

# 金融发展、FDI 与中国制造业出口绩效

## ——基于新新贸易理论的实证分析

孟 夏 陈 磊\*

摘要：本文以新近发展的新新贸易理论为基础，将中国 80 余万条制造业出口数据归类到我国国民经济分类制造业，分别使用 Probit 模型和 Heckman 选择模型检验了金融发展和 FDI 对中国制造业出口二元边际的影响。研究表明，在控制其他影响因素的前提下，融资约束是影响企业出口决策的重要因素，而金融发展有助于企业缓解融资约束，使其能够在最优状态下生产，不仅有利其进入出口市场，还扩大了其出口份额，从而对贸易的扩展边际和集约边际都有积极的影响。此外，FDI 缓解了我国出口企业面临的信贷约束，促进融资依赖性行业出口的二元边际，一定程度上发挥了与金融发展同样的作用，进一步的估计表明，FDI 是通过替代银行信贷而发挥作用的。

关键词：金融发展 外商直接投资 制造业出口 二元边际

### 一、引言

自改革开放以来，中国经济加快了国际化的步伐，表现之一是出口贸易尤其是制造业出口的迅速增长，2009 年中国出口贸易总额达到了 12 016 亿美元，其中制造业出口贡献了 90% 以上的份额。从全球视角来看，中国制造业出口在全球制造业出口贸易中的重要性日益凸显，1992 年中国制造业出口额仅占全球制造业出口额的 3.56%，而到了 2009 年，这一比值激增至 12.58%， “中国制造”实至名归。但是，全球性金融危机爆发后，传统制造业由于抵御冲击能力强，吸收就业人口多，得到了发达经济体的重新重视，许多国家制定了重振制造业的战略，特别是随着人民币升值步伐的加快，劳动力和原材料价格的攀升，我国出口增速出现减缓趋势。因此，如何提升我国的贸易竞争力成为“中国式增长”面临的严峻挑战。相关研究表明，健全的金融体系有助于企业进行技术创新，提高出口竞争力，但这种作用对于不同贸易部门存在较大差异，在外部资金需求较多的行业作用更加明显（Beck 2002）。尽管为出口企业提供足够的资金支持能够帮助它们克服金融危机的影响，但是中国目前却面临着经济衰退和通货膨胀的双重考验，政府始终坚定不移地把抑制通货膨胀列为货币政策的首要目标，并选择连续加息和上调存款准备金率控制通货膨胀。这种选择保证了社会稳定，也有利于中国经济的长期发展，但无疑会使出口企业面临巨大融资缺口，在银行信贷严重不足的情况下，如何寻找其他融资途径以缓解信贷约束成为出口企业的当务之急。新的证据表明，FDI 恰恰可以弥补发展中国家企业的信贷约束（Manova 2008）。

本文基于企业异质性贸易理论框架，将我国对 15 个国家（地区）80 余万条制造业出口数据归类到我国产业分类，同时测度了能够反映中国特色的外部融资依赖度，分析金融发展对出口贸易的扩展边际和集约边际的影响机制。此外，针对 FDI 大举流入中国的客观事实，本文论述了 FDI 对于缓解国内金融市场融资约束，促进制造业出口二元边际的机制。

\* 孟夏，南开大学 APEC 研究中心，邮政编码：300071，电子信箱：apecmeng@sina.com；陈磊，南开大学 APEC 研究中心，邮政编码：300071。

作者感谢匿名审稿人的建设性修改意见，当然文责自负。

## 二、文献综述

新近发展的企业异质性贸易模型(新新贸易理论)表明,一国的出口贸易增长可以分为集约边际(intensive margin)和扩展边际(extensive margin)两个维度的考量<sup>①</sup>。但是标准的异质性模型是在金融无摩擦的假设下进行研究的,在现实世界中,很多出口企业尤其是中小企业的融资需求往往不能得到满足,即使生产率水平足够高,但由于融资约束的限制,仍然无法克服固定成本,进入出口市场。近年来,部分文献将金融因素融合到新新贸易理论中去,为贸易与金融关系的研究提供了新的视角。

Chaney(2005)基于扩展的Melitz(2003)模型证明,当企业面临着外生性的流动性冲击时,某些企业虽然跨越了出口的生产率门槛,但由于生产率仍然欠缺,国内销售而获得的流动性无法弥补出口沉没成本,仍然无法进入出口市场。Manova(2008)在Chaney(2005)基础上,进一步放松了流动性的外生性约束,将信贷约束内生于模型之中,指出信贷约束进一步强化了企业的自我选择行为,只有最具生产率的企业才能进入出口市场,而金融发展有助于缓解信贷约束,对出口的扩展边际和集约边际都有积极影响。Muûls(2008)进一步融合Chaney(2005)模型与Manova(2008)模型,指出企业不仅面临着外部融资约束,也面临着外生性的流动性冲击,融资约束的缓解使得贸易的扩展边际和集约边际都会得到改善。从实证角度,金融发展能够改善企业融资约束已经得到了众多研究的证实(Demirgüç and Maksimovic,1998;江伟、李斌,2006),这些研究都表明金融发展可以通过提高企业的外部融资能力,缓解企业的融资约束。在这些研究的基础上,部分学者开始基于新新贸易理论视角研究金融发展改善企业融资约束,进而促进出口二元边际的机制。Muûls(2008)利用比利时的数据,发现流动性约束使得企业进入出口市场机会下降,并且出口目的地数目更少。当企业更容易获得融资时,企业能够获得更多出口收益和出口更多的产品。Bellone等(2010)使用法国企业数据分析了融资约束对企业出口行为的影响。研究发现,融资约束是影响企业出口决策的重要因素,出口企业在进入出口市场之前就比非出口企业表现出更高的金融优势,具有明显的事前效应的特征。此外,金融优势不但提高了企业出口的可能性,还缩短了企业进入出口市场的时间。Minetti和Zhu(2011)基于意大利制造业企业数据的研究认为,信贷约束不但影响了出口选择,也显著地抑制了出口量。Manova(2008)采取Heckman两步法进行估计,表明金融发展对贸易的扩展边际和集约边际均有积极影响,这种效应在外部融资依赖性行业和资产抵押率低的行业更加明显。

上述文献关注的焦点都放在银行系统对于企业出口的影响。最近的证据表明,外国直接投资同样可以缓解企业信贷约束,刺激出口。当融资系统缺乏效率时,子公司可以接受来自其母公司的额外资金。Harrison和McMillan(2003)基于象牙海岸1974-1987年企业层面数据探讨了FDI对于缓解国内企业融资约束的效应,他们发现FDI对于缓解国内企业融资约束有着积极影响,对于民营企业而言尤为重要。针对中国制造业企业面临的融资约束问题,Héricourt和Poncet(2009)分析了外资流入缓解中国企业信贷约束的作用,他们根据1999-2002年中国企业数据研究发现,FDI显著缓解了民营企业的融资约束,但对国有企业的缓解作用并不明显。Li和Yu(2009)使用中国2000-2007年制造业企业数据研究了融资约束对企业出口决策的影响。研究发现,融资约束程度越低,生产率越高,出口量越大;此外,他们还发现,FDI对于缓解企业融资约束有重大帮助,跨国公司的子公司比非跨国公司融资约束程度更低,出口量更多。Feenstra等(2011)使用中国2000-2008年制造业企业数据也得出了类似的结论。

尽管已经有部分学者基于企业层面和HS高位数级的产品层面数据分析了中国出口二元边际的结构,但制造业层面的分析仍然比较少,针对金融发展与中国制造业层面出口二元边际的相关研究就更加匮乏。同时,20世纪90年代以来,FDI大举流入中国,其提供的资金恰恰可以在事实上部分替代银行信贷,起到缓解企业融资约束、促进产业出口的作用。本文在现有研究的基础上,在一个新新贸易理论的研究框架下,统筹考察金融发展和FDI对中国制造业出口二元边际的影响。

## 三、模型设定与指标说明

### (一)模型设定

本文采用产业特征与国家特征交互项作为关键解释变量,采用这样的方式检验金融发展的效应最初由

<sup>①</sup>现有文献对集约边际的界定基本一致,即现有出口产品贸易量的扩张。但扩展边际并没有一个完全一致的定义,本文遵循Helpman等(2008)的定义,认为扩展贸易边际指出口国与其他国家建立新的贸易伙伴关系。

Rajan 和 Zingales(1998) 提出,并在实证分析中得到广泛应用。根据前文的分析,金融发展能够通过缓解企业融资约束,促进出口增长。与此同时,FDI 能够缓解企业融资约束、替代银行信贷、促进制造业出口的二元边际。借鉴国内外学者的研究经验(Fisman and Love 2003; Manova 2008; 黄玖立、冼国明 2010),本文的计量模型设定如下:

$$\ln EX_{ijkt} = \alpha FD_{it} \times DepFiance_k + \gamma CV_{ijt} + \varepsilon_{ijkt} \quad (1)$$

$$\ln EX_{ijkt} = \beta_1 FDI_{it} \times DepFiance_k + \beta_2 FDI_{it} \times Deploan_k + \gamma CV_{ijt} + \varepsilon_{ijkt} \quad (2)$$

$\ln EX_{ijkt}$  表示  $t$  年中国对  $j$  国(地区)  $k$  产业出口的对数值,  $FD$  表示中国金融发展的代理指标,  $FDI$  表示 FDI 密度,  $DepFiance_k$  是产业  $k$  外部融资依赖系数,  $Deploan_k$  表示产业  $k$  对信贷资金的依赖程度,  $CV$  表示引力模型控制变量,包括中国及其贸易伙伴的 GDP 和人均 GDP、以及两国之间的距离。如前所述,如果金融体系的改善缓解了企业外部融资的压力,对外部资金依赖性行业出口的可能性和出口规模都会有积极影响,因此  $\alpha$  符号预期为正。FDI 能否缓解产业的外部融资约束、促进出口增长呢?我们在公式(2)中设置了 FDI 与  $DepFiance_k$  的交互项,如果 FDI 缓解了产业的融资约束,则使得外部融资依赖性产业出口增加,故符号预期为正;更进一步,如果 FDI 的确缓解了企业融资约束,这种作用是如何实现的?为此,公式(2)增加了 FDI 与信贷融资依赖度( $Deploan_k$ )的交互项,以考察 FDI 是促进还是替代了银行信贷:如果 FDI 能够替代信贷资金渠道,则符号为负;否则说明 FDI 促进了信贷资金供给。

## (二) 指标说明

$\ln EX_{ijkt}$  表示中国对  $j$  国(地区)  $k$  产业出口的对数值,行业分类基于国民经济分类(GB/T 4752 - 2002),时间跨度为 1996 - 2008 年,中国制造业出口数据源自联合国 COMTRADE 数据库<sup>①</sup>。该数据库是按照产品分类进行统计,为了分析我国制造业出口二元边际,需要为每一个 HS6 位码找到其对应国民经济分类,参考盛斌(2002)的归类标准,本文将 HS6 位码与其国民经济分类(制造业)进行了匹配。具体做法是:首先根据 COMTRADE 数据库提供的 HS6 位码与国际标准行业分类 4 位码(ISIC)的对应表,得到每个 HS6 位码所对应的 ISIC4 位码;同时,我们可以将 ISIC4 位产业归结到国民经济分类制造业 2 分位产业。进而,我们可以为 4 000 多个 HS6 位码找到其国民经济分类制造业 2 分位的产业归属<sup>②</sup>。

$FD$  表示中国金融发展的代理指标。根据金融发展理论,公共部门的效率低于私人部门,私人部门发放的贷款/GDP 能够更为准确地反映金融中介的效率,是金融中介活动最为全面的指标(Beck 2002),因此,我们使用金融机构对私营企业及个体贷款占 GDP 的百分比( $pcrdgdp$ )反映金融发展的指标,数据源自《中国金融统计年鉴》。此外,我们使用 M2 占 GDP 的比重衡量中国金融深化的指标( $llgdp$ ),使用经济证券化率,即股票市值/GDP( $stmktcap$ )衡量股票市场的规模,使用交易市值/GDP( $valtrade$ )衡量股票市场的活跃程度,以上数据来自 WDI 统计数据库。同时,我们使用 FDI 占固定资产投资的百分比衡量我国 FDI 发展水平,数据来源于历年《中国统计年鉴》。

外部融资依赖度( $DepFiance_k$ )和银行信贷依赖度( $Deploan_k$ )。外部融资依赖通常衡量的是资本支出中不是来源于企业内部运营现金流的比例。Rajan 和 Zingales(1998)在研究金融发展与经济增长的关系时,首先提出了外部融资依赖的测度方法,他们测度了美国 36 个行业 1980 年代外部融资依赖度的平均值。尽管该指标在实证分析中得到了广泛的应用,但是我们无法完全根据他们提供的方法测算中国行业的外部融资依赖。原因一方面是由于中国微观数据的局限性,更为重要的是,在中国这样一个转型期的新兴市场国家,金融部门的转型严重滞后,信贷资源的配置存在着较大的偏差,各级政府拥有干预产业发展的措施,能够为企业在国家预算内资金作为支持。此外,中国历年来十分重视 FDI 的引入,FDI 也成为产业外部资金的重要来源。可见,中国各行业外部资金的来源不仅反映了产业的技术层面的要求,也体现了制度层面的属性和国家政策,因此各个产业上市公司的财务数据无法准确和全面反映产业层面的外部融资需求。为了体现中国的独特性,本文借鉴黄玖立和冼国明(2010)的方法,从《中国固定资产投资统计年鉴》直接获取产业外部资金的来源,包括国家预算内资金、国内贷款、债券、利用外资(主要为 FDI)和自筹资金以及其他来源。按照定义,我们将自筹资金以外资金所占比例界定为外部融资依赖度,将国内贷款的比例定义为银行信贷依赖

①本文选取中国 15 个贸易伙伴作为分析对象,分别是美国、加拿大、澳大利亚、日本、俄罗斯、英国、德国、法国、意大利、新西兰、印度、韩国、意大利、中国香港和中国台湾。

②限于篇幅,该对应表无法列出,如有需要,请与作者联系。

度 并选取 2003 – 2007 年的平均值作为二者的衡量指标。

$CV$  表示引力模型的控制变量。其中  $GDP_C$  和  $PGDP_C$  分别表示中国的 GDP 总额和人均 GDP 水平  $GDP_{ij}$  和  $PGDP_{ij}$  分别表示中国的贸易伙伴的 GDP 总额和人均 GDP 水平 以上数据均来自 Penn World Table 7.0。 $DIS_{ij}$  表示中国与贸易伙伴的空间距离 本文采用国家之间加权距离而非首都距离 这种做法使用一国主要城市的人口比重进行加权 能够更加真实地反映贸易成本和消费者的分布状态 距离数据来源于 CEPII DISTANCE 数据库 以上控制变量均取对数。

四、计量结果与分析

(一) 金融发展与中国制造业出口的扩展边际

贸易的扩展边际在不同的层面有不同的界定 ,Helpman 等( 2008) 把新的贸易伙伴建立定义为扩展边际 ,并在实证分析中使用 Probit 模型估计了贸易增长的扩展边际。<sup>①</sup> 本文也采用该定义 并使用 Probit 模型进行估计 具体估计方程如下:

$$Prob( EX_{ijkt} > 0) = \alpha FD_{it} \times DepFiance_k + \gamma CV_{ijt} + \varepsilon_{ijkt} \tag{3}$$

$$Prob( EX_{ijkt} > 0) = \beta_1 FDI_{it} \times DepFiance_k + \beta_2 FDI_{it} \times Deploan_k + \gamma CV_{ijt} + \varepsilon_{ijkt} \tag{4}$$

表 1 的 1 – 4 列为回归方程 (3) 的估计结果 ,第 5 列为回归方程 (4) 的估计结果。从金融中介市场视角看  $FD \times Depfiance$  符号显著为正 ,说明金融发展有力地促进了融资依赖性行业出口可能性 ,而股票市场视角的结论恰恰相反。我们更加倾向于金融中介市场视角的结论。原因在于 ,一方面 根据金融发展理论 ,如果一国对股东权益和债权人保护较弱、合同执行不力且存在限制性的银行管制 ,这些国家往往具有银行导向性金融系统( King and Levine ,1993) ;另一方面 ,我国股票市场发展时间短 ,制度建设尚不健全 ,绝大部分出口企业无法从股票市场获得外部资金 ,故股票市场走势往往不能反映金融发展的整体水平。

表 1 金融发展与中国制造业出口的扩展边际

|                        | ( 1)                         | ( 2)                         | ( 3)                         | ( 4)                         | ( 5)                         |
|------------------------|------------------------------|------------------------------|------------------------------|------------------------------|------------------------------|
| 金融发展指标                 | <i>pcrdgdp</i>               | <i>llgdp</i>                 | <i>stmkcap</i>               | <i>valtrade</i>              | <i>FDI</i>                   |
| $FD \times Depfiance$  | 0. 667 ***<br>( 21. 42)      | 0. 213 ***<br>( 31. 84)      | - 0. 163 ***<br>( - 26. 21)  | - 0. 133 ***<br>( - 30. 04)  |                              |
| $FDI \times Depfiance$ |                              |                              |                              |                              | 0. 189 ***<br>( 119. 62)     |
| $FDI \times Deploan$   |                              |                              |                              |                              | - 0. 422 ***<br>( - 163. 55) |
| $lngdp$                | 0. 0274 ***<br>( 49. 57)     | 0. 0274 ***<br>( 49. 53)     | 0. 0275 ***<br>( 49. 65)     | 0. 0274 ***<br>( 49. 52)     | 0. 0278 ***<br>( 49. 89)     |
| $lnpgdp$               | 0. 0950 ***<br>( 129. 91)    | 0. 0951 ***<br>( 129. 97)    | 0. 0946 ***<br>( 129. 25)    | 0. 0945 ***<br>( 129. 20)    | 0. 0962 ***<br>( 131. 30)    |
| $lngdpc$               | 2. 310 ***<br>( 21. 39)      | 1. 812 ***<br>( 16. 47)      | 1. 587 ***<br>( 13. 86)      | 1. 125 ***<br>( 9. 49)       | 3. 211 ***<br>( 22. 77)      |
| $lnpgdpc$              | - 2. 312 ***<br>( - 20. 41)  | - 1. 769 ***<br>( - 15. 31)  | - 1. 470 ***<br>( - 12. 15)  | - 0. 990 ***<br>( - 7. 91)   | - 3. 203 ***<br>( - 21. 78)  |
| $lndis$                | - 0. 105 ***<br>( - 132. 57) | - 0. 105 ***<br>( - 132. 51) | - 0. 107 ***<br>( - 134. 47) | - 0. 107 ***<br>( - 134. 57) | - 0. 106 ***<br>( - 132. 78) |
| Constants              | - 47. 13 ***<br>( - 23. 07)  | - 38. 25 ***<br>( - 18. 41)  | - 35. 15 ***<br>( - 16. 37)  | - 26. 32 ***<br>( - 11. 82)  | - 65. 70 ***<br>( - 24. 29)  |
| 非零贸易值                  | 560163                       | 560163                       | 560163                       | 560163                       | 560163                       |
| 零贸易值                   | 272533                       | 272533                       | 272533                       | 272533                       | 272533                       |
| 预测准确率                  | 68. 46%                      | 68. 53%                      | 68. 50%                      | 68. 48%                      | 69. 39%                      |
| LR 值                   | 54117. 23                    | 54679. 01                    | 54338. 40                    | 54553. 02                    | 82513. 22                    |

注:估计系数为样本均值处的边际效应 ,括号内数值为估计系数的  $z$  值 ,\*、\*\*、\*\*\* 分别代表估计系数通过 10%、5%、1% 显著性水平检验。

①Helpman 等( 2008) 在实证分析中使用两国建立贸易伙伴的概率评价贸易的扩展边际。本文也借鉴其思想 ,使用中国进入外国市场的概率考察制造业出口的扩展边际 ,但由于我们使用的是“国家 – 产品”层面数据 ,故新的贸易伙伴的界定有三个视角:新产品新的贸易伙伴、新产品已有的贸易伙伴以及已有产品新的贸易伙伴。

FDI 是否能够缓解产业的外部融资约束,促进制造业出口的“二元边际”呢?根据模型的估计结果,产业外部融资依赖与 FDI 的交互项显著为正,表明 FDI 的扩张提高了外部融资依赖性产业出口的可能性,缓解了产业的融资约束。既然 FDI 有助于缓解融资约束,促进出口,其作用是如何实现的?是替代还是促进了银行信贷的作用?结果显示,产业银行信贷依赖度与 FDI 比重的交互项显著为负,说明 FDI 能够部分替代银行信贷的融资功能,即随着 FDI 的增加,依赖银行信贷的产业出口可能性降低,银行信贷提供外部融资的作用在减弱。

就引力模型的控制变量而言,贸易伙伴的 GDP 总额、人均 GDP 以及中国的 GDP 总额对中国制造业出口的可能性有积极影响,这说明中国的供给能力对制造业出口的可能性有显著影响,而伴随着贸易伙伴的市场规模和经济发展水平的提高,对制造业产品需求的种类也越来越丰富。而中国人均 GDP 的提高并没有提升制造业的扩展边际,表明随着我国经济发展水平的提高,告别了过去“大而全”的生产模式,更加专注于提升重点产品的核心竞争力,因而出口产品种类随之减少。国外的制造业发展经验也表明,随着经济发展水平的提高,很多制造业产业会向其他国家转移,故参与出口的产业数目也会相应下降。此外,地理距离与出口的可能性显著为负,表明距离越远,出口的可能性越小。原因在于,距离越远,企业对出口市场的熟悉程度(familiarity)越低,企业进入一个熟悉市场显然要比进入一个陌生的出口市场所需的进入成本小得多。

## (二)金融发展与中国制造业出口的集约边际

参照 Helpman 等(2008)关于集约边际的定义,本文将贸易的集约边际定义为每类产品对既定贸易伙伴的出口量。由于样本中存在着大量的零值,采取 OLS 估计则可能导致选择性偏差(Heckman, 1979),在实证分析中,Helpman 等(2008)使用 Heckman 选择模型处理了两国之间的零贸易值,从而估计了贸易的集约边际,故本文也采用 Heckman 选择模型进行估计。

对于 Heckman 选择模型而言,其思路可以分为两步:第一步,利用整体样本借助 Probit 模型和构建选择方程,考察出口决策,从而预测发生出口贸易的概率,同时构造出逆米勒比率  $\lambda$ ;第二步,将逆米勒比率  $\lambda$  作为解释变量分别添加到回归方程(1)和回归方程(2)中,使用 OLS 进行估计,如果  $\lambda$  系数显著,则表明存在样本选择问题。伍德里奇(2007)认为,选择方程中至少有一个解释变量不在回归方程中,才能获得一致的估计。根据 Melitz(2003)开创的新新贸易理论,出口市场固定进入成本的存在会使得低生产率的企业无法进入,但是一旦企业进入该市场,固定进入成本与贸易量没有关系。因此,固定进入成本可以作为 Heckman 选择模型中的排除性变量。在实证中,Helpman 等(2008)使用开办企业所需签订法律文件数目和办理相关程序花费的时间作为固定成本的衡量标准。我们借鉴其研究思路,采用世界银行《营商数据库》“跨境贸易”指标中进口商品所需的文件数目和所需花费的时间作为固定进入成本的衡量指标,该指标也被 Berthou(2010)用来衡量固定成本。尽管这两类指标没有涵盖整个样本期,但是这些指标的变化非常小,故本文与 Berthou(2008)的做法相同,选择 2005 年的指标涵盖全部时期,我们将这两个变量加入到回归方程(3)和(4)中再次使用 Probit 模型进行估计,并将  $\lambda$  代入到回归方程(1)和(2)中进行估计。

由表 2 可知  $\lambda$  高度显著,说明确实存在选择性偏差。从金融中介市场视角看,  $FD \times Depfiance$  符号与扩展边际的结论一致,仍然显著为正,即金融发展使得外部融资依赖性行业出口量也得到了显著增加,由于这类产业的生产和贸易都严重依赖于外部资金,当它们的外部资金需求无法得到满足时,就不可能在最优的状态下进行生产,此时的贸易量低于最优状态的出口。FDI 也发挥了与扩展边际中相同的作用,一方面,FDI 缓解了外部融资依赖性行业的融资约束,增加了其出口量,同时,FDI 提供了银行信贷的功能,缓解了银行信贷资金紧张的压力。控制变量方面,从供给角度来看,中国 GDP 总额的增加尽管提高了产品的供给能力,可以提供更多的产品,但是并没有增强既有产品的贸易竞争力,因此无法提升贸易的集约边际;而中国人均 GDP 的增加尽管没有提升贸易的扩展边际,但却提升了贸易的集约边际,表明随着我国经济发展水平的提高,更加专注于提升重点产品的核心竞争力,在供给能力一定的前提下,会以更加集聚的方式生产和出口,有助于实现从制造业大国向制造业强国的转变。从需求角度而言,市场规模的扩张(以 GDP 衡量)不但提高了对产品种类的需求,也增加了对单一产品的需求量,但当市场需求总量不变时,随着经济发展水平的提高(以人均 GDP 衡量),对单一产品的需求减少。

表 2 金融发展与中国制造业出口的集约边际

|                               | (1)                     | (2)                      | (3)                     | (4)                     | (5)                     |
|-------------------------------|-------------------------|--------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
| 金融发展指标                        | <i>pcrdgdp</i>          | <i>llgdp</i>             | <i>stmktcap</i>         | <i>valtrade</i>         | <i>FDI</i>              |
| <i>FD</i> × <i>Depfiance</i>  | 0.507 **<br>( 2.31)     | 0.811 ***<br>( 17.56)    | −0.0963 *<br>( −1.91)   | 0.587 ***<br>( 17.55)   |                         |
| <i>FDI</i> × <i>Depfiance</i> |                         |                          |                         |                         | 2.605 ***<br>( 73.31)   |
| <i>FDI</i> × <i>Deploan</i>   |                         |                          |                         |                         | −5.810 ***<br>( −70.29) |
| <i>lngdp</i>                  | 0.0445 ***<br>( 9.32)   | 0.0343 ***<br>( 7.10)    | 0.0481 ***<br>( 10.11)  | 0.0362 ***<br>( 7.50)   | 0.474 ***<br>( 77.50)   |
| <i>lnpgdp</i>                 | −0.291 ***<br>( −23.59) | −0.324 ***<br>( −25.82)  | −0.278 ***<br>( −22.64) | −0.318 ***<br>( −25.31) | 1.363 ***<br>( 69.52)   |
| <i>lngdpc</i>                 | −3.895 ***<br>( −45.78) | −3.315 ***<br>( −38.26)  | −3.784 ***<br>( −44.96) | −3.140 ***<br>( −35.73) | 3.177 ***<br>( 26.27)   |
| <i>lnpgdpc</i>                | 4.049 ***<br>( 45.67)   | 3.415 ***<br>( 37.63)    | 3.939 ***<br>( 44.86)   | 3.237 ***<br>( 35.12)   | −3.098 ***<br>( −24.85) |
| <i>Indis</i>                  | −0.260 ***<br>( −21.43) | −0.303 ***<br>( −24.03)  | −0.246 ***<br>( −20.39) | −0.297 ***<br>( −23.52) | −1.356 ***<br>( −71.63) |
| $\lambda$                     | −7.514 ***<br>( −99.61) | −7.762 ***<br>( −100.03) | −7.421 ***<br>( −98.96) | −7.720 ***<br>( −99.45) | 3.694 ***<br>( 29.25)   |
| Constants                     | 273.7 ***<br>( 46.90)   | 236.8 ***<br>( 40.15)    | 265.7 ***<br>( 46.13)   | 224.5 ***<br>( 37.63)   | −240.8 ***<br>( −28.48) |
| F 值                           | 12532.7                 | 12458.3                  | 12656.3                 | 12478.2                 | 15434.5                 |
| 样本量                           | 832696                  | 832696                   | 832696                  | 832696                  | 832696                  |
| 调整后 R <sup>2</sup>            | 0.0953                  | 0.0948                   | 0.0962                  | 0.0949                  | 0.129                   |

注:括号内数值为估计系数的 *t* 值,\*、\*\*、\*\*\* 分别代表估计系数通过 10%、5%、1% 显著性水平检验。

五、稳健性分析

为了增强结果的稳健性,本文选择其他测度外部融资依赖度的方法。Rajan 和 Zingales(1998)根据美国公司数据测量了金融市场无摩擦时各产业外部依赖水平,我们使用 Braun(2003)基于他们的方法重新测度的产业外部融资依赖度,该方法基于 ISIC 产业分类,根据联合国 COMTRADE 数据库,我们获得了每个 HS6 位码所对应的 ISIC4 位码<sup>①</sup>。由表 3 结果可知,基本结论与之前分析基本一致,说明金融发展的确能够促进我国制造业出口的二元边际,FDI 能够部分替代银行信贷,也发挥了金融发展类似的作用。

表 3 稳健性分析结果

| 估计方法                          | Probit 模型                |                          |                          | Heckman 模型               |                          |                          |
|-------------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
| 金融发展指标                        | <i>pcrdgdp</i>           | <i>llgdp</i>             | <i>FDI</i>               | <i>pcrdgdp</i>           | <i>llgdp</i>             | <i>FDI</i>               |
| <i>FD</i> × <i>Depfiance</i>  | 0.424 ***<br>( 42.68)    | 0.093 ***<br>( 46.49)    |                          | 1.264 ***<br>( 19.05)    | 0.348 ***<br>( 25.58)    |                          |
| <i>FDI</i> × <i>Depfiance</i> |                          |                          | 0.014 ***<br>( 39.22)    |                          |                          | 0.0728 ***<br>( 27.71)   |
| <i>FDI</i> × <i>Deploan</i>   |                          |                          | −0.237 ***<br>( −113.94) |                          |                          | −1.915 ***<br>( −130.15) |
| <i>lngdp</i>                  | 0.028 ***<br>( 50.86)    | 0.029 ***<br>( 51.12)    | 0.029 ***<br>( 52.07)    | 0.339 ***<br>( 87.79)    | 0.339 ***<br>( 87.80)    | 0.340 ***<br>( 89.01)    |
| <i>lnpgdp</i>                 | 0.095 ***<br>( 128.35)   | 0.094 ***<br>( 128.41)   | 0.095 ***<br>( 128.28)   | 0.818 ***<br>( 152.50)   | 0.818 ***<br>( 152.52)   | 0.810 ***<br>( 152.54)   |
| <i>lngdpc</i>                 | 2.740 ***<br>( 25.37)    | 2.599 ***<br>( 24.03)    | −2.985 ***<br>( −23.10)  | 0.868<br>( 1.12)         | 0.0731<br>( 0.09)        | −5.075 ***<br>( −55.61)  |
| <i>lnpgdpc</i>                | −2.757 ***<br>( −24.30)  | −2.591 ***<br>( −22.80)  | 3.169 ***<br>( 23.47)    | 0.269<br>( 0.33)         | 1.151<br>( 1.41)         | 5.358 ***<br>( 56.20)    |
| <i>Indis</i>                  | −0.104 ***<br>( −129.92) | −0.105 ***<br>( −130.29) | −0.106 ***<br>( −131.60) | −0.818 ***<br>( −150.64) | −0.817 ***<br>( −150.70) | −0.822 ***<br>( −153.15) |

①Braun(2003)并没有测度全部 ISIC 产业的外部融资依赖,故稳健性分析中的样本量与之前分析略有减少。

续表 3

稳健性分析结果

| 估计方法               | Probit 模型               |                         |                       | Heckman 模型              |                         |                         |
|--------------------|-------------------------|-------------------------|-----------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
| 金融发展指标             | <i>pcrdgdp</i>          | <i>llgdp</i>            | <i>FDI</i>            | <i>pcrdgdp</i>          | <i>llgdp</i>            | <i>FDI</i>              |
| $\lambda$          |                         |                         |                       | -7.811 ***<br>( -99.82) | -7.592 ***<br>( -98.23) | -6.093 ***<br>( -80.19) |
| Constants          | -55.51 ***<br>( -27.19) | -53.29 ***<br>( -26.06) | 55.30 ***<br>( 22.43) | -17.81 ***<br>( -3.40)  | -12.87 **<br>( -2.45)   | 338.5 ***<br>( 54.65)   |
| F 值                |                         |                         |                       | 12265.5                 | 12318.5                 | 13199.0                 |
| 样本量                | 811111                  | 811111                  | 811111                | 811111                  | 811111                  | 811111                  |
| 预测准确率              | 68.61%                  | 68.55%                  | 69.09%                |                         |                         |                         |
| 调整后 R <sup>2</sup> |                         |                         |                       | 0.0832                  | 0.0835                  | 0.102                   |

注:括号内数值为估计系数的  $t(z)$  值,\*、\*\*、\*\*\* 分别代表通过 10%、5%、1% 显著性水平检验。

六、结论

金融发展对宏观经济的重要意义长期以来一直是宏观经济学领域的热点问题之一,近些年来,随着国际贸易理论和金融发展理论不断完善,越来越多的学者关注金融发展对贸易规模和贸易结构的影响。尽管我国的出口过去 20 年保持了高速增长,但是随着近年来国际大宗商品价格的上升和“人口红利”时代的结束,如何提升贸易结构,寻找新的比较优势成为“中国制造”面临的一大难题。本文通过引入一系列反映金融中介和金融市场发展的指标体系,较为全面分析了金融发展和 FDI 对我国制造业出口增长二元边际的影响机制。

一方面,本文利用 Probit 等模型估计金融发展对出口增长扩展边际的影响。研究表明,中国金融发展有利于外部融资依赖性产业拓展海外市场,提高了它们进入出口市场的可能性。另一方面,本文利用 Heckman 模型估计了金融发展和对制造业出口增长集约边际的影响。结果显示,中国金融发展使得外部融资依赖性行业能够在最优的状态下进行生产,从而改善了其贸易量。FDI 通过替代银行信贷,为企业提供了外部资金,从而发挥了与金融发展同样的作用。因此,为了促进我国贸易结构的改善,不仅要加强对资本密集型和技术密集型企业的支持,而且应该有选择地引入 FDI,使其充分发挥缓解融资约束、促进出口的作用。

参考文献:

1. 黄玖立、冼国明. 2010 《金融发展、FDI 与中国地区的制造业出口》,《管理世界》第 7 期。  
2. 江伟、李斌. 2006 《金融发展、融资约束与企业成长》,《南开经济研究》第 3 期。  
3. 钱学锋. 2008 《企业异质性、贸易成本与中国出口增长的二元边际》,《管理世界》第 9 期。  
4. 盛斌. 2002 《中国对外贸易政策的政治经济学分析》,上海人民出版社。  
5. 伍德里奇. 2007 《计量经济导论》,中国人民大学出版社。  
6. Beck, J.T. 2002. “Financial Development and International Trade: Is There a Link?” *Journal of International Economics* 57( 1) : 107 – 131.  
7. Bellone, J.F., P. Musso, L. Nesta, and S. Schiavo. 2010. “Financial Constraints and Firm Export Behaviour.” *World Economy*, 33( 3) : 347 – 373.  
8. Berthou, A. 2010. “The Distorted Effect of Financial Development on International Trade Flows.” CEPII Working Papers.  
9. Braun, M. 2003. “Financial Contractibility and Asset Hardness.” Harvard University Department of Economics Working Papers.  
10. Chaney, J. 2005. “Liquidity Constrained Exporters.” University of Chicago mimeo.  
11. Demirgüç, A. and V. Maksimovic. 1998. “Law, Finance and Firm Growth.” *Journal of Finance* 53( 6) : 2107 – 2137.  
12. Feenstra, R. C., Z. Li and M. Yu. 2011. “Exports and Credit Constraints under Incomplete Information: Theory and Evidence from China.” NBER Working Papers 16940.  
13. Fisman, R. and I. Love. 2003. “Trade Credit, Financial Intermediary Development and Industry Growth.” *The Journal of Finance*, 58( 1) : 353 – 374.  
14. Harrison, A. E., and M. S. McMillan. 2003. “Does Direct Foreign Investment Affect Domestic Credit Constraints?” *Journal of International Economics* 61( 1) : 73 – 100.  
15. Heckman, J. J. 1979. “Sample Selection Bias as a Specification Error.” *Econometrica* 47( 1) : 153 – 161.  
16. Helpman, E., M. Melitz, and Y. Rubinstein. 2008. “Estimating Trade Flows: Trading Partners and Trading Volumes.” *Quarterly Journal of Economics* 123( 2) : 441 – 487.  
17. Héricourt, J. and S. Poncet. 2009. “FDI and Credit Constraints: Firm – Level Evidence from China.” *Economic Systems* 33( 1) : 1 – 21.  
18. King, R. G., and R. Levine. 1993. “Finance, Entrepreneurship and Growth.” *Journal of Monetary Economics* 32( 3) : 513 – 542.  
19. Li, Z., and M. Yu. 2009. “Exports, Productivity and Credit Constraints: A Firm – Level Empirical Investigation for China.” CCER

Working Papers.

20. Manova K. 2008. "Credit Constraints ,Heterogeneous Firms and International Trade. " NBER Working Papers 14531.
21. Melitz M. J. 2003. "The Impact of Trade on Intra – industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity. " *Econometrica* , 71( 6 ) : 1695 – 1725.
22. Minetti ,R. ,and S. C. Zhu. 2011. "Credit Constraints and Firm Export: Microeconomic Evidence from Italy. " *Journal of International Economics* 83( 2 ) : 109 – 125.
23. Muñls M. 2008. "Exporters and Credit Constraints. A Firm Level Approach. " London School of Economics Mimeo.
24. Rajan R. and L. Zingales. 1998. "Financial Dependence and Growth. " *American Economic Review* 88( 3 ) : 559 – 586.

## Financial Development ,FDI and Manufacturing Export Performance of China: Empirical Analysis Based on New New Trade Theory

Meng Xia and Chen Lei

( APEC Study Center ,Nankai University)

**Abstract:** Base on new new trade theory ,this paper classified 80 million pieces of Chinese manufacturing export datas into the national economy industry classification. Then we use Probit model and Heckman selection model to test the dual margin impact of finance and FDI. Study shows that credit constraints is an important factor of export decisions ,and financial development helps companies ease financing constraints ,made them producing in the best state ,enabling them to enter the export market ,expanding the share of exports , have a positive impact on the intensive margin and extensive margin. Meanwhile ,FDI also ease the credit constraints of China 's export enterprises and promote exports of dual marginal of high – finance – dependent sectors ,play the same role of financial development. Further estimates suggest that FDI functions through substitution of bank credit.

**Key Words:** Financial Development; FDI; Manufacturing Export; Dual Margin

**JEL:** F14 ,F36 ,G20

( 责任编辑: 陈永清)

---

( 上接第 47 页)

18. Lee ,B. and P. Gordon. 2007. "Urban Spatial Structure and Economic Growth in US Metropolitan Areas. " University of Southern California Working Paper.
19. McMillen ,D. P. and S. C. Smith. 2003. "The Number of Subcenters in Large Urban Areas. " *Journal of Urban Economics* 53( 3 ) : 321 – 338.
20. Meijers ,E. J. and M. J. Burger. 2010. "Spatial Structure and Productivity in US Metropolitan Areas. " *Environment and Planning A* 42( 6 ) : 1383 – 1402.
21. Meijers ,E. 2008. "Summing Small Cities Does Not Make a Large City: Polycentric Urban Regions and the Provision of Cultural , Leisure and Sports Amenities. " *Urban Studies* 45( 11 ) : 2323 – 2342.
22. Parr J. B. 2004. "The Polycentric Urban Region: A Closer Inspection. " *Regional Studies* 38( 3 ) : 231 – 240.
23. Phelps ,N. A. ,and T. Ozawa. 2003. "Contrasts in Agglomeration: Proto – Industrial ,Industrial and Post – Industrial Forms Compared. " *Progress in Human Geography* 27( 5 ) : 583 – 604.
24. Oort ,F. ,M. Burger ,and O. Raspe. 2010. "On the Economic Foundation of the Urban Network Paradigm: Spatial Integration , Functional Integration and Economic Complementarities within the Dutch Randstad. " *Urban Studies* 47( 4 ) : 725 – 748.

## Spatial Structure and Economic Performance in Chinese Urban Agglomerations

Zhang Haoran and Yi Baozhong

( Northeast Asia Studies Center ,Jilin University)

**Abstract:** Efficient spital structure is the source of the quality of economic growth. Based on urban agglomeration panel datas from 2000 to 2009 ,we investigate how different spatial structures ,especially the monocentricity and polycentricity dimension ,and affect the economic performance of Chinese urban agglomerations. The results indicate that Monocentricity is associated with higher total factor productivity and this correlation is particularly strong in smaller urban agglomerations. In this sense ,Chinese urban system in general shows a flat – forming tendency leading to significant efficiency losses. Therefore ,further increasing the size of the core city is important for urban agglomeration 's sustainable development.

**Key Words:** Spatial Structure; Total Factor Productivity; Urban Agglomerations

**JEL Classification:** R11 ,R12 ,O40

( 责任编辑: 陈永清)