

要素禀赋差异与中国产品出口的二元边际

彭世广 张岳

(南京农业大学 经济管理学院 江苏 南京 210095)

摘要: 为从微观层面厘清中国加入世界贸易组织以来产品对外出口增长的源泉,利用2003—2016年全球HS-6位码微观产品贸易数据,采用H-K测度法对中国产品对外出口增长进行二元边际分解,并分析了要素禀赋差异对出口二元边际的影响效应。结果显示,中国产品对外出口的迅速增长主要来自数量主导的集约边际拉动。随着“一带一路”倡议的提出,扩展边际与价格指数对出口增长的贡献率有所增强;在不同发展程度的经济体及各主要贸易国市场上,数量主导的集约边际同样是中国对其出口增长的主要路径;影响效应方面,各要素禀赋差异对出口二元边际带来的影响效应具有差异性。最后,基于主要研究结论,从促进出口模式多元化、改善国内要素资源、降低贸易阻力等方面提出有针对性的政策建议。

关键词: 微观层面; 出口增长; 二元边际; 要素禀赋差异; 影响效应

中图分类号: F752.62 **文献标识码:** A **文章编号:** 1672-6049(2020)04-0087-11

一、引言及文献综述

自加入世界贸易组织(WTO)以来,得益于贸易便利化和贸易自由化带来的诸多福利,中国产品出口额增长迅速。2003至2016年,中国产品出口的年均增长率达11.11%,领先于世界出口增速的两倍多,“中国制造”对全球经济的影响逐步加深。对于中国出口迅速增长的原因,诸多学者已从外部市场、规模经济、比较优势、国际分工等不同角度进行了研究^[1]。这些研究多集中于宏观层面,而对出口迅速扩张的现实进行深入理解,还需详细考量中国出口增长的微观结构^[2]。那么,如何从微观层面理解入世后中国产品出口迅速增长的源泉,以为近年来倡导的由“中国制造”转向“中国精造”提供经验证据呢?以Melitz^[3]提出的异质性企业贸易模型为代表的新新贸易理论为研究贸易增长的微观结构奠定了理论基础。

根据新新贸易理论的观点,一国的出口变化可以由代表出口专业化的集约边际与代表出口多元化的扩展边际共同决定^[3-4]。对于何种边际是贸易变化的主要路径,相关研究根据不同的研究对象和测度方法,得出的结论也不尽相同^[5-9]。而在二元边际的影响因素方面,国外学者的研究大多聚焦于经济规模、生产率、贸易成本和贸易开放程度^[10-12]。赫克歇尔-俄林模型(H-O Model)证实,要素禀赋和相对生产率的差异共同形成了国家间的比较优势,进而产生国际贸易。因此,在研究国际贸易的起源时,国家要素禀赋依然是不可或缺的影响因素之一^[13]。

国内学者对中国出口贸易二元边际的测度及其影响因素的研究起于钱学锋^[14],其结合中国贸易

收稿日期:2020-04-03;修回日期:2020-06-18

基金项目:国家自然科学基金重点项目“新时期农业发展的国家政策支持体系研究”(71333008);江苏省社会科学基金重大项目“江苏建立健全城乡融合发展的体制机制与政策体系研究”(K0201900192)

作者简介:彭世广(1993—)男,湖南湘潭人,南京农业大学经济管理学院博士研究生,研究方向为国际贸易;张岳(1992—)男,河北保定人,南京农业大学经济管理学院博士研究生,研究方向为产品流通。

条件指数持续恶化的事实,认为中国出口的增长路径必须尽快由集约边际转向扩展边际。钱学锋和熊平^[2]基于 Chaney^[11]的分析架构,通过 Tobit 模型计算得出生产率水平、经济规模和贸易成本等因素对贸易边际存在差异化的影响效应。刘慧和綦建红^[15]对中国文化产品出口进行二元边际分解,发现 2001—2012 年中国文化产品出口的增长主要由集约边际拉动。此外,相关学者还利用二元边际分解架构分别研究了中国高新技术产品^[16-17]、汽车产品^[18]、农产品^[19-22]、水产品^[23-25]、体育用品^[26]以及服务贸易^[27]等行业的出口二元边际,均得出有意义的结论。

综上所述,相关学者已对各自领域的贸易二元边际结构及影响因素进行了深入探讨,这为本文的研究提供了扎实的经验基础。由此,为厘清中国入世以来出口贸易快速增长的起源,本文根据 2003—2016 年全球所有国家 HS-6 位码微观产品贸易数据,采用 Hummels and Klenow^[5]提出的二元边际测度法(以下简称 H-K 测度法),从产品层面对 2003—2016 年中国出口的贸易变化进行整体上、分类别、分国家的集约与扩展边际分解,并进一步对集约边际进行价格指数与数量指数分解,以此分析入世以来中国主要产品的出口模式,并基于 Kancs^[10]的双边贸易影响因素理论模型,研究中国与贸易对象国之间的传统及高级要素禀赋差异对出口二元边际的影响,以期针对性地为中国产品出口的稳增长提出政策建议。

基于以往研究,本文的主要边际贡献在于:从全产品层面探讨了入世后中国对外出口的二元边际,并揭示了不同经济发展程度地区上的边际特征;将传统及高级要素禀赋差异代理变量加入双边贸易影响因素理论模型,进而分析其对出口二元边际的影响,在中国出口全球价值链攀升的背景下,研究结论具有重要的参考价值和借鉴意义。

二、模型概述与数据来源

(一) H-K 测度法

借鉴 H-K 测度法,中国对外产品出口的双边贸易集约边际定义如下:

$$IM_{jm} = \frac{\sum_{i \in I_{jm}} p_{jmi} q_{jmi}}{\sum_{i \in I_{jm}} p_{kmi} q_{kmi}} \quad (1)$$

其中, IM_{jm} 代表中国对 m 国产品出口的集约边际, p_{jmi} 和 q_{jmi} 代表中国对 m 国出口 i 产品的价格和数量, p_{kmi} 和 q_{kmi} 代表世界对 m 国出口 i 产品的价格和数量, I_{jm} 代表中国对 m 国出口所有产品的集合。

相对应地,扩展边际定义如下:

$$EM_{jm} = \frac{\sum_{i \in I_{jm}} p_{kmi} q_{kmi}}{\sum_{i \in I} p_{kmi} q_{kmi}} \quad (2)$$

其中, I 代表世界对 m 国出口所有产品的集合,即全集。将集约边际进一步分解成价格指数与数量指数:

$$IM_{jm} = P_{jm} Q_{jm} \quad (3)$$

其中, P_{jm} 代表价格指数, Q_{jm} 代表数量指数。价格指数的定义如下:

$$P_{jm} = \prod_{i \in I_{jm}} \left(\frac{p_{jmi}}{p_{kmi}} \right)^{w_{jmi}} \quad (4)$$

i 产品权重 w_{jmi} 的定义见 Hummels and Klenow^[5]。在全集下,中国对 m 国产品出口占世界出口的份额可以表示如下:

$$R_{jm} = IM_{jm} EM_{jm} = (P_{jm} Q_{jm}) EM_{jm} \quad (5)$$

参考 Hummels and Klenow^[5]的权重加总方法,可对中国产品出口所有贸易对象的二元边际、数量指数及价格指数按照一定权重进行加权汇总。

数据方面,2003—2016 年全球各国产品出口的 HS-6 位码微观贸易数据来自 CEPII-BACI 02 数据

库,共计 5 219 种不同的 HS-6 位码产品,交易记录共计 101 026 277 条。

(二) 禀赋差异影响的理论与计量模型

1. 理论模型

Kancs^[10]放松了 Melitz^[3]模型假定企业的准入成本在国内与国外市场存在差异的假设,推导出如下双边贸易的影响因素理论模型:

$$E_{jm} = \left[\lambda_E^{\frac{\sigma-1}{\gamma}} \bar{\varphi}^{\sigma-1} \left(\frac{L_m}{L} \right)^{\frac{\sigma-1}{\gamma}} \left(\frac{\tau_{jm}}{\theta_m} \right)^{1-\sigma} \right] \left[\lambda_E \frac{L_j L_m}{L} \left(\frac{\tau_{jm}}{\theta_m} \right)^{-\gamma} FC_{jm}^{-\frac{\gamma}{\sigma-1}} \right] \quad (6)$$

其中, E_{jm} 代表 j 国向 m 国的总出口, λ_E 是常数, σ 和 γ 为两个外生参数,分别代表产品替代弹性和企业的异质性, $\bar{\varphi}$ 代表企业生产率, L_j 、 L_m 、 L 分别代表出口国 j 、进口国 m 和世界的经济规模, τ_{jm} 、 FC_{jm} 分别代表可变贸易成本和固定贸易成本, θ_m 代表贸易国 m 与除 j 国外其他国家进行交易的多边贸易阻力。

2. 计量模型

根据 Kancs^[10]的理论模型,本文结合实际情况构建如下要素禀赋差异对二元边际的影响效应计量模型。

$$\ln X_{mt} = \beta_0 + \beta_1 DIF F_{mt}^{K/L} + \beta_2 DIF F_{mt}^{T/L} + \beta_3 DIF F_{mt}^{HC} + \beta_4 DIF F_{mt}^{gdp} + \beta_5 DIF F_{mt}^{free} + \beta_6 Lnmres_{mt} + \beta_7 fta_{mt} + \beta_8 shock_t + \varepsilon_{mt} \quad (7)$$

其中, X_{mt} 代表中国在 t 年对贸易国 m 产品出口的扩展边际或集约边际,均以对数形式代入因变量, β 为待估参数, ε_{mt} 为误差项,各解释变量定义如下:

(1) 核心解释变量。考虑三大传统生产要素——土地 (T)、资本 (K) 与劳动 (L),以及高级生产要素——人力资本 (HC)。本文构建两大传统要素禀赋差异指标及一个高级要素禀赋差异指标。

劳均资本存量差异 ($DIF F^{K/L}$)。以中国与贸易对象国当期资本存量与劳动力比值的对数差值的绝对值表示,其计算公式为 $DIF F^{K/L} = | \ln(K/L)_j - \ln(K/L)_m |$,各国当期资本存量与劳动力数据均来自 Penn World Trade(9.1) 数据库。由于贸易双方的传统要素禀赋差异越大,其在国际上具有出口比较优势的产品差异化程度也就越高,从而可能增加双边贸易产品出口的种类和数量,而双边贸易产品出口的集约边际可能更多地受到来自贸易成本和贸易政策的制约,传统要素禀赋差异带来的影响效应则具有不确定性。因此,本文预期劳均资本存量差异对出口扩展边际的影响为正,但对集约边际的影响不确定。

劳均土地资源差异 ($DIF F^{T/L}$)。参考 Regolo^[13]的研究,劳均土地资源差异可以用人均可耕地面积差异来衡量,其计算公式为 $DIF F^{T/L} = | \ln(T/L)_j - \ln(T/L)_m |$,数据来自世界银行数据库,预期对出口扩展边际的影响为正,但对集约边际的影响不确定。

人力资本差异 ($DIF F^{HC}$)。随着经济全球化的不断深化,核心要素资源的内涵早已超出传统的概念范畴。目前,人力资本、管理模式、技术资源和市场发现能力等均属于高级要素资源,其对贸易产生的影响比传统生产要素更为关键。考虑实际情况,本文以人力资本差异作为高级要素禀赋差异的衡量指标,以中国与贸易对象国当期人力资本指数差值的绝对值表示,其计算公式为 $DIF F^{HC} = | (HC)_j - (HC)_m |$,各国当期人力资本指数数据来自 Penn World Trade(9.1) 数据库。由于人力资本差异属于高级要素禀赋差异,且在 144 个具有人力资本指数数据的国家中,中国的人力资本水平居于中下游,故人力资本差异对二元边际的影响具有不确定性,这也正是本文所要关心的。

(2) 控制变量。参考 Kancs^[10]的理论模型,根据实际情况,由于生产率和可变贸易成本分别与劳均资本存量、多边贸易阻力存在较强的共线性问题,在此不加入生产率和可变贸易成本两个因素,加入控制变量如下。

经济规模差异 ($DIF F^{gdp}$)。以中国与贸易对象国当期国内生产总值(GDP)对数差值的绝对值表示,其计算公式为 $DIF F^{gdp} = | \ln(gdp)_j - \ln(gdp)_m |$,数据来自世界银行数据库。

固定贸易成本差异 ($DIF F^{free}$)。参考钱学锋和熊平^[2]的研究,固定贸易成本以美国传统基金会

每年提供的各国经济自由指数表示^①,则固定贸易成本差异的计算公式为 $DIFF^{free} = | \ln(free)_j - \ln(free)_m |$ 。

多边贸易阻力 (*mres*)。根据 Anderson and Wincoop^[28] 的多边贸易阻力理论,参考许德友等^[29] 的研究,设定双边贸易成本的计算公式为 $CT_{mi} = 1 - [(EX_{mi}EX_{im})/\mu^2(EX_{mm}EX_{ii})]^{1/(2\sigma-2)}$, EX_{mm} 和 EX_{ii} 分别表示 m 国与 i 国的国内销售额^②, EX_{mi} 和 EX_{im} 表示交易双方相互贸易出口额,数据来自 UN Comtrade 数据库, σ 表示替代弹性,通常取值为 8, μ 表示贸易产品份额,通常取值为 0.8。则对象国

多边阻力可以表示为 $mres_m = \left(\sum_{i=1}^n CT_{mi} - CT_{mj} \right) / \sum_{i=1}^n CT_{mi}$ 其中, j 代表中国,以对数形式代入模型。

是否签订自由贸易协定 (*fta*)。设定为二元变量,若中国与贸易国在某年签订自由贸易协定,则在当年及以后年份取值为 1,否则为 0,数据来自自由贸易区服务网。

外部冲击 (*shock*)。设定为二元变量,由于 2008 年全球发生大规模的金融危机,若贸易年份在 2008 年,则取值为 1,否则为 0。

三、实证分析

(一) 边际分解

1. 多边层次

首先,从整体上测算入世以来中国产品出口的二元边际结构。结果显示,无论是总体份额、集约边际,还是扩展边际,均表现出一定程度的上升,但变化趋势有所差异。总体份额方面,大体呈现出逐年递增的态势,由 2003 年的 0.082 上升至 2016 年的 0.161,年均增长率达 5.30%,说明在贸易对象国市场上,中国出口产品的市场份额扩张迅速,“中国制造”的影响逐渐加深;集约边际方面,同样表现出大体逐年递增的趋势,由 2003 年的 0.101 上升至 2016 年的 0.183,年均增长率为 4.68%,说明入世后中国产品出口专业化程度的加深较为迅速,将出口集约边际进一步细分为

表 1 2003—2016 年中国产品出口的二元边际

	总体份额 (R)	扩展边际 (EM)	集约边际 (IM)	价格指数 (P)	数量指数 (Q)
2003	0.082	0.813	0.101	0.836	0.121
2004	0.089	0.818	0.109	0.889	0.122
2005	0.097	0.830	0.117	0.850	0.138
2006	0.104	0.839	0.124	0.858	0.144
2007	0.110	0.840	0.131	0.845	0.155
2008	0.110	0.829	0.132	0.891	0.149
2009	0.124	0.841	0.147	0.919	0.160
2010	0.131	0.842	0.155	0.867	0.179
2011	0.127	0.831	0.152	0.857	0.178
2012	0.133	0.835	0.159	0.845	0.188
2013	0.136	0.816	0.167	0.873	0.191
2014	0.146	0.849	0.172	0.907	0.190
2015	0.162	0.874	0.186	0.932	0.199
2016	0.161	0.878	0.183	0.908	0.202
年均增长率	5.30%	0.60%	4.68%	0.65%	4.01%
贡献率	100%	11.50%	88.50%	14.07%	85.93%

资料来源:根据 CEPII-BACI 02 数据库计算获得。

价格指数与数量指数,可以发现,数量指数变动趋势与集约边际大体一致,由 2003 年的 0.121 上升至 2016 年的 0.202,年均增长率为 4.01%,而价格指数则呈现出波动中小幅上升状态,由 2003 年的 0.836 上升至 2016 年的 0.908,年均增长率为 0.65%;扩展边际方面,2003 年,中国产品出口的扩展边际已达 0.813,覆盖了全球绝大部分出口产品种类,由于基数较大,呈现出波动中小幅上升的趋势,年均增长率为 0.60%。特别地,以 2013 年为分界点,2003—2013 年,扩展边际波动较大,年均增长率仅为 0.04%。随着“一带一路”倡议的提出,2013—2016 年,扩展边际有较大幅度提升,年均增长率达 2.46%,说明“一带一路”倡议对中国产品出口多元化程度的促进作用明显。

进一步采用对数差分法计算集约边际、扩展边际对总体份额增长的贡献率可以发现,2003—2016

①经济自由指数由财产权、政府诚信、司法效率、课税负担、政府支出、财政状况、商业自由、劳动自由、货币自由、贸易自由、投资自由和财政自由等 12 个指标汇总而来。

②以当期 GDP 减去总出口额近似表示。总出口额数据来自联合国商品贸易统计数据库。

年,集约边际对总体份额增长的贡献率达 88.50%,说明入世后中国产品的对外出口主要沿着集约边际增加,而数量指数的增加又是集约边际增长的主要路径,其贡献率达 85.93%。2013—2016 年,中国产品出口的快速增长由集约边际和扩展边际共同拉动,贡献率分别为 56.20%、43.80%,集约边际的增长也由数量指数与价格指数共同拉动,贡献率分别为 57.18%、42.82%。根据 Hummels and Klenow^[5]对产品质量的定义^①,说明“一带一路”倡议的提出促进了中国产品出口模式的多元化,提升了产品品质,推动了“中国制造”向“中国精造”的转变。

综合各国际分类标准^②,将入世以来中国产品对外出口所有贸易对象国划分为发达经济体^③和发展中经济体两大类,以分析中国对不同发展程度的国家群体产品出口的边际结构。结果表明,在发达经济体市场上,2003—2016 年,中国对其产品出口的总份额与集约边际变化趋势大体相同,总体呈现出逐年递增的态势,年均增长率分别为 4.77%、4.22%;数量指数与集约边际变化趋势大体相同,年均增长率为 3.62%,而价格指数呈现出波动中小幅上升的态势,年均增长率为 0.58%;扩展边际方面,明显地以 2013 年为分界点,2003—2013 年,扩展边际值先上升后下降,保持总体不变,2013 年后开始迅速上升,年均增长率达 2.28%。在发展中经济体市场上,2003—2016 年,中国对其产品出口的总份额与集约边际变化趋势也大体一致,总体呈现出逐年递增的态势,年均增长率分别为 5.10%、4.14%;数量指数呈现出波动上升,年均增长率为 3.45%,而价格指数波动较大,年均增长率为 0.67%;扩展边际方面,同样地以 2013 年为分界点,2003—2013 年,扩展边际值先上升后下降,年均增长率 0.39%,2013 年后开始迅速上升,年均增长率达 2.69%。

表 2 2003—2016 年中国对不同经济体产品出口的二元边际

	发达经济体					发展中经济体				
	R	EM	IM	P	Q	R	EM	IM	P	Q
2003	0.074	0.836	0.088	0.829	0.106	0.108	0.758	0.143	0.852	0.168
2004	0.081	0.841	0.097	0.852	0.114	0.109	0.765	0.142	0.982	0.145
2005	0.089	0.849	0.105	0.848	0.124	0.117	0.790	0.148	0.854	0.174
2006	0.094	0.856	0.110	0.853	0.129	0.127	0.804	0.158	0.868	0.182
2007	0.100	0.857	0.117	0.834	0.140	0.132	0.807	0.163	0.868	0.188
2008	0.101	0.850	0.119	0.884	0.135	0.127	0.794	0.161	0.904	0.178
2009	0.113	0.858	0.132	0.897	0.147	0.145	0.812	0.178	0.959	0.186
2010	0.121	0.858	0.141	0.859	0.164	0.148	0.818	0.181	0.880	0.206
2011	0.115	0.851	0.135	0.850	0.159	0.147	0.801	0.184	0.868	0.212
2012	0.117	0.849	0.138	0.861	0.160	0.159	0.815	0.195	0.822	0.237
2013	0.119	0.837	0.142	0.863	0.165	0.165	0.789	0.209	0.887	0.235
2014	0.124	0.864	0.144	0.895	0.161	0.183	0.829	0.221	0.925	0.239
2015	0.138	0.884	0.156	0.920	0.170	0.203	0.859	0.236	0.950	0.249
2016	0.135	0.895	0.151	0.894	0.169	0.207	0.854	0.242	0.930	0.261
年均增长率	4.77%	0.53%	4.22%	0.58%	3.62%	5.10%	0.92%	4.14%	0.67%	3.45%
贡献率	100%	11.39%	88.61%	14.03%	85.97%	100%	18.37%	81.63%	16.47%	83.53%

资料来源:根据 CEPII-BACI 02 数据库计算获得。

①Hummels and Klenow^[5]认为,若出口产品在某段时期内表现出价格和数量边际的共同增长,则该产品质量较高。

②联合国开发计划署确立的人类发展指数(HDI VH),世界银行发布的高收入经济体(WB HIE),国际货币基金组织认证的发达经济体(IMF AE),中央情报局在《世界概况》中分类的发达经济体(CIA AE)。

③欧洲:英国、爱尔兰、法国、荷兰、比利时、卢森堡、德国、奥地利、瑞士、挪威、冰岛、丹麦、瑞典、芬兰、意大利、西班牙、葡萄牙、希腊、斯洛文尼亚、捷克、斯洛伐克、马耳他、塞浦路斯;北美洲:美国、加拿大;大洋洲:澳大利亚、新西兰;亚洲:日本、韩国、新加坡、以色列。

分别计算发达经济体、发展中经济体市场上集约边际、扩展边际对总体份额增长的贡献率可以发现, 2003—2016年, 中国对发达经济体、发展中经济体出口的增长均主要由集约边际拉动, 其贡献率分别为 88.61%、81.63%, 且数量指数的上升均为两类经济体市场上集约边际增加的主要路径, 贡献率均达 80% 以上。随着“一带一路”倡议的提出, 2013—2016年, 中国对不同发展程度经济体出口的扩展边际贡献率均有较大幅度提升, 其中, 对发达经济体出口的增长由扩展边际、集约边际共同拉动, 贡献率分别为 52.91%、47.09%。同时, 在此期间价格指数对集约边际增长的贡献率达 59.25%, 对发展中经济体出口的扩展边际贡献率达到了 34.91%, 对集约边际增长的贡献率为 31.46%。

2. 双边层次

在双边层次上, 通过筛选入世以来中国产品主要出口对象国, 选取美国、日本、德国、韩国、英国、法国、加拿大、荷兰、印度作为分析对象, 考察二元边际结构。总体份额方面, 2003—2016年, 中国对各主要贸易对象国出口的总份额均表现出上升的趋势, 但增长幅度有所差异, 具体地, 在德国、法国、加拿大、印度市场上, 中国产品出口的总份额表现出迅速增长的势头, 年均增长率均大于 5%, 其余各主要贸易国市场上的总份额也表现出一定幅度的上升, 2013年后, 日本、韩国和印度市场上总份额的增长速度较之前均有较大幅度提升; 集约边际方面, 印度、韩国市场上的集约边际变化波动较大, 各主要贸易国市场上集约边际的变化趋势与总份额大体一致, 具体地, 对德国、法国、加拿大、印度产品出口的集约边际年均增长率大于 5%, 其余贸易国市场上的集约边际也有一定程度上升; 价格指数方面, 美国、加拿大市场上的价格指数呈波动中小幅下降状态, 年均分别减少 0.17%、0.25%, 日本市场上的价格指数保持波动稳定, 其余各主要贸易国市场上的价格指数均为波动上升状态; 数量指数方面, 变化趋势同集约边际相似, 对各主要贸易国出口的数量指数均有一定幅度上升, 其中, 在印度、加拿大市场上, 数量指数的年均增幅超过 5%; 扩展边际方面, 除对印度产品出口的扩展边际波动较大外, 其余贸易国市场上扩展边际的变化趋势保持波动中总体稳定, 具体地, 仅对法国、荷兰产品出口的扩展边际年均增长率大于 1%, 且对日本、印度出口的扩展边际表现出小幅下降的趋势, 年均分别下降 0.20%、0.57%。

进一步计算各主要贸易国市场上集约边际、扩展边际对总体份额增长的贡献率可以发现, 2003—2016年, 中国对各主要贸易对象国出口的增长均主要由集约边际拉动, 且各主要贸易国市场上的集约边际均主要沿着数量指数增加。特别地, 2013—2016年, 中国对韩国、加拿大、荷兰产品的出口均主要沿着扩展边际增长, 对德国、法国的出口增长由集约边际和扩展边际共同拉动, 且在德国、韩国、英国、法国市场上, 集约边际在此期间均主要沿着价格指数增加, 说明“一带一路”倡议对中国对外产品出口的多样性提升作用明显。

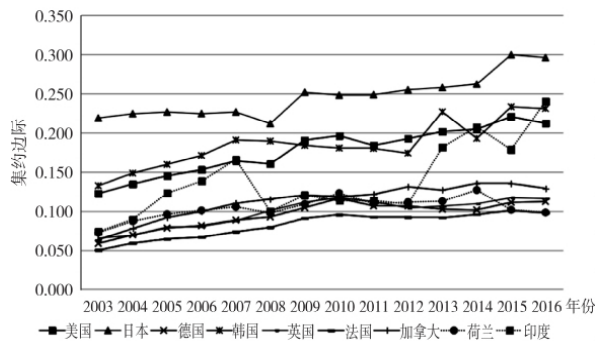


图1 2003—2016年中国对各主要贸易对象国出口的集约边际变化

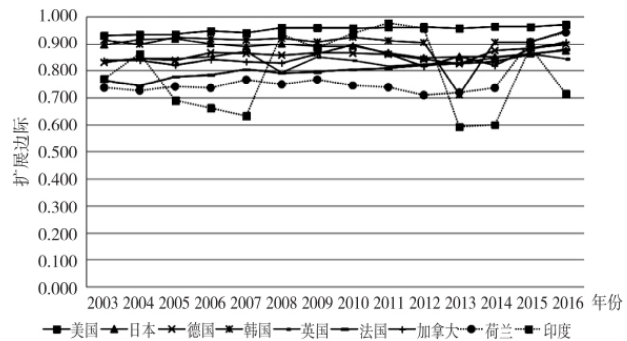


图2 2003—2016年中国对各主要贸易对象国出口的扩展边际变化

(二) 禀赋差异的影响效应分析

数据方面, 删除存在变量缺失值的样本, 总回归样本为 1 472 个, 所选变量的统计性描述如表 3 所

示。首先运用方差膨胀因子(VIF)对自变量之间是否存在多重共线性进行检验,结果表明,各自变量VIF值均不超过2,可以认为各自变量之间不存在共线性问题;其次,根据实际情况,对集约边际、扩展边际、价格指数和数量指数的影响效应模型分别进行F检验、Hausman检验和LM检验,结果表明,各模型均选择带国家固定效应的OLS回归方法;最后,为了解决可能存在的异方差问题,本文报告了经修正的稳健标准误。

表4第(1)~(3)列为传统要素禀赋差异对中国产品出口扩展边际影响的回归结果。从(1)列中可以看出,劳均资本存量差异对出口扩展边际具有显著的促进作用,具体来说,与贸易国之间劳均资本存量差异每增加1%,则中国对其产品出口的扩展边际增加0.05%;从(2)列中可以看出,劳均土地资源差异对出口扩展边际同样具有显著的促进作用,具体来说,与贸易国之间劳均土地资源差异每增加1%,则中国对其产品出口的扩展边际增加0.05%;从(3)列中可以看出,将劳均资本存量差异、劳均土地资源差异同时加入回归模型,回归结果将更加支持要素禀赋差异促进了产品出口扩展边际的推测。综上,中国与贸易对象国之间要素禀赋差异的增加提升了中国对其产品出口的种类数量。再从各控制变量的回归系数可以发现,经济规模差异、多边贸易阻力、是否签订自由贸易协定、外部冲击4个变量对出口扩展边际均具有显著的正向作用,固定贸易成本差异的影响不显著。

表3 变量统计性描述

变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
lnEM	1472	-0.360	0.259	-3.174	-0.023
lnIM	1472	-2.130	0.538	-4.032	-0.550
$DIFF^{K/L}$	1472	1.223	0.730	0.002	3.530
$DIFF^{T/L}$	1472	1.108	0.756	0.000	4.341
$DIFF^{hc}$	1355	0.619	0.377	0.000	1.361
$DIFF^{gdp}$	1472	4.340	1.965	0.004	9.257
$DIFF^{free}$	1472	0.196	0.125	0.000	0.868
lnmres	1472	-0.011	0.006	-0.059	-0.003
fta	1472	0.092	0.290	0.000	1.000
shock	1472	0.057	0.232	0.000	1.000
lnP	1472	0.878	0.266	0.439	8.972
lnQ	1472	0.156	0.080	0.009	0.554

表4 传统要素禀赋差异对二元边际的影响效应回归结果

变量	lnEM			lnIM		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$DIFF^{K/L}$	0.047*** (0.016)	—	0.052*** (0.016)	0.002 (0.026)	—	-0.010 (0.025)
$DIFF^{T/L}$	—	0.053* (0.029)	0.077*** (0.028)	—	-0.161*** (0.058)	-0.165*** (0.057)
$DIFF^{gdp}$	0.194*** (0.022)	0.160*** (0.017)	0.197*** (0.022)	0.666*** (0.037)	0.667*** (0.029)	0.661*** (0.037)
$DIFF^{free}$	0.095 (0.104)	0.021 (0.101)	0.079 (0.104)	0.138 (0.160)	0.184 (0.157)	0.174 (0.161)
lnmres	24.860*** (4.071)	25.920*** (4.018)	24.770*** (4.056)	24.360*** (4.384)	24.360*** (4.318)	24.570*** (4.399)
fta	0.064*** (0.017)	0.063*** (0.017)	0.066*** (0.018)	0.132*** (0.029)	0.128*** (0.029)	0.128*** (0.029)
shock	0.078*** (0.012)	0.077*** (0.012)	0.077*** (0.012)	0.071*** (0.019)	0.073*** (0.019)	0.073*** (0.019)
Constant	-1.350*** (0.196)	-1.110*** (0.152)	-1.440*** (0.201)	-6.014*** (0.292)	-5.881*** (0.224)	-5.821*** (0.292)
R ²	0.772	0.770	0.773	0.801	0.856	0.856
样本数	1472	1472	1472	1472	1472	1472

注:括号内为修正后的稳健标准误,***、**、*分别表示在1%、5%、10%的显著性水平下显著。

表4第(4)~(6)列为传统要素禀赋差异对中国产品出口集约边际影响的回归结果。从(4)列中可以看出,劳均资本存量差异对出口集约边际的影响系数为正,但并不在统计上显著;从(5)列中可以

表5 传统要素禀赋差异对价格指数、数量指数的影响效应回归结果

变量	lnP			lnQ		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$DIFF^{K/L}$	0.001 (0.013)	—	-0.003 (0.013)	0.000 (0.027)	—	-0.007 (0.027)
$DIFF^{T/L}$	—	-0.057** (0.023)	-0.059** (0.024)	—	-0.103* (0.058)	-0.106* (0.057)
$DIFF^{gdp}$	0.131*** (0.018)	0.131*** (0.018)	0.129*** (0.018)	0.535*** (0.039)	0.536*** (0.033)	0.531*** (0.039)
$DIFF^{free}$	-0.142 (0.087)	-0.127 (0.085)	-0.130 (0.087)	0.280 (0.175)	0.311* (0.171)	0.304* (0.175)
lnmres	-1.556 (1.857)	-1.544 (1.850)	-1.483 (1.855)	25.920*** (4.730)	25.900*** (4.699)	26.050*** (4.741)
fia	0.038** (0.016)	0.037** (0.017)	0.037** (0.017)	0.093*** (0.030)	0.091*** (0.029)	0.091*** (0.029)
shock	0.012 (0.011)	0.013 (0.011)	0.013 (0.011)	0.059** (0.0237)	0.060** (0.024)	0.060** (0.024)
Constant	-0.858*** (0.125)	-0.807*** (0.113)	-0.790*** (0.120)	-5.156*** (0.298)	-5.074*** (0.243)	-5.031*** (0.295)
R ²	0.536	0.537	0.537	0.791	0.792	0.792
样本数	1472	1472	1472	1472	1472	1472

注: 括号内为修正后的稳健标准误,***、**、* 分别表示在1%、5%、10%的显著性水平下显著。

看出, 劳均土地资源差异对出口集约边际具有显著的抑制作用, 具体来说, 与贸易国之间劳均土地资源差异每增加1%, 则中国对其产品出口的集约边际下降0.16%; 从(6)列中可以看出, 将劳均资本存量差异、劳均土地资源差异同时加入回归模型, 劳均资本存量差异的影响系数将变为负数, 但仍然在统计上不显著, 而劳均土地资源差异产生的抑制作用将加强。综上, 中国与贸易对象国之间劳均土地资源差异的增加减少了中国对其产品出口的专业化程度。再从各控制变量的回归系数可以发现, 与对扩展边际的回归结果相似, 经济规模差异、多边贸易阻力、是否签订自由贸易协定、外部冲击4个变量同样均对出口集约边际具有正向作用, 固定贸易成本差异的影响也不显著。

进一步看传统要素禀赋差异对价格指数、数量指数的影响效应回归结果。劳均资本存量差异对价格指数和数量指数均无显著影响, 而劳均土地资源差异对价格指数与数量指数均具有显著的负向作用, 且对数量指数的影响系数是对价格指数的2倍, 说明

表6 人力资本差异对二元边际的影响效应回归结果

变量	(1)	(3)	(3)	(4)
	lnEM	lnIM	lnP	lnQ
$DIFF^{he}$	-0.228*** (0.087)	-0.307** (0.156)	0.147* (0.076)	-0.455*** (0.167)
$DIFF^{K/L}$	0.075*** (0.016)	-0.003 (0.027)	-0.008 (0.013)	0.005 (0.027)
$DIFF^{T/L}$	0.081*** (0.029)	-0.166*** (0.058)	-0.063** (0.025)	-0.103* (0.058)
$DIFF^{gdp}$	0.171*** (0.021)	0.649*** (0.038)	0.129*** (0.018)	0.520*** (0.040)
$DIFF^{free}$	0.134 (0.097)	0.361** (0.159)	-0.183** (0.088)	0.544*** (0.154)
lnmres	28.250*** (4.093)	28.240*** (5.345)	-3.501* (2.125)	31.740*** (5.498)
fia	0.066*** (0.018)	0.107*** (0.029)	0.048*** (0.017)	0.059** (0.029)
shock	0.077*** (0.012)	0.081*** (0.020)	0.010 (0.011)	0.072*** (0.024)
Constant	-1.134*** (0.202)	-5.562*** (0.327)	-0.879*** (0.137)	-4.683*** (0.330)
R ²	0.725	0.869	0.539	0.809
样本数	1355	1355	1355	1355

注: 括号内为修正后的稳健标准误,***、**、* 分别表示在1%、5%、10%的显著性水平下显著。

劳均土地资源差异对出口集约边际的抑制作用是通过同时减少价格指数和数量指数实现的,且出口数量指数下降得更快。控制变量方面,经济规模差异、是否签订自由贸易协定对价格指数和数量指数均具有显著正影响;固定贸易成本、多边贸易阻力、外部冲击均对出口数量指数产生显著正作用,但对价格指数的影响不显著。

随着经济全球化的不断深化,目前像人力资本等高级要素禀赋对国际贸易产生的影响更为关键。衡量人力资本差异对中国产品出口二元边际的影响效应正是本文所作的主要贡献。

表6显示了人力资本差异对中国产品出口二元边际及价格指数、数量指数影响效应的回归结果。根据表6可知,人力资本差异对中国产品出口的扩展边际、集约边际和数量指数具有显著的负向作用;仅对出口的价格指数具有促进作用。这说明随着中国与贸易国之间人力资本差异的扩大,中国对其出口的总份额将减少。结合中国人力资本指数处于世界中下游,且主要贸易对象的人力资本指数均高于中国的事实,可能的原因在于随着贸易对象国人力资本的提升,其对进口产品的质量及技术含量的要求更高,而纺织品、服装等低端产业在中国出口产品中一直占有较大比重。因此,中国应该积极加大国内人力资本的开发率,缩小与贸易国之间人力资本的差异,促进出口产品技术升级,提升出口全球价值链地位。

Santos-silva and Tenreiro^[30]认为PPML估计在变量数值较小的引力模型情况下可以近似替代OLS估计,故本文对原扩展边际、集约边际、价格指数与数量指数数据进行PPML回归作为稳健性检验。结果显示,除对价格指数估计结果的显著性存在差异外,其他模型均与OLS回归估计结果在系数方向和显著性水平上基本一致,验证了估计结果的稳健性。

四、结论与政策建议

为从微观层面厘清入世后中国产品出口迅速增长的起源,本文利用HS-6位码全球微观产品贸易数据,采用H-K测度法先后对2003—2016年中国出口的贸易变化进行整体上、分类别、分国家的集约与扩展边际分解,分析了中国与贸易国之间要素禀赋差异对出口二元边际的影响效应,得出如下主要结论:

边际结构方面,整体上2003—2016年,中国产品的对外出口主要沿着集约边际增加,而数量指数又是集约边际增长的主要路径。特别地,共建“一带一路”倡议的提出增加了扩展边际与价格指数对出口增长的贡献率,促进了中国产品出口模式的多元化,提升了出口产品品质。在不同发展程度经济体及各主要贸易国市场上,数量主导的集约边际均是中国对其出口增长的主要路径。要素禀赋差异的影响效应方面,劳均资本存量差异和劳均土地资源差异对出口的扩展边际均具有显著的正向影响,而人力资本差异对扩展边际具有显著的负向作用。价格指数受到劳均土地资源差异的显著负向影响,受到人力资本差异的正向影响。集约边际、数量指数均受到劳均土地资源差异和人力资本差异的显著负向影响,

表7 要素禀赋差异影响的PPML回归结果

变量	(1)	(3)	(3)	(4)
	EM	IM	P	Q
<i>DIFF^{hc}</i>	-0.167*** (0.055)	-0.363** (0.141)	0.210 (0.133)	-0.468*** (0.150)
<i>DIFF^{K/L}</i>	0.060*** (0.012)	-0.017 (0.025)	0.018 (0.030)	-0.018 (0.023)
<i>DIFF^{T/L}</i>	0.054** (0.023)	-0.184*** (0.052)	-0.053 (0.046)	-0.110** (0.051)
<i>DIFF^{gdp}</i>	0.153*** (0.016)	0.673*** (0.039)	0.100** (0.041)	0.546*** (0.038)
<i>DIFF^{free}</i>	0.125* (0.074)	0.421*** (0.141)	-0.131 (0.134)	0.556*** (0.139)
<i>lnmres</i>	26.130*** (2.636)	24.810*** (5.055)	-4.256 (2.600)	26.690*** (5.195)
<i>fta</i>	0.065*** (0.016)	0.078*** (0.026)	0.064** (0.025)	0.053** (0.025)
<i>shock</i>	0.067*** (0.009)	0.063*** (0.021)	-0.004 (0.020)	0.048** (0.024)
<i>Constant</i>	-1.053*** (0.139)	-5.751*** (0.324)	-0.788*** (0.234)	-4.915*** (0.312)
样本数	1 355	1 355	1 355	1 355

注:括号内为修正后的稳健标准误,***、**、* 分别表示在1%、5%、10%的显著性水平下显著。

而劳均资本存量差异带来的影响并不显著。

基于以上主要研究结论,结合中国产品出口贸易发展的实际情况,为改善贸易环境,提升贸易竞争力,促进中国对外产品出口贸易的持续健康发展,在此提出如下几点政策建议:第一,促进出口模式的多元化。根据研究结论,中国对外产品出口的快速增长主要来源于仅靠数量主导的粗放型增长,长远来看,不利于贸易环境的健康发展。因此,相关企业与政府部门应从提升产品品质出发,通过增加出口产品种类、提升出口产品价格的角度全方位提升中国对外产品出口的增长,实现产业升级,推动“中国制造”转向“中国精造”;第二,改善国内要素资源。随着经济全球化的不断深化,核心要素资源的内涵早已超出传统的概念范畴,目前像人力资本、管理模式、技术资源和市场发现能力等均属高级要素资源之列,其对贸易产生的影响比传统生产要素更为关键。因此,改善高级要素资源,提高企业核心竞争力,同样是维持出口持续健康发展的重要手段;第三,进一步降低贸易阻力。根据贸易阻力对出口的影响,应进一步降低中国产品对外出口的沟通与运输成本,同时积极推动国际区域自由贸易区的建立,消除贸易壁垒,提升贸易便利化。

参考文献:

- [1]冯晓玲,马彪.中国对外贸易成本对出口增长二元边际的影响研究[J].国际经贸探索,2018(2):18-35.
- [2]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):65-79.
- [3]MELITZ M J. The impact of trade on intra-industry reallocations and aggregate industry productivity[J]. *Econometrica*, 2003, 71(6): 1695-1725.
- [4]BERNARD A B, EATON J, JENSEN J B. Plants and productivity in international trade[J]. *American economic review*, 2003, 93(4): 1268-1290.
- [5]HUMMELS D, KLENOW P J. The variety and quality of a nation's exports[J]. *American economic review*, 2005, 95(3): 704-723.
- [6]HELPMAN E, MELITZ M, RUBINSTEIN Y. Estimating trade flows: trading partners and trading volumes[J]. *Quarterly journal of economics*, 2008, 123(2): 487-493.
- [7]BERNARD A B, JENSEN B, REDDING S J, et al. The margins of US trade[J]. *American economic review*, 2009, 99(2): 441-487.
- [8]BESEDES T, PRUSA T J. The role of extensive and intensive margins and export growth[J]. *Journal of development economics*, 2011, 96(2): 371-379.
- [9]BAIER S L, BERGSTRAND J H, FENG M. Economic integration agreements and the margins of international trade[J]. *Journal of international economics*, 2014, 93(2): 339-350.
- [10]KANCS A. Trade growth in a heterogeneous firm model: evidence from South Eastern Europe[J]. *The world economy*, 2007, 95(3): 704-723.
- [11]CHANEY T. Distorted gravity: the intensive and extensive margins of international trade[J]. *American economic review*, 2008, 98(4): 1707-1721.
- [12]DUTT P, MIHOV L, ZANDT T V. The effect of WTO on the extensive and the intensive margins of trade[J]. *Journal of international economics*, 2013, 91(2): 204-219.
- [13]REGOLO J. Export diversification: how much does the choice of the trading partner matter? [J]. *Journal of international economics*, 2013(91): 329-342.
- [14]钱学锋.企业异质性、贸易成本与中国出口增长的二元边际[J].管理世界,2008(9):48-56+66+187.
- [15]刘慧,慕建红.我国文化产品出口增长的二元边际分解及其影响因素[J].国际经贸探索,2014(6):28-43.
- [16]钟建军.中国高技术产品出口真的超过日本了吗——基于三元边际分解的实证分析[J].国际贸易问题,2016(11):86-96.

- [17]樊秀峰,郭媛媛,魏昀妍.技术性贸易壁垒对中国高新技术产品出口二元边际的影响——以“一带一路”沿线国家为例[J].西安交通大学学报(社会科学版) 2019(1):18-27.
- [18]李勤昌,钱思源.中国汽车产品出口增长的三元边际及其影响因素[J].财经问题研究 2017(10):85-93.
- [19]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):36-50.
- [20]颜小挺,祁春节.中国对东盟生鲜农产品出口三元边际及影响因素研究——以水果出口为例[J].统计与信息论坛 2016(4):67-73.
- [21]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二元边际及其影响因素分析[J].中国农业大学学报 2018(12):187-199.
- [22]李星晨,刘宏曼.中国对“一带一路”国家农产品出口增长的二元边际分析[J].华南农业大学学报(社会科学版), 2020(2):13-23.
- [23]刘成,杨雪,贺亚琴,等.中国水产品出口增长二元边际影响因素分析[J].亚太经济 2017(6):165-173.
- [24]张瑛,赵露.中国对美国水产品出口边际影响因素的实证研究[J].南京大学学报(哲学·人文科学·社会科学), 2018(6):54-66.
- [25]王圣,任肖嫦.中国水产品出口二元边际作用机制分析[J].中国渔业经济 2019(5):88-97.
- [26]司增焯,周坤,吴兆红.中国体育用品出口增长的三元边际及其影响因素[J].武汉体育学院学报 2019(4):41-48.
- [27]林僖,鲍晓华.区域服务贸易协定与服务出口二元边际——基于国际经验的实证分析[J].经济学(季刊) 2019(4):1311-1328.
- [28]ANDERSON J E, WINCOOP E. Gravity with gravitas: a solution to the border puzzle[J]. American economic review, 2003, 93(1): 170-192.
- [29]许德友,梁琦,张文武.中国对外贸易成本的测度方法与决定因素——一个基于面板数据的衡量[J].世界经济文汇 2010(6):1-13.
- [30]SANTOS-SILVA J M, TENREYRO S. The log of gravity[J]. Review of economics and statistics, 2006, 88(4): 641-658.

(责任编辑:王顺善;英文校对:葛秋颖)

Differences in Factor Endowment and Dual Margins of China's Product Export

PENG Shiguang, ZHANG Yue

(College of Economics and Management, Nanjing Agricultural University, Nanjing 210095, China)

Abstract: In order to clarify sources of China's products export after the entry into the WTO from the micro level, based on the global HS-6 code micro-product trade data from 2003 to 2016, this paper uses the H-K method to carry out the dual marginal decomposition to the growth of china's export, and analyzes effects of factor endowment differences on export dual margins. Results show that, on the whole, the rapid growth of China's export is mainly driven by the number-led intensive margin. With the Belt & Road initiative, contribution rates of extensive margin and price index to the export growth have increased. In markets of different development economies and major trading countries, the number-led intensive margin is also the main path for China's export growth. In terms of effects of factor endowment differences, varieties of differences in factor endowment have different effects on the dual margins. Finally, based on the main research conclusions, specific policy recommendations are proposed in terms of promoting diversification of export models, improving domestic factor resources, and reducing trade resistance.

Key words: micro-level; export growth; dual margins; differences in factor endowment; effects