

农产品贸易开放减少贫困了吗

——基于微观农户数据的实证研究

范娇娇 盖庆恩 史清华

摘要：基于微观农户数据，本文测算出我国31个省份1996—2011年的FGT贫困指数。结合构建的农产品贸易开放指标，运用面板双固定效应模型检验了农产品贸易开放对贫困的影响，发现农产品出口显著缓解了农村地区的贫困，农产品进口对贫困减少有负面影响。分地区结果显示：农产品进口降低了南部及沿海省份农户的贫困深度和强度，但对其他省份农户仍具有不利影响。进一步检验表明：出口对农产品生产和出售会带来显著正向影响，进口则会带来不利影响。同时，农产品出口对农户贫困形成、出售收入和生产量的影响都要大于进口，总体上农产品贸易开放带来的正向作用更大。此外，农产品贸易开放会改变农户的种植结构，提高具有出口比较优势农产品的生产。相对其他省份，农产品贸易开放对南部及沿海省份更为有利。

关键词：农村贫困；农产品贸易开放；农产品出售收入

[中图分类号] F74 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2020) 09-0017-16

引言

改革开放以来我国的对外贸易和贫困减少都取得了举世瞩目的成果（黄季焜等，2005）^[1]。农产品贸易与农民收入也都实现了显著增长。农产品贸易总额由1978年的66亿美元增加到2017年的2014亿美元。其对外依存度也不断上升，2017年农产品进出口额占第一产业产值约为21%。与此同时，农村居民人均收入也呈快速增长趋势。《中国农村统计年鉴2018》数据显示，按照当年价格计算的农村居民人均可支配收入由1978年的133.6元增长为2017年的13432.4元。以不变价格计算，2017年人均可支配收入约为1978年的18.26倍。按照现行贫困标准，贫困发生率由1978年的97.5%下降至2017年的3.1%，农村贫困缓解工作取得了巨大成效。

[收稿日期] 2019-07-31

[基金项目] 国家自然科学基金“新时期扶贫开发理论与政策研究”（71833003）、“城镇化背景下劳动力转移与村庄秩序问题研究”（71773076）、“中国农村贫困成分的识别、分解及其改变的路径研究”（71673186）和“农村要素市场改革对中国经济增长的影响研究”（71603154）

[作者信息] 范娇娇：上海交通大学安泰经济与管理学院博士研究生；盖庆恩：上海财经大学财经研究所、城市与区域科学学院讲席副教授；史清华（通讯作者）：上海交通大学特聘教授，安泰经济与管理学院教授、博士生导师，邮编200030，电子信箱shq@sju.edu.cn

党的十八大以来,我国政府把脱贫攻坚作为实现第一个百年奋斗目标的重点任务,确保到2020年贫困地区和贫困群众同全国一道进入全面小康社会,为实施乡村振兴战略打好基础。农产品出口对拓宽农民就业渠道、促进农民增收和农业结构调整、提高农业竞争力发挥着重要作用。据测算,每万美元的农产品出口,能直接和间接创造近28个就业岗位(程国强,2004)^[2]。我国在劳动力密集型农产品出口占有比较优势,这对进一步扩大出口带动就业和提高收入具有重要影响。农产品进口的确缓解了我国农业资源短缺之压力,促进了农业产业结构的调整。那么,农产品贸易开放是否影响了贫困,又是如何影响的呢?本文将从实证角度检验农产品贸易开放对我国农村贫困的影响及其具体作用机制。

一、文献综述

大多数研究表明,贸易开放有助于缓解发展中国家的贫困(Kis-Katos and Robert, 2015)^[3]。宏观层面上,贸易开放通过经济增长效应和收入分配效应两个渠道作用于贫困人口(张茵和万广华,2007)^[4]。一方面,贸易开放会提高各国专业化分工程度和生产要素配置效率,促进经济增长,进而通过发展生产力、积累物质和人力资本、推动技术进步和经济结构转型来减少贫困(郭熙保和罗知,2008)^[5]。郭熙保和罗知(2008)利用我国省级数据在经济增长角度构造联立方程组模型,验证贸易自由化对贫困的影响,结果发现:随着贸易自由化程度加深,经济增长对减轻贫困的作用也在提高。胡朝霞和焦根建(2010)^[6]也利用我国省级数据,构建了贸易自由化对经济增长影响的面板模型,结果表明:贸易自由化对我国经济增长呈现倒“U”型的正向影响,而且收入水平提高是促进经济增长最直接的表现。另一方面,经济增长有利于贫困的减少,而收入分配的不均又会加剧贫困。张茵和万广华(2007)从收入分配角度指出贸易开放与贫困人口的收入份额正向相关,且对收入分配的有益效果并不局限于沿海省份。因为贸易增长的方式和贸易对劳动力市场的影响方式发生了变化,贸易对收入不平等的减少作用从1992年开始明显减弱。李石新等(2006)^[7]指出经济增长在总体上有效地缓解了农村贫困,但收入分配的不均又在一定程度上抵消了经济增长给贫困人口带来的利益,从而使经济增长的减贫作用不断减弱。

微观层面上,物价水平和劳动力市场是贸易开放影响贫困的两个重要渠道(Litchfield et al., 2003)^[8]。张全红(2008)^[9]发现物价变化通过消费和收入两方面影响贫困状况。贸易自由化会改变消费品价格,进而影响贫困人口的预算约束和消费支出。此外,贸易自由化还会改变产品和要素价格的正常变化,从而影响贫困人口的收入水平或改变其生产计划。而这两方面的作用方向和最终效果还取决于价格变化能否顺利传导给贫困人口及其对价格变化的反应。朱晶和洪伟(2007)^[10]分析了贸易开放与工业产品和农产品相对价格之间的关系,证实了贸易的全面开放能提高农产品相对价格和农产品生产者的相对购买力,增加农民福利,减少农村贫困。相对于工业产品,对农民来说农产品较为特殊,他们既是农产品的生产者又是消费

者。Huang 等 (2003)^[11]利用我国地区间种植不同农产品类型的数据研究发现, 农民会根据贸易政策带来的产品价格变化, 基于利润最大化去调整他们的生产结构以及消费支出。黄季焜等 (2005) 指出, 相对土地密集型农产品, 我国在劳动密集型农产品上更具有比较优势。他们选取 12 种农作物产品和 7 种养殖业产品, 利用农业政策分析和预测模型模拟贸易自由化对我国农业生产和消费的影响。从生产者角度看, 随着贸易自由化程度的提高, 我国土地密集型农产品净出口减少, 更具有优势的劳动密集型农产品净出口增加。从消费者角度看, 由于贸易自由化会促使粮食、食用油、糖、牛奶等我国缺乏比较优势的农产品国内价格下跌, 国内对这些产品的消费需求会提高; 而对具有比较优势农产品的消费需求则会因为价格上涨而有所下降。其中, 食用油、糖、蔬菜、水果、畜产品与水产品消费受到的影响比较大。整体来说, 贸易自由化对食品消费的影响相对于对生产要小。

不少学者也围绕着工资和劳动力市场方面讨论贸易开放和贫困的关系。Stolper 和 Samuelson (1941)^[12]提出的 S-S 理论认为, 如果某一商品相对价格上涨, 会促使该商品密集使用的生产要素价格增加, 降低其他商品密集使用的生产要素价格。由于发展中国家非熟练劳动力相对充裕, 所以贸易自由化会使得非熟练劳动力密集产品相对价格提高, 从而导致非熟练工需求增加, 工资上涨。然而, Pierre 和 Joshua (1996)^[13]指出劳动力市场刚性使得劳动力在短期内无法在非贸易部门和贸易部门之间流动, 这在一定程度上加剧了贫困。王跃生和吴国锋 (2019)^[14]利用 2000—2013 年我国地级城市面板数据发现, 贸易自由化显著缩小了我国城乡收入差距, 促进了农村劳动力的非农就业。毛学峰和刘晓昀 (2005)^[15]认为如果不能为农村劳动力的流动创造更加宽松的环境, 那么贫困人口在劳动力市场会面临较大的就业压力, 将很难从贸易自由化中获益。曾国彪和姜凌 (2014)^[16]基于我国健康与营养调查 (CHNS) 数据验证了贸易开放对城市和农村地区收入差距及贫困的影响, 结果表明: 贸易开放拉大了我国城乡收入差距, 减少了城市贫困, 但对农村贫困没有显著影响; 相对劳动力要素流动较低的地区, 贸易开放在劳动力要素流动较高的地区有利于缩小收入差距和降低贫困, 劳动力要素流动障碍是我国贸易开放与贫困的关系和传统贸易理论不一致的重要原因。由此可见, 劳动力要素自由流动在贸易开放促进减贫中具有关键性作用。

以上研究较多集中在贸易开放与贫困的关系, 较少集中在农产品贸易开放对贫困的影响。本文则从农产品贸易开放和微观农户角度出发, 利用农村固定观察点数据对我国 31 个省份农村地区的贫困指数进行测算, 并构建省份农产品贸易开放指标。在此基础上, 应用非平衡面板固定效应模型, 结合微观数据检验农产品贸易开放对贫困的影响及其作用机制。本文与以往文献的不同在于: 第一, 由于农产品对农民的特殊性, 本文针对农产品贸易开放对农户贫困影响进行研究, 且从生产角度分别检验了农产品贸易开放对农产品出售收入、生产量的影响。与黄季焜等 (2005) 不同的是, 本文利用农户的实际生产、出售数据检验农产品贸易开放对其影响, 涉及的农产品范围更广。第二, 大多数文献对贫困指数的测算仅以国家的贫

困线为标准, 本文将国家贫困线进一步扩展到省级层面, 结合农户层面的微观数据采用 FGT 贫困指数来衡量贫困。

二、农产品贸易开放和农村贫困现状

改革开放以来, 我国顺应经济全球化趋势, 不断扩大对外开放, 从 1992 年就开启了大幅度的自主降税进程。1994 年 1 月, 我国政府取消对出口的所有财政补贴, 进出口企业转变为完全自负盈亏。人民币官方汇率与市场调剂汇率并轨, 实行浮动汇率制度。1996 年 12 月, 实现了人民币经常项目下可兑换。与此同时, 多次大幅度自主降低关税, 减少配额和许可证等非关税措施。这些改革使我国初步建立起以市场经济为基础, 充分发挥汇率、税收、关税、金融等经济杠杆作用的外贸管理体制和调控体系^①。加入 WTO 后, 我国继续推进实施贸易自由化政策, 包括进一步降低关税、削减或取消进口配额、放开政府对外贸的控制、人民币在经常项目下的自由兑换等 (胡海军等, 2007)^[17]。

如图 1 所示, 在关税方面, 我国农业进口关税平均税率经历了 1992 年和 2000 年两轮大幅降低, 从 1992 年的 45.44% 下降到了 1997 年的 24.73%, 又从 2000 年的 24.96% 降低到 2006 年的 11.84%。2014 年我国农产品关税仅有 11.78% 左右, 远低于 WTO 发展中成员 56% 和发达成员 39% 的平均水平。

在进口配额方面, 1996 年以后, 我国对一些重要的大宗农产品也实行了一般商品进口关税配额管理, 包括粮食、植物油及油籽、羊毛等, 后来又增加了糖和棉花 (张莉琴, 2005)^[18]。2000 年, 实行关税配额管理的农产品共有 15 种, 到 2002 年进一步缩减到 10 种, 主要包括小麦、大米、玉米、豆油、棉花、棕榈油、食糖、菜籽油、羊毛以及毛条。此外, 2002 年, 粮食等重点农产品的进口关税配额数量进一步提高, 小麦增加为 963.6 万吨、玉米 720 万吨、棉花 89.4 万吨和 532 万吨。除小麦继续保持 90% 的国营贸易比例外, 其他农产品的国营贸易比例逐步缩小。2005 年取消羊毛和毛条的进口指定经营制度。2006 年取消豆油、棕榈油和菜籽油的进口关税配额管理, 实行 9% 的单一关税管理 (程国强, 2005)^[19]。

为了履行加入 WTO 的承诺, 促进市场自由化, 我国实施了一系列降低关税和提高配额的农产品贸易政策。这些政策加深了贸易自由化, 农产品进出口贸易额也随之不断增加。如图 2, 我国农产品进出口额从 2001 年的 219.24 亿美元增长到 2017 年的 1998.20 亿美元, 加入 WTO 后我国农产品进口大幅上涨。从 2003 年开始, 农产品的进口超过出口, 而且这个差距在 2014 年前一直呈现上升的趋势, 到 2017 年逆差规模已达 495.40 亿美元。未来我国将进一步推动农业领域开放, 推动相互开放市场, 减少农产品贸易壁垒, 深化农业领域投资合作, 打造开放、透明、包容、共赢、非歧视性的农业营商环境。

^①中华人民共和国国务院办公厅.《中国的对外贸易》白皮书, 2011。

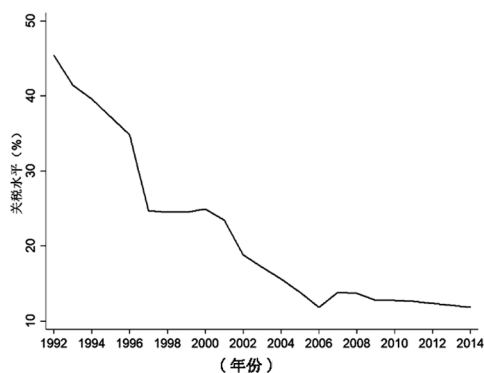


图1 中国农产品平均名义关税率及变化

数据来源：世界银行 Trains 数据库。

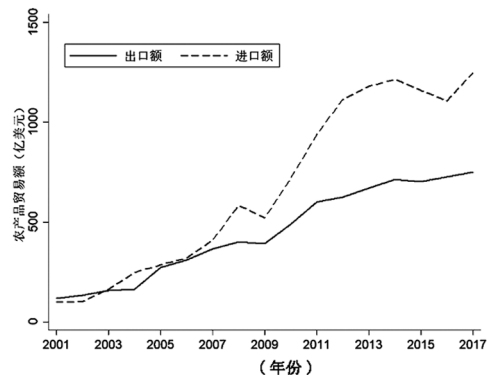


图2 中国农产品进出口额及其变化

数据来源：2001—2014年的数据来自《中国农业年鉴》，2015—2017年的数据来自《中国商务部对外贸易司农产品贸易月度统计报告》。

一系列的贸易自由化政策加深了农产品贸易开放，促进了进出口规模的扩大。不断扩大的贸易带动了经济的迅速增长，从而推动了农业总产值的增长，对农村贫困的减少产生了重要影响（胡海军等，2007）。根据表1数据，按照现行农村贫困标准（以2010年每人每年2300元人民币不变价为基准），1978—2000年期间，我国平均每年贫困人口减少1400多万，贫困发生率也从97.5%下降到49.8%。我国扶贫成果取得了巨大成效，尤其是加入WTO以来，减贫速度加快。2000—2010年期间，年均贫困人口减少近3000万，贫困发生率降低到17.2%。自此以后，扶贫开发工作进入巩固温饱成果、加快脱贫致富、改善生态环境、提高发展能力、缩小发展差距的新阶段，从解决基本的生存和温饱问题转向解决可持续发展的问题。到2015年贫困人口下降到5575万人，与2010年相比，5年来贫困人口减少约1.1亿人，年均减贫人口规模达2198万人；农村贫困发生率下降11.5个百分点。至2017年，我国贫困率仅有3.1%，贫困人口降至3046万人。

表1 中国农村贫困人口和贫困发生率及其演变

| 年份 | 贫困人口 (万人) | 贫困发生率 (%) | 年份 | 贫困人口 (万人) | 贫困发生率 (%) |
|------|-----------|-----------|------|-----------|-----------|
| 1978 | 77039 | 97.5 | 2011 | 12238 | 12.7 |
| 1980 | 76542 | 96.2 | 2012 | 9899 | 10.2 |
| 1985 | 66101 | 78.3 | 2013 | 8249 | 8.5 |
| 1990 | 65849 | 73.5 | 2014 | 7017 | 7.2 |
| 1995 | 55463 | 60.5 | 2015 | 5575 | 5.7 |
| 2000 | 46224 | 49.8 | 2016 | 4335 | 4.5 |
| 2005 | 28662 | 30.2 | 2017 | 3046 | 3.1 |
| 2010 | 16567 | 17.2 | | | |

资料来源：国家统计局《中国农村统计年鉴2018年》。

三、农产品贸易开放减贫的机制分析

李嘉图的比较优势理论认为,两国进行国际贸易的基础是生产技术的相对差别,以及由此导致的生产成本的相对差别,而非生产技术和生产成本的绝对差别。各国应集中自身的相对优势生产并出口具有比较优势的产品,进口具有比较劣势的产品,从而实现国际分工并在交换中获利。

我国劳动密集型农产品在国际上具有比较优势,尤其是以蔬菜和水产品为代表的劳动密集型农产品出口都保持较高的增长速度。2011年我国水产品出口额占全球水产品出口总额的比重为29.3%,水产品出口额占全球水产品出口总额的比重达到14.8%,连续10年位居全球首位。事实上,我国人均耕地面积仅为0.10公顷,不足世界人均耕地面积的一半。土地密集型农产品在国际贸易中具有比较劣势,出口该类农产品虽会获利,但利润空间较小。按照李嘉图比较优势理论中“两优取其重,两劣取其轻”的原则,我国农产品贸易应该更多的出口劳动密集型并进口土地密集型农产品,这也符合我国的农业资源禀赋特征。实际上,我国对外开放政策的确促进了农产品生产和进出口结构的合理调整,增加了具有出口比较优势农产品的生产和出口(程国强,2004)。

根据比较优势理论,农产品贸易有利于各国进行更加专业化的生产(王永静和刘引兄,2019)^[20]。农产品出口会增加国内农产品的市场需求,不仅使得农产品销量增加,还会加速规模经济的形成,进而降低农业生产成本,提高农业生产效率,从而增加农民收入(马轶群,2018)^[21]。尤其生产具有出口比较优势的劳动密集型农产品的农民,在贸易自由化中获益更大(黄季焜等,2005)。农产品进口会对国内农产品产生替代作用,对国内同类农产品的需求降低,导致农产品生产量下降,农民收入下降。这对于以生产土地密集型农产品为主的农民来说其负面作用更大。农民的收入很大一部分来自农产品,对于贫困农户更是如此(马轶群,2018)。根据我国农村观察点数据,2011年收入五等分中20%最低收入户的农产品出售收入占其总收入比重达36.43%。农产品进口和出口会直接对农民的生产性收入产生影响,也会影响其贫困状况。

斯托尔珀和萨缪尔森理论表明,贸易自由化会改变国内要素价格机制。一国出口产品的相对价格会上升,进口产品的相对价格会下降。农产品贸易开放会使国内具有出口比较优势的农产品价格上涨,缺少比较优势的农产品价格下降。蔬菜、水果和水产品这类相对劳动密集型的农产品在贸易自由化条件下,其价格是趋于上升的,同时也会提高生产该类农产品农民的收入。土地密集型的农产品如小麦、玉米、棉花和油料等则相反,其价格是趋于下降的,因此生产该类农产品农民的收入也将随之下降。基于利润最大化原则,农民会根据贸易政策带来的产品价格变化去调整他们的生产结构,更多的种植价格上涨的农产品(Huang et al., 2003),即农产品贸易开放会使农户更多种植劳动密集型农产品。本文实证部分将区分农产品出口和进口对贫困和生产的影响,并验证农产品贸易开放是否改变了农户的种植结构。

四、数据与模型

(一) 贫困指数和贸易开放度指标

和大多数学者一样,本文采用在贫困测算中具有广泛应用度的 FGT 指数来衡量我国农村的贫困程度(鲜祖德等,2016^[22];徐映梅和张提,2016^[23];袁方等,2014^[24];刘轶芳和罗文博,2013^[25])。FGT 贫困指标包括贫困发生率(P_0)、贫困深度(P_1)和贫困强度(P_2)三个指数,其具体计算公式如下:

$$P_{\alpha}(1) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^n \left(\frac{Z - Y_i}{Z} \right)^{\alpha} \quad (1)$$

其中, Z 为贫困线标准, Y_i 为第*i*个贫困农户的人均收入, N 为总农户数, n 为人均收入低于贫困线的农户数。当 $\alpha=0$ 时,表示贫困线以下人数占总人口的比重(headcount index),这就是贫困发生率指数 P_0 ,可说明贫困的广度; $\alpha=1$ 时,贫困指数 P_1 表示贫困缺口率(poverty-gap index),或者表示贫困深度指数,指贫困人口收入与贫困线之间的总体差额占所有人到达贫困线时的收入之比;当 $\alpha=2$ 时,贫困指数 P_2 表示加权贫困缺口率(squared poverty-gap index),或者表示贫困强度指数,用来描述贫困人口内部的贫困差异度。需要说明的是,本文的省份贫困标准是在2010年国家贫困标准的基础上,根据Loren和Carsten(2006)^[26]文中的方法,经适当调整计算得出。Loren和Carsten(2006)在文中以1990年为基期计算出我国31个省份农村地区包含食物、服装、住房、生活服务等基本生活成本的绝对价格水平,并得出1984—2004年各个省份基本生活成本相对全国生活成本的比率。本文将数据扩展到2011年计算出31个省份农村地区相对全国水平的比率,用该比率乘以国家贫困线标准得出不同省份的贫困线^①。

贸易开放度的衡量指标有关税、非关税壁垒、名义保护率、对外直接投资、贸易依存度等。本文选取关税指标可以衡量贸易政策的变化,验证农产品贸易开放对贫困的影响。我国农产品关税范围与前文中《中国农业年鉴》统计农产品数据口径一致,即按照WTO《农业协定》的农产品定义,外加全部水产品进行统计。本文首先提取世界银行Trains数据库HS标准下6位编码所有农产品进出口关税数据^②,时间跨度为1996—2011年,然后借鉴Topalova(2010)^[27]及曾国彪和姜凌(2014)的方法,选取各省份初始年份(1996年)乡村第一产业就业人员在乡村总就业人数中的比重为权重,得到省份层面的年平均农产品进出口关税。

(二) 实证模型

为研究农产品贸易开放对贫困的影响,本文构建的面板双固定效应模型如下:

$$P_{ist} = \beta_0 + \beta_1 \text{exporttariff}_{st} + \beta_2 \text{importtariff}_{st} + \gamma \text{province}_{st} + \lambda X_{ist} + \text{year}_t + \delta_i + \varepsilon_{ist} \quad (2)$$

^①限于篇幅,结果备索。

^②进口关税数据主体国(reporter)为中国,出口关税对象国家(partner)为中国。

其中, P_{ist} 是 t 年 s 省份农户 i 的贫困指标、农产品出售收入和农产品产量, $exporttariff_{st}$ 和 $importtariff_{st}$ 是 s 省份 t 年时的出口关税和进口关税。省份宏观层面控制变量 $province_{st}$, 包括人均 GDP、城市化率、大专及以上学历人口比例、农业税占总收入比重和非农就业收入比重; 参考高若晨和李实 (2018)^[28]、朱梦冰和李实 (2017)^[29] 的研究, 农户个体层面控制变量 X_{ist} , 包括家庭人均生产性固定资产、人均耕地面积、男性劳动力比例、户主年龄和文化程度; $year_t$ 和 δ_i 分别是时间和个体固定效应。

农产品贸易开放必然会对农户的生产行为带来冲击, 基于生产最大化农户会调整种植结构更多生产具有出口比较优势的农产品。为进一步分析农产品贸易开放对农户种植结构的改变, 本文构造如下双重差分回归模型:

$$y_{ist} = \beta_0 + \beta_1 D_{st} \times T_t + \gamma province_{st} + \lambda X_{ist} + year_t + \delta_i + \varepsilon_{ist} \quad (3)$$

y_{ist} 是农户生产比较优势农产品时间占比, D_{st} 是实验组与控制组的哑变量, 若样本属于实验组则为“1”, 其他为“0”。根据生产出口比较优势农产品生产时间在全部农产品中占比高低, 将全部省份分为实验组和控制组。实验组包括南部及沿海的江苏、安徽、湖南、湖北、四川、云南、贵州、广东、广西、福建、江西、浙江、海南、天津、河北、山东和辽宁等 17 省份, 其他省份为控制组。2001 年加入 WTO 后对农户的生产行为带来一定的冲击, 因此, 本文将 2001 年作为时间划分点。若属于 2001 年及以后, 则 T_t 为“1”, 其他年份为“0”。 $D_{st} \times T_t$ 则是本文所关心的交互项, 其他符号含义同式 (2)。

(三) 数据来源和描述性统计

本文省份人均 GDP、城市化率、大专及以上学历人口比例来自历年《中国统计年鉴》《中国人口和就业统计年鉴》《中国农村年鉴》和《中国农产品价格年鉴》, 其中城市化率指标以非农人口占总人口的比重表示, 其他变量数据均来自全国农村固定观察点。该数据始于 1986 年, 是一项长达 30 多年的跟踪观察, 每年跟踪调查约 300 个村 (彭小辉和史清华, 2017)^[30]。调查涵盖了我国 31 个省市自治区, 每年 2 万多个农户的家庭生产经营、生活变化等资料 (程名望和史清华, 2010)^[31]。观察点的任务为“直接从农村基层了解农村改革和各项建设的新动态, 以便从各个方面的发展和对比中进行有连续性的综合研究, 为制定农村决策提供依据” (彭小辉等, 2017)^[32]。利用该数据可以在微观层面对农产品贸易和农户贫困以及生产之间的关系提供更清晰的论证。需要说明的是为保持统计口径的一致, 本文中户主年龄和文化程度均为按照分年龄段和教育层次赋值统计^①。本文所用到的主要变量描述统计如表 2 所示。

①根据固定观察点的统计年龄划分为 5 个档次, 依次代表 30 岁以下、31~40 岁、41~50 岁、51~60 岁、61 岁以上; 文化程度划分为 4 个档次, 依次代表文盲半文盲、小学、初中、高中及以上。

表2 变量描述性统计

| 变量名称 | 样本量 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|---------------|---------|-----------|-----------|----------|-----------|
| 解释变量 | | | | | |
| 出口关税 (%) | 251 621 | 9.24 | 1.61 | 3.34 | 13.24 |
| 进口关税 (%) | 251 621 | 14.20 | 5.36 | 3.44 | 31.53 |
| 被解释变量 | | | | | |
| 贫困发生率 | 248 072 | 0.51 | 0.25 | 0.00 | 1 |
| 贫困深度 | 248 072 | 0.18 | 0.12 | 0.00 | 0.80 |
| 贫困强度 | 248 072 | 0.09 | 0.07 | 0.00 | 0.64 |
| 人均农产品出售收入 | 222 285 | 1 949.71 | 4 352.77 | 0.00 | 96 571.43 |
| 人均农产品生产量 | 255 250 | 437.16 | 1 238.47 | 0.00 | 50 000 |
| 比较优势农产品生产时间占比 | 217 810 | 0.39 | 0.33 | 0.00 | 1 |
| 控制变量 | | | | | |
| 人均GDP | 255 437 | 14 118.93 | 12 152.35 | 2 093.00 | 85 213.00 |
| 城市化率 | 255 437 | 30.75 | 13.39 | 13.80 | 89.32 |
| 大专以上人口比例 | 255 437 | 0.05 | 0.03 | 0.00 | 0.34 |
| 省份农业税比重 | 254 847 | 0.01 | 0.01 | 0.00 | 0.13 |
| 省份非农收入比重 | 255 437 | 0.27 | 0.07 | 0.00 | 0.49 |
| 人均生产性固定资产 | 227 635 | 1 681.58 | 5 001.36 | 0.00 | 100 000 |
| 人均耕地面积 | 237 791 | 2.13 | 3.11 | 0.00 | 50 |
| 家庭男性劳动力比例 | 177 255 | 0.37 | 0.19 | 0.00 | 1 |
| 户主年龄 | 255 437 | 3.34 | 1.15 | 1 | 5 |
| 户主文化程度 | 255 437 | 2.28 | 0.93 | 1 | 4 |

五、实证结果分析

(一) 农产品贸易开放和贫困

为保持量纲一致, 本文在回归分析中将人均农产品生产量、人均农产品出售收入、人均GDP和人均生产性固定资产进行了对数化处理。本文采用控制了时间和个体的固定效应模型来验证农产品贸易开放和贫困的关系, 进出口关税和贫困的双固定效应模型回归结果如表3所示。

面板回归基准模型表明: 农产品出口关税和贫困发生率、贫困深度和贫困强度显著正相关, 加入一系列的农户家庭层面和省份层面的控制变量后, 与基准模型相比依旧显著, 且回归系数绝对值都有降低。这表明出口关税与三种贫困指标之间均存在显著正向关系, 意味着出口关税降低会减少贫困。与之相反, 加入户主和省份层面的控制变量后, 农产品进口关税与三种贫困指标有显著负向关系, 即进口关税下降会加剧贫困。从表2第(3)列加入所有控制变量的回归结果可以看到, 出口关税下降1个百分点, 贫困发生率会下降0.0803个百分点, 贫困深度和强度分别下降0.0247和0.0086个百分点。进口关税每下降1个百分点贫困发生率、贫困深

度和强度分别上升 0.0184、0.0024 和 0.0015 个百分点。总体看，出口关税下降对贫困的影响程度要大于进口关税，我国农产品贸易开放减少了农户的贫困。黄季焜等（2005）指出我国农户农产品贸易自由化的收益程度取决于他们的种植结构。南部及沿海省份主要生产出口具有比较优势的劳动密集型产品，如大米、蔬菜、猪肉、牛肉、羊肉、家禽、蛋和鱼等，因此会在贸易自由化中受益。而我国的西部、北部和东北等地区的大部分农民以生产玉米、小麦、棉花、食用油、糖和大豆等不具有比较优势的农产品为主。这类土地密集型农产品在自由化过程中将受到负面冲击，所以这些地区的农户会更多地受到负面影响。因此，本文将样本划分为南部及沿海省份和其他省份两个样本分别估计农产品贸易开放对其贫困的影响。

表 3 农产品关税和贫困的回归结果

| 变量 | 贫困发生率 | | |
|----------------|------------------------------------|------------------------------------|------------------------------------|
| | (1) | (2) | (3) |
| 出口关税 | 0.1090 ^{***} (0.0033) | 0.0980 ^{***} (0.0034) | 0.0803 ^{***} (0.0034) |
| 进口关税 | -0.0071 ^{***} (0.0006) | -0.0182 ^{***} (0.0008) | -0.0184 ^{***} (0.0008) |
| 省份层面控制变量 | | | √ |
| 家庭层面控制变量 | | √ | √ |
| 样本量 | 244 309 | 144 511 | 144 417 |
| R ² | 0.5970 | 0.5270 | 0.5460 |
| 变量 | 贫困深度 | | |
| 出口关税 | 0.0327 ^{***} (0.0015) | 0.0345 ^{***} (0.0016) | 0.0247 ^{***} (0.0017) |
| 进口关税 | 0.0079 ^{***} (0.0003) | 0.0022 ^{***} (0.0004) | -0.0024 ^{***} (0.0004) |
| 省份层面控制变量 | | | √ |
| 家庭层面控制变量 | | √ | √ |
| 样本量 | 244 309 | 144 511 | 144 417 |
| R ² | 0.5430 | 0.4620 | 0.4950 |
| 变量 | 贫困强度 | | |
| 出口关税 | 0.0138 ^{***} (0.0009) | 0.0152 ^{***} (0.0010) | 0.0086 ^{***} (0.0010) |
| 进口关税 | 0.0058 ^{***} (0.0002) | 0.0022 ^{***} (0.0002) | -0.0015 ^{***} (0.0003) |
| 省份层面控制变量 | | | √ |
| 家庭层面控制变量 | | √ | √ |
| 样本量 | 244 309 | 144 511 | 144 417 |
| R ² | 0.4310 | 0.3620 | 0.4090 |

注：括号内是稳健标准误，*** 表示 p<0.01。

表4可以看出加入省份宏观和农户个体层面的控制变量回归结果,表明出口关税对两类省份的贫困指标均具有显著正向作用,说明出口关税降低了贫困的广度、深度和强度。不同的是,进口关税对南部及沿海省份的贫困深度和强度的缓解具有显著正向作用,而对其他省份的贫困深度和强度有不利的影响。这可能是因为贫困深度和强度衡量的是贫困人口内部的不均等,相比非贫困人口这部分农户因为缺乏必要的生产投入更难调整生产结构(Winters et al., 2004)^[33]。而且由于地理条件的差异,其他省份的农户对比南部沿海地区的农户更难改变种植结构,因此农产品进口关税削减加深了该地区的不平等。整体看,农产品出口关税对贫困的影响要大于进口关税,因此农产品贸易开放显著降低了各省份的贫困发生率。本文接下来将对农产品贸易开放通过农产品出售收入影响减贫这一机制进行检验。

表4 分样本农产品关税和贫困的回归结果

| 变量 | 贫困发生率 | 贫困深度 | 贫困强度 |
|----------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| 南部及沿海省份 | | | |
| 出口关税 | 0.0586*** (0.0035) | 0.0134*** (0.0013) | 0.0047*** (0.0008) |
| 进口关税 | -0.0074*** (0.0010) | 0.0028*** (0.0005) | 0.0015*** (0.0003) |
| 省份层面控制变量 | √ | √ | √ |
| 家庭层面控制变量 | √ | √ | √ |
| 样本量 | 88 429 | 88 429 | 88 429 |
| R ² | 0.5710 | 0.5250 | 0.4290 |
| 其他省份 | | | |
| 出口关税 | 0.1200*** (0.0184) | 0.1450*** (0.0121) | 0.0798*** (0.0078) |
| 进口关税 | -0.0263*** (0.0024) | -0.0150*** (0.0013) | -0.0101*** (0.0008) |
| 省份层面控制变量 | √ | √ | √ |
| 家庭层面控制变量 | √ | √ | √ |
| 样本量 | 55 988 | 55 988 | 55 988 |
| R ² | 0.5500 | 0.5140 | 0.4530 |

注:括号内是稳健标准误,***表示 $p < 0.01$ 。

(二) 农产品贸易开放影响贫困的机制

从生产者角度看,农产品出口关税下降会增加农户的生产,提高农产品出口收入,而农产品进口关税下降则会产生相反的作用。为进一步验证农产品贸易开放对贫困影响的机制,本文同时选取农产品出售收入和人均农产品生产量两个指标,从收入和产量两方面检验农产品贸易开放对农户生产的影响。农产品产量指标是以粮食作物产量为基准计算的粮食作物、经济作物、畜产品和水产品的当量^①。进出口关税对不同地区农产品出售收入和生产量的回归结果如表5。

①具体算法:首先计算出经济作物总收入与粮食作物收入的比值,利用该比值乘以粮食作物的产量进而得出经济作物的当量,依次计算畜产品和水产品的当量,最后将粮食作物产量、经济作物当量、畜产品和水产品当量相加得到总的农产品生产量。

表5 农产品关税和不同地区农户生产变化的回归结果

| 变量 | 南部及沿海省份 | | 其他省份 | |
|----------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| 被解释变量人均农产品出售收入 | | | | |
| 出口关税 | -0.1680*** (0.0161) | -0.1210*** (0.0184) | -0.1630*** (0.0380) | -0.3410*** (0.0460) |
| 进口关税 | 0.0295*** (0.0040) | 0.0180*** (0.0046) | 0.0154*** (0.0074) | 0.0153** (0.0079) |
| 省份层面控制变量 | | √ | | √ |
| 家庭层面控制变量 | | √ | | √ |
| 样本量 | 120 033 | 79 868 | 83 962 | 53 673 |
| R ² | 0.1650 | 0.2060 | 0.1960 | 0.2100 |
| 被解释变量人均农产品产量 | | | | |
| 出口关税 | -0.1770*** (0.0200) | -0.1270*** (0.0234) | -0.4070*** (0.0437) | -0.5190*** (0.0492) |
| 进口关税 | 0.0470*** (0.0049) | 0.0175*** (0.0056) | 0.0151*** (0.0088) | 0.0292*** (0.0086) |
| 省份层面控制变量 | | √ | | √ |
| 家庭层面控制变量 | | √ | | √ |
| 样本量 | 120 403 | 80 062 | 83 978 | 53 665 |
| R ² | 0.0180 | 0.0940 | 0.0400 | 0.1390 |

注：括号内是稳健标准误，***表示 p<0.01。

基准模型和加入控制变量后的回归结果都表明，农产品出口关税降低对两类省份的农产品出售收入和产量确实有正向影响。这与表3出口关税对贫困的回归结果一致，说明出口关税下降的确提高了农户的农产品出售收入从而缓解了贫困。扩大的出口需求提高了具有出口比较优势农产品的价格，不论是南部及沿海省份农户还是其他省份农户都会更多生产具有出口比较优势的劳动密集型农产品，从而增加了农产品出售收入。表5实证结果也表明农产品进口关税对两类省份农户的农产品出售收入和产量造成负面冲击。由于我国进口大多是大豆、玉米等土地密集型的农产品，大量的进口对国内生产者带来了竞争，因此，对农户农产品出售收入产生了负面影响。和前文对贫困的影响类似，对于两类省份来说，出口关税对农户生产的影响要大于进口关税。以表5中最后一列回归结果为例，出口和进口关税每下降1个百分点，农产品出售收入分别增加0.3410个百分点、下降0.0153个百分点，农产品产量分别增加0.5190个百分点、下降0.0292个百分点。这可能是因为我国在农产品价格方面实施的粮食最低收购价格、农产品目标价格等一定程度上缓解了进口对农产品销售收入可能的负面冲击。总体上，农产品贸易开放提高了农户的农产品出售收入和产量。

基于收益最大化，农户会根据贸易政策的变化调整其生产结构（Huang et al., 2003）。加入WTO后由于出口扩大作用，农户会改变种植结构，更多的生产具有出口比较优势的农产品。本文利用农户分配在具有出口比较农产品生产时间的变化揭示其生产结构的改变。与黄季焜等（2005）和李石新等（2005）文献类似，本文将大米、蔬菜、水果、畜产品和水产品作为我国具有出口比较优势农产品。图3是不同省份农户的出口比较优势农产品生产时间占全部农产品生产时间的比重变化。可以看出，南部及沿海省份比较优势时间占比一直高于其他省份。2002年前两类省份的比较优势

时间占比一直保持平稳水平，2002年后两类省份都出现急剧上升，这一点与图2中2003年农产品出口大增情况相吻合。2004年后两类省份又出现平行发展的趋势。即使2003年前后比较优势农产品生产时间统计口径有所改变，但两类省份的比值一直大于1，表明南部及沿海省份比较优势时间占比水平一直都高于其他省份。这个比值在2002年以前保持平稳，2003年急剧上升，2004年后又进入平稳阶段，说明在加入WTO的冲击中，南部及沿海省份比较优势时间占比的提高快于其他省份。

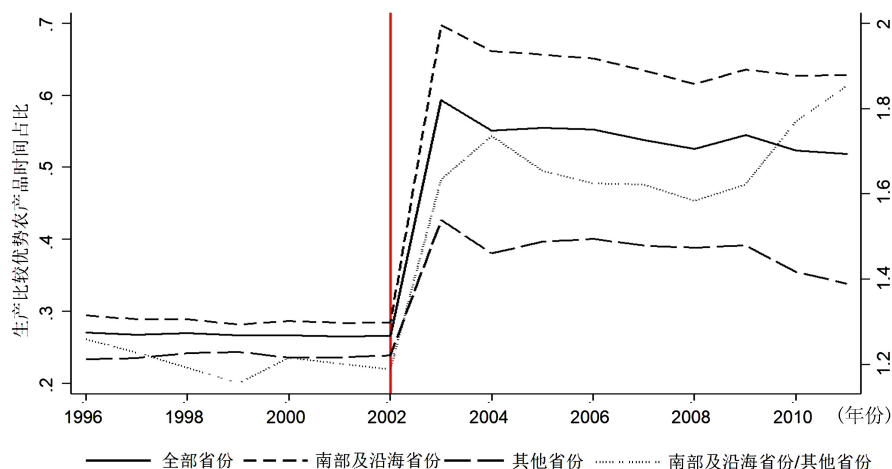


图3 农产品生产时间占比变化趋势

双重差分估计的有效性前提是满足平行趋势检验，否则会低估或者高估事件的效果。通过改变外生冲击年份的时间，与实验组和控制组的哑变量生成交叉项来进行验证。结果如图4所示，可以看出直到冲击1年后年份的交互项系数都在“0”以下，冲击2年后年份交互项系数都在“0”以上。这说明加入WTO对农户生产行为的改变有一年的滞后性。实验组和控制组满足平行趋势假定，可以采用双重差分模型检验农产品贸易开放对农户比较优势农产品时间占比进行分析，结果如表6所示。

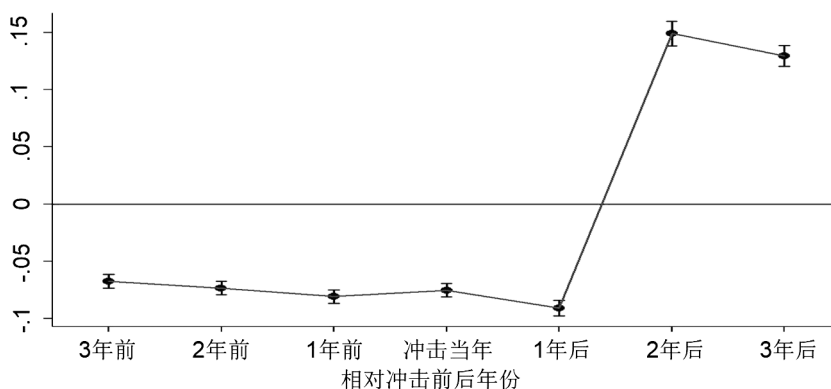


图4 农产品贸易开放对农户比较优势农产品生产时间影响的平行趋势检验

注：垂线表示两个标准误。

双重差分回归结果基准模型中交互项系数在1%水平下显著为正，即相较于控制组加入WTO更显著提高了实验组农户比较优势农产品的生产时间比重。依次加入省份层面和农户家庭层面的控制变量后，该系数依旧显著为正，说明结果较稳健。由于地理条件差异南部及沿海省份劳动密集型农产品生产比重较大，农产品贸易开放进一步提高了这个比重。这表明南部及沿海省份更容易在开放中获益。

表6 双重差分回归结果

| 变量 | 比较优势农产品生产时间占比 | | |
|----------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | (1) | (2) | (3) |
| 交互项 | 0.1690*** (0.0046) | 0.1030*** (0.0045) | 0.0944*** (0.0045) |
| 省份层面控制变量 | | | √ |
| 户主层面控制变量 | | √ | √ |
| 样本量 | 217 810 | 140 457 | 140 378 |
| R ² | 0.2450 | 0.2290 | 0.2340 |

注：括号内是稳健标准误，***表示 $p < 0.01$ 。

六、结 论

本文利用农村固定观察点数据对我国31个省份农村地区的贫困指数进行测算，并构建了农产品贸易开放度衡量指标；运用双固定效应模型，研究了我国农产品贸易开放对农户贫困的影响。研究表明：农产品出口关税削减显著减少了我国农村地区的贫困，进口关税对贫困的影响则相反。分地区结果显示：农产品进口缓解了南部及沿海省份农户的贫困深度和强度，但对其他省份农户仍具有不利影响。进一步对其微观影响机制进行分析发现，农产品出口关税下降不论是对南部沿海省份还是其他省份，都显著增加了农产品出售收入和生产量。进口关税的下降则对这两类省份的农产品出售收入和产量有负面的影响。出口关税的影响要大于进口关税，总体上看农产品贸易开放带来的正向作用更大。利用双重差分模型分析农产品贸易开放对农户生产行为的影响，结果表明：相比较其他省份加入WTO带来的冲击，农产品贸易开放更显著地提高了南部及沿海省份农户生产具有比较优势农产品时间的占比。结合本文的实证结果，提出两点建议：第一，为早日打赢脱贫攻坚战，应进一步保持并充分发挥我国农产品贸易中的比较优势，继续扩大具有比较优势农产品出口，深化其对农村贫困的削减作用。第二，对于农产品进口带来的负面影响，政府应通过政策引导，让农户尽可能调整其生产结构，同时寻找其他增收渠道，缓解其对减贫的不利影响。

[参考文献]

- [1] 黄季焜, 徐志刚, 李宁辉, SCOTT ROZELLE. 贸易自由化与中国的农业、贫困和公平 [J]. 农业经济问题, 2005 (7): 9-15+79.
- [2] 程国强. 中国农产品出口: 增长、结构与贡献 [J]. 管理世界, 2004 (11): 85-96.
- [3] KIS-KATOS K, ROBERT S. Poverty, Labor Markets and Trade Liberalization in Indonesia [J]. Journal of Development Economics, 2015, 117: 94-106.
- [4] 张茵, 万广华. 全球化加剧了城市贫困吗? [J]. 经济学 (季刊), 2007 (1): 105-126.
- [5] 郭熙保, 罗知. 贸易自由化、经济增长与减轻贫困——基于中国省际数据的经验研究 [J]. 管理世界, 2008 (2): 15-24.
- [6] 胡朝霞, 焦根建. 贸易与直接投资自由化对我国经济增长的影响: 基于省份变系数面板数据模型的经验研究 [J]. 国际贸易问题, 2010 (11): 22-28.
- [7] 李石新, 邹新月, 郭新华. 贸易自由化与中国农村贫困的减少 [J]. 中国软科学, 2005 (10): 51-57.
- [8] LITCHFIELD J, NEIL M, ALAN W. Agricultural Trade Liberalization and Poverty Dynamics in Three Developing Countries [J]. American Journal of Agricultural Economics, 2003, 85 (5): 1285-1291.
- [9] 张全红. 出口贸易对我国城镇贫困的影响——基于1985—2005年中国数据的协整分析和格兰杰因果检验 [J]. 财贸研究, 2008 (3): 50-57.
- [10] 朱晶, 洪伟. 贸易开放对我国工农产品贸易条件及农民福利的影响 [J]. 农业经济问题, 2007 (12): 9-14+110.
- [11] HUANG J, LI N, SCOTT R. Trade Reform, Household Effects, and Poverty in Rural China [J]. American Journal of Agricultural Economics, 2003, 85 (5): 1292-1298.
- [12] STOLPER W F, SAMUELSON P A. Protection and Real Wages [J] Review of Economic Studies, 1941, 9 (1): 58-73.
- [13] PIERRE R A, JOSHUA A. Trade Liberalization and Unemployment [J]. Journal of International Trade & Economic Development 1996, 5 (3): 265-286.
- [14] 王跃生, 吴国锋. 贸易自由化与中国的城乡收入差距——基于地级城市面板数据的实证研究 [J]. 国际贸易问题, 2019 (4): 64-75.
- [15] 毛学峰, 刘晓昀. 贸易自由化对贫困农户劳动力非农就业的影响 [J]. 中国农村观察, 2005 (2): 45-50+56.
- [16] 曾国彪, 姜凌. 贸易开放、地区收入差距与贫困: 基于CHNS数据的经验研究 [J]. 国际贸易问题, 2014 (3): 72-85.
- [17] 胡海军, 张卫东, 向锦. 贸易开放度与我国农村贫困的联系的实证研究 [J]. 国际贸易问题, 2007 (8): 15-21.
- [18] 张莉琴. 我国农产品的进口关税水平及税率结构安排 [J]. 中国农村经济, 2005 (7): 51-57.
- [19] 程国强. 世界贸易体系中的中国农业 [J]. 管理世界, 2005 (5): 84-90+95.
- [20] 王永静, 刘引兄. 农产品贸易、农业技术进步与农民收入——以新疆为例 [J]. 新疆农垦经济, 2019 (9): 27-34.
- [21] 马轶群. 农产品贸易、农业技术进步与中国区域间农民收入差距 [J]. 国际贸易问题, 2018 (6): 41-53.
- [22] 鲜祖德, 王萍萍, 吴伟. 中国农村贫困标准与贫困监测 [J]. 统计研究, 2016, 33 (9): 3-12.
- [23] 徐映梅, 张提. 贫困缺口总指数的构造、分解与应用 [J]. 统计研究, 2016, 33 (7): 3-10.
- [24] 袁方, 史清华, 卓建伟. 农民工福利贫困按功能性活动的变动分解: 以上海为例 [J]. 中国软科学, 2014 (7): 40-59.
- [25] 刘轶芳, 罗文博. 1989—2009年我国农村贫困演变及指数分解研究 [J]. 农业技术经济, 2013 (10): 4-15.

- [26] LOREN B, CARSTEN A H. Spatial Price Differences in China: Estimates and Implications [J]. *Economic Development and Cultural Change*, 2006, 55 (1): 43-86.
- [27] TOPALOVA, P. Factor Immobility and Regional Impacts of Trade Liberalization: Evidence On Poverty from India [J]. *American Economic Journal: Applied Economics*, 2010, 2 (4): 1-41.
- [28] 高若晨, 李实. 农村劳动力外出是否有利留守家庭持久脱贫——基于贫困脆弱性方法的实证分析 [J]. *北京师范大学学报 (社会科学版)*, 2018 (4): 132-140.
- [29] 朱梦冰, 李实. 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 [J]. *中国社会科学*, 2017 (9): 90-112+207.
- [30] 彭小辉, 史清华. 中国村级组织运转特征、影响因素及区域差异——基于1995—2013年的实证 [J]. *社会科学*, 2017 (5): 38-53.
- [31] 程名望, 史清华. 个人特征、家庭特征与农村剩余劳动力转移——一个基于 Probit 模型的实证分析 [J]. *经济评论*, 2010 (4): 49-55.
- [32] 彭小辉, 王玉琴, 史清华. 山西农家行为变迁: 1986—2012 [M]. 北京: 中国农业出版社, 2017.
- [33] WINTERS L A, MCCULLOCH N, MCKAY A. Trade Liberalization and Poverty: the Evidence so far [J]. *Journal of Economic Literature*, 2004, 42 (1): 72-115.

(责任编辑 刘建昌)

Can Trade Liberalization of Agricultural Products Reduce Poverty in China

—Evidence Based on Micro Household Data

FAN Jiaojiao GAI Qingen SHI Qinghua

Abstract: Based on national micro household data, this paper first constructed the Foster-Greer-Thorbecke (FGT) index for 31 provinces in China. And then we examined the impact of agricultural trade liberalization on poverty reduction using the fixed effect model. Our main findings are: Agricultural exports have significant impact on the alleviation of the poverty problem in rural areas, while agricultural imports have a negative impact on poverty reduction overall. However, the sub-sample analysis indicates that, for the southern and coastal provinces, agricultural imports have positive impact in the reduction of poverty depth and intensity, while it has an adverse impact for the remaining provinces. In addition, the agricultural exports always have a significant positive impact on the total output and sales revenue of agricultural products, while imports have a negative overall impact. Generally speaking, the effects of agricultural exports on the poverty, output and sale of farmers tend to be greater than that of imports. Thus, agricultural trade liberalization is overall positive on the agricultural sector (holding existing trade risk and friction level constant). In addition, agricultural trade liberalization changes farmers' planting structure and improves the production of agricultural products with comparative advantage. The DID analysis indicates that agricultural trade liberalization is more beneficial to the southern and coastal provinces as compared to other regions.

Keywords: Rural Poverty; Trade Liberalization of Agricultural Products; Agricultural Product Income