

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

杨逢珉 文 峰 韦灵慧

(华东理工大学商学院, 上海 200237)

摘 要: 随着中国—东盟自由贸易区的建立和发展, 中国与东盟的农产品贸易也日益紧密。本文根据联合国商品贸易数据库 HS-92 版本的六分位农产品数据, 结合企业异质性理论发现, 中国农产品出口东盟市场的集约边际小于扩展边际, 但集约边际的贡献率高于扩展边际的贡献率。实证结果表明: 各变量对集约边际和扩展边际的影响程度不同, 贸易成本和进口国相对农业生产率对二元边际的影响均为负, 进口国的相对 GDP、农业经济规模和金融危机对中国农产品出口东盟市场的集约边际具有正向作用, 而对扩展边际具有负向作用。

关键词: 农产品出口; 东盟; 二元边际; 影响因素

中图分类号: F740

文献标识码: A

文章编号: 1006-1894 (2019) 03-0025-14

作为亚太地区两个重要的经济体, 东盟与中国地理位置相近, 有利于深化双方农产品贸易。同时, 中国和东盟各国都在改革经济体制、优化发展战略, 东盟的海洋战略与中国“一带一路”倡议进一步对接, 为中国加强与东盟农产品贸易和合作提供了新的契机。

一、文献综述

目前国内外文献对二元边际并无统一的界定。Hummels 和 Klenow (2005) 发现, 越大、越富有的国家, 出口产品的种类越多, 扩展边际的贡献率达到 60% 以上。钱学锋和熊平 (2010) 研究表明, 中国的出口增长主要是沿集约边际实现, 扩展边际贡献度较小。国外一些学者也从市场层面和企业层面分析出口增长的二元边际, 如 Felbermayr 和 Kohler (2006) 以及 Helpman 等 (2008) 指出贸易的集约边际为已有的双边贸易关系中贸易额的增加, 把与其他国家建立新的贸易伙伴关系定义为贸易的扩展边际。为了衡量经济规模对二元边际的影响, 有学者直接选取进口国的 GDP 进行替代 (Andersson, 2006; 杜运苏, 彭冬冬, 2014), 但为反映出口市场的真实经济规模, 更普遍的做法是采用进口国同出口国 GDP 之比衡量进口国经济规模 (钱

作者简介: 杨逢珉, 华东理工大学商学院教授、博士生导师, 研究方向: 国际贸易; 文峰, 华东理工大学商学院博士生, 研究方向: 国际贸易; 韦灵慧, 华东理工大学商学院硕士生, 研究方向: 国际贸易。

学锋,熊平,2010)。在衡量进口国劳动生产率时,有学者采用进口国和出口国人均农业附加价值之比替代(郭俊芳,武拉平,2015),但也有学者以农业附加价值与农业从业人数之比代表农业生产率(谭晶荣等,2013;刘义,阳素文,2014),而范爱军和刘馨遥(2010)以及马焕杰(2012)则用行业人均收入这一指标衡量生产率。贸易成本是一个比较宽泛的概念,其对出口二元边际的影响源于贸易自由化带来的影响,Kancs(2007)在企业异质性贸易模型框架下实证研究发现固定成本对出口二元边际产生了负的影响。

二、中国农产品出口东盟市场现状

(一) 中国农产品^①在东盟市场处于竞争劣势

本文采用巴拉萨在1989年提出的改进的显示性比较优势指数来比较中国与东盟农产品的贸易竞争力态势。^②

整体而言,2000~2015年间,中国农产品的国际竞争力一直低于东盟,且有竞争力下降的趋势(图1)。中国2000~2003年的净出口显示性比较优势指数稳定在0~0.01之间,存在微弱的国际竞争力。从2003年起,中国农产品的净出口显示性比较优势指数为负值且呈下滑趋势,至2015年大幅下降了0.039。而东盟的净出口显示性比较优势指数16年来一直大于0,存在较强的国际竞争力。2003~2008年间东盟的净出口显示性比较优势指数逐渐增加,2008年后有升有降,但一直处于较高的位置。与东盟整体相比,中国农产品处于竞争劣势,且双方农产品国际竞争力的差距持续扩大。

(二) 中国农产品出口东盟市场相对分散

按中国分别对东盟十国出口农产品占对东盟整体出口农产品的比重,2000~2016年中国对东盟出口农产品位列前六位的国家是:马来西亚、印度尼西亚、越南、泰国、菲律宾和新加坡,占比分别为23.92%、19.77%、15.81%、15.73%、11.74%和10.17%,比重大多分布在10%~30%之间,这表明中国农产品出口东盟市场相对较为分散(图2)。就各国来说,17年来,与东盟其他国家相比,中国对马来西亚和印度尼西亚的农产品出口都较高,但在2010年和2011年出现反转,2010年中国对印度尼西亚出口的农产品超过了对马来西亚出口的农产品,超过金额为22.79亿美元。2008年中国对泰国和越南的农产品出口额分别为8.29亿美元和7.9亿美元,表

① 本文所指农产品按《商品名称及编码协调制度》进行界定,即涵盖第1~24章的农产品和第29、33、35、38、41、43、50、51、52、53章的部分产品。

② 即一国某一产业出口在总出口的比例与该产业进口在总进口中的比例之差,具体计算公式为 $NRCI = \frac{X_i^k}{X_i} - \frac{M_i^k}{M_i}$ 。其中, X_i^k 指*i*国家的*k*产品出口额, X_i 指*i*国家的出口总额; M_i^k 是*i*国家的*k*产品进口额, M_i 是*i*国家的进口总额。该指数越高,国际竞争力越强;该指数越低,国际竞争力越弱。指数值大于0表示存在竞争力,指数值小于0表示存在竞争劣势,指数值等于0表示贸易自我平衡。

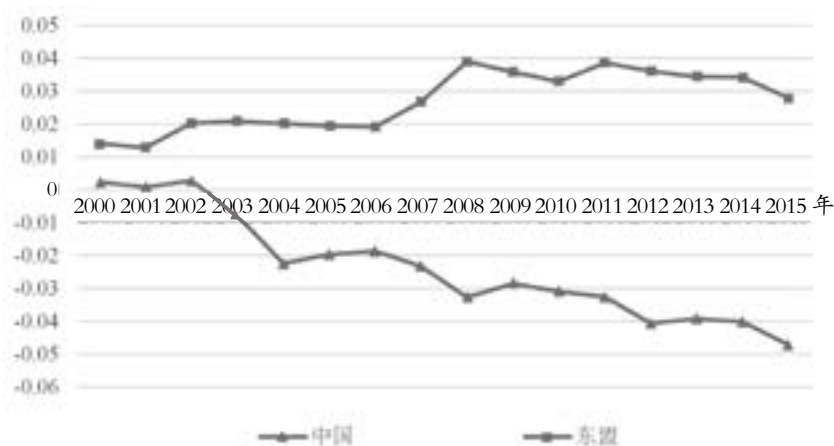


图1 2000~2015年中国与东盟农产品净出口显示性比较优势指数

数据来源：根据 UN COMTRADE 数据库相关数据计算。

现出强劲的趋势，之后逐渐趋近于中国对马来西亚和印度尼西亚的农产品出口额。中国对缅甸、柬埔寨、老挝和文莱的农产品出口占中国对东盟农产品出口的比重均值分别为 2.08%、0.45%、0.12% 和 0.12%，占比很小。这主要是因为它们是东盟新成员国，经济发展水平低且市场封闭，“早期收获”计划后的降税速度缓慢，中国农产品进入这些国家的市场存在一定阻碍。

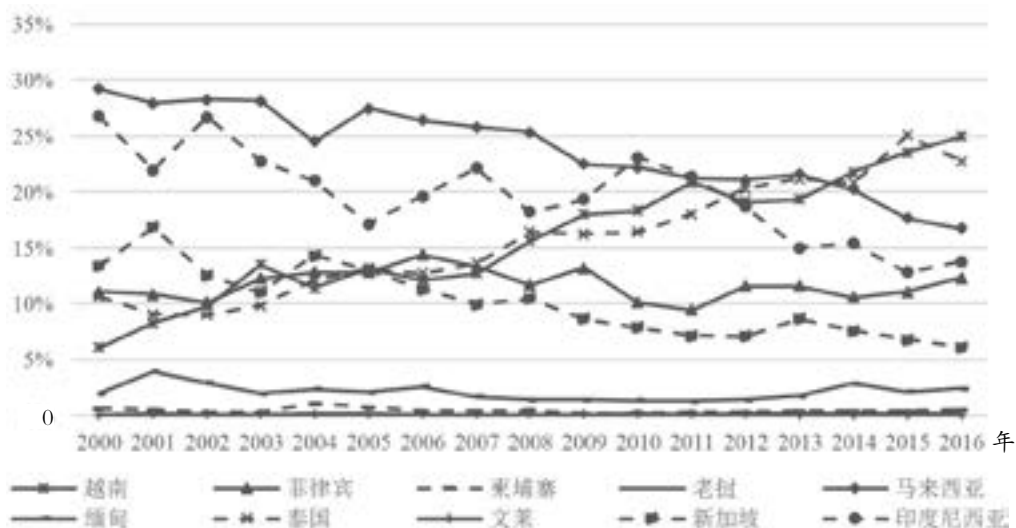


图2 2000~2016年中国分别对东盟十国农产品出口占中国对东盟整体农产品出口的比重

数据来源：根据 UN COMTRADE 数据库相关数据计算。

（三）中国出口东盟的农产品主要是劳动密集型农产品

本文对 HS-92 六位农产品编码进行细分，将主要农产品分为劳动密集型和土地密集型。由表 1 可知，2000~2015 年期间，中国对东盟出口的劳动密集型农产品由

3.81 亿美元增加到 98.57 亿美元，年均增长 22.55%，而土地密集型农产品从 4.49 亿美元缓慢增加至 8.37 亿美元，年均增幅为 3.97%，劳动密集型农产品的出口增长速度快于土地密集型农产品。从占中国对东盟农产品总出口的比重来看，劳动密集型农产品的占比由 2000 年的 24.52% 增加至 2015 年的 61.21%，而土地密集型农产品的占比从 2000 年的 28.91% 下滑至 2015 年的 5.2%。整体上，中国对东盟出口的农产品以劳动密集型农产品为主，且比重越来越大。

表 1 中国对东盟出口劳动密集型农产品和土地密集型农产品情况

年份	劳动密集型农产品		土地密集型农产品	
	出口额（亿美元）	占比	出口额（亿美元）	占比
2000	3.81	24.52%	4.49	28.91%
2001	4.51	33.83%	2.48	18.61%
2002	6.39	31.41%	1.63	8.02%
2003	8.37	34.47%	5.37	22.14%
2004	11.48	51.24%	4.31	19.25%
2005	13.26	50.95%	1.87	7.2%
2006	17.04	51.4%	2.57	7.74%
2007	18.41	42.55%	4.98	11.51%
2008	25.54	50.61%	3.43	6.8%
2009	32.73	56.21%	3.94	6.77%
2010	49.95	61.8%	5.42	6.7%
2011	67.74	63.56%	7.28	6.83%
2012	66.42	60.7%	7.44	6.8%
2013	79.8	61%	7.06	5.4%
2014	88.88	59.63%	8.01	5.37%
2015	98.57	61.21%	8.37	5.2%

数据来源：根据 UN COMTRADE 数据库相关数据计算。

三、中国农产品对东盟出口增长的二元边际分解

为明确中国农产品出口东盟的增长路径，本文采用 HK 测度方法进行实证分析，得到扩展边际和集约边际的贡献率，探究中国农产品对东盟出口增长的主导因素。

（一）二元边际及贡献率测度方法

本文对中国农产品出口东盟市场的二元边际测度主要采用 Hummels 和 Klenow（2005）提出的 HK 测度方法，集约边际（IM）和扩展边际（EM）的计算公式如下：

$$IM_{ij} = \frac{\sum_{k \in K_{ij}} P_{ij} X_{ij}}{\sum_{k \in K_{ij}} P_{wj} X_{wj}} \tag{1}$$

$$EM_{ij} = \frac{\sum_{k \in K_{ij}} P_{wj} X_{wj}}{\sum_{k \in K} P_{wj} X_{wj}} \tag{2}$$

上式中， k 指出口产品种类， K 指 i 国对世界出口的产品集， K_{ij} 指 i 国对 j 国出

口的产品集, $P_{ij}X_{ij}$ 指 i 国对 j 国的出口额, $P_{wj}X_{wj}$ 表示世界对 j 国的出口额。因此, 集约边际 IM_{ij} 指在产品集 K_{ij} 中 i 国对 j 国的出口额与世界对 j 国出口额之比, 代表出口产品的专业化程度。扩展边际 EM_{ij} 指在出口产品集 K_{ij} 中世界对 j 国的出口额与在出口产品集 K 中世界对 j 国出口额之比, 代表出口产品的多样化程度。

同时, 为了分析中国农产品出口东盟的整体情况, 需要将中国农产品出口东盟各成员国的二元边际进行汇总, 其中, ϕ_{ij} 表示中国对 j 国农产品出口占中国农产品出口东盟的比重。

$$IM_i = \prod [IM_{ij}]^{\phi_{ij}} \quad (3)$$

$$EM_i = \prod [EM_{ij}]^{\phi_{ij}} \quad (4)$$

对中国农产品出口东盟的二元边际贡献率的测算方法如下:

我们用 P_{ij} 表示 i 国对 j 国农产品出口额占世界对 j 国农产品出口额的比重, 结合二元边际的计算公式, 可以得到:

$$P_{ij} = IM_{ij} \times EM_{ij} \quad (5)$$

当考虑时间因素, 则 T 和 $T+1$ 时期的公式分别为:

$$P_{ijT} = IM_{ijT} \times EM_{ijT} \quad (6)$$

$$P_{ijT+1} = IM_{ijT+1} \times EM_{ijT+1} \quad (7)$$

设 P_{ij} 、 IM_{ij} 和 EM_{ij} 的增长率分别为 GR_P 、 GR_{IM} 和 GR_{EM} , 则有下列公式:

$$GR_P = \frac{P_{ijT+1}}{P_{ijT}} - 1 = \frac{IM_{ijT+1} \times EM_{ijT+1}}{IM_{ijT} \times EM_{ijT}} - 1 \quad (8)$$

$$GR_{IM} = \frac{IM_{ijT+1}}{IM_{ijT}} - 1 \quad (9)$$

$$GR_{EM} = \frac{EM_{ijT+1}}{EM_{ijT}} - 1 \quad (10)$$

结合公式 (8)、公式 (9) 和公式 (10), 可以推导出:

$$1 + GR_P = (1 + GR_{IM}) \times (1 + GR_{EM}) \quad (11)$$

进一步来说, 可近似求出:

$$GR_P = GR_{IM} + GR_{EM} \quad (12)$$

公式 (12) 表明: P 的增长率是集约边际 (IM) 的增长率和扩展边际 (EM) 的增长率之和。

最后, 集约边际 (IM) 和扩展边际 (EM) 的贡献率 (CD) 为:

$$CD_{IM} = \frac{GR_{IM}}{GR_P} \quad (13)$$

$$CD_{EM} = \frac{GR_{EM}}{GR_P} \quad (14)$$

(二) 中国农产品出口东盟十国的二元边际分析

基于二元边际的计算公式,本文测算出中国农产品出口东盟十国的集约边际(IM)和扩展边际(EM)。^①在集约边际方面,2000~2015年中国农产品出口东盟十国的集约边际差异较大。2000~2015年间,中国农产品出口老挝和缅甸的集约边际波动较大,分别从2000年的0.13和0.14增至2015年的0.33和0.26,增幅分别高达153.85%和85.71%;对马来西亚和越南的农产品出口集约边际总体呈轻微下降趋势,分别由2000年的0.22和0.20下降至2015年的0.13和0.08,说明原有农产品出口量的增长贡献在不断下降;而对印度尼西亚、泰国、菲律宾和新加坡的农产品出口集约边际在各年均保持在0.1左右,且整体呈小幅增长的趋势,表明基于原有农产品出口量的增长贡献在不断上升;对文莱的农产品出口集约边际除2010年出现大幅波动而增至0.45外,其他各年均维持在0.05~0.08之间。

在扩展边际方面,中国农产品出口东盟十国的扩展边际差异没有集约边际明显。2000~2015年期间,中国对印度尼西亚和缅甸的农产品出口扩展边际呈波动下降趋势,分别由2000年的0.75和0.72下降至2015年的0.61和0.45,表明农产品出口种类多样性带来出口增长的作用在不断减弱。相反,中国对其余8国的农产品出口扩展边际大体呈上升趋势,其中对马来西亚和文莱的农产品出口的扩展边际增幅高于其他6国,分别增长了16%和30%,说明中国对马来西亚和文莱农产品出口种类的变化对出口增长呈不断加强的趋势。

总体来说,中国农产品出口东盟十国的集约边际和扩展边际不是一成不变的。就集约边际和扩展边际的年均值来说,集约边际的排名由高到低依次为缅甸、老挝、马来西亚、越南、印度尼西亚、文莱、泰国、新加坡、菲律宾和柬埔寨,均值分别为0.26、0.19、0.14、0.14、0.12、0.09、0.09、0.08、0.08和0.06。而扩展边际的排名依次为新加坡、泰国、柬埔寨、菲律宾、印度尼西亚、越南、马来西亚、缅甸、文莱和老挝,均值依次为0.83、0.83、0.80、0.79、0.76、0.71、0.66、0.48、0.30和0.12。通过对比可以发现,集约边际排名较高的国家在扩展边际中的排名较低,说明中国农产品对东盟十国的出口增长在专业性和多样性方面采取了不同的措施。

基于二元边际测度值,本文对中国农产品出口东盟市场的二元边际贡献率分析表明,虽然在2000~2015年间,中国农产品出口东盟市场的集约边际小于扩展边际,但并不代表集约边际对出口增长的贡献率小于扩展边际。由此,计算并分析中国农产品出口东盟十国和东盟整体的二元边际贡献度。

由表2可以看出:纵向上,集约边际年均增长率除马来西亚为负值外,其余9个国家均为正值,其中老挝的集约边际年均增长率高达80.49%;而扩展边际年均增长率除印度尼西亚为负值外,其余国家均为正值,其中最大值为文莱,扩展边际年均增长率为31.59%。横向上,马来西亚的集约边际年均增长率低于扩展边际年均增

① 因文章篇幅限制,文中省略中国农产品出口东盟十国的集约边际和扩展边际计算结果,如有需要,可向作者索取。

长率，其余国家正好相反。从二元边际年均贡献度来看，中国农产品出口东盟十国中，集约边际的年均贡献度均高于扩展边际的年均贡献度，说明中国扩大对东盟的农产品出口主要依靠扩展边际，既定农产品出口数量的增加带来了明显的农产品出口增长。国别上，集约边际年均贡献度由大到小依次为柬埔寨、印度尼西亚、泰国、马来西亚、越南、新加坡、老挝、菲律宾、缅甸和文莱，而扩展边际年均贡献度的排名正好相反。其中，柬埔寨的集约边际年均贡献度为 79.28%，扩展边际年均贡献度为 20.72%，而文莱的集约边际年均贡献度为 53.57%，扩展边际年均贡献度为 46.43%。

表 2 2000~2015 年中国农产品出口东盟十国的二元边际年均贡献度 单位：%

国家	GR_{IM}	GR_{EM}	CD_{IM}	CD_{EM}
马来西亚	-0.56	2.09	62.73	37.27
印度尼西亚	3.30	-0.90	67.91	32.09
泰国	5.97	1.20	65.55	34.45
越南	14.92	22.01	62.63	37.37
菲律宾	6.15	2.46	61.46	38.54
新加坡	1.57	0.52	62.68	37.32
柬埔寨	10.71	1.08	79.28	20.72
老挝	80.49	8.32	61.99	38.01
缅甸	10.50	0.16	54.43	45.57
文莱	22.55	31.59	53.57	46.43

数据来源：根据 UN COMTRADE 数据库相关数据计算。

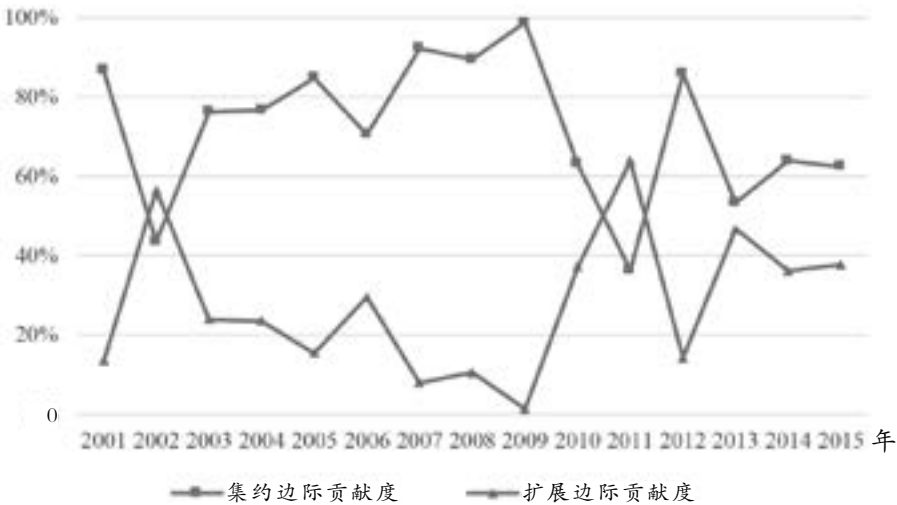


图 3 2001~2015 年中国农产品出口东盟整体的二元边际贡献度

数据来源：根据 UN COMTRADE 数据库相关数据计算。

在中国农产品出口东盟整体的二元边际基础上，进一步计算出中国农产品出口东盟整体的二元边际贡献度。由图 3 可知，2001~2015 年，集约边际对农产品出口增长的贡献率高于扩展边际，集约边际的年均贡献率为 60.32%，而扩展边际的年均贡献率为 39.68%。这说明中国扩大对东盟的农产品出口主要依靠集约边际，增加既定农产品的出口数量依然是中国农产品出口东盟市场的主要方式，这与中国农产品整体出口的主要方式是一致的。2001~2009 年，中国农产品出口东盟市场的集约边际贡献率波动增加，而扩展边际贡献率波动减少，至 2009 年，集约边际和扩展边际的贡献率分别为 98.78% 和 1.22%。2009 年之后，集约边际在 2011 年和 2012 年分

别经历波谷和波峰后,一直稳定在 60%~65% 之间,而扩展边际的情况恰恰相反,近年来维持在 35%~40% 之间。总体来说,集约边际对中国农产品出口东盟的增长贡献率高于扩展边际,且 16 年间集约边际和扩展边际的贡献度波动较大。此外,中国农产品出口东盟市场集约边际贡献率较高的事实也反映了中国农产品粗放型的贸易增长方式,将会带来农产品贸易条件恶化及出口增长脆弱性问题。

四、中国农产品对东盟出口增长的二元边际影响因素分析

(一) 模型设定与变量选取

本文借鉴 Kancs (2007) 的实证模型,采用贸易成本、进口国相对 GDP、农业经济规模、农业生产率、多变阻力和金融危机等变量构建面板模型:

$$\begin{aligned} IM &= \alpha_0 + \alpha_1 \ln(1+COST) + \alpha_2 \ln(1+GDPR) + \alpha_3 \ln(1+AGSC) + \alpha_4 \ln(1+AGPR) \\ &\quad + \alpha_5 \ln(1+TRAE) + \alpha_6 SHOCK + \alpha_7 CAFTA + \varepsilon \\ EM &= \beta_0 + \beta_1 \ln(1+COST) + \beta_2 \ln(1+GDPR) + \beta_3 \ln(1+AGSC) + \beta_4 \ln(1+AGPR) \\ &\quad + \beta_5 \ln(1+TRAE) + \beta_6 SHOCK + \beta_7 CAFTA + \eta \end{aligned}$$

其中, IM 和 EM 分别表示中国对贸易对象国出口农产品的集约边际和扩展边际。各自变量的相关说明及处理如下:

(1) 贸易成本 ($COST$)。以往的文献将贸易成本划分为固定贸易成本和可变贸易成本,其中固定贸易成本主要由两国之间的距离来代替,而可变贸易成本主要由经济自由度来衡量,数据的误差性较大。对此,本文借鉴许德友和梁琦 (2010) 的测度方法,两国双边贸易成本的计算公式为:

$$\pi_{ij} = 1 - \left[\frac{EXP_{ij} EXP_{ji}}{s^2 (GDP_i - EXP_i)(GDP_j - EXP_j)} \right]^{\frac{1}{2\rho-1}}$$

其中, GDP_i 和 GDP_j 分别表示 i 国和 j 国的总产出,这里用国家总 GDP 来代替,数据来源于世界银行。 EXP_i 和 EXP_j 分别表示贸易双方的出口额, EXP_{ij} 表示 i 国对 j 国的出口额, EXP_{ji} 表示 j 国对 i 国的出口额,数据来源于联合国商品贸易数据库。 ρ 是替代弹性 ($\rho > 1$), s 是全部产出中可贸易品的份额,本文参照以前论文的做法,设定 $\rho = 8$, $s = 0.8$ 。预期回归结果为负。

(2) 进口国相对 GDP ($GDPR$)。大多数文献主要采用进口国的 GDP 绝对值来衡量,为了更准确地分析 GDP 的影响机制,本文用贸易伙伴国 GDP 与中国 GDP 的比值衡量。预期回归结果为正。^①

(3) 农业经济规模 ($AGSC$)。本文用贸易伙伴国农业增加值与中国农业增加值的比值来衡量。预期回归结果为正。^②

① 该数据来源于世界银行,以 2005 年不变价美元计算。

② 该数据来源于世界银行,以 2005 年不变价美元计算。

(4) 农业生产率 (*AGPR*)。本文采用农产品进口国农业人均增加值与中国农业人均增加值的比值来衡量, 数值越大, 说明进口国的农业生产率越高。预期回归结果为负。^①

(5) 多变阻力 (*TRAE*)。多变阻力指一国除与特定进口国外所有其他国家进行贸易时产生的成本, 数值越大, 表明该国与特定进口国之间的双边贸易越容易进行。本文借鉴钱学锋和熊平 (2010) 的计算方法, 公式为 $d_b^{-\gamma} = \sum_{i=1}^I \frac{g_b}{g} \zeta_{ab}$, ζ_{ab} 为双边贸易自由度指数, 即 $\zeta_{ab} = \sqrt{E_{ab}E_{ba}/E_{aa}E_{bb}}$, 则 E_{ab} 和 E_{ba} 分别代表出口国和进口国的相互总出口, E_{aa} 和 E_{bb} 分别是两国的国内总销售, 等于本国总产出减去总出口, 数据来自联合国数据库。 g_b 和 g 分别是进口国的 GDP 和世界各国 GDP 之和, 数据来源于世界银行。多边阻力对中国农产品出口东盟的二元边际影响不确定。

(6) 虚拟变量。因东盟十国在 2010 年同属于中国—东盟自由贸易区范畴, 本文将不考虑该自变量。本文采用的自变量为 2008 年全球经济危机, 由于经济影响的滞后性, 将 2000~2008 年设为 0, 2009~2015 年设为 1。

(二) 变量的统计性描述

本文通过 stata12.0 对中国农产品出口东盟市场的面板数据进行描述统计。首先, 对面板数据进行平衡性检验, 发现面板数据为平衡面板。

表 3 对 2000~2015 年中国对东盟各国出口农产品的集约边际、扩展边际、贸易成本、进口国相对 GDP、农业经济规模、农业生产率 and 多边阻力进行了描述性统计。2000~2015 年, 集约边际和扩展边际的最小值分别为

表 3 面板数据的统计性描述

变量	样本数	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>IM</i>	160	0.1160	0.0717	0.0304	0.3705
<i>EM</i>	160	0.4725	0.1734	0.0622	0.6621
<i>COST</i>	160	0.3881	0.0768	0.1652	0.5291
<i>GDPR</i>	160	0.1688	0.4013	0.0012	1.8201
<i>AGSC</i>	160	0.0401	0.0487	0.0001	0.1796
<i>AGPR</i>	160	1.6311	1.4282	0.4346	4.8453
<i>TRAE</i>	160	0.000046	0.000042	0.0000	0.000397

注: 对各变量数据进行 stata12.0 运行得到。

0.0304 和 0.0622, 最大值分别为 0.3705 和 0.6621, 增长了近 10 倍。解释变量中, 除多变阻力外, 其余 4 个解释变量都有明显的增长趋势。

(三) 单位根检验

本文的计量数据为宏观的长面板数据, 大多是非平稳的。为避免由于采用非平稳数据出现伪回归问题, 本文采用 LLC 检验和 IPS 检验对中国农产品出口东盟市场的面板数据进行单位根检验。另外, 在进行单位根检验之前, 为了消除异方差和零值可能存在的影响, 本文首先对面板数据作对数处理。

^① 数据来源于世界银行。

表 4 面板数据单位根检验结果

	<i>LLC</i> - <i>p</i> 值	结果	<i>IPS</i> - <i>p</i> 值	结果
<i>EM</i>	0.002	平稳	0.054	不平稳
<i>IM</i>	0.152	不平稳	0.242	不平稳
<i>COST</i>	0.779	不平稳	0.662	不平稳
<i>GDPR</i>	0.074	不平稳	1.000	不平稳
<i>AGSC</i>	0.805	不平稳	0.994	不平稳
<i>AGPR</i>	0.168	不平稳	0.292	不平稳
<i>TRAE</i>	0.999	不平稳	1.000	不平稳
<i>D.EM</i>	0.000	平稳	0.000	平稳
<i>D.IM</i>	0.000	平稳	0.000	平稳
<i>D.COST</i>	0.049	平稳	0.002	平稳
<i>D. GDPR</i>	0.000	平稳	0.000	平稳
<i>D.AGSC</i>	0.000	平稳	0.000	平稳
<i>D.AGPR</i>	0.000	平稳	0.000	平稳
<i>D. TRAE</i>	1.000	不平稳	0.026	平稳

注：当 *p* 值小于 0.5 时，拒绝存在单位根的原假设，通过平稳性检验。

由表 4 可知，在 5% 的显著性水平下，*EM*、*IM*、*COST*、*GDPR*、*AGSC*、*AGPR* 和 *TRAE* 均没有通过检验，为非平稳的面板数据，故各变量在 5% 显著水平上的面板数据均不平稳。对它们一阶差分后进行单位根检验后发现，除 *D. TRAE* 在 5% 的显著性水平上不平稳外，其余变量在 5% 的显著性水平上是平稳的，所以，*EM*、*IM*、*COST*、*GDPR*、*AGSC* 和 *AGPR* 同阶单整。故在对面板数据进行回归时剔除变量多变阻力（*TRAE*）而采用其他变量。

（四）协整检验

对于有单位根的变量，在用原序列进行回归前，需要验证单位根变量之间是否存在长期均衡关系，即协整关系检验。本文主要采用 Fisher 检验方法验证面板数据的协整关系。

表 5 二元边际模型 Johansen 协整检验结果

集约边际（ <i>IM</i> ）模型				
原假设	迹统计量	<i>P</i> 值	最大特征根统计量	<i>P</i> 值
None*	30.90	0.0566	30.90	0.0566
At most 1***	133.1	0.0000	133.1	0.0000
At most 2***	226.0	0.0000	226.0	0.0000
At most 3***	76.32	0.0000	76.32	0.0000
At most 4	20.70	0.4152	20.70	0.4152
扩展边际（ <i>EM</i> ）模型				
原假设	迹统计量	<i>P</i> 值	最大特征根统计量	<i>P</i> 值
None***	7.93	0.0004	47.93	0.0004
At most 1***	167.2	0.0000	167.2	0.0000
At most 2***	198.8	0.0000	198.8	0.0000
At most 3***	86.14	0.0000	86.14	0.0000
At most 4***	42.74	0.0022	42.74	0.0022

注：*、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的显著性水平上拒绝原假设。

如表 5 所示, 集约边际 (*IM*) 模型在 1% 的显著性水平下拒绝了至少存在 1~3 个协整方程的原假设, 而接受了至少存在 4 个协整方程的原假设, 说明这些变量之间存在协整关系。在扩展边际 (*EM*) 模型中, 5 个原假设在 1% 的显著性水平上全被拒绝, 故这些变量之间存在 5 个协整关系。总而言之, 在 1% 的显著性水平下, 集约边际模型和扩展边际模型都存在协整关系, 即中国对东盟农产品出口增长的集约边际和扩展边际与贸易成本、目的国相对 GDP、农业经济规模和农业生产率存在长期稳定的均衡关系。

(五) 组间异方差、组内自相关和组间同期相关检验

长面板数据回归方法的选择取决于组间异方差、组内自相关和组间同期相关的检验, 在 Stata 中, 命令 PCSE 提供了解决组间异方差与组间同期相关的面板校正误差模型, 而进行 FGLS 仅考虑组内自相关, 全面 FCLS 估计则同时考虑 3 个因素。

表 6 组间异方差、组内自相关和组间同期相关检验结果

检验类型	集约边际模型		扩展边际模型	
	<i>P</i> 值	检验结果	<i>P</i> 值	检验结果
组间异方差	0.0000	存在	0.0000	存在
组内自相关	0.6649	不存在	0.8112	不存在
组间同期相关	0.0001	存在	0.0000	存在

注: 当 $P < 0.05$ 时, 拒绝原假设, 即存在组间异方差、组内自相关和组间同期相关。

由表 6 可知, 中国农产品出口东盟市场的两个模型存在组间异方差和组间同期相关, 而不存在组内自相关。对此, 在对两个模型进行实证分析时, 采用全面校正标准误模型。

(六) 实证结果分析

实证分析结果显示, 除贸易成本外, 其他 4 个变量对中国农产品出口东盟市场的集约边际影响均是显著的, 其中, 进口国相对 GDP 和金融危机在 1% 的显著性水平上显著, 而农业经济规模和农业生产率在 5% 的显著性水平上显著。5 个解释变量对中国农产品出口东盟市场的扩展边际影响均是显著的, 除进口国相对 GDP 在 5% 的显著性水平上显著外, 其他 4 个变量在 1% 的显著性水平上都是显著的。

贸易成本对扩展边际和集约边际都具有明显的负作用, 但对扩展边际的影响程度小于集约边际, 这说明贸易成本的提高对中国农产品出口数量和出口种类的增加都具有抑制作用。出口贸易成本的降低意味着中国农产品出口东盟市场面临的阻碍变小, 日益便利化, 从而促进中国出口东盟的农产品种类增加, 对中国改善农产品出口贸易条件具有积极的促进作用。

进口国相对 GDP 对集约边际具有一定积极作用。进口国相对 GDP 每增加 1%, 中国农产品出口东盟市场的增长量沿集约边际增加 0.0826%, 而对扩展边际具有较大的消极作用。这说明进口国经济规模的扩大, 一方面对原有农产品的进口需求增加,

另一方面对新进农产品的要求增加，不利于中国农产品出口种类的多样化。

农业经济规模对集约边际具有抑制作用，而对扩展边际具有促进作用。这说明东盟十国国内生产主要集中于原有的农产品，进口国农业经济规模的扩大在一定程度上可促进双边农产品贸易，为中国农产品新种类打入东盟市场提供机会，进而扩大了农产品的出口种类。

农业生产率对集约边际和扩展边际都具有抑制作用。本文使用的农业生产率为进口国的相对农业生产率，数值越低表示中国的农业生产率越高，集约边际和扩展边际的数值越大。这说明中国在增加对东盟市场传统农产品出口的同时也在积极扩大中国农产品的出口种类，做到农产品出口贸易专业性和多样性并举。

金融危机对集约边际具有积极作用，而对扩展边际具有消极作用。这说明金融危机不利于中国增加对东盟农产品的出口种类，反而在一定程度上推动了中国对东盟出口传统农产品。

表 7 中国农产品出口东盟市场二元边际影响因素的回归结果

集约边际影响因素回归结果			
解释变量	回归系数	标准差	P 值
常数项 (C)	0.126789	0.0365568	0.001
贸易成本 (COST)	-0.50235	0.0875203	0.566
进口国相对 GDP (GDPR)	0.0825812	0.0169068	0.000
农业经济规模 (AGSC)	-0.078548	0.0346283	0.023
农业生产率 (AGPR)	-0.0064577	0.0030057	0.032
金融危机 (SHOCK)	0.0193541	0.0074527	0.009
扩展边际影响因素回归结果			
解释变量	回归系数	标准差	P 值
常数项 (C)	0.9691686	0.0536325	0.000
贸易成本 (COST)	-1.196606	0.1101364	0.000
进口国相对 GDP (GDPR)	-0.0387249	0.0160289	0.016
农业经济规模 (AGSC)	0.873079	0.0981771	0.000
农业生产率 (AGPR)	-0.0171667	0.0056787	0.003
金融危机 (SHOCK)	-0.074918	0.0120064	0.000

注：借助 stata12.0 对长面板数据进行 PCSE 回归得到。

五、扩大中国农产品出口东盟市场的政策建议

本文在实证分析的基础上结合时代背景提出以下政策建议，以期扩大中国农产品出口东盟市场的规模，优化出口结构。

（一）完善农产品出口结构，精准定向目标市场

由前面的分析可知，首先，中国农产品出口东盟市场的商品结构较为单一，中国对东盟主要出口劳动密集型农产品；其次，中国农产品出口东盟市场的集约边际贡献率较高，反映了在东盟市场上粗放型的农产品贸易增长方式。对此，应从农产品出口商品和市场结构来改善出口贸易，以进一步优化中国农产品出口东盟市场的

贸易方式。

在商品结构上,中国对东盟出口的农产品较为集中,以劳动密集型农产品为主,且多为附加值较低的初级农产品。因此,中国相关农业部门可以深入挖掘东盟消费者的农产品需求,在实现既定农产品出口的基础上,积极开拓新的农产品出口,丰富农产品的出口种类。在市场结构上,中国需要分析东盟各国的农业政策和市场信息,了解市场的消费意愿、价格行情等,做到精准化出口,以推动农产品市场多元化发展。

（二）提高农产品质量，增强在东盟市场的竞争力

从实证结果可知,进口国的相对农业生产率对中国农产品出口东盟市场的集约边际和扩展边际均有负作用。中国政府和农产品出口企业必须提高农产品质量,增强中国农产品在东盟市场的国际竞争力。

在政府层面,中国政府可出台切实可行的鼓励政策,加强对农产品研发的财税支持和研发投入贷款财政贴息等政策,打造一个良好的外部环境。同时,加大投入力度,通过产学研结合发展的方式,不断向农业生产领域输入高端人才,为生产高质量的农产品储备人才。在企业层面,在延长农产品加工产业链的同时增加出口农产品的附加值,优化农产品贸易结构。

（三）降低贸易成本，扩大出口份额

实证结果显示,贸易成本降低对中国农产品在东盟市场出口增长的二元边际具有促进作用。其中,国内大多学者将贸易成本定义为除生产成本外而产生的其他成本,涵盖运输成本、政策壁垒、信息成本及销售成本等,是多种因素综合作用的结果,故降低贸易成本的措施亦具有多样性。

与此同时,在关税对中国农产品出口东盟市场影响较小的情况下,非关税壁垒已成为重要阻碍,中国需要加强与东盟各国的经济对话,减少已经存在的非关税壁垒,对还未形成的壁垒应建立高效的预警机制,凭借信息管理等相关技术及时把预警信息传递给企业。此外,根据各地区的实际情况发展专业的农产品跨境电商平台,通过收集聚集在平台中的农产品价格、物流等相关信息,形成有效的贸易营销模式以避免产生不必要的销售成本。

（四）抓住“一带一路”建设契机，推进自贸区升级

在经济全球化和区域经济一体化的浪潮下,中国应积极在“一带一路”建设背景下,将中国—东盟自贸区建设融合其中,充分发挥两者的协同效应,共同促进双边农产品贸易。中国与东盟应强化产业部门的对接,健全中国与东盟产业合作的政府间合作机制。此外,充分发挥行业协会的作用,比如成立中国—东盟农业合作委员会,通过举办展览、加强信息交流等方式促进农业合作,为中国—东盟农产品贸易创造良好的发展环境。

参考文献:

- [1] Andersson, M. Entry Costs and Adjustments on the Extensive Margin—An Analysis of How Familiarity Breeds Exports[R]. Stockholm: Royal Institute of Technology, 2006: 1~21.
- [2] Bergin, P. R., Lin, C. Exchange Rate Regimes and the Extensive Margin Trade[R]. NBER Working Paper, 2008.
- [3] Chaney, T. Distorted Gravity: The Intensive and Extensive Margins of International Trade[J]. The American Economic Review, 2008, 98(4).
- [4] Felbermayr, G. J., Kohler, W. Exploring the Intensive and Extensive Margins of World[J]. Review of World Economics, 2006, 142(4).
- [5] Helpman, P., Melitz, M., Rubinstein, Y. Estimating Trade Flows: Trading Partners and Trading Volumes[J]. Quarterly Journal of Economics, 2008, 23(2).
- [6] Hummels, D., Klenow, P. L. The Variety and Quality of a Nation's Export [J]. American Economic Review, 2005, 95(3).
- [7] Kancs, A. Trade Growth in a Heterogeneous Firm Model: Evidence from South Eastern Europe[J]. The World Economy, 2007, 30(7).
- [8] Melitz, M. J. The Impact of Trade on Intra-industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity[J]. Econometrica, 2003, 71(6).
- [9] 杜运苏, 陈勇兵, 陈宇媚, 周世民. 贸易成本、企业出口动态与出口增长的二元边际——基于中国出口企业微观数据: 2000~2005[J]. 经济学 (季刊), 2012, 11(4).
- [10] 范爱军, 刘馨遥. 中国与东亚和美国贸易差额联动效应分析 [J]. 南开经济研究, 2010,(6).
- [11] 郭俊芳, 武拉平. 中国农产品出口增长的二元边际及影响因素 [J]. 经济问题探索, 2015,(1).
- [12] 刘义, 阳素文. 中国农产品出口增长的二元边际及其影响因素——以蔬菜出口为例 [J]. 产经评论, 2014,(3).
- [13] 马焕杰. 中国—东盟区域经济一体化 (CAFTA) 对中国出口的二元边际的影响的实证研究——来自 HS-6 位数产品的证据 [J]. 中南财经政法大学研究生学报, 2012,(5).
- [14] 钱学锋, 熊平. 中国出口增长的二元边际及其因素决定 [J]. 经济研究, 2010,(1).
- [15] 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).

An Analysis on the Influencing Factors of China's Agricultural Export to ASEAN Market: An Empirical Study Based on Binary Margin

YANG Fengmin WEN Feng WEI Linghui

Abstract: With the establishment and development of China-ASEAN Free Trade Area, agricultural trade between China and ASEAN is developing rapidly and is increasingly close. Based on the HS92 six-digit data of China's agricultural exports to the ASEAN market from 2000 to 2015, and combined with enterprise heterogeneity theory, the research shows the value of intensive margin is less than extensive margin, but the contribution rate of intensive margin is higher than extensive margin. The empirical results show that the influencing degree of each variable on intensive and extensive margin is different. The impact of trade costs and the relative productivity of binary margin are negative, the relative GDP of the importing country, the scale of the agricultural economy and the financial crisis have a positive effect on the intensive margin of China's agricultural exports to the ASEAN market, but have a negative effect on the extensive margin.

Keywords: agricultural export; ASEAN; binary margin; influencing factors

(责任编辑: 张建华)