

贸易成本、农业生产率与中国农产品进口

王梦醒 刘宏曼

摘要：基于 Eaton 和 Kortum (2002) 构建的李嘉图国际贸易模型，本文运用 Tobit 固定效应模型，考察双边贸易成本和进口来源地农业生产率对中国农产品进口的影响。结果表明：中国农产品进口来源较为集中，但进口集中度呈缓慢下降态势。将基于 Novy (2013) 方法计算的农产品贸易成本作为自变量，回归结果表明贸易成本对中国农产品进口有显著负向影响；采用 DEA-Malmquist 全要素生产率指数测算不同贸易伙伴的农业全要素生产率，回归结果表明进口来源地农业生产率显著促进中国农产品进口。因此，中国应全面考虑双边贸易成本和进口来源地农业生产率以优化农产品进口布局。

关键词：农产品进口；贸易成本；农业生产率

[中图分类号] F740 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2020) 11-0078-16

引言

主动扩大进口是中国经济发展的必然选择，是新时代推动经济高质量发展的必然要求。国家主席习近平在多个重要的国际场合，重申了中国主动扩大进口的政策举措，2018年在博鳌亚洲论坛上就扩大开放提出了四点要求，主动扩大进口就是其中之一。为此，2018年国务院办公厅转发商务部等部门《关于扩大进口促进对外贸易平衡发展意见的通知》（国办发〔2018〕53号），针对如何进一步扩大进口、满足人民群众消费升级需求提出了具体举措，指出要优化国际市场布局，开拓进口来源地，扩大贸易规模。第一届中国国际进口博览会的举办，更是标志着长期以来我国重出口、轻进口的贸易发展方式发生了根本性转变（钱学锋和裴婷，2019）^[1]。2019年在二十国集团领导人峰会上习近平主席再一次提出主动扩大进口，进一步自主降低关税水平，努力消除非关税贸易壁垒，大幅削减进口环节制度性成本，办好第二届中国国际进口博览会。

目前我国已成为全球最大的农产品进口国，粮棉油糖肉奶等大宗农产品全部净进口。2018年中国农产品进口总额为1371.5亿美元，同比增长10.0%，贸易逆差

[收稿日期] 2019-10-15

[基金项目] 国家社会科学基金一般项目“垂直专业化视角下中国农业参与全球价值链的影响机制研究”（17BJY225）

[作者信息] 王梦醒：中国农业大学经济管理学院博士研究生，电子信箱 wangmx@cau.edu.cn；刘宏曼（通讯作者）：中国农业大学经济管理学院副教授，电子信箱 liuhm@cau.edu.cn

高达578.3亿美元^①。长远来看,人口增长以及消费结构升级都将导致农产品消费持续增加。然而,我国是农业大国,但还不是农业强国,国内农业生产率仍然偏低,同时受到我国人均资源不足的刚性约束,农产品扩大进口是大势所趋。总体来看,中国农产品进口来源较为集中,将近50%的农产品来源于美洲。2001—2017年中国农产品进口贸易伙伴中,排名前10、前20和前50的贸易伙伴平均占比分别为75.58%、88.83%和98.01%^②,但从时间趋势来看,中国农产品进口来源集中度呈下降趋势。通过比较中国农产品主要进口来源国(地区)和世界农产品主要出口国(地区),发现二者有重合但并不完全一致。此外,进一步分析2016年我国农产品进口排名前50的贸易伙伴、世界农产品生产排名前50的国家(地区)以及世界农产品出口排名前50的国家(地区)^③,发现三者之间具有较高的一致性。但在世界农产品生产和出口排名前50的国家(地区)中,仍分别有14个和12个未进入我国农产品进口来源的前50名。由此可见,我国农产品进口集中度较高,在人均资源不足的情况下,我国必须统筹国际国内两个市场两种资源,优化农产品进口布局,与更多的国家或地区建立贸易伙伴关系。

大卫·李嘉图的比较优势理论用劳动生产率的差异解释国际贸易产生的动因,异质性企业理论也从生产率角度解释企业的出口行为。农业生产率是衡量投入和产出效果的指标,可以衡量一国(地区)的农业发展状况和发展潜力,是一国(地区)选择农产品进口贸易伙伴的基础,亦是影响农产品进口的重要因素。此外,贸易商品从生产者到消费者的每个环节都会产生贸易成本,贸易成本是影响一国(地区)农产品进口的重要因素,且农产品由于其特殊性,贸易成本普遍高于制造业。2017年我国与主要贸易伙伴的农产品贸易成本为2.43,与2001年相比下降了25%,但仍高于制造业贸易成本的1.62^④。因此,农产品贸易成本仍有较大的下降空间。

贸易成本由运输成本、政策成本(关税和非关税)、汇率成本、语言成本和信息成本等组成(Anderson and van Wincoop, 2004)^[2]。贸易成本下降对贸易增长的促进作用不容忽视(Feenstra, 1998^[3]; Baier and Bergstrand, 2001^[4]; Novy, 2013^[5])。由于贸易成本的组成部分较多,要想获取所有贸易成本的数据较困难,且还面临遗漏变量的问题。因此,国内外学者在研究贸易成本和贸易增长的关系时,主要是对贸易成本的某些组成部分进行讨论,如贸易便利化(Feenstra and Ma, 2014)^[6]、关税和非关税(王孝松等, 2014^[7]; 孙浦阳等, 2019^[8])以及运输成本和文化成本(方英和马芮, 2018)^[9]等。Novy (2008, 2013)^[10]基于比较优势理论和异质性企业贸易理论,利用双边贸易额、国内总产出和产品的替代弹性估计双边贸易成本,这种方法计算的贸易成本包含伙伴间进行贸易的所有费用,避免

①中华人民共和国商务部对外贸易司,《中国进出口月度统计报告——农产品》,2018。

②根据中华人民共和国农业农村部数据计算得出。

③中华人民共和国农业农村部、WTO和FAO,其中FAO数据更新至2016年。

④基于ESCAP World Bank Trade Costs Dataset的数据计算得出。

了遗漏变量问题。同时,Novy(2008,2013)将贸易增长的因素分解为收入水平、贸易成本和第三方贸易阻力。大量文献采用此分解方法研究贸易成本与贸易增长的关系(Jacks *et al.*, 2008^[11], 2011^[12]; 贾伟和秦富, 2013^[13]), 也有少量文献将总贸易成本作为自变量进行实证研究(魏浩和李晓庆, 2015)^[14]。

研究生产率与贸易二者关系的经典文献很多。一部分文献从理论和实证层面研究贸易对生产率的影响(Amiti and Konings, 2007^[15]; 张杰等, 2016^[16]; 王恕立等, 2019^[17]), 以及生产率对贸易的影响。Eaton和Kortum(2002)^[18]构建了一个李嘉图国际贸易模型, 研究生产率、贸易成本和贸易三者间的关系, 得出生产率对贸易有正向影响。Melitz(2003)^[19]认为决定企业出口最为关键的因素是企业生产率的差异。李春顶(2010)^[20]运用中国制造业30个行业的数据研究发现, 生产率对企业出口具有显著负向作用, 即存在“生产率悖论”。魏浩和郭也(2016)^[21]发现随着进口来源地劳动生产率的提高, 中国进口产品的广度和数量都有显著的下降趋势。贾伟等(2018)^[22]基于国家级农业龙头企业数据对中国农业企业是否存在“出口——生产率悖论”进行了验证, 并对这种现象做出了解释。马相东等(2019)^[23]研究发现生产率对企业出口总额的正向影响并不显著。由此可见, 对于生产率对贸易的影响, 不同学者得出的结论并不一致。

综上, 现有文献对于理解贸易成本、生产率和中国农产品进口三者之间的关系提供了重要的参考, 但仍存在以下不足。首先, 研究贸易成本与贸易二者关系的诸多文献主要是对贸易成本的某些组成部分进行讨论, 因此存在遗漏变量的问题, 无法全面衡量贸易成本对贸易的影响效果。其次, 得益于异质性企业贸易理论的发展, 大量文献基于企业层面研究生产率对本国(地区)出口贸易的影响, 较少涉及伙伴国(地区)生产率对一国(地区)进口贸易的影响。最后, 国内学者研究生产率和贸易二者的关系时, 研究对象主要是制造业, 涉及农业生产率与贸易问题的较少, 而且研究视角主要集中在出口, 鲜有文献涉及生产率与中国进口贸易。与已有研究相比, 本文边际贡献在于: (1) 基于Novy(2013)方法计算的农产品贸易成本, 将其作为自变量实证研究对农产品进口的影响, 能更为全面系统地衡量与贸易有关的所有成本, 防止结果有偏。(2) 从进口国角度, 识别进口来源地农业生产率对一国农产品进口贸易的影响, 丰富了生产率的研究视角。(3) 采用永续盘存法测算36个国家(地区)2001—2017年的农业净资本存量, 并在此基础上测算36个国家(地区)的农业全要素生产率。(4) 为了确保研究结论的稳健性, 对于贸易成本的测算, 本文分别采用贸易成本、关税几何均值和不含关税的贸易成本进行稳健性检验, 对于进口来源地农业生产率, 本文分别采用不同方法测算的全要素生产率表示。此外, 本文还对不同样本进行回归以确保稳健性; 同时, 本文对于可能存在的反向因果问题进行了探讨, 进一步支持了本文的核心结论。

一、理论机制

Eaton和Kortum(2002)基于技术差异构建了一个包含地理因素在内的李

嘉图国际贸易模型,模型假设商品连续。各国^①获得技术的途径不一样,因此生产率也因商品和国别的不同而有差异。EK模型认为,由于商品连续,所以*n*国从*i*国以最低价格进口商品的概率即为*n*国从*i*国进口商品的比例,具体表达公式如下:

$$\frac{X_{ni}}{X_n} = \pi_{ni} = \frac{T_i (c_i d_{ni})^{-\theta}}{\sum_{i=1}^N T_i (c_i d_{ni})^{-\theta}} \quad (1)$$

其中,国家*n*的总支出为 X_n ,*n*国从*i*国进口商品的支出为 X_{ni} , π_{ni} 为*n*国从*i*国以最低价格进口商品的概率。 $T_i > 0$,反映*i*国的平均生产率, T_i 越大表示生产率越高; $\theta > 0$,决定生产率的分布,反映生产率分布的异质性, θ 越大表示异质性越小;且在贸易领域, T_i 衡量*i*国的绝对优势, θ 衡量的是比较优势。 c_i 为*i*国的投入成本。贸易成本采用萨缪尔森“冰山成本”的假设,将商品从*i*国运输到*n*国所需要的单位贸易成本为 d_{ni} ,对于*i*国来说, $d_{ii} = 1$,即*i*国内部不存在贸易成本, $d_{ni} > 1$ 对于所有*n* ≠ *i*成立,且 $d_{ni} \leq d_{nk} d_{ki}$ 。

*n*国从*i*国进口商品的比例主要取决于*i*国的生产率和两国间的贸易成本,此外还包括*i*国的投入成本和 θ 。将式(1)取对数并分别对 T_i 和 d_{ni} 求导,具体过程如下:

$$\begin{aligned} \ln \pi_{ni} &= \ln T_i (c_i d_{ni})^{-\theta} - \ln \sum_{i=1}^N T_i (c_i d_{ni})^{-\theta} = \ln T_i - \theta(\ln c_i + \ln d_{ni}) \\ &\quad - \ln \sum_{i=1}^N T_i (c_i d_{ni})^{-\theta} \end{aligned} \quad (2)$$

$$\begin{aligned} \frac{d(\ln \pi_{ni})}{d(T_i)} &= \frac{1}{T_i} - \frac{T_i (c_i d_{ni})^{-\theta}}{\sum_{i=1}^N T_i (c_i d_{ni})^{-\theta}} \cdot \frac{1}{T_i} = \frac{1}{T_i} \cdot \left(1 - \frac{T_i (c_i d_{ni})^{-\theta}}{\sum_{i=1}^N T_i (c_i d_{ni})^{-\theta}} \right) \\ &= \frac{1}{T_i} \cdot (1 - \pi_{ni}) \end{aligned} \quad (3)$$

$$\begin{aligned} \frac{d(\ln \pi_{ni})}{d(d_{ni})} &= \frac{-\theta}{d_{ni}} + \frac{T_i (c_i d_{ni})^{-\theta}}{\sum_{i=1}^N T_i (c_i d_{ni})^{-\theta}} \cdot \frac{\theta}{d_{ni}} = \frac{\theta}{d_{ni}} \cdot \left(\frac{T_i (c_i d_{ni})^{-\theta}}{\sum_{i=1}^N T_i (c_i d_{ni})^{-\theta}} - 1 \right) \\ &= \frac{\theta}{d_{ni}} \cdot (\pi_{ni} - 1) \end{aligned} \quad (4)$$

从式(3)和式(4)可知,因为 $T_i > 0$, $d_{ni} > 1$, $\theta > 0$ 对于所有*n* ≠ *i*成立,且 $\pi_{ni} - 1 \leq 0$,所以 $d(\ln \pi_{ni})/d(T_i) \geq 0$, $d(\ln \pi_{ni})/d(d_{ni}) \leq 0$ 。即随着生产率 T_i 的提高,进口比例会增加,随着*n*、*i*两国贸易成本的增加,*n*国从*i*国进口商品的比例会下降。

^①如无特殊说明,国家包含地区。

二、模型构建和数据说明

本文旨在考察双边贸易成本、进口来源地农业生产率对我国农产品进口的影响，针对所研究的问题，本文在EK模型的基础上构建如下计量模型：

$$\pi_{nit} = \alpha + \beta_1 d_{nit} + \beta_2 T_{it} + \beta_3 Z_t + \mu_{nit} \quad (5)$$

其中， n 、 i 和 t 分别表示进口国（即中国）、进口来源地以及年份， α 为常数项， β_i 表示待定系数。被解释变量 π_{nit} 表示 n 国在 t 年从 i 国进口农产品的比例；解释变量 d_{nit} 表示 t 年 n 、 i 两国间的农产品贸易成本；解释变量 T_{it} 表示 i 国（即中国的进口来源国）在 t 年的农业生产率； Z_t 为控制变量集； μ_{nit} 表示随机误差项。

（一）核心变量

1. 贸易成本（ d_{nit} ）。贸易成本是指除生产的边际成本之外，最终用户为获得该商品所支付的所有成本（Anderson and van Wincoop, 2004），由地理距离和边界（运输成本）、文化差异（语言成本）、汇率、关税、贸易便利化相关成本及其他政策成本（非关税措施）等组成（WTO, 2015）^[24]。贸易成本的测度方法主要包含直接测度法和间接测度法两种，目前间接测度法中运用较广的为Novy（2013）的测算框架。此外，Duval等（2015）^[25]基于全球价值链视角，在Novy（2013）的基础上提出了增加值贸易成本（value-added trade costs）的概念，基础数据来源于OECD-WTO TiTA数据库，但该数据库提供的国家（地区）最多只有64个，无法为本文研究提供很好的数据支撑，因此本文采用Novy（2013）的方法测算双边贸易成本，公式如下：

$$d_{nit} \equiv \left(\frac{t_{nit} t_{int}}{t_{iit} t_{nnt}} \right)^{\frac{1}{2}} - 1 = \left(\frac{x_{iit} x_{nnt}}{x_{int} x_{nit}} \right)^{\frac{1}{2(\sigma-1)}} - 1 \quad (6)$$

其中， d_{nit} 表示关税当量， x_{iit} 和 x_{nnt} 分别为 i 国和 n 国在 t 年的国内贸易， x_{int} 代表国家 i 对国家 n 的出口， x_{nit} 代表国家 n 向国家 i 的出口， $\sigma > 1$ ，为产品之间的替代弹性。ESCAP World Bank的Trade Costs Dataset数据库基于Novy（2013）的理论框架，提供了1995—2017年超过180个国家（地区）的双边农产品贸易成本数据。此外，不含关税的贸易成本（ $NT d_{nit}$ ）计算公式为（Duval and Utoktham, 2012）^[26]： $NT d_{nit} = d_{nit} / (1 + tariff_{int * nit})$ 。其中， $tariff_{int * nit}$ 表示 $tariff_{int}$ 和 $tariff_{nit}$ 的几何平均值^①（Duval et al., 2012）^[27]， $tariff_{int}$ 代表 t 年国家 i 从国家 n 进口农产品关税的简单平均值， $tariff_{nit}$ 代表 t 年国家 n 从国家 i 进口农产品关税的简单平均值。农产品进口关税数据来源于WTO和UNCTAD的贸易分析与信息系统（TRAINS）数据库。

图1中，本文将进口贸易伙伴依据贸易成本、关税几何均值以及不含关税贸易成本的大小划分为18组，且组别越大表示贸易成本越高，同时将各组对应的

① $tariff_{int * nit} = \sqrt{(1 + tariff_{int})(1 + tariff_{nit})}$

农产品进口比例呈现在图中。从图1中可以得到,随着贸易成本的提高,中国从伙伴国进口农产品的比例显著下降,且以贸易成本和不含关税贸易成本的结果最为明显,与关税几何均值的关系不明显。这在数据统计层面支持了贸易成本与进口比例的反向关系,下文将会运用更为严谨的计量模型做进一步的验证和分析。

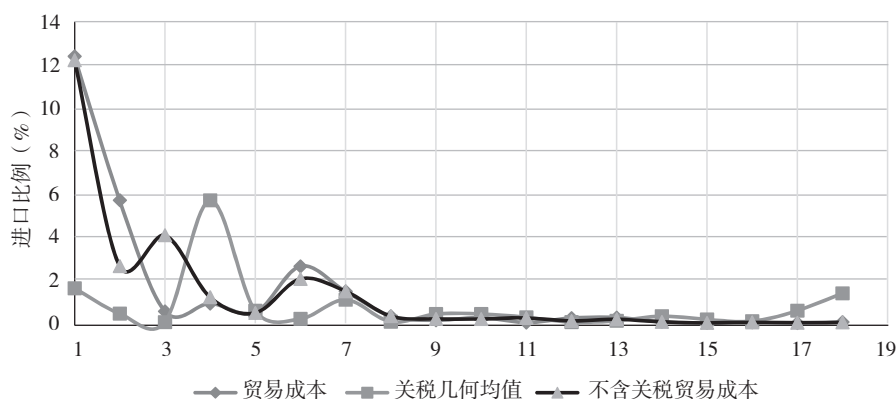


图1 三种不同贸易成本与农产品进口比例

2. 生产率 (T_u)。农业全要素生产率是衡量农业竞争力的重要指标,全要素生产率(TFP)被解释为总产出中不能由要素投入所解释的“剩余”部分,反映投入转化为最终产出的总效率,与技术水平、管理技能、制度环境和知识水平等有关(鲁晓东和连玉君,2012)^[28]。全要素生产率有宏观和微观两个测算维度,宏观主要针对国家或者行业,微观主要是从企业层面入手。估算企业TFP的方法主要可分为三种:Olley-Pakes(OP)(1996)^[29]、Levinsohn-Petrin(LP)(2003)^[30]和Akerberg-Caves-Frazer(ACF)(2006)^[31]等半参数方法,但这几类方法并不适用于宏观全要素生产率的测算(鲁晓东和连玉君,2012)。宏观全要素生产率研究的方法主要有增长核算法、索洛余值法(郭庆旺和贾俊雪,2005^[32];王华,2018^[33])、非参数的数据包络分析方法(DEA)(王兵和颜鹏飞,2007^[34];陈鑫和陈啸,2019^[35])和参数的随机前沿分析方法(SFA)(陈诗一,2011^[36];朱秋博等,2019^[37]),目前运用较多的是DEA方法。

国内学者针对农业生产率的研究成果丰硕,使用的方法多为DEA-Malmquist全要素生产率指数(下文简称M指数)及M指数的改进(李谷成,2009^[38];付明辉和祁春节,2016^[39])。M指数由Malmquist Sten(1953)^[40]最初提出,并由Caves等(1982)^[41]首次运用于全要素生产率变化的测算。相比于SFA,DEA无须事先设定生产函数的具体形式以及误差项的分布,能够尽量避免因设定偏误而导致的测算偏差问题。因此,本文将采用DEA-Malmquist全要素生产率指数测算不同贸易伙伴的农业全要素生产率。本文将每个贸易伙伴看作一个生产决策单元(DMU),运用DEA方法构造贸易伙伴每年的农业生产最佳前沿面。令 $x = (x_1, \dots, x_m) \in R_+^M$ 表示贸易伙伴的农业投入向量, $y = (y_1, \dots, y_n) \in R_+^N$ 表示贸易伙伴的农业产出向量。则第t年的农业产出距离函数可以定义为:

$$D'_0(x^t, y^t) = \inf\{\theta: (x^t, y^t/\theta) \in L^t\} = 1/F^t \quad (7)$$

其中, L^t 为 DEA 条件下, 每年在固定规模报酬 (C) 和投入要素强可处置 (S) 条件下的参考技术; F^t 表示 Farrell 技术效率, 表示实际产出与最大产出的比率, 是测算 M 指数的基础; 产出距离函数表示既定要素投入和技术结构下, 实际产出相对于生产前沿面能够增加的最大比例, 是 Farrell 技术效率的倒数。Farrell 技术效率的取值范围是 $[0, 1]$, 所以当 $D'_0(x^t, y^t) = 1$ 时, 贸易伙伴的农业生产处于前沿面上, 技术完全有效率, 当 $D'_0(x^t, y^t) > 1$ 时, 则技术存在非效率。

基于产出距离函数, 并根据 Caves 等 (1982) 的推导, 全要素生产率 (TFP) 可以用 M 指数衡量, 基于 t 年和 $t+1$ 年技术条件下的 M 指数分别为:

$$M'_0(x^{t+1}, y^{t+1}, x^t, y^t) = D'_0(x^{t+1}, y^{t+1}) / D'_0(x^t, y^t) \quad (8)$$

$$M^{t+1}_0(x^{t+1}, y^{t+1}, x^t, y^t) = D^{t+1}_0(x^{t+1}, y^{t+1}) / D^{t+1}_0(x^t, y^t) \quad (9)$$

借鉴 Färe 等 (1992)^[42] 的做法, 本文采取上面两个式子的几何平均值表示从 t 年到 $t+1$ 年的 M 指数:

$$\begin{aligned} M^{t+1}_0(x^{t+1}, y^{t+1}, x^t, y^t) &= \left[\frac{D'_0(x^{t+1}, y^{t+1})}{D'_0(x^t, y^t)} \times \frac{D^{t+1}_0(x^{t+1}, y^{t+1})}{D^{t+1}_0(x^t, y^t)} \right]^{\frac{1}{2}} \\ &= \frac{D^{t+1}_0(x^{t+1}, y^{t+1})}{D'_0(x^t, y^t)} \times \left[\frac{D'_0(x^{t+1}, y^{t+1})}{D^{t+1}_0(x^{t+1}, y^{t+1})} \times \frac{D'_0(x^t, y^t)}{D^{t+1}_0(x^t, y^t)} \right]^{\frac{1}{2}} \\ &= EFFCH \times TECH \end{aligned} \quad (10)$$

式 (10) 中, M 指数衡量全要素生产率 (TFP) 的变化程度; $EFFCH$ 反映 Farrell 技术效率变化, 衡量每个贸易伙伴 t 年到 $t+1$ 年从实际生产点到生产最佳前沿面的追赶程度; $TECH$ 表示技术进步的变化, 衡量农业生产最佳前沿面从 t 年到 $t+1$ 年的移动。

对于投入产出变量: 假设总产出用农业增加值表示, 单位为“亿美元”, 以 2005 年为基期, 数据来源于世界银行 (WB)。假设农业生产的主要生产要素包含 3 种, 分别为劳动、土地和资本。劳动投入用农业就业总人数表示, 单位为“百万人”, 数据来源于国际劳动组织 (ILO)。土地投入用农业用地面积表示, 单位为“万平方公里”, 数据来源于世界银行。资本投入用农业资本存量表示, 且不含土地和人力资本。由于贸易伙伴的农业资本存量无法直接获取, 所以采用 Goldsmith (1951)^[43] 提出的永续盘存法进行估算, 公式为:

$$K_t = K_{t-1} + \frac{I_t}{P_t} - \delta K_{t-1} \quad (11)$$

其中, K_t 和 K_{t-1} 表示 t 年和 $t-1$ 年的农业资本存量, I_t 是 t 年农业固定资产投资, 用农业固定资本形成总额衡量 (Feenstra *et al.*, 2015)^[44], 数据来源于联合国统计数据库 (UN data), 单位是各国本币现价。 P_t 表示农业固定资本形成总额平减指数, 详细计算方法参考 Butzer 等 (2010)^[45]、付明辉和祁春节 (2016) 的思路, 涉及的汇率数据来自 UNCTAD。 δ 表示农业固定资产折旧率, 参考 Dubey 等 (2016)^[46]、

付明辉和祁春节(2016)的思路,将OECD国家的农业固定资产折旧率赋值为8%,非OECD国家的折旧率为4%。此外,还需要确定农业初始资本存量的数值,本文参考李谷成等(2014)^[47]的稳态估计法来计算农业初始资本存量^①。

如图2所示,将进口贸易伙伴按照全要素生产率指标的大小排序后分成18组,横坐标表示组别,且组别越大表示全要素生产率越高,纵坐标表示农产品进口比例。从图2可以得知,随着进口来源国生产率的提高,中国进口农产品的比例显著增加。

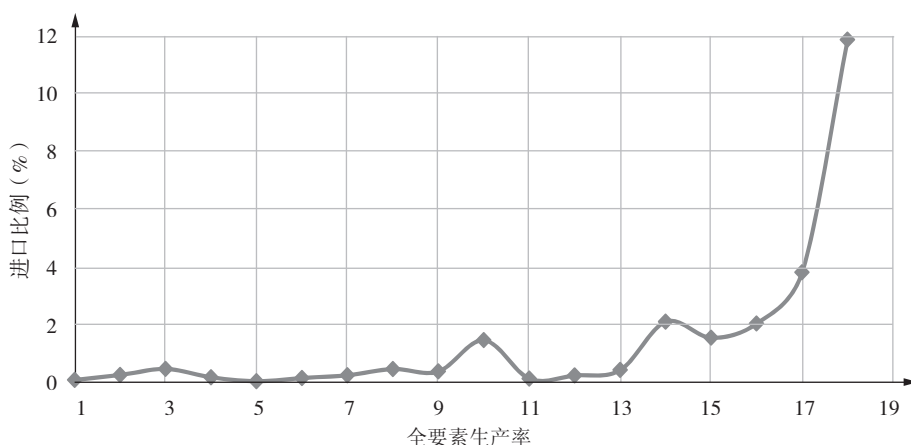


图2 农业生产率与农产品进口比例

(二) 控制变量 (Z_i)

除贸易成本和生产率两个核心变量外,本文还控制了其他可能影响进口的因素。

1. 贸易伙伴的投入变量,具体包含土地投入 ($Land_{it}$)、农业劳动力投入 ($Labor_{it}$) 和农业资本存量 (K_{it}),本文农业资本存量根据永续盘存法进行估算。投入越多,一定程度上表明进口来源地的农业供给能力越强,对因变量有正向促进作用。

2. 进口来源地人口 ($FPOP_{it}$),该指标越大表示进口来源地的消费市场规模越大,农产品在国内消费越多。

3. 中国GDP ($CGDP_{nit}$),用于衡量中国的经济发展水平。

4. 中国人口 ($CPOP_{nit}$),该指标越大表明中国农产品消费市场规模越大,更有可能从国外进口。

5. 双边人均GDP比值 ($PGDP_{nit}$),即国外人均GDP/中国人均GDP,模型中以 $\ln|PGDP_{nit} - 1|$ 的形式进行回归。根据林德重叠需求理论,贸易伙伴间的人均收入水平越接近,则重叠需求范围越大,越有利于两国之间的贸易。

具体变量的描述性统计分析见表1。

^①计算公式为: $K_0 = I_0 / (g + \delta)$, I_0 表示农业初始固定资产形成总额, g 为长期增长率,常用农业增加值的增长率表示,本文用2001—2017年贸易伙伴农业增加值的增长率衡量。

表1 变量的描述性统计分析

变量	单位	均值	标准差	最小值	最大值	数据来源
进口比例 (π_{nit})	%	1.4301	4.0834	0.000	27.453	作者计算得出
双边贸易成本 (d_{nit})	%	255.947	114.584	70.381	1037.639	WB
关税几何均值 ($tariff_{int*nit}$)	—	1.087	0.050	1.002	1.379	WTO/UNCTAD
不含关税贸易成本 (NTd_{nit})	%	228.495	109.683	59.860	1012.554	WB
进口来源地生产率 (T_{it})	—	1.622	1.846	0.084	14.26	作者计算得出
进口来源地土地投入 ($Land_{it}$)	万平方公里	49.540	100.959	0.500	460.000	WB
进口来源地劳动力投入 ($Labor_{it}$)	百万人	7.925	37.529	0.007	243.338	ILO
进口来源地资本存量 (K_{it})	百亿美元	1370.859	814.899	0.005	55089.950	作者计算得出
进口来源地人口 ($FPOP_{it}$)	百万人	67.418	198.373	0.001	1338.659	WB
中国GDP ($CGDP_{nit}$)	百亿美元	597.298	379.285	133.940	1223.77	WB
中国人口 ($CPOP_{nit}$)	百万人	1330.337	34.162	1271.850	1371.220	WB
双边人均GDP比值 ($PGDP_{nit}$)	—	9.229	8.689	0.048	38.887	WB

结合我国农产品进口贸易数据、双边贸易成本以及测算各国农业全要素生产率所需数据,本文最终选取36个贸易伙伴(不包含港澳台地区)作为实证研究的截面样本,占我国农产品总进口的一半以上,时间序列为2001—2017年,因此总样本共计612个。

三、实证结果与分析

本文被解释变量为中国从贸易伙伴进口农产品的比例,该变量虽然是连续变量,但有明显的取值范围 $[0, 1]$,这种数据属于典型的截取数据(censored data)。对于没有进口的贸易伙伴而言,“进口比例”的最优解为边角解,即进口比例为“0”,这是经典的左删失情况;同时我国农产品进口比例不会超过“1”,即最高阈值为“1”,形成被解释变量的右删失。这种情况下,如果使用OLS估计,无论是运用整个样本还是去掉“0”(边角解)与“1”(最高阈值)的子样本,均无法得到一致估计。同时考虑到不随时间而变的因素,因此,本文采用针对删失数据回归的Tobit固定效应模型,即带有固定效应的删失数据回归模型^①(Honoré, 1992)^[48],以期考察贸易成本和生产率对农产品进口的影响。

(一) 基准回归结果分析

边际效应指解释变量变化一单位所引起被解释变量的边际变化值。本文主要测算的是样本均值处的边际效应,即先分别计算每个解释变量的样本均值,然后计算在样本均值这一点处的边际效应,主要运用Stata的margins命令附加dydx atmeans选项进行计算。表2列出了Tobit固定效应模型基准回归的边际效应结果。其中,第(1)列至第(3)列是贸易成本作为核心解释变量的回归结果,且贸易成本分别用贸易成本(d_{nit})、关税几何均值($tariff_{int*nit}$)以及不含关税的贸易成本(NTd_{nit})

^①模型估计采用Stata软件的pantob命令,pantob命令包下载网址为:<http://www.princeton.edu/~honore/stata/index.html>

表2 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	d_{nit}	$tariff_{int}^{*nit}$	$NT d_{nit}$	d_{nit}	$tariff_{int}^{*nit}$	$NT d_{nit}$	d_{nit}
双边贸易成本 (d_{nit})	-2.197*** (0.392)	-0.956 (2.192)	-1.989*** (0.363)	-2.251** (1.125)	-0.028 (2.677)	-1.884* (1.005)	-1.606*** (0.399)
进口来源地 生产率(T_i)				1.421** (0.617)	1.287** (0.631)	1.406** (0.626)	1.145*** (0.212)
进口来源地土地 投入($Land_i$)	1.323*** (0.096)	1.347 (3.032)	1.367*** (0.094)	2.441 (3.783)	2.729 (3.834)	2.206 (3.703)	1.223*** (0.095)
进口来源地劳动力 投入($Labor_i$)	-0.483*** (0.103)	-0.505 (0.957)	-0.528*** (0.104)	-0.242 (0.913)	-0.014 (0.803)	-0.182 (0.919)	-0.286*** (0.107)
进口来源地资本 存量(K_i)	0.166* (0.092)	-0.024 (0.042)	0.164* (0.092)	0.453** (0.185)	0.390** (0.187)	0.445** (0.188)	0.425*** (0.102)
进口来源地人口 ($FPOP_i$)	0.118 (0.076)	0.018 (0.028)	0.118 (0.076)	0.037 (0.032)	0.028 (0.030)	0.034 (0.032)	0.032 (0.076)
中国 GDP ($CGDP_{nit}$)	-0.414 (1.036)	-0.064 (0.447)	-0.370 (1.037)	-1.500** (0.720)	-1.052 (0.753)	-1.397* (0.749)	-0.867 (1.016)
中国人口 ($CPOP_{nit}$)	15.382 (30.455)	-0.746 (14.217)	15.562 (30.488)	10.201 (12.305)	7.476 (13.161)	9.397 (12.453)	11.580 (29.763)
双边人均 GDP 比值 ($PGDP_{nit}$)	0.694*** (0.131)	-0.063 (0.140)	0.705*** (0.131)	-0.655 (0.433)	-0.651 (0.478)	-0.645 (0.444)	0.175 (0.160)
样本数量	612	612	612	612	612	612	612

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%的置信水平上显著，括号中数字为稳健标准误。

衡量。第(1)列采用的是基于 Anderson 和 van Wincoop (2004) 以及 Novy (2013) 的概念和测算方法衡量的贸易成本, 结果表明: 贸易成本的增加无论是在统计意义上还是在实证回归中都能有效地抑制进口, 贸易成本对农产品进口的边际效应显著为负。第(2)列的贸易成本主要考虑关税层面, 用两国关税的几何平均值表示, 可以得出关税几何均值对进口的抑制作用不显著。第(3)列使用 Duval 和 Utoktham (2012) 的方法测算不含关税的贸易成本, 即排除关税因素之后贸易成本仍然对中国农产品进口的边际效应显著为负, 且系数与(1)很接近。第(4)列至第(7)列分别为增加了生产率作为核心解释变量的回归结果, 其中, 第(4)、第(5)和第(6)列分别对应不同的贸易成本, 第(7)列是 Tobit 混合数据回归的边际效应结果。总体来看, 在控制了贸易成本因素后, 进口来源国的生产率对我国农产品进口的边际效应显著为正, 即具有显著的促进作用, 与第四部分的统计分析结果一致, 且贸易成本的抑制作用也并未因生产率的加入而发生明显变化。

(二) 其他稳健性检验

为了进一步确保模型设定的合理性和研究结论的可靠性, 本文还将从多个方面讨论估计结果的稳健性。第一, 本文按照 2017 年的经济发展水平将进口来源国从低到高排序, 分别选取了 50% 和 75% 这两个分位数水平的截面样本重新回归估计, 基于回归结果测算的样本均值处的边际效应与前文一致: 贸易成本与中国农产品进口的关系显著为负, 进口来源国的农业生产率对农产品进口有显著促进作用, 详见表 3 第(1)和第(2)列。第二, 为了进一步检验结果在不同样本中的稳定性, 选择了剔除前 10 大进口来源国的样本重新进行回归检验, 结果显示本文的主要结

论依然稳健，即贸易成本和生产率对农产品进口的影响仍与前文一致，详见表3第(3)列。第三，筛选“一带一路”国家样本(12个)进行回归，结果显示贸易成本、生产率分别与我国农产品进口显著负相关、正相关。第四，筛选OECD国家(28个)样本进行回归并计算样本均值处的边际效应，贸易成本和生产率的显著性也均未发生改变。第五，由于全要素生产率变量的衡量方法很多，本文另外采用马相东等(2019)的索洛余值方法来表示农业全要素生产率，并在此基础上对模型重新进行回归，结果依然稳健，详见表3第(6)列。

(三) 内生性讨论

本文模型可能存在反向因果，即我国农产品进口比例可能影响双边贸易成本和贸易伙伴的生产率，以及遗漏变量的问题，进而造成回归估计结果的不一致。为了缓解内生性问题的影响，本文采用IV-Tobit (Instrumental Variable Tobit) 方法对模型重新进行估计。为了有效识别贸易成本和农业生产率对我国农产品进口的影响，本文使用地理距离和专利申请数量作为工具变量进一步分析，其中地理距离数据来自CEPII数据库，专利申请数量来自世界知识产权组织(WIPO)。对于贸易成本而言，工具变量需满足与贸易成本相关，同时对我国农产品进口的影响仅通过贸易成本起作用。贸易成本是指除生产成本之外，消费者为获得商品所支付的所有成本，包含运输成本、信息成本、边境成本和语言成本等(Anderson and van Wincoop, 2004)。地理距离主要反映运输成本的高低，并通过贸易成本影响双边贸易，距离越远，运输成本越高，贸易成本越大。对于农业生产率而言，影响生产率

表3 其他稳健性回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	50%分位数	75%分位数	去掉前10大进口来源国	“一带一路”国家	OECD国家	索洛余值TFP
双边贸易成本 (d_{nit})	-0.711*** (0.114)	-1.000*** (0.142)	-0.350*** (0.031)	-1.746** (0.872)	-1.729** (0.843)	-2.048*** (0.389)
进口来源地生产率 (T_{it})	0.439*** (0.057)	0.475*** (0.080)	0.100*** (0.016)	1.631*** (0.552)	1.600*** (0.564)	0.396*** (0.087)
进口来源地土地投入 ($Land_{it}$)	0.162*** (0.033)	0.612*** (0.038)	-0.009 (0.009)	1.436 (3.506)	1.163 (3.133)	1.555*** (0.110)
进口来源地劳动力投入 ($Labor_{it}$)	0.023 (0.033)	-0.239*** (0.048)	0.044*** (0.009)	-0.800 (1.189)	-0.829 (1.154)	-0.598*** (0.105)
进口来源地资本存量 (K_{it})	0.056* (0.030)	0.071* (0.037)	0.025*** (0.007)	0.518*** (0.171)	0.506*** (0.174)	0.234** (0.092)
进口来源地人口 ($FPOP_{it}$)	-0.035 (0.023)	-0.001 (0.031)	0.002 (0.006)	0.030 (0.041)	0.030 (0.040)	0.116 (0.076)
中国GDP ($CGDP_{nt}$)	-0.211 (0.287)	-0.545 (0.386)	-0.219*** (0.077)	-2.587*** (0.877)	-2.518*** (0.880)	-0.173 (1.022)
中国人口 ($CPOP_{nt}$)	4.000 (8.415)	12.300 (11.366)	4.832** (2.266)	14.138 (11.433)	12.000 (11.122)	15.635 (30.034)
双边人均GDP比值 ($PGDP_{nit}$)	0.095*** (0.036)	0.206*** (0.054)	0.045*** (0.011)	-1.675* (0.900)	-1.670* (0.896)	0.702*** (0.130)
样本数量	306	459	442	204	476	612

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%的置信水平上显著，括号中数字为稳健标准误。

的因素众多,且主要依靠资本、土地和劳动力等要素投入来提高生产率的方式已然不可持续,宏观知识资本是国家创新发展的重要支撑,亦是提高全要素生产率的核心要素(程惠芳和陈超,2017)^[49]。参考程惠芳和陈超(2017)的做法,本文采用各国(地区)专利申请数量作为宏观知识资本的代理变量,专利申请数量越多,表明一国的科研技术水平相对更高,进而能有效促进全要素生产率的提升。估计IV-Tobit有两种方法,分别是最大似然估计(MLE)和两步法。尽管MLE最有效率,但如果模型存在多个内生解释变量的情况,在数值计算时可能不易收敛。因此,本文使用的是Newey和West(1987)^[50]提出的两步法进行IV-Tobit回归。回归结果详见表4。

表4 内生性回归结果

第一阶段回归	(1)	(2)	(3)
IV1: 地理距离	0.194 *** (0.022)		0.124 *** (0.023)
F Test	63.82 ***		59.96 ***
R-squared	0.4806		0.4718
IV2: 专利申请数量		0.216 *** (0.015)	0.247 *** (0.013)
F Test		171.94 ***	205.18 ***
R-squared		0.7214	0.7557
第二阶段回归	(1)	(2)	(3)
双边贸易成本 (d_{nit})	-2.076 * (1.258)	-1.051 ** (0.452)	-0.530 * (0.301)
进口来源地生产率 (T_{it})	1.703 *** (0.286)	2.702 *** (0.439)	3.255 *** (0.437)
进口来源地土地投入 ($Land_{it}$)	1.369 *** (0.116)	1.033 *** (0.109)	1.066 *** (0.122)
进口来源地劳动力投入 ($Labor_{it}$)	-0.145 (0.126)	-0.089 (0.128)	0.030 (0.141)
进口来源地资本投入 (FDI_{it})	0.809 *** (0.148)	0.901 *** (0.152)	1.098 *** (0.174)
进口来源地人口 ($FPOP_{it}$)	0.042 (0.082)	-0.088 (0.086)	-0.111 (0.088)
中国GDP ($CGDP_{nt}$)	-1.019 (1.090)	-1.587 (1.094)	-1.767 (1.133)
中国人口 ($CPOP_{nt}$)	24.336 (32.165)	5.862 (31.723)	8.857 (33.145)
双边人均GDP比值 ($PGDP_{nit}$)	0.151 (0.173)	-0.601 ** (0.252)	-0.764 *** (0.236)
Wald Test of Exogeneity	11.37 *** [0.001]	17.50 *** [0.000]	43.99 *** [0.000]
Wald Test	465.23 ***	497.45 ***	471.501 ***
样本数量	612	595	595

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的置信水平上显著,()中数字为稳健标准误,[]内数字为P值,Wald Test of Exogeneity检验模型是否存在内生性。

表4第(1)列至第(3)列分别表示仅将贸易成本的工具变量、仅将生产率的工具变量和同时将二者的工具变量纳入模型进行回归。IV-Tobit第二阶段回归结果的Wald Test of Exogeneity表明,模型可以拒绝外生性原假设,即存在内生变量。此外,在第一阶段回归中,地理距离和专利申请数量的系数显著为正,且F检验的数值显著大于10,也表明IV-Tobit模型不存在弱工具变量问题。第二阶段的回归结果表明,运用工具变量回归之后,本文的核心结论依然成立,结果稳健,说明:贸易成本对中国农产品进口有显著抑制作用,而进口来源地生产率对中国农产品的进口仍是显著正向影响。

四、结论及政策建议

本文首先对中国农产品进口情况展开典型事实分析;然后基于EK模型,从理论层面论证了贸易成本、进口来源地生产率和农产品进口之间的关系;最后利用2001-2017年中国和36个农产品进口贸易伙伴的面板数据进行了实证检验,得到如下研究结论:

(1)我国农产品进口来源较为集中,且中国农产品主要进口来源地 and 世界农产品主要出口国(地区)有重合但并不完全一致。但从时间趋势来看,我国农产品进口集中度缓慢下降。在世界农产品生产和出口排名前50的国家(地区)中,仍分别有14和12个未进入我国农产品进口来源的前50名。

(2)贸易成本对我国农产品进口具有显著抑制作用。本文对贸易成本这一核心变量分别采用Novy(2013)方法测算的贸易成本、关税几何平均值以及不含关税的贸易成本进行衡量,同时运用统计分析和实证分析方法检验三者与我国农产品进口的关系。结果表明:贸易成本与我国农产品进口显著负相关,说明随着双边贸易成本的下降,我国农产品进口将显著增加,但关税几何均值变量对我国农产品进口无显著影响。此外,贸易成本降低有利于我国从“一带一路”沿线国家和OECD国家进口农产品。

(3)进口来源地农业生产率提高将显著促进我国农产品的进口。在控制了贸易成本因素之后,进口来源地的生产率与我国农产品进口呈显著正相关关系,且在进行系列稳健性检验和内生性讨论之后,回归结果依然稳健。从回归结果来看,“一带一路”国家和OECD国家农业生产率的提高有利于我国农产品的进口,且贸易成本和进口来源地农业生产率对我国农产品进口的影响程度不一。

基于上述结论,本文提出以下几点建议:第一,多渠道降低我国农产品进口的双边贸易成本。提高贸易自由化水平,在合理可行的范围内进一步降低农产品关税,规范我国农产品非关税措施体系,降低农产品贸易壁垒从而促进农产品进口;加强与伙伴国的贸易便利化合作,提高进口贸易便利化水平,减少通关手续,提高通关时间,优化进口流程;降低我国进口环节的制度性成本,减少农产品进口环节的不合理收费;优化基础设施建设,降低运输成本。第二,优化国际农产品市场布局,加强“一带一路”国际合作。在维持与现有农产品主要进口来源国良好贸易关系的同时,我国应积极探索更多潜在的进口贸易伙伴,且农业生产率反映一国

(地区)的农业发展状况和发展潜力,我国应将农业生产率较高的国家作为主要开拓对象。同时加强与“一带一路”沿线国家的农业国际合作,将“一带一路”沿线国家作为重点开拓的农产品进口来源地。第三,加大优质农产品和鼓励农资农机等进口,提升我国农业竞争力。为了满足人民日益增长的美好生活需要,适度进口农产品是必要的,但要立足农业供给侧结构性改革和实际供需情况,进口优质农产品。同时,鼓励进口优质农资、先进农机和引进高新技术,提升我国农业的全产业链竞争力,以优质进口带动我国农产品的出口。

[参考文献]

- [1] 钱学锋,裴婷.新时期扩大进口的理论思考[J].国际贸易,2019(01):12-17.
- [2] ANDERSON J E, VAN WINCOOP E. Trade Costs [J]. Journal of Economic Literature, 2004, 42 (3): 691-751.
- [3] FEENSTRA R C. Integration of Trade and Disintegration of Production in the Global Economy [J]. Journal of Economic Perspectives, 1998, 12 (4): 31-50.
- [4] BAIER S L, BERGSTRAND J H. The Growth of World Trade: Tariffs, Transport Costs, and Income Similarity [J]. Journal of International Economics, 2001, 53 (1): 1-27.
- [5] NOVY D. Gravity Redux: Measuring International Trade Costs with Panel Data [J]. Economic Inquiry, 2013, 51 (1): 101-121.
- [6] FEENSTRA R C, MA H. Trade Facilitation and the Extensive Margin of Exports [J]. Japanese Economic Review, 2014, 65 (2): 158-177.
- [7] 王孝松,施炳展,谢申祥,赵春明.贸易壁垒如何影响了中国的出口边际——以反倾销为例的经验研究[J].经济研究,2014(11):58-71.
- [8] 孙浦阳,张甜甜,姚树洁.关税传导、国内运输成本与零售价格——基于高铁建设的理论与实证研究[J].经济研究,2019,54(03):135-149.
- [9] 方英,马芮.中国与“一带一路”沿线国家文化贸易潜力及影响因素:基于随机前沿引力模型的实证研究[J].世界经济研究,2018(01):112-121+136.
- [10] NOVY D. Gravity Redux: Measuring International Trade Costs with Panel Data [R]. mimeo, University of Warwick, 2008.
- [11] JACKS D S, MEISSNER C M, NOVY D. Trade Costs, 1870-2000 [J]. American Economic Review, 2008, 98 (2): 529-534.
- [12] JACKS D S, MEISSNER C M, NOVY D. Trade Booms, Trade Busts, and Trade Costs [J]. Journal of International Economics, 2011, 83 (2): 185-201.
- [13] 贾伟,秦富.中国谷物贸易成本测度及其对贸易增长的影响[J].国际贸易问题,2013(04):62-72.
- [14] 魏浩,李晓庆.中国进口贸易的技术结构及其影响因素研究[J].世界经济,2015(8):56-79.
- [15] AMITI M, KONINGS J. Trade Liberalization, Intermediate Inputs and Productivity: Evidence from Indonesia [J]. American Economic Review, 2007, 97 (5): 1611-1638.
- [16] 张杰,张帆,陈志远.出口与企业生产率关系的新检验:中国经验[J].世界经济,2016,39(06):54-76.
- [17] 王恕立,王许亮,胡宗彪,门小璐.服务出口贸易的绿色生产率效应研究:基于9个发展中经济体细分行业数据的经验分析[J].世界经济研究,2019(07):29-42+134.
- [18] EATON B, KORTUM S. Technology, Geography, and Trade [J]. Econometrica, 2002, 70 (5): 1741-1779.
- [19] MELITZ M J. The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity [J]. Econometrica, 2003, 71 (6): 1695-1725.

- [20] 李春顶. 中国出口企业是否存在“生产率悖论”: 基于中国制造业企业数据的检验 [J]. 世界经济, 2010, 33 (07): 64-81.
- [21] 魏浩, 郭也. 中国进口增长的三元边际及其影响因素研究 [J]. 国际贸易问题, 2016 (2): 37-49.
- [22] 贾伟, 王丽明, 毛学峰, 秦富. 中国农业企业存在“出口—生产率悖论”吗? [J]. 中国农村经济, 2018 (03): 45-60.
- [23] 马相东, 张文魁, 王喆. 中国企业出口增长的决定因素: 生产率抑或企业规模 [J]. 改革, 2019 (04): 126-136.
- [24] WTO. World Trade Report [R]. Geneva: WTO, 2015.
- [25] DUVAL Y, SAGGU A, UTOKTHAM C. Value Added Trade Costs in Goods and Services [R]. ESCAP Trade and Investment Division, TID Working Paper No. 01/15, 28 May 2015. Bangkok. <http://www.unescap.org/publications>.
- [26] DUVAL Y, UTOKTHAM C. Trade Costs in Asia and The Pacific: Improved and Sectoral Estimates [R]. Trade and Investment Division, Staff Working Paper 05/11, UNESCAP, 2012, 01.
- [27] DUVAL Y, UTOKTHAM C, WERMELINGER M, LEE J H. Agricultural Trade Costs in Asia and the Pacific: Patterns, Compositions and Determinants [R]. ESCAP Trade and Investment Division, TID Working Paper No 02/12, 25 November 2012.
- [28] 鲁晓东, 连玉君. 中国工业企业全要素生产率估计: 1999—2007 [J]. 经济学 (季刊), 2012, 11 (02): 541-558.
- [29] OLLEY S, PAKES A. The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry [J]. *Econometrica*, 1996 (64): 1263-1297.
- [30] LEVINSOHN J, PETRIN A. Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables [J]. *Review of Economic Studies*, 2003, 70 (2): 317-341.
- [31] ACKERBERG D A, CAVES K, FRAZER G. Structural Identification of Production Functions [R]. Unpublished Manuscript, 2006.
- [32] 郭庆旺, 贾俊雪. 中国全要素生产率的估算: 1979—2004 [J]. 经济研究, 2005 (06): 51-60.
- [33] 王华. 中国 GDP 数据修订与全要素生产率测算: 1952—2015 [J]. 经济学动态, 2018 (08): 39-53.
- [34] 王兵, 颜鹏飞. 技术效率、技术进步与东亚经济增长——基于 APEC 视角的实证分析 [J]. 经济研究, 2007 (05): 91-103.
- [35] 陈鑫, 陈啸. 中国省际全要素生产率收敛再检验 [J]. 宏观经济研究, 2019 (11): 19-31.
- [36] 陈诗一. 中国工业分行业统计数据估算: 1980—2008 [J]. 经济学 (季刊), 2011, 10 (03): 735-776.
- [37] 朱秋博, 白军飞, 彭超, 朱晨. 信息化提升了农业生产率吗? [J]. 中国农村经济, 2019 (04): 22-40.
- [38] 李谷成. 人力资本与中国区域农业全要素生产率增长——基于 DEA 视角的实证分析 [J]. 财经研究, 2009, 35 (08): 115-128.
- [39] 付明辉, 祁春节. 要素禀赋、技术进步偏向与农业全要素生产率增长——基于 28 个国家的比较分析 [J]. 中国农村经济, 2016 (12): 76-90.
- [40] MALMQUIST S. Index Numbers and Indifference Surfaces [J]. *Trabajos de Estadística*, 1953, 4 (2): 209-242.
- [41] CAVES D W, CHRISTENSEN L R, DIEWERT W E. The Economic Theory of Index Numbers and the Measurement of Input, Output, and Productivity [J]. *Econometrica*, 1982 (50): 1393-1414.
- [42] FÄRE R, GROSSKOPF S, LINDGREN B, ROOS P. Productivity Changes in Swedish Pharmacies 1980-1989: A Non-parametric Malmquist Approach [J]. *Journal of Productivity Analysis*, 1992, 3 (1-2): 85-101.
- [43] GOLDSMITH R W. A Perpetual Inventory of National Wealth [M] *Studies in Income and Wealth*, Volume 14.

- NBER, 1951: 5-73.
- [44] FEENSTRA R C, INKLAAR R, TIMMER M P. The Next Generation of the Penn World Table [J]. *American Economic Review*, 2015, 105 (10): 3150-3182.
- [45] BUTZER R, MUNDLAK Y, LARSON D F. Measures of Fixed Capital in Agriculture [R]. World Bank Policy Research Working Paper No. 5472, The World Bank, 2010.
- [46] DUBEY S, DONCKT M V, BRIVIO R. Macro-economic Statistics for Agriculture: New FAO Global Databases on Agricultural Capital Stock (ACS) and Agro-Industry Measurement (AIM) [R]. Asia and Pacific Commission on Agricultural Statistics, 26th Session, February 15-19, Thimphu, 2016.
- [47] 李谷成, 范丽霞, 冯中朝. 资本积累、制度变迁与农业增长——对 1978-2011 年中国农业增长与资本存量的实证估计 [J]. *管理世界*, 2014 (5): 67-92.
- [48] HONORÉ BO E. Trimmed LAD and Least Squares Estimation of Truncated and Censored Regression Models with Fixed Effects [J]. *Econometrica*, *Econometric Society*, 1992, 60 (3): 533-565.
- [49] 程惠芳, 陈超. 开放经济下知识资本与全要素生产率——国际经验与中国启示 [J]. *经济研究*, 2017 (10): 21-36.
- [50] NEWEY W K, WEST K D. A Simple, Positive Semi-definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix [J]. *Econometrica*, 1987, 55 (3): 703-708.

(责任编辑 于友伟)

Trade Cost, Agricultural Productivity and China's Agricultural Imports

WANG Mengxing LIU Hongman

Abstract: Based on the Ricardian model of international trade constructed by Eaton and Kortum (2002), this paper used Tobit fixed effects model to examine the impact of bilateral trade cost and agricultural productivity of exporting countries on China's agricultural imports. The results show that the sources of China's agricultural imports are relatively concentrated, while the concentration of import sources tends to decline. Using the trade cost of agricultural products calculated with Novy (2013) method as the independent variable, the regression results show the trade cost has a significant negative impact on China's agricultural imports. DEA-Malmquist total factor productivity index was used to measure agricultural total factor productivity of different trading partners. And the results show that the agricultural productivity of exporting countries significantly promotes China's agricultural imports. Therefore China should fully consider bilateral trade cost and agricultural productivity of exporting countries for optimizing layout of agricultural imports.

Keywords: Agricultural Imports; Trade Cost; Agricultural Productivity