

贸易便利化对中国省级层面农产品贸易的影响*

——基于中国省域贸易便利化调查数据的分析

崔鑫生¹ 连洁² 李芳³

摘要：本文基于中国省域贸易便利化调查数据，采用引力模型考察省域贸易便利化对省级层面农产品贸易的影响。研究表明，省域贸易便利化对中国省级层面农产品贸易额具有显著的促进作用；东部沿海地区的农产品贸易更容易受到贸易便利化的影响；在省域贸易便利化的具体指标中，信息可获得性、单证与自动化、规费与费用等都对农产品贸易有显著影响。

关键词：省域贸易便利化 农产品贸易 引力模型

中图分类号：F741.2 **文献标识码：**A

一、引言

中国农业的对外开放始于改革开放初期，加入世界贸易组织（WTO）极大地促进了中国农产品的对外贸易。目前，中国已成为全球最大的农产品进口国，是全球大豆、食糖、棉花等农产品的最大买家^①。2015年，中国接受了WTO《贸易便利化协定》（下文简称“《协定》”）。2017年，该《协定》正式生效，中国农产品进出口额同比增长就超过9%，接近2014亿美元，其中，进口额达到1258.6亿美元^②。2018年，中国农产品进出口额同比增长7.7%，达到2168亿美元^③。

一般认为，贸易便利化可以大幅削减国际贸易成本，为贸易各方带来巨大收益。由于农产品自身的特点，如易腐性，以及由此带来的农产品贸易的特殊性，如边境检查更加严格、对交货延误比较敏感等，贸易便利化对农产品贸易的影响有别于对工业品贸易的影响。另外，中国地理区域广阔，

*本文研究得到国家自然科学基金应急项目“中国（上海）自贸试验区贸易模式转型与贸易便利化研究”（项目编号：71341044）、北京市社会科学基金项目“北京提升跨境贸易营商环境的模式与路径研究”（项目编号：18JDGLA044）、对外经济贸易大学特色项目“贸易便利化指数及其应用”（项目编号：TS3-04）的资助。感谢匿名评审专家和编辑部老师提出的宝贵意见和建议，但文责自负。

^①参见《中国全方位扩大农业对外开放》，<http://www.chinanews.com/cj/2018/08-12/8597377.shtml>。

^②资料来源：同上。

^③参见《2018年我国农产品进出口情况》，http://www.moa.gov.cn/ztzl/nybrl/rlxx/201902/t20190201_6171079.htm。

地区间自然条件差异较大，因此，各省（自治区、直辖市）^①之间不仅农产品贸易形态存在差异，贸易便利化水平也参差不齐。已有研究在贸易便利化能否促进农产品对外贸易方面仍存在争议。在中国已经接受《协定》且《协定》已经生效的情况下，厘清贸易便利化对中国农产品贸易的影响，特别是探究中国省域贸易便利化对省级层面农产品贸易的影响，对中国落实《协定》中承诺的具体条款具有推动作用，并有助于各省在“乡村振兴”的大背景下，根据本地特点制定最适合的贸易便利化措施，从而进一步深化农业对外开放。

本文力图运用引力模型检验贸易便利化对中国农产品贸易的影响，特别是利用中国省域贸易便利化调研数据分析省域贸易便利化对省级层面农产品贸易是否具有正向影响。因此，与以往的研究相比，本文主要的边际贡献是：使用能体现农产品贸易特征的数据，例如省域贸易便利化指数、农业总产值和农产品平均关税，检验省域贸易便利化对中国省级层面农产品贸易的影响。

二、文献综述

根据 WTO 的界定，贸易便利化是国际贸易程序的简化与协调，其内容主要是海关制度及规则的透明度、海关程序的简化与税费减免以及货物自由过境的制度安排^②。经济合作与发展组织（OECD）认为贸易便利化是除关税、配额外，国际贸易货物经由边境而承担的所有的贸易成本的总和^③。

研究贸易便利化首先面临的的就是便利化的测量问题，然后才是利用全球贸易分析模型（Global Trade Analysis Project, GTAP）、可计算的一般均衡模型（Computable General Equilibrium, CGE）和引力模型等工具分析贸易便利化的影响，研究贸易便利化的福利效应。OECD 在其他国际组织研究的基础上，构建了贸易便利化指标体系（Trade Facilitation Indicators, TFI）。这成为测量各国贸易便利化的主要工具，得到了广大学者的认可。

国外多数研究者认为，贸易便利化水平的提升有助于促进农产品贸易。Felipe and Kumar（2010）利用物流绩效指标（Logistics Performance Index, LPI）衡量了中亚国家的贸易便利化水平，并运用引力模型开展实证研究后发现，在部分国家和地区，改善贸易便利化可以大幅促进农产品贸易，最高影响程度可达 100%。Persson（2013）将商品出口所需时间作为贸易便利化的代理变量，研究发现，出口时间对于发达国家出口至欧盟国家的农产品数量具有显著的影响，如果出口所需时间下降 1%，差异化和同质化产品的出口数量将分别提升 0.7%和 0.4%。Martinez-Zarzoso and Márquez-Ramos（2008）分部门研究了进出口时间对农产品贸易的影响，结果表明，进口时间和出口时间对咖啡、茶叶、可可、香料、皮毛的贸易量具有显著的负向影响，且出口时间的影响大于进口时间的影响。

然而，部分学者从具体国家或个别农产品的角度开展研究后发现，贸易便利化对农产品贸易的

^①为了简化表述，下文中所讲的“省”均指的是“省（自治区、直辖市）”。

^②参见 WTO: *World Trade Report 2015*, https://www.wto.org/english/res_e/publications_e/wtr15_e.htm。

^③参见 OECD: *Trade Facilitation and the Global Economy* (2018), <http://dx.doi.org/10.1787/9789264277571-en>。

影响并不显著。Soloaga et al. (2006) 发现, 虽然改善海关环境对墨西哥的整体出口有利, 但是对食物、饮料和烟草的进口来说, 贸易便利化的影响并不显著。Liapis (2011) 发现, 尽管进口时间每减少 10% 可以使农产品贸易总量提升 22%, 但是对经过加工的农产品贸易的影响并不显著。Liu and Yue (2013) 分析了进口时间敏感度不同的农产品贸易与贸易便利化之间的关系, 发现贸易便利化直接影响易腐农产品的价格和质量, 而那些对进口时间不敏感的农产品, 所受影响并不显著。Moisé and Sorescu (2013) 运用引力模型估计了贸易便利化指数对发展中国家双边贸易流动的影响, 结果表明, 虽然贸易便利化指数的提高有助于提升发展中国家的贸易总量和制造业贸易量, 但是对农产品贸易量的影响并不显著。不过, 对低收入和中等收入国家的回归结果表明, 部分贸易便利化指标 (例如信息可得性、预先裁定、手续文件、手续自动化、手续流程和政府公平管理) 对农产品贸易的促进作用还是显著的。对此, 他们认为, 这可能是因为在设计贸易便利化指数时没有纳入足够多的反映农业部门特征的变量, 从而不能充分地反映农产品贸易的特点。

国内也有学者关注贸易便利化对农产品贸易的影响, 但文献数量偏少。已有的相关文献均认为在国家层面上贸易便利化可以促进农产品贸易, 例如, 谭晶荣、潘华曦 (2016) 根据《全球竞争力报告》和《全球清廉指数报告》测算了中国与“一带一路”沿线 58 个国家的贸易便利化水平, 认为贸易便利化是影响中国与“一带一路”沿线国家农产品贸易的重要因素; 刘昭洁等 (2018) 则在国家层面分析了贸易便利化对农产品贸易、工业品贸易和中间品贸易影响的差异。

由上可见, 对于贸易便利化是否会促进农产品贸易以及影响程度如何, 学者们的观点并不完全一致。多数研究认为贸易便利化对农产品贸易具有一定的促进作用, 但也有不少学者持有异议, 因此, 有必要深入分析贸易便利化对中国农产品贸易的影响, 特别是省域贸易便利化对中国省级层面农产品贸易的影响。已有的关于贸易便利化对农产品贸易影响的研究都是在国家或地区层面上进行的, 很少涉及经济体内部贸易便利化的差异和影响。事实上, 一个经济体内部不同区域之间贸易便利化水平的差异也很大, 即便是在同一个关区实施相同的贸易政策和海关监管制度的情况下, 中国各省的贸易便利化水平也会因政策理解和执行的差异而在政策效果上表现迥异 (崔鑫生, 2017)。在省级层面上研究贸易便利化对农产品贸易的影响可以为特定地区制定农业贸易促进措施提供更切实可靠的决策依据, 这也正是本文研究的目的。

三、模型设定和数据描述

(一) 模型设定

引力模型 (gravity model) 因方程式类似于物理学上的引力法则而得名。Tinbergen (1962) 和 Pöyhönen (1963) 最早将引力模型应用于国际贸易研究。他们指出, 两国贸易规模与其经济总量成正比, 与两国之间的距离成反比, 模型的一般形式可以表示为:

$$X_{ij} = Y_i^{a_1} Y_j^{a_2} D_{ij}^{a_3} \quad (1)$$

(1) 式中, X_{ij} 表示 i 国和 j 国之间的贸易流量, Y_i 表示 i 国的国内生产总值, Y_j 表示 j 国

的国内生产总值, D_{ij} 表示 i 国和 j 国之间的距离, a_1 、 a_2 、 a_3 为对应变量的参数。然而, 由于这种简单的引力模型缺乏理论基础^①, Anderson (1979)、Anderson and Wincoop (2003) 基于常数替代弹性 (constant elasticity of substitution, CES) 建立了一般均衡引力方程, 方程表达式为:

$$X_{ij} = \frac{Y_i Y_j}{Y^w} \left(\frac{t_{ij}}{p_i p_j} \right)^{1-\sigma} \quad (2)$$

其中,

$$p_j^{1-\sigma} = \sum_i p_i^{\sigma-1} \theta_i t_{ij}^{1-\sigma} \quad \forall j \quad (3)$$

(2) 式和 (3) 式中, σ 是商品之间的替代弹性, p_i 和 p_j 分别是出口国和进口国的价格指数, t_{ij} 是贸易成本因子, 可以看作是两国之间的贸易壁垒。(2) 式中的 Y^w 是全球名义收入, X_{ij} 、 Y_i 和 Y_j 的含义与 (1) 式中一致。(3) 式中的 θ_i 表示收入份额, 即 $\theta_i = Y_i / Y^w$ 。

在实证分析时, 可以直接使用非线性回归估计 (2) 式, 也可以使用 Baier and Bergstrand (2009) 的泰勒展开式方法对 (2) 式进行估计, 最简单的就是直接采用固定效应模型。如果中国 i 省和贸易对象 j 国间的 t_{ij} 受制于距离、贸易便利化, 则它们之间带有固定效应的引力模型方程可以写成:

$$\ln X_{ijt}^K = \beta_0 + \beta_1 \ln GDP_{it} + \beta_2 \ln GDP_{jt} + \beta_3 \ln DIST_{ijt} + \beta_4 TFI_{it} + \beta_5 TFI_{jt} + D_{it} + D_{jt} + D_{it} + D_{kt} + \varepsilon_{ijt} \quad (4)$$

(4) 式中, X_{ijt}^K 表示 t 时刻中国 i 省与贸易对象 j 国之间在 K 行业部门的贸易流量, GDP_{it} 和 GDP_{jt} 分别表示 t 时刻中国 i 省的生产总值和贸易对象 j 国的国内生产总值, $DIST_{ijt}$ 表示中国 i 省与 j 国之间的距离, TFI_{it} 和 TFI_{jt} 分别表示 t 时刻中国 i 省的贸易便利化指数和 j 国的贸易便利化指数。 $\beta_0 \sim \beta_5$ 为待估参数, D_{it} 、 D_{jt} 、 D_{it} 、 D_{kt} 分别表示中国 i 省的经济体一时间固定效应、贸易对象 j 国的经济体一时间固定效应、时间固定效应和部门固定效应, ε_{ijt} 是随机干扰项。

(4) 式可被用于估计国家层面贸易便利化指数对农产品贸易的影响^②。此时, 固定效应包含多边阻力 (multilateral resistance, MR), 不会因为缺失多边阻力造成估计偏误。然而, 本文所用的省域贸易便利化指数是截面数据, 无法使用固定效应模型进行估计, 这时就必须考虑贸易双方与第三国的距离、共同语言、自贸协定等因素引发的多边阻力可能导致的估计偏误。一般而言, 这些引发多边阻力的因素与中国各省及其贸易对象国的贸易便利化水平无关, 因此, 忽略多边阻力只会增大扰动项的方差, 影响估计的精度, 不会影响贸易便利化估计系数的一致性。考虑到一省的进出口还

^①Anderson (1979) 指出了传统引力模型缺乏理论基础的缺陷。

^②此时, 中国 i 省就演变成了单一的贸易主体, 中国 i 省的经济体一时间固定效应也会被时间固定效应吸收。

会受到关税^①、自由贸易协定的影响，因此，(4)式可被改写为：

$$\ln X_{ij}^K = \beta_0 + \beta_1 \ln GDP_i + \beta_2 \ln GDP_j + \beta_3 \ln DIST_{ij} + \beta_4 TFI_i + \beta_5 TFI_j + \beta_6 \ln(1 + TRAI_j) + \beta_7 FTA_{ij} + \beta_8 AREA_E_i + \beta_9 AREA_M_i + \varepsilon_{ij} \quad (5)$$

(5)式中， X_{ij}^K 可以是中国*i*省和贸易对象*j*国之间的工业品贸易额、中间品贸易额或农产品贸易额，以对比分析中国省域贸易便利化指数对工业品贸易、中间品贸易和农产品贸易的影响。

GDP_i 和 GDP_j 分别表示中国*i*省的生产总值和贸易对象*j*国的国内生产总值， $DIST_{ij}$ 表示中国*i*省与*j*国之间的距离， TFI_i 表示中国*i*省的贸易便利化指数， TFI_j 表示贸易对象*j*国的贸易便利化指数， $TRAI_j$ 表示*j*国的关税水平， FTA_{ij} 表示中国是否和*j*国签署自由贸易协定， $AREA_E_i$ 和 $AREA_M_i$ 是地区虚变量，分别表示中国东部地区和中地区，并且以西部地区为对照组，用来衡量不同地区间的差异。 $\beta_0 \sim \beta_9$ 为待估参数。

考虑到 Moisé and Sorescu (2013) 指出贸易便利化对农业部门影响不显著的原因可能是测量贸易便利化水平时没有纳入足够多的反映农产品贸易特征的变量，因此，本文在(5)式的基础上使用更能反映农产品贸易特征的变量，设定了如下模型：

$$\ln X_{ij}^A = \beta_0 + \beta_1 \ln AGDP_i + \beta_2 \ln AGDP_j + \beta_3 \ln DIST_{ij} + \beta_4 TFI_i + \beta_5 TFI_j + \beta_6 \ln(1 + ATRAI_j) + \beta_7 FTA_{ij} + \beta_8 AREA_E_i + \beta_9 AREA_M_i + \varepsilon_{ij} \quad (6)$$

(6)式中， X_{ij}^A 表示中国*i*省和贸易对象*j*国之间的农产品贸易额， $AGDP_i$ 和 $AGDP_j$ 分别表示中国*i*省和贸易对象*j*国的农业总产值， $ATRAI_j$ 表示*j*国的农产品关税水平，其他符号的含义同(5)式。

(二) 变量的数据来源及说明

1. 国家层面贸易便利化指数。为了衡量国家层面的贸易便利化水平，根据 OECD 的贸易便利化指标体系，本文从制度环境、海关效率、进出口程序、基础设施、边境管理透明度 5 个方面选取 26 个指标，并利用层次分析法确定指标权重，进而构建国家层面的贸易便利化指数（包括中国贸易便利化指数和贸易对象国贸易便利化指数）。数据来源包括：①世界经济论坛发布的《全球竞争力报告》（The Global Competitiveness Report）和贸易促进指数（Enabling Trade Index）^②。②世界银行发布的《营商环境报告》（Doing Business）^③、物流绩效指数（Logistics Performance Index, LPI）^④和全球

^①一般而言，各国普遍对进口产品征收关税，较少对出口产品征收关税，因此，本文模型设定中的关税是指进口关税。

^②参见 <https://www.weforum.org/>。

^③参见 <http://www.doingbusiness.org/>。

^④参见 <https://lpi.worldbank.org/>。

政府治理指数 (Worldwide Governance Indicator, WGI)^①。③联合国贸易和发展会议发布的班轮连通性指数 (Liner Connectivity Index)^②。④透明国际公布的腐败感知指数 (Corruption Perceptions Index)^③。需要说明的是, 本文采用的是 2009~2016 年的数据。

2. 中国省域贸易便利化指数。本文根据 WTO 的《协定》, 同时借鉴 OECD 的贸易便利化指标体系, 并按照可以被企业识别且具有省域区分度的标准构建中国省域贸易便利化指数。该指数共涉及 7 项指标。首先, 根据 2015~2016 年间对中国 31 个省级行政区的企业和相关政府官员发放 6000 份问卷 (有效问卷 3459 份) 调查所得的数据, 为 7 项指标的细分变量赋值; 其次, 运用层次分析法和专家打分法确定指标权重; 最后, 对这 7 项指标加权求和得到本文分析使用的中国省域贸易便利化综合评价指数^④。

3. 对外贸易额。中国对外贸易额 (包括进口额、出口额) 来源于联合国的商品贸易统计 (UN Comtrade) 数据库^⑤和世界银行的世界发展指标 (World Development Indicators) 数据库^⑥。中国各省的农产品、工业品和中间品贸易额来源于中国海关进出口数据库^⑦。在本文研究中, 中国分省的贸易数据采用的是 2015 年和 2016 年 31 个省级行政区与 188 个国家和地区^⑧农产品、工业品和中间品贸易额的平均数^⑨。其中, 农产品采用的是中国商务部《中国农产品进出口月度统计报告》中对于农产品的统计口径, 即 WTO《农业协定》中定义的农产品再加上水海产品; 工业品采用的是联合国国际贸易标准分类 (standard international trade classification, SITC) 中对工业制成品的定义; 中间品采用的是联合国大类经济类别分析 (broad economic classification, BEC) 中对于中间货物的定义。

4. 生产总值。188 个国家和地区的国内生产总值、农业总产值数据来源于世界银行的世界发展指标数据库, 中国的国内生产总值数据来源于《中国统计年鉴》, 中国 31 个省级行政区的省域生产总值、农业总产值数据来源于各省的统计年鉴^⑩。

5. 距离。本文分析中需要用到的距离有两种: 一种是中国首都北京与 188 个国家和地区的首都

^①参见 <https://datacatalog.worldbank.org/>。

^②参见 <https://www.indexmundi.com/>。

^③参见 <http://cpi.transparency.org/>。

^④为了表述上的简便, 在后文中简称为“省域贸易便利化指数”。7 个指标的权重、具体细分变量、指数具体的计算过程以及调查过程因篇幅限制没有详细汇报, 有兴趣的读者可向作者索取。

^⑤参见 <https://unctadstat.unctad.org/>。

^⑥参见 <http://datatopics.worldbank.org/>。

^⑦参见 <http://www.haiguan.info/>。

^⑧本文研究选取的 188 个国家和地区是从与中国 31 个省级行政区发生贸易往来的国家和地区中, 剔除了国家层面贸易便利化数据不可获得的国家和地区后得到的。

^⑨采用 2015 年和 2016 年的平均数主要是为了与根据调查数据计算所得的省域贸易便利化指数匹配。

^⑩参见 <http://www.stats.gov.cn/tjsj/ndsj/>。

(首府)城市之间的直线距离,另一种是中国31个省级行政区的省会(首府)城市与188个国家和地区的首都(首府)城市之间的直线距离。这两种距离数据均由笔者根据谷歌地图测算所得。

6.关税。本文分析中的关税指的是进口关税,数据来自世界银行世界综合贸易解决方案(World Integrated Trade Solution, WITS)数据库^①。农产品关税采用WITS数据库中蔬菜、动物和食品3类主要农产品的平均关税作为代理变量。

7.自由贸易协定。本文引入自由贸易协定变量出于两方面的考虑:一是自由贸易协定的签署有利于降低贸易壁垒,对农业对外贸易可能有促进作用;二是是否签署自由贸易协定在一定程度上可以反映中国与贸易对象国的外交关系是否友好,在同等情况下,友好国家之间的贸易往来可能会更多。中国与188个国家和地区是否签署自由贸易协定的数据来自中国自由贸易区服务网^②。

(三) 主要变量的描述性统计

1. 样本说明和主要变量的基本特征。本研究所用的有效样本观测值数量为5828个,变量总数为17个,其中,数值型变量有14个,虚拟变量有3个,各变量的含义及其描述性统计见表1。需要说明的是,为了减小可能存在的异常观测值的影响、削弱数据的偏态性和异方差性、更好地利用最小二乘法进行估计,表1中的贸易额、对象国国内生产总值、对象国农业总产值、省域生产总值、省域农业总产值和距离都被取了自然对数。此外,为了便于比较,本文还对省域贸易便利化指数和国家层面贸易便利化指数进行了标准化处理,以保证结果落到[0,1]区间。为了描述变量的相关性,本文计算了主要变量间的皮尔逊相关系数。从计算结果看,中国省级层面的农产品贸易额与主要解释变量具有一定的相关性;解释变量之间的相关系数较小,表现出了较好的独立性。

表1 变量的含义及其描述性统计

变量名称	变量含义	平均值	标准差	最小值	最大值
农产品贸易额	中国 <i>i</i> 省与 <i>j</i> 国2015年和2016年农产品贸易额的平均值(百万美元);取自然对数值	9.19	7.19	0	22.52
中间品贸易额	中国 <i>i</i> 省与 <i>j</i> 国2015年和2016年中间品贸易额的平均值(百万美元);取自然对数值	13.03	5.80	0	24.88
工业品贸易额	中国 <i>i</i> 省与 <i>j</i> 国2015年和2016年工业品贸易额的平均值(百万美元);取自然对数值	15.20	4.95	0	25.97
省域贸易便利化指数	根据2015~2016年间的调查数据计算得到的中国 <i>i</i> 省贸易便利化指数	0.31	0.24	0	1
中国贸易便利化指数	中国2009~2016年的贸易便利化指数	0.67	0.042	0.65	0.72
对象国贸易便利化指数	<i>j</i> 国2009~2016年的贸易便利化指数	0.52	0.28	0.00	1.00
中国国内生产总值	中国2009~2016年的国内生产总值(百万美元);取自然对数值	15.94	0.35	15.44	16.23
省域生产总值	中国 <i>i</i> 省2015年和2016年生产总值的平均值	12.49	0.97	9.74	13.99

^①参见 <https://wits.worldbank.org>。

^②参见 <http://fta.mofcom.gov.cn/>。

省域农业总产值	(百万美元)；取自然对数值 中国 <i>i</i> 省 2015 年和 2016 年农业总产值的平均值 (百万美元)；取自然对数值	9.93	1.13	7.41	11.25
对象国国内生产总值	<i>j</i> 国 2009~2016 年的国内生产总值 (百万美元)；取自然对数值	14.95	2.36	8.19	21.33
对象国农业总产值	<i>j</i> 国 2015 年和 2016 年农业总产值的平均值 (百万美元)；取自然对数值	7.17	2.70	0.00	12.78
距离	中国 <i>i</i> 省(或北京)与 <i>j</i> 国之间的距离(千米)；取自然对数值	8.92	0.60	4.68	9.89
关税	<i>j</i> 国 2015 年和 2016 年的平均关税水平 (%)	10.16	0.72	8.30	12.20
农产品关税	<i>j</i> 国 2015 年和 2016 年的农产品平均关税水平 (%)	18.27	1.59	12.93	24.80
自由贸易协定	中国与 <i>j</i> 国是否签署自由贸易协定？是=1，否=0	0.12	0.32	0.00	1.00
东部地区	中国东部地区：是=1，否=0	0.35	0.48	0.00	1.00
中部地区	中国中部地区：是=1，否=0	0.26	0.44	0.00	1.00

2. 中国省域贸易便利化指数和农产品贸易额。运用所获得的数据，本文对中国 31 个省级行政区的贸易便利化水平进行了测算，结果见图 1。

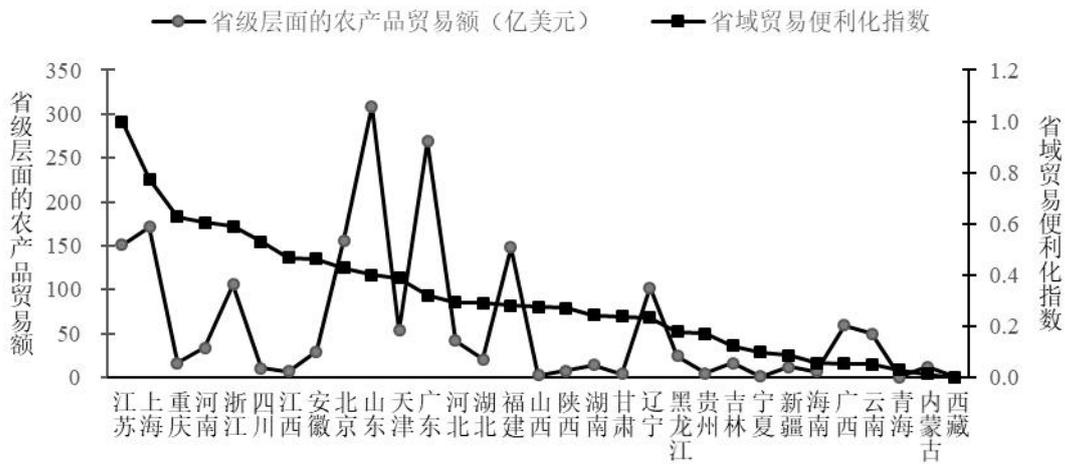


图 1 省域贸易便利化指数与省级层面的农产品贸易额

资料来源：本文作者根据获取的数据计算和整理得到。

从测算结果可以得知，江苏的贸易便利化指数最高，其次是上海、重庆、河南、浙江，而青海、内蒙古、西藏的贸易便利化指数在全国处于末位。在中国 31 个省级行政区的农产品贸易额（2015 年和 2016 年的简单平均值）中，山东省的农产品贸易额以 309.15 亿美元位居首位，广东省位居第二位，农产品贸易额为 268.71 亿美元，上海、北京、江苏、福建、浙江、辽宁的农产品贸易额均达 100 亿美元以上，而宁夏、西藏、青海的农产品贸易额较低，小于 2 亿美元（见图 1）。从图 1 中还

可以看出,随着省域贸易便利化指数的降低,省级层面的农产品贸易额虽然呈现出一定程度的波动,但总体上表现为递减趋势,这表明省域贸易便利化指数与省级层面的农产品贸易额之间存在一定的相关关系。通过进一步检验二者的相关性可知,二者之间呈现正向的相关关系,相关系数为0.30,且从区域看,东中西部的省域贸易便利化指数与省级层面的农产品贸易额之间也都存在一定的正向相关关系。

四、实证结果及讨论

(一) 贸易便利化对中国农产品贸易的影响

为了从整体上理解贸易便利化对中国农产品贸易的影响,本文首先使用2009~2016年国家层面的贸易便利化指数分析贸易便利化对中国农产品贸易的影响。表2报告的是中国贸易便利化指数和对对象国贸易便利化指数对中国农产品贸易额影响的估计结果。为了从多个角度检验贸易便利化的影响,回归中使用了3种不同形式的贸易便利化指数,其中,贸易便利化综合指数是通过计算贸易双方贸易便利化指数乘积的平方根得到的。估计结果表明,国家层面的贸易便利化对中国农产品贸易额整体上有正向影响,但并不是在所有的回归中影响都显著,这与Soloaga et al. (2006)、Moisé and Sorescu (2013) 等研究的结果是一致的。为了充分反映农产品贸易的特征,本文后续将使用省域贸易便利化指数代替中国贸易便利化指数、农业总产值代替国内生产总值,同时引入农产品平均关税作为控制变量,分析省域贸易便利化对中国省级层面农产品贸易额的影响。

表2 贸易便利化对中国农产品进口额、出口额影响的回归结果

变量名称	回归1	回归2	回归3	回归4	回归5	回归6
	出口额	出口额	出口额	进口额	进口额	进口额
中国贸易便利化指数	—	2.235*** (3.33)	—	—	0.750 (0.89)	—
对象国贸易便利化指数	-1.020 (0.84)	-0.732 (0.61)	—	9.780*** (2.79)	9.795*** (2.79)	—
贸易便利化综合指数	—	—	3.195*** (2.75)	—	—	1.320 (1.09)
中国国内生产总值	0.608*** (4.43)	0.296** (2.44)	0.348*** (2.89)	0.732*** (2.77)	0.288 (0.51)	0.231 (0.43)
对象国国内生产总值	0.433*** (4.43)	0.395*** (3.90)	0.396*** (3.90)	0.836*** (3.25)	0.853*** (3.30)	1.118*** (4.43)
距离	-1.334** (2.14)	-1.352** (2.16)	-1.177* (1.90)	1.134 (1.28)	1.151 (1.29)	0.724 (0.83)
观测值数 ^a	1504	1504	1504	1504	1504	1504
调整拟合优度	0.471	0.493	0.485	0.238	0.238	0.242
F检验值	875.030***	769.370***	686.186***	727.870***	785.360***	677.230***

注: ①***、**、*分别代表在1%、5%、10%的统计水平上显著。②括号中的数字是t值。^a188×8=1504。

(二) 省域贸易便利化对中国省级层面不同产品贸易的影响

对于不同类型的产品，其贸易额受贸易便利化影响的程度不同。在分析省域贸易便利化对中国省级层面农产品贸易额的影响之前，首先对比分析它对农产品、工业品和中间品贸易额影响的差异，这有助于说明为什么有些研究认为贸易便利化对农产品贸易的影响不显著——这是因为农产品贸易对贸易便利化的敏感程度比较弱。在对（5）式的检验中，怀特检验和BP检验的结果显示模型强烈拒绝同方差的原假设，即模型设定存在异方差。然而，在样本容量较大的情形下，可以采用异方差稳健标准误进行最小二乘法（OLS）回归，这样做不会影响相关的参数估计^①。

表3报告的就是使用省域贸易便利化指数的截面数据、基于异方差稳健标准误对（5）式进行最小二乘法估计的结果。从表3中的结果可以看出，对于工业品和中间品贸易额来说，省域贸易便利化具有显著的正向影响，而且它对中间品贸易额的影响大于对工业品贸易额的影响。这是因为，中间品是全球价值链中流动最为频繁的产品，最易受到贸易成本的影响。然而，对于农产品贸易额来说，省域贸易便利化指数的影响没有通过显著性检验，这可能是因为，随着经济的发展，农业总产值在一国GDP中所占的份额逐渐下降，在这种情况下，在引力模型中使用国内生产总值作为控制变量来估算省域贸易便利化对农产品贸易的作用会影响参数估计。因此，省域贸易便利化对中国省级农产品贸易额的影响还需进一步验证。

表3 省域贸易便利化对中国各省农产品贸易额、工业品贸易额和中间品贸易额影响的 OLS 估计结果

变量名称	回归7	回归8	回归9
	农产品贸易额	工业品贸易额	中间品贸易额
省域贸易便利化指数	0.468 (1.33)	2.960*** (16.39)	3.217*** (13.86)
对象国贸易便利化指数	0.799** (2.14)	-0.042 (-0.22)	-1.191*** (-4.95)
省域生产总值	3.259*** (38.30)	1.904*** (26.73)	2.367*** (31.71)
对象国国内生产总值	1.593*** (35.54)	1.128*** (41.56)	1.415*** (44.02)
距离	-0.086 (-0.67)	-0.045 (-0.58)	0.075 (0.82)
关税	-2.547 (-1.63)	-0.185 (-0.19)	-2.574** (-2.18)
自由贸易协定	2.334*** (12.76)	1.226*** (12.62)	1.523*** (12.01)
常数项	-64.011*** (-14.43)	-34.128*** (-11.42)	-43.383*** (-12.75)

^①参见威廉·格林（2011）。

贸易便利化对中国省级层面农产品贸易的影响

观测值数 ^a	4836	4836	4836
调整拟合优度	0.535	0.647	0.631
F检验值	1376.040***	684.260***	866.190***

注：①***、**、*分别代表在1%、5%、10%的统计水平上显著。②括号中的数字是t值。③由于省域的进口额和出口额数据不易获得，因变量采用的是各类产品的贸易总额。^a为了与表4中省域贸易便利化指数系数的估计结果相对照，这里的观测值剔除了32个缺失农业总产值数据的国家和地区，所以观测值数为4836（188×31-992）。

（三）省域贸易便利化对中国省级层面农产品贸易的影响

为了更准确地估计省域贸易便利化对中国省级层面农产品贸易的影响，本文用农业总产值替换国内生产总值，用贸易对象国的农产品关税替换所有产品的平均关税，使用OLS对（6）式进行回归。表4报告了采用异方差稳健标准误的最小二乘法的估计结果。其中，回归10控制了省域农业总产值、对象国农业总产值、距离，回归11在回归10的基础上控制了对象国贸易便利化指数、农产品关税，回归12进一步控制了自由贸易协定的虚拟变量，回归13更进一步控制了东部地区、中部地区虚拟变量。整体来看，模型运行良好，从回归10到回归13，调整拟合优度逐步提高，核心解释变量省域贸易便利化指数的系数符号均为正，且在1%的统计水平上显著，这表明模型具有较强的稳健性。不同于回归7的结果，回归13的结果显示，省域贸易便利化对中国省级层面的农产品贸易额具有显著的正向影响，这是因为省域贸易便利化指数能够反映农产品贸易的基本特征（崔鑫生等，2019），且回归13使用农业总产值替代国内生产总值，剔除了使用国内生产总值导致的估计偏误。在保持其他因素不变时，省域贸易便利化指数每提高1个基点，中国省级层面的农产品贸易额增加4.21%；对象国贸易便利化指数每提高1个基点，中国省级层面的农产品贸易额增加7.21%。

表4 省域贸易便利化对中国省级层面农产品贸易额影响的OLS估计结果

变量名称	回归10	回归11	回归12	回归13
省域贸易便利化指数	7.987*** (24.79)	8.146*** (25.88)	8.108*** (25.92)	4.214*** (11.96)
对象国贸易便利化指数	—	7.531*** (24.82)	7.205*** (23.65)	7.210*** (25.19)
省域农业总产值	0.992*** (14.28)	1.054*** (15.05)	1.051*** (15.09)	1.232*** (19.31)
对象国农业总产值	1.155*** (34.66)	0.741*** (17.12)	0.718*** (16.63)	0.717*** (17.35)
距离	-1.107*** (-7.58)	-0.546*** (-4.15)	-0.210* (-1.52)	-0.377*** (-2.89)
农产品关税	—	-1.003*** (-16.27)	-0.939*** (-15.11)	-0.945*** (-16.00)
自由贸易协定	—	—	1.882*** (8.93)	1.775*** (9.01)
东部地区	—	—	—	4.729***

贸易便利化对中国省级层面农产品贸易的影响

(以“西部地区”为参照)	—	—	—	(24.51)
中部地区	—	—	—	0.621***
(以“西部地区”为参照)	—	—	—	(3.03)
常数项	-1.519	10.80***	6.767***	5.970***
	(-1.01)	(5.69)	(3.45)	(3.23)
观测值数	4836	4836	4836	4836
调整拟合优度	0.302	0.407	0.414	0.491
F检验值	721.280***	798.280***	724.950***	798.790***

注：①***、**、*分别代表在1%、5%、10%的统计水平上显著。②括号中的数字是t值。

(四) 省域贸易便利化分项指标对省级层面农产品贸易的影响

为了检验中国省域贸易便利化分项指标对省级层面农产品贸易的影响，本文分别用省域贸易便利化指数的7个分项指标替代(6)式中的省域贸易便利化指数，采用异方差稳健标准误进行最小二乘法估计，结果见表5。从分项指标的回归结果来看，省域贸易便利化指数的7个分项指标对省级层面的农产品贸易额都有显著的正向影响。

信息可获得性反映了商家获取贸易相关信息的便利程度。及时、便捷地获取信息是开展贸易包括农产品贸易的必要条件，获得信息越便利，越有利于开展贸易活动。回归14的结果表明，信息可获得性便利化水平增加1个基点，省级层面的农产品贸易额可以提升3.98%。商贸参与度主要判断的是省域政商双方的互信程度，政商双方的互信程度越高，对经营者从事农产品对外贸易的促进作用就越明显。回归15的结果表明，商贸参与度水平提升1个基点，省级层面的农产品贸易额会提升3.18%。

海关预裁定主要考察进出口企业对海关预归类、价格预审核、原产地预确定和海关行政裁定制度的评价。海关预裁定可以提高跨境贸易的确定性和可预见性，有助于企业控制进出口贸易的风险，提高企业从事进出口贸易的积极性，进而促进对外贸易。回归16的结果表明，海关预裁定便利化水平提升1个基点，省级层面的农产品贸易额会提升3.24%。

《协定》第4条专门规定了上诉或审查程序。在海关实施管理的过程中，如果海关行政相对人的权利受到了侵犯，他们就可能进行申诉，并要求救济。行政救济可以维护行政相对人的合法权益，防范海关行政部门在执行公务时的不当行为或者不作为。回归17的结果显示，上诉或审查程序的分值增加会对省级层面的农产品贸易额产生显著的正向影响，上诉或审查程序的分值每提升1个基点，省级层面的农产品贸易额会提升3.63%。规费与费用衡量的是除进出口关税和海关代征的国内税之外各省收取的商贸有关费用。回归18的结果显示，规费与费用便利化水平提升1个基点，省级层面的农产品贸易额可以提升3.87%。单证与自动化考量了各省通关环节手续办理的简便程度。手续简便、自动化程度高有助于降低通关时间，从而促进各省与世界其他国家和地区的农产品贸易。回归19的结果表明，单证与自动化便利化水平提升1个基点，省级层面的农产品贸易额可以提升3.96%。

通关程序是贸易便利化最重要的指标之一，它覆盖了货物进出境必须经历的各种环节。从某种意义上说，它实际上是对海关管理水平及业务素质的综合评价。由于农产品大多具有易腐性，农产

品贸易对通关时间的要求较高。从回归20的结果看，通关程序的便利化程度对省级层面的农产品贸易额具有显著的正向影响，通关程序便利化水平的分值提升1个基点，省级层面的农产品贸易额会提升3.61%。

表5 省域贸易便利化分项指标对省级层面农产品贸易额影响的OLS估计结果

变量名称	回归 14	回归 15	回归 16	回归 17	回归 18	回归 19	回归 20
信息可获得性	3.984*** (11.30)	—	—	—	—	—	—
商贸参与度	—	3.179*** (7.54)	—	—	—	—	—
海关预裁定	—	—	3.242*** (8.57)	—	—	—	—
上诉或审查程序	—	—	—	3.631*** (11.85)	—	—	—
规费与费用	—	—	—	—	3.874*** (12.69)	—	—
单证与自动化	—	—	—	—	—	3.962*** (11.24)	—
通关程序	—	—	—	—	—	—	3.613*** (10.66)
对象国贸易便利化指数	7.210*** (25.18)	7.210*** (25.01)	7.210*** (25.04)	7.210*** (25.21)	7.210*** (25.25)	7.210*** (25.17)	7.210*** (25.14)
地区虚变量	已控制						
其他控制变量 ^a	已控制						
常数项	6.277*** (3.39)	6.386*** (3.42)	6.271*** (3.37)	6.073*** (3.29)	5.149*** (2.79)	6.221*** (3.36)	6.270*** (3.38)
观测值数	4836	4836	4836	4836	4836	4836	4836
调整拟合优度	0.490	0.482	0.483	0.491	0.493	0.489	0.490
F检验值	802.580***	770.920***	782.190***	813.860***	813.720***	800.070***	798.460***

注：①***、**、*分别代表在1%、5%、10%的统计水平上显著。②括号中的数字是t值。^a其他控制变量包括省域农业总产值、对象国农业总产值、距离、自由贸易协定、农产品关税。

五、省域贸易便利化对农产品贸易影响的稳健性检验

（一）内生性检验

贸易便利化可能具有内生性。贸易便利化可能会促进农产品贸易额的增长，相应地，农产品贸易额的增长也有可能推动贸易便利化水平的提高。随着农产品贸易的迅速发展，其对区域经济增长的重要性将会提升，这就要求制定更多的农产品贸易便利化的政策和措施，例如，进一步加大信息公开力度、采用更先进的技术处理贸易事务。同时，对外贸易参与者的日益增多也对海关的工作效

率提出了更高的要求，理顺并简化通关程序就成为海关工作的重要内容。此外，贸易额的增加必然带来更多的贸易纠纷，这就要求行政管理部门在处理纠纷时能够展现更高的效率和服务质量。可见，农产品贸易的发展要求外贸管理部门能够持续进行改革，以不断提高贸易便利化水平。本文通过异方差稳健的DWH检验确定省域贸易便利化指数为内生变量。

为了解决内生性问题，本文借鉴董志强等（2012）的做法选取开埠通商的历史作为工具变量。开埠通商的历史（即从开埠通商之日起至2015年的年限）越长，也就越有经验处理贸易问题。从中国经济发展的历史来看，开埠通商越早的省份，其现代工商业越发达，这也意味着这些省份具有更高的贸易便利化水平。同时，开埠通商是一个历史事件，独立于被解释变量，具有外生性。因此，开埠通商的历史可以作为工具变量。相关数据来源于董志强等（2012）整理的开埠通商时间列表。过度识别检验和沃尔德检验也表明开埠通商的历史可以作为有效的工具变量，不存在过度识别和弱工具变量问题^①。采用两阶段最小二乘法（2SLS）对（6）式进行回归的结果见表6。

表6 省域贸易便利化对省级层面农产品贸易额影响的2SLS估计结果

变量名称	回归21	回归22
	省域贸易便利化指数 (第一阶段)	省级层面农产品贸易额 (第二阶段)
省域贸易便利化指数	— —	24.509*** (12.06)
开埠通商的历史	0.236*** (16.62)	— —
对象国贸易便利化指数	-0.0002 (0.989)	7.213*** (19.51)
地区虚变量	已控制	已控制
其他控制变量 ^a	已控制	已控制
常数项	—	7.302 (3.03)
观测值数	4836	4836
调整拟合优度	0.253	0.126
F检验值	351.100***	—
沃尔德检验值	—	3757.680***
杜宾p值	—	0.000

注：①***、**、*分别代表在1%、5%、10%的统计水平上显著。②括号中的数字是t值。^a其他控制变量同表5。

回归22的结果显示，省域贸易便利化对省级层面的农产品贸易额有显著的促进作用，而且使用工具变量回归之后，省域贸易便利化指数的系数值与基准回归（回归13）相比有了明显增加，这说明由于内生性的存在，OLS估计低估了省域贸易便利化指数对农产品贸易额的促进作用。

^①由于篇幅所限，本文在此不再赘述具体的检验过程。

（二）不同估计方法的检验

零值较多是国际贸易数据存在的一个普遍现象。Hurd (1979) 指出, 在贸易数据存在异方差的情况下, 特别是当零值样本呈现非正态分布时, 剔除零值会导致估计结果出现较大的偏差。针对贸易数据零值较多的情况, 通常有 3 种常见的处理方法: 第一种方法是给零值贸易额统一加上一个非常小的数值 (比如 0.01) 来进行修正, 以保留贸易额为零值的样本。第二种方法是采用 Tobit 模型进行回归^①, 此时省级层面的农产品贸易额为零值的数据就被压缩在一个点上, 被解释变量的概率分布就变成了由一个离散点和一个连续分布组成的混合分布。Tobin (1958) 提出用最大似然估计法 (maximum likelihood estimation, MLE) 来估计这种被解释变量呈混合分布的模型。第三种方法是采用泊松伪最大似然估计 (Poisson pseudo maximum likelihood, PPML)。在被解释变量存在较大比例的零值且存在异方差的情况下, 可以使用 PPML 估计模型 (Silva and Tenreyro, 2006)。即使因变量数值不是整数, 数据不服从泊松分布, PPML 回归也能得到一致性的估计结果。这一良好的性质使 PPML 回归在国际贸易研究领域得到了广泛应用。不过, 采用 PPML 回归时解释变量的系数不能反映边际效应。

为了检验回归结果的稳健性, 本文尝试采用以上 3 种方法估计 (6) 式, 结果见表 7。此外, 本文计算了 PPML 回归中的边际效应 (见回归 25), 以便与修正后的 OLS 回归、Tobit 模型的回归系数进行比较。修正后的 OLS、Tobit 和 PPML 回归的结果均表明, 省域贸易便利化指数的提升能够促进省级层面农产品贸易额的增长, 这说明结果是稳健的。

表 7 省域贸易便利化对中国省级层面农产品贸易额影响的修正后 OLS 估计、PPML 估计和 Tobit 估计结果

变量名称	回归 23	回归 24	回归 25
	修正后的 OLS	Tobit	PPML
省域贸易便利化指数	4.211*** (11.96)	5.730*** (12.12)	3.440*** (11.81)
对象国贸易便利化指数	7.206*** (25.20)	9.462*** (24.77)	6.527*** (24.53)
地区虚变量	已控制	已控制	已控制
其他控制变量 ^a	已控制	已控制	已控制
常数项	5.977*** (3.24)	5.729** (2.21)	—
观测值数	4836	4836	4836
调整拟合优度	0.491	—	0.433
准拟合优度	—	0.108	—
F 检验值	798.990***	—	—
似然比卡方检验	—	3037.75***	—
伪对数似然估计	—	—	-19884.712***

^①参见陈强 (2014)。

注：①***、**、*分别代表在1%、5%、10%的统计水平上显著。②括号中的数字是t值。^a其他控制变量同表5。

（三）不同区域的检验

本节主要从是否为中国东中西部地区、是否为“一带一路”沿线国家和地区^①、是否为OECD成员国3个不同的区域划分角度检验省域贸易便利化对中国省级层面农产品贸易额影响的稳健性。

中国的东部沿海地区和中西部地区在经济发展程度、经济结构、开放程度等方面具有显著差异。为了进一步判定中国不同区域省域贸易便利化对省级层面农产品贸易额的影响，本文在回归13的基础上引入了区域虚拟变量与省域贸易便利化指数的交互项，回归结果见表8。从表8中回归26的估计结果可以看出，省域贸易便利化指数在东部地区对省级层面农产品贸易额的促进作用最大，在中部地区的促进作用略低，在西部地区的促进作用最小。

“一带一路”倡议提出5年来，中国与“一带一路”沿线国家和地区的农产品贸易额不断增加。为了进一步判定中国省域贸易便利化对省级层面农产品贸易额的影响，本文在回归13的基础上引入了“一带一路”沿线国家虚拟变量以及其与省域贸易便利化指数的交互项，回归结果见表8。从表8中回归27的估计结果看，省域贸易便利化对中国省级层面农产品贸易的影响，对“一带一路”沿线国家而言并没有表现出显著异于其它国家的特征。

考虑到不同发展程度国家对省级层面农产品贸易额作用的异质性，本文在回归13的基础上引入OECD成员国虚拟变量以及其与省域贸易便利化指数的交互项，用来分析在与不同发展程度国家的贸易中，中国省域贸易便利化对省级层面农产品贸易额的影响。回归28的结果显示，省域贸易便利化水平对与不同发展程度国家的农产品贸易均有显著影响，但对与非OECD成员国农产品贸易的促进作用更大。总的来说，省域贸易便利化的影响会因区域的差异而表现出明显的异质性，但其对中国省级层面农产品贸易的影响是稳健的。

表8 不同区域划分下省域贸易便利化对省级层面农产品贸易额影响的估计结果

变量名称	回归26	回归27	回归28
省域贸易便利化指数	2.195*** (3.50)	4.303*** (9.95)	4.611*** (11.47)
省域贸易便利化指数×东部地区	3.032*** (3.65)	—	—
省域贸易便利化指数×中部地区	2.992*** (2.76)	—	—
省域贸易便利化指数×“一带一路”沿线国家	—	-0.267 (-0.43)	—
省域贸易便利化指数×OECD成员国	—	—	-1.771*** (-2.67)
东部地区（以“西部地区”为参照）	3.914***	4.710***	4.729***

^①不包括叙利亚和巴勒斯坦。

贸易便利化对中国省级层面农产品贸易的影响

	(12.26)	(24.34)	(24.51)
中部地区（以“西部地区”为参照）	-0.116	0.604***	0.622***
	(-0.30)	(2.94)	(3.03)
“一带一路”沿线国家	—	0.529*	—
	—	(1.89)	—
OECD成员国	—	—	0.873***
	—	—	(2.61)
对象国贸易便利化指数	7.210***	7.186***	6.862***
	(25.22)	(25.17)	(17.51)
其他控制变量 ^a	已控制	已控制	已控制
常数项	5.704***	4.695**	5.926***
	(3.08)	(2.46)	(3.20)
观测值数	4836	4836	4836
调整拟合优度	0.494	0.493	0.493
F检验值	639.620***	648.71***	662.84

注：①***、**、*分别代表在1%、5%、10%的统计水平上显著。②括号中的数字是t值。^a其他控制变量同表5。

六、结论与政策启示

本文检验了贸易便利化对中国农产品贸易的作用，重点分析了省域贸易便利化指数对中国省级层面农产品贸易额的影响。研究结果显示：虽然贸易便利化对不同贸易流向的影响有差异，但整体上看，它对中国农产品贸易的影响是显著的；中国省域贸易便利化水平能够显著促进省级层面的农产品贸易。省域贸易便利化的各项指标均对省级层面的农产品贸易具有正向影响，只是影响程度大小不同。在考虑了内生性、估计方法、区域影响之后，实证结果仍然是稳健的。

在实施乡村振兴、推动农业对外开放的战略背景下，为进一步深化中国与世界各个国家和地区的农产品贸易往来，中国各省应从信息可获得性、单证与自动化、规费与费用、上诉或审查程序、通关程序、海关预裁定、商贸参与度等具体的指标入手，有针对性地提高本省的贸易便利化水平。具体地，①针对省域贸易便利化指数的具体指标采取有效措施，例如，在风险管理的基础上，可以采取灵活的申报放行制度，最大限度缩短通关时间，简化通关程序；也可以通过增加相关信息公布的渠道、多设立咨询点、进一步扩大利益相关方的参与度等措施提高信息的可获得性。②中国东部沿海省份经济发达，贸易便利化水平较高，应当起到示范引领作用，进一步加大对外开放力度；中西部地区经济发展相对缓慢，无论是“透明度”还是“贸易伙伴关系”等方面的理念和做法都相对落后，应当有步骤、有重点地学习东部地区的经验，积极、稳妥、有序地提高贸易便利化水平，扩大农业对外开放。③充分利用贸易便利化影响区域异质性的特点可以收到事半功倍的效果。中国企业在开展农产品贸易时可以将贸易对象重点放在发展程度相对较低的非OECD成员国，在重视“一带一路”沿线国家和地区的同时，也积极开展与其他国家和地区的农业贸易和合作。一般说来，发达国家的农产品市场已经相对饱和、完善，市场开拓的成本较高，因此，更应该积极拓展与发展中

国家的农产品贸易和合作。④应当根据农产品的特点，有针对性地采取有利于农产品贸易的便利化措施。产品种类不同，贸易便利化的促进作用也会有差异，因此，应当针对农产品的特点推出有别于工业品和中间品的贸易便利化措施。最后需要指出的是，本文没有考虑农产品的加工程度以及具体农产品的特性可能导致的省域贸易便利化影响的异质性，这有待进一步研究。

参考文献

- 1.陈强, 2014:《高级计量经济学及 Stata 应用(第二版)》,北京:高等教育出版社。
- 2.崔鑫生, 2017:《中国省域贸易便利化现状分析》,《国际贸易》第 4 期。
- 3.崔鑫生、郭龙飞、李芳, 2019:《贸易便利化能否通过贸易创造促进省际贸易——来自中国贸易便利化调研的证据》,《财贸经济》第 4 期。
- 4.董志强、魏下海、汤灿晴, 2012:《制度软环境与经济发展——基于 30 个大城市营商环境的经验研究》,《管理世界》第 4 期。
- 5.刘昭洁、蓝庆新、崔鑫生, 2018:《贸易便利化对中国出口贸易的影响——基于贸易引力模型的实证分析》,《现代经济探讨》第 5 期。
- 6.谭晶荣、潘华曦, 2016:《贸易便利化对中国农产品出口的影响研究——基于丝绸之路沿线国家的实证分析》,《国际贸易问题》第 5 期。
- 7.威廉·格林, 2011:《计量经济分析(第六版)》(上册),北京:中国人民大学出版社。
- 8.Anderson, J. E., 1979, "A Theoretical Foundation for the Gravity Equation", *American Economic Review*, 69(1): 106-116.
- 9.Anderson, J. E., and E. V. Wincoop, 2003, "Gravity with Gravitas: A Solution to the Border Puzzle", *American Economic Review*, 93(1): 170-192.
- 10.Baier, S. L., and J. H. Bergstrand, 2009, "Bonus vetus OLS: A Simple Method for Approximating International Trade-cost Effects Using the Gravity Equation", *Journal of International Economics*, 77(1): 77-85.
- 11.Felipe, J., and U. Kumar, 2010, "The Role of Trade Facilitation in Central Asia: A Gravity Model", *SSRN Electronic Journal*, 50(4):5-20.
- 12.Hurd, M., 1979, "Estimation in Truncated Samples When There is Heteroscedasticity", *Journal of Econometrics*, 11(2-3): 247-258.
- 13.Liapis, P., 2011, *Changing Patterns of Trade in Processed Agricultural Products*, OECD Publishing.
- 14.Liu, L., and C. Yue, 2013, "Investigating the Impacts of Time Delays on Trade", *Food policy*, 39(1): 108-114.
- 15.Martinez-Zarzoso, I., and L. Márquez-Ramos, 2008, "The Effect of Trade Facilitation on Sectoral Trade", *The B. E. Journal of Economic Analysis & Policy*, 8(1):1-46.
- 16.Moisé, E., and S. Sorescu, 2013, "Trade Facilitation Indicators: The Potential Impact of Trade Facilitation on Developing Countries' Trade", OECD Trade Policy Papers No. 144, OECD Publishing.
- 17.Persson, M., 2013, "Trade Facilitation and the Extensive Margin", *The Journal of International Trade & Economic*

Development, 22(5): 658-693.

18. Pöyhönen, P., 1963, "A Tentative Model for the Volume of Trade between Countries", *Weltwirtschaftliches Archiv*, 90: 93-100.

19. Silva, J. S., and S. Tenreyro, 2006, "The Log of Gravity", *Review of Economics and Statistics*, 88(4): 641-658.

20. Tinbergen, J., 1962, *Shaping the World Economy: Suggestions for an International Economic Policy*, New York: Twentieth Century Fund.

21. Tobin, J., 1958, "Estimation of Relationships for Limited Dependent Variables", *Econometrica*, 26(1): 24-36.

22. Soloaga, I., J. S. Wilson, and A. Mejia, 2006, "Moving Forward Faster: Trade Facilitation Reform and Mexican Competitiveness", World Bank Policy Research Working Paper 3953, <https://openknowledge.worldbank.org/handle/10986/8403>.

(作者单位: ¹ 对外经济贸易大学公共管理学院;

² 对外经济贸易大学国际科技合作与战略研究中心;

³ 国家知识产权局知识产权发展研究中心)

(责任编辑: 张丽娟)

The Impacts of Provincial Trade Facilitation on China's Provincial Agricultural Trade: An Analysis Based on China's Trade Facilitation Survey Data

Cui Xinsheng Lian Jie Li Fang

Abstract: Based on the survey data of Chinese provincial trade facilitation, this article uses a gravity model to examine the impact of provincial trade facilitation on agricultural trade at the provincial level in China. The results show that provincial trade facilitation can significantly promote provincial agricultural trade in China. Trade facilitation has played an important role in promoting provincial agricultural trade, especially in eastern coastal areas. Specific sub-indicators such as information availability, documentation and automation, regulatory fees and charges have a statistically significant impact on agricultural trade.

Key Words: Provincial Trade Facilitation; Agricultural Trade; Gravity Model