万)等。

表 1 全球有条件现金转移支付项目的地区分布

| 地区 | 拉丁美洲 | 亚洲 | 非洲 | 欧洲 | 大洋洲 | 合计 |
|----------|--------|--------|--------|-------|-------|---------|
| 国家数量(个) | 20 | 16 | 21 | 5 | 1 | 63 |
| 覆盖人口(百万) | 99.530 | 62.781 | 19.087 | 1.555 | 0.004 | 182.957 |

数据来源:作者根据世界银行报告《The State of Social Safety Nets 2018》数据整理所得。

三、有条件现金转移支付项目的实施效果

(一) 有条件现金转移支付项目的短期效果

根据有条件现金转移支付项目的特点,其短期效果主要体现在两个方面:一是家庭消费和贫困水平,二是儿童教育和健康的服务使用情况和具体表现。结合 Fiszbein et al.(2009)、Paes-Sousa et al.(2011)以及 Glewwe and Kassouf(2012)等的研究,本文对有条件现金转移支付项目发展过程中首个十年的减贫成效进行总结,结果如表 2 所示。

在家庭消费和贫困方面,多数有条件现金转移支付项目能够显著促进家庭总消费水平,特别是提供较多现金补贴的项目^①。相应地,显著促进家庭消费的项目也对家庭贫困状况有不同程度的缓解作用,包括降低贫困发生率和贫困深度^②。据统计,墨西哥和巴西的有条件现金转移支付项目都以不到 0.5%的 GDP 实现全国总体贫困水平下降超过 4%,贫困家庭收入与贫困线的差距缩小 21%以上(亚洲开发银行,2012)。进一步从消费结构来看,多数有条件现金转移支付项目使得家庭食物消费水平和占比明显提升,这有助于促进家中儿童的肉类蛋白等营养摄入以及提高女性在家庭中的议价能力(Parker and Todd, 2017)。与此同时,现金补贴较少的项目则未能显著促进家庭消费,比如柬埔寨和厄瓜多尔。设定不同的补贴金额通常取决于不同国家实施有条件现金转移支付项目的目标,如果需要着重缓解当期的消费贫困和贫富差距,则项目的转移支付金额通常较高。

在儿童教育和健康方面,大部分有条件现金转移支付项目能够显著提高儿童的入学率,同时能在一定程度上提高儿童医疗服务利用率^③。总体上,有条件现金转移支付项目对儿童教育和健康服务利用率的影响大小主要取决于两类特征,分别是受益家庭特征和项目特征。一方面,在其他条件不变的情况下,当地区内儿童教育和健康服务使用率较低、儿童年龄处于中学(7 年级)入学阶段、家庭经济水平较低时,有条件现金转移支付项目的效果越好。当转移支付金额较高、发放间隔较短且长期持续时,项目的成效越明显。尽管有条件现金转移支付项目能够在一定程度上提高儿童的入学率和健康

^①例如,尼加拉瓜的有条件现金转移支付项目使受益家庭的消费水平显著提高了 20%以上。

^②例如,哥伦比亚的有条件现金转移支付项目使当地家庭的消费贫困发生率下降 3%,贫困家庭消费水平与消费贫困线的差距减少 7%。

^③随机干预实验评估结果显示,尼加拉瓜的有条件现金转移支付项目使受益家庭 7~13 岁儿童入学率提高 12.8%,同时,儿童在 6 个月内到指定诊所的概率以及进行疫苗接种率分别提升 13.1%和 18%。

服务利用率，但部分研究显示其对儿童的教育（如标准测试成绩）和健康（包括年龄别身高和贫血状况）表现在短期并没有显著影响。出现该现象的一个可能原因是人力资本积累需要一定的转化时间，另一个重要原因可能是，有条件现金转移支付项目效果的充分发挥同时需要儿童学习行为的改善和父母养育质量的提升等。此外，不同地区的社会经济状况和目标群体差异也可能导致项目的成效产生一定偏差^①。

| | 巴西 | 柬埔寨 | 哥伦比亚 | 厄瓜多尔 | 洪都拉斯 | 墨西哥 | 尼加拉瓜 |
|---------|---------|---------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| 家庭消费 | | | | | | | |
| 补贴比重 | 8 | 2~3 | 13~17 | 7~10 | 9~11 | 19~20 | 18~30 |
| 家庭总消费 | 7.0** | NS | 10.0** | NS | 7.0* | 8.3** | 20.6** |
| 食物消费 | 12.0** | NA | 6.0** | NS | NS | NA | 31.0** |
| 食物消费占比 | 0.02** | NA | 0.04** | 0.04** | NS | NA | 0.04** |
| 家庭贫困 | | | | | | | |
| 贫困发生率 | NA | NS | -0.03* | NS | NS | 0.00 | -0.05** |
| 贫困深度 | NA | NS | -0.07** | NS | -0.02* | -0.02** | -0.09** |
| 贫困深度平方 | NA | NS | -0.02** | NS | -0.02* | -0.03** | -0.09** |
| 儿童入学 | | | | | | | |
| 小学入学率 | 0.50*** | NA | 2.1** | 10.3** | 3.3*** | NS | 6.6*** |
| 中学入学率 | 0.30*** | 21.4*** | 5.6*** | 10.3** | NA | 8.7*** | 6.6*** |
| 儿童健康 | | | | | | | |
| 0~1岁就诊率 | NA | NA | 22.8*** | NS | 20.2*** | NS | 6.3*** |
| 2~4岁就诊率 | NA | NA | 33.2*** | NS | 20.2*** | NS | 6.3*** |
| 4~6岁就诊率 | NA | NA | 1.5* | NS | NA | NS | 6.3*** |
| 疫苗接种率 | NA | NA | 8.9* | 6.9*** | NA | NS | 18.0*** |
| 年龄别身高 | 1.3*** | NA | 0.16* | NS | NS | 0.96*** | NS |
| 评估时间 | 2002 | 2007 | 2002~2006 | 2003~2005 | 2000~2002 | 1998~1999 | 2000~2002 |

注：①“NS”代表无显著影响；“NA”代表结果缺失。②*、**和***分别表示在10%、5%、1%的统计水平上显著。

资料来源：根据世界银行报告《Conditional Cash Transfers: Reducing Present and Future Poverty》进行整理和补充所得。

（二）有条件现金转移支付项目的长期效果

随着有条件现金转移支付项目的持续实施，近期的相关研究开始考察该项目的长期影响，主要关注儿童两个生命周期阶段的转变：一是从儿童出生前或生命早期（6岁以下）至学龄阶段，主要考察儿童的教育表现和健康状况变化；二是从学龄阶段至成年就业阶段（18岁以上），用于分析儿童成年进入劳动力市场后的就业和工资收入等福利水平变化。

^①当然，评估方法是否正确合理使用也将影响到最终研究结果，不过这在数据处理过程未知的情况下比较难以判断，因而本文假定已有研究的结论可靠，对方法论的问题不再详细讨论。

Millanet et al. (2019) 对拉丁美洲和南亚地区共 10 个有条件现金转移支付项目的长期成效研究进行了归纳总结（见表 3）。结果表明，长期实施有条件现金转移支付项目总体有助于增加儿童的受教育年限，部分研究显示有条件现金转移支付能够改善儿童的认知和非认知能力，提升学习成绩和营养健康水平，并且有助于提高儿童成年后的就业参与率和收入（Araujo et al., 2018）。例如，Garcia et al. (2012) 发现，有条件现金转移支付项目能够使哥伦比亚 0~3 岁的城乡儿童年龄别身高在 5 年内（2002~2007 年）分别平均增长 0.16 和 0.21 个标准差。Parker and Vogl (2018) 利用墨西哥 2010 年 10% 的全国人口抽样调查数据，根据有条件现金转移支付项目的试点推广和干预儿童的年龄界限特征，运用双重差分法评估“机会”计划实施 13 年（1997~2010 年）对儿童发展的长期影响^①。结果发现，该项目使儿童的受教育年限平均提高 1.4 年，主要表现为中学毕业率明显提升；同时，儿童成年进入劳动力市场后，女性劳动参与率和工资水平分别提高 11% 和 50%，男性在正式部门就业的概率提高了 9 个百分点。Barham et al. (2017) 运用随机干预实验数据评估了尼加拉瓜有条件现金转移支付项目的 10 年成效（2000~2010 年），结果显示，接受干预的男孩学业成绩和积极情绪水平平均提高了 0.2 个标准差，认知能力提高了 0.15 个标准差，在进入劳动力市场后的非农收入提高了 10~30%。

但是，也有研究显示，有条件现金转移支付对儿童长期发展的影响并不明显，特别是进入劳动力市场后的福利情况。这有可能是由于项目方案设计与执行存在不足，从而导致这部分项目确实在当地难以起到长远的效果，也有可能是因为项目研究设计和评估方法存在一定缺陷，或者评估时长仍然难以全面展现儿童的发展轨迹（Devereux et al., 2017）。一方面，由于绝大部分有条件现金转移支付项目经过一段时间的试点后便在全国推广，所以严格意义上，许多此类项目的长期效果评估实际是儿童在不同时期开始接受持续干预所产生的相对结果差异，这可能在一定程度上低估项目的效果。另一方面，10 年左右的时间对于评估有条件现金转移支付项目对儿童长期发展表现的影响仍可能是不足的。例如，从学龄阶段到成年早期这一时间段并不代表所有个体都将进入劳动力市场，部分群体可能仍然处于受教育阶段（如大学及以上教育），所以项目在提高儿童受教育年限的同时，也将推迟其进入劳动力市场的时间，从而在一定程度上降低成年早期的劳动参与率（Filmer and Schady, 2014）。

表 3 有条件现金转移支付项目的长期效果

| | 墨西哥 | 哥伦比亚 | 尼加拉瓜 | 洪都拉斯 | 厄瓜多尔 | 柬埔寨 | 巴基斯坦 | 马拉维 | 萨尔瓦多 |
|----------------|-----|------|------|------|------|-----|------|-----|------|
| 儿童早期干预对学龄阶段的影响 | | | | | | | | | |
| 身体发育 | 0/0 | NA | NA/0 | NA | NA | NA | NA | NA | NA |
| 认知能力 | 0/0 | +/+ | NA/+ | NA | 0/0 | NA | NA | NA | NA |
| 社会情感 | +/+ | NA | NA | NA | 0/0 | NA | NA | NA | NA |
| 入学 | 0/0 | NA | NA | +/+ | NA | NA | NA | NA | +/+ |
| 学习成绩 | NA | NA | NA | NA | 0/0 | NA | NA | NA | NA |
| 学龄阶段干预对青年时期的影响 | | | | | | | | | |

^①该研究将有条件现金转移支付项目开始执行时在同一城市的年龄为 7~11 岁（受到干预）和 15~19 岁（由于年龄限制未受到干预）的儿童用于判定是否受到项目冲击。

(续表 3)

| | | | | | | | | | |
|------|-----|-----|-----|-----|-----|-----|------|------|----|
| 升学 | +/+ | +/+ | 0/+ | +/+ | +/+ | +/+ | +/NA | +/NA | NA |
| 学习成绩 | 0/0 | ?/? | 0/+ | NA | NA | 0/0 | NA | 0/NA | NA |
| 劳动参与 | 0/? | NA | +/+ | ?/0 | 0/0 | 0/0 | -/NA | 0/NA | NA |
| 收入 | NA | NA | +/+ | 0/0 | NA | 0/0 | NA | 0/NA | NA |

注：①表中结果均以“女性样本/男性样本”的形式呈现；②“+”和“-”分别代表（显著）影响的符号正负，0代表影响不显著，?代表有多种不同结果，NA代表结果缺失。

资料来源：Millan, T. M., T. Barham, K. Macours, J. A. Maluccio and M. Stampini, 2019, “Long-Term Impacts of Conditional Cash Transfers: Review of the Evidence”, *World Bank Research Observer*, 34(1): 119-159.

(三) 有条件现金转移支付项目的溢出效应

除了对家庭贫困和儿童人力资本发展相关指标的直接影响外，既往研究还发现有条件现金转移支付项目可能存在一些正面或负面的溢出效应，这为全面认识有条件现金转移支付的影响提供了新的视角。第一，在参与有条件现金转移支付项目的过程中，父母对孩子的养育行为有所改善，包括为孩子读故事、唱歌以及增加书籍和文具。这既有可能是由于项目本身带有的教育和健康知识培训，也可能是因为孩子的母亲作为现金补贴的接收人，提高了女性在家中的议价能力^①，从而促使家庭更加关注儿童的养育方式和质量。第二，有条件现金转移支付项目在增加儿童人力资本投资、降低童工率的同时，也可能减少父母的劳动参与。尽管多数研究认为赤贫人口对闲暇的收入弹性并不大，并且未发现此类项目存在明显的福利依赖现象，但是，来自尼加拉瓜的经验证据显示，当地的有条件现金转移支付项目使家庭成人工作时间平均每周减少了6个小时（Maluccio and Flores, 2010）。可能的原因在于，一方面，贫困家庭通过减少劳动收入来维持获取现金转移支付的资格，即公共转移支付可能存在“养懒汉”效应；另一方面，为实现项目所要求的条件，父母需要花更多时间照料子女，如接送孩子上下学以及陪孩子去诊所接受健康服务等。第三，有条件现金转移支付项目可能在一定程度上挤出私人转移支付。如果进行私人转移支付的决策者（例如，向家汇款的外出务工劳动者）利他主义行为的目标是家庭效用最大化，则家庭资源的最优配置的均衡条件是单位资源对家庭成员的边际效用相同，因此当家庭收到公共转移支付时，决策者将减少私人转移支付以最大化整个家庭福利，这也将降低公共转移支付目标群体的受益水平（Angelucci et al., 2012）。第四，有条件现金转移支付可能对生育率和男孩偏好产生影响。目前，关于有条件现金转移支付和生育的关系存在两种相反的结果和解释。一方面，Stecklov et al. (2007) 发现洪都拉斯的贫困家庭为了领取更多有条件现金转移支付项目的现金补贴，平均生育率提高了2~4个百分点。另一方面，Todd et al. (2012) 以尼加拉瓜的有条件现金转移支付项目为例，发现该项目通过减少家庭贫困和促进儿童人力资本投资，从而减少家庭对孩子的需求、延长女性的生育间隔。Olson (2018) 进一步评估了巴西的有条件现金转移支付项目对儿童成年后生育率的

^①一项间接证据表明，参加有条件现金转移支付项目后，墨西哥家庭的女性向警察局报案遭受家庭暴力的概率提高了30.2%，主要原因在于经济权利的性别平等化使得女性有能力选择结束破裂的婚姻（Balmori, 2018）。

长期影响，发现该项目引致的人力资本积累使得青年生育率下降了3个百分点。此外，由于贫困的减少和项目对女孩的偏向性支持，有条件现金转移支付也在一定程度上减少了家庭的男孩偏好（Parker and Todd, 2017）。第五，有条件现金转移支付项目通过提倡政策的监测和评估有助于健全完善现行制度。自墨西哥的“机会”计划开始，有条件现金转移支付项目通常都有一套比较完整的监测和评估体系，强调基于证据的政策制定，这形成了社会政策的“结果文化”，同时也使得影响评估方法（特别是随机干预实验）广泛应用于政策制定与推广，包括有条件现金转移支付在内的反贫困项目在客观上也促进了实验经济学的发展以及准实验影响评估方法的使用（Banerjee and Duflo, 2009）。

四、有条件现金转移支付项目的实施依据与方案设计

（一）实施有条件现金转移支付项目的判断依据

如前文所述，有条件现金转移支付旨在兼顾公平与效率，在运用现金补贴减少当期贫困和不平等的同时，通过儿童人力资本投资预防未来贫困。不过，由于不同地区的社会经济发展状况存在差异，所以是否有必要执行有条件现金转移支付项目需要对当地多方面的实际情况进行评判。根据有条件现金转移支付的理论基础，Fiszbein et al. (2009) 给出了执行该项目的判断依据（见图1）。

总结来看，实施有条件现金转移支付项目主要有两个方面依据。

其一，从公平角度判断是否需要通过公共转移支付减少居民贫困和改善收入分配。这需要掌握当地的贫困发生率和收入不平等状况，初步考察现金转移支付减贫的预期效果及其阻碍因素（例如，现金补贴的负向劳动激励），并进一步考虑利用转移支付进行收入再分配的政治经济背景或立场。

其二，从效率角度判断是否需要设立以进行儿童人力资本投资为前提条件的现金转移支付。这需要在决定实施公共转移支付项目的基础上，分析当地（特别是农村地区）的儿童人力资本积累是否存在明显不足，包括由于信息不充分导致贫困家庭低估人力资本投资的回报率，从而未能达到家庭资源配置的最优水平，以及人力资本积累的外部性引起的家庭与社会福利最大化目标的不一致。当公共转移支付的收入效应不足以实现长期可持续减贫，则需要进一步附加儿童人力资本投资的条件以充分发挥替代效应、避免市场失灵，从而提升家庭和福利水平，包括在微观上促进儿童的长期发展、阻断贫困的代际传递，在宏观上降低长期贫困水平和社会犯罪率、促进性别平等、形成经济发展的人口质量红利等。

对以上实施有条件现金转移支付项目的两个方面因素的考察不仅需要收集相关的定量指标数据，而且有必要知晓项目潜在目标群体的定性评价，从而能够初步评判在当地实施有条件现金转移支付项目的必要性和可行性。

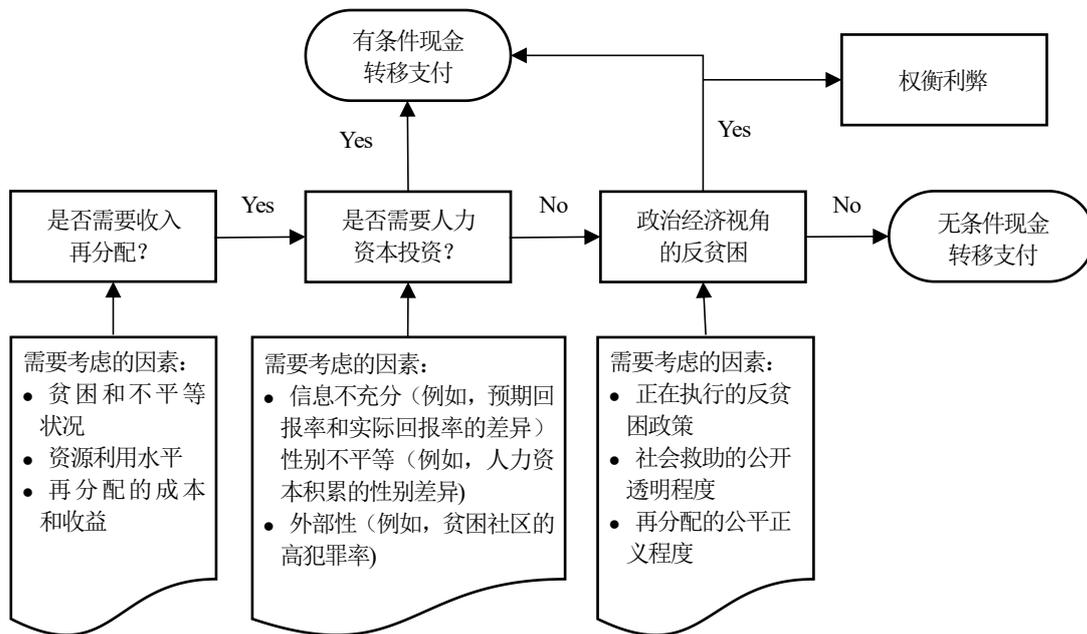


图1 有条件现金转移支付项目的实施依据和判断流程

资料来源：世界银行，Conditional Cash Transfers: Reducing Present and Future Poverty, <https://openknowledge.worldbank.org/handle/10986/2597>。

（二）有条件现金转移支付项目的方案设计

在决定实施有条件现金转移支付项目后，如何设计科学有效的项目方案是需要重点考虑的问题。回答这一问题，需要对以下两方面内容进行深入讨论：一是在设计项目方案时应主要考虑哪些项目特征？二是通过何种方法能够获得预期效果理想的政策设计？根据有条件现金转移支付的理论基础和实践经验，在项目特征上，应当着重考察目标群体的判定标准、附加条件的设定以及现金补贴水平和支付过程等。首先，有条件现金转移支付项目的参加资格需要综合考虑家庭的收入和消费维度的受剥夺状况以及儿童的人力资本积累水平，即应设定识别目标群体的多维标准来精确瞄准贫困家庭、提高减贫效率（Azevedo and Robles, 2013）。其次，需要基于贫困家庭的现实情况科学设计项目的附带条件。例如，受益家庭中学龄儿童的上学出勤率应达到的水平（或者具体的学习表现），孕妇和婴幼儿接受健康服务的种类（例如，例行体检、营养补充剂、健康知识培训等）、频率和地点等。最后，需要根据群体异质性合理设定具有针对性的现金转移支付水平和支付过程。在现金补贴额度方面，既需考虑到转移支付可能存在边际效应递减的情况，同时也应注意到对于不同的家庭（包括家庭经济状况、人口结构、儿童性别和年龄），促使家庭进行儿童人力资本投资的机会成本存在差异，因而有必要尽可能针对不同目标群体设定能够达到最高实施效率的现金补贴水平；在支付过程方面，需要考虑的内容包括支付方式（如现金支付或银行转账）、支付频率（如按月或按季度发放）和接收人（如户主或孩子的母亲）等。总之，以上有条件现金转移支付项目特征设定是丰富且复杂的，最终目标是确保有条件现金转移支付的减贫作用精准、有效且可持续。

在进行具体的方案设计时，多数既往的有条件现金转移支付项目方案是通过政府部门的政策设计团队根据国际经验，以及当地相关的定量和定性资料商讨确定。虽然这种“自上而下”的政府主导型政策设计思路在政策制定和执行过程中效率较高，但难以避免政府失灵和其他因素干扰导致的资源低效配置（贾俊雪等，2017）。例如，Filmer and Schady（2011）利用柬埔寨有条件现金转移支付项目按照儿童辍学率的阶梯式补贴标准特点进行断点回归估计发现，现金补贴水平和儿童上学出勤率并不是严格的线性关系，当转移支付水平超过家庭消费水平中位数的2%后，儿童上学出勤率不再显著提升，这意味着可以通过改善政策设计以更低的成本实现相同的效果。由于目标群体的积极参与是一个政策持续实施的关键，所以在进行政策设计时同样需要重视基于贫困家庭需求、“自下而上”的基层自主型政策设计思路，对于旨在改善家庭人力资本投资行为的有条件现金转移支付项目尤其如此。基于此，近些年关于有条件现金转移支付的一个新的研究方向是通过准确衡量贫困家庭对不同有条件现金转移支付项目方案的真实偏好来改善现行政策设计。Alix-Garcia（2019）以墨西哥的一项旨在恢复生态环境的有条件现金转移支付项目为例，通过投票式的偏好调查得出家庭对不同项目方案的接受意愿（Willingness to Accept, WTA），并结合不同地区家庭的WTA和森林采伐风险设计项目方案，模拟发现，该方案能够更加精确地瞄准目标群体，改进方案后的项目社会成本将显著低于现行项目的成本^①。Tilley et al.（2017）运用选择实验法分析了南非的家庭对一项旨在提升厕所质量的有条件现金转移支付项目方案的偏好水平，并通过小规模随机干预实验进行了结果验证。该研究发现，选择实验法所得的家庭偏好信息有助于提高项目的实际实施效率。根据贾俊雪等（2017）对中国农村小额信贷项目的影响评估结果，衔接“上下机制”的扶贫发展项目能够显著提高贫困瞄准度、减贫成效及其可持续性^②。因此，通过有效融合政府主导型（“自上而下”机制）和基层自主型（“自下而上”机制）政策设计思路，有助于减少政府失灵和协调成本问题，进而获得更高的资金使用效率和更好的政策效果。

（三）对有条件现金转移支付的综合评价

有条件现金转移支付在国际上快速发展的主要原因在于该项目似乎是有效减少短期和长期贫困、缓解相对贫困的“一石多鸟”的政策选择。但是，尽管多数研究验证了此类项目有显著的短期成效，关于其长期效果（特别是能否真正阻断贫困的代际传递）仍未形成一致的结论。除此之外，应当注意到，有条件现金转移支付可能存在以下局限：第一，在需求侧改善家庭的儿童人力资本投资行为的同时，需要在供给侧提高教育和健康服务的水平和质量。实施有条件现金转移支付项目能够改善家庭人力资本投资行为的一个重要前提假定是教育和健康服务有足够的供给质量。在未能保证供给质量的情

^①实施目标为改变参与者行为的项目通常存在自选择问题。例如，部分有参与项目资格的家庭在未收到现金补贴的情况下本身也会对孩子进行人力资本投资，对这部分群体进行转移支付将在一定程度上导致资金使用效率的损失。因此，对自选择问题的考虑是政策方案的偏好和接受意愿分析提高政策瞄准精度的一个重要原因。

^②该项目融合“上下机制”的主要表现为：第一阶段，政府根据村级调查数据和村民评议识别出贫困村和项目总体规划（“自上而下”机制）；第二阶段，村级扶贫发展项目的具体规划、实施、监督和管理由贫困村农户民主讨论决定（“自下而上”机制）。

况下，该项目不但难以改善家庭和社会福利，反而可能扭曲家庭原先的理性行为，导致资源低效配置。Ham and Michelson（2018）在评估洪都拉斯有条件现金转移支付项目的长期效果时发现，仅在需求侧（家庭）提供现金补贴难以产生持久影响，而同时在需求侧和供给侧（学校和诊所）提供转移支付激励则能在长期显著提高儿童的受教育年限和劳动力市场表现。第二，充分考虑有条件现金转移支付项目潜在的负向劳动激励效应，科学制定应对策略减少贫困家庭的福利依赖。根据既往研究结果，有条件现金转移支付项目在帮助减贫的同时，也可能对家庭成年人的劳动供给产生负向溢出，进而导致贫困陷阱的出现。因此，需要合理设定项目的进入和退出机制，并探索结合有条件现金转移支付和就业激励项目的可能性。第三，应明确有条件现金转移支付项目在社会保障政策中的定位，促使有条件现金转移支付项目与其他反贫困政策的协调互补。作为一种政策工具，有条件现金转移支付项目应当作为补充或优化社会保障政策的重要组成部分，而非替代原先的反贫困政策。其主要原因在于，一方面，有条件现金转移支付项目并不能覆盖所有的贫困群体，如老年人家庭、无子女家庭等。对于这些贫困家庭，需要农村低保和新农保等社会保障政策进行支持^①。另一方面，有条件现金转移支付项目的最大优势是通过促进人力资本投资预防长期贫困，因而该项目主要用来解决结构性贫困问题，而非突发事件（例如 2020 年的新冠疫情）导致的瞬时贫困。后者需要其他政策工具（如促进就业和社会救助项目）进行协调补充，以应对短期冲击导致的贫困问题。

五、面向中国农村的有条件现金转移支付：正当其时？

（一）中国农村的公共转移支付与儿童人力资本发展

当前，农村低保和新农保是中国农村公共转移支付政策体系的主要组成部分，前者的保障对象是家庭人均收入低于当地最低生活保障的农村绝对贫困人口，后者的目标群体则是 60 岁以上未被其他养老保险制度覆盖的农村老年人。截至 2018 年底，全国农村低保人数共 3940.6 万人，农村低保的最低标准为每人每年 4833 元；城乡居民基本养老保险^②的参保人数为 5.2 亿人，领取养老金的老年人达 1.6 亿人，月人均待遇 125 元。已有研究对农村低保和新农保的减贫效应的评估显示，尽管以上两类政策对减少农村贫困有积极作用，但各自存在其不足之处。一方面，农村低保政策的瞄准效率偏低，减贫效果仍有较大的提升空间。根据韩华为和高琴（2020）的总结，虽然农村低保能够显著提升受助者物质福祉水平，但是，由于贫困识别、精英俘获和福利耻感等原因，该政策存在较高的瞄准偏误，同时伴随着显著的负向劳动激励效应。尽管近年来农村低保的瞄准效率呈现出提升趋势，但低保制度的贫困识别过程、政策支持力度和可持续性仍有待进一步完善（朱梦冰和李实，2017）。另一方面，由于

^①整合具有相似功能的政策不仅能改善政策实施效果，也能在一定程度上避免不同项目对目标群体的重复覆盖导致的效率损失。当然，整合不同的公共转移支付项目也可能产生行政和社会成本，在制定决策前需进行相应的成本收益评估。

^②2014 年 2 月，《国务院关于建立统一的城乡居民基本养老保险制度的意见》颁布，将新农保与城镇居民社会养老保险（简称“城居保”）制度合并，实现了城乡居民社会养老保险的跨户籍和跨区域转移，参加城乡居民社会养老保险的主体仍是农村居民。

新农保所提供的养老金水平有限，其减贫作用仍然较小，并且在长期存在递减效应。郑晓冬等（2020）回顾了关于新农保政策效果的主要文献，发现新农保能够在一定程度上降低农村低收入家庭的贫困发生率 and 贫困脆弱性、增加生存型消费，但总体效果比较有限，并且该政策的成效将随着时间的推移，因农村居民收入的提高和对政策认识的深入而逐渐下降。

由于农村低保和新农保制度的主要目标分别是保障农村低收入群体和老年人的基本生活，因而关于农村公共转移支付与儿童人力资本发展的研究比较少见。不过，随着主要政策目标的研究日渐丰富，部分研究者开始将视角转向现有农村公共转移支付的溢出效应，儿童的人力资本发展便是其中之一。例如，刘成奎和齐兴辉（2019）通过对 2012 年中国家庭追踪调查（CFPS）数据的分析发现，农村低保制度对家庭增加教育投入和改善教养方式有积极作用，并能显著提高农村儿童的认知能力，不过较低的瞄准效率和救助水平限制了低保政策的正向影响。李琴和周先波（2018）基于 2011~2013 年中国养老与健康追踪调查数据的研究显示，新农保通过收入效应和劳动替代效应显著增加了老年人的隔代照料时间。于新亮等（2019）和 Zheng et al.（2020）利用 2012~2014 年 CFPS 数据的实证研究表明，新农保提高了农村儿童的营养健康水平，特别是农村留守儿童，但该影响的经济显著性仍然有限。

虽然中国农村地区的贫困发生率不断降低，儿童教育公平和营养健康也有较大改善，但儿童发展水平仍然是不平衡不充分的，贫困农村的儿童发展问题尤其需要重视。根据《中国儿童发展报告 2017》，贫困地区最弱势的超过 20% 的儿童仍然缺乏足够的营养摄入、早期养育和教育机会等，同时这部分儿童也是心理问题突出、遭受虐待和忽视的高危群体。虽然中国针对农村地区儿童发展试点实施了多个项目（见表 4），同时儿童发展已被纳入国家发展规划和扶贫规划，但目前中国农村仍未建立正式的、瞄准农村儿童的转移支付政策。亚洲开发银行（2012）认为，在中国开展针对贫困群体的有条件现金转移支付项目合乎时宜，有助于实现包容性均衡发展，旨在促进农村儿童人力资本投资的有条件现金转移支付项目或许是对现有政策体系的良好补充。

表 4 21 世纪以来有关中国农村儿童发展的主要政策

| 主要政策 | 实施年份 | 扶持对象 | 主要内容 |
|------------|------|---------|---------------------------------|
| “两免一补”项目 | 2001 | 贫困地区 | 免学杂费、免书本费、补助寄宿生生活费 |
| “新农合”项目 | 2003 | 贫困地区 | 建立以大病统筹为主的新型农村合作医疗制度 |
| 增补叶酸项目 | 2009 | 农村地区 | 减少新生儿的神经缺陷 |
| 学前教育行动计划 | 2011 | 中西部农村地区 | 缓解农村儿童“入园难” |
| 营养改善计划项目 | 2011 | 贫困地区 | 改善农村义务教育学生营养状况 |
| 乡村学校少年宫项目 | 2011 | 农村地区 | 改善农村学生学习和文化娱乐条件 |
| “营养包”项目 | 2012 | 贫困地区 | 为 6~24 月龄婴幼儿提供营养包，提高抚养人科学喂养知识水平 |
| 儿童早期综合发展项目 | 2014 | 试点贫困地区 | 促进 0~3 周岁儿童早期综合发展 |
| 家庭教育项目 | 2016 | 农村地区 | 建立家长学校或家庭教育指导服务站点 |

资料来源：根据《中国儿童发展报告 2017》、《中央专项彩票公益金支持乡村学校少年宫项目管理办法》和《关于指导推进家庭教育的五年规划（2016—2020 年）》综合整理所得。

（二）有条件现金转移支付项目在中国的实践与展望

目前，关于中国的有条件现金转移支付项目试点和随机干预实验评估研究，主要集中于中国科学院和北京大学的张林秀研究团队，以及西南财经大学甘犁研究团队。张林秀团队在中国西北贫困农村地区分别进行了儿童教育和妇幼保健服务主题的条件现金转移支付随机干预实验评估。儿童教育方面，该团队2009~2010年在西北地区国家级贫困县中抽取了10所初中的1507个学生进行随机干预实验，其中300名学业表现不佳的贫困学生作为项目干预组，其余学生作为对照组。干预组学生所在家庭将在每学期获得500元的现金补贴，前提是学生上学出勤率达到80%以上。研究结果显示，该农村地区7~8年级学生的辍学率达7.8%，贫困家庭的儿童辍学率高达13.3%，接受项目干预的农村儿童的辍学率显著下降了60%，但学习表现（测试成绩）并没有显著变化（Mo et al., 2013）。妇幼健康方面，该团队首先在2012年调查了甘肃、四川和云南3省共993个村庄的妇幼保健服务使用情况，发现西部农村地区孕产妇的在医院分娩、接受产前保健和产后护理的比例分别为80%、89%和64%，与全国平均水平有较大差距（Liu et al., 2016）。而后，项目组在2013~2014年期间，从中选取了75个村庄进行了村级妇幼保健服务有条件现金转移支付项目的随机干预实验，其中25个村庄为干预组，其余村庄为对照组。在干预组村庄中，若孕产妇接受7项给定的妇幼保健服务（条件）的至少一种^①，则将收到项目组提供的1000元现金补贴。研究发现，该项目显著提高了孕产妇的妇幼保健服务使用率，同时也在一定程度上促进了当地孕产妇对妇幼保健服务的认识，不过新生儿健康状况未现明显改善（Zhou et al., 2020）。甘犁团队主导进行的条件现金转移支付项目“青少年教育促进计划”主要关注农村儿童教育，项目对学生家庭和教师进行现金补贴的条件是儿童的教育表现达到指定标准。该项目于2015年4月开始在四川乐山市试点实施，共选取了32所义务教育小学的5700个家庭和7000余名师生作为激励对象。对该项目的影响评估结果显示，参与随机干预实验的小学生的语文和数学成绩分别显著提高7.5%和19%，并且项目对成绩较差和贫困家庭学生的影响更加明显（甘犁，2019）。

尽管正在中国试点实施的条件现金转移支付项目大多取得了比较好的效果，但对项目的方案优化设计缺少充分研究。因此，若要长期实施并推广有条件现金转移支付项目，至少需要在以下三个方面对项目的设计、执行与发展思路进行深入探讨（见图2）。

第一，合理设计有条件现金转移支付项目的主要特征，重视需求侧目标群体对政策方案的偏好，兼顾供给侧教育和健康服务的质量。有条件现金转移支付项目设计的基础是明确项目针对的发展阶段、目标群体、实施内容和具体条件。从当前现实来看，中国儿童发展的不平衡性主要表现为城乡和地区间差异，不充分性主要体现在学前教育和儿童早期养育短板（中国发展研究基金会，2017）。因此，有条件现金转移支付项目设计首先应瞄准贫困农村地区的儿童，并根据多维标准识别目标群体和制定进入退出机制。在关注学龄儿童的上学出勤和学习表现的同时，需要强调针对儿童早期的妇幼健康、学前教育、照料人养育行为（包括营养健康和教育等方面）的服务供给以及相应的现金转移支付条件设

^①这7项妇幼保健服务（条件）包括：产前检查、在医院接生、产后检查、产后一小时内进行母乳喂养、产后单独母乳喂养6个月、产后带孩子接受需要的免疫服务、产后带孩子进行身体检查。

定。政府可以依据地区发展情况识别贫困村和制定项目的总体规划（“自上而下”机制）。在具体决定受助者接受补贴的条件、补贴额度和支付过程时，可以借鉴已有实践经验，充分考虑基层意愿，发挥农户的参与权和自主权（“自下而上”机制）。例如，可以基于选择实验分析目标群体对不同有条件现金转移支付项目方案的偏好状况，并通过一定规模的随机干预实验进行验证。此外，为充分发挥项目的效果，应在供给侧完善农村教育和健康服务设施和队伍建设，提供与项目成效挂钩的物质激励。

第二，充分考虑有条件现金转移支付项目的潜在局限性，研究整合有条件现金转移支付项目与其他反贫困政策的必要性和可行性。有条件现金转移支付项目潜在的负向劳动激励以及政策碎片化问题将直接影响项目的最终效果。从现有的理论研究和实践经验来看，主要有两种破解策略。一是尝试结合有条件现金转移支付项目和就业激励项目来减少贫困家庭的福利依赖。例如，西南财经大学甘犁团队在进行“青少年教育促进计划”的同时，借鉴美国的劳动所得税抵免制度，开展了一项以鼓励贫困人口劳动为目标的“劳动收入奖励计划”^①（甘犁，2019）。田野实验的初步结果表明，该项目能够显著促进贫困家庭的劳动参与，提高家庭劳动收入和消费水平，这为减少有条件现金转移支付项目潜在的负向劳动激励提供了一项政策组合工具。二是尝试融合有条件现金转移支付项目与农村低保制度以及其他农村儿童发展项目，以此减少贫困人群重复覆盖的资源低效配置问题。例如，可以考虑将有条件现金转移支付项目融入农村低保制度，作为瞄准有子女家庭进行长期多维减贫的方式。对于无子女家庭和老年人家庭，则需要无条件现金转移支付政策进行兜底。同时，也可以尝试衔接有条件现金转移支付项目与现行的婴幼儿和学龄儿童营养改善计划等儿童发展项目，进而更加有效地配置资源。

第三，探索建立有条件现金转移支付项目的监测评估体系及其执行机构，顺应城乡发展趋势，适时扩展目标群体。除政策设计外，有条件现金转移支付项目能否有效执行和及时调整也关乎该政策的成效和未来发展。因此，有必要对项目的进入和退出过程、受益家庭对项目实施条件的遵从程度等内容进行定期监测管理，以此确保项目精准可持续。同时，应秉持基于证据的政策制定原则，运用反事实因果评估方法对有条件现金转移支付项目的短期和长期减贫效果进行科学评价，发现项目存在的不足，并完善项目的设计和执行过程。考虑到可能面临决策体系的结构因素，可以建立专门的有条件现金转移支付项目监测和评估机构来克服跨部门协调合作问题^②（徐晓新和张秀兰，2016）。在进行具体的政策评估时，应当邀请第三方机构进行公正公开的项目效果评估。此外，有条件现金转移支付项目的目标群体也应随城乡发展趋势进行相应调整。尽管后 2020 时代的长期减贫主战场仍然在农村，但是减贫方向将从以农村为主转向兼顾农村和城市（陈志钢等，2019）。随着新生代农民工逐步成为城乡流动人口的主体，家庭化迁移趋势日益明显，农民工随迁子女数量不断增加。与此同时，由于户籍制度的约束和相对高昂的生活成本，农民工随迁子女的人力资本及其家庭贫困状况不容忽视。因此，

^①该计划由西南财经大学中国家庭金融调查中心于 2014 年设计实施，项目面向四川省乐山市农村贫困劳动人口，参与家庭平均每月领取 459 元现金奖励（相当于当地贫困家庭月收入的 20%），奖励金额与劳动时间挂钩。

^②由于有条件现金转移支付项目在现金转移支付的同时，还将涉及儿童的教育和健康服务，理论上参与该政策制定的部门包括人力资源与社会保障部、财政部、教育部、国家卫生健康委员会等。

也有必要考虑在未来实施瞄准随迁子女群体的有条件现金转移支付项目，进而帮助建立城乡统筹的贫困治理体系，从提升随迁子女人力资本水平的角度推进新型城镇化和乡村振兴。

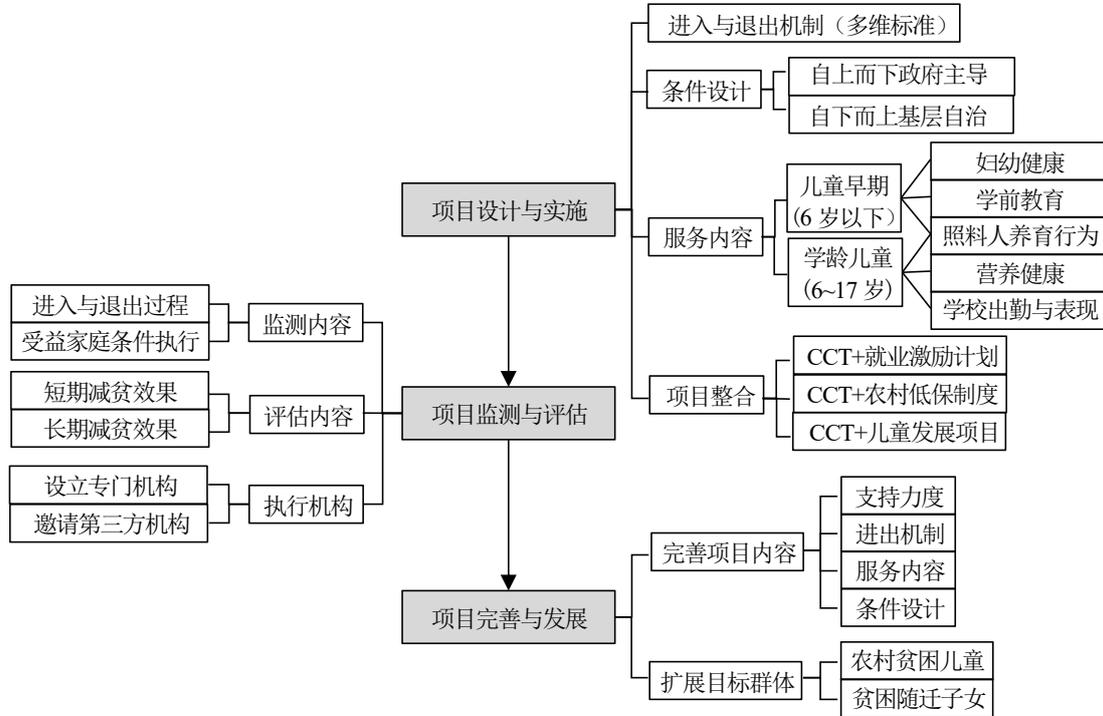


图2 面向中国农村的有条件现金转移支付项目的设计、执行与发展思路

六、结语

在2020年基本消除现行标准下的绝对贫困后，中国的反贫困战略将主要围绕预防长期贫困现象和解决相对贫困问题展开。科学制定和实施激励相容的公共转移支付政策有助于实现长期可持续的减贫目标、有效改善收入分配格局，同时有利于扩大中等收入群体、提高总体消费水平，形成经济发展的“转移支付红利”。本文系统回顾和总结了有条件现金转移支付的经济基础和发展历程、短期和长期实施效果、实施依据和方案设计，并探讨了有条件现金转移支付项目可能存在的局限。随后，以农村低保和新农保为例，进一步分析了现阶段中国农村公共转移支付政策的减贫成效和存在的问题。在此基础上，讨论了目前正在中国试点的有条件现金转移支付项目的成效与不足，并对有条件现金转移支付项目的有效实施和未来发展进行展望。

本文研究认为，有条件现金转移支付是中国现阶段可以重点考虑的、实现农村长效脱贫的一项政策工具，现有随机干预实验研究已经证明了有条件现金转移支付项目在西部农村地区有显著的短期成效。但从当前的情况来看，除项目的长期效果有待检验外，政策方案设计的完善和资源配置的优化也值得引起研究者和决策层的充分重视，这是决定有条件现金转移支付项目能否在中国持续发展的关键

依据之一。有条件现金转移支付项目的设计和执​​行需要考虑中国农村贫困和儿童发展的特点，结合“自上而下”和“自下而上”的政策制定思路。一方面坚持政府在贫困治理格局上的主导作用，另一方面充分考虑贫困群体的项目参与意愿、发挥基层民主决策的重要作用。与此同时，需要统筹兼顾供需两侧的目标群体和服务供给，以及进一步融合协调有条件现金转移支付项目和其他反贫困政策，从而避免政策碎片化，实现不同政策的优势互补。此外，有条件现金转移支付项目的有效实施和完善也离不开健全的监测和评估体系，项目的目标群体和覆盖范围也需要顺应城乡发展新形势进行相应调整。总之，科学设计包括有条件现金转移支付项目在内的反贫困政策需要做到因时制宜、因地制宜和因贫制宜，只有“对症下药”，才能消除贫困的“病根”。经过合理的本土化政策方案设计和执行过程，相信有条件现金转移支付将有助于优化中国长期可持续减贫战略的政策选择和实施效果。

参考文献

1. 蔡昉, 2020: 《如何开启第二次人口红利? 》, 《国际经济评论》第 2 期。
2. 陈志钢、毕洁颖、吴国宝、何晓军、王子妹一, 2019: 《中国扶贫现状与演进以及 2020 年后的扶贫愿景和战略重点》, 《中国农村经济》第 1 期。
3. 房连泉, 2016: 《国际扶贫中的退出机制——有条件现金转移支付计划在发展中国家的实践》, 《国际经济评论》第 6 期。
4. 甘犁, 2019: 《解决相对贫困需建立激励相容的现金转移支付制度》, 新浪财经, <http://finance.sina.com.cn/zl/china/2019-11-08/zl-iicezuev8010047.shtml>。
5. 韩华为、高琴, 2020: 《中国农村低保政策效果评估——研究述评与展望》, 《劳动经济研究》第 1 期。
6. 何秀荣, 2018: 《改革 40 年的农村反贫困认识与后脱贫战略前瞻》, 《农村经济》第 11 期。
7. 贾俊雪、秦聪、刘勇政, 2017: 《“自上而下”与“自下而上”融合的政策设计——基于农村发展扶贫项目的经验分析》, 《中国社会科学》第 9 期。
8. 汪三贵、曾小溪, 2016: 《有条件现金转移支付减贫的国际经验》, 《学习时报》2 月 25 日第 A2 版。
9. 解垚, 2017: 《公共转移支付对再分配及贫困的影响研究》, 《经济研究》第 9 期。
10. 李琴、周先波, 2018: 《新型农村社会养老保险对农村老年人儿童照料时间的影响及机制研究》, 《世界经济文汇》第 5 期。
11. 刘成奎、齐兴辉, 2019: 《公共转移支付能授人以渔吗? ——基于子代人力资本的研究》, 《财政研究》第 11 期。
12. 徐晓新、张秀兰, 2016: 《将家庭视角纳入公共政策——基于流动儿童义务教育政策演进的分析》, 《中国社会科学》第 6 期。
13. 亚洲开发银行, 2012: 《在中国开展有条件现金转移支付项目的理据》, 北京: 亚洲开发银行驻中国代表处。
14. 于新亮、上官熠文、刘慧敏, 2019: 《新农保、隔代照顾与儿童健康》, 《中国农村经济》第 7 期。
15. 中国发展研究基金会, 2017: 《中国儿童发展报告 2017: 反贫困与儿童早期发展》, 北京: 中国发展出版社。
16. 郑晓冬、上官霜月、方向明, 2020: 《新型农村社会养老保险政策效果的研究综述》, 《农业经济问题》第 5 期。
17. 朱梦冰、李实, 2017: 《精准扶贫重在精准识别贫困人口——农村低保政策的瞄准效果分析》, 《中国社会科学》

第9期。

18. Alix-Garcia, J. M., K. R. E. Sims and D. J. Phaneuf, 2019, "Using Referenda to Improve Targeting and Decrease Costs of Conditional Cash Transfers", *Journal of Public Economics*, 176: 1-70.

19. Angelucci, M., O. Attanasio and V. D. M. D. Maro, 2012, "The Impact of Oportunidades on Consumption, Savings and Transfers", *Fiscal Studies*, 33(3): 305-334.

20. Araujo, M. C., M. Bosch and N. Schady, 2016, "Can Cash Transfers Help Households Escape an Inter-Generational Poverty Trap?", NBER Working Paper 22670, <http://www.nber.org/papers/w22670>.

21. Azevedo, V. and M. Robles, 2013, "Multidimensional Targeting: Identifying Beneficiaries of Conditional Cash Transfer Programs", *Social Indicators Research*, 112(2): 447-475.

22. Banerjee, A. V. and E. Duflo, 2009, "The Experimental Approach to Development Economics", *Annual Review of Economics*, 1(1): 151-178.

23. Banerjee, A. V. and E. Duflo, 2011, *Poor Economics: A Radical Rethinking of the Way to Fight Global Poverty*, New York: PublicAffairs Press.

24. Barham, T., K. Macours and J. A. Maluccio, 2017, "Are Conditional Cash Transfers Fulfilling Their Promise? Schooling, Learning and Earnings After 10 Years", CEPR Discussion Papers 11937, <https://ideas.repec.org/p/cpr/ceprdp/11937.html>.

25. Becker, G. S., 1991, *A Treatise on the Family*, Cambridge: Harvard University Press.

26. Carneiro, P. M. and J. J. Heckman, 2003, "Human Capital Policy", NBER Working Paper 9495, <https://www.nber.org/papers/w9495>.

27. Devereux, S., E. Masset, R. Sabates-Wheeler, M. Samson, A. M. Rivas and D. T. Lintelo, 2017, "The Targeting Effectiveness of Social Transfers", *Journal of Development Effectiveness*, 9(2): 162-211.

28. Filmer, D. and N. Schady, 2011, "Does More Cash in Conditional Cash Transfer Programs Always Lead to Larger Impacts on School Attendance", *Journal of Development Economics*, 96(1): 150-157.

29. Filmer, D. and N. Schady, 2014, "The Medium-Term Effects of Scholarships in a Low-Income Country", *Journal of Human Resources*, 49(3): 663-694.

30. Fiszbein, A., N. Schady, Ferreira F. H. G., Grosh M., Keleher N., Olinto P. and Skoufias E., 2009, *Conditional Cash Transfers: Reducing Present and Future Poverty*, Washington D.C.: The World Bank.

31. Glaeser, E. L. and M. Lu, 2018, "Human-Capital Externalities in China", NBER Working Papers 24925, <http://www.nber.org/papers/w24925>.

32. Glewwe, P. A. L. Kassouf, 2012, "The Impact of the Bolsa Escola/Familia Conditional Cash Transfer Program on Enrollment, Dropout rates and Grade Promotion in Brazil", *Journal of Development Economics*, 97(2): 505-517.

33. Ham, A. and H. C. Michelson, 2018, "Does the Form of Delivering Incentives in Conditional Cash Transfers Matter Over a Decade Later?", *Journal of Development Economics*, 134: 96-108.

34. Heckman, J. J., 2006, "Skill Formation and the Economics of Investing in Disadvantaged Children", *Science*, 312(5782): 1900-1902.

35. Heckman, J. J. and C. O. Corbin, 2016, "Capabilities and Skills", *Journal of Human Development and Capabilities*, 17(3): 342-359.
36. Labrecque, J. A., J. S. Kaufman, L. B. Balzer, R. F. Maclehorse, E. C. Strumpf, A. Matijasevich, I. S. Santos, K. H. Schmidt and A. J. D. Barros, 2018, "Effect of a Conditional Cash Transfer Program on Length-for-age and Weight-for-age in Brazilian Infants at 24 Months using Doubly-robust, Targeted Estimation", *Social Science & Medicine*, 211: 9-15.
37. Levy, S., 2006, *Progress against Poverty: Sustaining Mexico's PROGRESA - Oportunidades Program* Washington, D. C.: Brookings Institution Press.
38. Liu, C., L. Zhang, Y. Shi, H. Zhou, A. Medina and S. Rozelle, 2016, "Maternal Health Services in China's Western Rural Areas: Uptake and Correlates", *China Agricultural Economic Review*, 8(2): 250-276.
39. Maluccio, J. A., A. Murphy and F. Regalia, 2010, "Does Supply Matter? Initial Schooling Conditions and the Effectiveness of Conditional Cash Transfers for Grade Progression in Nicaragua", *Journal of Development Effectiveness*, 2(1): 87-116.
40. Meng, L., 2013, "Evaluating China's Poverty Alleviation Program: A Regression Discontinuity Approach", *Journal of Public Economics*, 101: 1-11.
41. Millan, T. M., T. Barham, K. Macours, J. A. Maluccio and M. Stampini, 2019, "Long-Term Impacts of Conditional Cash Transfers: Review of the Evidence", *World Bank Research Observer*, 34(1): 119-159.
42. Miyar, B. D. L. and J. Roberto, 2018, "The Effect of Conditional Cash Transfers on Reporting Violence Against Women to the Police in Mexico", *International Review of Law and Economics*, 56: 73-91.
43. Mo, D., L. Zhang, H. Yi, Luo S. Rozelle and C. Brinton, 2013, "School Dropouts and Conditional Cash Transfers: Evidence from a Randomised Controlled Trial in Rural China's Junior High Schools", *Journal of Development Studies*, 49(2): 190-207.
44. Olson, Z., R. G. Clark and S. A. Reynolds, 2019, "Can a Conditional Cash Transfer Reduce Teen Fertility? The Case of Brazil's Bolsa Familia", *Journal of Health Economics*, 63: 128-144.
45. Paes-Sousa, R., L. M. P. Santos and É. S. Miazaki, 2011, "Effects of a Conditional Cash Transfer Programme on Child Nutrition in Brazil", *Bulletin of the World Health Organization*, 89(7): 496-503.
46. Parker, S. W. and P. E. Todd, 2017, "Conditional Cash Transfers: The Case of Progres/Oportunidades", *Journal of Economic Literature*, 55(3): 866-915.
47. Parker, S. W. and T. Vogl, 2018, "Do Conditional Cash Transfers Improve Economic Outcomes in the Next Generation? Evidence from Mexico", NBER Working Paper 24303, <https://www.nber.org/papers/w24303>.
48. Thaler, R. H., 2015, *Misbehaving: The Making of Behavioral Economics*, Chicago: The University of Chicago Press.
49. Tilley, E., I. Logar and I. Günther, 2017, "The Effect of Giving Respondents Time to Think in a Choice Experiment: a Conditional Cash Transfer Programme in South Africa", *Environment and Development Economics*, 22(2): 202-227.
50. Todd, J. E., P. Winters and G. Stecklov, 2012, "Evaluating the Impact of Conditional Cash Transfer Programs on Fertility: The Case of the Red de Protección Social in Nicaragua", *Journal of Population Economics*, 25(1): 267-290.
51. Zheng, X., X. Fang and D. S. Brown, 2020, "Social Pensions and Child Health in Rural China", *Journal of Development*

Studies, 56(3): 545-559.

52. Zhou, H., Y. Wu, C. Liu, C. Sun, Y. Shi, L. Zhang, A. Medina and S. Rozelle, 2020, “Conditional Cash Transfers, Uptake of Maternal and Child Health Services, and Health Outcomes in Western Rural China”, *BMC Public Health*, 20(1):870.

(作者单位：¹浙江工商大学经济学院；

² 中国农业大学经济管理学院)

(责任编辑：云 音)

Conditional Cash Transfers and Rural Long-term Poverty Reduction: International Experience and China’s Practice

Zheng Xiaodong Shangguan shuangyue Chen Dian Fang Xiangming

Abstract: As the phased goal of eradicating absolute poverty is basically achieved by 2020, China’s anti-poverty strategy will mainly focus on reducing long-term poverty and alleviating relative poverty. Establishing and implementing an incentive-compatible public transfer payment system is an important foundation to achieve the long-term goal of sustainable poverty reduction. As an internationally popular long-term multidimensional poverty reduction method, conditional cash transfers (CCTs) can reduce current poverty, prevent future poverty and improve income distribution by providing cash subsidies to poor families and promoting the accumulation of children’s human capital. It is an anti-poverty policy tool that China can learn from. This article systematically reviews the theoretical basis and development process of CCTs, its short-term and long-term implementation effect, judgment basis, scheme design and potential limitations of project implementation. On this basis, the study further analyzes the effectiveness and existing problems of current rural public transfer payment policies in China, and discusses and forecasts the practical achievements and deficiencies of the CCTs’ pilot projects currently being carried out in China. The results indicate that the key to the further development of CCTs in China lies in the integration of “top-down” and “bottom-up” policy-making ideas in projects’ design and implementation, and in whether a coordinated and complementary poverty governance system can be formed with other relevant policies to achieve the vision of sustainable poverty reduction in the post-2020 era. In the context of poverty governance transformation in China, this study can provide reference for optimizing the anti-poverty policies in the new period.

Key Words: Conditional Cash Transfer; Long-term Poverty; Multidimensional Poverty; Relative Poverty; Human Capital