

# 贸易保护主义新趋势下金融约束与外商直接投资研究

## ——基于我国行业数据的面板门限模型分析

张坤,李巍

(华东师范大学 经济与管理学部,上海 200241)

**[摘要]** 外商直接投资作为经济体宏观流动性的重要组成部分,对于经济发展的长期贡献取决于其实际利用项目与本国金融环境和贸易条件构成的互补与替代关系,对于境内市场主体的投资行为也具有重大的外溢效应。我国金融市场近年来虽然有了长足的发展,但是仍然存在信息不对称和有限担保等金融摩擦现象,同时金融去杠杆的宏观环境使得企业部门面对的融资约束和融资成本日益增加。与此同时,全球贸易保护主义有所抬头,美国更是于2018年3月宣布对从我国进口的600亿美元商品大规模加征关税,并限制我国企业对美投资并购。在这样的国际背景下,试图通过面板门限模型将行业贸易条件纳入金融约束与外商直接投资的统一研究框架,从而发掘贸易条件、金融发展和外商直接投资的潜在内生关系。

**[关键词]** 贸易条件;金融约束;外商直接投资;商品价格指数;贸易开放;国际资本流动;金融市场环境

**[中图分类号]** F069 **[文献标志码]** A **[文章编号]** 1004-4833(2019)04-0106-10

### 一、引言

自从20世纪90年代世界主要经济体大量签署多边贸易协议和金融合作框架以来,关于贸易开放、金融发展与跨境资本流动之间的复杂关系就引起了各国学者的广泛关注。外商直接投资(FDI)作为经济体宏观流动性的重要组成部分,各地区的政府部门和企业部门也将吸引FDI作为参与全球价值链并提高参与程度的一个重要途径。与此同时,FDI对于经济发展的长期贡献取决于其实际利用项目与本国金融环境和贸易条件构成的互补与替代关系,对于境内市场主体的投资行为也具有重大的外溢效应。

近年来,我国贸易和金融开放步伐逐步提速,但是以英国脱欧和中美贸易争端为标志的贸易保护主义有所抬头,发达国家竞相设置贸易壁垒,美国更是于2018年3月宣布将根据“301调查”结果对从中国进口的600亿美元商品大规模加征关税,并限制中国企业对美投资并购。此次美国对我国征税领域主要包括农机装备、高铁装备、新能源汽车、工业机器人、生物制药、新材料、新一代信息技术、航空产品和高性能医疗器材等九大类商品和服务。当特定行业面临贸易条件急剧恶化背景下,我国FDI稳定性可能受到直接或间接影响,美对华征税商品所在行业的金融发展状况和企业融资成本就显得尤为重要。与此同时,虽然我国金融市场尤其是信贷市场有了长足的进步,但是仍然面临信息不对称和有限担保等金融摩擦现象。企业部门再一次处在了金融去杠杆的宏观环境之中,金融市场上面临的融资约束和融资成本日益增加。

我国在进一步深化对外开放进程中,如何提高金融为实体经济服务的效率?如何防范贸易保护主义导致的各国国际收支再平衡对于全球资产配置的冲击影响?如何避免外商直接投资波动对宏观经济和金融系统稳定构成的潜在威胁?对于这些问题的回答不仅需要国内融资约束和金融改革等问题进行再思考,而且需要从国际收支和国际金融市场环境进行全方位的审视。本文以进出口商品的相对价格区分不同行业,创新性的将国际贸易条件纳入金融约束与FDI的研究框架,根据国际资本流动的动力来源谨慎定义国际贸易和跨境资本流动互补性。由此,通过理论和实证模拟分析异质性行业贸易条件和金融约束,以期发现FDI的多重动机和多变冲击方向与金融约束之间更为复杂的互动机制。研究方法上,本文根据我国国民经济行业分类采集行业经济指标和财务指标,通过面板门限模型方法将经济体贸易条件纳入特定行业金融约束和FDI统一研究框架,分析我国FDI

**[收稿日期]** 2019-01-12

**[基金项目]** 上海市社会科学规划课题资助项目(2013BJB001)

**[作者简介]** 张坤(1986—),男,安徽合肥人,华东师范大学经济与管理学部博士研究生,从事国际金融、产业经济研究,E-mail:kunzhangluck@163.com;李巍(1967—),男,上海市人,华东师范大学经济与管理学部经济系主任,教授,博士生导师,从事宏观经济、金融风险、产业经济学研究。

流动的内在驱动力及其特定的门限效应和区间特征。在此基础上,集中解释贸易条件、金融约束和外商直接投资的潜在内生关系,从而发掘金融约束如何深刻改变经济体行业结构、贸易方向和国际资本流向。

## 二、文献综述

传统 Heckscher-Ohlin-Mundell 模型将微观贸易理论有效的嵌入宏观经济分析,不仅包含跨地区产业结构和商品流通机制,而且包含宏观资本要素,为将企业融资约束纳入外商直接投资与贸易开放研究框架提供了系统性理论媒介和关键性工具。但是根据这一理论,在不考虑贸易摩擦条件下,国际分工具备促使全球要素价格均等化的潜在作用,对于资本稀缺的新兴与发展中经济体贸易开放与国际资本流动完全不相关。Dunning 从企业利润最大化角度提出国际直接投资理论,从国家和产业的比较优势证明国际贸易和外商直接投资之间存在替代关系<sup>[1]</sup>。

此外,Kojima 提出边际产业转移理论,认为国际贸易与外商直接投资是互补关系,而不是替代关系,指出对外直接投资应从东道国已经处于或即将处于比较劣势的产业(称为“边际产业”)依次进行,FDI 目的国与东道国生产技术差距越小越容易加速传统生产技术退化,国际贸易与外商投资之间是相辅相成的<sup>[2]</sup>。Rajan 和 Zingales 将金融市场环境纳入传统比较优势理论提出金融比较优势理论,研究结论证明在劳动力数量、市场制度等其他控制条件不变情况下,不同国家差异化的金融体系会降低企业跨境融资成本,国际贸易与 FDI 不仅存在替代性,在一定条件下还存在互补性<sup>[3]</sup>。Eicher 撰文指出贸易条件的改善有助于加剧国内和国际市场竞争,从而促使外向型企业不得不扩大投融资规模,依靠规模优势获得超额回报<sup>[4]</sup>。相反结论同样存在, Serven 研究指出如果经济体金融市场不完善,贸易开放可能导致人力和资本无法得到充分利用,经济资源集中于价值链的中低端而无法推动高技术产业向全球价值链高端迈进<sup>[5]</sup>。无独有偶,Svalery 和 Vlachos 基于 OECD 国家面板数据结构进行回归分析,结果显示发达经济体之间专业化分工能力与本国金融市场发展程度具有高度密切的关系,金融约束的放松和金融发展有利于行业比较优势的形成和专业化生产<sup>[6]</sup>。Nunn 和 Trefler 更加强调国内制度因素是国际贸易中比较优势的重要来源,其理论证明了各国制度因素与传统要素禀赋在行业比较优势中发挥相同的作用,进一步提出贸易开放对国内制度的影响是经济体通过贸易获得长期收益的唯一途径<sup>[7]</sup>。他们的研究结论为当前贸易新形势下金融约束对外商直接投资影响的相关研究提供了重要分析基础。

国内学者也对我国金融发展与外商直接投资关系进行了深入研究。张军、郭为研究认为由于我国缺乏完善金融体制,民营企业需要足额实物资产获得抵押贷款<sup>[8]</sup>。跨国公司通过外商直接投资渠道与民营企业相结合后,不仅可以有效实现外部交易内部化,而且增加了企业实物资产的存量,从而降低国际贸易频率和部分市场融资成本。包群、阳佳余基于我国净出口率、Michaely 指数以及 Blassa 显性比较优势 3 种指标衡量工业制成品区域比较优势,同时根据当地金融市场规模、效率及期限结构等特征构建金融发展指标,实证研究发现金融发展水平较高的地区能够通过降低工业制成品企业融资成本获得国际贸易中比较优势<sup>[9]</sup>。邓娟通过比较分析 1985—2011 年 36 个行业中美贸易数据,从两国金融发展差异性角度研究中美贸易如何影响 FDI 问题,得出金融摩擦和两国贸易摩擦程度的提高会显著影响美国对中国制造业的直接投资,从而阻碍了中国对美国的制造业出口,加剧了中美贸易失衡的结论<sup>[9]</sup>。何宜庆、杨琼基于 2000—2014 年长江经济带 11 个省市的数据构建面板数据回归分析 FDI 与金融集聚的关系,实证研究认为我国应当进一步提升金融市场的开放程度,引导 FDI 在不同地区不同产业间的科学分布和优化配置,培育全方位对外开放新优势<sup>[11]</sup>。

从目前研究文献来看,大部分学者从宏观角度单独分析贸易开放或金融发展对经济体外商直接投资的影响关系。本文将经济体金融约束与贸易条件统一纳入到外商直接投资流动的研究框架,着重分析不同行业金融约束如何作用于国际金融市场参与主体,使其在资本筹集、生产和贸易过程中的决策机制与完全市场条件产生一定差异。同时引入外部冲击,重点观察在贸易保护主义抬头、各国比较优势变化和出口战略调整的背景下,外商直接投资与不同行业的联系方式以及扩张和收缩的动力,并考察金融约束在这一过程中所发挥的主导作用。

## 三、理论模型构建

为了从不同行业贸易条件发掘金融约束对于外商直接投资的主要机理,本文参考比较优势理论的决定因素构建如下理论模型。

### (一) 模型环境

假设经济体采用资本和劳动力两类要素生产两种商品,分别命名为商品 1 和商品 2。两种商品生产函数均

为柯布道格拉斯形式:

$$Y_i = Z(K_i)^\alpha(L_i)^{1-\alpha}, \quad i = 1, 2 \quad (1)$$

其中 $K_i$ 和 $L_i$ 分别表示生产商品 $i$ 时资本和劳动力数量, $Z$ 为希克斯中性技术进步。商品生产的参与主体分别由企业家、贷款人和劳动力组成。其中由企业家提供的自筹资金和贷款人提供的信贷资金占资本总量的比例分别为 $\mu$ 和 $1 - \mu$ 。

假定资本市场普遍存在的金融约束对于不同商品生产具有非对称影响效应,当商品2在生产经营过程中出现资本短缺,所有生产商品2的企业都将尽最大能力筹集资本,此时金融市场上资本要求回报率为 $\delta$ 。相反,如果商品1在经营过程中出现资本短缺,那么金融约束对于企业生产进程的影响就相对复杂,主要原因在于:(1)只有商品1的生产者知道如何经营(即企业家才能在生产过程中尤为重要)。(2)由于大部分生产商品1的企业受制于有限担保导致融资规模有限,并且固定资产投资具有不可逆性,如果其项目投资建设之后难以为继,就意味着企业债务违约的可能性极大提升。假设违约事件发生,贷款人可以获得的固定资产比例为 $\varphi \in (0, 1)$ ,因此在商品1所在产业领域内企业家受到的金融约束为 $I_i \leq \theta K_i = \theta K$ 。此时,信贷乘数 $\theta = 1/(1 - \varphi) > 1$ ,即抵押物价值与信贷乘数正相关。假定消费者商品偏好为柯布道格拉斯形式,两类商品消费占比分别为 $\eta$ 和 $1 - \eta$ 。显然,如果信贷乘数足够大,那么两类流向商品生产的资金规模占比将与商品消费占比相同。此时,商品1所在行业未受到金融约束。我们更加关注信贷乘数下降至行业面临金融约束的临界值,该临界值以下足以导致经济体均衡发生改变,即:

$$\mu\theta < \eta \quad (2)$$

当不等式(2)满足时,商品1所在行业金融约束收紧,平均总投资规模为 $\theta K$ 。其中 $[\theta - 1]K$ 的资金规模来自借款,占比为:

$$K_1 = \mu\theta K < \eta K \quad (3)$$

这里强调企业家将所有能够获取的资本要素投入到商品1的生产当中,而不作为单纯的资金供给者经营其他业务,这是形成市场均衡的重要前提。由于劳动力要素的分配依据其边际产品价值,生产函数及(3)式联合得到相对价格:

$$p = \left[ \frac{\mu\theta(1-\eta)}{\eta(1-\mu\theta)} \right]^\alpha < 1 \quad (4)$$

其中相对价格小于1的原因仍然在于金融约束满足不等式(2)。商品1所在行业面临的金融约束并没有扭曲劳动力资源在行业间的分配,而是促使资本向商品2所在行业转移,从而导致商品2产能过剩。由此,金融约束越高的行业,其商品相对价格越低。资本边际产出和商品生产情况共同决定实际资本回报率,即:

$$\frac{\delta}{p} = \alpha Z \left( \frac{1-\mu\theta}{1-\eta} \frac{K}{L} \right)^{\alpha-1} \quad (5)$$

上述方程联立(4)式可以得到:

$$\delta = \frac{\mu\theta(1-\eta)}{(1-\mu\theta)\eta} \alpha Z \left( \frac{\mu\theta}{\eta} \frac{K}{L} \right)^{\alpha-1} \quad (6)$$

根据(5)式和(6)式,无论是名义资本回报率还是实际资本回报率均为信贷乘数的增函数,由此可见,封闭经济体在其他条件相同的均衡情况下,金融约束宽松的行业商品相对价格以及资金实际回报率较高。

## (二) 开放经济体均衡

为了强调金融发展在贸易和资本流动方面的重要作用,本文假定参与外商直接投资的东道国 $f$ 与本国 $h$ 要素禀赋相似,消费者偏好相同,生产者具备相同的技术条件并以同样比例投入资本和劳动要素,唯一差异性在于行业规模和金融约束程度,即FDI东道国金融约束程度低于本国。当两国不存在商品贸易时,在各自均衡条件下可以得到东道国相对价格和实际资本回报率要低于本国。本国市场条件与东道国相差如此之大以至于东道



国商品相对价格的决定因素并不受本国影响,即:

$$p = p_{aut}^f = \left[ \frac{\mu\theta^f(1-\eta)}{\eta(1-\mu\theta^f)} \right]^\alpha < 1 \quad (7)$$

不等式(7)表明东道国金融约束也处于紧缩状态。若封闭经济体均衡条件下,金融约束较为宽松行业的商品相对价格以及资金实际回报率较高,那么当该国商品向全球市场开放,其相对价格将显著提高。均衡条件下不同商品的劳动力边际产品价值仍然相等,但是劳动力要素在不同行业间的配置不再与封闭条件下商品市场出清时保持一致。这是国际贸易在该模型当中呈现的重要特点:经济体生产要素在不同行业之间的配置与当地需求实现脱钩。这意味本国商品面对的相对价格成为外生变量,因此商品1所在行业劳动力市场条件为:

$$L_1 = \frac{\mu\theta L}{(1-\mu\theta)p^{1/\alpha} + \mu\theta} \quad (8)$$

当商品1所在行业金融约束收紧时,行业内劳动要素规模是相对价格 $p$ 的减函数和金融发展程度 $\theta$ 的增函数。国际贸易使得本国相对价格下降的趋势减缓,劳动力资源流向金融约束相对宽松的商品2所在的行业当中,因此本国主要出口具有比较优势的商品2<sup>①</sup>。根据(3)式和(8)式,商品2的实际资本回报率为:

$$\delta = \alpha Z p \left\{ [(1-\mu\theta) + \mu\theta P^{-1/\alpha}] \frac{K}{L} \right\}^{\alpha-1} \quad (9)$$

开放经济体资本回报率主要由金融约束较低行业的资本边际产品决定,但是商品贸易对于资本回报率的影响与行业内资本劳动比例密切相关。如(8)式所述,商品1相对价格上升促使该行业劳动力资源流出,而行业资本规模维持不变,从而商品1所在行业的人均资本规模上升,相反商品2所在行业的人均资本规模下降。因此,商品2所在行业的资本要素边际产品提高,这表明 $\delta$ 也是随着相对价格 $p$ 的提高而上升<sup>②</sup>。即如果东道国的资本规模总量大于本国且不同商品所在行业金融约束异质,那么贸易条件恶化将不利于本国实际资本回报率的提升。只要本国任一行业的金融约束相对其他行业较低,贸易条件的改善就可以帮助降低金融约束对于经济体整体回报率的负面影响。这有助于理解相对价格相似而金融发展程度不同经济体之间资本回报率所表现的不同特性。

正如大部分国际贸易理论所述,商品可以通过跨境贸易在国际自由流动,但是生产要素由于各种限制性因素难以完全自由流动。我们可以将商品所在行业的贸易条件纳入基础模型进行比较分析说明资本流动的驱动力,假定商品1贸易成本为0,但是商品2的贸易行为是禁止性的。此时本国无法发挥行业比较优势,均衡状态与封闭条件无异。根据(6)式可以得到此时 $\delta' > \delta^h$ 。尽管本国和东道国拥有同样的资本劳动比率,但是东道国的资本收益率显著高于本国,企业家更加倾向将资本要素转移回东道国。从量化角度分析,那么回流东道国的外商直接投资规模占资本总量的比例 $F^-$ 由下式决定:

$$F^- = \mu(\theta^f - \theta^h) \left( \frac{\mu\theta^h(1-\mu\theta^f)}{\mu\theta^f(1-\mu\theta^h)} \right)^{\alpha/(1-\alpha)} \quad (10)$$

上述表达式表明资本流出占比与国外金融约束负相关,与本国金融约束正相关。因此,本国商品1所在行业的金融约束程度与东道国差距越大,回流东道国的外商直接投资规模越高。当两种商品都不存在贸易壁垒的情况下,国际市场上不同商品所在行业金融约束程度的异质性问题仍然在本文研究框架内。当人力资本流动受限制时,本国和东道国均衡状态时的资本回报率表现为 $\delta' > \delta^h$ 。此时外商直接投资将会从东道国流向本国,而且由于本国金融约束程度较高的行业资本配置上限为 $\mu\theta^h K$ ,因此流向本国的外资大部分将进入到商品2所在的行业中,资本回报率使得外商直接投资流动占资本总量比例由以下条件决定:

①显而易见,只有当 $\theta^f > \theta$ 时本国对于商品2的出口规模才为正数。

②该结论的另一种表达方式是贸易开放降低了本国生产商品1的企业家的溢价水平(即 $\lambda$ 与 $p$ 负相关)。实际上,本国所有企业家总资本回报率 $R = \delta + \lambda\theta$ 也一定与相对价格 $p$ 负相关。

$$F^+ = \frac{(\eta - \mu\theta^f)(\theta^f - \theta^h)}{\theta^f(1-\eta)} \quad (11)$$

当本国金融发展程度接近东道国时,两国间资本流动趋缓。通过理论模型推导,我们认为封闭条件下的无约束市场环境中,企业家自筹资金与投资者借贷资金是完全替代关系,且双方都获得平均资本收益率。但是当金融约束收紧时,企业家自筹资金变得相对稀缺,从而获得比平均资本回报率更高的溢价水平。当某一商品所在行业金融约束程度较高,资本倾向于流向其他金融约束程度较低的行业;开放条件下,原本市场价格机制和投融资需求间的均衡被打破,贸易条件与金融约束共同作用于异质性行业的参与主体,包括跨国企业、金融机构以及外向型企业在内的各种投资和贸易决策。经济体商品相对价格的引入深刻改变了金融约束对于资本流动的直接效应,是影响经济体比较优势的重要因素。即使外商直接投资东道国的资本富裕程度较高,如果行业的资本劳动替代弹性较低,那么金融约束收紧也会导致其商品相对价格相较于对象国趋于下降。反之,外商直接投资对象国的资本富裕程度较低,金融约束相对较低的行业同样能表现出较强的比较优势,随着该行业内商品相对价格提高而产生的国际贸易,进一步促进外商直接投资的流入。同时,由于资本流动使得两个经济体相对价格趋同,资本回报率趋同。贸易条件改善有助于资本流向金融约束较强的经济体,从而使得贸易开放和资本内流成为相互促进循环模式。

尽管上述研究框架主要聚焦于金融约束对于外商直接投资的影响,但是行业贸易摩擦也很容易纳入上述模型。我们假设商品1所在行业不存在贸易摩擦,而东道国对于从本国进口的商品2征收比例为 $\tau \in (0, 1)$ 的税赋。同样的也可以假设贸易摩擦发生在商品1所在行业,相当于本国对于进口商品征收进口关税。无论在哪种情况下,交易成本如果上升,意味着一定程度上贸易环境的恶化,相对价格变为 $p^f(1-\tau)$ 而非 $p^f$ ,贸易摩擦对本国商品相对价格的影响是单调的。由于经济体资本回报率与相对价格呈正相关关系,因此存在一个贸易摩擦阈值 $\bar{\tau} \in [0, 1 - p_{am}^h/p^f]$ ,当贸易摩擦程度高于阈值时,国内资本回报率显著低于国外,反之则反是。

只有商品和资本跨国间同时自由流动才能形成要素价格的趋同性,因此商品和资本自由流动是要素价格趋同的必要条件,国际贸易和资本流动在金融约束较强的经济体仍可以是相互促进的。模型框架显示贸易条件与外商直接投资流动的互补性是如此之强,以至于贸易摩擦的提高很有可能扭转资本流动的方向。外商直接投资流入规模会根据不同经济体贸易成本的高低增加或减少,更重要的是由于贸易壁垒较高的行业,其资本配置不受跨国间贸易和资本流动的影响,因此资本流动必然会扩大直接投资东道国的比较劣势,同时降低投资对象国的比较优势,从而减少跨国间资本流动规模。相反,当贸易摩擦减小时,资本倾向于从东道国比较劣势的行业流向对象国具有比较优势的行业,从而大大缓解国际资本对象国和东道国之间实际收益率的收敛速度,仍然有可能吸引国际资本的持续流入。最后,值得注意的是,由于贸易壁垒使得要素价格即使在外商直接投资不存在障碍时也无法呈现均等条件,因此贸易壁垒也会使得金融约束较强经济体的工资率维持在低水平上,外商直接投资的不稳定性会随着贸易壁垒的上升而进一步增强。

#### 四、实证模型与策略

##### (一) 数据样本选择

本文数据采用按照我国国民经济行业分类的2011年至2017年月度行业经济指标和财务指标。其中,行业经济指标包含外商直接投资实际利用金额、固定资产投资金额(为了避免重复计算,本文将FDI从固定资产投资中扣除)以及进出口贸易指数;行业财务指标包括行业销售收入、利息支出、流动资产占总资产比率、利润率以及负债率。通过对比分析按照行业分类的外商直接投资实际利用数据和进出口贸易指数数据,本文最终选取采矿业、纺织业、化学原料及化学制品制造业、医药制造业、通用设备制造业、专用设备制造业、通信设备和计算机及其他电子设备制造业七大行业作为研究对象。受制于行业数据的可得性并避免出现选择性偏误,本文将七大行业统一作为截面样本纳入面板数据结构进行实证研究。时间样本之所以选择从2011年开始,一方面是因为2011年以后全球经济开始摆脱金融危机进入缓慢复苏阶段,另一方面一些反映行业金融发展的重要指标(如负债率)自2011年才能够获取。上述所有行业经济指标来源于国家统计局,行业财务指标来源于CEIC数据库,经过筛选匹配后总计得到588个行业月度观测值。

## (二)变量定义与实证模型

根据理论模型提出的研究假说,本文将行业贸易条件纳入金融约束对经济体外商直接投资的实证分析<sup>①</sup>。同时考虑到行业金融发展水平与固定资产投资规模,盈利能力等行业个体特征变量存在明显的相关关系,故本文还在实证模型中加入相应控制变量,因此外商直接投资规模由如下变量决定:

$$fdi_{-y_{it}} = \alpha_0 + \beta_1 inv_{-y_{it}} + \beta_2 imp_{-y_{it}} + \beta_3 exp_{-y_{it}} + \beta_4 tot_{it} + \beta_5 deb_{it} + \varphi w_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中 $fdi_{-y_{it}}$ 为行业*i*在*t*期的外商直接投资实际利用金额月度同比数据,该指标与贸易指数相对应,表示我国不同行业外商直接投资波动情况; $inv_{-y_{it}}$ 为固定资产投资月度同比数据,用于反映行业投资需求;进口商品数量指数 $imp_{-y_{it}}$ 和出口商品数量指数 $exp_{-y_{it}}$ 反映当经济体面对特定行业贸易摩擦或贸易壁垒时,贸易规模影响外商直接投资变化的方向和程度; $tot_{it}$ 为特定行业贸易条件,表示所属行业商品在国际贸易市场上的竞争力; $deb_{it}$ 为平均资产负债率,该指标重点反映行业所受金融约束的平均值,以说明行业金融发展状况; $w_{it}$ 为一系列反映行业财务特征的控制变量,其中 $rev_{-y_{it}}$ 为销售收入月度同比指标,用于控制行业产出规模的变动; $int_{-y_{it}}$ 为利息支出月度同比指标,用于反映不同行业融资成本的变动; $cur_{it}$ 为流动资产与总资产比率,反映行业流动性状况; $pro_{it}$ 为行业平均利润率,用于控制不同行业盈利能力。从模型角度看,外商直接投资的波动取决于行业贸易开放、金融发展以及财务特征等事前指标,而外商直接投资事后条件与事前条件的差异可以被认为是误差项,包括生产效率冲击、金融摩擦限制和宏观政策条件等,从而在(1)式中引入误差项 $\varepsilon_{it} \sim iid(0, \sigma^2)$ 。上述各变量描述性统计结果如表1所示。

## (三)实证结果分析

为了进一步考察进口商品规模和出口商品规模分别对于外商直接投资的影响,同时将贸易条件相应调整为进口价格指数和出口价格指数,从而观察进出口商品价格变化在模型中起到作用,我们将模型(1)拓展为模型(2)和模型(3):

$$fdi_{-y_{it}} = \alpha_1 + x_1 inv_{-y_{it}} + x_2 imp_{-y_{it}} + x_3 imp_{-p_{it}} + x_4 deb_{it} + \varphi_2 w_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$fdi_{-y_{it}} = \alpha_1 + \lambda_1 inv_{-y_{it}} + \lambda_2 exp_{-y_{it}} + \lambda_3 exp_{-p_{it}} + \lambda_4 deb_{it} + \varphi_3 w_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

正确设定模型和估计参数之前,需要对各个面板数据序列进行单位根检验。本文应用LLC、IPS以及Fisher—ADF进行面板数据序列的平稳性检验,检验回归式中同时包括常数项和趋势项。通过表2的面板数据单位根检验结果,可以看出模型(2)和模型(3)中的回归变量均平稳,因此将各变量一起纳入回归模型。

## 1. 模型初步估计

根据Hausman检验应采用固定效应或是随机效应的计量结果,本文待估计模型均应该采取固定效应形式。因此,我们采用固定效应对模型1、模型2和模型3进行初步静态回归分析,结果如表3所示。

## 2. 内生性问题

在表3初步估计结果中,尽管固定效应估计能够控制未观测到的行业个体效应,从而得到参数的一致性。但是,固定效应估计要求解释变量与随机扰动项无关,即存在解释变量外生性假定。根据经济运行的实践经验,贸易条件和金融约束作为本文实证模型中的核心解释变量可能存在内生性问题。为了提高估计结果的有效性,同时缓解模型内生性问题可能导致的偏误,我们借鉴葛扬和岑树田面板工具变量法(IV)克服内生性问题来证实估计结果的稳健性<sup>[12]</sup>,回归情况详见表4。

表1 相关变量描述性统计结果

指标(%)	均值	标准差	中位数
$fdi_{-y}$	123.30	222.29	97.55
$imp_{-y}$	108.37	21.55	104.70
$exp_{-y}$	109.31	29.55	105.85
$inv_{-y}$	116.53	17.86	113.19
$deb$	54.44	5.28	56.20
$tot$	99.89	9.68	99.95
$rev_{-y}$	187.18	42.21	194.15
$int_{-y}$	43.33	43.33	204.05
$cur$	54.36	10.75	55.02
$pro$	6.66	3.28	5.79

表2 面板数据平稳性(单位根)检验

指标(%)	LLC	IPS	ADF
$fdi_{-y}$	-3.075 (-0.001)	-6.862 (0.000)	9.116 (0.000)
$inv_{-y}$	-3.346 (0.000)	-1.380 (-0.084)	3.619 (0.000)
$exp_{-y}$	-5.561 (0.000)	-13.007 (0.000)	26.758 (0.000)
$imp_{-y}$	-6.499 (0.000)	-14.009 (0.000)	23.785 (0.000)
$tot$	-5.610 (0.000)	-10.805 (0.000)	19.416 (0.000)
$rev_{-y}$	-3.833 (0.000)	-7.239 (0.000)	10.045 (0.000)
$int_{-y}$	-4.995 (0.000)	-11.680 (0.000)	22.087 (0.000)
$deb$	-2.982 (-0.001)	-3.758 (0.000)	4.498 (0.000)
$cur$	-3.210 (-0.001)	-6.140 (0.000)	6.082 (0.000)
$pro$	-2.541 (-0.006)	-6.465 (0.000)	10.965 (0.000)
$exp_{-p}$	-3.344 (0.000)	-8.103 (0.000)	11.502 (0.000)
$imp_{-p}$	-2.466 (-0.007)	-8.434 (0.000)	13.241 (0.000)

注:括号内为估计量的伴随概率;LLC、IPS、Fisher—ADF零假设为存在单位根。

<sup>①</sup>常用的贸易条件有3种不同的形式:价格贸易条件、收入贸易条件和要素贸易条件,其中价格贸易条件最有意义,通常贸易条件用该时期内出口价格指数与进口价格指数之比来表示。



表3 静态面板固定效应模型估计结果

因变量:fdi_y	模型1	模型2	模型3
常数项	-1361.9** [417.7]	-1672.0*** [404.2]	-1758.4*** [406.6]
inv_y	-1.888** [0.726]	-2.239** [0.717]	-2.905*** [0.729]
imp_y	-0.129 [0.513]	0.528 [0.493]	
imp_p		4.640*** [0.880]	
exp_y	2.161** [0.788]		3.039*** [0.750]
exp_p			6.506*** [1.208]
tot	1.152 [0.968]		
deb	44.47*** [7.659]	46.24*** [7.354]	45.03*** [7.429]
rev_y	1.547*** [0.332]	1.130*** [0.329]	1.294*** [0.327]
int_y	-2.273** [0.755]	-0.513 [0.336]	-2.923*** [0.736]
cur	-20.60* [8.145]	-22.82** [7.797]	-20.09* [7.923]
pro	34.29*** [6.881]	21.60** [6.784]	31.30*** [6.544]
R <sup>2</sup>	0.074	0.070	0.084
F统计量	8.78	12.24	13.77
观测值	584	584	584

注:方括号内表示为误差项,\*,\*\*,\*\*\*分别代表估计系数通过10%、5%和1%显著性水平的检验。

### 3. 门限效应估计

不同模型回归结果均显示行业金融约束和出口商品规模变化对于FDI变动呈现显著影响关系。与此同时,根据模型2和模型3,进口商品价格指数和出口商品价格指数对于行业FDI的变动均呈现显著正向作用,但是模型1的回归结果显示贸易条件似乎不存在显著关系。这也许是两类指数同时存在正负两种相反效应的结果,也表明模型可能存在的门限结构和非线性关系,采用进出口商品价格指数作为门限变量可能是非常重要的。因此模型2和模型3可以拓展为两阶段门限回归为:

$$\begin{aligned}
 y_{it} &= \theta_1' z_{it} + \varepsilon_{it} & q_{it} < b\gamma \\
 y_{it} &= \theta_2' z_{it} + \varepsilon_{it} & q_{it} > \gamma
 \end{aligned}
 \tag{4}$$

其中 $y_{it}$ 为被解释变量 $fdi_{it}$ , $z_{it}$ 为一系列解释变量,相应系数向量为 $\theta_j'$ , $j=1,2$ 。根据上述理论模型,本文选取 $imp_p$ 和 $exp_p$ 分别作为模型2和模型3外生门限变量 $q_{it}$ ,门限值为 $\gamma \in \Gamma$ ,其中 $\Gamma$ 为 $q_{it}$ 密切相关的一系列子集。该模型满足回归系数在两种框架下相互转化,当 $q_{it}$ 高于或者低于未知门限值 $\gamma$ ,回归系数值相应变换为 $\theta_1'$ 和 $\theta_2'$ ,门限变量也作为解释变量被纳入门限模型。根据以上估计方程,门限值 $\gamma$ 可以通过最小化误差平方和(SSE)的集中度来实现,一旦获得参数值 $\hat{\gamma}$ ,系数估计值就能通过 $\hat{\theta} = \hat{\theta}(\hat{\gamma})$ 实现。Hansen使用极大似然法检验门限值<sup>[13]</sup>,对应似然比检验统计量为 $LR(\gamma) = S_1(\gamma) - S_1(\hat{\gamma})/\hat{\delta}^2$ 其中, $S_1(\hat{\gamma})$ 和 $\hat{\delta}^2$ 分别为原假设下进行参数估计后得到的残差平方和与残差方差。

表4 考虑内生性问题的面板工具变量法

因变量:fdi_y	模型1	模型2	模型3
inv_y	-2.964** [1.405]	-3.472*** [1.316]	-1.959 [1.451]
imp_y	-0.373 [0.594]	0.111 [0.631]	
imp_p		3.914*** [1.108]	
exp_y	1.263*** [0.336]		4.087*** [1.543]
exp_p			6.539*** [1.258]
tot	0.667 [1.166]		
deb	83.85* [49.97]	92.70** [43.61]	91.42** [43.46]
rev_y	1.502*** [0.348]	1.183*** [0.348]	1.350*** [0.346]
int_y	-1.491 [1.198]	-0.526 [0.351]	-3.745*** [1.299]
cur	-38.59 [25.18]	-42.78** [20.78]	1.134 [26.55]
pro	57.03* [30.01]	52.59* [29.81]	5.854 [31.13]
工具变量	L.inv_y L.exp_y L.tot L.deb	L.imp_y, L.imp_p L.deb	L.exp_y, L.exp_p L.deb
不可识别弱IV	14.315(p=0.003) 4.80	17.709(p=0.000) 5.985	11.955(p=0.008) 3.999
过度识别内生性	0.871(p=0.647) 4.94(p=0.00)	12.213(p=0.002) 7.17(p=0.00)	12.407(p=0.002) 8.38(p=0.00)
拟合优度	0.809	0.863	0.881
观测值	581	581	581

注:不可识别指Kleibergen-Paaprk LM不可识别检验;弱IV指Kleibergen-Paaprk Wald F弱工具变量检验;过度识别指Hansen J过度识别检验;内生性指the difference of two Sargan-Hansen statistics 内生性检验;它们相应的p值均为概率值。

考虑到外商直接投资具有明显的滞后效应,传统的动态模型分析可能存在严重的内生性,从而导致技术有偏且估计结果不一致。为了将滞后一期被解释变量纳入模型,本文采用Hansen介绍的包含内生变量和外生门限变量的面板数据模型<sup>[24]</sup>。与静态面板数据门限回归模型有所不同,含有内生解释变量的模型结构需要对内生变量进行处理,然后通过两阶段最小二乘法(2SLS)或广义矩估计(GMM)对参数 $\theta_1$ 和 $\theta_2$ 进行分析。对于门限效应的有效性检验,Hansen通过自举法(Bootstrap)重复抽取样本<sup>[24]</sup>,避免冗余参数对似然比(LR)统计量渐进分布的影响,最终获得门限效应显著性检验的概率值。为了确定面板数据结构是否存在两个及以上门限值,继续重复上述检验过程,直到对应门限效应不显著为止。本文以行业金融约束为核心变量分别对进口商品和出口商品价格指数进行门限估计。在500次自重复抽样后,非线性门限模型呈现了一些如表5所示的有趣的结果:商品价格指数对金融约束和外商直接投资确实存在显著门限效应,进口价格指数存在一个门限值为110.9;出口价格指数存在双重门限,两个门限值分别为112.0和114.1。图1和图2分别给出进口价格指数和出口价格指数门限值的似然比(LR)统计量序列,中间的虚线表示95%置信度的临界值,当统计量序列落入参考值以下,说明门限值显著存在,也验证了理论研究假设的合理性。

表5 商品价格指数门限估计值

指标	H0:原假设	H1:备择假设	门限值	F统计量	P值
出口价格指数	无门限	1个门限	112.0	46.52	0.0533
	1个门限	2个门限	114.1	41.46	0.0133
	2个门限	3个门限	90.6	7.93	0.8300
进口价格指数	无门限	1个门限	110.9	42.29	0.0433
	1个门限	2个门限	119.6	19.14	0.1967

#### 4. 面板门限回归结果及稳健性检验

在证实商品价格指数存在门限效应后,本文基于模型(2)和模型(3)进行面板门限模型估计。与此同时,为了增强估计结果的稳健性,我们借鉴Huang和Lin的方法<sup>[25]</sup>,通过逐一加入控制变量进行检验估计,进一步说明金融约束与外商直接投资的面板门限模型估计的稳健性,结果如表6所示。

在表6中,模型2和模型3分别逐一加入行业财务特征的控制变量。根据不同模型下第(1)列至第(4)列结果对比分析可以发现,核心解释变量的显著性和影响系数变化较小,其他控制变量作用方向和显著性没有明显改变。这说明行业金融约束与外商直接投资的非线性关系是稳健的,金融约束放松对于行业外商直接投资的正向增加均呈正相关影响,并且会随着进出口商品价格指数的变化而变化。当进口价格指数低于门限值110.9时,金融约束对于外商直接投资变动的的影响系数为14.74,而当进口价格指数高于这一水平时,影响系数提高为17.67。与进口价格导致金融约束影响效应单调递增门限特征不同,出口价格导致金融约束影响系数呈倒U形分布。当出口价格指数低于112.0时,金融约束对于外商直接投资变动的的影响系数为9.06;当出口价格指数高于114.1时,金融约束的影响系数为8.84;当出口价格指数介于两者之间时,金融约束的影响系数达到最大值18.09。此外,商品进口规模对于外商直接投资的变动没有出现显著作用,但是出口商品规模对于外商直接投资的稳定能在一定程度上起到积极作用。

理论分析中,行业资本总量中的外商直接投资占比表示存量规模,而在实证分析中更加遵循行业FDI的流量属

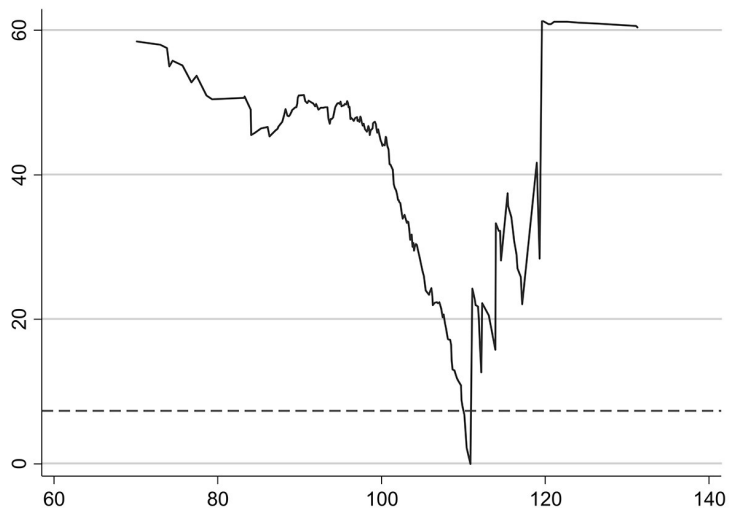


图1 进口价格指数单一门限估计值和置信区间

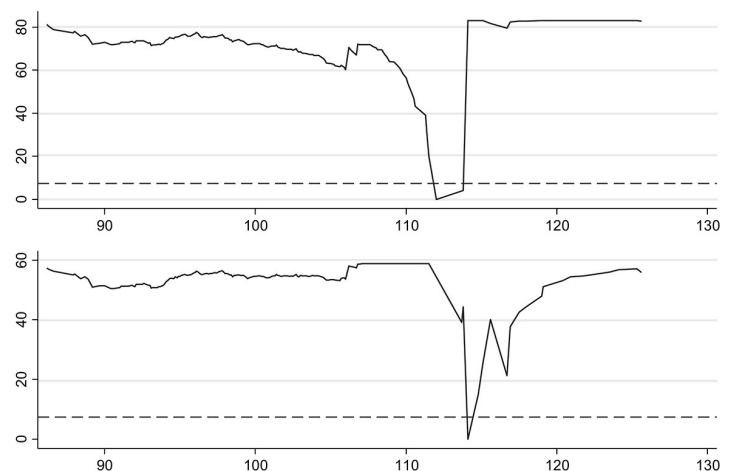


图2 出口价格指数双重门限估计值和置信区间



性。尽管进口价格指数与出口价格指数的门限调节作用,都没有导致外商直接投资“逆转”,但这在根本上并不与理论研究相悖。总体来看,实证分析结果证明贸易条件存在门限效应,能够用来调节金融约束对行业FDI的影响。当进口导向的行业贸易条件恶化时,金融约束的放松对于外商直接投资的吸引力会有效增强;当出口导向行业贸易条件改善时,金融约束小幅度精确调整能够有效吸引外商直接投资。

### 五、结论

金融约束和贸易条件是影响经济体比较优势的重要因素,当以进出口商品价格来区分不同行业时,行业金融约束程度和经济体外商直接投资规模呈正相关关系。尽管发展中经济体面对的国际贸易环境可能出现恶化,但是一些行业金融约束放松将大大缓解外商直接投资对象国和东道国之间实际收益率的收敛速度,仍然有可能吸引外商直接投资的持续流入。

另外,本文基于跨行业面板数据结构 and 工具变量的使用模拟我国不同行业贸易条件和金融约束程度。研究发现在开放战略格局下,面板门限模型

可以解释中国2011年以后外商直接投资的内在驱动力,并且该门限模型框架没有割裂行业间先天异质性的关系,同时能够说明金融约束和贸易条件对于我国外商直接投资的流入扮演着不同的角色并且存在特定的区间特征。当进口商品和出口商品价格指数均在门限值下方时,我国对于进口商品所在行业金融约束的放松会更加有效的促进外商直接投资的流入。当出口商品价格指数越过第一门限值时,对于出口商品所在行业金融约束的放松作用会大大增强。但是在出口商品价格指数越过第二门限值时,金融约束放松作用又快速回落。

这些研究结论对于我国应对近年来愈发严重的贸易保护主义具有重要的实践意义。从表面上来看,贸易保护的逻辑在于如果逆差国主动提高贸易壁垒并加征关税,顺差国贸易数量自然会下降。但是如果全球失衡是不同地区金融约束程度高低的均衡反应,贸易保护也许会扩大全球失衡而不是缓解。从2018年中美贸易争端来看,即使美国针对我国的高端制造业出口商品征收25%的关税可能导致通用设备制造业、专用设备制造业、计算机通信及其他电子设备等行业出口商品价格指数大幅上升,但是如果我国能够有效降低此类行业金融约束,同时按照反制措施对美加征关税的商品清单尽量避免我国金融约束较强的行业,那么此次贸易争端对我国外商直接投资的整体影响仍然可控。回顾本文研究内容,由于受技术方法、数据来源等研究条件限制,本文构建的理论模型未能纳入应对贸易保护主义的多种制度性方案,对于降低金融约束所需的综合性金融改革也未做出更具体、更系统的政策建议。未来,我们将考察不同政策变量对异质性行业外商直接投资流动的调控效应,对于建立应对贸易摩擦和跨境资本流动的长效机制等问题进行更加透彻的分析和挖掘。

表6 门限模型估计与稳健性检验结果

因变量 $fdi_y$	模型2				模型3			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
Panel A:金融约束对FDI的影响								
$inv_y$	-0.711*	-0.650*	-0.305	-0.455	-0.637*	-0.578	-0.817*	-1.102**
	[0.368]	[0.371]	[0.465]	[0.474]	[0.357]	[0.364]	[0.438]	[0.446]
$imp_y$	0.0062	0.183	0.157	0.109				
	[0.286]	[0.319]	[0.320]	[0.321]				
$imp_p$	0.394	0.532	0.636	0.265				
	[0.800]	[0.807]	[0.812]	[0.843]				
$exp_y$					0.18	0.494	0.619	0.800*
					[0.177]	[0.421]	[0.440]	[0.441]
$exp_p$					1.766*	1.825**	1.820*	1.678*
					[0.971]	[0.974]	[0.974]	[0.969]
$deb_1$	8.552***	8.312**	9.062***	14.74***	2.263	1.432	0.428	9.062**
	[3.308]	[3.312]	[3.367]	[4.891]	[3.013]	[3.178]	[3.341]	[4.427]
$deb_2$	11.49***	11.25***	11.94***	17.67***	11.41***	10.53***	9.559***	18.09***
	[3.330]	[3.334]	[3.379]	[4.923]	[3.085]	[3.265]	[3.413]	[4.457]
$deb_3$					1.968	1.133	0.154	8.839**
					[3.111]	[3.273]	[3.423]	[4.500]
Panel B:控制变量对FDI的影响								
$rev_y$	0.428**	0.474**	0.503**	0.484**	0.625***	0.658***	0.648***	0.616***
	[0.210]	[0.214]	[0.215]	[0.215]	[0.186]	[0.190]	[0.191]	[0.190]
$int_y$		-0.268	-0.229	-0.266		-0.336	-0.466	-0.719*
		[0.215]	[0.217]	[0.218]		[0.408]	[0.429]	[0.435]
$cur$			-5.59	-9.194*			4.237	-0.705
			[4.556]	[5.077]			[4.345]	[4.631]
$pro$				7.147				11.36***
				[4.467]				[3.854]
常数项	-480.6**	-462.9**	-260	-350.3	-334.2**	-275.8	-409.2*	-600.7**
	[209.0]	[209.4]	[266.7]	[272.3]	[186.2]	[199.3]	[241.7]	[248.8]
F统计量	113.63	102.52	93.42	86.08	162.13	145.9	132.71	124.01
拟合优度	0.6413	0.6423	0.6432	0.6448	0.7184	0.7187	0.7192	0.7234
观测值	588	588	588	588	588	588	588	588

注:方括号内表示为误差项,\*,\*\*,\*\*\*分别代表估计系数通过10%、5%和1%显著性水平的检验。

参考文献:

- [1] 包群, 阳佳余. 金融发展影响了中国工业制成品出口的比较优势吗[J]. 世界经济, 2008(3):21-33.
- [2] Beck T. Financial dependence and international trade[J]. Review of International Economics, 2003, 11(2):296-316.
- [3] 邓娟. 金融发展、FDI对中美贸易失衡影响机制研究[J]. 现代商贸工业, 2013(16):62-63.
- [4] Dunning J H, Rugman A M. The influence of hymer's dissertation on the theory of foreign direct investment[J]. American Economic Review, 1985, 75(2):228-232.
- [5] Eicher T S. Trade, development and converging growth rates : Dynamic gains from trade reconsidered[J]. Journal of International Economics, 1999, 48(1):179-198.
- [6] 葛扬, 岑树田. 中国基础设施超常规发展的土地支持研究[J]. 经济研究, 2017(2):35-51
- [7] Hansen B E. Inference when a nuisance parameter is not identified under the null hypothesis[J]. Econometrica, 1996, 64(2):413-430.
- [8] Hansen B E. Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference[J]. Journal of Econometrics, 1999, 93(2):345-368.
- [9] Hansen B E. sample splitting and threshold estimation[J]. Econometrica, 2000, 68(3):575-603.
- [10] Helpman E. A simple theory of international trade with multinational corporations[J]. Journal of Political Economy, 1984, (92), 451-472.
- [11] 何宜庆, 杨琼. 金融集聚视角下 FDI 对国际贸易影响的门槛效应分析——以长江经济带为例[J]. 金融与经济, 2016(8):15-21.
- [12] Huang H C, Lin S C. Non-linear finance - growth nexus[J]. Economics of Transition, 2009, 17(3):439-466.
- [13] Kojima K, Ozawa T. Micro- and Macro-economic models of direct foreign investment : Toward a synthesis[J]. Hitotsubashi Journal of Economics, 1984, 25(1):1-20.
- [14] Lederman D, Maloney W F, Servén L. Lessons from NAFTA for latin america and the caribbean[J]. Luis Servén, 2004, 79(5):1592-1599.
- [15] 李华敏. 金融发展视角下 FDI 溢出效应对贸易增长的影响研究[D]. 西安:陕西师范大学, 2013.
- [16] 李子豪, 刘辉煌. FDI 对环境的影响存在门槛效应吗——基于中国 220 个城市的检验[J]. 财贸经济, 2012(9):101-108.
- [17] Mundell. R A. International trade and factor mobility[J]. American Economic Review, 1957, 47(3):321-335
- [18] Markusen James R. Multinationals, multiplant economies, and the gains from trade[J]. Journal of International Economics, 1984, 16(3):205-226.
- [19] Nunn N, Trefler D. Chapter 5 - Domestic institutions as a source of comparative advantage [J]. Nber Working Papers, 2014, 4(2):263-315.
- [20] Rajan R G, Zingales L. Financial dependence and growth[J]. American Economic Review, 1998, 88(3):559-586.
- [21] Svaleryd H, Vlachos J. Financial markets, the pattern of industrial specialization and comparative advantage: Evidence from OECD countries [J]. European Economic Review, 2005, 49(1):113-144.
- [22] 张军, 郭为. 外商为什么不以订单而以 FDI 的方式进入中国[J]. 财贸经济, 2004(1):33-38.

[责任编辑:刘 茜,高 婷]

## Financial Constraint and Foreign Direct Investment under the New Situation of International Trade: A Panel Threshold Model Analysis Based on the Data of the Industry in China

ZHANG Kun, LI Wei

(Faculty of Economics and Management, East China Normal University, Shanghai 200241, China)

**Abstract:** Foreign direct investment, as an important part of the aggregate liquidity of an economy, has a long-term contribution to the economic growth, which depends on the complementary and substitution relationship between its actual utilized projects and the domestic financial environment and terms of trade. It also has a significant spillover effect on the investment behavior of domestic market entities. Although China's financial market has made a considerable progress in recent years, there is still financial friction such as information asymmetry and limited pledgeability. At the same time, the macro-environment of financial deleveraging causes corporations to face increased financial constraints and financing costs. At the same time, global trade protectionism is on the rise. The United States has even announced in March 2018 that it would impose large-scale tariffs on imports of goods worth 60 billion U. S. dollars from China and restrict Chinese enterprises' investment in U. S. In this international context, this paper attempts to incorporate industry trade conditions into the unified research framework of financial constraints and foreign direct investment flows through the panel threshold model, so as to explore the potential endogenous relationships of trade conditions, financial development, and foreign direct investment.

**Key Words:** terms of trade; financial constraints; foreign direct investment; commodity price index; trade openness; international capital flow; financial market environment