

# 资本市场对外开放与劳动收入份额

——基于沪深港通交易制度的经验证据

江轩宇 朱 冰\*

**摘 要** 本文利用沪深港通制度实施的外生冲击,考察资本市场对外开放对劳动收入份额的影响,发现:(1) 沪深港通制度的实施显著提高了标的公司的劳动收入份额;(2) 当标的公司外资交易活跃程度较高或股价信息含量提高程度较大时,二者正向关系更强;(3) 降低债务成本及提升研发意愿是沪深港通制度提高企业劳动收入份额的重要路径;(4) 前述正向关系只在企业融资约束程度较高、高新技术行业及劳动与资本要素更多呈互补效应时显著。

**关键词** 资本市场开放, 沪深港通, 劳动收入份额

**DOI:** 10.13821/j.cnki.ceq.2022.04.01

## 一、引 言

十九大报告强调“坚持在经济增长的同时实现居民收入同步增长、在劳动生产率提高的同时实现劳动报酬同步提高”。提高劳动收入份额是保证全体人民分享经济发展成果的重要机制(施新政等, 2019)。因此,探讨劳动收入份额的影响因素对完成全体人民共同富裕的时代目标及解决新时代社会主要矛盾具有重要的理论和现实意义。现有文献在劳动收入份额的决定因素领域取得了丰硕的成果,但施新政等(2019)指出该领域的研究忽视了资本市场在改变劳动收入份额中扮演的角色。

中国政府一直致力于推动资本市场的对外开放。而沪港通和深港通(以下简称沪深港通)被认为是中国市场迈向双向开放的重要一步,具有里程碑式的意义(钟覃琳和陆正飞, 2018; 连立帅等, 2019)。沪深港通制度的实施为研究资本市场对外开放与劳动收入份额的关系提供了有利契机。一方面,沪深港通制度的实施对企业劳动收入份额而言,是相对外生的。因为沪深港

\* 江轩宇、朱冰,中央财经大学会计学院、中国管理会计研究与发展中心。通信作者及地址:江轩宇,北京市海淀区学院南路39号中央财经大学会计学院,100081;电话:13811859221;E-mail:jiangxuanyu@163.com。本文得到了国家自然科学基金项目(71972193、71602197、71802207)及教育部人文社科青年基金项目(18YJC630271)的资助。作者感谢匿名审稿人的宝贵建议。文责自负。

通制度的设计初衷并非提高企业劳动收入份额,而是优化资本市场结构,拓展资本市场的广度和深度,进一步促进资本市场健康发展。另一方面,沪深港通分批确定标的股票名单并动态调整的制度设计使得在不同时间点存在差异化的实验组和对照组样本,让本文可以在错层发生事件形成的准自然实验情境下构建双重差分模型,更为清晰地揭示资本市场对外开放与劳动收入份额变化的因果关系。

为此,本文尝试利用上市公司微观层面的劳动收入份额数据,对沪深港通制度是否以及如何影响劳动收入份额展开研究。本文的贡献主要体现在以下三个方面。第一,拓展了劳动收入份额影响因素的研究视角。现有文献虽然在劳动收入份额的成因领域取得了丰硕的成果,但少有研究探讨资本市场对劳动收入份额的影响。施新政等(2019)在这一方面进行了有益的尝试,他们以股权分置改革为契机,发现资本市场流通性的增强会减少“工资侵蚀利润”的现象,从而降低劳动收入份额。该文从本质上探讨的是私有化进程对劳动收入份额的作用。与上述研究不同,本文从资本市场对外开放的视角,发现沪深港通制度的实施有助于提高劳动收入份额,从而帮助市场更好地理解资本市场发展的不同方面对劳动收入份额的差异化作用。第二,丰富了资本市场对外开放经济后果领域的研究。借助沪深港通制度实施的外生冲击,现有研究主要从股价信息含量(钟覃琳和陆正飞,2018)、股票市场稳定性(刘海飞等,2018)、股价异质性波动(钟凯等,2018)、股价崩盘风险(李沁洋和许年行,2019)、投资效率(陈运森和黄健峤,2019)、投资-股价敏感性(连立帅等,2019)、现金股利政策(陈运森等,2019)等方面探讨了资本市场对外开放的经济后果。可以发现,此类文献更多关注了资本市场对外开放与市场信息效率和企业投资行为的关系。虽然陈运森等(2019)基于现金股利政策展开研究,但这一视角只是探讨了企业对股东本身剩余收益分配方式的改变,并不涉及不同生产要素的收入分配问题。因此,本文从劳动收入份额维度展开研究,为资本市场对外开放的实际经济后果提供了补充经验证据。第三,本文揭示了沪深港通制度影响劳动收入份额的作用路径和前提条件,有助于更为全面地认识资本市场对外开放影响劳动收入份额的作用机理。

## 二、理论分析与研究假说

### (一) 沪深港通制度、融资约束与企业劳动收入份额

Neumeyer and Perri (2005) 及汪伟等(2013)指出,企业面临的债务融资约束是导致劳动收入份额下降的一个重要原因。这是因为企业主要依靠债务融资补充营运资本,用以支付员工的工资(Neumeyer and Perri, 2005)。当企业不存在债务融资约束时,劳动和资本获得企业收入分配的比例主要由

两类生产要素的边际产出水平决定。而随着债务融资约束程度的提高,以固定资产为代表的资本要素在提供基本的边际产出价值之外,还能凭借较高的抵押价值为企业带来融资收益。此时,当资本要素和劳动要素之间互补关系较强时,尽管企业的固定资产投资和劳动投资都会受到融资约束的制约,但与劳动投资相比,固定资产投资凭借较高抵押价值产生的融资收益,受到的影响程度较小;当资本要素和劳动要素之间替代关系较强时,较高的抵押价值将使得融资约束企业更加偏好固定资产投资,进一步引发资本要素对劳动要素的替代,降低劳动收入份额。

信息不对称是导致企业融资约束的根本原因。在信息不对称的情况下,债权人既无法在事前根据企业的基本面信息合理估计企业的违约风险,又不能在中及时监督企业将债务融资投资于高风险项目的资产替代行为,由此提高了债权人出让资金使用权所要求的风险补偿。随着沪深港通制度的推出,一方面,具备更强信息搜集和处理能力的香港市场投资者能够通过主动交易行为,促进与企业价值相关的公司特质信息融入股票价格(钟覃琳和陆正飞,2018);另一方面,沪深股通标的公司出于吸引境外投资者或避免不当行为被精明的境外投资者发现等原因,也有动机改善信息披露质量,甚至更为主动地披露公司负面信息(李沁洋和许年行,2019)。这将降低企业的信息不对称水平,使得债权人能够以更低的成本搜集企业的基本面和资金使用状况等信息,增强债权人评估企业还本付息风险及监督企业资产替代行为的能力。可见,沪深港通制度的实施有助于减少标的企业债权人要求的风险补偿,降低债务融资成本,进而缓解企业面临的债务融资约束。

债务融资约束程度的降低,将有助于沪深股通标的企业更为容易地筹集债务资金,扩大投资规模。此时,如果资本要素和劳动要素之间的互补关系较强,劳动投资和固定资产投资的规模都可能扩大。但债务融资约束水平的下降将降低固定资产投资的融资收益,使得企业在新增投资中更多凭借要素本身的边际产出水平做出投资分配决策,相对降低固定资产的投资比例;甚至会倾向于进一步增加劳动要素投资比例,以减少前期在债务融资约束下由劳动雇佣不足导致的效率损失,由此提高企业劳动收入份额。

值得注意的是,假设资本要素和劳动要素之间的替代关系较强,如企业在很大程度上可以利用固定资产投资对劳动投资形成替代,虽然融资约束的缓解造成了固定资产抵押价值产生的融资收益下降,但企业依然可以通过购买更多的设备而非缓解劳动力雇佣不足解决要素配置不均衡导致的生产效率下降问题。在这种情况下,企业可能延续之前的投资策略,甚至进一步提高固定资产投资比例,使得沪深港通制度无法显著提高企业劳动收入份额。

但周茂等(2018)指出,资本对劳动的替代效应对于低技能劳动更为显著,而驱动企业甚至是产业升级的劳动投入还包含重要的高技能人力资本。近年来,我国经济发展已由高速增长阶段转向高质量发展阶段。面对经济发

展的新常态,企业很难再像以往一样仅靠粗放的资本投入获得持续的高收益。企业要想维持或获取竞争优势,转型升级迫在眉睫,更需要依靠创新驱动企业发展。而习近平总书记在参加十二届全国人大三次会议上海代表团审议时的讲话中指出,人才是创新的根基,创新驱动实质上是人才驱动。可见,在中国新的时代背景下,资本和劳动在创造企业价值方面也可能更多地发挥互补而非替代作用。因此,本文预期沪深港通制度的实施有助于降低债务资本成本,缓解融资约束下企业减少劳动力雇佣或压缩员工工资水平的倾向,从而提高劳动收入份额。

## (二) 沪深港通制度、自主研发意愿与企业劳动收入份额

与传统固定资产投资不同,企业的自主研发活动通常创造知识型资产,需要依靠新的技术和方法(Moshirian *et al.*, 2021)。而这些关键的新技术和新方法往往蕴含在人力资本之中(江轩宇等, 2019)。因此,当企业加强自主研发投入强度时,其对人力资本要素的依赖程度可能显著增大,使得企业更愿意通过提高薪酬水平以吸引和保留更多高素质的人才。

但首先,在信息不对称的环境下,股东往往会将短期业绩的下滑归结为经理人的无能,由此引发管理层由职业忧虑导致的研发动力不足(He and Tian, 2013; 杨道广等, 2017)。这是因为与固定资产投资能够资本化、收益可预期性较强的特点相比,企业自主研发投入的资源大多需要进行费用化处理,且失败风险高,更容易对短期业绩造成不利影响。而香港市场投资者不仅关注企业的短期财务绩效,还重视包括研发信息在内的决定企业长期发展潜力的非财务信息(连立帅等, 2019)。沪深港通制度实施后,这些对信息具有更强搜集和处理能力的精明投资者可能能够更好地识别企业业绩变化的原因,对企业短期业绩的暂时性下滑表现出更强的容忍程度,从而降低管理层的职业忧虑程度,提高企业的研发投入强度。其次,研发活动需要耗费管理层大量的私人成本,管理层在缺乏有效监督的情况下往往不愿意增大研发投入强度。随着沪深港通制度的实施,这些具有成熟国际投资经验和监督技巧的投资者将更有效地改善企业的公司治理水平(钟覃琳和陆正飞, 2018),从而增加经理人追求安逸生活的机会主义行为的成本,督促其开展研发活动。最后,企业的风险分担程度是激励其提高自主研发强度的一个重要原因(冯海波和刘胜, 2017)。沪深港通制度通过引入大量的境外资金,将使得本地市场风险由境外投资者和本地投资者共同分担(庞家任等, 2020),进而促进企业创新活动的开展。因此,本文认为沪深港通制度的实施将有助于提升企业的自主研发意愿,进而增加其对高技能人力资本的投入强度,提高劳动收入份额。

综合上述分析,本文提出以下假说。

**假说** 沪深港通交易制度将提高标的公司的劳动收入份额。

### 三、研究设计

#### (一) 样本选取与数据来源

考虑到沪港通和深港通分别于2014年和2016年开通,从沪港通的角度看,2010—2013年为沪港通开通的前4年;2015—2018年为沪港通开通的后4年。为此,本文选取2010—2018年沪深两市A股上市公司为研究对象。在具体的样本选择过程中,参考王雄元和黄玉菁(2017)及施新政等(2019)的做法:(1)剔除金融行业公司;(2)剔除ST和\*ST公司;(3)剔除员工总数小于100、劳动收入份额大于1或小于0,以及控制变量缺失的样本观测。根据上述标准,最终得到18503个公司-年观测值。本文使用的企业研发投入数据和区域经济数据源自Wind数据库,其他数据均源自CSMAR数据库。

#### (二) 模型与变量

参考已有文献(连立帅等,2019),本文构建如下双重差分模型:

$$LS_{i,t} = \alpha + \beta_1 \times HSSC_{i,t} + \gamma \times Control\ Variables_{i,t} + Year + Firm + \epsilon_{i,t}, (1)$$

其中,LS为劳动收入份额,参考方军雄(2011)及江轩宇和贾婧(2021)的方法,本文采用要素成本计算的增加值度量LS,即LS=支付给职工以及为职工支付的现金/(营业收入-营业成本+支付给职工以及为职工支付的现金+固定资产折旧);为使LS更加符合正态分布,参考方军雄(2011)的做法,还对LS进行了对数化处理 $\ln(LS/(1-LS))$ 。

HSSC是企业是否成为沪深股通标的虚拟变量,当沪深港通交易制度实施且个股*i*在第*t*年年末为沪股通或深股通标的时HSSC<sub>*i,t*</sub>取值为1,否则为0。

Control Variables为影响劳动收入份额的一组控制变量,参考现有文献(方军雄,2011;王雄元和黄玉菁,2017;施新政等,2019),主要控制如下变量:总资产自然对数SIZE;上市年限自然对数lnAGE;总资产负债率LEV;总资产收益率ROA;销售收入增长率GROWTH;资本产出比KY=固定资产净额/主营业务收入;资本密集度CI=总资产/营业收入;员工收入自然对数lnPAY;销售毛利率MARGIN;托宾Q;行业赫芬达尔指数HHI=行业内所有上市公司的营业收入占比的平方和;第一大股东持股比例FIRST;独董占比INDIR;董事会人数自然对数BOARD;管理层持股比例MHOLD;上市公司注册省份的GDP增长率GGDP;上市公司注册省份的出口金额占GDP的比值EXPORT。

Year和Firm分别代表年度和公司固定效应。各研究变量的描述性统计结果如表1所示。

表1 主要变量的描述性统计

变量名称	观测值	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>LS</i>	18 503	0.4928	0.2019	0.0877	0.4859	0.9530
$\ln(LS/(1-LS))$	18 503	-0.0180	0.9865	-2.3420	-0.0566	3.0090
<i>HSSC</i>	18 503	0.2521	0.4342	0	0	1
<i>SIZE</i>	18 503	22.1806	1.2826	19.9909	22.0041	26.1532
$\ln AGE$	18 503	2.0769	0.8140	0	2.1972	3.3673
<i>LEV</i>	18 503	0.4188	0.2039	0.0506	0.4123	0.8551
<i>ROA</i>	18 503	0.0500	0.0397	-0.0128	0.0415	0.1945
<i>GROWTH</i>	18 503	0.2341	0.4571	-0.3816	0.1415	3.1454
<i>KY</i>	18 503	0.4880	0.5603	0.0066	0.3174	3.4782
<i>CI</i>	18 503	2.3407	1.6622	0.4119	1.8748	9.8165
$\ln PAY$	18 503	19.1927	1.2684	16.6947	19.0670	22.9886
<i>MARGIN</i>	18 503	0.0958	0.0974	-0.0593	0.0714	0.4542
<i>Q</i>	18 503	2.5093	1.6860	0.8523	1.9676	9.8298
<i>HHI</i>	18 503	0.0957	0.0907	0.0148	0.0644	0.4531
<i>FIRST</i>	18 503	0.3570	0.1500	0.0898	0.3391	0.7517
<i>INDIR</i>	18 503	0.3738	0.0560	0.3333	0.3333	0.8000
<i>BOARD</i>	18 503	2.1434	0.1976	1.6094	2.1972	2.7081
<i>MHOLD</i>	18 503	0.1369	0.2048	0	0.0029	0.6952
<i>GGDP</i>	18 503	0.1067	0.0621	-0.2796	0.1020	0.2751
<i>EXPORT</i>	18 503	0.2686	0.1938	0.0109	0.2201	0.7127

## 四、实证结果

### (一) 主要实证结果

表2报告了模型(1)的回归结果:第(1)列中,当因变量为*LS*时,*HSSC*的系数显著为正,与本文研究假说相符。从经济意义上看,这意味着当沪深港通制度实施后,标的公司的劳动收入份额平均上升了0.47个百分点,相当于沪深港通制度前实验组和对照组差异的5.68%(0.47%/8.27%);第(2)列中,当因变量为 $\ln(LS/(1-LS))$ 时,结果保持一致。

表2 沪深港通制度对劳动收入份额的影响

	<i>LS</i>	$\ln(LS/(1-LS))$
	(1)	(2)
<i>HSSC</i>	0.0047*** (2.58)	0.0254*** (2.64)
<i>SIZE</i>	-0.1659*** (-66.07)	-0.8173*** (-61.05)
<i>lnAGE</i>	0.0017 (0.61)	-0.0178 (-1.18)
<i>LEV</i>	0.0377*** (5.65)	0.2191*** (6.16)
<i>ROA</i>	-0.9050*** (-29.53)	-4.0681*** (-24.89)
<i>GROWTH</i>	-0.0101*** (-7.85)	-0.0520*** (-7.55)
<i>KY</i>	-0.0530*** (-21.02)	-0.2694*** (-20.02)
<i>CI</i>	0.0393*** (44.81)	0.1984*** (42.48)
<i>lnPAY</i>	0.1594*** (69.00)	0.7800*** (63.34)
<i>MARGIN</i>	-1.1643*** (-85.84)	-5.8488*** (-80.87)
<i>Q</i>	0.0009 (1.60)	0.0085*** (2.71)
<i>HHI</i>	0.0014 (0.12)	-0.0115 (-0.18)
<i>FIRST</i>	-0.0352*** (-3.56)	-0.1917*** (-3.64)
<i>INDIR</i>	-0.0152 (-0.87)	0.0006 (0.01)
<i>BOARD</i>	-0.0008 (-0.13)	0.0203 (0.60)

(续表)

	LS	ln(LS/(1-LS))
	(1)	(2)
<i>MHOLD</i>	-0.0305*** (-3.67)	-0.1611*** (-3.64)
<i>GGDP</i>	-0.0085 (-0.65)	-0.0115 (-0.16)
<i>EXPORT</i>	0.0181 (1.19)	0.1511* (1.87)
截距	1.1826*** (28.98)	3.3902*** (15.58)
<i>Year</i>	控制	控制
<i>Firm</i>	控制	控制
样本数	18 503	18 503
$R^2$ -Within	0.723	0.687

注：括号内为经过公司层面聚类调整的  $t$  值；\*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平；下表统同。

## (二) 稳健性检验

为确保研究结论的可靠，本文从如下几个方面进行了稳健性检验。

### 1. 平行趋势检验

为检验平行趋势假定，本文参照陈胜蓝和马慧（2017）的方法设置如下哑变量：公司成为沪深股通标的前第  $i$  年  $HSSC(-i)$  取值为 1，否则为 0；公司成为沪深股通标的前第四年及以上  $HSSC(\leq -4)$  取值为 1，否则为 0；公司成为沪深股通标的当年  $HSSC(0)$  取值为 1，否则为 0；公司成为沪深股通标的后第  $i$  年  $HSSC(i)$  取值为 1，否则为 0；公司成为沪深股通标的后第三年及以后  $HSSC(\geq 3)$  取值为 1，否则为 0。本文以  $HSSC(-1)$  作为参照基准，实证结果如表 3 所示：（1）在公司成为沪深股通标的之前， $HSSC$  的回归系数均不显著，表明在沪深港通制度实施前，与非标的公司相比，标的公司的劳动收入份额并没有明显的上升趋势，满足平行趋势假定；（2）在公司成为沪深股通标的之后， $HSSC$  的回归系数显著为正，表明沪深港通制度实施后，标的公司的劳动收入份额显著上升，清晰地揭示了沪深港通制度与企业劳动收入份额之间在时序上的因果关系。



表3 动态 DID 检验

	LS	ln(LS/(1-LS))
	(1)	(2)
HSSC ( $\leq -4$ )	0.0002 (0.07)	0.0019 (0.12)
HSSC (-3)	-0.0033 (-1.20)	-0.0090 (-0.61)
HSSC (-2)	0.0011 (0.39)	0.0061 (0.42)
HSSC (0)	0.0029 (1.13)	0.0215 (1.55)
HSSC (1)	0.0075*** (2.85)	0.0390*** (2.79)
HSSC (2)	0.0066** (2.21)	0.0380** (2.38)
HSSC ( $\geq 3$ )	0.0091** (2.49)	0.0403** (2.06)
控制变量	控制	控制
样本数	18 503	18 503
R <sup>2</sup> -Within	0.713	0.678

注：限于篇幅，只报告了主要变量的回归结果；下表统同。

## 2. PSM 配对检验

考虑到进入沪深股通的公司与其他公司在企业特征方面存在较为明显的差异，本文进一步采用 PSM 方法缓解两类企业系统性特征差异对研究结论的干扰。需要特别说明的是，截至 2018 年年底，据 CSMAR 数据库统计，已有 1 997 家上市公司入选过沪股通或深股通标的。故以从未入选过沪深股通的公司作为对照组进行配对难以达到消除两类企业系统性差异的配对效果。本文借鉴钟覃琳和陆正飞（2018）、陈运森和黄健峤（2019）及李沁洋和许年行（2019）的做法，仅依据沪港通开通当年即 2014 年的一次性外生冲击，利用 2012—2016 年的样本区间构造 PSM+DID 分析。具体程序如下。

首先，本文运用倾向得分法对实验组进行样本匹配，设置实验组哑变量，即 2014 年成为沪股通标的（2015 年和 2016 年仍为标的的公司）的公司取值为 1，而对于 2014—2016 年从未成为沪股通的公司作为待匹配的对照组，取值为 0。在此基础上，利用 2013 年年底模型（1）中的所有控制变量，及上市公司所在行业和省份哑变量，本文采用半径为 0.03 的最近邻匹配且无放回抽样的方

法对实验组公司进行一一匹配。

其次,为验证匹配的有效性,本文比较了匹配前后倾向匹配得分值(PS值)核密度函数图。由图1可知,在匹配前实验组和对照组PS值的核密度差异较大,而匹配后的曲线较为接近、重叠度较高,从而使其满足共同支撑假设。

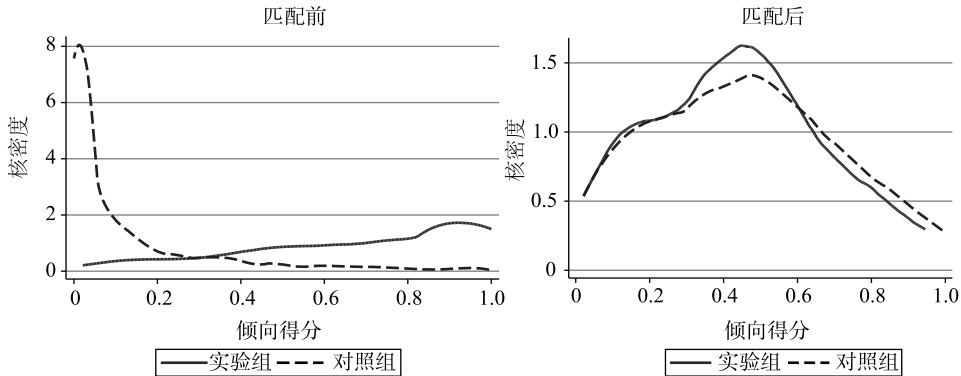


图1 匹配前后PS值核密度图

再次,表4的A栏列示了配对后实验组和对照组公司企业特征的差异。可以发现配对后实验组和对照组的公司特征在两组样本中均不存在显著差异,且所有匹配变量的偏差都小于Rosenbaum and Rubin (1985)提出的偏差比例不超过20%的匹配效果较好的判断标准。B栏中结果显示样本 $p > \chi^2$ 为0.993,说明整体来看均值偏差不再显著,配对后的样本满足平衡性假设。

最后,本文利用匹配好的数据,构建DID模型检验沪港通制实施对标的公司劳动收入份额影响的净效应:若公司在2014年成为沪股通标的, $TREAT$ 取值为1,否则为0;若样本观测期间位于2014年及以后, $POST$ 取值为1,否则为0。实证结果如C栏所示, $TREAT \times POST$ 的系数显著为正,再次验证了本文的结论。

表4 PSM样本检验

A栏: PSM配对效果检验	实验组	对照组	偏差比例(%)	差异的T值
SIZE	22.5260	22.6065	-8.3	-0.67
lnAGE	2.3905	2.4704	-13.1	-1.06
LEV	0.5022	0.5200	-9.1	-0.73
ROA	0.0472	0.0424	12.8	1.03
GROWTH	0.1524	0.1439	2.6	0.21
KY	0.4702	0.4704	0	0
CI	2.3043	2.0272	16.7	1.34

(续表)				
A 栏: PSM 配对效果检验	实验组	对照组	偏差比例 (%)	差异的 T 值
lnPAY	19.4604	19.6021	-14.1	-1.14
MARGIN	0.0916	0.0807	11.1	0.89
Q	1.7777	1.6722	9.1	0.73
HHI	0.1089	0.1180	-8.3	-0.67
FIRST	0.3632	0.3833	-12.8	-1.03
INDIR	0.3676	0.3762	-15.2	-1.23
BOARD	2.2182	2.1925	12.6	1.02
MHOLD	0.0473	0.0266	19.6	1.58
GGDP	0.1008	0.1022	-7.3	-0.59
EXPORT	0.2656	0.2432	11.4	0.92
B 栏: 样本总体检验	Ps R <sup>2</sup>	LR chi2	p > chi2	Mean Bias
配对后	0.081	28.63	0.993	7
C 栏: 回归结果	LS	ln(LS/(1-LS))		
	(1)	(2)		
TREAT × POST	0.0163**	0.0982**		
	(2.18)	(2.44)		
控制变量	控制	控制		
样本数	1 139	1 139		
R <sup>2</sup> -Within	0.678	0.629		

### 3. 安慰剂检验

首先,参考李沁洋和许年行(2019)的方法,保持沪深股通的标的公司不变,人为将公司成为沪深股通标的的时间提早一年。从表5中A栏可见,HSSC的回归系数不再显著,表明标的公司劳动收入份额的提升确实是由沪深港通制度的实施所导致。

其次,借鉴任胜钢等(2019)的思路,通过随机分配试点样本进行安慰剂检验。具体而言,本文从总样本中随机选取25%的样本作为处理组,假设这25%的样本进入沪深港通试点,HSSC<sub>r</sub>取值为1,其他为对照组,HSSC<sub>r</sub>的取值为0。随机抽样后构建沪深港通开通对劳动市场份额的影响。本文进行了500次随机抽样回归,表5的B栏报告了500次随机分配后回归系数估计的均值,本文发现HSSC<sub>r</sub>的系数均值几乎为0,并且P值大于0.1的比例较高。这说明并不存在不可观测的变量驱动本文的实证结果,从而再次验证研究结论的稳健性和可靠性。

表5 安慰剂检验

	LS	$\ln(LS/(1-LS))$
	(1)	(2)
A 栏: 人为将公司成为沪深港通标的的时间提早一年		
HSSC	-0.0027 (-1.55)	-0.0087 (-0.93)
控制变量	控制	控制
样本数	18 503	18 503
$R^2$ -Within	0.720	0.685
B 栏: 随机分配试点样本进行安慰剂检验		
HSSC <sub>r</sub>	-0.0001 (0.03)	0.0000 (0.01)
控制变量	控制	控制
样本数	18 503	18 503
$R^2$ -Within	0.714	0.679

## 4. 控制高维固定效应

本文虽然通过控制公司和年份固定效应,可以在一定程度上缓解遗漏变量问题对研究结论的干扰。但不可否认,有些宏观因素对不同省份及行业的影响在不同年份存在差异,如劳动力市场状况和劳动生产率。因此,本文在回归模型中进一步控制了“省份-行业-年度”层面的固定效应  $Province \times Industry \times Year$ ,以更有效地缓解由此带来的偏误问题。表6的回归结果表明,控制了“省份-行业-年度”固定效应后,本文研究结论依然成立。

表6 控制“省份-行业-年度”固定效应

	LS	$\ln(LS/(1-LS))$
	(1)	(2)
HSSC	0.0080*** (3.57)	0.0445*** (3.74)
控制变量	控制	控制
$Province \times Industry \times Year$	控制	控制
<i>Firm</i>	控制	控制
样本数	15 668	15 668
$R^2$ -Within	0.904	0.885

注:本文利用 Stata 的 `reghdfe` 命令控制了“省份-行业-年度”的高维固定效应,命令在运行过程中剔除了单点群样本,从而导致样本量的减少。

## 五、拓展性研究

### (一) 考虑沪深港通交易活跃性及股价信息含量变化的影响

本文认为，沪深港通制度提高上市公司劳动收入份额的重要前提在于香港市场投资者凭借出众的信息搜集和分析能力，将自身掌握的私有信息通过交易行为融入股价，有效改善了企业的信息环境。在这里，本文分别从标的股票交易活跃性和股价信息含量变化程度两个视角，为这一逻辑提供经验证据。

首先，本文探讨了外资交易活跃性对沪深港通制度与上市公司劳动收入份额关系的影响。若前述逻辑成立，交易活跃度较高，意味着香港市场投资者参与市场交易的程度较深，更可能将自身掌握的私有信息充分反映到股价中，提高劳动收入份额的效果也可能更明显。为此，借鉴连立帅等（2019）的方法，本文将 *HSSC* 进一步划分为 *HSSC\_ACTIVE* 和 *HSSC\_NACTIVE*：若某一年度，标的股票至少有一天成为沪股通或深股通十大活跃成交股，*HSSC\_ACTIVE* 取值为 1，否则为 0；若某一年度，标的股票从未成为沪股通或深股通十大活跃成交股，*HSSC\_NACTIVE* 取值为 1，否则为 0。从表 7 可见，*HSSC\_ACTIVE* 的系数大于 *HSSC\_NACTIVE*，且当以  $\ln(LS/(1-LS))$  衡量劳动收入份额时，二者差异在 10% 的置信水平下显著。这一结果与本文的逻辑基本相符。

表 7 沪深港通制度、外资交易活跃性与劳动收入份额

	<i>LS</i>	$\ln(LS/(1-LS))$
	(1)	(2)
<i>HSSC_ACTIVE</i>	0.0093** (2.51)	0.0558*** (2.82)
<i>HSSC_NACTIVE</i>	0.0042** (2.28)	0.0223** (2.28)
控制变量	控制	控制
样本数	18 503	18 503
$R^2$ -Within	0.723	0.687
<i>HSSC_ACTIVE</i> 和 <i>HSSC_NACTIVE</i> 的系数差异检验	$F=2.07$	$F=3.10^*$

其次，本文探讨了股价信息含量变化程度对沪深港通制度与上市公司劳动收入份额关系的影响。若前述逻辑成立，沪深港通制度实施后，标的公司的股价信息含量提升程度越高，意味着外资交易行为对上市公司信息环境的

改善程度越大,提高劳动收入份额的效果也可能越明显。为此,借鉴钟覃琳和陆正飞(2018)的方法,本文以股价同步性衡量股价信息含量。本文通过模型(2)获得模型的决定系数 $R^2$ 。

$$R_{i,w,t} = \alpha + \beta_1 R_{m,w-2,t} + \beta_2 R_{m,w-1,t} + \beta_3 R_{m,w,t} + \beta_4 R_{m,w+1,t} + \beta_5 R_{m,w+2,t} + \varepsilon_{i,w,t}, \quad (2)$$

其中, $R_{i,w,t}$ 为个股*i*在第*t*年第*w*周的收益率; $R_{m,w,t}$ 为A股所有股票在第*t*年第*w*周经流通市值加权平均计算的收益率。股价同步性 $SYNCH = \ln(R^2 / (1 - R^2))$ 。

在此基础上,本文计算每一只股票在成为交易标的之前和之后 $SYNCH$ 均值的差异 $\Delta SYNCH$ 。 $\Delta SYNCH$ 的取值越大,说明成为沪深股通标的后,股价同步性下降越多,股价信息增量越大。若标的公司的 $\Delta SYNCH$ 高于样本中位数, $HSSC\_DHIGH$ 取值为1,否则为0;若标的公司的 $\Delta SYNCH$ 低于样本中位数, $HSSC\_DLOW$ 取值为1,否则为0。回归结果如表8所示: $HSSC\_DHIGH$ 的系数显著为正; $HSSC\_DLOW$ 的系数虽然为正,但不显著。这说明了只有当股价信息含量提升程度较大时,沪深港通制度才能有效提高上市公司劳动收入份额,同样验证了本文的逻辑。

表8 沪深港通制度、股价信息含量变化与劳动收入份额

	LS	$\ln(LS/(1-LS))$
	(1)	(2)
$HSSC\_DHIGH$	0.0065*** (2.82)	0.0347*** (2.84)
$HSSC\_DLOW$	0.0030 (1.37)	0.0171 (1.45)
控制变量	控制	控制
样本数	18 503	18 503
$R^2$ -Within	0.723	0.687

## (二) 影响路径检验

本文在研究假说中指出了沪深港通制度可能提高企业劳动收入份额的两大路径。本小节尝试为这两大路径提供经验证据,以揭开其中的“黑箱”。

### 1. 降低债务资本成本路径

本文以债务资本成本( $DCOST$ )为中介变量,利用温忠麟等(2004)提出的中介效应检验程序进行检验。参考肖兴志等(2019)的做法,本文将债务资本成本 $DCOST$ 界定为企业的净利息支出与有息负债(负债账面价值一应付账款一应付职工薪酬一应交税费)之比。

从表9可见： $HSSC$ 对 $DCOST$ 的回归系数，以及 $DCOST$ 对劳动收入份额的回归系数均显著小于0；且Sobel  $Z$ 统计量分别为2.09和2.12，证实了中介效应的存在。进一步，本文分别进行了500次Bootstrap抽样检验，得到了500个中介效应估计值。当因变量为 $LS$ 和 $\ln(LS/(1-LS))$ 时，置信度为95%的中介效应置信区间依次为 $[0.00016, 0.00017]$ 和 $[0.00097, 0.001]$ ，均不包括0，说明中介效应显著。以上检验表明降低债务资本成本是沪深港通制度与劳动收入份额之间的部分中介因子。

表9 沪深港通制度对劳动收入份额的影响：降低债务资本成本的中介效应检验<sup>1</sup>

	$DCOST$	$LS$	$\ln(LS/(1-LS))$
	(1)	(2)	(3)
$HSSC$	-0.0047** (-2.27)	0.0045** (2.49)	0.0244** (2.54)
$DCOST$		-0.0374*** (-5.34)	-0.2208*** (-5.91)
控制变量	控制	控制	控制
样本数	18 503	18 503	18 503
$R^2$ -Within	0.243	0.723	0.688
Sobel $Z$		2.09**	2.12**

## 2. 提升自主研发意愿路径

本文以研发支出占销售收入之比( $RDSA$ )为中介变量进行检验。从表10可见： $HSSC$ 对 $RDSA$ 的回归系数，以及 $RDSA$ 对劳动收入份额的回归系数均显著大于0；且Sobel  $Z$ 统计量分别为2.91和2.85，证实了中介效应的存在。进一步，本文分别进行了500次Bootstrap抽样检验，得到了500个中介效应估计值。当因变量为 $LS$ 和 $\ln(LS/(1-LS))$ 时，置信度为95%的中介效应置信区间依次为 $[0.00025, 0.00026]$ 和 $[0.00124, 0.00132]$ ，均不含0，说明中介效应显著。以上检验表明提升研发意愿是沪深港通制度与劳动收入份额之间的部分中介因子。

表10 沪深港通制度对劳动收入份额的影响：提升自主研发意愿的中介效应检验

	$RDSA$	$LS$	$\ln(LS/(1-LS))$
	(1)	(2)	(3)
$HSSC$	0.0014*** (3.66)	0.0044** (2.44)	0.0241** (2.51)

<sup>1</sup> 沪深港通制度对劳动收入份额的回归结果参见表2，后续不再列示。

(续表)

	RDSA	LS	$\ln(LS/(1-LS))$
	(1)	(2)	(3)
RDSA		0.1854*** (4.98)	0.9265*** (4.67)
控制变量	控制	控制	控制
样本数	18 503	18 503	18 503
R <sup>2</sup> -Within	0.126	0.723	0.687
Sobel Z		2.91***	2.85***

### (三) 其他异质性分析

#### 1. 考虑企业融资约束状况的影响

本文在研究假说中指出,沪深港通制度的实施可能缓解企业融资约束,进而提高劳动收入份额。按照这一逻辑,沪深港通制度与劳动收入份额的关系,在不同融资约束水平下可能存在差异。因为如果企业面临的融资约束水平较低,如拥有充沛的内源资金,资本要素的融资收益并不明显。此时,即使企业没有成为沪深股通标的,其也能根据边际产出效率保证劳动要素的充分投入。相反,当企业融资约束水平较高时,资本要素的融资收益对企业而言具有更强的吸引力。在这种情况下,沪深港通制度降低债务资本成本的效应能够帮助企业更及时地筹措充足的资金支持企业发展,进而更好地降低资本要素的融资收益,提高企业对劳动雇佣的激励。因此,本文预期在融资约束水平较高的企业中,沪深港通制度与劳动收入份额的正向关系更为明显。

为此,本文首先借鉴 Kaplan and Zingales (1997) 的方法,用 KZ 指数 KZI 衡量企业的融资约束状况。在计算得到 KZI 后,按样本的年度中位数分组:若公司的 KZI 位于当年样本中位数之上,视其为融资约束程度较高组;否则为融资约束程度较低组。

其次,借鉴谭语嫣等 (2017) 及江轩宇和贾婧 (2021) 的方法,从行业层面的外部融资依赖程度衡量企业的融资约束状况。具体计算过程如下:(1) 企业层面外部融资依赖程度  $DEPEND = (\text{资本支出} + \text{研发投入} - \text{经营活动现金流}) / (\text{资本支出} + \text{研发投入})$ ; (2) 在同一年份的全部观测中分行业取  $DEPEND$  中位数得到  $MDEPEND$ ; (3) 按照每一行业在时间序列上  $MDEPEND$  再取中位数得到行业外部融资依赖变量  $DEP$ 。 $DEP$  越大,表明行业外部融资依赖程度越高。在计算得到  $DEP$  后,按样本中位数分组:若公司所在行业的  $DEP$  位于样本中位数之上,视其为融资约束程度较高组;否则为融资约束程



度较低组。

从表 11 的 A 栏和 B 栏可见，无论以何种方式衡量企业的融资约束状况，*HSSC* 的回归系数均只在融资约束程度较高组显著，与前述逻辑相符。

表 11 沪深港通制度、企业融资约束与劳动收入份额

	<i>LS</i>		$\ln(LS/(1-LS))$	
	融资约束较高组	融资约束较低组	融资约束较高组	融资约束较低组
	(1)	(2)	(3)	(4)
A 栏：基于 KZ 指数衡量企业的融资约束程度				
<i>HSSC</i>	0.0062**	0.0021	0.0305*	0.0160
	(2.13)	(1.02)	(1.91)	(1.50)
控制变量	控制	控制	控制	控制
样本数	9 254	9 249	9 254	9 249
$R^2$ -Within	0.685	0.786	0.645	0.765
B 栏：基于行业外部融资依赖性衡量企业的融资约束程度				
<i>HSSC</i>	0.0070***	0.0024	0.0317**	0.0189
	(2.68)	(0.98)	(2.26)	(1.43)
控制变量	控制	控制	控制	控制
样本数	9 302	9 201	9 302	9 201
$R^2$ -Within	0.744	0.695	0.708	0.655

## 2. 考虑行业创新属性差异的影响

如果提升企业自主研发意愿是沪深港通制度影响企业劳动收入份额的一个重要机制，可以预期，沪深港通制度与劳动收入份额的正向关系应当在高新技术行业中更加显著。这是因为高新技术行业通常拥有更多的创新机会，导致其自主研发活动对企业内外部环境的变化呈现出更强的敏感性（林慧婷等，2018）。此时，沪深港通制度的实施通过缓解经理人的职业忧虑、监督经理人对安逸生活追求及分担风险等机制能够更好地激励相关企业重视人力资本投入，充分抓住创新机会。相反，在非高新技术行业，创新机会往往不足。沪深港通制度的实施并不能明显提高此类企业中劳动要素对企业价值创造能力的贡献程度。

为此，参考黎文靖和郑曼妮（2016）及连立帅等（2019）的做法，本文将普通机械、专用设备、交通运输设备、电器机械及器材制造业、仪器仪表制造业、生物医药制造业、通信及相关设备制造业、计算机及相关设备制造业、通信服务业以及计算机应用服务业界定为高新技术行业，其他行业界定

为非高新技术行业。从表12分样本回归的结果可见, *HSSC* 的回归系数只在高新技术行业中显著, 与本文逻辑相符。

表12 沪深港通制度、行业创新属性与劳动收入份额

	LS		ln(LS/(1-LS))	
	高新技术行业	非高新技术行业	高新技术行业	非高新技术行业
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>HSSC</i>	0.0056** (2.27)	0.0035 (1.36)	0.0291** (2.16)	0.0204 (1.31)
控制	控制	控制	控制	控制
样本数	7 949	10 554	7 949	10 554
$R^2$ -Within	0.788	0.670	0.738	0.659

### 3. 考虑劳动与资本要素互补效应的影响

在前文的理论分析中, 本文指出只有当劳动和资本要素的替代弹性较小, 更多呈现互补效应时, 沪深港通制度的实施才能有效通过降低资本成本渠道提升劳动收入份额。为了对这一逻辑进行验证, 本文利用公司 *i* 第 *t* 年及前两年共12个季度的数据, 基于模型(3)对公司 *i* 在第 *t* 年劳动和资本的互补效应  $COMPLE_{i,t}$  进行估计。

$$GFA_{i,t,q} = \alpha + \beta_{i,t} \times GPAY_{i,t,q} + \varepsilon_{i,t,q}, \quad q = -11, \dots, 0, \quad (3)$$

其中,  $GFA_{i,t,q}$  为公司 *i* 在第 *t* 年第 *q* 季度的固定资产净值增长率;  $GPAY_{i,t,q}$  代表公司 *i* 在第 *t* 年第 *q* 季度支付给职工以及为职工支付现金的增长率。 $COMPLE_{i,t}$  即为模型(3)的回归系数  $\beta_{i,t}$ ,  $COMPLE_{i,t}$  取值越大, 意味着劳动与资本要素的互补效应越强。在计算得到  $COMPLE$  后, 按样本的年度中位数分组: 若公司的  $COMPLE$  位于当年样本中位数之上, 视其为劳动与资本要素互补效应较强组; 否则为劳动与资本要素互补效应较弱组。从表13可见, *HSSC* 的回归系数只在劳动与资本要素之间的互补效应较强时显著, 与本文逻辑相符。

表13 沪深港通制度、要素互补效应与劳动收入份额

	LS		ln(LS/(1-LS))	
	要素互补效应 较强组	要素互补效应 较弱组	要素互补效应 较强组	要素互补效应 较弱组
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>HSSC</i>	0.0091*** (3.44)	0.0007 (0.25)	0.0490*** (3.49)	0.0079 (0.51)

(续表)

	LS		ln(LS/(1-LS))	
	要素互补效应 较强组	要素互补效应 较弱组	要素互补效应 较强组	要素互补效应 较弱组
	(1)	(2)	(3)	(4)
控制变量	控制	控制	控制	控制
样本数	9 158	9 152	9 158	9 152
R <sup>2</sup> -Within	0.716	0.721	0.681	0.674

(四) 竞争性假说的排除<sup>2</sup>

本文的实证结果可能存在其他解释,如沪深港通制度的实施降低了企业在资本支出方面的过度投资行为,从而导致在劳动者报酬规模不变,甚至下降的情况下,企业的劳动收入份额依然呈现上升的态势。为了对这一潜在的竞争性假说进行排除,本文首先检验了沪深港通制度对员工工资总额自然对数(lnPAY)的影响。从表14的第(1)列可见,沪深港通制度显著提高了员工工资总额的绝对支出规模。考虑到劳动收入由劳动者雇佣人数和工资率联合决定,本文进一步检验了沪深港通制度与员工总数自然对数(lnLAB)和人均工资自然对数(lnPPAY)的关系。从第(2)、(3)列可见,沪深港通制度的实施对标的公司的雇佣规模和工资率均有显著的正向影响。其次,本文分别以资本支出占总资产的比值(INVTA),资本支出占销售收入的比值(INVSA)和资本支出金额的自然对数(lnINV)衡量企业的资本支出强度,检验沪深港通制度对企业资本支出强度的影响。其中,参考连立帅等(2019)的做法,以固定资产净值与在建工程净值的年度变化值加上当年的累计折旧衡量资本支出金额。从第(4)列至第(6)列可见,沪深港通制度并未对标的企业的资本支出强度产生显著影响。综合表14的结果,本文的研究结论并非由资本要素所获报酬的绝对水平下降导致。

表14 沪深港通制度对劳动收入份额的影响:降低资本支出强度假说的排除

	lnPAY	lnLAB	lnPPAY	INVTA	INVSA	lnINV
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
HSSC	0.0308***	0.0212**	0.0121*	0.0012	0.0043	0.0111
	(4.88)	(2.50)	(1.87)	(0.94)	(1.17)	(0.44)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制

<sup>2</sup> 感谢审稿人的宝贵意见。

(续表)

	lnPAY	lnLAB	lnPPAY	INVTA	INVSA	lnINV
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
样本数	18 503	18 503	18 503	18 503	18 503	17440
R <sup>2</sup> -Within	0.812	0.498	0.457	0.138	0.174	0.237

又如,成为沪股通或深股通标的可能提高了企业对未来的估值预期,基于这样的预期,企业可能提高员工的薪酬待遇,进而增大劳动收入份额。如果这一假说成立,可以预期当企业对未来估值预期较高时,沪深港通制度提高企业劳动收入份额的作用才存在。为此,首先,本文用分析师的盈余预测变化度量对企业的估值预期。具体来看,本文计算每一只股票在成为交易标的之前和之后分析师盈余预测均值的增长率 $\Delta FEPS$ 。 $\Delta FEPS$ 的取值越大,说明成为沪深股通标的后,分析师对公司每股盈余预测的增长率越大,对企业的估值预期越高。若标的公司的 $\Delta FEPS$ 高于样本中位数, $HSSC\_HF$ 取值为1,否则为0;若标的公司的 $\Delta FEPS$ 低于样本中位数, $HSSC\_LF$ 取值为1,否则为0。

其次,本文用管理层讨论与分析中正面词汇占总词汇比例的变化度量对企业的估值预期。具体来看,本文计算每一只股票在成为交易标的之前和之后正面词汇占比的增长率 $\Delta POS$ 。 $\Delta POS$ 的取值越大,说明成为沪深股通标的后,管理层对企业未来越乐观,估值预期越高。若标的公司的 $\Delta POS$ 高于样本中位数, $HSSC\_HF$ 取值为1,否则为0;若标的公司的 $\Delta POS$ 低于样本中位数, $HSSC\_LF$ 取值为1,否则为0。

回归结果如表15所示:无论以何种方式衡量估值预期, $HSSC\_HF$ 和 $HSSC\_LF$ 的回归系数均显著为正,且系数大小无显著差异。这在一定程度上排除了估值预期路径对研究结论的干扰。

表 15 沪深港通制度、估值预期与劳动收入份额

	以分析师盈余预测变化 衡量估值预期		以管理层讨论与分析正面词汇占比 变化衡量估值预期	
	LS	ln(LS/(1-LS))	LS	ln(LS/(1-LS))
	(1)	(2)	(3)	(4)
$HSSC\_HF$	0.0060** (2.56)	0.0361*** (2.90)	0.0055** (2.22)	0.0322** (2.43)
$HSSC\_LF$	0.0075*** (3.23)	0.0340*** (2.77)	0.0076*** (3.01)	0.0379*** (2.79)
控制变量	控制	控制	控制	控制

(续表)

	以分析师盈余预测变化 衡量估值预期		以管理层讨论与分析正面词汇占比 变化衡量估值预期	
	LS	$\ln(LS/(1-LS))$	LS	$\ln(LS/(1-LS))$
	(1)	(2)	(3)	(4)
样本数	17 846	17 846	16 653	16 653
R <sup>2</sup> -Within	0.715	0.679	0.714	0.677
HSSC_HF 和 HSSC_LF 的 系数差异检验	F=0.28	F=0.02	F=0.52	F=0.13

注：由于本文要求公司成为沪深股通标的的前后同时具有分析师预测和管理层讨论与分析的数据，因此导致部分数据缺失。

## 六、研究结论与启示

本文研究发现，沪深港通制度的实施显著提高了标的公司的劳动收入份额，表明资本市场对外开放水平的提高有助于员工更好地分享企业的发展成果。进一步的研究表明，(1) 当标的公司外资交易活跃程度较高或股价信息含量提高程度较大时，二者的正向关系更为显著；(2) 降低债务资本成本及提升自主研发意愿是沪深港通制度提高标的公司劳动收入份额的重要路径；(3) 沪深港通制度对劳动收入份额的促进作用只在企业融资约束程度较高、高新技术行业，以及劳动与资本要素更多呈互补效应时显著。本文还进行了一系列的稳健性检验和排他性检验，研究结论不变。

本文的研究具有重要的理论与现实意义。在理论上，本文的研究丰富了劳动收入份额影响因素及沪深港通制度经济后果的相关文献，并揭示了沪深港通制度影响劳动收入份额的作用机理。在政策含义上，本文的研究表明监管部门应当持续深化资本市场对外开放的力度。因为通过积极引入境外成熟的投资者，不仅能够改善资本市场本身的运行效率，还能更好地发挥资本市场服务实体经济的基本职能，有效降低企业融资成本、增强企业创新能力，实现企业竞争能力提升、劳动者分享企业发展成果的目的。

## 参考文献

- [1] 陈胜蓝、马慧，“卖空压力与公司并购——来自卖空管制放松的准自然实验证据”，《管理世界》，2017年第7期，第142—156页。
- [2] 陈运森、黄健峤，“股票市场开放与企业投资效率——基于‘沪港通’的准自然实验”，《金融研究》，2019年第8期，第151—170页。
- [3] 陈运森、黄健峤、韩慧云，“股票市场开放提高现金股利水平了吗？——基于‘沪港通’的准自

- 然实验”,《会计研究》,2019年第3期,第55—62页。
- [4] 方军雄,“劳动收入比重,真的一致下降吗?——来自中国上市公司的发现”,《管理世界》,2011年第7期,第31—41+188页。
- [5] 冯海波、刘胜,“所得课税、风险分担异质性与创新”,《中国工业经济》,2017年第8期,第138—155页。
- [6] He, J., and X. Tian, “The Dark Side of Analyst Coverage: The Case of Innovation”, *Journal of Financial Economics*, 2013, 109 (3), 856-878.
- [7] 江轩宇、贾婧,“企业债券融资与劳动收入份额”,《财经研究》,2021年第7期,第139—153页。
- [8] 江轩宇、朱琳、伊志宏、于上尧,“工薪所得税筹划与企业创新”,《金融研究》,2019年第7期,第135—154页。
- [9] Kaplan, S. N., and L. Zingales, “Do Financing Constraints Explain Why Investment Is Correlated with Cash Flow?”, *Quarterly Journal of Economics*, 1997, 112 (1), 169-216.
- [10] 李沁洋、许年行,“资本市场对外开放与股价崩盘风险——来自沪港通的证据”,《管理科学学报》,2019年第8期,第108—126页。
- [11] 黎文靖、郑曼妮,“实质性创新还是策略性创新?——宏观产业政策对微观企业创新的影响”,《经济研究》,2016年第4期,第60—73页。
- [12] 连立帅、朱松、陈关亭,“资本市场开放、非财务信息定价与企业投资——基于沪深港通交易制度的经验证据”,《管理世界》,2019年第8期,第136—154页。
- [13] 林慧婷、何玉润、王茂林,“市场化改革速度与企业R&D投入——基于中国A股非金融类上市公司的实证分析”,《会计研究》,2018年第8期,第29—35页。
- [14] 刘海飞、柏巍、李冬昕、许金涛,“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”,《管理科学学报》,2018年第1期,第97—110页。
- [15] Moshirian, F., X. Tian, B. Zhang, and W. Zhang, “Stock Market Liberalization and Innovation”, *Journal of Financial Economics*, 2021, 139 (3), 985-1014.
- [16] Neumeyer, P. A., and F. Perri, “Business Cycles in Emerging Economies: The Role of Internet Rates”, *Journal of Monetary Economics*, 2005, 52 (2), 345-380.
- [17] 庞家任、张鹤、张梦洁,“资本市场开放与股权资本成本——基于沪港通、深港通的实证研究”,《金融研究》,2020年第12期,第169—188页。
- [18] 任胜刚、郑晶晶、刘东华、陈晓红,“排污权交易机制是否提高了企业全要素生产率——来自中国上市公司的证据”,《中国工业经济》,2019年第5期,第5—23页。
- [19] Rosenbaum, P. R., and D. B. Rubin, “Constructing a Control Group Using Multivariate Matched Sampling Methods That Incorporate the Propensity Score”, *The American Statistician*, 1985, 39 (1), 33-38.
- [20] 施新政、高文静、陆瑶、李蒙蒙,“资本市场配置效率与劳动收入份额——来自股权分置改革的证据”,《经济研究》,2019年第12期,第21—37页。
- [21] 谭语嫣、谭之博、黄益平、胡永泰,“僵尸企业的投资挤出效应:基于中国工业企业的证据”,《经济研究》,2017年第5期,第175—188页。
- [22] 汪伟、郭新强、艾春荣,“融资约束、劳动收入份额下降与中国低消费”,《经济研究》,2013年第11期,第100—113页。
- [23] 王雄元、黄玉菁,“外商直接投资与上市公司职工劳动收入份额:趁火打劫抑或锦上添花”,《中国工业经济》,2017年第4期,第135—154页。
- [24] 温忠麟、张雷、侯杰泰、刘红云,“中介效应检验程序及其应用”,《心理学报》,2004年第5期,第614—620页。
- [25] 肖兴志、张伟广、朝辅,“僵尸企业与就业增长:保护还是排挤?”,《管理世界》,2019年第8期,

第69—83页。

- [26] 杨道广、陈汉文、刘启亮，“媒体压力与企业创新”，《经济研究》，2017年第8期，第127—141页。
- [27] 钟凯、孙昌玲、王永妍、王化成，“资本市场对外开放与股价异质性波动——来自‘沪港通’的经验证据”，《金融研究》，2018年第7期，第174—192页。
- [28] 钟覃琳、陆正飞，“资本市场开放能提高股价信息含量吗？——基于‘沪港通’效应的实证检验”，《管理世界》，2018年第1期，第169—179页。
- [29] 周茂、陆毅、李雨浓，“地区产业升级与劳动收入份额：基于合成工具变量的估计”，《经济研究》，2018年第11期，第132—147页。

# Stock Market Liberalization and Labor Income Share —Evidence from Connect Scheme between A-share and Hong Kong Market

JIANG Xuanyu\* ZHU Bing

(Central University of Finance and Economics)

**Abstract** Using the setting of Shanghai-Hong Kong and Shenzhen-Hong Kong Stock Connect (HSSC), we examine the impact of stock market liberalization on labor income share. We find (1) HSSC significantly increases corporate labor income share; (2) this relation is more pronounced for firms which are traded more actively by Hong Kong investors, or when the information environment gets greater improvement; (3) reducing debt cost and improving R&D intensity are important channels of the positive effect; (4) HSSC visibly affects labor income share for firms facing higher financing constrains, firms in high-tech industry, or firms with higher supplementary effect between labor and physical capital.

**Keywords** stock market liberalization, Shanghai-Hong Kong and Shenzhen-Hong Kong stock connect, labor income share

**JEL Classification** D31, G18, J31

---

\* Corresponding Author: Jiang Xuanyu, School of Accountancy, Central University of Finance and Economics, Beijing 100081, China; Tel: 86-13811859221; E-mail: jiangxuanyu@163.com.