

农业供给侧改革背景下本地市场效应 与中国农产品出口增长的二元边际

喻美辞¹ 喻慧慧²

(1. 华南农业大学经济管理学院, 广东 广州 501642; 2. 湖北大学商学院, 湖北 武汉 430062)

摘要: 在测算中国农产品出口增长二元边际的基础上, 将国内对农产品的需求纳入引力模型, 实证检验本地需求对农产品出口增长二元边际的影响。研究发现: 总体来看, 中国农产品出口增长的集约边际具有显著的本地市场效应, 但扩展边际不存在本地市场效应, 即国内需求主要通过集约边际促进农产品出口增长; 从具体农产品来看, 水产品、蔬菜和水果出口增长的集约边际存在本地市场效应, 但由于农业规模经营效益差、农产品价高质低等原因, 大宗农产品、蔬菜和水果出口增长的扩展边际存在逆本地市场效应。因此, 在处于农业资源禀赋劣势的条件下, 应加快推进以市场需求为导向的农业供给侧改革。

关键词: 农业供给侧改革; 农产品出口; 本地市场效应; 集约边际; 扩展边际

中图分类号: F740

文献标识码: A

文章编号: 1006-1894 (2019) 05-0033-11

一、引言

中国是一个农产品进出口大国, 然而由于农业资源禀赋优势不强、农产品生产成本高、质量低等原因, 中国农产品贸易从 2004 年开始一直呈现逆差状态。近年来, 中国农业劳动力成本持续上涨, 农产品高度依赖的水土资源日益稀缺, 农业资源禀赋劣势进一步凸显, 因此农产品出口增长迫切需要寻求比较优势的新源泉。以 Melitz 为代表的异质性企业贸易理论认为, 出口增长可以通过数量扩张(集约边际)和种类增加(扩展边际)来实现。

中国凭借庞大的人口规模和日渐壮大的中等收入群体, 成为世界第一大农产品需求市场。根据 Krugman (1980) 的本地市场效应理论, 庞大的本地需求有利于促进存在贸易成本、具有规模经济效益的行业扩大产出规模并增加出口。农业是一个贸易成本相对较高的行业, 近年来随着农业供给侧结构性改革的深入推进, 中国农业的规模化和专业化经营程度得到较大提升, 规模经济效益在某些农产品领域亦得到体

作者简介: 喻美辞, 华南农业大学经济管理学院副教授, 博士, 研究方向: 国际贸易理论与政策, 农产品贸易; 喻慧慧, 湖北大学商学院硕士研究生, 研究方向: 国际贸易。

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”(项目编号: 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”(项目编号: 2016WCXTD007)。

现,因此中国农业具备出现本地市场效应的基本前提。在农业供给侧结构性改革背景下,本地市场效应能否成为促进中国农产品出口增长的新优势?本地市场效应主要通过集约边际还是扩展边际促进农产品出口增长?这些问题显然值得深思。本文的主要贡献在于:在农业供给侧结构性改革背景下,基于本地市场效应这一独特视角,通过研究国内需求规模扩张和需求结构升级对中国农产品出口数量和出口种类的影响,探寻农产品出口增长的比较优势新来源和基本路径,并为以市场需求为导向的农业供给侧改革提供一定的政策启示。

二、文献综述

与本地市场效应相关的实证研究主要运用以下两种方法检验本地市场效应是否存在:一是检验本地需求对行业或地区产出规模的放大效应(Davis and Weinstein, 2003; 范剑勇和谢强强, 2010);二是构建引力模型检验本地需求对出口规模的促进作用(Schumacher, 2003; Schumacher and Siliverstovs, 2006)。国内相关研究主要运用此方法检验制造业贸易和服务贸易的本地市场效应(邱斌和尹威, 2010; 毛艳华和李敬子, 2015; 刘恩初和李文秀, 2016)。

异质性企业贸易理论为研究出口增长的集约边际和扩展边际奠定了理论基础。从产品层面看,集约边际和扩展边际主要表现为出口产品在固定种类上的数量扩张(出口专业化)和出口产品种类增加(出口多样化)(Hummels and Klenow, 2005; Chaney, 2008)。农产品出口增长的二元边际近年来受到国内外学者的关注。Grant 和 Boys (2012)、Bojnec 和 Ferto (2012)对 WTO 成员国和中东欧国家农产品出口增长的二元边际进行了分解。谭晶荣等(2013)、杨逢珉等(2019)、黄杰等(2018)分别测算了中越双边农产品出口、中国对东盟农产品出口、中国对“一带一路”沿线国家农产品出口增长的二元边际,一致认为扩展边际对农产品出口增长的促进作用强于集约边际。

综上所述,目前关于本地市场效应和出口增长的二元边际的相关研究主要聚焦于制造品和服务出口领域,农产品出口的本地市场效应以及本地需求对中国农产品出口增长二元边际影响的相关研究尚不多见。然而,由于农业规模化经营,规模经济现象已在某些农产品生产领域得到体现,而且国内对农产品需求规模庞大,需求层次亦有较大提升,中国农产品出口的本地市场效应显然值得关注。本文运用 SITCrev3 标准下的 3 位数农产品贸易数据,测算中国农产品出口增长的二元边际,在此基础上实证检验本地市场效应对中国农产品出口增长二元边际的影响,并提出以市场需求为导向的农业供给侧结构性改革的政策建议。

三、中国农产品出口增长二元边际的测度

根据 Hummels 和 Klenow (2005)测度商品出口的集约边际和扩展边际的方法,

将 t 年 i 国对 j 国出口 k 产品的集约边际 (IM) 表示为:

$$IM_{ijt} = \frac{\sum_{k \in K_{ij}} P_{ijk} X_{ijk}}{\sum_{k \in K_{ij}} P_{\omega jk} X_{\omega jk}} \quad (1)$$

式 (1) 中, K_{ij} 为 i 国向 j 国出口产品的集合, P_{ijk} 和 X_{ijk} 、 $P_{\omega jk}$ 和 $X_{\omega jk}$ 分别是 i 国和参照国 ω (以全世界作为参照国) 向 j 国出口 k 种类产品的价格和数量。因此, 集约边际表示在 K_{ij} 产品集合内, i 国和参照国 ω 分别对 j 国出口金额的比值, 衡量的是 i 国对 j 国出口 k 产品的专业化程度 (钱涛等, 2016)。

扩展边际衡量的是 i 国向 j 国出口产品的多样化程度, t 年 i 国对 j 国出口 k 产品的扩展边际 (EM) 可表示为:

$$EM_{ijt} = \frac{\sum_{k \in K_{ij}} P_{\omega jk} X_{\omega jk}}{\sum_{k \in K} P_{\omega jk} X_{\omega jk}} \quad (2)$$

本文采用 2001~2015 年按照 SITCrev3 标准下的 3 位数农产品出口数据进行研究。贸易伙伴主要是近年中国大陆农产品出口市场排名前 20 位的国家和地区,^① 由于加拿大、中国香港、中国台湾的相关数据缺失较多, 故将其从样本中剔除, 因此最后选取了 17 个出口贸易伙伴。^② 运用公式 (1) 和公式 (2), 计算出 2001~2015 年中国对这 17 个国家农产品出口增长的集约边际和扩展边际, 如表 1 所示。

从表 1 的测算结果可以看出, 中国农产品的出口增长同时体现了出口数量扩张 (出口专业化) 和出口种类增加 (出口多样化), 但扩展边际值明显高于集约边际值, 意味着中国农产品出口增长更多依靠的是出口产品种类的增加。中国对不同贸易伙伴农产品出口增长的集约边际值和扩展边际值存在较大差异。在样本期内, 中国农产品对日本、韩国、泰国、越南、马来西亚、印度尼西亚、菲律宾等国家出口增长的集约边际值相对较高, 而且在时间序列上呈较快上升态势, 表明中国既定种类的农产品在这些国家具有较强的竞争力, 且已经在这些国家市场上占据一定份额的农产品表现出较强的国际竞争力, 出口专业化程度较高, 但出口产品种类还有待增加。中国农产品对美国、澳大利亚、新加坡、俄罗斯等国家出口增长的扩展边际值相对

① 《中国农产品贸易发展报告》介绍了中国大陆农产品出口排名前 20 位的出口市场, 这些出口市场在本文研究样本期内没有太大变化, 中国大陆对这些国家和地区的农产品出口额占中国大陆农产品出口总额的 80% 以上, 因此根据 2016 年的统计选取排名前 20 位的出口市场作为主要贸易伙伴, 具体包括日本、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。

② 中国大陆对加拿大和中国香港的农产品出口数据本身不缺失, 但本文在运用面板数据 (以不同贸易伙伴作为截面) 对后文设定的计量模型进行回归时发现, 加拿大的农业增加值数据缺失, 中国香港的农业人口数据缺失导致无法测算该地区的农业生产率, 而且在联合国商品贸易数据库无法获取按照 SITC 标准划分的中国台湾的农产品贸易数据。因此, 为了与后文的计量回归样本相对应, 将这 3 个贸易伙伴从分析样本中剔除。剔除这 3 个样本后, 中国对剩余的 17 个贸易伙伴的农产品出口额占中国农产品出口总额的比重接近 70%, 仍然具有较强的代表性。

较高，而且呈波动式上升态势，表明中国对这些国家出口的农产品种类相对比较丰富，但所占的市场份额还有进一步提升的空间。

表 1 2001~2015 年中国农产品出口增长的集约边际和扩展边际

国家	2001 年		2005 年		2010 年		2015 年	
	集约边际	扩展边际	集约边际	扩展边际	集约边际	扩展边际	集约边际	扩展边际
日本	0.1080	0.9791	0.1299	0.9652	0.1294	0.9384	0.1639	0.8606
美国	0.0196	0.9241	0.0350	0.9350	0.0562	0.9508	0.0529	0.9545
韩国	0.1409	0.9591	0.1908	0.9186	0.1531	0.9045	0.1542	0.8839
泰国	0.0267	0.8876	0.0442	0.9853	0.1115	0.9524	0.2615	0.9110
越南	0.1083	0.6380	0.0936	0.9277	0.1713	0.8389	0.1955	0.9506
马来西亚	0.0859	0.9123	0.1038	0.9421	0.1283	0.8417	0.1539	0.8974
德国	0.0127	0.8919	0.0163	0.8847	0.0228	0.8892	0.0237	0.8798
印度尼西亚	0.0577	0.9124	0.0781	0.8228	0.1494	0.7555	0.1239	0.8095
俄罗斯	0.0308	0.8645	0.0480	0.8703	0.0529	0.8192	0.0684	0.9341
菲律宾	0.0489	0.9307	0.0867	0.9413	0.1427	0.7674	0.2742	0.6956
荷兰	0.0229	0.8293	0.0179	0.9258	0.0264	0.8397	0.0255	0.8220
英国	0.0089	0.8085	0.0117	0.8085	0.0181	0.8090	0.0184	0.8608
澳大利亚	0.0301	0.8930	0.0442	0.9170	0.0646	0.8945	0.0729	0.9241
新加坡	0.0498	0.9405	0.0493	0.9558	0.0536	0.9283	0.0788	0.9333
西班牙	0.0116	0.8112	0.0167	0.7463	0.0269	0.7404	0.0284	0.7932
墨西哥	0.0052	0.5781	0.0212	0.6162	0.0359	0.5661	0.0385	0.6425
意大利	0.0139	0.8535	0.0161	0.7643	0.0205	0.7154	0.0223	0.7953

四、中国农产品出口增长二元边际的本地市场效应检验

（一）模型构建及数据来源

本文通过构建贸易引力模型，分别将农产品出口增长的集约边际（*IM*）和扩展边际（*EM*）作为被解释变量，将本地需求（*HM*）作为解释变量，实证检验本地需求对中国农产品出口增长二元边际的影响。控制变量包括农业经济规模、贸易成本、农业资源禀赋、农业生产率等。

$$\begin{aligned} \ln Y_{ijt} = & \beta_0 + \beta_1 \ln HM_{ijt} + \beta_2 \ln AGDP_{ijt} + \beta_3 \ln COST_{ijt} + \\ & \beta_4 \ln AREA_{ijt} + \beta_5 \ln PRO_{ijt} + \beta_6 FTA_{ijt} + \xi \end{aligned}$$

(3)

式（3）中的*i*代表出口国（即中国），*j*代表进口国，即中国农产品出口的贸易伙伴国。*HM*为国内对农产品的需求，用农业总产值+农产品进口额-农产品出口额表示，衡量的是本地市场效应，数据来源于《中国统计年鉴》和UNComtrade数据库。*AGDP*为相对农业经济规模，用贸易伙伴与中国大陆的农业增加值之比刻画，各个国家农业增加值数据来源于世界银行。*COST*为贸易成本，用两个国家之间的地理距离作为贸易成本的代理变量。国家之间的地理距离用双方的首都距离表示，由Google Earth计算得出。*AREA*为相对农业资源禀赋，用贸易伙伴的人均耕地面积与中国大陆的比值来衡量，数据来源于世界银行。*PRO*为相对农业生产率，用贸易伙伴的农业人口人均农业增加值与中国大陆的比值表示，数据来源于世界银行。*FTA*

为虚拟变量，表示中国大陆是否与贸易伙伴建立自贸区或签订自由贸易协定，若是则取 1，否则取 0，数据来源于 CEPII BACI 引力模型数据库。

（二）回归结果分析

1. 总体农产品检验

本文首先将 SITCrev3 标准下的 3 位数农产品作为一个整体，将中国农产品出口的 17 个主要贸易伙伴国作为横截面，时间维度为 2001~2015 年，运用 stata 软件对面板数据模型（3）进行回归。本文通过 Wooldridge 检验和修正的 Wald 检验发现，计量模型中的随机扰动项存在自相关和异方差，因此选取可行的广义最小二乘法对模型（3）进行估计，估计结果如表 2 所示。

从表 2 中集约边际的回归结果可以看出，本地需求（*HM*）的回归系数在 1% 的显著性水平下显著为正，表明中国农产品出口增长的集约边际具有显著的本地市场效应，即从总体来看，国内对农产品需求的增加有利于农产品出口数量扩张（出口专业化）。中国是一个农业生产大国，在从传统农业向现代农业转变的过程中，中国农业的规模化和专业化经营程度得到较大提升，规模经济效应在稻谷、小麦、棉花等农产品领域日渐显现，农产品出口也具有较高的贸易成本。根据本地市场效应理论，针对存在规模经济和贸易成本的行业而言，较大国内市场需求有利于促进该行业扩大产出规模并增加出口数量。中国是一个农产品消费大国，庞大的人口规模使得国内对农产品需求潜力巨大，进而通过本地市场效应促进了农产品出口数量扩张。

表 2 农产品出口增长二元边际的本地市场效应检验结果

变量	集约边际（ <i>IM</i> ）	扩展边际（ <i>EM</i> ）
<i>LnHM</i>	0.4520***（0.0544）	0.0128（0.0109）
<i>LnAGDP</i>	0.0079***（0.0026）	-0.0786（0.0485）
<i>LnCOST</i>	-1.0962***（0.0926）	-0.0911***（0.0018）
<i>LnAREA</i>	0.1417***（0.0315）	-0.0063***（0.0019）
<i>LnPRO</i>	0.0171（0.0359）	0.0221***（0.0022）
<i>FTA</i>	0.2285***（0.0418）	0.0104***（0.0028）
常数	0.5641（0.4372）	0.1762***（0.0112）
观测值个数	255	255
国家个体效应	有	有
Wooldridge 检验值	18.564（0.0005）	61.566（0.0000）
修正的 Wald 检验值	396.32（0.0000）	2,985.73（0.0000）

注：***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著；各变量回归系数后面括号中的数值为标准误；Wooldridge 检验值和修正的 Wald 检验值后面括号中的数值为 *P* 值。

从表 2 中扩展边际的回归结果可以看出，本地市场效应（*HM*）的回归系数为正但不显著，表明中国农产品出口增长的扩展边际不存在本地市场效应，即国内需求并未促进农产品出口种类增加（出口多样化）。作为一个农产品消费大国，中国不仅拥有庞大的需求规模，还拥有不断壮大的中高等收入群体。中高等收入群体在增加消费量的同时，更注重农产品的品牌、质量、安全及个性化特征，从而提高农产

品消费结构。消费结构升级有利于促进企业创新农产品种类,提高农产品质量和品牌价值,从而出口更多的新产品,促进出口多样化。然而,由于当前中国大多数农业企业和农户的生产技术相对落后,自主创新能力不足,从而导致消费结构升级对农产品出口种类创新的驱动作用受到抑制。因此,农产品出口增长主要源于国内需求规模扩张所导致的出口数量增加。

相对农业经济规模(*AGDP*)对农产品出口增长的集约边际具有促进作用,但对农产品出口增长的扩展边际作用不显著。贸易伙伴国与中国农业增加值的比值(即相对农业经济规模)越大,说明进口国的需求和市场潜力越大,对中国农产品出口的拉动作用越强,从而促进农产品在固定种类上实现数量扩张。然而,由于中国农业现代化水平相对落后、^①农产品质量追溯体系以及农业生产经营监管体系不完善等原因,影响了部分农产品的质量。因此,虽然贸易伙伴国对中国农产品的进口需求较大,但是主要体现在中国已经出口的农产品上,对新产品缺乏信任,从而未显著促进农产品出口种类的增加。

贸易成本(*COST*)对农产品出口增长的集约边际和扩展边际均有较大的阻碍,表明中国与贸易伙伴国之间的地理距离越远,农产品贸易成本越高,越会抑制农产品出口数量和种类增长。然而,中国与贸易伙伴国签订双边自由贸易协定(*FTA*)对农产品出口增长的集约边际和扩展边际均具有显著的促进作用。主要原因在于,双边自由贸易协定能够降低农产品贸易成本,有利于农产品出口沿着集约边际和扩展边际增长。

相对农业资源禀赋(*AREA*)对农产品出口增长的集约边际有显著的促进作用,却对出口增长的扩展边际具有显著的抑制作用。贸易伙伴国与中国相比,如果人均耕地资源比较丰富,则劳动力资源相对稀缺,因而会增加对劳动密集型农产品的进口需求,从而促进中国劳动密集型农产品出口数量的扩张。然而,中国过分依赖劳动力资源优势出口劳动密集型农产品,导致农业生产技术创新动力不足,难以实现农产品种类创新,从而抑制农产品出口种类的增加。

相对农业生产率(*PRO*)对农产品出口增长的集约边际促进作用不显著,但能促进农产品出口扩展边际的增长。主要原因在于,贸易伙伴国相对于中国的农业劳动生产率越高,对高质量、高附加值的农产品需求就越大。然而,由于中国的农产品相对于大多数贸易伙伴国而言,农产品品质相对较低,而且出口的主要是附加值较低的初级产品和劳动密集型产品,因此,贸易伙伴国较高的农业劳动生产率能够刺激中国农业企业进行技术创新,生产并出口高品质、高附加值的新产品,但难以

^① 胡志全等(2018)基于产业要素年代差距分析了中国农业现代化水平,发现目前中国农业现代化发展总体水平相对落后,大体与美国、英国20世纪60~80年代相当,大体与日本20世纪90年代相当。

拉动已出口的低附加值农产品的数量扩张。

2. 分类农产品检验

为了检验本地需求对不同类型农产品出口增长二元边际的影响,参考喻美辞和王增栩(2018)的做法,将农产品分为大宗农产品、畜产品、水产品、蔬菜和水果、饮品、烟草、林纸和其他农产品等8类。近几年来,大宗农产品、水产品、蔬菜、水果、畜产品、饮品等农产品贸易额占中国农产品贸易总额的70%以上,其中水产品、蔬菜、水果、畜产品、饮品为净出口,出口额位居前5位,大宗农产品为净进口。因此,本文选取大宗农产品、水产品、蔬菜和水果、畜产品、饮品这5类农产品进行分析。由于农产品出口增长的集约边际和扩展边际小于零,对其直接取对数会出现负值,影响回归结果的可信度,因此用 $\ln(1+IM)$ 、 $\ln(1+EM)$ 作为被解释变量进行检验。综合表3和表4的检验结果,可以得到以下结论:

(1) 大宗农产品出口增长的集约边际不存在本地市场效应,扩展边际存在逆本地市场效应。这意味着国内需求并未促进大宗农产品出口数量增长,也未促进其出口种类增加,反而导致出口种类减少。中国拥有世界上最庞大的人口规模,对谷物、油籽、植物油等大宗农产品的消费需求巨大。然而,由于最低收购价格、临时收储等特殊政策以及大宗农产品生产高度依赖的要素禀赋劣势,再加上国内包括大宗农产品在内的大多数农产品规模化经营程度较低,规模化经营效益较差,^①大型收割机、大型采棉机以及适应丘陵作业的高端农业机械投入不足,^②农产品质量追溯体系不健全,农业部门、食品药品监督部门、工商部门、环保监督部门等多部门监管职能交叉,各个部门对农产品生产的监管工作难以有效开展,导致国内大宗农产品价高质低,缺乏国际竞争力,处于国内购买少、出口困难的尴尬境地。随着消费者收入提高和需求结构升级,消费者更加偏好从高收入国家进口质量更高的大宗农产品,从而导致国内大宗农产品既难以增加出口数量,也难以创新出口品种。

(2) 水产品出口增长的集约边际存在显著的本地市场效应,扩展边际不存在本地市场效应。这表明国内需求促进了水产品出口数量的增加,但未能促进水产品出口种类的创新。中国是一个水产品消费大国,巨大的本地需求容易对水产品产出规模扩张形成激励。而且,中国水产品大多实行规模化养殖,规模经济效益比较明显,因此除了满足本地消费需求以外还能够大量出口,从而产生需求规模上的本地市场效应。然而,中国出口的主要是墨鱼、鱿鱼、章鱼、对虾、罗非鱼、蟹类和小龙虾等人工养殖或捕捞的水产品,技术含量相对较低,而且鱼类、虾蟹类水产品容易受

① 笔者调研发现,分散的小农户仍然是中国农业经营的主体,中国农户平均经营规模仅有0.6公顷,与美国、日本、欧盟和韩国相差甚远。近年来受国家农业政策利好和土地流转的影响,农业成为投资热点,家庭农场、种粮大户、农业合作社和农业龙头企业等新型农业经营主体不断涌现,在一定程度上加速了农业规模化经营,但由于土地租金上涨,导致土地规模化经营的租地成本高,规模经营效益差。

② 资料来源:《中国统计年鉴2017》。

表 3 不同种类农产品出口增长集约边际的本地市场效应检验结果

变量	大宗农产品	水产品	蔬菜和水果	畜产品	饮品
LnHM	-0.0245 (0.0153)	0.1932*** (0.0748)	0.1604*** (0.0616)	0.0429 (0.0321)	0.0017 (0.0012)
LnAGDP	-0.0089*** (0.0034)	-0.0733* (0.0431)	0.0905*** (0.0330)	-0.0010 (0.0057)	0.0073* (0.0039)
LnCOST	-0.0635*** (0.0072)	-0.3487*** (0.0709)	-0.3573*** (0.0509)	-0.0714*** (0.0099)	-0.0189*** (0.0062)
LnAREA	0.0136*** (0.0022)	0.0649** (0.0285)	-0.0278 (0.0211)	0.0035 (0.0038)	-0.0035 (0.0022)
LnPRO	0.0041* (0.0025)	0.0351 (0.0452)	-0.0801*** (0.0307)	0.0049 (0.0036)	-0.0045 (0.0035)
FTA	0.0309*** (0.0043)	-0.0160 (0.0246)	0.1327*** (0.0333)	0.0086 (0.0056)	0.0145*** (0.0039)
常数	1.3765*** (0.0800)	1.6482*** (0.3790)	1.8583*** (0.3617)	1.0499*** (0.1879)	1.0805*** (0.0240)
观测值个数	255	255	255	255	255
国家个体效应	有	有	有	有	有
Wooldridge 检验值	1.087 (0.3126)	149.49 (0.0000)	28.356 (0.0001)	2.032 (0.1732)	29.060 (0.0001)
修正的 Wald 检验值	322.49 (0.0000)	36.43 (0.0000)	109.78 (0.0000)	140.53 (0.0000)	32.05 (0.0000)

注：***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著；各变量回归系数后面括号中的数值为标准误；Wooldridge 检验值和修正的 Wald 检验值后面括号中的数值为 P 值。

到养殖病害的影响，养殖风险较高。^①因此，虽然消费者对水产品有巨大的需求潜力，而且需求结构有较大改善，但是由于养殖企业从出口低技术含量的水产品中获得的附加值不高，而且面临较高的养殖病害风险，故难以承受创新品种的高成本和高风险，只能在既定产品上增加出口数量，难以实现出口种类创新。

（3）蔬菜和水果出口增长的集约边际存在本地市场效应，扩展边际存在逆本地市场效应。蔬菜和水果的劳动密集度较高，中国在蔬菜和水果种植方面具有比较优势。近年来，由于自贸协定关税优惠政策，蔬菜和水果的出口额显著增长。中国也是一个蔬菜和水果的消费大国，巨大的国内需求和消费潜力刺激了国内蔬菜和水果种植规模的扩大，实现了规模经济效应，进而促进了出口数量增长，产生了本地市场效应。随着国内中高等收入群体的日渐壮大，中高收入者更加注重蔬菜水果的品牌价值和质量安全，会增加对品质高、绿色环保的蔬菜水果的消费需求。然而，由于中国长期存在农药化肥过量盲目施用，造成国内种植的蔬菜水果的二氧化碳排放量占全球果蔬类产品总排放量的 42.8%，位居全球之首。^②这表明中国蔬果类产品的污染排放控制水平与美国、日本和欧盟等存在一定的差距，导致在出口中屡遭绿色贸易壁垒

① 农业部农产品贸易办公室，农业部农业贸易促进中心. 2016中国农产品贸易发展报告[M]. 北京：中国农业出版社，2016.
② 笔者根据GTAP数据库（<https://www.gtap.agecon.purdue.edu/databases/>）计算整理得到。

表 4 不同种类农产品出口增长扩展边际的本地市场效应检验结果

变量	大宗农产品	水产品	蔬菜和水果	畜产品	饮品
$\ln HM$	-0.5339*** (0.1490)	0.0029 (0.0060)	-0.6602** (0.3262)	0.0001 (0.0007)	0.0007 (0.0023)
$\ln AGDP$	-0.1112*** (0.0327)	-0.0017 (0.0015)	0.0005 (0.0003)	-0.0983 (0.0667)	0.0013 (0.0036)
$\ln COST$	-0.2403*** (0.0804)	-0.0032 (0.0021)	-0.0001 (0.0005)	-0.4132*** (0.0918)	-0.0004 (0.0054)
$\ln AREA$	0.0989*** (0.0257)	0.0011 (0.0009)	0.0001 (0.0002)	0.0479 (0.0489)	-0.0001 (0.0022)
$\ln PRO$	0.1435*** (0.0315)	0.0026** (0.0013)	0.0001 (0.0002)	0.0756 (0.0491)	0.0036 (0.0037)
FTA	0.0518 (0.0439)	-0.0016 (0.0013)	0.0007** (0.0003)	0.0278 (0.0627)	0.0019 (0.0039)
常数	5.1051 (0.7984)	1.9971*** (0.0239)	1.9996*** (0.0044)	6.6926*** (1.9065)	1.9935*** (0.0234)
观测值个数	255	255	255	255	255
国家个体效应	有	有	有	有	有
Wooldridge 检验值	8.395 (0.0105)	0.014 (0.9082)	1.793 (0.1992)	4.158 (0.0583)	0.681 (0.4215)
修正的 Wald 检验值	79.44 (0.0000)	49.66 (0.0003)	88.99 (0.0000)	45.92 (0.0000)	89.34 (0.0000)

注：***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著；各变量回归系数后面括号中的数值为标准误；Wooldridge 检验值和修正的 Wald 检验值后面括号中的数值为 P 值。

限制，而且难以满足国内中高收入群体的消费需求。因此，国内中高收入者更加青睐从国外进口的品质优良、绿色环保的蔬菜和水果，从而使得国内蔬菜和水果的种类创新受到抑制，出现了随着消费者需求结构提升出口种类减少的逆本地市场效应。典型的例证是：在水果超市，一些进口的水果虽然价格很高，但销量非常好；相反，一些国产水果销量却不理想。

(4) 畜产品和饮品出口增长的集约边际和扩展边际均不存在本地市场效应。主要原因在于，这两类农产品高度依赖土地和劳动力等要素禀赋，产品同质化现象比较严重，而且国内畜产品、饮料、茶叶的生产经营过于分散，缺乏规模经济效应，因此通常不会出现本地市场效应。

五、结论及政策启示

本文基于 SITCrev3 标准下的 3 位数农产品贸易数据，测算了中国农产品出口增长的二元边际，并将国内对农产品的需求规模纳入贸易引力模型，实证检验中国农产品出口增长二元边际的本地市场效应。研究发现：总体来看，中国农产品出口增长的集约边际具有显著的本地市场效应，但扩展边际不存在本地市场效应，即巨大的国内需求有利于农产品出口专业化，但并未促进农产品出口多样化。从具体农产品来看，水产品、蔬菜和水果出口增长的集约边际存在本地市场效应，大宗农产品、

蔬菜和水果出口增长的扩展边际存在逆本地市场效应,畜产品和饮品出口增长的集约边际和扩展边际均不存在本地市场效应。因此,在中国农业资源禀赋优势进一步弱化的状态下,国内庞大的需求规模和不断提高的收入水平产生的本地需求是促进农产品出口增长的新动力。然而,由于农业规模化经营效益差、农产品价高质低等原因,水产品、畜产品等出口增长的扩展边际不存在本地市场效应,大宗农产品、蔬菜和水果出口增长的扩展边际甚至出现了逆本地市场效应,意味着国内需求结构升级未促进农产品出口种类的多样化。

要促进中国农产品沿着集约边际和扩展边际增长,一方面要重视国内巨大的需求规模和消费潜力。尤其针对出口增长集约边际存在本地市场效应的水产品、蔬菜和水果等农产品,要注重开发和培育国内消费市场,激发内需潜力,使本地需求成为推动中国农产品生产规模扩张和出口增长的新优势。另一方面,要深入推进以市场需求为导向的农业供给侧结构性改革。要以市场需求为引领,根据消费者需求结构的变化,加强技术创新,丰富农产品种类,建立健全农产品质量追溯体系,增加生产并出口优质安全的农产品,获取更多的贸易利得;要加强农业水土资源污染防治,发展绿色农业,增加资源消耗低的绿色健康农产品供给,实现农产品供需平衡;要培育农业专业合作社、农业龙头企业、新型职业农民、专业大户、家庭农场等新型农业经营主体,加快推进农户承包地的“三权分置”,实现适度规模经营,提高规模经营效益,从而通过国内需求规模扩张和需求结构升级促进农产品出口专业化和多样化。

参考文献:

- [1] 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).
- [2] 耿献辉,张晓恒,周应恒.中国农产品出口二元边际结构及其影响因素[J].中国农村经济,2014,(5).
- [3] 胡志全等.基于产业要素年代差距分析的农业现代化水平国际比较研究[J].中国农业科学,2018,(7).
- [4] 黄杰,刘成,冯中朝.中国对“一带一路”沿线国家农产品出口增长的二元边际及其影响因素分析[J].中国农业大学学报,2018,23(12).
- [5] 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).
- [6] 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).
- [7] 钱涛,冯中朝,李谷成.中国农产品出口增长的主导因素:集约边际还是扩展边际[J].现代财经(天津财经大学学报),2017,(7).
- [8] 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).
- [9] 谭晶荣,刘莉,王瑞,叶婷婷.中越农产品出口增长的二元边际分析[J].农业经济问题,2013,(10).
- [10] 杨逢珉,文峰,韦灵慧.中国农产品出口东盟市场的影响因素研究——基于二元边际的实证研究[J].国际商务研究,2019,(3).
- [11] 喻美辞,王增彬.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[J].华中农业大学学报(社会科学版),2018,(3).
- [12] Bojnec, Š., Ferto, I. Agro-food Exports Variety from the Central and Eastern European Countries[J]. Agricultural Economics, 2012, 58(1).

- [13] Chaney, T. Distorted Gravity: The Intensive and Extensive Margins of International Trade[J]. American Economic Review, 2008, 98(4).
- [14] Davis, D., Weinstein, D. Market Access, Economic Geography and Comparative Advantage: An Empirical Test[J]. Journal of International Economics, 2003, 59(1).
- [15] Grant, J. H., Boys, K. A. Agricultural Trade and the GATT/WTO: Does Membership Make a Difference? [J]. American Journal of Agricultural Economics, 2012, 94(4).
- [16] Hummels, D., Klenow, P. L. The Variety and Quality of a Nation's Exports[J]. American Economic Review, 2005, 95(2).
- [17] Krugman, P. Scale Economies, Product Differentiation, and the Pattern of Trade[J]. American Economic Review, 1980, 70(5).
- [18] Schumacher, D. Home Market and Traditional Effects on Comparative Advantage in a Gravity Approach[R]. DIW Discussion Paper 344, 2003.
- [19] Schumacher, D., Siliverstovs, B. Home-Market and Factor-Endowment Effects in a Gravity Approach[J]. Review of World Economics, 2006, 142(2).

Home Market Effect and the Dual Margin of Agricultural Products Export Growth in the Background of Agricultural Supply Side Reform

YU Meici YU Huihui

Abstract: The paper calculates the dual margin of agricultural products export growth in China, and empirically tests its home market effect, using the gravity model including domestic demand. The results show that, the intensive margin of overall agricultural products export growth has home market effect, but the extensive margin of that has no such effect, which means that domestic demand mainly promotes the export of agricultural products through intensive margin. From the specific agricultural products, the intensive margins of aquatic products, vegetables, and fruits export growth have home market effects; the extensive of bulk farm-products, vegetables and fruits export growth have adverse home market effects. Therefore, China should accelerate the reform of the market demand oriented agricultural supply side in the predicament of the inferiority of agricultural resources.

Keywords: agricultural supply side reform; exports of agricultural products; home market effect; intensive margin; extensive margin

(责任编辑: 张建华)