

# 中国农产品出口的本地市场效应研究

## ——兼论需求导向的农业供给侧改革

喻美辞<sup>1</sup>,王增栩<sup>2</sup>

(1.华南农业大学 经济管理学院,广东 广州 510642;

2.广东省技术经济研究发展中心,广东 广州 510070)



**摘要** 采用 2006—2015 年中国与排名前 20 的农产品贸易伙伴基于 SITCRev3.0 分类标准下的三位数农产品贸易数据,将国内需求规模和需求结构共同纳入引力模型,对农产品出口的本地市场效应进行实证检验。研究发现:总体来看,农产品出口出现了逆本地市场效应,而且缺乏资源禀赋优势;从分类农产品来看,蔬菜和水果、林纸产品、非食用畜产品、水产品出口存在需求规模上的本地市场效应,大宗农产品出口则存在需求规模上的逆本地市场效应,烟草及烟草制品出口存在需求结构上的本地市场效应,蔬菜和水果、林纸产品、非食用畜产品出口则出现了需求结构上的逆本地市场效应,饮品类和食用畜产品出口不存在本地市场效应。其政策含义是:应深入推进以市场需求为导向的农业供给侧结构性改革。

**关键词** 农产品出口;本地市场效应;需求规模;需求结构;农业供给侧改革

**中图分类号:**F 740 **文献标识码:**A **文章编号:**1008-3456(2018)03-0018-09

**DOI 编码:**10.13300/j.cnki.hnwkxb.2018.03.003

本地市场效应最早源于 Linder 的贸易思想,认为出口国国内需求是国际贸易的一个重要基础,一种产品在母国被大量消费是该产品成为母国潜在出口商品的充分条件<sup>[1]</sup>。Krugman 在新贸易理论框架下运用本地市场效应对 Linder 的这一观点进行了解释,指出在一个存在规模经济和贸易成本的行业中,拥有相对较大国内市场需求的国家倾向于扩大该行业产品的生产规模,并成为该产品的净出口国。本地市场效应为研究国际贸易基础提供了一个新视角<sup>[2]</sup>。

中国是一个农产品贸易大国,加入 WTO 以来,中国农业对外开放度不断提高,农产品进出口贸易规模不断扩张。然而,自 2004 年开始,由于农业资源禀赋劣势、农产品质低价高、小规模经营方式等原因,中国农产品贸易持续处于逆差状态。随着中国农业劳动力成本持续攀升以及农产品高度依附的水土资源日益紧张,农产品出口增长目前难以摆脱资源禀赋劣势的窘境。因此,中国农产品出口增长必须寻找新的比较优势源泉。

中国也是一个农产品消费大国,中国大陆拥有约占世界 20% 的人口,是世界上最大的农产品消费市场。随着中国经济增长和居民收入水平提高,消费者更注重农产品质量和安全,农产品需求结构有较大改善。然而,农产品供给质量与消费者需求结构存在明显错位,大量低端农产品供给难以满足消费者需求。随着中国农业经营方式逐渐从农户小规模、细碎化经营向以家庭农场、农业龙头企业为主体的规模化和专业化经营转变,在玉米、小麦、棉花等农产品生产领域已形成行业聚集之势,逐渐显现出规模效应,从而某些农产品部门出现本地市场效应的前提条件得以满足。中国农产品出口增长是否存在本地市场效应?国内需求规模扩张、需求结构升级能否成为农产品比较优势的新来源和农产品出口增长的新动力?这些问题值得深思,也正是本文研究的核心问题。在加快推进农业供给侧

收稿日期:2017-07-15

基金项目:广东省普通高校人文社会科学研究项目“广东省农产品贸易的本地市场效应研究”(2013WYXM0016);广东省教育厅创新

团队项目“大国农业背景下中国农业全球化发展战略研究”(2016WCXTD007)。

作者简介:喻美辞(1980-),女,副教授,博士;研究方向:国际贸易理论与政策、农产品贸易。

改革大背景下,研究这些问题将对以市场需求为导向的农产品供给政策提供经验佐证和启示。

## 一、文献综述

Krugman 最早在新贸易理论框架下对本地市场效应进行了理论阐释<sup>[2]</sup>,但仅分析了企业定位于需求较大的市场、以实现规模经济和减少运输成本的激励,而且由于严格的假设条件,该模型中的本地市场效应并不是普遍存在的。为了在更接近现实的条件中证明本地市场效应的存在性,后续研究从农业部门<sup>[3-6]</sup>、异质企业<sup>[7]</sup>、多国框架<sup>[8-10]</sup>等方面对 Krugman 模型进行了拓展。

本地市场效应的经验研究目前主要集中于检验本地市场效应的存在性,研究方法主要有两种:一是检验本地超常需求对生产的放大效应。Davis 等通过构建“超额需求”指标,分别检验了 OECD 国家和日本制造业部门的本地市场效应<sup>[11]</sup>。Davis 等在模型中引入市场准入性和地理因素,重新检验 OECD 国家制造业的本地市场效应,发现这一效应在大部分国家均存在<sup>[12]</sup>。国内学者张帆等、范剑勇等和颜银根等运用这一方法检验地区间生产和贸易的本地市场效应<sup>[13-15]</sup>。二是运用贸易引力模型,通过检验出口产品的收入弹性来判断本地市场效应。这种方法以 Schumacher 的研究为代表,运用 22 个 OECD 国家 25 个三位数 ISIC 产业数据进行实证检验,发现本地市场效应在许多制造业部门均存在<sup>[16]</sup>。由于需求与产出之间可能存在多重共线性,运用引力模型时可能会遗漏一些重要变量,倍差引力模型方法在检验本地市场效应中得到应用<sup>[17]</sup>。Schumacher 等运用倍差引力模型对 OECD 国家的 25 个产业进行实证分析,发现 16 个制造业部门存在本地市场效应<sup>[18]</sup>。国内运用引力模型对本地市场效应的实证检验主要是以制造业和服务贸易为研究对象,代表性文献有钱学锋等<sup>[19]</sup>、邱斌等<sup>[20]</sup>、阚大学等<sup>[21]</sup>、毛艳华等<sup>[22]</sup>、刘恩初等<sup>[23]</sup>研究成果。

现有文献对本地市场效应的研究多集中于存在规模经济和产品差异的制造业和服务业,农业部门和农产品出口的本地市场效应尚未充分引起国内经济学界的高度关注。然而,中国是一个农产品需求大国,农业部门和农产品出口中的本地市场效应值得关注。国内外现有的研究成果大多基于国内需求规模的视角探讨本地市场效应,忽视了国内需求结构对产品出口的影响。而且,鲜有学者从本地市场效应的角度探讨需求导向的农业供给侧改革措施。本文基于非位似偏好假定,将国内需求规模和需求结构同时纳入贸易引力模型,运用 SITCRev3.0 三位数农产品贸易数据,实证检验中国农产品出口的本地市场效应,并基于本地市场效应视角审视需求导向的农业供给侧结构性改革。

## 二、模型、变量和数据来源

### 1. 计量模型

参考 Schumacher 的研究方法<sup>[18]</sup>,构建如下贸易引力模型:

$$\ln X_{kij} = \beta_0^k + \beta_1^k \ln Y_i + \beta_2^k \ln c_i + \beta_3^k \ln Y_j + \beta_4^k \ln c_j + \beta_5^k \ln D_{ij} + \sum_{r=6}^R \beta_r^k Z_{rj} + \epsilon_{ij} \quad (1)$$

式(1)中, $X_{kij}$ 是 $k$ 产品从 $i$ 国到 $j$ 国的出口贸易额, $Y_i$ 是 $i$ 国的产出水平,代表 $i$ 国的出口供给能力,用 $i$ 国的国内生产总值(GDP)表示。 $c_i$ 是 $i$ 国的资本-劳动要素比,表示 $i$ 国的资源禀赋状况; $Y_j$ 和 $c_j$ 分别是 $j$ 国的 GDP 和资本劳动比,代表 $j$ 国的国内需求规模和要素禀赋状况。双边的贸易成本用两个国家的地理距离 $D_{ij}$ 表示;虚拟变量 $Z_{rj}$ 代表贸易政策、是否在同一贸易区、是否有共同语言、有无历史纽带等影响市场准入性的因素。

式(1)同时决定了 $i$ 国与 $j$ 国在 $k$ 产品上的双边进口和出口贸易额。 $k$ 产品在 $t$ 年 $j$ 国对 $i$ 国的出口贸易额 $X_{kji}$ ,应该等于 $k$ 产品在 $t$ 年 $i$ 国从 $j$ 国的进口额 $M_{kij}$ 。因此可得式(2):

$$\ln M_{kij} = \ln X_{kji} = \beta_0^k + \beta_1^k \ln Y_j + \beta_2^k \ln c_j + \beta_3^k \ln Y_i + \beta_4^k \ln c_i + \beta_5^k \ln D_{ji} + \sum_{r=6}^R \beta_r^k Z_{rji} + \epsilon_{ij} \quad (2)$$

由于两个国家之间的地理距离以及贸易政策等虚拟变量是对称的,即 $D_{ij} = D_{ji}$ , $Z_{rj} = Z_{rji}$ ,所以式(1)减去式(2)得到:

$$\ln\left(\frac{X_{kij}}{X_{kji}}\right) = (\beta_1^k - \beta_3^k) \ln\left(\frac{Y_i}{Y_j}\right) + (\beta_2^k - \beta_4^k) \ln\left(\frac{c_i}{c_j}\right) + \varepsilon_{ij} \quad (3)$$

式(3)意味着,两国某种商品  $k$  的相对出口比率取决于两国双边相对需求规模和相对要素禀赋状况。如果  $\beta_1^k - \beta_2^k$  显著为正,意味着存在基于需求规模的本地市场效应;如果  $\beta_2^k - \beta_1^k$  显著为正,则意味着存在传统的要素禀赋优势。

除了国内需求规模以外,一国的消费需求结构也是本地市场效应的一个重要诱因<sup>[24-25]</sup>①。出口国的收入差距将通过影响该国的需求结构进而影响出口贸易<sup>[26]</sup>。据此,本文基于非位似偏好假设,将需求规模和需求结构共同纳入引力模型,将计量模型设定如下:

$$\ln X_{kt}^{ij} = \lambda_0^k + \lambda_1^k \ln Y_{it} + \lambda_2^k \ln c_{it} + \lambda_3^k \ln Y_{jt} + \lambda_4^k \ln c_{jt} + \lambda_5^k \ln eq_{it} + \lambda_6^k \ln eq_{jt} + \lambda_7^k \ln D_{ijt} + \sum_{r=8}^R \lambda_r^k Z_{rjt} + \varepsilon_{kt}^{ij} \quad (4)$$

$$\ln X_{kt}^{ji} = \lambda_0^k + \lambda_1^k \ln Y_{jt} + \lambda_2^k \ln c_{jt} + \lambda_3^k \ln Y_{it} + \lambda_4^k \ln c_{it} + \lambda_5^k \ln eq_{jt} + \lambda_6^k \ln eq_{it} + \lambda_7^k \ln D_{jti} + \sum_{r=8}^R \lambda_r^k Z_{rji} + \varepsilon_{kt}^{ji} \quad (5)$$

用式(4)减去式(5),得到如下回归方程:

$$\ln\left(\frac{X_{kt}^{ij}}{X_{kt}^{ji}}\right) = (\lambda_1^k - \lambda_3^k) \ln\left(\frac{Y_{it}}{Y_{jt}}\right) + (\lambda_2^k - \lambda_4^k) \ln\left(\frac{c_{it}}{c_{jt}}\right) + (\lambda_5^k - \lambda_6^k) \ln\left(\frac{eq_{it}}{eq_{jt}}\right) + \varepsilon_{kt}^{ij} \quad (6)$$

式(6)中被解释变量是  $i$  国与  $j$  国农产品出口额的比值。解释变量  $Y_{it}/Y_{jt}$  为国家  $i$  与国家  $j$  的相对需求规模,  $c_{it}/c_{jt}$  为两国的相对人均资本存量,衡量了两国的相对要素禀赋状况。  $eq_{it}/eq_{jt}$  衡量的是国家  $i$  与国家  $j$  之间的收入差距。在非位似偏好假定下,一国的收入分布直接影响消费需求结构,因此可以将该变量视为国家  $i$  与国家  $j$  的相对需求结构<sup>②</sup>。

## 2. 数据说明

本文的面板数据采用 2006—2015 年中国与排名前 20 的农产品贸易伙伴基于 SITCRev3.0 分类标准下的三位数农产品贸易数据,以及中国与 20 个贸易伙伴的相对需求规模、相对需求结构、相对要素禀赋数据,其中双边农产品贸易数据来自于联合国商品贸易数据库。为了检验不同类型农产品出口的本地市场效应,根据 SITCRev3.0 分类标准下的两位数代码确定农产品类别,将农产品分为九类:(1)大宗农产品:04 章谷类及其制品,06 章糖、糖制品及蜂蜜,22 章油籽及含油果实,42 章植物油,26 章中的 263 棉花;(2)食用畜产品:00 章主要供食用的活动物,01 章肉及肉制品,02 章乳制品及禽蛋,41 章动物油、脂;(3)非食用畜产品:21 章生皮及未硝毛皮,26 章中的 261 丝制品、268 羊毛制品以及其他动物皮毛;(4)水产品:为 03 章鱼、甲壳及软体类动物及制品;(5)蔬菜和水果:05 章蔬菜及水果;(6)饮品类产品:07 章咖啡、茶、可可、调味品及制品,11 章饮料;(7)烟草类产品:12 章烟草及其制品;(8)林纸产品:24 章软木及木材,25 章纸浆及废纸,26 章纺织纤维(毛条除外)及其废料;(9)其他产品:08 章饲料,09 章杂项制品,29 章其他动植物原料,43 章动、植物油、脂(经特殊加工提炼的及腊),以及 26 章中除了 261、263、268 的其他产品。

在农产品贸易伙伴的选取方面,本文根据《2016 中国农产品贸易发展报告》对中国大陆农产品出口市场的统计,选取排名前 20 的出口市场作为中国农产品出口的主要贸易伙伴<sup>③</sup>,因为近几年中国对这些国家和地区农产品的出口额占中国农产品出口总额的 80% 以上,具有较好的代表性。

① 张亚斌等、冯迪借鉴 Dalgin 等人的方法,基于非位似偏好假设,将收入分别引致的需求结构纳入引力模型,分离出需求规模和需求结构对不同档次的消费品出口的影响。如果偏好是非位似的,不同收入的消费者对不同产品需求的收入弹性不同,因此,收入分布引致的需求结构会使得不同收入弹性的产品出现本地市场效应。

② 由于农产品的供给和需求弹性、价格波动性等特征与工业制成品的差异较大,各国各大类农产品的消费比重的相对变化最能反映消费者对农产品需求结构的变化。本文的实证研究涉及中国及其 20 个农产品贸易伙伴国的农产品需求结构变化,然而由于数据统计的局限,难以获取各国各大类农产品消费比重数据,因此只能从整个国家的层面,用中国与不同贸易伙伴的相对收入差距程度来衡量相对需求结构。当然,在非位似偏好假定下,一国的收入分布直接影响消费需求结构,因此运用相对收入差距衡量相对需求结构具有一定的说服力。

③ 中国农产品出口市场排名前 20 位的国家和地区分别是:日本、中国香港、美国、韩国、泰国、越南、马来西亚、中国台湾、德国、印度尼西亚、俄罗斯、菲律宾、荷兰、英国、加拿大、澳大利亚、新加坡、西班牙、墨西哥、意大利。由于中国台湾的相关数据缺失,故用中国农产品另一大贸易伙伴巴西代替。

各国的需求规模用每个国家的现价 GDP(美元)来衡量,由于本文的计量模型采用的都是比值形式,故并未换算成不变美元价格,数据来源于 WDI 数据库。要素禀赋根据各国家(或地区)资本存量与劳动力人数的比值计算得到。各国资本存量的计算采取永续盘存法,其公式为:

$$K_{it} = K_{i(t-1)}(1 - \delta) + I_{it} \quad (7)$$

其中,  $K_{it}$  为  $i$  国在  $t$  年的资本存量,  $K_{i(t-1)}$  为  $i$  国在  $t-1$  年的资本存量,  $\delta$  为经济折旧率,  $I_{it}$  为  $i$  国在  $t$  年的投资额。在基年的选取上,由于本文研究的时间跨度是从 2006—2015 年,因此选取 2005 年为基期。关于折旧率,选取 Hall 等计算 127 个国家资本存量时的通用折旧率 6%<sup>[27]</sup>。在当年投资额的选取上,采取目前计算资本存量时采用的普遍指标,用固定资本形成总额来衡量当年投资额。基年资本存量的计算公式为:

$$K = I_0(1 + g)/(g + \delta) \quad (8)$$

式(8)中  $K$  为基年资本存量,  $g$  为投资增长率,一般用 GDP 增长率代替。为消除投资增长不平稳带来的波动性影响,在计算  $g$  时往往采用初期前后年份投资增长率的均值,故本文采用 2001—2009 年各国 GDP 增长率的均值来计算基期的投资增长率  $g$ 。固定资本形成总额和劳动力人数均来源于 WDI 数据库。

中国与不同贸易伙伴的相对需求结构用两国(地区)的相对收入差距程度来衡量。衡量一国收入差距的主要指标包括基尼系数和  $R/P20\%$ (最富有的 20%人口所占财富与最贫困的 20%人口所占财富的比值)等。由于 WDI 数据库关于各国基尼系数和  $R/P20\%$  相关数据统计不全,而且部分国家只更新到 2014 年,与本文研究的时间跨度不完全一致,故本文用两国(地区)的国民收入(GNI)和人口数的比值(即人均国民收入的比值)来衡量两国(地区)的相对收入差距,相关数据来源于 WDI 数据库。

### 三、计量检验及结果分析

#### 1. 总体农产品检验

首先将所有的农产品视为一个整体,从总体上检验中国对 20 个贸易伙伴农产品出口的本地市场效应。在实证分析方法上,采用面板数据模型分别对方程(3)和方程(6)进行估计,用 Hausman 检验判断是采用固定效应模型(FE)还是随机效应模型(RE)。本文的面板数据模型使用中国的 20 个农产品贸易伙伴作为横截面,为反映贸易伙伴的异质性,在计量模型中均添加了国家虚拟变量作为截面个体效应<sup>①</sup>。计量检验结果如表 1 所示。

由表 1 的检验结果可知,在不考虑需求结构时,相对需求规模对中国农产品总体出口的影响为负且在 5%的水平上显著,意味着总体农产品出口存在逆向的本地市场效应,即相对国内需求规模越大,农产品相对出口额越少。这与中国在增加对农产品需求规模的同时,对农产品进口的依赖程度越来越高,农产品总体贸易逆差不断扩大的事实是相符的。在引入需求结构变量后,相对市场规模的系数由显著的负值变为了正值,但是仍然不显著,说明中国整体农产品出口在需求规模上不存在本地市场效应。主要原因在于,中国大部分农产品生产的规模经济效应不明显,虽然在玉米、小麦、棉花等农产品生产领域显现出一定的规模效应,但是绝大部分农产品生产方式还是以小农化、分散化为主,而且中国人均耕地较少,农业机械化程度相对美国、澳大利亚等农产品生产和出口大国较低,导致中国的农业生产难以切实满足本地市场效应出现的条件,农业生产对劳动力和土地要素的依赖程度仍然

表 1 总体农产品出口的本地市场效应检验

	估计(1)	估计(2)
$\ln(Y_{it}/Y_{jt})$ (相对市场规模)	-0.449* (-2.43)	0.237 (0.98)
$\ln(c_{it}/c_{jt})$ (相对要素禀赋)	0.072 (0.42)	0.418 (1.54)
$\ln(eq_{it}/eq_{jt})$ (相对需求结构)		-1.036*** (-2.88)
C	0.655 (1.11)	-1.499* (-1.73)
样本数	200	200
$R^2$	0.2057	0.2356
国家个体效应	有	有
Hausman 检验 $p$ 值	0.0478	0.1347
模型类型	FE	RE

注:括号内为  $t$  值,\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。

① 面板数据的横截面一共包括 20 个贸易伙伴,因此在计量模型中添加了 19 个国家虚拟变量。

较高。

相对需求结构变量的回归系数显著为负,表明农产品出口存在需求结构上的逆向本地市场效应。随着居民收入水平不断提高,高收入人群持续增加,消费者需求结构不断升级,高收入者更加偏好品质好、安全度高的农产品。然而由于国内的农产品品质较大多进口农产品低,而且存在安全隐患,使得国内高收入群体更加偏好质量更好更安全的进口农产品,从而导致消费结构的升级不仅没有促进农产品出口增长,反而增加了农产品进口,出现了逆本地市场效应。

从要素禀赋效应来看,相对要素禀赋变量的回归系数在估计(1)和(2)中均为正但不显著,表明从总体来看中国农产品出口的资源禀赋优势并不明显。尽管中国在蔬菜、水果、食用畜产品等劳动密集型农产品生产中具有一定的劳动力成本优势(这一点在后文的分类农产品检验结果中可以看到),但在大宗农产品、水产品、林纸产品、非食用畜产品等水土要素密集度较高的农产品上,显然缺乏资源禀赋优势。由于此部分是将农产品作为一个总体样本进行分析,所以表1中相对要素禀赋变量的回归系数不显著,只能说明从总体来看,中国农产品出口不具备明显的要素禀赋优势。主要原因在于,中国农业劳动力成本持续攀升,农产品高度依附的水土资源日益紧张而且污染严重,农产品出口增长的资源禀赋优势明显弱化,资源禀赋劣势已经凸显。

## 2. 分类农产品检验

根据前文对农产品的分类,分别检验大宗农产品、蔬菜和水果、水产品、林纸产品、食用畜产品、非食用畜产品、饮品类、烟草、其他产品等九类细分农产品出口的本地市场效应,检验结果如表2所示。根据检验结果可以得到以下结论:

(1)大宗农产品出口存在需求规模上的逆本地市场效应。对于大宗农产品而言,在估计(1)和(2)中的结果中,相对需求规模变量的回归系数始终显著为负,表明大宗农产品出口存在需求规模上的逆本地市场效应,即国内对大宗农产品需求规模越大,出口规模反而越小。中国拥有世界上最多的人口,对谷物、食糖、油籽、植物油、棉花等大宗农产品有巨大的消费需求。然而,一方面,由于对于粮食制定了最低收购价格、临时收储等特殊政策,再加上大宗农产品高度依赖的水土资源日益紧缺,劳动力成本和物流成本持续攀升,使得国内大宗农产品面临成本“地板”和价格“天花板”的双向挤压,价格明显高于国际价格;另一方面,由于很多大宗农产品仍然以小规模、分散化、细碎化经营为主,规模化、机械化程度不高,生产技术落后,农产品质量监管体系不健全,导致国内的大豆、玉米、小麦、大麦、棉花等大宗农产品的品质相对较低,棉花的纤维、大豆的出油率等主要指标相较于国外有很大差距,玉米、小麦、稻谷等谷物产品的质量安全难以得到保证。尽管国内对大宗农产品拥有巨大的消费需求,但是随着国内消费者收入的提高,消费者更加偏好质高价低的进口农产品,对大宗农产品进口的依赖程度越来越高,从而面临棉花、大豆、玉米等大宗农产品国内购买少、国外无人要的尴尬境地。因此,中国对大宗农产品旺盛的国内需求并没有促进这类产品出口的增长,反而导致进口逐年上升,出现逆本地市场效应。

(2)蔬菜和水果、水产品、林纸产品和非食用畜产品出口存在需求规模上的本地市场效应。在蔬菜和水果、水产品、林纸产品和非食用畜产品检验中,相对需求规模变量的回归系数显著为正,表明这四类农产品出口存在需求规模上的本地市场效应,与这几类产品在国内存在较大的需求和产出规模、在出口中存在较高的运输成本有关。

从蔬菜和水果来看,一方面,中国在这类劳动密集型农产品生产中有一定的成本优势,再加上国内对蔬菜水果庞大的消费需求的刺激,国内中低端蔬菜和水果的供给比较充足。另一方面,在出口产品结构上,中国主要出口的是鲜冷冻蔬菜、加工保藏蔬菜、鲜冷冻水果、水果汁、水果罐头等容易腐烂变质的蔬菜和水果,运输成本较高。因此,蔬菜和水果经营主体通常会定位于较大消费需求的市場,以降低运输成本,实现规模化经营。供给充足的蔬菜和水果既满足了国内需求,也促进了出口增长,从而出现需求规模上的本地市场效应。近年来,中国蔬菜和水果一直处于贸易顺差状态就是典型的例证。

从水产品来看,中国是一个水产品消费大国,对水产品拥有巨大的消费需求,刺激了水产品生产规模的扩张。由于受消费习惯的影响,中国水产品市场大多是鲜活、冷冻水产品,加工型水产品较少,

使得水产品在出口过程中面临着较高的运输成本。因此,大多数水产品养殖企业为降低成本,偏好在具有较大国内需求的市场养殖水产品,实现养殖规模的扩张。中国水产品的生产规模庞大,水产品出口的主要品种,如甲壳类和软体类水产品的养殖规模均位于世界前列,规模经济效应显著。具有庞大养殖规模的水产品,除了满足国内巨大的消费需求以外还有剩余,从而形成出口,产生本地市场效应。这与自2002年始中国成为全球最大的水产品出口国、自2001年起水产品一直位居中国农产品出口首位的事实是一致的。

表2 分类农产品出口的本地市场效应检验

	$\ln(Y_{it}/Y_{jt})$ 需求规模	$\ln(c_{it}/c_{jt})$ 要素禀赋	$\ln(eq_{it}/eq_{jt})$ 需求结构	C	样本数	R <sup>2</sup>	模型类型
大宗农产品	-1.340 ** (-2.24)	-0.087 (-0.15)		1.851 (0.97)	200	0.262 0	FE
	-1.986 ** (-2.15)	-0.560 (0.73)	1.137 (0.92)	3.879 (1.33)	200	0.265 5	FE
蔬菜和水果	0.124 2 ** (2.47)	-1.083 4 *** (-4.24)		0.911 3 (0.97)	200	0.328 1	RE
	0.691 5 ** (2.16)	0.360 3 (0.72)	-2.109 6 *** (-3.29)	-0.844 6 (-0.78)	200	0.366 9	RE
水产品	0.438 (0.95)	-0.132 (-0.32)		1.163 (0.83)	200	0.240 3	RE
	0.742 * (1.86)	0.902 (0.69)	-1.400 (-0.99)	0.240 (0.20)	200	0.520 3	RE
林纸产品	-0.586 ** (-1.98)	0.029 (0.11)		-1.635 * (-1.73)	200	0.180 6	FE
	0.387 ** (2.48)	0.319 (0.88)	-1.238 *** (-2.72)	-4.674 *** (-7.81)	200	0.204 3	RE
非食用畜产品	-0.082 (-0.10)	-0.477 (-0.60)		-0.310 (-0.11)	200	0.280 9	FE
	2.852 ** (2.24)	1.673 (1.58)	-5.17 *** (-3.03)	-9.528 ** (-2.36)	200	0.767 0	FE
食用畜产品	0.369 (0.62)	-0.961 * (-1.68)		-1.902 (-1.08)	200	0.770 8	RE
	0.713 (1.46)	-0.002 (-0.00)	-1.374 (-1.17)	-2.977 * (-1.81)	200	0.850 5	RE
饮品类产品	-0.857 6 (-1.40)	0.200 3 (0.58)		2.456 6 ** (2.12)	200	0.386 6	FE
	-1.055 9 (-1.67)	0.040 2 (0.08)	0.368 6 (0.41)	3.082 4 (1.61)	200	0.387 4	FE
烟草类产品	0.867 2 (1.14)	-0.956 0 (-1.32)		0.072 0 (0.03)	200	0.725 0	RE
	-3.039 6 (-1.39)	-3.093 8 (-1.63)	6.091 0 * (1.87)	12.320 9 * (1.77)	200	0.811 4	FE
其他农产品	0.190 (0.83)	-0.311 (-1.55)		-0.319 (-0.53)	200	0.420 8	RE
	0.208 (0.76)	-0.280 (-0.55)	-0.053 (-0.08)	-0.380 (-0.51)	200	0.440 2	RE

注:括号内为t值,\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著。

从林纸产品来看,中国是世界上最大的木材需求市场,特别是近些年来房地产行业的迅猛发展拉动了对原木板材的需求,庞大的人口规模也增加了对纸浆及纸产品的需求。同时,林纸产品的高运输成本使得林纸产品加工企业有定位于较大需求规模市场的激励,从而容易出现本地市场效应。

从非食用畜产品来看,生皮、毛皮、丝制品、羊毛制品等非食用畜产品在中国拥有巨大的需求量,而且毛皮动物形成以村为单位的规模化、专业化养殖,毛皮行业巨大的需求潜力促进国内毛皮行业迅速发展和出口规模扩张。中国毛皮出口约占世界的70%,是世界上第一大毛皮出口国。中国的生丝产量占世界的70%,出口量占世界生丝出口量的80%以上,是世界上最大的丝制品生产和出口国。

(3)蔬菜和水果、林纸产品、非食用畜产品出口存在需求结构上的逆本地市场效应。从检验结果来看,蔬菜和水果、林纸产品、非食用畜产品需求结构的回归系数显著为负,表明这三类产品的出口在需求结构上出现了逆本地市场效应。这意味着国内消费需求结构的升级,不仅没有促进这三类农产品出口的增长,反而增加了对它们的进口需求。从蔬菜来看,国内新鲜蔬菜能够满足消费者的基本需求,但近年来蔬菜进口呈增长态势,主要进口的是加工保藏蔬菜、蔬菜罐头、冷冻豌豆、蔬菜种子等。主要是由于国内蔬菜加工技术相对落后,国产的豌豆价高质低,品质优良的蔬菜种子比较稀缺,无法满足消费者对高品质蔬菜的需求。在水果超市通常可以看到,进口的猕猴桃、提子、香蕉等水果的价格虽然很高(通常是国产水果的3~5倍),但需求旺盛,销量可观,然而一些国产的水果却无人问津。主要原因在于,随着国内居民的收入水平提高,消费者更加注重农产品质量安全,而且消费者对蔬菜和水果、非食用畜产品等需求的收入弹性较高,因此,中高收入群体增加对品质高、绿色环保的中高档农产品的消费需求。然而,受到国内传统的农业经营方式、供给日益紧张且污染比较严重的水土资源的约束,国内生产的蔬菜、水果、生丝、纸浆等产品大多难以达到国际环保标准,而且还存在农药、重金属残留等质量问题,难以满足国内中高收入群体的消费需求。因此,从国外进口的品质优良、绿色环保的蔬果、林木、非食用畜产品更受国内中高收入消费者的青睐。

(4)烟草及烟草制品出口存在需求结构上的本地市场效应。烟草类产品的相对需求结构的回归系数显著为正,表明这类产品在需求结构上具有本地市场效应,意味着国内需求结构的升级促进了烟草类产品出口增长。主要原因在于:第一,中国是全球最大的烟草消费国,消费了世界44%的烟草,在较大程度上刺激了国内烟草的供给<sup>①</sup>;第二,中国烟草企业通过并购重组,提高了生产集中度和市场集中度,具有较明显的规模经济效应;第三,中高收入者对烟草质量比较注重,对烟草的均质性、质地、色泽、油分等提出了较高的要求,从而刺激了中高端烟草的生产和供给,并促进了出口,从而出现需求结构上的本地市场效应。

(5)饮品类农产品和食用畜产品出口不存在本地市场效应。无论模型中是否加入需求结构变量,饮品类和食用畜产品的相对市场规模和相对需求结构变量的回归系数均不显著,表明这两类农产品出口不存在本地市场效应,这与Schumacher<sup>[16]</sup>的研究结论基本吻合。这两类农产品对劳动力、土地等要素禀赋的依赖程度较高,产品基本是同质的,而且国内饮料、食用畜产品的生产经营过于分散,尚未形成规模经济效应。在这种情况下,对这两类产品拥有较大需求规模的大国,通常会成为该产品的进口国而不是出口国,本地市场效应一般不会出现。

(6)大多数农产品出口缺乏要素禀赋优势。除了蔬菜和水果、食用畜产品等劳动密集型农产品以外,其他农产品检验结果中相对要素禀赋变量的回归系数均不显著,意味着大多数农产品出口不具有明显的要素禀赋优势。由于中国农业劳动力成本不断上升,农业生产高度依赖的水土资源日益紧张而且污染严重,农产品出口增长在较长时间内将难以摆脱资源禀赋劣势的窘境。

#### 四、基于本地市场效应的农业供给侧改革措施

根据本文的研究结论,蔬菜和水果、林纸产品、非食用畜产品、水产品出口存在需求规模上的本地市场效应,烟草及烟草制品出口存在需求结构上的本地市场效应,意味着在中国农产品出口缺乏要素禀赋优势的态势下,国内巨大的需求潜力和不断提升的需求结构引致的本地市场效应成为新的比较优势来源。长期以来,中国农业生产和贸易的比较优势一直被理解为丰富的劳动力供给和廉价的劳动力成本,在农产品供给上也一直依靠拼资源、拼投入以解决人民温饱问题。然而,近年来持续出现的“民工荒”已经凸显劳动力无限供给特征的消失和劳动力供给的结构性不足。劳动力工资不断上涨亦成为必然趋势,与东南亚一些国家相比,中国的劳动力成本优势不复存在。而且,依靠低劳动力成本优势进行农业生产和参与国际分工,难以确保农产品质量安全,并容易被锁定在全球价值链的低

<sup>①</sup> 中国也是全球最大的烟草生产国,生产了世界1/3的卷烟,烤烟种植面积和产量、卷烟产销量和增长速度等指标均居世界第一位。资料来源:2015年中国烟草行业现状分析 <http://www.chinabgao.com/freereport/68599.html>

端。因此,在农业劳动力成本持续攀升、农业水土资源日益稀缺、消费者收入不断提高、消费结构不断升级的新常态下,除了重视外部市场以外,应该更加注重国内市场的开发和培育,使本地市场效应成为中国农产品出口增长的新动力。要使农产品出口在需求规模或需求结构上出现本地市场效应,农业生产必须以市场需求为导向,供给契合消费者需求的农产品。

本文的研究还发现,大宗农产品出口出现了需求规模上的逆本地市场效应,蔬菜和水果、林纸产品、非食用畜产品出口出现了需求结构上的逆本地市场效应,饮品类和食用畜产品出口不存在本地市场效应。出现逆本地市场效应或不存在本地市场效应的主要原因与国内农产品供给质量与需求结构错位、农业经营方式过于分散等有关。随着居民收入水平的提高,消费结构有较大提升,对优质安全营养健康的农产品需求潜力大,为农业供给侧结构性改革提供了强大的市场动力。然而,受过去解决温饱诉求的农产品供给政策的影响,国内初级农产品、中低端农产品供给太多,甚至滞销,绿色优质营养健康的高端农产品供给太少,满足不了消费者的高端需求。农产品供需结构失衡,已成为目前农业发展中的突出问题。

1998年,针对低质农产品供过于求、高质农产品供不应求的状况,中央政府以国内外市场需求为导向,对农业生产结构和农产品供给进行了调整,这次调整至今已持续了近20年。总体来看,这次调整之后农产品质量虽有较大提升,但是仍然难以满足中高收入者对优质高端农产品的需求。2016年中央一号文件首次提出推进农业供给侧改革,强调以市场需求为导向,解决农产品供给不适应需求的结构矛盾。2017年中央一号文件将农业供给侧结构性改革的核心目标定为解决优质农产品供给问题,指出“要以市场为导向,紧跟消费需求变化,不仅要让人们吃饱、吃好,还要吃得健康、吃出个性”。因此,为诱发农产品在需求规模或需求结构上的本地市场效应,迫切需要加快推进以市场需求为导向的农业供给侧结构性改革。

以市场需求为导向的农业供给侧结构性改革的着力点是:第一,提高农产品质量,增加优质农产品供给。要以市场需求为引领,创新农产品品种,使用现代化机器设备,投入绿色有机肥料,采取科学的病虫害防治措施,增加品质优良、绿色环保、特色明显的农产品供给。第二,优化农业资源配置,强化农业要素支撑。在农村调研时发现,农业发展既面临着资金、技术、人才的短缺,也缺乏种业、科技、机械、信息等现代农业所需的要素支撑。要充分发挥市场在配置农业资源中的决定性作用,加强农业技术指导,提高劳动力素质,培育新型职业农民和专业大户,完善农业基础设施,提高高端农业机械化水平,运用互联网手段推动信息进村入户。第三,推行农产品标准化生产和养殖,建立农产品质量追溯体系。要基于一套严格的农业投入品管理制度进行标准化生产和养殖,供给符合“三品一标”认证的农产品。同时建立农业生产全程可追溯的质量安全监管体系,确保农产品质量安全。第四,发展绿色农业。要加强农业水土资源污染防治,利用节本增效技术减少农药、化肥投入,实施农作物病虫害绿色防控措施,深入推进农业废弃物资源化利用。第五,培育新型农业经营主体,实现适度规模经营。目前在蔬菜、水果、林木、畜禽等诸多农产品生产领域,仍然采取农户小规模、分散化、细碎化经营方式,缺乏规模经济效应,难以出现本地市场效应。要解决“小农户”与“大市场”的矛盾,在较大程度上需要依托农业专业合作社和龙头企业,联结农户和市场,培育新型职业农民、专业大户、家庭农场等农业经营主体,实现适度规模经营。

## 五、结 论

本文利用2006—2015年SITCRev3.0分类标准下的三位数农产品贸易数据,对中国农产品出口的本地市场效应进行了实证研究。总体来看,中国整体农产品出口出现了逆向的本地市场效应,而且缺乏资源禀赋优势;从分类农产品来看,蔬菜和水果、林纸产品、非食用畜产品、水产品出口存在需求规模上的本地市场效应,大宗农产品出口则出现了需求规模上的逆本地市场效应,烟草及烟草制品出口存在需求结构上的本地市场效应,蔬菜和水果、林纸产品、非食用畜产品出口则出现了需求结构上的逆本地市场效应,饮品类和食用畜产品出口不存在本地市场效应。

在中国农产品出口缺乏要素禀赋优势的态势下,国内巨大的需求潜力和不断提升的需求结构引



致的本地市场效应成为农产品出口的比较优势新来源。然而,由于国内农产品供给质量与需求结构错位、农业经营方式分散、规模经济效应不足等原因,在很多农产品出口中并未出现本地市场效应,甚至出现了逆本地市场效应。因此,一方面要注重开发和培育国内市场,激发需求潜力,使本地市场效应成为农产品出口增长的新动力;另一方面,要以市场需求为导向,深入推进农业供给侧改革,提高农产品质量,供给契合消费者需求的农产品,从而诱发农产品在需求规模或需求结构上的本地市场效应。

### 参 考 文 献

- [1] LINDER S B. An essay on trade and transformation[J]. *Journal of political economy*, 1962, 70(5): 171-172.
- [2] KRUGMAN P. Scale economies, product differentiation, and the pattern of trade[J]. *American economic review*, 1980, 70(5): 950-959.
- [3] DAVIS D. The home market, trade and industrial structure[J]. *American economic review*, 1998, 88(5): 1264-1276.
- [4] YU Z. Market size and industrial structure: the home market effects revisited[J]. *Canadian journal of economics*, 2005, 38(1): 255-272.
- [5] ZENG D Z, KIKUCHI T. The home market effect and the agricultural sector[C]//ERSA conference paper. European Regional Science Association, 2005.
- [6] CROZET M, TRIONFETTI F. Trade costs and the home market effect [J]. *Journal of international economics*, 2008, 76(2): 309-321.
- [7] BALDWIN R E, OKUBO T. Heterogeneous firms, agglomeration and economic geography: spatial selection and sorting[J]. *Journal of Economic Geography*, 2006, 6(3): 323-346.
- [8] BEHRENS K, LAMORGESE A R. Beyond the home market effect: market size and specialization in a multi-country world[J]. *Journal of international economics*, 2009, 79(2): 259-265.
- [9] SUEDEKUM J. Identifying the dynamic home market effect in a three-country model[J]. *Journal of economics*, 2007, 92(3): 209-228.
- [10] ZENG D Z, UCHIKAWA T. Ubiquitous inequality: the home market effect in a multi-country space[J]. *Journal of mathematical economics*, 2014, 50(1): 225-233.
- [11] DAVIS D, WEINSTEIN D. Does economic geography matter for international specialization? [R]. NBER working paper, 1996.
- [12] DAVIS D, WEINSTEIN D. Market access, economic geography and comparative advantage: an empirical test[J]. *Journal of international economics*, 2003, 59(1): 1-23.
- [13] 张帆, 潘佐红. 本土市场效应及其对中国省间生产和贸易的影响[J]. *经济学(季刊)*, 2006, 5(2): 307-328.
- [14] 范剑勇, 谢强强. 地区间产业分布的本地市场效应及其对区域协调发展的启示[J]. *经济研究*, 2010(4): 107-119, 133.
- [15] 颜银根. 中国全行业本地市场效应实证研究——从新经济地理角度诠释扩大内需[J]. *上海财经大学学报*, 2010(3): 60-66.
- [16] SCHUMACHER D. Home market and traditional effects on comparative advantage in a gravity approach[R]. DIW discussion paper, 2003.
- [17] HANSON G H, XIANG C. The home-market effect and bilateral trade patterns[J]. *American economic review*, 2004, 94(4): 1108-1129.
- [18] SCHUMACHER D, SILIVERSTOVBS B. Home-market and factor-endowment effects in a gravity approach[J]. *Review of world economics*, 2006, 142(2): 330-353.
- [19] 钱学锋, 陈六傅. 中美双边贸易中本地市场效应估计——兼论中国的贸易政策取向[J]. *世界经济研究*, 2007(12): 49-54.
- [20] 邱斌, 尹威. 中国制造业出口是否存在本土市场效应[J]. *世界经济*, 2010(7): 44-63.
- [21] 阚大学, 吕连菊. 中国服务贸易本地市场效应研究: 基于与 31 个国家的双边面板数据[J]. *财经研究*, 2014(10): 71-83.
- [22] 毛艳华, 李敬子. 中国服务业出口的本地市场效应研究[J]. *经济研究*, 2015(8): 98-113.
- [23] 刘恩初, 李文秀. 中美生产服务贸易的本地市场效应对比研究——基于投入产出面板数据的引力模型实证分析[J]. *中国软科学*, 2016(4): 166-175.
- [24] 张亚斌, 冯迪, 张杨. 需求规模是诱发本地市场效应的唯一因素吗? [J]. *中国软科学*, 2012(11): 132-146.
- [25] 冯迪. 基于非位似偏好的本地市场效应研究[D]. 长沙: 湖南大学, 2013: 2-3.
- [26] FAJGELBAUM P, GROSSMAN G M, HELPMAN E. Income distribution, product quality, and international trade[J]. *Journal of political economy*, 2011, 119(4): 721-765.
- [27] HALL R, JONES C. Why do some countries produce so much more output per worker than others? [J]. *Quarterly journal of economics*, 1999, 114(1): 83-116.