

济南大学绿色发展研究院

工作论文

2016年第6期

中国制造业出口增长的双边路径差异及其影响因素

——基于制造业双边层面数据的经验分析

刘祥霞¹ 张宏² 安同信¹

(1. 济南大学商学院, 济南 250002; 2. 山东大学经济学院, 济南 250100)

内容提要: 本文借助异质性企业贸易理论的二元边际分解框架和核密度估计方法, 分发达国家和发展中国家组别探讨了中国制造业出口增长结构的双边特征。研究发现: 中国制造业对发展中国家出口零点贸易数量相对较多, 但对发达国家和发展中国家出口零点贸易数量之间的差距正在不断缩小; 对两个国家组别的出口增长都是集约边际占主导, 但对发展中国家出口增长的扩展边际占比明显较高; 对发展中国家出口的价格增加趋势相对明显, 而对发达国家出口的数量扩张趋势相对明显。基于以上的双边差异, 本文通过引入国际分割生产、外部冲击、FTA、国家发展水平、共同边界等反映国家差异的相关指标拓展了引力模型, 实证检验了不同指标对中国制造业出口增长二元边际结构的影响程度和方向。所得结论不仅为上述双边特征分析提供了更为可靠地经验支持, 也为稳定中国制造业出口增长、优化出口结构和改善贸易条件提供了更好的路径改革方向。

关键词: 出口增长; 集约边际; 扩展边际; 引力模型

基金项目: 山东省高等学校人文社会科学研究项目“山东绿色贸易转型路径及策略研究”(编号 J12WG60); 国家社科青年项目“基于风险与收益分析的我国粮食‘适度进口’问题研究”(编号 14CJY081); 教育部人文社科研究基金资助项目“我国粮食价格波动中外贸调节机制的研究—基于粮食安全的角度”(编号 12YJC790188); 国家自然科学基金项目“基于计算机实验的中国跨国公司决策治理和成长路径的演化研究”(编号 71371085)。

一、引言

随着中国出口导向战略的推行，中国对外贸易有了飞速的发展，特别是货物贸易出口增速较快。1991-2000年，中国货物贸易出口年均增速达到15.36%，占国内生产总值的比例平均在18.58%^①。进入新世纪后，随着中国加入WTO使得多边贸易自由化得到进一步推动，中国货物贸易出口规模进一步扩大。在2001-2007年期间，中国货物贸易出口年均增速更是高达25.79%，远高于同期世界货物贸易出口总额12.03%的年均增速^②。而这一时期，中国货物贸易出口额占国内生产总值的年均比例也提高到29.27%，成为拉动国内经济增长的重要力量。2008年，由美国次贷危机所引发的全球金融危机全面爆发后，中国货物贸易出口增速开始出现明显下滑，到2009年甚至出现了16%的负增长。2010年，随着全球经济开始复苏，中国货物贸易呈现恢复性增长。但由于近年来主要发达国家一直无法走出困境，加上发展中国家经济增速下滑，使得中国货物贸易出口在2012年又开始出现明显下降。尽管如此，截止到2013年，中国货物贸易出口也已经连续5年排名世界第一位。而在中国货物贸易出口规模不断扩大的情况下，中国制造业出口规模也在不断扩大。到1995年，中国制造业出口总额占货物贸易出口总额的比重就达到92%。至此，中国制造业出口占货物贸易出口总额的比重就一直维持在90%以上。从1995-2012年，中国制造业出口就以年均15.92%速度略高于同期货物贸易出口年均增速快速发展。到2012年，中国制造业出口占货物贸易出口总额的比重已经达到97%，占世界出口总额的比重也提高到15.27%^③。因而，从贸易规模来看，中国已经成为重要的制造业出口大国。

然而，隐藏在制造业良好的数据背后，却存在很多与出口增长相违背的地方，甚至成为影响国民经济稳定增长的主要障碍之一。主要表现在：第一，从历年中国贸易统计数据中，我们可以发现，在中国制造业总产值不断增长的情况下，中国制造业的出口密集度却存在下降的趋势，低于同期制造业出口宏观开放程度，且差距越来越大。这就使得中国制造业在外需疲软、内需不足的情况下，更加凸显出产能相对过剩的结构问题。第二，从中国制造业出口增长速度来看，一旦发生外部冲击时，中国制造业出口增长就会出现剧烈波动。如1997年亚洲金融危机爆发，使得中国制造业出口增速在1998年下降到3.69%；2000-2001年世界经济的温和衰退，使得中国制造业出口增速在2001年下降到4.29%；2008年金融危机的全面爆发，使得中国制造业出口增速出现大幅下滑，出口增速降到-16%，出现了近年来的首次负增长。这些都说明，在中国制造业出口贸易发展过程中，存在着明显的不稳定性。中国制造业出口贸易对外部环境的变化较为敏感，抵御外部冲击的能力较弱。第三，在中国制造业出口高度繁荣的背后，还存在一个与其极不对称的现象。那就是，在中国制造业出口规模不断扩大的情况下，中国的净贸易条件却呈现出不断恶化的现象。根据世界银行公布的有关世界发展指标的数据进行统计，若以2000年为基期，除个别年份外，1995-2012年中国净贸易条件是不断下降的，累计降幅达到30.1%。这表明，中国长期数量扩张型的粗放增长模式不仅使得我们从制造业出口贸易中所获取的收益在不断下降，甚至可能让我们陷入贫困化增长的困境。

由此可知，在研究中国制造业出口问题时，不能仅仅局限于对出口增长规模的考察，还应该深入分析中国制造业的出口增长结构。尤其是随着中国积极融入全球价值链生产体系的速度在逐步加快，中国制造业出口可持续增长将会面临新的变数和挑战，如何运用前沿的分析方法科学研究中国制造业出口增长就显得越发重要。

^① 出口增长速度是按美元计算，出口额占国内生产总值的比重是按人民币计算。数据来源于《中国贸易外经统计年鉴2013》。

^② 2001-2007年的世界货物贸易出口年均增速是根据《中国贸易外经统计年鉴2013》中的世界出口计算而得。

^③ 计算制造业年均增速以及占货物贸易出口比重、占世界出口比重所需数据，均来自于CEPII BACI国际贸易数据库。

二、文献综述

Melitz (2003) 在 Krugman 的垄断竞争模型中加入了企业异质性和生产率差异等新内容, 形成了企业异质性贸易模型^[1]。根据这一模型的分解, 一国出口增长或者来源于现有出口产品或企业在单一方向上量的增加(集约边际), 或者来源于出口产品种类和新的企业进入国际市场的增加(扩展边际)。由于其所分解出的集约边际和扩展边际相比传统贸易理论和国际贸易理论更能全面地解释双边贸易流量的各个方面, 且二元边际蕴含着不同的性质和福利含义, 因而引起国内外学者对于出口增长二元边际进行研究的浓厚兴趣。目前国内外学者对于二元边际的经验研究主要集中在以下几个方面:

第一类文献是关注贸易增长的二元边际结构, 测度二元边际的贡献程度。如 Hummels & Klenow (2005) 利用产品数据以及其定义的二元边际表达式, 测算了 124 个国家的出口二元边际结构, 结果发现在大国的出口贸易增长中, 扩展边际出口的贡献能够占到出口增长的 60% 以上^[2]。Kancs (2007) 基于一个企业异质性贸易模型, 从理论上推导出了集约边际和扩张边际函数, 然后通过建立计量模型, 利用东南欧国家的企业异质性参数对该地区的二元边际结构进行了分析^[3]。Helpman et al. (2008) 则是把引力模型和企业异质性贸易模型相结合, 通过使用参数、半参数和非参数的估计方法来从企业层面上测算了一国出口增长的集约边际和扩展边际^[4]。第二类文献是侧重探讨二元边际的性质及福利含义。如 Hesse (2008) 认为扩展边际能够缓解发展中国家出口增长中所存在的一些不稳定因素, 并减少主要出口产品在海外市场所可能受到的各项法规和条例的约束, 从而推动发展中国家经济结构的转型升级以及降低收入不稳定性, 提高国内居民人均收入水平^[5]。Hummels & Klenow (2005) 指出, 如果一国出口增长是沿着扩展边际进行, 那么出口多样化不仅有利于扩大出口规模, 改善出口结构, 同时也可以在一定程度上抵消集约边际增长所带来的贸易条件恶化的状况, 从而可以避免逆向贸易条件效应在一国出口增长过程中的凸显^[2]。Haddad et al. (2010) 指出, 在发生外部冲击时, 集约边际和扩展边际都会受到影响, 但外部冲击对集约边际的负面影响明显要大于对扩展边际的影响^[6]。第三类文献主要是研究二元边际的影响因素。Johansson & Karlsson (2007) 通过建立固定研发成本模型研究了 R&D 投入对瑞典出口多样化的影响, 结果发现, R&D 活动产生的空间知识溢出效应可以增加一国的创新能力, 进而影响一国的出口产品种类、出口企业数目和出口目的市场数目^[7]。Chaney (2008) 通过拓展的引力模型, 在企业异质性贸易模型的基础上分析了可变贸易成本对二元边际的作用, 结果发现, 可变贸易成本可以改变进入海外市场所需的最低生产率水平, 从而使得进入海外市场的企业数目发生变化^[8]。Behrens et al. (2013) 利用比利时的微观贸易数据分析了该国出口增长的波动, 同样发现 2008 年金融危机使得比利时贸易量急剧下降, 并且这种下降主要是通过集约边际下降引起^[9]。第四类文献主要是聚焦于中国的研究。如 Hummels & Klenow (2005) 在对集约边际和扩展边际表达式进行界定时, 就测算了 1995 年中国的出口深度、广度以及价格和数量, 但由于其只测算了中国一年的出口增长结构, 因而无法从时间变动角度来分析中国贸易增长的模式^[2]。Feenstra & Kee (2008) 研究了 1990-2001 年期间关税下降在中国对美国出口的二元边际扩张的作用, 发现其使得中国出口美国的扩展边际以年均 3.7% 的速度增加^[10]。Amiti & Freund (2010) 利用 1997-2005 年中国海关出口数据研究中国出口增长时发现, 这一时期中国出口产品种类数净增长仅达 10%, 且扩展边际仅占中国总体出口增长的 26%^[11]。钱学峰和熊平 (2010) 基于企业异质性贸易模型, 进一步考察了 1995-2005 年中国出口增长的二元结构; 同时, 他们利用 Tobit 模型的经验研究发现了经济规模、贸易成本、多边阻力、生产率水平、区域经济一体化等因素对集约边际和扩展边际有着不同的影响机制^[12]。施炳展 (2010) 利用中国 1995-2004 年六分位的贸易数据, 并使用核密度估计方法进一步研究发现, 在中国出口增长中, 数量增长速度最快、广度增长速度次之, 而价格增长速度非常缓慢

[13]。项松林（2011）利用 Tobit 模型分析了 1995-2009 年中国对 123 个国家出口二元边际结构的影响因素，指出了经济规模、贸易成本、人民币升值、农业剩余劳动力等变量对二元边际的影响机制存在差异，并提出了中国依此进行结构转型和稳定出口的建议[14]。孙一平等（2013）验证了金融危机、垂直专业化与中国出口增长二元边际的关系，结果表明，金融危机对中国出口的影响主要体现在对集约边际的影响，而对扩展边际的影响较小[15]。

从以上的文献来看，国外文献对于二元边际的研究较为成熟、系统，但以中国为对象的研究无论是国外文献还是国内文献，还有待于进一步完善。本文将出口目标市场分为发达国家组别和发展中国家组别，并借助 CEPII BACI 国际贸易数据库 1995-2012 年的六分位贸易数据分解了中国制造业对这两个不同国家组别出口增长的二元边际结构，同时引入核密度估计方法，进一步探讨了制造业对这两个不同国家组别出口增长的源泉。这比现有研究中，针对某个时点或某几个国家的时间序列的对比研究要更进一步。另外，现有文献对于二元边际影响因素的研究主要集中于对贸易成本的考察，而忽略了一国经济发展中所面临的特殊因素。本文深化了基于企业异质性贸易模型的实证研究中对影响因素局限于经济规模、生产率和贸易成本等的现状，引入了代表国际分割生产的 FDI 和中间产品进口等影响因素拓展了引力模型。经验研究不仅进一步论证了代表国家差异的不同指标对中国制造业出口二元边际存在不同的影响机制，而且为进一步探讨制造业出口增长路径改革提供了方向。

三、中国制造业出口增长的二元分解和双边特征

1. 二元边际的概念和分解框架

本文借鉴 Amurgo-Pacheco & Pierola（2008）的界定方法[16]，将集约边际定义为：过去已经出口的产品再继续出口到之前出口的国家 and 地区（即老产品老市场）；扩展边际定义为：过去已经出口的产品继续出口到之前没有出口过的国家和地区（老产品新市场），过去没有出口过的产品出口到之前已经出口的国家 and 地区（新产品老市场），与过去没有出口过的产品出口到之前没有出口过的国家和地区（新产品新市场）。对其中产品和市场的新旧界定，现有的研究中有使用一年期进行判别的方法，如 Amiti & Freund（2007），钱学峰和熊平（2010）；也有使用多年期判定的方法，如 Amurgo-Pacheco & Pierola（2008）。为了减少产品进入、退出市场的不稳定因素的影响，本文选择了多年期的判定方法，以 2000 年为分界点，时间样本段为 1995-2012 年。因而，新旧产品的界定以 t ($t \in 1995-1999$) 年中国产品 i 对世界上所有国家的总出口额 x_{it} 为研究对象。当产品 i 在 t 年出口了该产品时，即 $x_{it} > 0$ ，令 $\text{prob}(x_{it} > 0) = 1$ ；当产品 i 在 t 年没有出口时，即 $x_{it} = 0$ ，令 $\text{prob}(x_{it} = 0) = 0$ ，则：

$$p = \begin{cases} 1, & \text{if } \sum_{t=1995}^{1999} \text{prob}(x_{it} > 0) \geq 3 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases} \quad (1)$$

也就是说，只要在 1995-1999 年内，产品 i 至少有三年出口（不要求三年必须连续）的即为旧产品，则设 $p = 1$ ；产品 i 没有出口、有一年出口或两年出口的即为新产品，则设 $p = 0$ 。

针对新旧市场的界定，传统方法认为只要有一个产品出口到某新市场，这个市场就立即变为旧市场，这明显的忽略了新、旧产品在新市场的扩张问题，会扭曲产品的市场边际。

因此，本文针对新、旧产品分别设定了新、旧市场的认定方式。对于新旧市场的界定，本文同样选择了多年期的判定方法，以 t ($t \in 1995-1999$) 年中国产品 i 对 Z 国的出口额 x_{zit} 为研究对象。当产品 i 在 t 年对 Z 国出口了该产品时，即 $x_{zit} > 0$ ，令 $\text{prob}(x_{zit} > 0) = 1$ ；当产品 i 在 t 年没有出口时，即 $x_{zit} = 0$ ，令 $\text{prob}(x_{zit} = 0) = 0$ ，则：

$$m \Big|_{p=1} = \begin{cases} 1, & \text{if } \sum_{t=1995}^{1999} \text{prob}(x_{zit} > 0) \geq 3 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases} \quad (2)$$

由(2)式可知,对于旧产品*i* ($p=1$),在1995-1999年内,至少有三年对Z国出口(不要求三年必须连续)的即为旧市场,则设 $m=1$;旧产品*i*对Z国没有出口、有一年出口或两年出口的即为新市场,则设 $m=0$ 。

针对新产品设定新旧市场时,在借鉴以上方法和周俊子(2011)的基础上需要做出一些调整^[17]。假定 I_c 为六位数编码中前四位数相同的产品集合, $i, j \in I_c$, 则对于新产品 i ($p=0$), 新旧市场的设定则同样以 t ($t \in 1995-1999$) 年中国对Z目标国的出口额为研究对象。

$$m \Big|_{p=0} = \begin{cases} 1, & \text{if } \exists j \in I_c, \text{ 且 } m \Big|_{j=1} = 1 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases} \quad (3)$$

由(3)式可知,如果对于新产品*i*所属集合 I_c 中有*j*产品属于旧产品且至少有三年对Z国出口,则可以认定Z国为旧市场,即 $m=1$; 否则即为新市场,即 $m=0$ 。

由(2)式可知,集约边际价值可以表示为:

$$IM_t = \sum x_{zit}, \text{ 其中, } i, z \in \{(p, m) | p=1, m=1\}, \quad (4)$$

由上文的界定可知,扩展边际包括旧产品新市场(OPND)、新产品旧市场(NPOD)和新产品新市场(NPND)。结合(2)式和(3)式可以分别表示为:

$$OPND_t = \sum x_{zit} (i, z \in \{(p, m) | p=1, m=0\})$$

$$NPOD_t = \sum x_{zit} (i, z \in \{(p, m) | p=0, m=1\})$$

$$NPND_t = \sum x_{zit} (i, z \in \{(p, m) | p=0, m=0\})$$

则扩展边际所包含的产品价值为:

$$EM_t = OPND_t + NPOD_t + NPND_t \quad (5)$$

2. 选取的国家样本和数据说明

本文将选择中国制造业出口的30个主要目标国家和地区为研究对象,并将其分为发达国家和发展中国家组别(见表1)。中国制造业对这30个国家和地区的出口占到整个中国制造业总出口的85%以上,是中国制造业出口增长的重要来源,具有较强代表性。

表1 选取的国家样本

国家类别	具体出口对象国
发达国家	美国(USA)、日本(JPN)、德国(DEU)、英国(GBR)、法国(FRA)、加拿大(CAN)、澳大利亚(AUS)、荷兰(NLD)、意大利(ITA)、西班牙(ESP)、比利时(BEL)
发展中国家和地区	香港(HKG)、韩国(KOR)、墨西哥(MEX)、俄罗斯(RUS)、印度(IND)、新加坡(SGP)、台湾(TWN)、泰国(THA)、巴西(BRA)、马来西亚(MYS)、阿联酋(ARE)、印度尼西亚(IDN)、越南(VNM)、土耳其(TUR)、沙特阿拉伯(SAU)、波兰(POL)、南非(ZAF)、捷克共和国(CZE)、智利(CHL)。

本文所需出口数据主要来自 CEPII BACI 国际贸易数据库。其中，HS92 六位编码表示的制造业产品种类共 4439 种。由于我们的国民经济行业分类与 HS92 六位数编码之间并不存在直接的一一对应关系，所以需要对其进行整理归类。本文已经通过 ISIC3.0 与中国国民经济行业分类的对应关系、HS96 与 ISIC3.0、HS92 与 HS96 的对应表整理出了制造业 27 个行业与 HS92 的对应表。

3. 制造业出口中的零点贸易数量变化

在双边贸易中，一国并不是所有的产品都参与到贸易中，因而在其中是存在很多零点贸易的。如表 2 所示，2000-2006 年中国制造业对这 30 个目标国和地区出口的零点总数随着时间推移是在不断下降的。平均而言，出口零点贸易的种类下降了 3457 种。这表明中国出口产品种类数是在不断增加的，也在一定程度上表示了中国出口产品多样化的提升。然而从 2007 年开始，主要经济体的增长速度开始明显放缓，全球经济隐患开始凸显出来。到 2008 年，金融危机的爆发，使得实体经济受到重大影响。而随着主要发达经济体陷入经济衰退和发展中国家经济增速减慢，国际市场需求不断下滑，全球贸易增长明显下降。因而，从 2007 年开始，中国对主要贸易伙伴国和地区的出口零点总数上升，到 2009 年达到最高点。随着经济的慢慢复苏，2010 年开始中国对主要贸易伙伴国和地区的出口零点总数又开始下降，但到 2012 年随着世界经济的进一步低速增长和欧债危机的深化，抑制了全球进口需求，中国制造业出口零点总数有所提升。总体而言，2000-2012 年，中国对 30 个目标国和地区出口零点总数平均下降了 1471 种，下降幅度为 39%。这种零点总数的变化，也反映了产品进入或退出市场的动态过程。如果仅以产品种类的增加来简单衡量出口增长边际，那么零点贸易种类数的下降即意味着扩展边际平均增加了 39%。

在表 2 中，除列出了中国制造业对 30 个目标国和地区出口零点总数的变化，还分别列出了中国制造业对发达国家、发展中国家和地区以及对亚洲四小龙的出口零点平均数。从表中可以看出，对发达国家而言，中国制造业对其出口零点平均数的变动趋势，与出口零点总数的变动趋势基本一致。其中，中国对发达国家出口零点贸易数量变化最小的目标国为日本、美国。这主要因为中国制造业对日本和美国出口零点贸易数量从开始就比其他发达国家少，也即说明中国制造业在与这两国贸易中有相对较少未覆盖的产品。除此之外，2000-2006 年，中国对其余发达国家出口零点贸易数量的下降幅度平均达到 3% 左右。

而对发展中国家和地区来说，中国制造业对其出口零点平均数的变动趋势与对发达国家出口零点平均数有所差别。这种差别主要是因为，在 2007 年，发达国家和地区经济增长明显放慢时，发展中国家和地区的经济却保持了稳步增长，因而 2007 年对发展中国家出口零点平均数是继续下降的。而这其中，2000-2006 年，中国对越南、印度、波兰、土耳其、南非、马来西亚、泰国的出口零点平均数下降最快，下降幅度平均达到 10% 左右。同时，从表 2 中可以看出，中国制造业对亚洲四小龙（中国香港、中国台湾、韩国、新加坡）的出口零点平均数明显低于对发展中国家出口零点平均数，甚至低于对发达国家出口零点平均数，这与该地区的经济发展水平和地理距离相对优势有关。

表 2 2000-2012 年中国制造业出口零点贸易数量的变化

单位：个数

年份	出口零点总数	对发达国家出口零点平均数	对发展中国家或地区出口零点平均数	对亚洲四小龙出口零点平均数
2000	50911	1497	1813	1038
2001	48612	1442	1724	1007
2002	45036	1359	1584	923
2003	41255	1235	1456	875

2004	37222	1112	1316	812
2005	32955	992	1160	778
2006	30169	894	1071	740
2007	31039	998	1056	880
2008	31722	992	1096	902
2009	34423	1050	1204	924
2010	31861	985	1107	903
2011	30927	967	1068	881
2012	33260	1035	1151	987

数据来源：根据 CEPII BACI 国际贸易数据库计算整理。

通过将中国制造业对发达国家出口零点平均数和对发展中国家出口零点平均数的比较来看，除受经济下滑影响的几年之外，中国对发达国家出口零点平均数和对发展中国家出口零点平均数都呈不断下降趋势，且前者明显低于后者。而中国制造业对主要发达国家、较发达的发展中经济体和发展中国家在 2000-2006 年出口贸易零点平均数下降幅度的差异，说明了发达国家或较高发展水平的发展中国家由于市场规模较大，参与贸易的六位数编码表示的产品种类基数较大，覆盖的中国制造业贸易产品范围较广，而发展中国家参与中国制造业贸易的产品种类相对较少，存在较大的增长空间。但随着发展中国家经济水平的提升，中国制造业对发达国家与发展中国家出口零点数量之间的差距在不断缩小。

4. 分国家组别考察中国制造业出口增长边际

在图 1 和图 2 中分别给出了发达国家组别和发展中国家组别中中国制造业对各个目标国的扩展边际出口占比情况。如图 1 所示，对发达国家扩展边际出口占比最高的是比利时，年均占比为 11.31%，甚至在 2007 年扩展边际出口占比出现了近 30% 的高点；而扩展边际出口占比最低的是美国和日本，年均占比都在 0.5% 左右。这主要是因为中国制造业对美国和日本

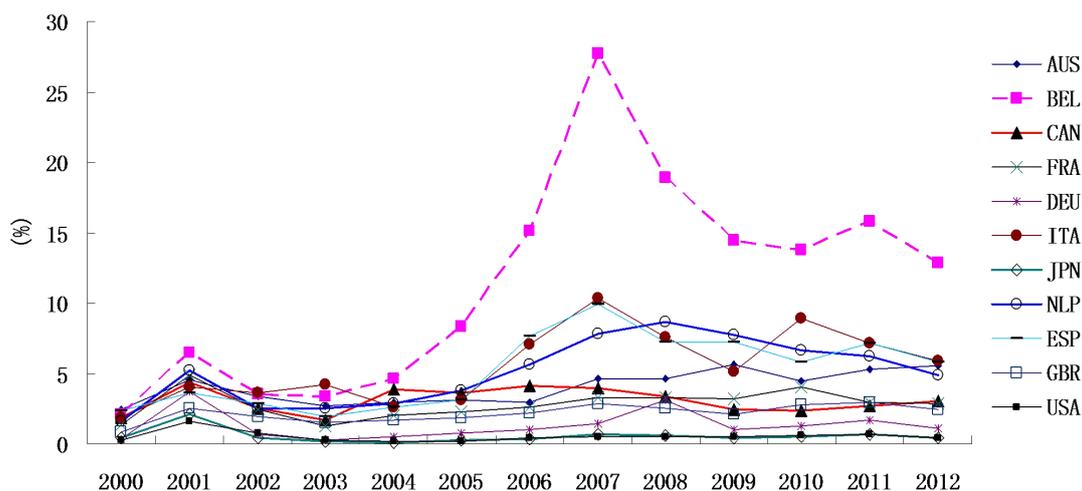


图 1 2000-2012 年中国制造业对主要发达国家扩展边际出口比重变化

数据来源：根据 CEPII BACI 国际贸易数据库整理而得。

从图中折线的变动方向来看，在 2000-2001 年世界经济的温和衰退中，中国制造业对各主要发达目标国家的扩展边际出口比重有所上升，到 2002 年才开始下降。之后，扩展边际

出口比重又经历了一段时期的小幅上涨。到 2008 年，除法国、德国、荷兰之外，对多数的发达国家目标国的扩展边际出口比重都出现了不同程度的下滑。2011 年对发达国家目标国扩展边际出口比重有所上升，但受 2012 年全球经济增速下降的影响，这一比重在 2012 年又普遍降低。总体来看，相比 2000 年，2012 年对各主要发展目标国的扩展边际出口的比重都有明显提高，不过相比集约边际出口比重来说，差距仍然较大。除比利时外，对其他 10 个发达目标国的扩展边际出口比重都不超过 10%。也就是说，中国制造业对发达国家的出口主要依赖于旧产品。

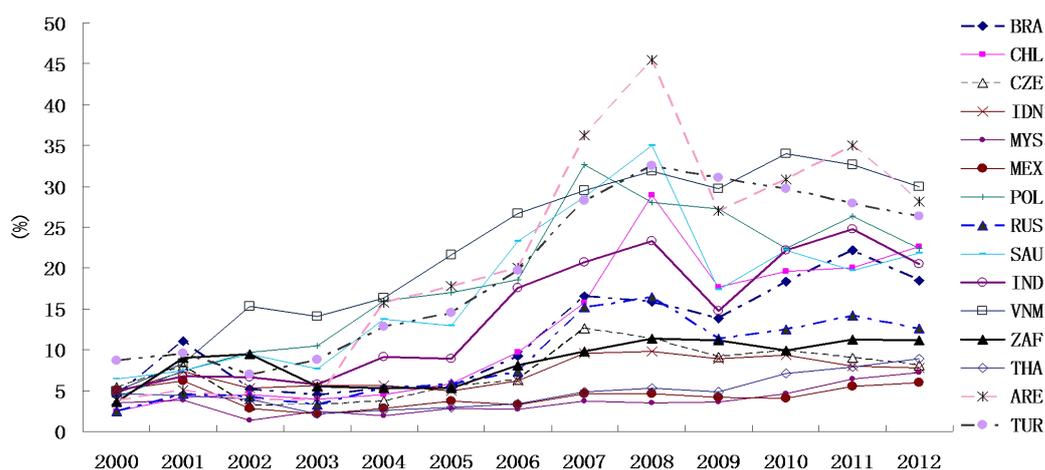


图2 2000-2012年中国制造业对主要发展中国家扩展边际出口比重变化
数据来源：根据 CEPII BACI 国际贸易数据库整理而得。

而从图 2 来看^①，中国制造业对发展中国家扩展边际出口比重比发达国家这一数值要高，如阿联酋等国家的这一比重甚至在 2008 年达到近 50% 的水平。如图所示，中国制造业对多数发展中国家扩展边际出口比重除受金融危机的影响出现明显下降之外，其余年份尽管存在波动，但基本保持了增长的态势。其中，扩展边际出口年均比重最高的是越南、阿联酋、土耳其、波兰、沙特、印度，分别为 22.68%、21.03%、19.76%、18.66%、17.37%、14.32%，远高于同期对发达国家扩展边际出口年均占比；而对这些发展中国家扩展边际出口价值年均增速最高的是俄罗斯、阿联酋、印度、巴西等国家，分别为 71.06%、63.80%、62.33%、61.65%，既高于同期制造业出口增长速度，也高于同期制造业扩展边际出口总体增长速度。从中可以看出，随着发展中国家经济水平的提高，其对增加中国制造业扩展边际在制造业出口中的作用明显高于发达国家，且增长速度较快。

5. 分国家组别探讨中国制造业出口增长源泉

为了更详细地揭示中国制造业出口增长的源泉，本部分借鉴 Kumar & Russell (2002) 研究技术和资本对经济增长贡献时的分解方法^[18]，采用核密度估计方法 (kernel density estimation) 来跨期比较中国对发达国家、对发展中国家集约边际出口额、数量和价格的变化趋势，从而分析中国对发达国家、对发展中国家制造业出口增长的差异。为此可以定义一个跨期对比指标：

$$RX = \frac{X_{t+s} - X_t}{X_{t+s} + X_t} \quad (6)$$

就本文来说，要分析的是 2000-2012 年中国对不同国家组别集约边际出口额、数量和价

^①由于作为发展中国家和地区的香港、台湾、韩国、新加坡四个国家属于较发达的经济体，其扩展边际出口比重如发达国家一样基本保持在 10% 左右，因而将不在图 2 中标示，仅在图中标示出了其余发展中国家扩展边际状况。

格的变化趋势，按照分解出的数据和式（6）可以分别对 RV、RQ、RP 进行核密度估计。

图 3、图 4 分别表示了 2000-2012 年中国制造业对发达国家、发展中国家集约边际出口额、数量和价格的变化趋势。其中横轴表示集约边际出口额、数量和价格的三大指标水平，纵轴表示密度。从图 3 来看，三条核密度曲线的波峰都在 0 点偏右，说明中国制造业对发达国家集约边际出口额、数量和价格大部分都在增长，且呈正向变化。具体来看，价格指标向右拖尾明显，说明中国制造业对发达国家出口价格向正方向变动的趋势明显；价格指标的波峰虽然最高，但离 0 点最近，且曲线狭窄，这一方面说明价格增长不大，另一方面说明处于中间水平的行业较多。集约边际出口额指标和数量指标的核密度曲线峰值更偏向 1，说明二者比价格增长要快，且数量增长对集约边际出口增长作用最大；但数量指标的峰值低于集约边际出口额指标的峰值，且数量指标的左拖尾较大，这说明很多行业的数量增长慢于集约出口额增长。数量指标的曲线延展，波峰相对扁平，说明各制造业之间数量增长存在差异。从图 4 来看，三大指标的波峰同样在 0 点偏右，说明中国制造业对发展中国家集约边际出口额、数量和价格大部分也都在增长。价格指标的核密度曲线波峰最低、离 0 点最近，说明其增长最慢；同时，波峰扁平，曲线延展，说明各行业价格增长存在差异。集约边际出口额指标和数量指标的核密度曲线都偏向 1，说明二者增长相对较快，且数量增长对集约边际出口增长作用最大；但集约边际出口额指标的波峰更高，且更靠近 1，说明集约边际出口额增长要快于数量增长。若同时比较两幅图，可以发现尽管三大指标都在 0 点偏右，且集约边际出口额指标和数量指标的峰值都偏向 1，但变化趋势并不一致。从价格指标核密度曲线来看，中国制造业对发展中国家的价格指标的波峰离 0 点更远，这说明中国制造业对发展中国家出口价格增长比对发达国家增加趋势更加明显。但对发展中国家出口的价格指标的波峰较低，且曲线延展，说明在对发展中国家出口中各制造业价格差异较大，且处于中间水平的行业较少。从数量指标核密度曲线来看，中国制造业对发达国家出口的数量指标核密度曲线要更偏向于 1，说明中国制造业对发达国家出口数量扩张快于对发展中国家出口的数量扩张。

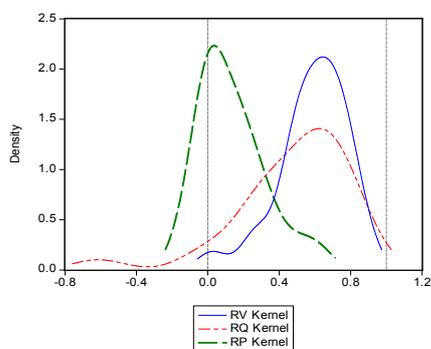


图 3 2000-2012 年中国制造业对发达国家集约边际出口价值、数量和价格的变化

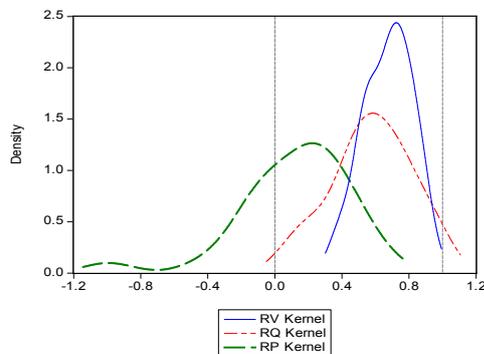


图 4 2000-2012 年中国制造业对发展中国家集约边际出口价值、数量和价格的变化

四、基于双边层面的实证分析

1. 模型设定

根据异质性企业贸易理论，Chaney（2008）推导出了如下影响出口流量的引力模型：

$$E_{od} = \begin{cases} \alpha \times \frac{Y_o \times Y_d}{Y} \times \left(\frac{w_o \tau_{od}}{\theta_d} \right)^{-\gamma} \times FC_{od}^{-[\gamma(\sigma-1)-1]}, & \text{if } \varphi \geq \bar{\varphi}_{od} \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases} \quad (7)$$

式(7)中, E_{od} 表示 o 国向 d 国的出口量, Y 代表世界产出, Y_o 、 Y_d 代表各自的经济规模, w_o 代表以工人工资衡量的企业生产率水平, τ_{od} 和 FC_{od} 分别代表可变贸易成本和固定成本, θ_d 代表多边阻力。 α 是消费者的消费份额, γ 是企业异质性参数, σ 是产品间的替代弹性。该式反映的是当企业的生产率水平 φ 大于或等于门槛值 $\bar{\varphi}_{od}$ 时, o 国企业向 d 国的出口量为正; 相反, 出口量为零。

然而, 一国的出口增长不仅要受到上述因素的影响, 同时应结合国内经济发展水平和开放程度等加入更多的特殊因素。为了进一步验证特殊因素对中国制造业出口增长二元边际的影响, 本文将在式(7)的模型基础上加入国际分割生产(FDI和中间产品进口)、国家发展水平、自由贸易协定、共同边界等, 来进一步完善计量方程。该计量方程^①如下:

$$\ln EX = \beta_0 + \beta_1 \ln RGDP + \beta_2 \ln PRO + \beta_3 \ln DIST + \beta_4 \ln COST + \beta_5 \ln FDI + \beta_6 \ln RPT + \beta_7 SHOCK + \beta_8 COUNTRY + \beta_9 FTA + \beta_{10} CONT + \varepsilon \quad (8)$$

式(8)中, EX 分别表示集约边际(IM)和扩展边际(EM)的价值, $RGDP$ 表示相对经济规模, PRO 表示相对劳动生产率水平, $DIST$ 表示以距离衡量的可变贸易成本, $COST$ 代表出口固定成本, FDI 代表吸引的外商直接投资, RPT 代表中间产品进口量, $SHOCK$ 代表经济冲击, $COUNTRY$ 代表国家发展水平, FTA 代表签订的自由贸易协定, $CONT$ 代表地理临近, ε 代表残差。

2. 指标选取与数据来源

要对(8)式进行计量估计, 就需要确定方程中所包含的相关指标, 并基于数据的可获得性以及所有指标衡量的准确性, 采用适当的方法对部分变量进行替代。本文所有变量涵盖时间段为2000-2012年, 具体解释如下:

(1) 二元边际

在(8)式中, EX 将分别用分解的双边集约边际(IM)和扩展边际(EM)的出口值(亿美元)来表示, 作为被解释变量, 采用 $\ln IM$ 和 $\ln EM$ 的形式进入方程。

(2) 经济规模

由于相对市场规模更能反映出口目的国的市场需求水平, 因而, 在(8)式中, 经济规模将采用目标国或地区的GDP与中国同期的GDP之比^②来衡量, 并以 $RGDP$ 表示, 以 $\ln RGDP$ 的形式进入方程。其中, 计算比值的各国GDP数据来源于BvD宏观经济指标数据库。本文预期 $RGDP$ 对中国制造业出口二元边际的影响为正。

(3) 生产率水平

在Chaney(2008)的模型中, 是以工人工资衡量的生产率水平来代替的企业生产率水平。鉴于此, 本文选用各国和地区的劳动生产率来代替这一指标。由于相对劳动生产率更能反映两国之间的生产率水平差异, 因此在(8)式中, 生产率水平将以各目标国和地区劳动生产率与中国劳动生产率之比来衡量, 并以 PRO 表示, 以 $\ln PRO$ 的形式进入方程。其中, 计算比值的数据来自于BvD宏观经济指标数据库。本文预期 PRO 对中国制造业出口二元边际的影响为负。

(4) 贸易成本

^① Chaney(2008)在研究中指出, 多边阻力实际上就是双边贸易自由度的加权平均, 而Head & Mayer(2004)所给出的贸易自由度的计算公式中假定了一国内部的贸易成本为零, 忽略了因中国国内市场存在严重的市场分割所造成的内部贸易成本较高的事实, 使得利用这一公式计算出的双边贸易自由度过高, 从而造成计算出的多边阻力的数值失真。同时, 在计算双边贸易自由度时, 由于很多目标国转口贸易的影响, 使得双边贸易自由度的计算公式根本无法应用。因此, 本文为了保证各变量的解释力度以及保有更多的目标国作为样本进入模型, 将放弃对偏远指数的考虑。

^② 本文在上文分解中选择了30个主要目标国和地区。但由于在BvD全球宏观经济指标库中缺乏捷克共和国和阿联酋的一些数据。因此, 本文在实证检验中删除了这两个国家, 只保留了28个国家和地区。

贸易成本一般可划分为可变贸易成本和固定成本，对于可变贸易成本，在引力模型中，一般采用双边距离来代替。在（8）式的计量模型中，本文将采用中国与目标国或地区的首都或经济中心之间的直线距离来代替，以 $DIST$ 表示，并以 $\ln DIST$ 的形式进入计量方程。本文预期变量 $DIST$ 对中国制造业出口二元边际的影响为负。

对于固定成本，本文主要参考钱学峰（2008）的做法^[9]，认为固定成本主要受多边体制和贸易壁垒以及国内行政干预等的影响，因而选择经济自由度指数来衡量。在 *Index of Economic Freedom* 中，可以查找中国与目标国和地区的经济自由度得分数据，然后核算比值后，以 $COST$ 表示，并以 $\ln COST$ 的形式进入计量方程。本文预期变量 $COST$ 对中国制造业出口二元边际的影响为负。

（5）国际分割生产

由于以 FDI 为载体，以垂直专业化为形式的国际分割生产对中国制造业出口增长的二元边际会产生影响，因而本文结合中国经济发展特点将在方程中引入如下指标：

一是 FDI。由于无法获得有关制造业的分国别利用 FDI 的数据，因此本文将选择各目标国对中国对外直接投资数据（亿美元）来替代，并以 $\ln FDI$ 的形式进入方程。该数据来源于历年的《中国对外经济统计年鉴》和《中国贸易外经统计年鉴》。本文预期变量 FDI 对中国制造业出口增长二元边际的影响符号为正。

二是中间产品进口。加工贸易也是中国一直以来参与国际分割生产的主要模式之一。其中，进料加工是其主要方式。因此，中间投入品的进口量可以用来衡量中国以加工贸易方式参与国际分割生产的程度。由于 BEC 按照商品的最终用途，将所有商品划分为三个基本门类：资本品、中间品和消费品。因而，按照这一划分，本文可以计算出中国从目标国或地区进口的中间产品贸易量（亿美元），以 RPT 表示，并以 $\ln RPT$ 的形式进入计量方程。本文预期 RPT 对中国制造业出口二元边际的影响为正。

（6）控制变量

第一，为了考察外部冲击对中国制造业出口增长二元边际的影响，本文引入了 $SHOCK$ 这个虚拟变量。在样本期，中国制造业出口主要遭受了三次典型的外部冲击：一是受 2000 年全球经济的温和衰退和美国 9.11 恐怖袭击事件的影响，2001 年制造业的出口增速下降为 4.29%；二是受全球金融危机的影响，导致 2009 年制造业出口近年来首次出现了负增长，增速下降为 -15.97%；三是受主要发达国家失业率居高不下，需求疲软，再加上新兴市场和发展中国家增速回落的影响，到 2012 年制造业出口增速下降到 3.65%。第二，为了考察不同国家发展水平对中国制造业出口增长二元边际的影响，本部分还要引入一个针对国家经济发展水平的控制变量 $COUNTRY$ 。第三，为了考察自由贸易协定对中国制造业出口增长二元边际的影响，本文引入 FTA 这个虚拟变量。第四，为了考察地理临近对中国制造业出口增长二元边际的影响，本文加入共同边界（ $CONT$ ）这个变量。

3. 实证结果与分析

一般而言，对于面板数据的估计可以采用以下三种方法：混合效应模型、固定效应模型和随机效应模型。但由于（8）式中，即存在随时间、个体变化的指标，同时也存在不随时间变化的距离变量以及虚拟变量。因此，为了尽可能减少样本估计的误差，本文认为选择随机效应模型更为合适^①。同时，由于横截面的异方差与序列的自相关性是运用面板数据模型时可能常遇到运用 OLS 可能会产生结果失真的问题，因而为了解决这些影响，在国家横截面个数（28）明显大于 2000-2012 年时序个数（13）的情况下，本文可以在回归中采用截面加权估计法（Cross Section Weights）。

^①根据高铁梅（2006）的应用分析可知，当在回归中，选择以样本结果来对总体进行分析时，采用随机效应模型也更为合适。

表3 制造业出口增长集约边际和扩展边际影响因素的回归结果

解释变量	集约边际		扩展边际	
	基本模型	拓展模型	基本模型	拓展模型
常数项	11.3345 (6.5490) ***	6.2989 (2.6031) ***	2.7314 (1.7430) *	3.4136 (2.1613) **
lnRGDP	0.6051 (6.0724) ***	0.2173 (2.7906) ***	0.1990 (2.1377) **	-0.3212 (-3.4226) ***
lnPRO	-2.4032 (-17.6358) ***	-1.1114 (-7.9822) ***	-2.1415 (-12.8761) ***	-1.1507 (-6.7874) ***
lnDIST	-0.3395 (-1.8401) *	-0.2262 (-0.9014)	-0.1380 (-1.8080) *	-0.0109 (-0.0411)
lnCOST	4.5091 (7.9354) ***	1.0652 (2.4946) **	5.4958 (8.2931) ***	0.3771 (2.1855) **
lnFDI		0.0930 (3.0068) ***		-0.0664 (-1.0876)
lnRPT		0.6434 (13.2005) ***		0.8083 (10.4877) ***
SHOCK		-0.0997 (-2.2705) **		0.0134 (0.1348)
COUNTRY		0.6386 (2.3385) **		0.4848 (1.7537) *
FTA		0.0876 (0.9831)		-0.3931 (-2.1583) **
CONT		-0.8800 (-1.8373) *		-1.3315 (-2.8484) ***
R ²	0.6616	0.8496	0.6465	0.7444
调整的 R ²	0.6578	0.8454	0.6403	0.7343
F 统计量	175.4801***	199.4743***	172.3856***	163.9718***
样本点	364	364	364	364

注：***, **, *分别代表通过了1%, 5%, 10%的显著水平检验。

本文计量模型是在 Chaney (2008) 模型基础上进一步拓展而来的。在表 3 中, 给出了基本模型和拓展模型的回归结果。从回归结果来看, 添加了变量的拓展模型的拟合优度较好, 线性关系较为显著。具体回归结果如下:

(1) 对集约边际的实证结果

第一, 相对市场规模对集约边际存在显著影响, 且呈正相关。与经典引力模型相同的是, 主要目标市场相对于中国的经济规模越大, 则越有助于推动制造业集约边际的出口。第二, 相对劳动生产率水平对集约边际的影响更为显著, 且呈负相关。出口目的地的生产率水平越高, 则制造业集约边际的出口就会越少。这一实证结果与企业异质性贸易理论的结论完全相同, 也即只有较高生产率水平的企业进行出口的可能性才会越大。第三, 贸易成本可以分为可变贸易成本和固定成本。其中, 双边距离 (*DIST*) 是代替的可变贸易成本。根据经典引力模型的估计, 两国距离越远, 则越会削弱双边出口增长。而经过拓展回归之后, 尽管 *lnDIST* 对集约边际的影响并不显著, 但是其与集约边际确实呈现负相关的关系。对于固定成本 *COST*, 本文选择的是经济自由度指数来衡量。而在表 3 中, *lnCOST* 的符号为正, 这是因为经济自由度指数的分值越高则表示的固定成本越低, 就越能促进中国制造业对出口目的地的集约边际增长; 反之, 经济自由度指数的分值越低则表示的固定成本就越大, 就越不利于中国制造业对出口目的地的集约边际增长。由此可知, *lnCOST* 作为代表固定成本的替代指标, 其系数为正合理的, 这正说明了固定成本与制造业出口集约边际存在反向相关。第四, 代表国际分割程度的两个指标 *FDI* 和 *RPT* 对集约边际的影响都非常显著, 且二者与集约边际之间呈正相关。这说明, 中国通过加工贸易和 *FDI* 的方式参与国际分割程度的提高, 是有助于推动中国制造业集约边际出口增长的。并且从表 3 中可以看出, 中间产品进口的提高要比利用外商直接投资更能推动制造业集约边际出口。这可能是因为, 加工贸易两头在外的生产方式, 使得通过中间产品的进口, 更能直接带动最终产品的出口。该生产方式虽然可以利用国内的劳动优势短期内有助于带动出口增长, 但由于生产中缺乏自主核心技术, 产品附加值极低, 使得中国制造业在出口中只能依靠数量增长, 而无法进行价格扩张。这与

前面对中国制造业出口增长源泉的探讨结果一致。而外商直接投资虽然也有助于推动出口，但中国巨大的国内市场对其具有很大的吸引力，会有一部分在华外商直接投资企业选择在中国当地销售产品而不是出口。因此，使得外商直接投资对中国制造业出口增长的带动作用受到削弱。最后，在本文引入的虚拟变量中，*SHOCK* 与集约边际存在负相关，且通过 5% 的显著性水平检验。这说明外部冲击对中国制造业集约边际出口存在较强的显著负面影响。由于中国制造业出口增长主要表现在集约边际上，这进一步验证了，中国制造业出口增长为什么在发生外部冲击时极易出现波动的原因。但对于这一结论，还需进一步检验 *SHOCK* 对制造业扩展边际出口增长的影响来得出。*COUNTRY* 对中国制造业出口集约边际也存在显著正向影响。这说明出口目的地如果是发达国家时，则制造业出口就越可能表现出对集约边际的增长。这与前面的分解结果一致，同时也进一步验证了经典引力模型中经济规模对贸易流量的正向作用。*FTA* 与集约边际之间存在正相关关系，但不显著。这可能是因为在样本期间内，中国与本文所选择的目标市场之间建立的 FTA 相对较少。*CONT* 对集约边际的影响为负。这说明中国制造业在对其同处于一个大洲的国家的集约边际出口上，并没有表现出相应的优势。

2. 对扩展边际的实证结果

第一，相对经济规模与扩展边际成反比。这与经典引力模型和集约边际回归结果不同。之所以出现这样的结果，本文认为就集约边际出口而言，目的地经济规模越大，就越能为其提供较大的市场容量和消费潜力，从而对旧产品旧市场产生正向的影响。但对于扩展边际来说，出口目的地的经济规模越大就越会存在较大的市场进入成本，从而阻碍新产品的进入，对制造业出口扩展边际产生逆向影响，这与 Eaton et al(2004)、Akerman & Forslid(2009)、钱学峰和熊平（2010）的研究结论相符。第二，相对劳动生产率水平对扩展边际的影响显著，且呈负相关。而从影响集约边际和扩展边际的相对劳动生产率系数来看，出口目的地的劳动生产率水平对制造业出口扩展边际而言更加难以逾越，也即新产品进入市场的难度更大。第三，*DIST* 作为衡量可变贸易成本的指标，对扩展边际的影响为负。这说明，可变贸易成本的提高不利于中国制造业扩展边际的出口，这与其对集约边际的影响机制一致。但同样的，该指标对扩展边际的影响不显著。从固定成本影响来看，其对扩展边际的影响机制与集约边际一致，同样是存在负相关。而从集约边际和扩展边际中表示可变贸易成本和固定成本的指标前的系数来看，固定成本对二元边际的影响要大于可变贸易成本。同时，可变贸易成本和固定成本对集约边际的影响要大于对扩展边际的影响。但本文也发现，随着新的变量引入，两种成本对扩展边际的影响显著性减弱。这似乎说明，在对新产品和新市场的拓展中，贸易成本并不是非常重要的阻碍力量。这可能是因为在对中国市场多元化战略和产品质量升级的要求下，扩大新产品出口或开拓新的市场更容易获得政府的退税或补贴收入等政策支持，从而使得其逐渐忽略掉固定成本的影响。第四，代表国际分割程度的两个指标 *FDI* 和 *RPT* 对扩展边际的影响存在明显差异。其中，*FDI* 与扩展边际之间存在负相关关系，且影响不显著，与本文的预期不符。这说明，本文所引入的 *FDI* 并没有推动新产品和新市场的拓展，其更多的是结合本地劳动优势，实现在集约边际的出口增长或获取中国的国内市场份额。而 *RPT* 与扩展边际呈正相关，这与集约边际的影响机制也是相同的。这说明，中国通过加工贸易的方式参与国际分割程度的提高，既有助于推动中国制造业集约边际的出口，也有助于推动中国制造业扩展边际的出口。最后，对于虚拟变量，*SHOCK* 对扩展边际的影响与集约边际的影响并不一致。在扩展边际的影响回归中，外部冲击对扩展边际的影响不显著，且系数为正。这说明外部冲击对扩展边际的影响要比对集约边际的影响缓和的多，甚至可能会为新产品进入市场或者旧产品开拓新市场提供契机。*COUNTRY* 与扩展边际虽然正相关，但系数较低且影响不是非常显著。这是因为，随着中国制造业出口规模扩大，产品种类在发达国家覆盖范围较广，增长空间较小。*FTA* 的签订在扩展边际的影响回归结果中，虽然比对集约边际的影响显著，但却呈现了负相关。这似乎说明，*FTA* 的签订只适用于旧产品对旧市场的深化，而不适用于扩展新产品或新市场。也即是表明，中国目前所签订的 *FTA* 仍然存在较大的保守性和局限性。*CONT* 作为地理临近对扩展边际的影响仍然为负。这说明中国制造业在对其同处于一个大洲的国家的扩展边际出口上，也没有表现出相应的优势。

五、结论与政策建议

本文在分国家组别对中国制造业出口增长结构分解中发现,制造业对发达国家和发展中国家出口增长路径存在差异。为了考察这种双边差异,本文引入国际分割生产、外部冲击、国家发展水平、FTA、共同边界等拓展了引力模型,实证检验了双边变量对中国制造业出口增长二元边际的不同影响机制。

(1) 与经典引力模型的预测一致,经济规模有助于促进中国制造业集约边际的出口,但对扩展边际出口反而构成了一定障碍。而出口目的地劳动生产率水平对中国制造业集约边际和扩展边际的出口都是障碍,且对于扩展边际而言更难逾越。

(2) 就贸易成本来看,可变贸易成本和固定成本都会对中国制造业出口增长二元边际产生负面影响。其中,可变贸易成本和固定成本对集约边际的影响相对更大。同时,出口固定成本的下降要比可变贸易成本的下降更能促进扩展边际的出口。

(3) 代表国际分割程度的两个指标:FDI和中间产品进口,对中国制造业集约边际出口增长都存在明显的正向影响。然而这两个指标对中国制造业扩展边际出口增长的影响却存在很大差异。中间产品进口对中国制造业扩展边际出口存在明显的正向作用,但FDI对中国制造业扩展边际出口却是负向作用,且影响不显著。同时,在实证检验中,我们还发现中间产品进口对中国制造业扩展边际出口的作用明显高于对集约边际出口。

(4) 几个虚拟变量也显现了对制造业出口二元边际不同的影响机制。其中,对扩展边际的影响相对要缓和一些,甚至为产品扩展和市场扩展提供了契机。而代表国家经济发展水平的实证检验,正符合文中二元边际分解的结果,即发达国家对中国制造业集约边际出口的作用要大。对于FTA的检验,显现了中国签订的自由贸易协定更有助于推动制造业出口存量增长。最后,中国制造业在对其同处于一个大洲的国家的集约边际和扩展边际的出口上都没有表现出相应的优势。

由于中国制造业出口增长中存在明显的双边路径差异,因此政策的制定也需要有倾向性。基于本文的研究,对于中国制造业出口结构优化、稳定增长和改善贸易条件而言,可从以下方面着手:降低双边贸易成本,特别是固定成本,推动贸易自由化;继续推进市场多元化战略,加大对发展中国家出口引导,以分散市场风险和提高贸易福利;充分发挥外商直接投资对中国制造业出口的创造效应,并引导外资加大对新产品和新市场的开拓;鼓励中间产品进口,并实现由数量增长向质量和技术增长推进,从而推动加工贸易转型升级,带来制造业出口增长结构优化;加大技术创新投入,提高生产率水平,以突破经济规模较大市场的进入障碍;要利用外部经济冲击,推动制造业扩展边际出口,为新产品进入目标市场或者是旧产品打入新市场提供一个可能的契机。

参考文献:

- [1] Melitz M. The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity[J]. *Econometrica*, 2003, 71(6): 1695-1725.
- [2] Hummels D, Klenow P L. The Variety and Quality of a Nation's Exports[J]. *American Economic Review*, 2005, 95(3): 704-723.
- [3] Kancs A. Trade Growth in a Heterogeneous Firm Model: Evidence from South Eastern Europe [J]. *The World Economy*, 2007, 30 (7): 1139-1169.
- [4] Helpman E, Melitz M, Rubinstein Y. Estimating Trade Flows: Trading Partners and Trading Volumes[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2008, 123(2): 441-487.
- [5] Hesse H. Export diversification and economic growth[R]. World Bank: Commission on Growth and Development Working Paper, 2008.
- [6] Haddad M, J J Lim, Saborowski C. Managing Openness and Volatility: The Role of Export

- Diversification[R].World Bank: Economic Premise, 2010.
- [7] Johansson S, Karlsson C. R&D Accessibility and Regional Export Diversity[J]. *Annals of Regional Science*,2007,41(3):501-523.
- [8] Chaney T. Distorted Gravity: The Intensive and Extensive Margins of International Trade[J].*American Economic Review*, 2008,98(4):1707-1721.
- [9] Behrens K, Crocos G, Mion G. Trade Crisis? What Trade Crisis?[J].*Review of Economics and Statistics*,2013,95(2):702-709.
- [10] Feenstra R, Kee H L. Export Variety and Country Productivity: Estimating the Monopolistic Competition Model with Endogenous Productivity[J].*Journal of International Economics*,2008,74(2):500-518.
- [11] Amiti M, Freund C. An Anatomy of China's Export Growth[R].IMF: Paper Presented at the Trade Conference,2007.
- [12] 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.
- [13] 施炳展.中国外贸顺差的可持续性研究—基于价格、数量与广度的三元分解[J].*经济评论*, 2010(3):67-75.
- [14] 项松林.异质性企业、结构转型与稳定出口[J].*经济评论*, 2011(4):104-113.
- [15] 孙一平, 王翠竹, 张小军.金融危机、垂直专业化与出口增长的二元边际—基于中国 HS-6 位数出口产品的分析[J].*宏观经济研究*, 2013(5):18-26.
- [16] Amurgo-Pacheco A, Pierola D M. Patterns of Export Diversification In Developing Countries: Intensive and Extensive Margins[R].Policy Research Of World Bank Working Paper,2008.
- [17] 黄先海, 周俊子.中国出口广化中的地理广化、产品广化及其结构优化[J].*管理世界*, 2011(10).
- [18] Kumar S, Russell R.Technological Change, Technological Catch-Up, and Capital Deepening: Relative Contributions to Growth and Convergence[J].*American Economic Review*,2002,92(3):527-548.
- [19] 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.

主编：张伟

责任编辑：廖显春

地址：济南市南辛庄西路 336 号济南大学； 邮政编码：250022； 联系电话：
0531—82767650； 联系人：廖显春； 电子信箱：cfy0610@163.com。

二〇一六年十二月二十五日