

金融中介发展对出口增长二元边际影响的实证分析

——基于中国制造业数据

袁其刚¹ 张 伟² 付晓晨³

(1. 山东财经大学国际经贸学院, 山东 济南 250014; 2. 山东英才学院商学院, 山东 济南 250014;
3. 中国工商银行青岛市分行, 山东 青岛 266071)

[摘 要] 金融因素可以构成一国比较优势的独立来源, 金融发展对贸易模式、贸易增长有重要影响。异质性企业贸易理论提供了从二元边际考察国际贸易增长的新视角。利用 1992 - 2009 年 HS 六位数的产品贸易数据, 实证分析发现金融中介发展对中国制造业出口增长二元边际影响显著; 进一步发现, 金融中介发展规模对集约边际的影响要大于扩展边际; 金融中介发展效率对二元边际的影响大于金融发展规模。上述结论对金融改革、贸易结构调整有重要意义。

[关键词] 金融中介发展; 二元边际; 异质企业

[中图分类号] F830.33

[文献标识码] A

[文章编号] 2095 - 3410(2013)03 - 0121 - 07

一、引言

随着经济市场化进程加深, 中国外贸出口经历了持续增长同时也面临诸多问题。例如, 出口贸易可持续增长面临挑战; 出口产品缺少核心竞争力; 出口贸易伙伴主要集中于发达市场; 金融体系效率低下、融资约束影响了外贸发展^①。解决上述问题要深入理解中国出口增长的客观规律和影响因素。从企业角度看, 资金是企业生产中必不可少的投入要素, 也是企业实现出口增长的前提条件; 从宏观方面看, 已有的理论和实践表明金融发展对一国贸易有重要促进作用。考察金融发展与外贸出口关系对依赖出口促进经济增长而金融体系欠发达的中国而言尤为重要^②。梅里特斯 (Melitz, 2003) 等开创的异质企业贸易理论为考察一国贸易发展规律提供了新视角。该理论从微观层面解释企业的贸易行为、投资决策及贸易流。基于异质企业贸易模型的分析框架可以将一国出口增长分解为集约的贸易边际 (the

intensive margin of trade) 和扩展的贸易边际 (the extensive margin of trade); 前者指原有企业、原有产品在原有市场上贸易额的变化; 后者指新增贸易关系带来贸易增长。

二元边际的提出为研究金融发展对出口贸易的影响提供了新视角。本研究从外贸增长二元边际视角实证分析金融中介发展对制造业出口增长的影响, 以期对我国外贸发展提供经验证据和建议。文章结构安排如下: 第二部分文献回顾; 第三部分分析制造业出口二元边际的特征事实; 第四部分为实证检验; 最后是结论。

二、文献综述

自 Kletzer and Bardhan (1987) 将金融因素引入 H - O 模型, 提出金融发展水平可能构成比较优势的一个独立来源以来, Rajan and Zingales (1998)、Beck (2002)、Braun (2003)、Ju and Wei (2005, 2008)、齐俊妍 (2005)、Manavo (2010)、戴金平

[基金项目] 本文是教育部人文社会科学研究基金项目“金融压抑、融资约束、出口贸易结构升级研究” (项目编号: 09YJA790127)、山东省自然科学基金项目“国际金融危机对山东经济增长影响的实证分析及对策研究——基于 1953 - 2010 年数据检验” (项目编号: ZR2010GL025) 和山东省自然科学基金项目“后过渡期我省外贸促进服务体系建立研究” (项目编号: Y2006H16) 的阶段性成果。

[作者简介] 袁其刚 (1966 -), 男, 山东禹城人, 山东财经大学国际经贸学院教授, 经济学博士。主要研究方向: 国际贸易与金融。

(2010)、袁其刚(2010)等都对金融发展与实体经济、金融发展对国际贸易的关系进行了有价值的研究,并得出结论:金融发展、公司治理水平和知识产权保护等因素共同决定了经济体系存在的一个门槛效应;高于该门槛水平的经济体系的均衡产出和价格由要素禀赋决定,金融发展能适应实体经济发展要求;反之,低于该门槛下,金融发展不仅能成为一国比较优势独立来源,高效金融体系进而对一国出口贸易的质量和数量能起到重要引导、扶持与促进作用。具体到金融发展与国际贸易关系实证研究上,国内外学者多从贸易的商品(或行业)结构和地区结构(如 Rajan and Zingales, 1998; Beck, 2002; 姚耀军, 2010 等)入手展开分析,很少有研究选择出口增长二元边际视角,这限制了对金融发展与国际贸易关系作用的深入了解。

企业异质性贸易理论对理解贸易增长有重要意义。理解出口增长二元边际及其因素决定,本质上是一个贸易流量估计问题。在存在金融摩擦情况下,信贷约束和企业异质性相互作用决定了只有生产效率高于一定水平的企业才能从事出口;才能从出口中获得更多收益,才能更易于获得出口所需资金(Manova, 2010)。相对满足内销的生产者而言,出口商通常需支付大量前期成本,尤其是产品研发、市场调研、广告、固定资产设备投资等支出。金融发展便利了企业获取外部资金来支付其前期成本,从而增加其出口的选择。Manova(2010)为金融发展与二元边际进行了开拓性研究;然而其分析仅涉及出口产品种类、产品转化率、贸易伙伴国数量等因素,未对出口增长进行分解;在跨国分析时,其将外部资金需求假定为各国间无差异,这与实际情况不相符^③。

既然金融可以成为一国比较优势的独立来源;那么,以新视角考察金融发展对我国出口贸易的影响就显得十分必要。本文借鉴 Manova(2010) 跨国跨行业经验分析,从行业角度分析金融中介发展对中国制造业出口增长二元边际的影响^④。

三、中国制造业出口增长二元边际的特征事实

(一)二元边际的界定

由于研究视角不同,国外学者主要从国家、企业 and 产品三个层面研究出口贸易增长二元边际的问

题。从国家层面看, Felbemayr 和 Kohler(2006) 将集约边界界定为已经存在贸易关系的国家间出口变化,将一国与其他国家建立新的贸易关系或者剪断已有的贸易关系界定为扩展边际。从企业层面来看, Bernard et al. (2009) 根据企业出口贸易数据,将扩展边际定义为由于企业进入或退出出口市场而引致的贸易变化;集约边际定义为现有出口企业贸易额大小。从产品层面看, Amurgo - Pacheco 和 Pierola(2008) 从产品和市场二维角度界定贸易二元边际;他们认为一国出口增长集约边际表现为过去已经出口产品继续出口到过去已经出口的市场(老产品老市场);扩展边际包括过去已经出口的产品出口到新市场(老产品新市场),过去没有出口的产品出口到已经出口的市场(新产品老市场),过去没有出口的产品出口到新市场(新产品新市场)。

本文选用 1992 - 2009 年产品贸易数据,借鉴 Amurgo - Pacheco 和 Pierola(2008) 的做法,选 1995 年为基年,将集约边际定义为:1995 年之前已经出口的产品 1995 年之后继续出口到 1995 年之前出口的地区。同样,扩展边际包括三种情况:1995 年之前已经出口的产品继续出口到 1995 年之前没有出口过的地区(老产品新市场);1995 年之前没有出口过的产品 1995 年后出口到 1995 年之前已经出口的地区(新产品老市场);1995 年之前没有出口的产品出口到 1995 年之前没有出口过的地区(新产品新市场)。通常情况下,同一行业的出口商出口面临的融资约束、生产率门槛、成本投入等行业内差距较小,而行业间差距较大;因此,本文以行业为依据对新市场进行判定,例如,电子及通讯设备制造业 1995 年之前没有出口到亚美尼亚;如果 1995 年该行业出口到亚美尼亚,则将其作为一个新市场,即使纺织业 1995 之前出口到该国家。

(二)特征事实

采用 UNcomtrade 数据库 1992 - 2009 年 HS 六位数贸易数据分析中国制造业出口增长二元边际的特征事实。以 2009 年为例,从出口产品种类看,中国共出口产品 4451 种,其中制造业出口产品 4050 种,占出口种类的 91%;从出口价值看,出口额 12016 亿美元,其中制造业占比近 97.6%。进一步分析发现,2009 年中国制造业出口的集约边际占制

制造业出口的 97.1%, 扩展的边际仅占 2.9%。可见, 中国制造业部门的出口增长主要集中在集约的边际。

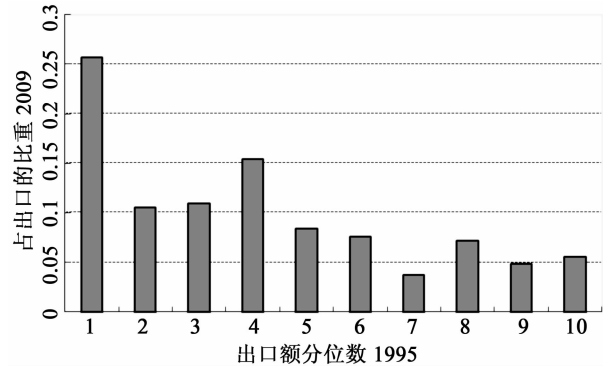


图 1 (a) 出口额十分位对照图 1995&2009

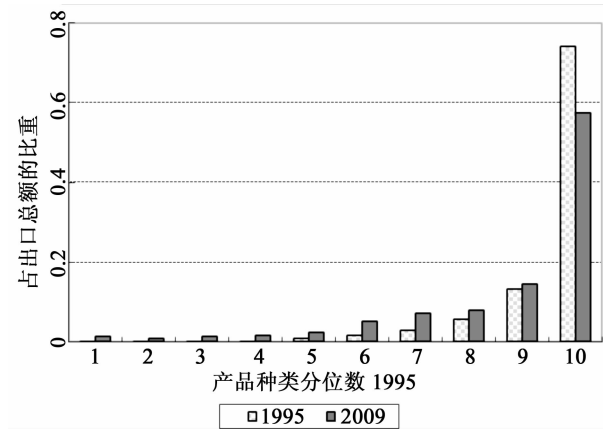


图 1 (b) 产品种类分位数对照图 1995&2009

从整体上考察制造业二元边际 1995 年到 2009 年变化可以对其发展趋势有清晰认识。从产品出口价值角度看^⑤, 将 1995 年 4397 种出口产品按出口额从小到大排序, 然后将出口总额平均分为十等份, 并与 2009 年相应产品的出口额对照, 图 1(a) 可以发现 1995 年占总出口额前四个 10% 的产品在 2009 年的出口比重都超过了 10%, 其中第一个 10% 的产品的出口超过了 25%; 而第五个 10% 到第十个 10% 的产品出口比重都没超过 10% (五个超过和达到了 5%, 一个低于 5%)。这说明 1995 年没有出口过或者出口额较少部分产品出口额在 2009 年增长迅速, 1995 年出口额较大的产品在 2009 年的出口额占比下降了; 换言之, 集约边际在下降, 扩展边际在增加。从产品种类角度看, 将 1995 年按出口额排序后的产品按种类数分为十等份, 然后比较 2009 年这些产品的出口额有何变化。图 1(b) 将产品种类数分为十等份后, 前九个 10% 的产品 2009 年的出口比重都

超过了 1995 年的出口, 只有最后一个 10% 的产品出口额所占比重 2009 年比 1995 年有明显下降, 从 74.2% 下降到 57.4%。这进一步说明了老产品的出口额在下降, 即集约边际在降低。

分析发现, 中国制造业出口增长的二元边际主要集中在集约边际, 但扩展边际处于上升状态。

(三) 行业外部融资依赖度和资产有形性

相对内销企业而言, 出口商进入国际市场要支付的沉没成本通常不能通过内部自有资金满足, 因此需要外部融资。为准确反映现阶段中国制造业各行业的外部融资依赖度, 考虑数据可得性与统计口径一致性, 选取 2001 - 2008 年中国制造业部门全部国有及规模以上非国有工业企业中 28 个行业的相关数据, 通过计算整理得到 27 个行业的外部资金依赖度。借鉴 Rajan 和 Zingales (1998)、谈儒勇 (2006)、朱彤 (2009) 关于外部融资依赖度的相关研究, 将行业的外部资金依赖度表示为:

i 行业的外部资金依赖度 $ED_i = \frac{1}{\text{总期数}} \times \sum \frac{i \text{ 行业 } t \text{ 时期的长期负债}}{i \text{ 行业 } t \text{ 时期的固定资产原价}} \quad (1)$

从各行业外部融资依赖度的测算结果 (表 1) 可看出, 我国制造业外部融资依赖度低的行业大多为劳动密集型行业, 如纺织服装鞋帽、食品及烟草等; 而外部融资依赖度较高的行业大多为资本密集型和技术密集型行业, 如化学业、金属冶炼及压延和非金属矿物制品业等。有两点需要说明: 一是外部融资依赖度较高的部门并非一定是资本和技术密集型行业; 二是在一些国有企业居主导地位及资源生产和加工型行业, 如非金属矿物制品业, 外部融资依赖度均较高; 而在设备制造业中, 如通用、专用设备制造业, 外部融资依赖度虽然相对较高, 但不如通常所认为得那样高。这种现象与金融体系对不同类型行业的融资支持力度密切相关。

在金融发展受到抑制下, 拥有有形资产的企业容易获取银行的贷款支持; 而拥有更多无形资产的企业因无法提供有形资产作抵押会受到抑制。Braun (2003) 曾用总资产中厂房、所有物和设备的比值来计算美国行业的资产有形性。本文用行业总资产中固定资产所占比例表示行业资产有形性。与 Braun 的结果一致, 资产有形性相对较高的行业是

石油加工、造纸及印刷行业、化学工业及金属冶炼及加工工业等资源密集型行业。资产有形性较低的行业是通信、电子、仪器仪表等高技术行业。

四、实证分析

表 1 27 个制造行业外部融资依赖度与资产有形性 2001 – 2008

行业名称	ED	TANG	行业名称	ED	TANG
C02 食品制造业	0.171	0.391	C16 化学纤维制造业	0.211	0.494
C03 饮料制造业	0.142	0.396	C17 橡胶制品业	0.213	0.414
C04 烟草制品业	0.063	0.246	C18 塑料制品业	0.149	0.371
C05 纺织业	0.184	0.403	C19 非金属矿物制品业	0.223	0.463
C06 纺织服装、鞋、帽制造业	0.116	0.298	C20 黑色金属冶炼及压延加工业	0.204	0.477
C07 皮革、毛皮、羽毛(绒)及其制品业	0.115	0.282	C21 有色金属冶炼及压延加工业	0.256	0.432
C08 木材加工及木、竹、藤、棕、草制品业	0.222	0.437	C22 金属制品业	0.137	0.317
C09 家具制造业	0.131	0.334	C23 通用设备制造业	0.174	0.285
C10 造纸及纸制品业	0.275	0.490	C24 专用设备制造业	0.186	0.291
C11 印刷业和记录媒介的复制	0.115	0.427	C25 交通运输设备制造业	0.197	0.303
C12 文教体育用品制造业	0.086	0.309	C26 电气机械及器材制造业	0.148	0.251
C13 石油加工、炼焦及核燃料加工业	0.163	0.521	C27 通信设备、计算机及其他电子设备制造业	0.160	0.270
C14 化学原料及化学制品制造业	0.228	0.454			
C15 医药制造业	0.197	0.342	C28 仪器仪表及文化、办公用机械制造业	0.154	0.257

资料来源:根据《中国工业经济统计年鉴》数据计算得出。ED 为外部资金依赖度;TANG 为行业资产有形性。

上式中,i 和 t 分别表示制造业各行业和年份;被解释变量 M_{it} 表示制造业出口增长的二元边际,包括集约边际(IM)和扩展边际(EM); FD_t 表示金融中介发展水平; ED_t 是表示行业属性的外部资金依赖度指标, $TANG_t$ 表示行业属性的资产有形性指标;CV 为其他控制变量。 FD_t 与 ED_t 、 FD_t 与 $TANG_t$ 的交叉项能更好地表示行业资金需求和行业信贷约束情况。如果 $ED_t * ED_t$ 的估计系数为正,则表明伴随金融中介发展,外部资金依赖高的行业能获得更多资金,从而促进出口二元边际的增长;同理,如果 $FD_t TANG_t$ 的估计系数为负,则表明资产有形性低的行业能够有效获得所需资金,从而促进出口二元边际的增长;反之则反是。

(二)变量描述

1. 二元边际

本文选取涵盖与 200 多个国家和地区 6 位数的产品贸易数据,设定方法如下:首先,按照盛斌(2003)整理的 HS 产品与中国工业行业对应关系,将 HS 六位数的产品贸易数据划分到 27 个制造行业;其次,以 1995 年作为基期,1995 年之前有产品

(一)计量模型

借鉴 Manova(2010)分析思路,建立金融中介发展与制造业出口增长二元边际的计量模型如下:

$$M_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 FD_t \times ED_t + \gamma_2 FD_t TANG_t + \gamma_3 CV_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

从中国出口 j 国,1995 年之后该产品还继续出口到 j 国,则将该出口值与出口总额的比值作为集约的边际;再次,从行业角度定义扩展边际,1995 年之前没有产品从 s 行业出口到 j 国,1995 年之后有产品从 s 行业出口到 j 国,则该出口值与出口总额的比值作为市场的扩展边际;如果 1995 年后出现了新出口产品,则将该出口值与出口总额的比值作为产品的扩展边际。市场的扩展边际和产品的扩展边际减去新市场新产品后就是扩展边际。

2. 金融中介发展

本文选取两类指标衡量中国金融中介发展水平。第一类是衡量金融中介发展规模的指标,用金融机构存贷款余额与 GDP 的比例表示(ALLFIN),该指标可以刻画金融机构发展的规模及其动员储蓄的功能。第二类指标反映金融中介发展的效率,用短期贷款中私营企业及个体贷款占 GDP 的比值(PRIV)和四大国有商业银行的存贷款余额占全部金融机构存贷款余额的比值(SOE)两个指标表示。基于对银行信贷政策自主性程度的考虑,以非国有企业的贷款规模占信贷总额这样的指标来度量中国

金融中介发展水平是一个更加合理的选择 (Azia&Duenwald,2002),然而该指标在计算上窘于数据获取困难;因此,考察银行的信贷结构对于构建金融中介发展效率指标具有现实意义。我国银行贷款包括短期贷款、中长期贷款、委托及其信托类贷款和其他类贷款四项,短期借款中工业贷款、商业贷款、建筑贷款三类基本属于“国有独资企业贷款”。银行虽在短期贷款决策上自主性最强,但在其余类贷款决策上受到外部制约,例如农业贷款会受三农政策的影响,乡镇企业贷款易受地方政府干预,三资企业贷款长期以来在很多方面享受超国民待遇;因此,选择“私营企业及个体贷款/GDP”指标衡量中国金融中介发展效率是较为合适指标。此外,受多种因素影响,四大国有商业银行在信贷份额配给上占绝对优势也在很大程度上导致金融系统低效率^⑥。

3. 控制变量

影响企业出口二元边际的主要因素有生产规模、生产率、外部冲击等。行业规模 (Shares) 选用各行业工业增加值占制造业工业增加值的比重表示;预测行业增加值比重与二元边际关系为正。生产率选用各行业劳动生产率指标 (LP),即用各行业的工业增加值与从业人员数的比值表示;劳动生产率越高,企业出口市场、产品种类、出口数量越大;因此预测生产率与二元边际的关系为正。鉴于外部冲击对二元边际有显著影响,引入外部冲击作为控制变量。1995 - 2009 年间中国出口贸易主要遭受了三次大的外部冲击:1997 年东南亚金融危机导致 1998 年出口增速下降为 0.5%;网络经济泡沫破灭与 2001 年“9.11 事件”引发的经济衰退,导致出口增速下降到了 2001 年的 6.8%;2007 年美国次贷危机引发的全球性金融危机导致 2008 年出口增长下滑 8.5 个百分点。文章设置虚拟变量为 SHOCK,如果年份是 1998、2001 和 2008 年,则 SHOCK = 1,否则 SHOCK = 0。

(三)数据来源和说明

本文原始数据主要来自《中国工业经济统计年鉴》,包括工业增加值、资产总计、固定资产合计、固定资产原价、负债合计、流动负债、从业人员的平均人数。对于 2004 年工业经济年鉴没有统计的数据

通过 2004 年《中国经济普查年鉴》补齐。对于工业增加值 2004 年、2008 年和 2009 年缺少的数据,由于工业增加值占工业总产值的比值基本固定,通过预测相应年份的比值计算相应的工业增加值。金融机构存贷款余额和四大国有商业银行存贷款余额数据来源于《中国金融年鉴》。二元边际的原始数据来源于 UNcomtrade 数据库。三大改造后的私营工业所占比重数据来源于《新中国 60 年统计资料汇编》;其他数据来源于历年《中国统计年鉴》。

(四)实证结果

使用面板数据中固定效应模型对金融中介发展与制造业出口增长二元边际进行实证检验。面板数据模型主要有混合模型、固定效应模型和随机效应模型三种形式,本文对模型进行 F 检验和 Hausman 检验后比较发现,使用固定效应模型对金融中介发展与制造业出口增长二元边际进行实证检验较为合适。个体固定效应模型中的截距项包含了那些随个体变化,但不随时间变化的难以观测的变量的影响。本文研究的对象是 27 个行业的二元边际,不同的行业具有不同的行业特性,选取个体固定效应也比较适合。为了保持估计结果的稳健性,在回归方程中加入了一系列控制变量,回归结果见表 2。

表 2 中 1、2、3 栏报告了金融中介发展对制造业出口集约边际的估计结果,它们分别表示不同的金融中介发展指标 PRIV、ALLFIN、SOE。结果显示,用 PRIV 和 ALLFIN 表示的金融中介发展的效率和规模与外部资金依赖度交互项的系数显著为正,金融中介发展的效率和规模与资产有形性交互项的系数显著为负;以 SOE 表示的金融中介发展效率与外部资金依赖度交互项的系数显著为负,与资产有形性交互项的系数显著为正。这与理论的预期是一致的,说明伴随金融中介发展水平提高,外部资金依赖高、资产有形性低的行业出口增长的集约边际会提高;而四大国有商业银行所占比重越高,上述结果则恰好相反。进一步比较选取的金融指标,金融中介发展的效率指标对二元边际的影响要高于规模指标。另外,与预期结论一致,行业规模和劳动生产率的系数显著为正,这说明出口企业所在行业规模越大,越有利于集约边际的出口;行业的劳动生产率越高,企业进入出口市场的门槛越低,从事出口的企业

越多,越有利于集约边际的出口。从外部冲击来看, Bernard et al. (2009) 指出,亚洲金融危机对美国出口的冲击主要体现在集约的边际上,钱学峰(2010)也得到了外部冲击对中国出口增长集约的边际有着

较强的显著负面影响的结论;但本文结果显示,虽然外部冲击对中国制造业出口集约边际有负面影响,但统计系数不显著。

表 2 面板数据实证结果

	1	2	3	4	5	6
	PRIV	ALLFIN	SOE	PRIV	ALLFIN	SOE
c	-0.0011 (-0.2653)	0.0022 (0.3599)	-0.0173 (-1.6475)	-0.0007 *** (-4.5169)	-0.0019 *** (-8.2797)	0.0024 *** (6.2648)
FD _i × ED _i	13.6238 *** (3.6199)	0.1741 *** (3.3078)	-1.4486 *** (-3.7116)	0.4214 *** (3.0151)	0.0041 ** (2.0994)	-0.0537 *** (-3.7020)
FD _i × Tang _i	-6.9057 *** (-3.8161)	-0.0872 *** (-3.4710)	0.7386 *** (3.9310)	-0.0724 (-1.0771)	-0.0001 (-0.1468)	0.0125 * (1.7887)
Shares	0.9671 *** (9.177)	0.9798 *** (9.3299)	0.9680 *** (9.1941)	0.0200 *** (5.1141)	0.0221 *** (5.7056)	0.0188 *** (4.7977)
LP	0.0019 *** (3.0699)	0.0016 *** (2.8163)	0.0019 *** (3.1761)	1.89E -05 (0.8437)	3.0E -05 (1.4049)	2.14E -05 (0.9460)
Shock	-0.0001 (-0.0766)	-0.0001 (-0.0681)	-0.0001 (-0.0797)	2.10E -05 (0.3522)	3.23E -05 (0.5415)	-1.66E -05 (-0.2781)
调整后的 R 方	0.90	0.90	0.90	0.60	0.61	0.61
观测值	405	405	405	405	405	405

注:回归系数下方括号内的数据为回归系数的 t 统计量;***、**和* 分别为 1%、5%和 10%的显著性水平。

第 4、5、6 栏报告了金融中介发展对制造业出口增长扩展边际估计结果。首先,从第 4、5 栏来看,同集约边际的估计结果类似,用 PRIV 和 ALLFIN 表示的金融中介发展的效率和规模与外部资金依赖度交互项的估计系数显著为正;与资产有形性的系数为负,遗憾的是显著性水平没有达到预期的水平。第 6 栏的估计系数刚好相反。同集约边际的估计结果相比,金融中介发展对扩展边际的影响系数小于对集约边际的影响,二者差距超过 30 倍;金融中介发展对扩展边际影响系数的显著性水平要低于集约边际。这说明中国金融中介发展对制造业二元边际的影响主要集中在集约边际上,对扩展边际的影响相对较小。同时,金融中介发展的效率指标对二元边际的影响要高于其规模指标。其次,行业规模与扩展边际的估计系数显著为正,这与集约边际估计结果一致,但系数相对较小。再次,劳动生产率与扩展边际的估计系数为正,但显著性水平较低。最后,同集约边际的结果不同,外部冲击的与扩展边际的估计系数为正,这从一定程度上说明出口主要集中在更易受到外部冲击的集约边际上。

综上所述,金融中介发展不仅能促进制造业出口贸易集约边际增长,也会促进扩展边际增长。金

融中介发展的效率对出口增长二元边际的影响要高于金融发展规模指标。

五、结论

研究表明,金融中介发展对制造业出口增长集约边际影响要大于扩展边际;金融中介发展效率对出口二元边际增长的影响要大于金融中介的发展规模。从行业属性看,制造业出口二元边际增长受融资约束的影响,外部资金依赖高的行业和资产有形性低的行业可以通过金融中介效率提升缓解信贷约束。从外部冲击看,出口集约边际更易受外部冲击影响,而出口增长扩展边际不受外部冲击影响。可见,金融中介发展,特别是金融发展效率提升对于技术创新、市场开拓及生产效率改进有显著影响。

【注】

①中国金融体系规模庞大,总体效率低下,金融发展处于初级阶段。表现为:第一,金融体系结构不合理。传统银行业在金融资源分配中占主导地位;企业外部融资过度依赖银行贷款,新型风险投资、资本市场发展不足,融资渠道有限。第二,货币供应过多与资本化不足、金融抑制严重并存。企业外部融资与 GDP 的比值始终很低,金融抑制严重。第三,信贷不平等,金融优化配置功能不健全。银行主要服务于大型企业,融资困难成为制约中小企业发展和技术创新的

“瓶颈”。

②据世界银行、CSRC、CBRC 的统计,截止 2007 年 9 月,我国金融资产结构为:银行资产 63%,股票为 31%,政府债券 5%,企业债券为 1%;同比而言美国依次为 18%、34%、12%和 36%;日本为 38%、22%、31%和 9%;韩国为 25%、32%、18%和 25%;可以看出,我国金融市场结构是银行中介主导型。2008 年国内银行信贷总额为 303394.64 亿元,金融市场的有价证券及投资为 65301.07 亿元,银行信贷占金融市场的 82%。考虑我国出口企业以非上市中小企业为主,因此本文考察金融中介发展规模和效率对出口增长二元边际的影响。

③ Ju and Wei (2008) 指出,行业的外部资金需求是由制度参数、要素禀赋决定的内生变量。

④本文分析金融发展时,借鉴 Rajan and Zingales (1998) 的方法,从行业融资约束的角度展开。具体方法是采用产品和市场的微观数据计算二元边际,在计量分析时将其按照产品分类标准汇总到各行业。

⑤其中 1995 年实际出口 4281 种制造业产品,为便于分析加入 116 种 2009 年新出口的产品,1995 年其出口值为 0。

⑥2011 年《财富》500 强上榜的 42 家中资企业中,有 39 家是国企;中国百家最大上市公司中有四分之三被国有企业控股。这使得资本和银行信贷大量流向了国有企业。

参考文献:

[1] Melitz, Marc J., 2003, “The Impact of Trade on Intra Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity”, *Econometrica*, 71(6), pp. 1695 – 1725.

[2] Kletzer, Kenneth and Pranab Bardhan (1987), “Credit Market and Patterns of International Trade”, *Journal of Development Economics*, 27, 57 – 70.

[3] Rajan, Raghuram and Luigi Zingales (1998), “Financial Development and Growth”, *American Economic Review*, 88(3), 559 – 586.

[4] Beck, Thorsten (2003), “Financial Dependence and International Trade”, *Review of International Economics* 11, 296 – 316.

[5] Braun, M., 2003, “Financial contractibility and asset hardness”, *Mimeo*.

[6] Ju Jiandong, Shang – Jin Wei, 2005, “Endowment Versus Finance: A Wooden Barrel Theory of International Trade”, *CEPR Discussion Papers* 5109.

[7] Ju Jiandong, Shang – Jin Wei, 2008, When Is Quality of Financial System a Source of Comparative Advantage? NBER Working Paper 13984.

[8] 齐俊妍. 金融发展与贸易结构优化[M]. 北京: 经济科学出版社, 2010.

[9] Manova, Kalina, 2010, “Credit Constraints, Heterogeneous Firms, and International Trade”, NBER Working Paper, No. 14531.

[10] 戴金平, 袁其刚. 金融压抑对出口企业影响的实证分析——基于上市企业研究[J]. *国际贸易问题*, 2010, (07): 113 – 120.

[11] 袁其刚, 戴金平. 金融发展对贸易结构影响的机理分析[J]. *经济理论与政策研究*, 经济科学出版社, 2010(12): 44 – 54.

[12] 姚耀军. 金融中介发展与技术进步——来自中国省级面板数据的证据[J]. *财贸经济*, 2010, (04): 26 – 31.

[13] Felbermayr, G. J. and W. Kohler, 2006, “Exploring the Intensive and Extensive Margins of World Trade”, *Review of World Economics*, 142(4), pp. 642 – 674.

[14] Bernard, A. B; Jensen, J. B; Redding, S. J. and Schott, P. K. “The Margins of US Trade”, NBER Working Paper, 2009, No. 14662.

[15] Amurgo – Pacheco, A. and M. D. Pierola, 2008, “Patterns of Export Diversification in Developing Countries: Intensive and Extensive Margins”, *World Bank Policy Research Working Paper* No. 4473.

[16] 朱彤, 曹珂. 外部融资依赖、金融发展与出口商品结构——基于中国制造业部门的行业分析[J]. *上海金融*, 2009, (12): 17 – 21.

[17] 盛斌. 中国对外贸易政策的政治经济分析[M]. 上海: 上海三联书店、上海人民出版社, 2002.

[18] Aziz, J. and G. Duenwald, 2002, “China’s Provincial Growth Dynamica” *IMF Working Paper*, 01/3, January.

[19] 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, (01): 65 – 78

[20] 袁其刚, 戴金平, 刘斌. 贸易结构变化促进经济增长途径的比较分析——基于中国数据的经验研究[J]. *世界经济研究*, 2011, (11): 53 – 57.

(责任编辑: 刘 军)