

沪港通会促进我国国有企业技术创新吗?

丰若暘 温 军

(西安交通大学经济与金融学院, 陕西 西安 710061)

摘要: 作为沪港两地股票市场交易的互联互通机制,沪港通是中国资本市场对外开放的重大制度改革之一,对推动我国资本市场的双向开放具有重要意义,其实施不仅为内地股票市场带来了一系列变化,也对上市公司产生了一定影响。以我国2010—2016年A股国有上市公司为样本,运用“倾向得分匹配”和“双重差分估计”的方法,研究了沪港通制度对国有企业技术创新水平的作用效果及机制。研究发现:(1)沪港通制度提高了国有企业的技术创新水平;(2)沪港通能够缓解国有企业面临的融资约束,从而促使国有企业增加其研发投入并提高技术创新水平;(3)沪港通还能够通过提高国有企业的股票流动性为长期机构投资者的进入提供更多机会,进而提高国有企业的技术创新水平。研究结果为国家推进沪港通以及进一步实施深港通等资本市场开放政策提供了理论依据和实践经验。

关键词: 沪港通; 技术创新; 融资约束; 股票流动性; PSM-DID

中图分类号: F062.9 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-9301(2019)04-0088-13

DOI:10.13269/j.cnki.ier.2019.04.008

一、引言

2014年11月17日,沪港通下的股票交易正式开始。作为联通沪港两地股票市场交易的新制度,沪港通在制度设计上充分考虑了两地股票市场的实际情况和发展战略需求,在不改变现行规则并尊重双方交易习惯的前提下,开创了跨境证券投资的新模式,丰富了两地市场的投资品种,为内地和境外投资者投资新市场提供了新的渠道。经过三年多的快速发展,截至2017年11月17日,沪港通累计交易总金额已达到7.8万亿元人民币,其中沪股通累计交易股票795只,交易金额达4.3万亿元人民币,港股通累计交易股票385只,交易金额达3.5万亿元人民币。

沪港通正式实施后,国内学者围绕这一制度进行了大量研究,主要集中于以下方面:第一,沪港通是否能够加强沪港两地股市的互联互通性。徐晓光等^[1]和刘海飞等^[2]的研究显示沪港通的实施增强了沪港两地股市之间的联动性,促进了内地资本市场与国际资本市场的接轨;但也有学者认为沪港通并不能加强两地股市的联动性^[3]。第二,沪港通是否会影响到沪港两地股票市场的流动性等其他特征。许香存和陈志娟^[4]认为沪港通在短期内加剧了内地股票市场的波动性,并降低了股市的流动性;胡振华和刘佩瑶^[5]的研究显示沪港通的实施在一定程度上提高了内地股票市场的定价效率。第三,沪港通是否会对上市公司的股价等特征造成影响。一些学者发现沪港通显著提高了试点企业

收稿日期:2019-02-01;修回日期:2019-05-18

作者简介: 丰若暘(1988—),女,浙江桐乡人,西安交通大学经济与金融学院博士研究生,研究方向为公司治理、企业投融资与企业创新;温军(1978—),男,内蒙古化德人,西安交通大学经济与金融学院教授、博士生导师,研究方向为公司治理、微观金融与企业创新。

基金项目:国家自然科学基金面上项目(71673216)

的企业价值^[6] ,并降低了其股价崩盘风险^[7] ,同时其研究结果也显示沪港通提高了企业的股票流动性水平^[6-7] ;王倩和马云霄^[8] 则认为沪港两地股票市场之间存在“制度落差” ,会使沪港通试点企业的股价在短时期内下降。

但已有研究尚存在两个方面的不足:一是大部分文献中的样本选取时期都较短 ,多截止于沪港通实施后的一年内^[1-2,4,7-8] ,因此其研究结果只能描述沪港通的短期影响;二是有关研究大多集中于股票市场方面 ,企业层面的相对较少 ,也缺乏与企业技术创新关系的研究。近年来 ,政府和学术界都对企业技术创新较为关注 ,而国有企业的技术创新问题更是其关注的重点之一 ,因为有研究表明中国国有企业的创新成果和创新效率都明显低于非国有企业^[9-10] 。那么 ,沪港通的实施为内地股票市场带来的一系列变化 ,是否能够对国有企业的技术创新产生积极影响呢? 对于股票市场与企业技术创新的关系 ,现有文献显示股票市场在融资和资源配置方面的优势能够为企业的创新活动提供重要支持^[11-12] ;股票市场提供的流动性也会对国有企业的技术创新产生积极作用^[13-14] 。因此 ,沪港通的实施为国内股票市场带来的变化也很有可能对国有企业的技术创新产生影响。

为了研究这一问题 ,本文选取国有沪港通企业作为样本 ,对沪港通与国有企业技术创新水平的关系进行了研究。结果显示沪港通确实提高了国有企业的技术创新水平 ,其作用机制是沪港通制度能够通过缓解企业融资约束和提高股票流动性的路径提高国有企业的技术创新水平。本文的贡献有三点:一是研究了沪港通对企业技术创新的影响 ,拓展了目前国内关于沪港通的相关研究 ,并深入探讨了沪港通影响国有企业创新的作用机制;二是研究显示沪港通可以通过影响股票市场来对国有企业的技术创新产生促进作用 ,拓展了股票市场与企业创新关系的相关研究;三是研究过程利用了倾向得分匹配和双重差分估计的方法 ,有效控制了沪港通制度与企业技术创新之间的内生性问题。

本文内容安排如下:第二部分在总结现有文献的基础上 ,从理论层面论述沪港通对国有企业技术创新造成的影响及其作用机制 ,并提出实证假设;第三部分为研究方法设计;第四部分是沪港通对国有企业技术创新水平的实证研究;第五部分为作用机制探讨;第六部分总结全文并提出相关政策建议。

二、理论分析与假设提出

沪港通是指上海证券交易所和香港联合交易所允许两地投资者通过当地证券公司(或经纪商)买卖规定范围内的对方交易所上市的股票 ,是沪港股票市场交易的互联互通机制。本文认为沪港通能够降低企业面临的融资约束并增加其股票流动性 ,以此提高国有企业的技术创新水平。

首先 ,沪港通能够通过降低企业面临的融资约束而对国有企业的技术创新产生促进作用。融资约束是制约企业进行创新的一个重要因素。企业的创新研发活动具有持续时间长和产出不确定的特点 ,需要投入充分且持续的资金才能支撑整个创新过程^[15] ,仅靠内部资金往往无法满足研发需求 ,促使企业不得不进行外部融资。而企业创新研发投资具有的信息不对称性会使企业内外部融资成本的差异高于一般性投资 ,增加了企业获得外部资金的难度^[16] 。企业融资困难 ,一是会因缺乏足够资金、无法达到最优投资规模而使其研发效率下降;二是为了维持企业的正常运转并保持股价稳定 ,管理层会追求短期利润而减少研发投入 ,这些都会对企业的技术创新造成不利影响。国内学者的研究表明融资约束是制约中国企业进行创新研发的重要因素之一^[17-19] ,而中国国有企业的创新研发更多受到外部融资的影响^[20] 。

企业常用的外部融资方法之一就是进行股权融资。国外学者在对美国高新技术企业的研究中发现 ,通过发达的股票市场进行融资是缓解财务困难、保证资金投入的一种有效方式^[16,21] 。刘春玉^[17] 的研究显示了实物投资对债权性融资的依赖性较大 ,而研发投入则更依赖于外部股权融资。沪港通的实施放宽了内地和香港两地之间的投资限制 ,为境外资金投资 A 股市场提供了便利 ,带来的增量资金为沪港通企业进行股权融资提供了新的资金来源 ,缓解了企业的融资约束。另一方面 ,

沪港通的实施改善了内地上市公司的信息环境^[22],有助于提高市场的信息披露,缓解企业的外部融资约束问题^[23],这对较为依赖外部融资进行研发创新的国有企业起到了更为积极的作用。此外,沪港通选择的国有企业本就是一些经营业绩较好,具有稳定且较高现金股利支付的企业^①。被选为沪港通试点加强了这些企业从其他渠道获取资金的能力,并进一步降低了其面临的融资约束。因此,本文认为沪港通可以降低国有企业的融资约束,使那些原本融资困难的国有企业可以使用更多资金投入研发创新活动,最终提高这些国有企业的技术创新水平。

其次,沪港通也可以通过提高国有企业的股票流动性而对其技术创新产生促进作用。虽然有研究显示沪港通制度降低了内地股票市场的流动性^[4],但该研究只采用了456家沪港通企业在2014年内的日交易数据,较短的样本时期只能描述沪港通的短期作用,也不能显示沪港通企业与非沪港通企业的流动性差异。而郭阳生^[6]在使用2013—2016年上市公司数据研究沪港通对企业价值的影响时,间接证明了沪港通确实能够增加试点企业的股票流动性。因此,本文认为沪港通制度的实施能够提高国有企业的股票流动性。

股票流动性也会对企业创新造成显著影响。一些文献认为流动性会降低企业的技术创新水平:首先,较高的股票流动性增加了企业被敌意收购的概率,使得管理层有动机通过降低研发投入的方式牺牲企业长期绩效,以此换取短期收益的提高,减少企业被收购的可能,这种因外部敌意收购压力造成的管理层短视行为是流动性降低企业技术创新的主要原因之一^[24-25];其次,股票高流动性降低了短期逐利型机构投资者的进入和退出成本,使得管理层通过削减研发投入来换取短期盈利支撑股价,以防止短期机构投资者在业绩下降时退出企业^[25-26]。然而,这一结果在我国的股票市场中并不能完全成立。冯根福等^[13]的研究发现:在中国,股票流动性与企业创新之间的关系会受到企业性质的影响,股票流动性的提升确实降低了民营企业的技术创新水平,但反而会促进国有企业创新水平的提高。其原因有二:第一,国家控股的特点决定了国有企业不会面临被敌意收购的威胁,高流动性带来的这一负面影响并不会对管理层的决策造成压力。第二,中国国有企业普遍存在的严重委托代理问题,使其企业管理层的行为具有短视化倾向,管理层没有足够激励去从事周期长且风险高的创新研发投入^[10-27];而股票流动性的提升使国有企业中长期机构投资者和私人大股东的持股比例有所提高,促使管理层不得不通过加大研发投入来获得更高的企业成长能力,以防那些注重长期绩效的股东抛售股票^[13-44]。Wen *et al.*^[28]的研究也表明股票流动性的提高增加了长期机构投资者进入国有企业的机会,这类投资者较为注重企业的长期绩效和发展潜力,进而促使国有企业加大研发投入并提高其技术创新水平。因此,沪港通作为我国资本市场双向开放的改革试点,可以增加股票市场的流动性,为长期机构投资者进入国有企业提供更多机会,进而促使企业增加对长期绩效的重视程度,最终提高国有企业的技术创新水平。

基于上述分析,本文提出以下假设:

假设1:沪港通有利于国有企业技术创新水平的提高;

假设2:沪港通能够通过降低国有企业的融资约束对企业的技术创新产生促进作用;

假设3:沪港通能够通过提高国有企业的股票流动性对企业技术创新活动产生促进作用。

三、研究设计

(一) 数据来源

本文选取2010—2016年A股上市公司中的国有企业作为研究对象,数据来源与样本选择过程如下:首先,在对2010—2016年所有(不包括金融类企业)A股国有上市公司的财务报表进行详细分析的基础上,获得上市公司的创新数据,包括专利申请数量、专利授权数量和企业研发比,并剔除ST和*ST企业。其次,通过网络查找2014—2016年的沪港通企业名单。第三,企业财务数据来自于Wind数据库与CSMAR数据库。最后,本文按照股票代码和年份指标对上述数据进行整理,并针对

缺失数据通过查询巨潮资讯网、上交所网站、深交所网站、中国知识产权数据库、上市公司年报以及百度和 Google 进行补充,最终形成了本文的研究样本。

(二) 变量选择

1. 被解释变量

目前,理论界从研发投入、专利和新产品研发等角度来衡量企业的技术创新水平。其中,新产品创新的可比性较差,难以有效衡量研发投入的效率,且容易受到管理层操纵;相对而言,技术创新成果受外生因素影响较大,不易受到管理层控制,作为企业创新水平的度量指标效果较好^[29]。因此,本文使用企业专利申请数量和企业专利授权数量作为企业创新水平的衡量指标,分别记为 $Fnpatent$ 和 $Gpatent$ 。

2. 解释变量

本文的解释变量包括:(1) 国有上市公司自成立以来是否成为沪港通企业,用二值虚拟变量 $Treat$ 表示,其值为 1 代表企业曾经是沪港通企业,其值为 0 则不是沪港通企业;(2) 为研究沪港通对国有企业技术创新的滞后影响,本文还设定二值虚拟变量 $After1$ 、 $After2$ 和 $After$,以衡量国有上市公司的创新水平在实施沪港通后第一年、第二年以及沪港通后 2 年内的变化^②,其值为 1 分别代表当年是国有企业成为沪港通试点后的第 1 年内、第 2 年内和前 2 年内。

3. 控制变量

(1) 企业特征变量。企业规模,用企业资产总额的自然对数表示,记为 $Size$;企业资本结构,用企业的资产负债率表示,记为 $Leve$;盈利能力,用企业资产报酬率及每股盈利表示,记为 Roa 和 Eps ;营运能力,用企业的总资产周转率、存货周转率、应收账款周转率及固定资产周转率表示,分别记为 Tat 、 Itr 、 Rtr 和 Ftr ;成长能力,用企业主营业务增长率及市盈率表示,记为 Gmp 和 Pe ;偿债能力,用流动比率和速动比率表示,记为 Ldr 和 Sdr 。此外,企业的专利数量受企业研发投入的影响,用企业研发投入与营业收入比值的自然对数作为控制变量,记为 $\ln Yfb$ 。

(2) 行业特征变量。不同的行业由于竞争程度不同,产品更新换代以及技术升级的速度表现出很大的差异性,因而其创新能力亦有显著差异。为了控制行业差异对企业创新水平的影响,本文使用行业财务杠杆、行业资产报酬率和行业账面市值比来反映企业的行业特征,分别记为 $IndLeve$ 、 $IndRoa$ 和 $IndBM$ 。

4. 机制变量

(1) 融资约束变量。衡量融资约束的常用指标包括 KZ 指数和 WW 指数等,但这些指标的计算需使用如现金流、股利支付率及资本存量等本身与融资约束相关的指标,容易导致内生性问题^[30],还可能因为个别变量的测量误差而对估计结果造成影响^[31]。鉴于 SA 指数计算所用的企业规模和企业年龄更具有外生性,本文参考 Hadlock and Pierce^[32]的做法,选择 SA 指数作为企业融资约束的衡量指标。SA 指数为负值,其绝对值越大表示企业面临的融资约束越大。为检验结论的稳健性,本文还使用企业规模 $Size$ 来衡量融资约束,规模较大的企业更容易进入外部资本市场以缓解自身的融资压力,因此企业规模越大表示其融资约束越小^[33]。

(2) 流动性变量。本文参考 Chordia *et al.*^[34]和冯根福等^[13]的研究,采用相对有效价差(Relative Effective Spread)来度量国有企业的股票流动性,记为 Res ,其定义如下所示:

$$Res_i = \frac{1}{mn} \sum_{day=1}^m \sum_{t=1}^n \frac{|P_{day,t} - (bid_{day,t} + ask_{day,t}) / 2|}{(bid_{day,t} + ask_{day,t}) / 2} \quad (1)$$

其中 i 为股票代码 t 为日成交笔数 $P_{day,t}$ 为 day 日第 t 笔的成交价 $bid_{day,t}$ 为 day 日第 t 笔的买价 $ask_{day,t}$ 为 day 日第 t 笔的卖价 m 为 i 股票在某年的交易天数 n 为 day 日的成交总笔数。 Res 度量股票的非流动性 Res 的值越大,企业的股票流动性越差。

(三) 描述性统计分析

表 1 显示了样本主要变量的描述性统计及相关性分析结果。在样本期内,国有上市公司专利申请数($Fnpatent$)和专利授权数($Gpatent$)的均值分别为 48.014 和 29.705,中位数分别为 33 和 20,标准差分别为 41.862 和 25.896,技术创新水平在样本企业之间存在较为显著的差异;融资约束变量 Sa 和 $Size$ 的中位数与均值较为接近,说明样本企业融资约束水平的分布较为平均;非流动性指标 Res 的最小值为 0.001,最大值为 0.039,均值 0.008 大于中位数 0.004 且标准差为 0.010,这意味着多数样本企业的股票流动性处于较高状态。

表 1 主要变量的描述性统计

变量名称	观察值	最小值	最大值	均值	中位数	标准差	相关系数 I	相关系数 II	相关系数 III
$Fnpatent$	791	0	110	48.014	33	41.862	1		
$Gpatent$	988	1	69	29.705	20	25.896	0.953***	1	
$Treat$	988	0	1	0.386	0	0.487	0.160***	0.284***	1
Sa	998	-4.053	-3.513	-3.756	-3.783	0.168	0.051	0.116***	0.051***
$Size$	988	19.976	23.511	22.232	22.254	0.975	0.305***	0.511***	0.303***
Res	988	0.001	0.039	0.008	0.004	0.010	-0.063***	-0.013	-0.103***

注:1.所有变量均进行了1%的缩尾处理以克服异常值影响;2.表中***、**、*分别表示统计量在1%、5%、10%的水平下显著;3.表中相关系数I、II、III分别为各变量与 $Fnpatent$ 、 $Gpatent$ 和 $Treat$ 的相关系数。

对表 1 中相关系数 I 和 II 的检验进一步显示,国有企业专利数量($Fnpatent$ 和 $Gpatent$)与沪港通变量 $Treat$ 显著正相关,表明沪港通有助于提升国有企业的技术创新水平。企业专利数量与 Sa 和 $Size$ 也显著正相关,与 Res 显著负相关(尽管相关系数 II 不显著),均与理论预期一致。同时,表中相关系数 III 的统计结果还显示,沪港通变量 $Treat$ 与 Sa 和 $Size$ 显著正相关,与 Res 显著负相关,说明沪港通有助于减轻样本企业面临的融资压力,并能提高样本企业的股票流动性。上述的相关性分析结果为本文前述假设提供了初步的探索性证明,以下将提供进一步的实证分析。

四、实证分析

(一) 模型设计

本文模型设定为专利申请数量($Fnpatent$)和专利授权数量($Gpatent$)对沪港通变量的双重差分估计量回归(Difference-in-Difference, DID)。考虑到沪港通对企业技术创新的影响是一个长期过程,参照温军和冯根福^[35]的研究方法,本文采用分布滞后模型对其进行拟合,以考察沪港通对国有企业创新的滞后影响。同时,鉴于被解释变量为非负整数型数据时,计数模型具有更好的统计拟合效果,本文使用混合截面计数模型进行回归。最终模型设定如下:

$$E(Patent_{i,t} | z_{i,t}) = \exp(\alpha Treat_{i,t} + \beta_1 After1_{i,t} + \beta_2 After2_{i,t} + \beta'_{11} X_{i,t} + \beta'_{22} Dum_t + \varepsilon_{i,t}) \quad (2)$$

$$E(Patent_{i,t} | z_{i,t}) = \exp(\alpha Treat_{i,t} + \beta_3 After_{i,t} + \beta'_{11} X_{i,t} + \beta'_{22} Dum_t + \varepsilon_{i,t}) \quad (3)$$

上两式中 i 为企业个体, t 为时间; $Patent$ 为不同的企业专利变量; $Treat$ 、 $After1$ 、 $After2$ 以及 $After$ 为沪港通变量和其滞后变量, α 和 $\beta_1 \sim \beta_3$ 为相应的影响系数; X 表示所有控制变量(包括行业控制变量) β_{11} 为其影响系数; Dum_t 和 β_{22} 为时间虚拟变量及其影响系数; ε 为随机扰动项。

(二) 基础回归

表 2 为国有企业创新水平对沪港通变量的 DID 回归结果,可以发现:沪港通滞后变量 $After1$ 的系数在模型 (1) 中为 0.069(在 5% 的水平下显著);滞后变量 $After2$ 的系数在模型 (3) 中为 0.116(在 1% 的水平下显著);而变量 $After$ 的系数在模型 (2) 和 (4) 中分别为 0.049 和 0.054(均在 5% 的水平下显著)。专利申请数和专利授权数对沪港通变量的回归结果基本保持一致,说明对国有企业而言,沪港通试点企业的专利数量显著大于非沪港通企业,沪港通制度确实对国有企业技术创新水平的提高起到了积极作用,验证了假设 1 的成立。此外,从表 2 中还能发现大多数控制变量对 $Fnpatent$ 和

Gpatent 都有显著影响,如变量 *Size* 的所有系数均显著为正,说明国有上市公司的企业规模越大,其创新水平越高。限于篇幅,这里对其他变量的回归结果不予赘述。

(三) 内生性问题的处理

在研究沪港通对国有企业技术创新的影响时,有两个问题是不容忽视的。首先,研究中存在“反事实(Counterfactual)样本数据”的缺失问题,即已有数据只能反映国有企业成为沪港通试点后的情况,却不反映这些企业不是沪港通试点时的情况,这使本文的研究存在困难。对于这一问题,如果沪港通的选择过程是随机的,那么采用差分估计量的方法就可以将两类企业直接进行对比研究。但事实上,能否成为沪港通试点和企业技术创新水平之间还可能在内生性问题,即创新水平高的国有企业可能更容易被选为沪港通试点,从而使得沪港通的选择过程是非随机的,因此不能简单地使用差分方法进行处理。目前研究沪港通与企业技术创新的文献很少,没有明确的证据显示企业创新水平对企业能否成为沪港通试点具有显著影响。但沪港通选择的企业可能本身就具有较高的创新水平,因此不能直接认为技术创新对沪港通的选择没有影响,两者之间不存在内生关系。

为了减少上述问题对实证分析造成的偏误,借鉴冯根福等^[13]和Wen *et al.*^[28]的研究方法,本文采用倾向得分匹配(Propensity Score Matching,PSM)方法为每个沪港通企业匹配以适当的非沪港通企业,尽可能使沪港通的选择过程由非随机化向随机化逼近,以减少企业创新水平对选择过程的影响,从而缓解“反事实样本数据”的缺失和内生性问题,保证回归结果的有效性和准确性。

进行倾向得分匹配(PSM)的前提是确定影响沪港通选择过程的那些因素,本文选择前述所有控制变量和企业专利变量,基于Probit模型对国有企业成为沪港通企业的可能性进行预测,模型设定如下:

$$\begin{aligned} \text{Probit}(Treat = 1/Z)_i = \Phi(\beta_0 + \beta_1 Roa_i + \beta_2 Leve_i + \beta_3 Ldr_i + \beta_4 Sdr + \beta_5 Tat_i + \beta_6 Itr_i + \beta_7 Rtr_i \\ + \beta_8 Ftr_i + \beta_9 Eps_i + \beta_{10} Gmp_i + \beta_{11} Pe_i + \beta_{12} Size_i + \beta_{13} \ln Yfb_i + \beta_{14} IndLeve_i \\ + \beta_{15} IndRoa_i + \beta_{16} IndBM_i + \beta_{17} Patent_i) \end{aligned} \quad (4)$$

式中 *Patent* 为企业创新水平变量, $\beta_1 \sim \beta_{17}$ 为相应影响系数, β_0 为常数项。有关沪港通倾向性得分的Probit模型回归结果表明,沪港通的选择过程与企业创新水平并不相关,但与资产负债率、速动比率和企业规模等变量显著相关。

表2 国有企业创新水平对沪港通变量的回归结果

变量名称	模型(1) <i>Fnpatent</i>	模型(2) <i>Fnpatent</i>	模型(3) <i>Gpatent</i>	模型(4) <i>Gpatent</i>
<i>Treat</i>	0.074*** (5.34)	0.073*** (5.30)	0.108*** (7.05)	0.109*** (7.15)
<i>After1</i>	0.069** (2.35)		-0.015 (-0.46)	
<i>After2</i>	0.027 (0.87)		0.116*** (3.77)	
<i>After</i>		0.049** (2.11)		0.054** (2.18)
<i>lnYfb</i>	0.301*** (31.65)	0.300*** (31.63)	0.355*** (33.11)	0.353*** (32.98)
<i>Roa</i>	0.011*** (4.82)	0.011*** (4.79)	0.033*** (12.37)	0.033*** (12.30)
<i>Leve</i>	0.003*** (5.33)	0.003*** (5.30)	0.007*** (9.91)	0.007*** (10.03)
<i>Ldr</i>	-0.194*** (-6.89)	-0.194*** (-6.91)	-0.042 (-1.33)	-0.042 (-1.33)
<i>Sdr</i>	0.367*** (11.89)	0.368*** (11.93)	0.130*** (3.83)	0.131*** (3.87)
<i>Tat</i>	0.829*** (29.51)	0.830*** (29.61)	0.575*** (20.54)	0.574*** (20.49)
<i>Itr</i>	-0.048*** (-17.69)	-0.048*** (-17.74)	-0.003 (-1.01)	-0.002 (-0.96)
<i>Rtr</i>	-0.012*** (-21.12)	-0.012*** (-21.15)	-0.013*** (-21.82)	-0.013*** (-21.73)
<i>Ftr</i>	-0.005*** (-3.21)	-0.005*** (-3.23)	-0.014*** (-7.83)	-0.014*** (-7.86)
<i>Eps</i>	-0.213*** (-7.04)	-0.213*** (-7.02)	-0.285*** (-8.09)	-0.282*** (-7.99)
<i>Gmp</i>	0.004*** (12.66)	0.004*** (12.75)	0.001*** (3.28)	0.001*** (3.14)
<i>Pe</i>	0.001* (1.69)	0.001* (1.68)	0.001** (2.44)	0.001*** (2.76)
<i>Size</i>	0.607*** (72.57)	0.607*** (72.86)	0.558*** (59.88)	0.557*** (59.83)
<i>cons</i>	-8.477*** (-43.03)	-8.495*** (-43.25)	-7.879*** (-35.85)	-7.877*** (-35.86)
时间、行业	控制	控制	控制	控制
N	791	791	998	998
Pseudo R ²	0.367	0.367	0.334	0.333
LR	13 039	13 037	9 590	9 578

注:1.表中***、**、*分别表示系数在1%、5%、10%的水平下显著;2.括号内数字为z值。

在获得控制组和处理组的倾向性得分后,按照最邻近匹配规则对每个沪港通企业(处理组)选择得分最为相近的非沪港通企业(控制组)进行一对一配对,匹配效果见表3。由表3可知,匹配前沪港通企业与非沪港通企业在 *Leve*、*Ldr*、*Tat* 和 *lnYfb* 等指标上存在显著差异,匹配后两组之间变量的偏差绝对值都由统计上的显著变得不再显著;*Roa*、*Sdr*、*Ftr*、*Eps* 和 *Gmp* 等指标的差异经过匹配有不同程度的缩小;*Itr*、*Rtr* 和 *Pe* 的偏差在匹配后扩大,但组间变量的差距在统计上仍不显著;匹配后,专利申请数量 *Fnpatent* 在两组间的差距也不再显著。就整体而言,经过匹配处理后,绝大多数变量的组间差距在统计上都不再显著,得分匹配的效果较为理想^③。

在完成对沪港通企业的配对后,使用匹配后的样本再次进行国有企业创新水平对沪港通变量的回归,其结果如4所示。经过PSM匹配后,滞后变量 *After1*、*After2* 和 *After* 系数的显著性与匹配前基本一致(尽管有个别变量的系数不再显著),且多数滞后变量的系数值大于匹配前(尤其是系数显著的那些变量),说明在控制了影响沪港通选择过程的因素后,沪港通对国有企业创新水平产生的促进作用有所提高。同时,为了检验平行趋势假定,在公式(2)和(3)中增加变量 *Before*,其值为1表示当年为国有企业成为沪港通试点前的2年内,显示了沪港通实施前两类企业创新水平的平均差异。由表4可知,变量 *Before* 的系数在4个模型中均不显著,表明在沪港通实施前,两类企业的创新水平没有显著差异,满足平行趋势假设,PSM匹配的结果较为理想。总之,匹配后国有企业创新水平对沪港通变量的回归结果与匹配前相比没有显著变化,证明了假设1成立这一结论的稳健性。

表3 经过最邻近匹配处理后的控制组和处理组的偏差变化情况

变量名称	U(匹配前)	均值		偏差变化		t-test	
	M(匹配后)	处理组	控制组	偏差绝对值	缩减率(%)	t	p > t
<i>Roa</i>	U	5.751	5.002	20.8		0.98	0.331
	M	5.751	5.194	15.4	25.9	0.62	0.537
<i>Leve</i>	U	51.578	43.650	45.6		2.12	0.037
	M	51.578	47.326	24.4	46.5	1.05	0.298
<i>Ldr</i>	U	1.634	2.150	46.0		-2.07	0.041
	M	1.634	1.859	20.0	56.5	-0.95	0.344
<i>Sdr</i>	U	1.265	1.650	34.0		-1.55	0.126
	M	1.265	1.451	18.7	45.0	-0.86	0.395
<i>Tat</i>	U	0.815	0.684	41.4		1.97	0.084
	M	0.815	0.747	21.6	47.8	0.89	0.376
<i>Itr</i>	U	4.873	4.599	8.7		0.40	0.690
	M	4.873	4.468	12.9	-48.3	0.59	0.560
<i>Rtr</i>	U	10.665	9.354	10.4		0.50	0.617
	M	10.665	8.803	14.8	-42.3	0.63	0.531
<i>Ftr</i>	U	5.286	4.511	17.6		0.82	0.414
	M	5.286	4.751	12.1	31.3	0.52	0.608
<i>Eps</i>	U	0.366	0.270	33.1		1.57	0.120
	M	0.366	0.279	29.8	10.0	1.25	0.216
<i>Gmp</i>	U	6.099	9.969	24.1		-1.11	0.269
	M	6.099	8.652	15.9	34.0	-0.74	0.461
<i>Pe</i>	U	46.781	41.357	12.6		0.58	0.566
	M	46.781	53.769	16.2	-28.6	-0.67	0.506
<i>Size</i>	U	22.762	21.905	95.3		4.52	0.000
	M	22.762	22.171	65.8	31.0	2.73	0.080
<i>lnYfb</i>	U	-3.611	-3.345	40.0		-1.89	0.062
	M	-3.611	-3.341	40.7	-1.75	-1.65	0.103
<i>Fnpatnet</i>	U	69.765	46.554	58.5		2.75	0.007
	M	69.765	56.118	34.4	41.2	1.38	0.172

注:1.表中的各种偏差是按照 $(X_i - X_c) / \sigma_i$ 计算的, X_i 和 X_c 分别为处理组和控制组的相关变量均值, σ_i 为处理组的相关变量标准误;2.缩减率是初始偏差绝对值和经各种方法处理后偏差的绝对值的百分比变化。

(四) 稳健性检验

除了专利申请和专利授权,研发投入也常被用来衡量企业的技术创新水平。鉴于不同企业的研发投入绝对量会因企业规模的不同而具有较大差异,本文使用研发投入与企业主营业务收入比值作为被解释变量,记为 Yfb 。同时,考虑到企业的研发投入具有一定的个体依赖性,当年的研发投入会受前一年投入量的影响,本文采用动态面板模型进行回归,具体模型设定如下所示:

$$Yfb_{i,t} = \rho Yfb_{i,t-1} + \alpha Treat_{i,t} + \beta_1 After1_{i,t} + \beta_2 After2_{i,t} + \beta'_{11} X_{i,t} + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

$$Yfb_{i,t} = \rho Yfb_{i,t-1} + \alpha Treat_{i,t} + \beta_3 After_{i,t} + \beta'_{11} X_{i,t} + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

上两式中,变量 Yfb 为企业研发比;其余变量的含义与前述公式相同,不再赘述。

表5显示了国有企业研发比对沪港通变量的回归结果,4个回归分别采用差分GMM方法和系统GMM方法。由表5可知,变量 Yfb 一期滞后项的系数均为正(在后两个模型中显著),说明国有企业的研发比会受到前一年研发比的显著影响,采用动态面板模型是合适的。同时,变量 $After1$ 、 $After2$ 和 $After$ 的系数均为正数(至少在5%的水平下显著),说明国有沪港通企业的研发比大于国有非沪港通企业,沪港通对国有企业创新投入的增加起到了显著的促进作用。这一结果与使用专利变量时的结果基本一致,证明了假设1成立的稳健性。

五、作用机制探讨

前文分别从融资约束和股票流动性的角度论述了沪港通对国有企业技术创新水平产生影响的作用机制,下面将对这两个机制进行验证,探讨沪港通是否确实通过影响国有企业的融资约束和股票流动性而对其创新水平产生了作用。

(一) 融资约束机制

对于沪港通对国有企业技术创新的融资约束机制,本文提出了假设2:沪港通能够通过降低企业面临的融资约束促进国有企业的技术创新水平。对于假设2,可以有如下推论1:如果该假设成立,融资约束高的国有企业成为沪港通试点能够扩大其融资渠道,缓解融资压力,使企业可以投入更多资金进行研发创新,因此融资约束高的国有企业在成为沪港通试点后,其创新水平应有较大程度的提高;相反,低融资约束的国有企业本身面临的融资困难较小,成为沪港

表4 PSM后国有企业创新水平对沪港通变量的回归结果

变量名称	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)
	$Fnpatent$	$Fnpatent$	$Gpatent$	$Gpatent$
$Treat$	-0.016 (-0.65)	-0.017 (-0.67)	0.130 *** (4.64)	0.130 *** (4.63)
$Before$	-0.039 (-1.15)	-0.039 (-1.16)	-0.029 (-0.76)	-0.028 (-0.75)
$After1$	0.095 ** (2.03)		0.079 (1.47)	
$After2$	0.001 (0.02)		0.258 *** (5.06)	
$After$		0.048 (1.28)		0.177 *** (4.23)
时间、行业	控制	控制	控制	控制
N	325	325	426	426
Pseudo R ²	0.355	0.355	0.316	0.315
LR	4.430	4.427	3.474	3.466

注:1.表中***、**、*分别表示系数在1%、5%、10%的水平下显著;2.括号内数字为z值;3.控制变量的估计结果与表2接近,限于篇幅,这里不再报告其结果。

表5 国有企业研发比对沪港通变量的回归结果

变量名称	差分GMM		系统GMM	
	模型(1) Yfb	模型(2) Yfb	模型(3) Yfb	模型(4) Yfb
$L.Yfb$	0.190 (1.20)	0.206 (1.39)	0.561 *** (8.95)	0.546 *** (8.85)
$Treat$			-0.010 ** (-2.49)	-0.010 ** (-2.33)
$After1$	0.008 ** (2.53)		0.009 *** (2.97)	
$After2$	0.008 *** (2.66)		0.009 *** (2.87)	
$After$		0.008 *** (2.66)		0.008 ** (2.54)
N	1.684	1.684	2.049	2.049
AR(1)	0.003	0.002	0.000	0.000
AR(2)	0.629	0.594	0.232	0.244
Sargan Test	0.976	0.988	0.756	0.808

注:1.表中***、**、*分别表示系数在1%、5%、10%的水平下显著;2.括号内数字为z值;3.限于篇幅,表中未报告控制变量和常数项的估计结果;4.变量 $Treat$ 不随时间变化,故使用差分GMM方法时,该变量没有系数估计。

通试点对其研发投入的促进作用可能并不明显,因此沪港通对低融资约束国有企业的技术创新可能影响较弱或没有显著影响。

为了验证上述推论,本文将国有沪港通企业按融资约束的大小分为两组(以2014年变量 Sa 的四分位数为标准):设变量 Hfr ,其值为1代表高融资约束的国有沪港通企业,其值为0代表其他企业;变量 Lfr ,其值为1代表低融资约束的国有沪港通企业,其值为0代表其他企业。同时,为了研究沪港通的总滞后影响,设变量 $Thfr$,其值为1代表高融资约束国有企业成为沪港通试点后的年份(包括当年),其值为0代表这些企业的非沪港通年份和其他所有企业(包括其他沪港通企业和所有非沪港通企业);同理,设置变量 $Tlfr$,其值为1代表低融资约束国有企业成为沪港通试点后的年份(包括当年),其值为0则代表这些企业的非沪港通年份和其他企业。最后,本文采用混合截面计数模型进行回归,具体模型设定如下:

$$E(Patent_{i,t} | z_{i,t}) = \exp(\beta_1 Hfr_{i,t} + \beta_2 Lfr_{i,t} + \beta_3 Thfr_{i,t} + \beta_4 Tlfr_{i,t} + \beta'_{11} X_{i,t} + \beta'_{22} Dum_{-t} + \varepsilon_{i,t}) \quad (7)$$

式中,变量 Hfr 、 Lfr 、 $Thfr$ 和 $Tlfr$ 的意义如上文所述, $\beta_1 \sim \beta_4$ 分别为其相应的影响系数;其余变量的含义与前述公式相同。该方程实际是直接进行高融资约束沪港通企业、低融资约束沪港通企业和所有非沪港通企业的对比,因此不需要如一般的分组回归一样再额外进行组间系数差异显著性的检验,且不会产生虚拟变量陷阱。此外,为了检验结论的稳健性,本文还使用企业规模 $Size$ 作为企业融资约束的衡量指标,变量设置与 Sa 一致,这里不再赘述。

表6显示了不同融资约束水平下国有企业技术创新对沪港通变量的回归结果。其中模型(1)至(4)为全样本回归结果。由表6可知,变量 $Thfr$ 的系数在模型(1)至(4)中均显著为正(在1%的水平下),说明融资约束高的国有企业在成为沪港通试点后,其创新水平有了显著提高。变量 $Tlfr$ 的系数在前三个模型中均不显著,说明沪港通对低融资约束国有企业的技术创新没有显著影响;而变量 $Tlfr$ 的系数在模型(4)中显著为正,但其值仅为0.067,远小于 $Thfr$ 的系数0.466,说明沪港通对低融资约束国有企业技术创新产生的影响显著小于对高融资约束国有企业的影响。因此,综合上述结果可以发现,沪港通对国有企业技术创新起到的积极作用会受到企业融资约束程度的影响:沪港通的实施缓解了高融资约束国有企业面临的融资问题,使这些企业可以投入更多资金进行研发活动,提高了其技术创新水平;而对于那些本身融资困难较小且不缺乏研发资金的国有企业而言,沪港通对其技术创新的影响弱于高融资约束企业。这一结论符合推论1的论述,验证了假设2的成立。

表6 不同融资约束水平下国有企业技术创新对沪港通变量的回归结果

变量名称	全样本				PSM 匹配后样本			
	$Fnpatent$		$Gpatent$		$Fnpatent$		$Gpatent$	
	模型(1) Sa	模型(2) $Size$	模型(3) Sa	模型(4) $Size$	模型(5) Sa	模型(6) $Size$	模型(7) Sa	模型(8) $Size$
Lfr	0.702*** (51.49)	0.706*** (52.18)	0.611*** (38.54)	0.593*** (37.35)	0.533*** (26.55)	0.478*** (23.30)	0.542*** (23.21)	0.446*** (19.17)
Hfr	-0.864*** (-44.67)	-0.779*** (-41.22)	-0.770*** (-35.36)	-0.767*** (-35.65)	-0.844*** (-29.93)	-0.618*** (-23.23)	-0.383*** (-14.49)	-0.418*** (-15.64)
$Tlfr$	-0.015 (-0.77)	0.009 (0.44)	0.030 (1.36)	0.067*** (3.09)	-0.123*** (-4.12)	-0.110*** (-3.69)	-0.017 (-0.51)	0.054* (1.67)
$Thfr$	0.326*** (5.86)	0.324*** (5.72)	0.458*** (7.78)	0.466*** (7.92)	0.440*** (8.07)	0.343*** (6.37)	0.463*** (8.04)	0.492*** (8.55)
时间、行业	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	791	791	998	998	325	325	426	426
Pseudo R ²	0.344	0.335	0.299	0.299	0.376	0.324	0.313	0.297
LR	12 216	11 899	8 589	8 581	4 697	4 051	3 450	3 269

注:1.表中***、**、* 分别表示系数在1%、5%、10%的水平下显著;2.括号内数字为z值;3.控制变量的估计结果与之前接近,限于篇幅,不再报告其结果。

同时,为了避免内生性问题对回归结果造成影响,本文还使用 PSM 匹配后的样本进行不同融资约束下国有企业创新水平对沪港通变量的实证回归,其结果如表 6 的模型(5)至(8)所示。对比匹配前后的结果可以发现,采用 PSM 匹配后样本与全样本回归的结果既有相同点又有不同点。相同之处在于,变量 $Thfr$ 的系数均显著为正,较匹配前的结果没有明显变化。而变量 $Tlfr$ 的系数则存在不同之处:使用 $Gpatent$ 作为被解释变量时,变量 $Tlfr$ 的系数与全样本回归结果保持一致;但以 $Fnpatent$ 为被解释变量时, $Tlfr$ 的系数变为 -0.123 和 -0.110 (均在 1% 的水平显著),说明沪港通的实施可能会阻碍那些原本没有融资困难的国有企业提高其专利申请数量。不过,这一不同结果与假设 2 并不矛盾:一方面,融资约束低的企业本身并不缺乏进行创新活动所需资金,沪港通可能无法通过缓解融资问题而对这类企业的技术创新产生明显的促进作用。另一方面,企业的融资约束并不是越低越好,过于宽松的融资环境可能会造成企业资源配置的低效化。Hennessy *et al.* [36] 认为企业的外部股权融资具有凸的成本函数,使得企业股权融资的边际成本随着融资规模的扩大而升高,从而导致企业投资效率降低。袁卫秋 [37] 的研究也发现高融资约束企业的投资效率显著高于低融资约束企业,融资压力会使上市公司有动力提高资源配置效率,促使企业更有效地利用有限资源,从而提高投资效率。沪港通的实施扩大了国有企业外部股权融资的规模,也可能降低了企业自身的资源配置效率,进而对企业的研发创新造成不利影响。但是就沪港通提高了高融资约束国有企业的技术创新水平这一论述而言,使用全样本和 PSM 匹配后样本进行回归的结果保持一致^④。

综上所述,表 6 的回归结果证实了假设 2 的成立,沪港通确实能够通过放宽融资约束而对那些融资困难的国有企业起到促进技术创新的作用;但对那些本身没有融资压力的国有企业来说,沪港通对其技术创新产生的积极作用会相对较弱,甚至可能因为融资环境过于宽松而对企业的技术创新造成阻碍。

(二) 股票流动性机制

除了融资约束机制,本文还就沪港通的股票流动性机制提出了假设 3:沪港通能够通过提高股票流动性对国有企业的技术创新产生促进作用。对于该假设可以有如下的推论 2:如果该假设成立,股票流动性低的国有企业在成为沪港通试点后,其股票流动性能够显著提高,这为长期机构投资者的进入提供了更多机会,从而对这些企业技术创新的提高起到促进作用;而对于流动性较高的国有企业而言,成为沪港通试点对其技术创新的促进作用可能相对较小或不甚显著。

为了验证上述推论,使用 2014 年的相对有效价差 Res 将所有国有沪港通企业按股票流动性的高低分组:设变量 Hsl 和 Lsl 分别表示高流动性组和低流动性组,变量取值为 1 分别代表高流动性和低流动性的国有沪港通企业,取值为 0 代表其他企业;设变量 $Thsl$ 和 $Tlsl$,取值为 1 分别表示高、低流动性的国有沪港通企业成为沪港通试点后的年份(包括当年),取值为 0 代表上述企业的非沪港通年份和其他企业。这里同样采用混合截面计数模型进行回归,具体模型设定如下:

$$E(Patant_{i,t} | z_{i,t}) = \exp(\beta_1 Hsl_{i,t} + \beta_2 Lsl_{i,t} + \beta_3 THsl_{i,t} + \beta_4 TLsl_{i,t} + \beta'_{11} X_{i,t} + \beta'_{22} Dum_{-t} + \varepsilon_{i,t}) \quad (8)$$

公式中,变量 Hsl 、 Lsl 、 $Thsl$ 和 $Tlsl$ 的意义如上文所述, $\beta_1 \sim \beta_4$ 分别为其相应的影响系数;其余变量的含义与前述公式相同。表 7 显示了不同股票流动性水平下国有企业技术创新对沪港通变量的回归结果,其中模型(1)和(2)为全样本回归结果,模型(3)和(4)为采用 PSM 匹配样本的回归结果。

由表 7 可知,在全样本回归中,变量 $Tlsl$ 的系数均在 1% 的水平显著,变量 $Thsl$ 的系数相对较小且分别在 5% 和 10% 的水平下显著,说明沪港通对低股票流动性国有企业的技术创新具有显著的促进作用,而对高股票流动性国有企业技术创新的影响相对较弱,符合推论 2 的论述。采用 PSM 匹配后样本进行回归时,变量 $Tlsl$ 的系数仍显著为正,与匹配前一致,而变量 $Thsl$ 的系数则不再显著,意味着在排除内生性问题的影响后,低股票流动性的国有企业在成为沪港通试点后,其技术创新水平较非沪港通企业有了显著的提高,而高股票流动性国有企业的技术创新则不受沪港通的影响,也符

合推论 2 的论述。综上所述,表 7 的回归结果证明了假设 3 成立,即沪港通制度确实能够通过提高股票流动性而对国有沪港通试点企业的技术创新起到促进作用。

六、结论

沪港通是中国资本市场的重大制度变革,对推动资本市场双向开放具有重要意义,同时也会对成为沪港通试点的国有企业产生一定影响。本文以 2010—2016 年国有上市公司的数据为基础,运用“倾向得分匹配”和“双重差分估计”的方法研究了沪港通对国有企业技术创新的影响,并从融资约束和股票流动性的维度进行了机制探讨。研究发现:(1)沪港通能够提高以专利申请数和专利授权数衡量的国有企业技术创新水平;(2)沪港通能够放宽企业面临的融资约束,使得国有企业可以投入更多资金进行创新研发,最终提高其技术创新水平,但此机制对那些本身拥有良好融资环境的国有企业并不成立,沪港通可能在短期内对这类企业的技术创新产生不利影响;(3)沪港通能够通过提高国有企业的股票流动性为长期机构投资者的进入提供机会,以此提高企业对长期绩效的重视,最终提高其技术创新水平。

本文的研究结论具有重要的政策含义:首先,沪港通对国有企业技术创新产生的促进作用为沪港通的进一步优化,以及深港通等资本市场开放新政策的颁布实施提供了重要的政策基础和依据。其次,尽管沪港通能够对内地资本市场和上市公司带来一系列的有利影响,但在短期内仍可能会对国有企业的发展造成一定阻碍。政府应正视这一问题,加强对内地股票市场制度和环境的优化,争取尽快缩小与香港乃至国外资本市场的差距。同时,今后在对资本市场的开放过程中,政府也要吸取从沪港通实施中获得的经验教训,谨慎行事,以免造成过大的市场动荡。最后,不论是沪港通制度,还是后续的深港通制度,对于国有企业而言既是机遇也是挑战,企业应采取措施减轻沪港通的负面影响,还应抓住机会吸收港市的上市公司和投资者的先进投资理念及公司治理经验,努力发展壮大自身,以尽快度过资本市场对外开放带来的阵痛期。

注释:

- ①国有沪港通企业包括在沪港通制度的沪股通部分中。根据《上海证券交易所沪港通试点办法》,沪股通企业的选择范围为上海证券交易所上证 180 指数、上证 380 指数的成份股,以及上海证券交易所上市的 A+H 股公司股票。
- ②沪港通下的股票交易正式开始于 2014 年 11 月 17 日,已到了 2014 年的年末,因此沪港通可能无法对首批试点企业 2014 年的创新水平造成显著影响,也很难排除其他未知因素对企业当年创新水平的影响。因此,本文只比较国有企业的技术创新水平在成为沪港通试点之前和之后的差异,而不考虑制度实施当年的变化,故本文只设置沪港通的滞后变量 *After1*、*After2* 和 *After*。
- ③这里仍有极个别变量 *Size* 的匹配效果较差,其组间差异在匹配后有所减小(偏差绝对值缩减率为 31.0%),却仍在 10% 的水平下显著。其原因可能在于样本数较少且样本自身在该变量上存在较大差异,导致难以实现有效匹配,但一个变量差异过大并不会严重影响匹配效果。
- ④PSM 匹配后,低融资约束组的系数在使用不同专利指标时有所不同,其原因可能在于:专利授权数量能更准确地反映企业的研发能力,即使是本身研发活动不受资金制约的企业,其研发能力(专利授权数量)也可能会受到沪港通

表 7 不同股票流动性水平下国有企业技术创新对沪港通变量的回归结果

变量名称	全样本		PSM 匹配后样本	
	模型(1) <i>Fnpatent</i>	模型(2) <i>Gpatent</i>	模型(3) <i>Fnpatent</i>	模型(4) <i>Gpatent</i>
<i>Lsl</i>	-0.053 0** (-2.98)	0.022 (1.08)	-0.079*** (-2.91)	0.001 (0.02)
<i>Hsl</i>	0.028** (2.05)	0.028* (1.77)	0.041** (2.13)	-0.024 (-1.12)
<i>Tlsl</i>	0.146*** (5.71)	0.116*** (4.38)	0.069* (1.93)	0.108*** (2.86)
<i>Thsl</i>	0.077** (2.49)	0.055* (1.80)	0.062 (1.40)	0.004 (0.08)
时间、行业	控制	控制	控制	控制
N	781	987	321	421
Pseudo R2	0.364	0.330	0.353	0.303
LR	12 774	93 634	4 364	3 305

注:1.表中***、**、* 分别表示系数在 1%、5%、10% 的水平下显著;2.括号内数字为 *z* 值;3.控制变量的估计结果与之前接近,限于篇幅,不再报告其结果。

其他机制(如股票流动性机制)的影响而有所提高;相比之下,企业的专利申请数量更易受企业经营策略的影响,沪港通对低融资约束企业资源配置效率造成的不利影响可能会使这类企业的专利申请数量有所下降。PSM 匹配为每个国有沪港通企业配以较为合适的比较对象,可能放大了这种负面作用,因此使用 PSM 后,两个专利变量的回归结果有所不同。

参考文献:

- [1]徐晓光,余博文,郝尊信.内地股市与香港股市融合动态分析——基于沪港通视角[J].证券市场导报,2015(10):61-66.
- [2]刘海飞,柏巍,李冬昕,等.沪港通交易制度能提升中国股票市场稳定性吗?——基于复杂网络的视角[J].管理科学学报,2018(1):97-110.
- [3]闫红蕾,赵胜民.沪港通能否促进A股与香港股票市场一体化[J].中国管理科学,2016(11):1-10.
- [4]许香存,陈志娟.沪港通对股票市场波动性和流动性影响的实证研究[J].浙江工商大学学报,2016(6):76-83.
- [5]胡振华,刘佩瑶.沪港通、深港通政策对标的股票定价效率影响及其对比研究——基于双重差分模型[J].金融发展研究,2018(3):29-35.
- [6]郭阳生.沪港通机制提升了公司价值吗[J].广东财经大学学报,2018(2):77-88.
- [7]郭阳生,沈烈,汪平平.沪港通降低了股价崩盘风险吗——基于双重差分模型的实证研究[J].山西财经大学学报,2018(6):30-44.
- [8]王倩,马云霄.沪港通政策的公司治理效应——基于事件研究法的实证分析[J].金融论坛,2016(5):33-46.
- [9]WEI SJ, XIE Z, ZHANG X. From “Made in China” to “Innovated in China”: necessity, prospect, and challenges [J]. Journal of economic perspectives, 2017, 31(1): 49-70.
- [10]吴延兵.不同所有制企业技术创新能力考察[J].产业经济研究,2014(2):53-64.
- [11]LEVINE R. Financial development and economic growth: views and agenda [J]. Journal of economic literature, 1997, 35(2): 688-726.
- [12]刘培森,李后建.企业创新来源:信贷市场还是股票市场[J].贵州财经大学学报,2016(2):37-50.
- [13]冯根福,刘虹,冯照桢,等.股票流动性会促进我国企业技术创新吗? [J].金融研究,2017(3):192-206.
- [14]张超林,杨竹清.股票流动性、代理效率与企业技术创新——基于泊松回归的实证研究[J].华东经济管理,2018(11):151-158.
- [15]HALL B H. The financing of research and development [J]. Oxford review of economic policy, 2002, 18(1): 35-51.
- [16]CARPENTER R E, PETERSEN B C. Capital market imperfections, high-tech investment, and new equity financing [J]. The economic journal, 2002, 112(477): F54-F72.
- [17]刘春玉.研发投入融资约束及其外部融资依赖性——基于上市公司的实证研究[J].科技进步与对策,2014(4):20-25.
- [18]顾群,翟淑萍.融资约束、研发投入与资金来源——基于研发投入异质性的视角[J].科学学与科学技术管理,2014(3):15-22.
- [19]戴小勇,成力为.金融发展对企业融资约束与研发投入的影响机理[J].研究与发展管理,2015(3):25-33.
- [20]曹献飞.融资约束与企业研发投入——基于企业层面数据的实证研究[J].软科学,2014(12):73-78.
- [21]BROWN J R, FAZZARI S M, PETERSEN B C. Financing innovation and growth: cash flow, external equity, and the 1990s R&D boom [J]. The journal of finance, 2009, 64(1): 151-185.
- [22]郭阳生,沈烈,郭枚香.沪港通改善了上市公司信息环境吗?——基于分析师关注度的视角[J].证券市场导报,2018(10):35-43+50.
- [23]张纯,吕伟.信息环境、融资约束与现金股利[J].金融研究,2009(7):81-94.
- [24]STEIN J C. Takeover threats and managerial myopia [J]. Journal of political economy, 1988, 96(1): 61-80.
- [25]FANG V W, TIAN X, TICE S. Does stock liquidity enhance or impede firm innovation? [J]. The journal of finance, 2014, 69(5): 2085-2125.
- [26]BUSHEE B J. The influence of institutional investors on myopic R&D investment behavior [J]. Accounting review, 1998,

- 73(3): 305-333.
- [27]吴延兵. 中国工业 R&D 投入的影响因素[J]. 产业经济研究 2009(6): 13-21.
- [28]WEN J ,FENG G F ,CHANG C P ,et al. Stock liquidity and enterprise innovation: new evidence from China [J]. The European journal of finance 2018 24(9): 683-713.
- [29]沈达勇. 股票流动性、管理层激励与企业技术创新[J]. 西安交通大学学报(社会科学版) 2017(5): 31-39.
- [30]鞠晓生 卢荻 虞义华. 融资约束、营运资本管理与企业创新可持续性[J]. 经济研究 2013(1): 4-16.
- [31]胡亚茹 陈丹丹 刘震. 融资约束、企业研发投入的周期性与平滑机制——基于企业所有制视角[J]. 产业经济研究 2018(2): 78-90.
- [32]HADLOCK C J ,PIERCE J R. New evidence on measuring financial constraints: moving beyond the KZ index [J]. The review of financial studies 2010 23(5): 1909-1940.
- [33]连玉君 彭方平 苏治. 融资约束与流动性管理行为[J]. 金融研究 2010(10): 158-171.
- [34]CHORDIA T ,ROLL R ,SUBRAHMANYAM A. Market liquidity and trading activity [J]. The journal of finance 2001 56(2): 501-530.
- [35]温军 冯根福. 风险投资与企业创新 “增值”与“攫取”的权衡视角[J]. 经济研究 2018(2): 185-199.
- [36]HENNESSY C A ,LEVY A ,WHITED T M. Testing Q theory with financing frictions [J]. Journal of financial economics , 2007 83(3): 691-717.
- [37]袁卫秋. 融资约束、投资效率与现金持有价值[J]. 现代财经(天津财经大学学报) 2014(3): 75-84.

(责任编辑: 禾 日)

Does Shanghai-Hong Kong Stock Connect enhance technological innovation of state-owned enterprises in China?

FENG Ruoyang , WEN Jun

(School of Economics and Finance , Xi'an Jiaotong University , Xi'an 710061 , China)

Abstract: As an interconnection mechanism of stock trading between Mainland and Hong Kong , Shanghai-Hong Kong Stock Connect (Shanghai Connect) is one of the major reforms of the opening-up of China's capital market. It is of great significance to promote the two-way opening-up of China's capital market. Its implementation has not only brought a series of changes to the mainland stock market , but also has certain impacts on listed companies. Based on the data of the state-owned enterprises in Shanghai Connect program from 2010 to 2016 , this paper studies the effect and mechanism of Shanghai Connect on the technological innovation of state-owned enterprises by using the methods of propensity score matching (PSM) and difference-in-difference (DID) estimation. The study finds that Shanghai Connect has improved the technological innovation of China's state-owned enterprises; Shanghai Connect could alleviate the financing constraints faced by the enterprises , which further promotes the state-owned enterprises to raise the R&D investment , and thus improve their technological innovation level; Shanghai Connect could also provide more opportunities for long-term institutional investors to enter the state-owned enterprises by improving their stock liquidity , which further improves the level of technological innovation of China's state-owned enterprises. The results of this study have important policy significance , as it could provide important theoretical basis and practical experience for the government to continue implementing the Shanghai Connect and further carry out the opening policy of capital market such as Shenzhen-Hong Kong Stock Connect.

Key words: Shanghai-Hong Kong Stock Connect; technological innovation; financing constraints; stock liquidity; PSM-DID