

资本市场开放与企业劳动收入份额

——基于“沪港通”的准自然实验

江红莉¹, 胡林柯¹, 蒋鹏程²

(1. 江苏大学 财经学院, 江苏 镇江 212013; 2. 上海财经大学 城市与区域科学学院, 上海 200433)

摘要:以沪港股票市场互联互通机制试点(简称“沪港通”)实施形成的准自然实验为切入点,基于非金融类上市公司2009—2020年数据考察了资本市场开放对劳动收入份额的影响及其作用机制。研究发现:“沪港通”实施后,标的公司(纳入“沪港通”的A股上市公司)的劳动收入份额显著下降。其内在机制是,“沪港通”加剧了资本深化、提升了全要素生产率,由于资本-劳动互替、技术进步偏向资本,进而挤占了劳动收入份额;进一步研究发现,“沪港通”主要降低了平均工资,对劳动生产率的影响不显著。异质性研究表明,“沪港通”仅挤占了公司治理状况较差、劳动密集型和制造业企业的劳动收入份额,对普通员工劳动收入份额的抑制效应更强。文章揭示了资本市场开放对微观收入分配的影响机制,对于“双循环”新格局下国民收入分配格局的优化、共同富裕目标的实现具有启示意义。

关键词:“沪港通”;企业劳动收入份额;资本深化;全要素生产率;双重差分法

中图分类号:F831.7 **文献标识码:**A **文章编号:**1009-0150(2022)01-0032-16

一、引言

改革开放以来,中国经济增长取得了举世瞩目的成绩,但是劳动报酬占GDP的比重即劳动收入份额却从20世纪90年代开始到2007年一直呈下降趋势(白重恩等,2008)。2007年国际金融危机之后劳动收入份额虽有所上升,但仍在低位徘徊,并且在微观层面存在进一步下降的动力(文雁兵和陆雪琴,2018)。劳动报酬是绝大多数劳动者的主要收入来源,低水平的劳动收入份额不仅意味着劳动者未能充分分享经济发展的果实,不利于共同富裕目标的实现,还会抑制居民消费,不利于“国内大循环为主体”新发展格局的形成。

关于劳动收入份额,国内外学者从产业结构变迁、偏向性技术进步、制度改革等角度进行了深入分析,为我们理解劳动收入份额变动背后的驱动因素提供了借鉴。资本市场也是影响劳动收入份额变动的重要因素(施新政等,2019;江轩宇和贾婧,2021),但是作为我国金融体制改革重要方向之一的资本市场开放,其对劳动收入份额的影响却鲜有学者关注。一方面,资本市场开放能够降低资本成本(Henry,2000;庞家任等,2020),促进资本深化;另一方面,资本市场开放能够提高股价信息含量,促进技术创新,继而提高全要素生产率(戴鹏毅等,2021)。无论是

收稿日期:2020-08-09

基金项目:国家社科基金一般项目(20BJL143);江苏省2021年度高校哲学社会科学研究一般项目(2021SJA2062)。

作者简介:江红莉(1982—),女,湖北随州人,江苏大学财经学院副教授;

胡林柯(1998—),女,江苏镇江人,江苏大学财经学院硕士研究生;

蒋鹏程(1997—),男,四川宜宾人,上海财经大学城市与区域科学学院博士研究生(通讯作者)。

资本深化,还是全要素生产率,均会对劳动收入份额产生影响,但究竟是提升还是挤占劳动收入份额,不仅取决于资本-劳动替代弹性,也取决于技术进步的方向。在无其他条件限定下难以从理论上直接判断,需要在规范的研究范式下进行科学的实证检验。为深化金融体制改革、推动全面开放新格局的形成,我国于2014年11月17日正式开通了沪港股票市场互联互通机制试点(以下简称“沪港通”)。“沪港通”标的股票(公司)的确定不依赖上市公司决策,受公司层面因素影响较小(徐寿福和陈百助,2021)。作为一个外生事件,“沪港通”既提供了衡量资本市场开放的客观变量,又提供了一个可以通过双重差分法(DID)克服内生性的准自然试验,为研究资本市场开放对劳动收入份额的影响提供了一个很好的切入口。

有鉴于此,本文以“沪港通”为准自然实验,基于非金融类上市公司2009—2020年的数据,采用双重差分法识别两者之间的因果关系;从资本深化、全要素生产率两个角度挖掘资本市场开放影响劳动收入份额的作用机制;进一步从劳动收入份额本身出发,探究“沪港通”的平均工资效应和劳动生产率效应。在此基础上,探讨企业外部资源禀赋(企业区位、区域市场化水平)、内部特征(要素结构、雇员身份、公司治理)、行业类别等多元约束下,资本市场开放对企业劳动收入份额的异质性影响。

本文的理论贡献和现实意义在于:第一,不同于现有文献从产业结构变迁、偏向性技术进步、制度改革等角度研究劳动收入份额,本文从资本市场开放这一新视角,以“沪港通”为准自然实验研究企业劳动收入份额,不仅拓展了劳动收入份额变化驱动因素的研究边界,也丰富了资本市场开放的经济后果研究。第二,揭示了资本市场开放影响企业劳动收入份额的作用机制。“沪港通”引致了资本深化,提升了全要素生产率,但由于资本-劳动互替、技术进步偏向资本,进而挤占了企业劳动收入份额;“沪港通”的企业劳动收入份额抑制效应主要表现为平均工资效应,劳动生产率效应不显著。研究结论有助于深入理解资本市场开放如何影响国民收入分配,为减震资本市场开放对企业劳动收入份额负面冲击的差异化政策出台和实施提供了理论支撑和经验证据,对于“双循环”新格局下国民收入分配格局的优化、共同富裕目标的实现具有重要的参考价值。

二、文献综述与研究假设

(一)文献综述

关于劳动收入份额变化的驱动因素,国内外学者从宏微观层面进行了丰富的研究,涉及产业结构变迁(白重恩等,2008;罗长远和张军,2009)、偏向性技术进步(Acemoglu和Restrepo,2018;陈宇峰等,2013)、制度改革(如国有企业改制、股权分置改革、税收制度改革、最低工资制等)(Fang等,2017;施新政等,2019;苏桔芳等,2021;万江滔和魏下海,2020)、全球化(Young和Tackett,2018;Petreski,2021)、企业自身特征(如杠杆水平、融资约束、企业风险、规模等)(Dong等,2021;罗长远和陈琳,2012;贾坤和申广军,2016;陆雪琴和田磊,2020)等。金融发展也是驱动劳动收入份额变动的重要因素(林志帆和赵秋运,2015;张彤进和任碧云,2016)。一方面,金融发展会直接冲击劳动力市场,影响劳动收入份额;另一方面,金融发展会影响融资成本,间接影响劳动收入份额(Hein和Schoder,2011;江轩宇和贾婧,2021)。

资本市场开放是深化金融体制改革的主要内容之一,也是推动形成“国内国际双循环相互促进”新格局的重要战略。关于资本市场开放的经济后果,一类文献关注了其对股价、信息披露质量、资本市场效率等的影响(Chan和Kwok,2017;钟凯等,2018;阮睿等,2021);另一类文献关注了其对微观企业行为的影响,研究发现,资本市场开放增强了外部监督,改善了公司内部治

理(Aggarwal等, 2011), 提高了企业投资效率(Chen等, 2017; 陈运森和黄健峤, 2019), 促进了企业创新(Moshirian等, 2021; 朱琳和伊志宏, 2020), 提升了企业全要素生产率(任灿灿等, 2021; 戴鹏毅等, 2021)。但是, 鲜有文献关注资本市场开放对企业劳动收入份额的影响。理论上, 资本市场开放会影响资本劳动相对价格, 可能通过资本深化影响企业劳动收入份额, 也可能通过发挥信息效应和治理效应影响企业创新行为, 促进技术进步, 继而影响企业劳动收入份额。本文基于“沪港通”实施形成的准自然实验, 重点研究资本市场开放对劳动收入份额的影响、作用机制以及不同横截面特征下的异质性影响。

(二) 研究假设

这里构建一个理论框架分析资本市场开放对企业劳动收入份额的影响。假设企业以利润最大化为目标, 在既定约束条件下选择最优资本、劳动要素投入组合, 继而建立劳动收入份额与资本深化、技术进步之间的关系。资本市场开放会导致资本深化、提升企业全要素生产率^①。由此, 通过资本深化、全要素生产率将资本市场开放与企业劳动收入份额连接起来。具体分析过程如下:

假设企业生产函数是常替代弹性函数(CES):

$$Y_t = [\alpha(A_t K_t)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (1-\alpha)(B_t L_t)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (1)$$

其中, Y_t 表示 t 期产出, K_t 表示 t 期资本要素投入, L_t 为 t 期劳动要素投入, A_t 表示资本增进型技术进步系数, B_t 表示劳动增进型技术进步系数, α ($0 < \alpha < 1$)为生产过程中资本和劳动要素的重要性分配参数, σ ($\sigma > 0$)为资本劳动要素替代弹性。若 $\sigma < 1$, 则资本-劳动互补; 若 $\sigma > 1$, 资本-劳动互替。

K_t/L_t 表示单位劳动力的资本配置, 也称之为资本集约度, 记 $k_t = K_t/L_t$ 。 k_t 增大, 称之为资本深化; 反之, 称之为资本浅化。

假设单位产品价格为1, w_t 为 t 期劳动要素价格, r_t 为 t 期资本要素价格(资本成本), 则企业利润为:

$$\pi_t = Y_t - w_t L_t - r_t K_t \quad (2)$$

根据企业利润最大化的一阶条件, π_t 对资本要素投入 K_t 和劳动要素投入 L_t 的一阶偏导均为0, 得到资本集约度 k_t 为:

$$k_t = \left(\frac{\alpha}{1-\alpha}\right)^{\sigma} \left(\frac{w_t}{r_t}\right)^{\sigma} \left(\frac{A_t}{B_t}\right)^{\sigma} \quad (3)$$

式(3)关于 r_t 求一阶偏导, 得:

$$\frac{\partial k_t}{\partial r_t} = -\sigma \left(\frac{\alpha}{1-\alpha}\right)^{\sigma} \left(\frac{A_t}{B_t}\right)^{\sigma-1} w_t^{\sigma} \frac{1}{r_t^{\sigma+1}} < 0 \quad (4)$$

即, 随着资本成本的降低, 资本集约度将提高(资本深化)。

根据一次齐次性生产函数的欧拉定理, 企业产出被所有要素恰好分配完而没有剩余, 即 $Y_t = w_t L_t + r_t K_t$ 。由劳动收入份额的定义可得:

$$Ls_t = \frac{w_t L_t}{Y_t} = \frac{w_t L_t}{w_t L_t + r_t K_t} = \frac{1}{1 + (r_t K_t / w_t L_t)} = \frac{1}{1 + (r_t / w_t) k_t} \quad (5)$$

根据式(3), 用 k_t 表示 r_t/w_t , 代入式(5), 得:

$$Ls_t = \left[1 + \left(\frac{\alpha}{1-\alpha}\right) \left(k_t \frac{A_t}{B_t}\right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}\right]^{-1} \quad (6)$$

^①企业全要素生产率是技术进步在微观层面的直接体现(王雄元和黄玉菁, 2017; 文雁兵和陆雪琴, 2018), 即本文中技术进步用企业全要素生产率来表示。

式(6)对 k_t 求偏导,得:

$$\frac{\partial Ls_t}{\partial k_t} = \left[\frac{\alpha}{1-\alpha} \cdot \frac{1-\sigma}{\sigma} \cdot \left(\frac{A_t}{B_t}\right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} (k_t)^{\frac{1}{\sigma}} \right] \left[1 + \left(\frac{\alpha}{1-\alpha}\right) \left(k_t \frac{A_t}{B_t}\right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^2 \quad (7)$$

若资本与劳动替代弹性 $\sigma > 1$,即资本-劳动互替,则 $\partial Ls_t / \partial k_t < 0$,即资本深化会挤占劳动收入份额;反之,则提升劳动收入份额。

资本市场开放会降低资本成本。根据投资者认知假说,资本市场开放引入境外机构投资者,扩大了公司潜在投资者规模,上市公司被更多的投资者认知,能够降低资本成本。根据市场分割理论,资本市场开放将国内外股票市场连接在一起,一定程度上能够改变市场分割现状(Chan和Kwok, 2017),拓宽企业融资渠道,降低资本成本。Gul等(2010)研究发现国外投资者进入中国资本市场后,资本成本下降;庞家任等(2020)得出资本市场开放通过竞争渠道和信息渠道降低股权资本成本的结论。结合式(4),资本成本降低,将加剧资本深化。由此,提出以下研究假设:

H1: 若资本-劳动互替,则资本市场开放通过资本深化降低劳动收入份额。

式(6)对 A_t/B_t 求偏导,得:

$$\frac{\partial Ls_t}{\partial (A_t/B_t)} = \left[\frac{\alpha}{1-\alpha} \cdot \frac{1-\sigma}{\sigma} \cdot \left(\frac{A_t}{B_t}\right)^{\frac{1}{\sigma}} (k_t)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right] \left[1 + \left(\frac{\alpha}{1-\alpha}\right) \left(k_t \frac{A_t}{B_t}\right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^2 \quad (8)$$

若资本与劳动替代弹性 $\sigma > 1$,则 $\partial Ls_t / \partial (A_t/B_t) < 0$ 。若技术进步偏向资本(A_t/B_t 增加),则劳动收入份额下降;反之,则劳动收入份额上升。若资本与劳动替代弹性 $\sigma < 1$,则 $\partial Ls_t / \partial (A_t/B_t) > 0$ 。随着 A_t/B_t 的增加,即若技术进步偏向资本,则劳动收入份额上升;反之,则劳动收入份额下降。

资本市场开放能够提高企业全要素生产率。首先,资本市场开放提高了股价信息含量,进而提升企业全要素生产率(戴鹏毅等, 2021; 任灿灿等, 2021)。其次,资本市场开放降低了企业股权融资成本,有利于企业选择最优资本结构,增加固定资产投资和研发支出(连立帅等, 2019),促进技术创新(Moshirian等, 2021; 朱琳和伊志宏, 2020),而技术创新是企业全要素生产率提升的内在驱动力(任胜钢等, 2019)。企业全要素生产率是技术进步在微观层面的直接体现(王雄元和黄玉菁, 2017; 文雁兵和陆雪琴, 2018)。既有研究发现,我国技术进步偏向于资本(黄先海和徐圣, 2009; 陈宇峰等, 2013; 丁从明等, 2016)。由此,提出以下研究假设:

H2: 若资本-劳动互替,则资本市场开放通过提升全要素生产率降低企业劳动收入份额。

综合以上理论分析,提出以下研究假设:

H3: 若资本-劳动互替,则资本市场开放会降低企业劳动收入份额。

三、研究设计

(一) 样本选择与数据来源

本文选取2009—2020年沪深两市A股上市公司为初始研究样本,并对样本数据做如下处理:(1)剔除金融类上市企业样本观测值;(2)剔除样本期间内ST和*ST企业样本观测值;(3)剔除2014年11月17日以后新增“沪港通”标的公司样本观测值以及调出“沪港通”标的公司名单的样本观测值;(4)剔除“深港通”标的公司;(5)剔除相关财务数据缺失的企业样本观测值。为了消除极端值的影响,对所有连续变量进行1%水平上的缩尾处理,最终得到9 963个年份-公司样本观测值。

(二) 模型设计

为检验研究假设H3,以“沪港通”为准自然实验,建立如下双重差分模型:

$$Ls_{it} = \beta_0 + \beta_1 Treat \times Post + \beta_2 Treat + \beta_j X_{jt} + \Sigma Ind + \Sigma Year + \epsilon_{it} \quad (9)$$

其中, Ls 表示企业劳动收入份额, $Treat$ 是“沪港通”标的公司分组虚拟变量, $Post$ 为“沪港通”实施年份的虚拟变量^①。 X 为控制变量集合, Ind 表示行业固定效应, $Year$ 表示时间固定效应。重点关注 β_1 的值及显著性,如果 β_1 显著大于0,说明“沪港通”提升了企业劳动收入份额;反之,则挤占了企业劳动收入份额。

为检验研究假设H1和H2,在式(9)的基础上,构建如下中介效应模型:

$$Med_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 Treat \times Post + \gamma_2 Treat + \gamma_j X_{jt} + \Sigma Ind + \Sigma Year + \epsilon_{it} \quad (10)$$

$$Ls_{it} = \eta_0 + \eta_1 Med_{it} + \eta_2 Treat \times Post + \eta_3 Treat + \eta_j X_{jt} + \Sigma Ind + \Sigma Year + \epsilon_{it} \quad (11)$$

其中, Med 表示中介变量,分别用资本集约度($Lncap$)和企业全要素生产率(Tfp)表示,其余变量的含义与式(9)相同。根据温忠麟和叶宝娟(2014)提出的中介效应判别方法判断 $Lncap$ 和 Tfp 是否在“沪港通—劳动收入份额”逻辑链条上发挥中介效应,此处不再赘述。

(三) 变量说明及描述性统计分析

1.被解释变量:劳动收入份额(Ls)。借鉴王雄元和黄玉菁(2017)的做法,采用“应付职工薪酬贷方发生额”与“营业总收入”之比衡量企业劳动收入份额。在稳健性检验中借鉴施新政等(2019)、万江滔和魏下海(2020)的做法,采用“支付给职工并为职工支付的现金”与“营业总收入”之比($Ls1$)以及要素成本增加值法来衡量劳动收入份额,其中,要素成本增加值法衡量劳动收入份额的计算方法为:劳动收入份额($Ls2$)=应付职工薪酬/(营业收入-营业成本+应付职工薪酬+固定资产折旧)。

2.核心解释变量: $Treat \times Post$ 。若为“沪港通”标的公司, $Treat$ 取值为1,否则为0。由于“沪港通”于2014年年底实施,故2015年及之后, $Post$ 取值为1,其他年份取值为0。

3.中介变量:(1)资本集约度($Lncap$)。采用人均固定资产净额的自然对数衡量,并以2000年为基期的固定资产投资价格指数进行平减,以消除通货膨胀的影响。(2)全要素生产率(Tfp)。参照江红莉和蒋鹏程(2021)的做法,采用LP方法测算。

4.控制变量。资产负债率(Lev),用总负债与总资产之比表示;企业规模($Size$),采用员工人数的自然对数值衡量;企业年龄(Age),用截至样本当年企业成立年数的自然对数值表示;资产收益率(Roa),用营业利润与总资产之比表示;企业成长性($Growth$),用营业收入增长率表示;董事会规模($Board$),用董事人数的自然对数值表示;第一大股东持股比例($Top1$);独立董事比例($Indr$),用独立董事人数与董事人数之比表示。

表1报告了变量描述性统计结果。劳动收入份额(Ls)的最大值为0.5501,最小值为0.0116,均值为0.1401,一定程度上说明企业劳动收入份额相对较低。从用于稳健性检验的劳动收入份额替代指标 $Ls1$ 、 $Ls2$ 的最小值、最大值和均值来看,同样说明企业劳动收入份额相对较低。 $Treat$ 均值为0.1984,表明19.84%的样本是“沪港通”标的公司。

表1 变量描述性统计

变量		样本量	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	Ls	9963	0.1401	0.0895	0.0116	0.5501
	$Ls1$	9963	0.1348	0.0853	0.0111	0.5158
	$Ls2$	9963	0.0624	0.0551	0.0001	0.3603

①由于控制了时间固定效应,为避免多重共线性,模型中不再单独加入 $Post$ 项。

续表1 变量描述性统计

变量		样本量	均值	标准差	最小值	最大值
解释变量	<i>Treat</i> × <i>Post</i>	9963	0.1258	0.3316	0.0000	1.0000
	<i>Treat</i>	9963	0.1984	0.3988	0.0000	1.0000
中介变量	<i>Lncap</i>	9963	12.1521	1.0345	8.9862	14.9075
	<i>Tfp</i>	6474	17.4673	1.2073	12.8996	22.5795
控制变量	<i>Lev</i>	9963	0.4153	0.2033	0.0547	0.9069
	<i>Size</i>	9963	7.5636	1.2274	5.1240	11.3869
	<i>Age</i>	9963	2.7617	0.3750	1.3863	3.4340
	<i>Roa</i>	9963	0.0329	0.0695	-0.2872	0.2226
	<i>Growth</i>	9963	0.1406	0.3676	-0.5979	2.7951
	<i>Board</i>	9963	2.1252	0.1966	1.6094	2.7081
	<i>Top1</i>	9963	33.8709	13.8351	8.6300	73.8000
	<i>Indr</i>	9963	0.3773	0.0537	0.3333	0.5714

四、实证分析

(一) 基准回归结果

关于我国资本-劳动的替代弹性,研究结论不一致。陈晓玲和连玉君(2013)基于1978—2008年数据测得大多数东部省份(除辽宁和河北之外)的资本-劳动是替代关系,大多数中西部省份的资本-劳动是互补关系。魏下海等(2017)、陈登科和陈诗一(2018)认为企业层面资本-劳动是替代关系。借鉴万江滔和魏下海(2020)的做法,从侧面判断资本-劳动的关系:若资本集约度对劳动收入份额的影响为负,则说明资本-劳动互替。根据表2列(5),资本集约度的估计系数为-0.0261,且在1%的显著性水平上显著,说明资本深化降低了企业劳动收入份额,即2009—2020年企业层面资本-劳动是互替关系。可能的原因是:一方面,“次贷”危机之后,为了振兴经济,政府出台了一系列刺激经济的政策,如“减税降费”、资本市场开放等,降低了资本成本;另一方面,《劳动合同法》的出台和实施、最低工资制度以及房地产扩张等均推动了劳动力成本上升。

表2报告了“沪港通”影响企业劳动收入份额的基准回归结果。列(1)和列(2)分别为不加控制变量,采用混合回归和时间-行业双固定效应估计的结果。在1%显著水平上,*Treat*×*Post*的系数均为负。在列(1)和列(2)的基础上逐步加入控制变量,结果如列(3)和列(4)所示。1%显著水平上,*Treat*×*Post*的系数显著为负,即“沪港通”降低了标的公司的劳动收入份额,研究假设H3初步得到支撑。根据列(4),*Treat*×*Post*的系数为-0.0150,即“沪港通”使得标的公司的劳动收入份额降低了10.7%^①。资本成本的下降,降低了劳动收入份额,也从侧面说明了资本-劳动互替。

(二) 平行趋势检验及“沪港通”的动态效应

双重差分方法适用的前提是满足平行趋势假定,即在没有外生扰动时,企业劳动收入份额在实验组和对照组的变化趋势相同。此外,基准回归结果反映的是“沪港通”对企业劳动收入份额的平均效应,而无法反映动态效应。借鉴庞家任等(2020)的思路,在进行平行趋势检验的同时,估计“沪港通”对企业劳动收入份额的动态影响。表3报告了平行趋势检验和“沪港通”影响企业劳动收入份额的动态效应。*Per_4*×*Treat*、*Per_3*×*Treat*、*Per_2*×*Treat*、*Per_1*×*Treat*的系数均不

^①0.0150/0.1401×100%=10.7%,其中,0.1401为劳动收入份额*Ls*的均值(见表1)。

表 2 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>Ls</i>	<i>Ls</i>	<i>Ls</i>	<i>Ls</i>	<i>Ls</i>
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	-0.0110 ^{***} (-2.7500)	-0.0076 ^{**} (-2.0413)	-0.0151 ^{***} (-4.1149)	-0.0150 ^{***} (-4.1082)	
<i>Treat</i>	-0.0284 ^{***} (-9.3255)	-0.0277 ^{***} (-9.7272)	-0.0210 ^{***} (-6.8329)	-0.0212 ^{***} (-6.8663)	
<i>Post</i>	0.0249 ^{***} (12.0107)				
<i>Lncap</i>					-0.0261 ^{***} (-25.8736)
<i>Lev</i>			-0.1328 ^{***} (-23.0550)	-0.1326 ^{***} (-22.9921)	-0.1113 ^{***} (-19.5161)
<i>Size</i>			0.0129 ^{***} (13.3499)	0.0129 ^{***} (13.1320)	0.0057 ^{***} (6.9240)
<i>Age</i>			0.0027(1.1630)	0.0031(1.3211)	0.0004(0.1908)
<i>Roa</i>			-0.3111 ^{***} (-16.8975)	-0.3106 ^{***} (-16.7629)	-0.3419 ^{***} (-19.2771)
<i>Growth</i>			-0.0224 ^{***} (-8.8459)	-0.0224 ^{***} (-8.8343)	-0.0216 ^{***} (-8.6388)
<i>Board</i>				0.0004(0.0747)	0.0154 ^{***} (3.0716)
<i>Top1</i>				0.0000(0.4885)	0.0001(1.5192)
<i>Indr</i>				0.0211(1.2434)	0.0534 ^{***} (3.2472)
<i>Ind & Year</i>	否	是	是	是	是
<i>Constant</i>	0.1298 ^{***} (78.6719)	0.0835 ^{***} (12.3111)	0.0553 ^{***} (5.6028)	0.0446 ^{**} (2.5195)	0.3692 ^{***} (19.4274)
<i>Obs.</i>	9963	9963	9963	9963	9963
<i>R</i> ²	0.0415	0.2017	0.2887	0.2888	0.3430

注：括号里的数值为*t*值；*、**、*** 分别表示在10%、5%、1%的水平上显著；*Obs.*表示样本观察数。下同。

表 3 平行趋势检验

变量	<i>Ls</i>	变量	<i>Ls</i>
<i>Per</i> ₄ × <i>Treat</i>	0.0028(0.2826)	<i>Post</i> ₄ × <i>Treat</i>	-0.0272 ^{***} (-3.3824)
<i>Per</i> ₃ × <i>Treat</i>	-0.0108(-1.3338)	<i>Post</i> ₅ × <i>Treat</i>	-0.0217 ^{***} (-2.6131)
<i>Per</i> ₂ × <i>Treat</i>	-0.0104(-1.2059)	控制变量	是
<i>Per</i> ₁ × <i>Treat</i>	-0.0122(-1.4342)	<i>Ind & Year</i>	是
<i>Current</i> × <i>Treat</i>	-0.0186 ^{**} (-2.1575)	<i>Constant</i>	0.0420 ^{**} (2.3640)
<i>Post</i> ₁ × <i>Treat</i>	-0.0227 ^{***} (-2.7083)	<i>Obs.</i>	9,963
<i>Post</i> ₂ × <i>Treat</i>	-0.0221 ^{***} (-2.7117)	<i>R</i> ²	0.2891
<i>Post</i> ₃ × <i>Treat</i>	-0.0240 ^{***} (-2.9889)		

注：*Per*₄在“沪港通”实施前第四年(2011年)取值为1，其余为0，*Per*₃、*Per*₂、*Per*₁以此类推；*Current*在2015年取值为1，其余为0；*Post*₁在“沪港通”实施后第一年(2016年)取值为1，其余为0，*Post*₂、*Post*₃、*Post*₄、*Post*₅以此类推。

显著，满足平行趋势假定，*Current*×*Treat*、*Post*₁×*Treat*、*Post*₂×*Treat*、*Post*₃×*Treat*、*Post*₄×*Treat*、*Post*₅×*Treat*的系数均显著为负，分别为-0.0186、-0.0227、-0.0240、-0.0272、-0.0217，表明“沪港通”对企业劳动收入份额产生了负向影响，并且随着时间的推移，抑制效应先增大后减小。

(三) 稳健性检验

1. 安慰剂检验。采用随机抽样1000次的方法进行安慰剂检验。具体而言，在样本企业中随机抽取实验组，将随机生成的实验组作为“沪港通”标的公司，其他样本作为控制组，重新估计式(9)。将随机抽样的过程重复1000次，并保留每一次回归得到的*Treat*×*Post*项的系数和*p*值，画出其核密度图。如图1所示，1000次安慰剂检验得到的*Treat*×*Post*估计系数集中分布在0附近，且显著异于基准回归的系数-0.0150。从*p*值的分布情况可以看出，绝大多数*p*值大于0.1，说明随机生成实验组的回归系数大多不显著，表明基准回归结果是稳健的。

2. 更换企业劳动收入份额度量方法。采用 $Ls1$ 和 $Ls2$ 衡量劳动收入份额, 结果如表4的列(1)和列(2)所示。 $Treat \times Post$ 项的系数依然显著为负, 即基准回归的结果是稳健的。

3. PSM-DID方法。为了降低实验组和控制组企业个体的差异, 减少样本选择偏误引致的内生性, 采用倾向得分匹配双重差分法(PSM-DID)进行稳健性检验。采用半径匹配和核匹配两种方法, 选取企业杠杆比率(Lev)、企业规模

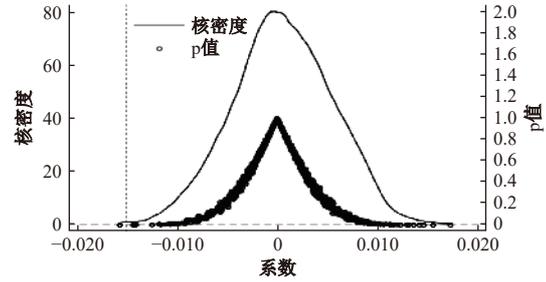


图1 安慰剂检验

表4 更换劳动收入份额衡量方式、基于PSM-DID以及加入高阶固定效应的结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$Ls1$	$Ls2$	半径匹配	核匹配	高阶固定效应	高阶固定效应
$Treat \times Post$	-0.0154*** (-4.5332)	-0.0047* (-1.7298)	-0.0144*** (-3.9957)	-0.0144*** (-3.9957)	-0.0167*** (-3.3657)	-0.0152** (-2.4120)
$Treat$	-0.0207*** (-7.1999)	0.0002 (0.0862)	-0.0233*** (-7.7212)	-0.0233*** (-7.7212)	-0.0213*** (-4.9486)	-0.0341*** (-6.0598)
控制变量	是	是	是	是	是	是
$Ind \& Year$	是	是	是	是	是	是
Constant	0.0493*** (2.8970)	0.0242* (1.9312)	0.0313* (1.8398)	0.0313* (1.8398)	0.0881*** (4.6166)	0.0691*** (2.8903)
Obs.	9963	9963	9626	9,626	9011	6704
R^2	0.2960	0.1346	0.2855	0.2855	0.3930	0.4606

注:列(5)在表2列(4)的基础上,加入控制变量省份、省份×年份、省份×行业×年份,列(6)在表2列(4)的基础上,加入控制变量城市、城市×年份、城市×行业×年份。

($Size$)、企业年龄(Age)、资产收益率(RoA)、企业成长性($Growth$)、董事会规模($Board$)、第一大股东持股比例($Top1$)和独立董事比例($Indr$)对实验组和控制组进行匹配,再基于匹配后的样本估计式(9),回归结果如表4列(3)和列(4)所示。矫正样本选择偏差后,“沪港通”对企业劳动收入份额的影响依旧显著为负。

4. 加入高阶固定效应缓解内生性问题。尽管“沪港通”标的股票的确定不依赖上市公司决策,受公司层面因素的影响较小,但可能存在劳动收入份额较高地区的企业更容易进入“沪港通”标的公司名单,导致式(9)存在反向因果关系。虽然在基准回归中加入了行业和时间固定效应以缓解因遗漏变量引致的内生性问题,但仍然可能存在某些宏观因素对不同行业、城市、省份的影响在不同年份存在差异(江轩宇和贾婧,2021)。由此,进一步控制高阶固定效应,回归结果如表4列(5)和列(6)所示。在1%显著水平上, $Treat \times Post$ 的系数依然显著为负。

5. 基于多期DID方法重新评估“沪港通”对企业劳动收入份额的影响。将样本限定为沪市上市公司,重新界定实验组 $Treat$:若是“沪港通”标的公司,则 $Treat$ 取值为1,否则为0。基于多期DID方法评估“沪港通”对企业劳动收入份额的影响,结果如表5所示。列(1)仅控制了行业及年份固定效应,列(2)和列(3)在列(1)的基础上进一步控制了省份、省份-年份、省份-行业-年份以及城市、城市-年份、城市-行业-年份。无论是控制一阶固定效应还是高阶固定效应,“沪港通”均显著抑制了劳动收入份额,与基准回归结论一致。

6. 其他稳健性检验。(1)加入宏观控制变量。企业劳动收入份额也会受宏观经济的影响,在

式(9)中加入宏观控制变量,包括财政支出水平、经济发展水平以及金融发展水平。采用财政支出的自然对数值衡量财政支出水平($Lngov$)、人均GDP的自然对数值衡量经济发展水平($Lnpgdp$)、金融机构贷款余额占GDP的比重衡量金融发展水平(Fin)。(2)为了更“干净”地评估“沪港通”对企业劳动收入份额的影响,分别剔除样本中的深市股票、AH股。2016年“深港通”正式实施,虽然总样本中已经剔除了“深港通”标的公司,但样本可能受“污染”。AH股是指既作为A股在上海证券交易所或深圳证券交易所上市又作为H股在香港联合交易所上市的股票,这类股票已经受到境外机构投资者的影响。(3)缩短样本期间。样本期间越长,则越有可能受到外部的其他政策冲击,将样本期间缩短到2011—2016、2010—2019年。重新估计式(9), $Treat \times Post$ 项的系数依旧显著为负^①。

表5 基于多期DID的估计结果

变量	(1)	(2)	(3)
	Ls	Ls	Ls
$Treat \times Post$	-0.0213***(-6.9916)	-0.0193***(-5.3785)	-0.0164***(-3.3723)
控制变量	是	是	是
$Ind \& Year$	是	是	是
Constant	0.0706*** (2.9515)	0.1221*** (4.1988)	0.1674*** (4.3474)
Obs.	4 889	4 072	2 684
R^2	0.2665	0.4281	0.4898

注:此表中的样本为“沪市”上市公司。

(四) 机制分析

为检验假设H1,以资本深化为中介变量,对式(10)和式(11)进行回归,结果如表6列(2)和列(3)所示。由列(2)可知,在1%显著水平上,“沪港通”显著促进了资本深化,作用系数为0.2217。由列(3)可知,在1%显著水平上,资本深化显著抑制了企业劳动收入份额,系数为-0.0244,并且“沪港通”对企业劳动收入份额的作用系数为-0.0096,绝对值小于列(1)中 $Treat \times Post$ 系数的绝对值。根据中介效应判别方法(温忠麟和叶宝娟,2014),资本深化在“‘沪港通’—劳动收入份额”路径上发挥中介效应,即“沪港通”通过资本深化抑制了企业劳动收入份额,支持了研究假设H1。“沪港通”的实施,扩大了投资者规模,降低了市场分割程度,进而降低了资本成本,加剧了资本深化。由于资本-劳动互替,资本深化导致了企业劳动收入份额下降。

为检验假设H2,以全要素生产率为中介变量,对式(10)和式(11)进行回归,结果如表6列(4)和列(5)所示。由列(4)可知,在1%显著水平上, $Treat \times Post$ 的系数为0.1088,即“沪港通”显著提高了企业全要素生产率(Tfp);由列(5)可知,企业全要素生产率(Tfp)抑制了劳动收入份额。由此可得,企业全要素生产率是“‘沪港通’—劳动收入份额”路径上的关键节点,发挥了中介效应,假设H2得到验证。“沪港通”具有生产率提升效应,但是由于技术进步偏向资本,企业全要素生产率的提升抑制了企业劳动收入份额。

值得一提的是,“沪港通”加剧了资本深化、提高了企业全要素生产率,进而降低了劳动收入份额,背后隐藏着经济高质量发展动力不足的问题。一方面,“沪港通”引入外资,降低资本成本,加剧资本深化,会导致企业发展过度依赖资本要素,造成劳动要素贡献不足和劳动收入份额下降。另一方面,虽然“沪港通”能够提升企业全要素生产率,但是如果全要素生产率的提

^①囿于篇幅,此处没有汇报相关结果,备索。

表6 “沪港通”影响劳动收入份额的作用路径

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>Ls</i>	<i>Lncap</i>	<i>Ls</i>	<i>Tfp</i>	<i>Ls</i>
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	0.0150 ^{***} (-4.1082)	0.2217 ^{***} (4.7165)	-0.0096 ^{***} (-2.7771)	0.1088 ^{***} (2.6351)	-0.0037(-1.2064)
<i>Lncap</i>			-0.0244 ^{***} (-23.7998)		
<i>Tfp</i>					-0.0729 ^{***} (-51.7947)
<i>Treat</i>	0.0212 ^{***} (-6.8663)	0.3007 ^{***} (7.3881)	-0.0138 ^{***} (-4.6158)	0.5275 ^{***} (14.7613)	0.0222 ^{***} (8.1923)
控制变量	是	是	是	是	是
<i>Ind</i> & <i>Year</i>	是	是	是	是	是
<i>Constant</i>	0.0446 ^{**} (2.5195)	10.8089 ^{***} (48.8193)	0.3081 ^{***} (15.4399)	11.8674 ^{***} (59.6369)	0.9189 ^{***} (43.3953)
<i>Obs.</i>	9 963	9 963	9 963	6 474	6 474
<i>R</i> ²	0.2888	0.2777	0.3462	0.7124	0.6003

升来自国外先进技术设备的引进和模仿创新,即技术进步偏向资本,会导致自主创新能力不足,出现“卡脖子”领域层层嵌套叠加的不利局面,也会造成劳动要素收入份额下降。

(五)“沪港通”的劳动收入份额效应分解

进一步,从劳动收入份额本身出发,将“沪港通”对劳动收入份额的影响分解为对平均工资和劳动生产率的影响,分别称之为平均工资效应和劳动生产率效应。

对式(5)两边取对数,得:

$$\ln Ls_t = \ln w_t - \ln(Y_t/L_t) \quad (12)$$

其中, $\ln w_t$ 为平均工资的对数值, $\ln(Y_t/L_t)$ 为劳动生产率的对数值。如果“沪港通”的平均工资效应与劳动生产率效应同向,且前者强度大于后者,则会提升劳动收入份额;反之,则降低劳动收入份额。

平均工资(w)用应付职工薪酬与员工人数之比衡量(万江滔和魏下海,2020),并以2000年为基期的CPI指数进行平减以消除通货膨胀的影响。劳动生产率(Y/L)用单位员工增加值表示,其中,企业增加值为营业利润、应付职工薪酬和固定资产折旧三项的和(白重恩等,2008),并用以2000年为基期的CPI指数平减。根据式(12),分别对平均工资和劳动生产率取自然对数。由表7列(1)和列(2)可知,在1%显著水平上,“沪港通”显著抑制了平均工资,系数为-0.2155;虽然对劳动生产率的影响为正,但在统计意义上不显著,即“沪港通”对企业劳动收入份额的抑制作用表现为平均工资效应,而非劳动生产率效应。“沪港通”降低了资本成本,缓解了融资约束,提高了企业固定资产投资水平,由于资本与劳动互替,固定资产投资增加挤出了对劳动的需求,从而降低了平均工资,导致劳动收入份额下降。

表7 “沪港通”的劳动收入份额效应分解:平均工资效应和劳动生产率效应

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	$\ln(Y/L)$	$\ln w$	$\ln(Y/L)$	$\ln w$
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	0.1844(0.8873)	-0.2155 ^{***} (-3.1068)	0.5023(1.4307)	-0.2982 ^{***} (-3.0977)
<i>Treat</i>	1.5797 ^{***} (8.4049)	0.5328 ^{***} (8.5592)	1.2175 ^{***} (4.0605)	0.6812 ^{***} (8.2857)
控制变量	是	是	是	是
<i>Ind</i> & <i>Year</i>	是	是	是	是
<i>Constant</i>	8.3487 ^{***} (7.3827)	7.3128 ^{***} (23.0667)	9.1009 ^{***} (6.9419)	7.3018 ^{***} (20.3113)
<i>Obs.</i>	9 963	9 963	6 704	6 704
<i>R</i> ²	0.5811	0.1228	0.6939	0.3845

为了消除可能存在的内生性,保证实证结果的稳健性,在列(1)和列(2)的基础上加入城市、城市-年份、城市-行业-年份的交互固定效应。由列(3)和列(4)可知,在1%显著水平上,“沪港通”对平均工资的影响依然为负,对劳动生产率的影响不显著。

五、异质性分析

(一)企业外部资源禀赋的异质性影响

1.企业区位的异质性影响。我国幅员辽阔,区域发展不均衡,区域资源禀赋、制度环境等均存在较大差异,“沪港通”对劳动收入份额的影响可能存在区位异质性。按企业注册地,将全样本分为东部、中部、西部和东北地区四组,表8列(1)–(4)报告了“沪港通”对不同地区企业劳动收入份额的影响。从中可知,“沪港通”显著降低了东部和中部地区企业劳动收入份额,对西部和东北地区企业劳动收入份额影响不显著。可能的原因是我国东部和中部地区市场化程度相对较高,对“沪港通”实施引致的资本成本下降更为敏感,导致资本替代劳动的效应更强,如大量的“机器换人”现象最早出现在我国东部地区。此外,东部和中部地区劳动力充裕,科技创新活力较强,资本成本下降会促进企业扩大固定资产投资规模和研发投入规模,提高生产率。由于资本-劳动互替,这两方面均会导致企业劳动收入份额下降。

表8 区位及市场化水平的异质性影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	东部	中部	西部	东北	高市场化水平	低市场化水平
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	-0.0147*** (-3.4331)	-0.0173* (-1.9214)	-0.0100 (-1.0193)	0.0047 (0.3408)	-0.0169*** (-4.0841)	-0.0115 (-1.5415)
<i>Obs.</i>	6 604	1 438	1 419	502	7 876	2 087
<i>R</i> ²	0.3109	0.3512	0.3305	0.3850	0.2879	0.3736

注:此表中的变量与表2列(4)一致,囿于篇幅,仅呈现了部分变量的结果,备案。下同。

2.市场化水平的异质性影响。市场化水平会影响要素市场配置效率,进而影响劳动收入分配。“沪港通”对劳动收入份额的影响可能因市场化水平而异。根据王小鲁等(2019)编制的各省份市场化水平总指数,计算样本期内各省份的均值,以此为临界值将样本分为高市场化水平组和低市场化水平组。由表8列(5)和列(6)可知,对位于高市场化水平区域的企业而言,在1%显著水平上,“沪港通”显著抑制了企业劳动收入份额,但是对于处于低市场化水平区域的企业,“沪港通”影响不显著。低市场化水平区域,资源配置效率相对较低,企业难以根据要素相对价格的变动及时调整要素投入,故“沪港通”对劳动收入份额影响不显著。位于高市场化水平区域的企业,其对资本劳动相对价格的变动更加敏感,能够及时调整生产要素结构,“沪港通”引致的资本深化对企业劳动收入份额的挤占效应显著。

(二)企业内部特征的异质性影响

1.要素结构的异质性影响。相对于资本密集型企业,劳动密集型企业更依赖劳动力。“沪港通”对资本密集型和劳动密集型企业劳动收入份额的冲击可能存在不对称性。基于人均固定资产的年均值对样本分组,人均固定资产大于样本均值的企业称之为资本密集型企业;反之,则称之为劳动密集型企业。表9列(1)和列(2)显示,“沪港通”显著降低了劳动密集型企业劳动收入份额,对资本密集型企业的影响不显著。资本要素价格相对下降,意味着劳动力价格相对上升,劳动密集型企业成本相对提高。为了降低成本,劳动密集型企业会使用较为便宜的

资本替代相对昂贵的劳动力,会导致劳动收入份额的下降。资本密集型企业虽然也会因资本-劳动相对价格下降而用资本替换劳动,而其原本拥有的劳动力要素相对较少,下调的空间相对有限,故对劳动收入份额的挤占效应不显著。

表9 要素结构及雇员身份的异质性影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	资本密集型	劳动密集型	高管	普通雇员
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	-0.0032(-0.6440)	-0.0153***(-4.2332)	-0.0002***(-2.6529)	-0.0150***(-4.0914)
<i>Obs.</i>	2 264	9 482	9 962	9 962
<i>R</i> ²	0.2670	0.2973	0.3722	0.2971

2.高管和雇员薪酬的异质性影响。不同类型劳动者的工资决定机制和议价能力不同。当受到外部冲击时,劳动者提供的劳动越具有不可替代性,其议价能力也就越强,“沪港通”对不同类型劳动者的劳动收入份额影响可能具有异质性。根据员工类型,将企业员工分为雇员和高管。表9列(3)和列(4)显示,“沪港通”显著降低了普通雇员的劳动收入份额,*Treat*×*Post*的系数为-0.0150,虽然也降低了高管的劳动收入份额,但影响相对较小,*Treat*×*Post*的系数仅为-0.0002。可能的原因是,相较于普通雇员,高管的议价能力更强,其劳动收入份额受外部冲击的影响较小;而普通雇员提供的劳动不可替代性较低,议价能力较弱,其劳动收入更容易被挤压。

3.企业内部治理和外部监督的异质性影响。资本市场开放能够改善企业内部治理和外部监督(Tian和Twite, 2011),而高质量的内部治理和外部监督有利于激发企业管理层的创新意愿,优化企业投资决策,提升企业全要素生产率,进而影响劳动收入份额。借鉴李寿喜(2007),用代理成本表示内部治理水平。代理成本用管理费用率衡量,即管理费用与营业收入之比。管理费用率越低,内部治理水平越高。根据管理费用率的年均值,将样本分为内部治理水平高组和内部治理水平低组,分组回归结果如表10列(1)和列(2)所示。从中可见,“沪港通”显著降低了低内部治理水平的企业劳动收入份额,而对高内部治理水平的企业劳动收入份额影响不显著。可能的原因是,对于原本内部治理状况差的企业,“沪港通”实施后,其内部治理状况改善效果更佳,更有助于提升全要素生产率,进而对企业劳动收入份额的抑制作用更强。

表10 企业内部治理、外部监督以及企业所属行业的异质性影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	低内部治理水平	高内部治理水平	弱外部监督	强外部监督	制造业	服务业
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	-0.0109** (-2.1514)	-0.0049 (-1.3699)	-0.0172*** (-4.3034)	-0.0154 (-1.1813)	-0.0168*** (-4.5589)	-0.0419 (-1.4085)
<i>Obs.</i>	6 416	3 547	9 448	515	7 679	687
<i>R</i> ²	0.2997	0.2423	0.2940	0.4704	0.2172	0.2748

参考Fan和Wong(2005),采用是否聘请“四大”会计师事务所进行年度财务审计来衡量企业外部监督状况,若审计师来自“四大”则认为外部监督较强,否则认为外部监督较弱,分组回归结果如表10列(3)和列(4)所示。从中可见,“沪港通”显著降低了外部监督弱企业的劳动收入份额,对外部监督强的企业劳动收入份额影响不显著。可能的原因是,“沪港通”实施后,原本外部监督较弱的上市公司为了向境外机构投资者传递“优质企业”的信号,会主动聘请高质量审计师,加强企业外部监督,倒逼企业进行技术创新,提升企业全要素生产率。但是在资本-劳动

替代弹性大于1且技术进步偏向资本的情境下,全要素生产率的提升降低了企业劳动收入份额。

(三) 企业所属行业的异质性影响

不同行业资本与劳动替代弹性存在差异。陆菁和刘毅群(2016)、陈登科和陈诗一(2018)测算得出我国工业企业的资本-劳动替代弹性 $\sigma > 1$,苏桂芳等(2021)测算得出2009—2015年我国服务业资本和劳动替代弹性 $\sigma < 1$ 。这就意味着“沪港通”对劳动收入份额的影响可能会因行业而异。根据《上市公司行业分类指引》(证监会2012版)将样本分成制造业企业和服务业企业^①,回归结果如表10列(5)和列(6)所示。从中可见,“沪港通”显著降低了制造业企业劳动收入份额,而对服务业企业劳动收入份额影响不显著。可能的原因是,服务业企业的资本-劳动是互补关系(苏桂芳等,2021);而制造业主要是资本密集型行业,随着资本成本下降,制造业企业会增加固定资产投资,加剧资本深化,进而抑制劳动收入份额。

六、结论与政策建议

提高劳动收入份额、开放资本市场关系着“以国内大循环为主体,国内国际双循环相互促进”新发展格局的形成以及共同富裕目标的实现。本文基于“沪港通”实施形成的准自然实验,从资本市场开放这一新视角研究其对企业劳动收入份额的影响,得出以下结论:(1)“沪港通”降低了标的公司的劳动收入份额,经过平行趋势检验、安慰剂检验、控制高阶固定效应、多期DID等一系列稳健性检验,上述结论依然成立。(2)资本深化和全要素生产率是“‘沪港通’—企业劳动收入份额”逻辑路径上的关键节点,发挥着中介作用;“沪港通”的劳动收入份额抑制效应主要表现为平均工资效应,劳动生产率效应不显著。(3)“沪港通”的劳动收入份额抑制效应仅存在于位于东中部地区和市场化水平较高地区的企业、劳动密集型企业、内部治理和外部监督较弱的企业以及制造业企业;相对于高管,“沪港通”对普通雇员的劳动收入份额挤占效应更强。

本文不仅拓展了资本市场开放经济后果的研究,丰富了国民收入分配领域的相关文献,也揭示了资本市场开放影响企业劳动收入份额的作用机制,研究结论蕴含着积极的政策含义。第一,“沪港通”虽然挤占了企业劳动收入份额,但是降低了资本成本,提升了企业全要素生产率,是一项具有积极经济意义的政策。第二,在推动形成全面开放新格局的进程中,要重视劳动要素尤其是高技能劳动力的作用,将资本深化路径从“重资本轻劳动”转向“优资本重技能”;引导并激励企业的创新策略由引进、模仿式创新向突破、颠覆式创新转变,技术进步从偏向资本向资本劳动并重甚至偏向劳动转变。通过提高人力资本,增加高技能劳动力的需求,提高劳动报酬在企业增加值中的比重。第三,因企业外部资源禀赋、内部特征等差异,劳动收入份额提升策略应量体裁衣,因地制宜,因企施策。东部和中部地区企业应该抓住“沪港通”政策红利,加大研发投入、增加创新型人才的雇佣,在“卡脖子”领域攻坚克难、提高自主创新能力的同时,提升高素质劳动者收入份额;对于劳动密集型企业,应增强对低技能工人的职业技能培训,提高劳动者议价能力。此外,可以考虑将公司内部治理水平和外部监督状况纳入“沪港通”标的股动态调整标准的框架体系中;完善税收调节机制,防止高层管理人员和普通雇员的收入差距扩大化,提高收入分配的公平性。

主要参考文献:

- [1] 白重恩,钱震杰,武康平.中国工业部门要素分配份额决定因素研究[J].经济研究,2008,(8).
- [2] 陈登科,陈诗一.资本劳动相对价格、替代弹性与劳动收入份额[J].世界经济,2018,(12).

^①由于综合类企业无法进行行业分类,在此异质性分析中被剔除。

- [3] 陈晓玲, 连玉君. 资本-劳动替代弹性与地区经济增长——德拉格兰德维尔假说的检验[J]. 经济学(季刊), 2013, (1).
- [4] 陈宇峰, 贵斌威, 陈启清. 技术偏向与中国劳动收入份额的再考察[J]. 经济研究, 2013, (6).
- [5] 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[J]. 金融研究, 2019, (8).
- [6] 戴鹏毅, 杨胜刚, 袁礼. 资本市场开放与企业全要素生产率[J]. 世界经济, 2021, (8).
- [7] 丁从明, 邵敏敏, 谢凤璘. 技术进步偏离与劳动收入份额下降的经验研究[J]. 科研管理, 2016, (9).
- [8] 黄先海, 徐圣. 中国劳动收入比重下降成因分析——基于劳动节约型技术进步的视角[J]. 经济研究, 2009, (7).
- [9] 贾琬, 申广军. 企业风险与劳动收入份额: 来自中国工业部门的证据[J]. 经济研究, 2016, (5).
- [10] 江红莉, 蒋鹏程. 数字金融能提升企业全要素生产率吗?——来自中国上市公司的经验证据[J]. 上海财经大学学报, 2021, (3).
- [11] 江轩宇, 贾婧. 企业债券融资与劳动收入份额[J]. 财经研究, 2021, (7).
- [12] 李寿喜. 产权、代理成本和代理效率[J]. 经济研究, 2007, (1).
- [13] 连立帅, 朱松, 陈关亨. 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[J]. 管理世界, 2019, (8).
- [14] 林志帆, 赵秋运. 金融抑制会导致劳动收入份额下降吗?——来自世界银行2012年中国企业调查数据的经验证据[J]. 中国经济问题, 2015, (6).
- [15] 陆菁, 刘毅群. 要素替代弹性、资本扩张与中国工业行业要素报酬份额变动[J]. 世界经济, 2016, (3).
- [16] 陆雪琴, 田磊. 企业规模分化与劳动收入份额[J]. 世界经济, 2020, (9).
- [17] 罗长远, 陈琳. 融资约束会导致劳动收入份额下降吗?——基于世界银行提供的中国企业数据的实证研究[J]. 金融研究, 2012, (3).
- [18] 罗长远, 张军. 经济发展中的劳动收入占比: 基于中国产业数据的实证研究[J]. 中国社会科学, 2009, (4).
- [19] 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[J]. 金融研究, 2020, (12).
- [20] 任灿灿, 郭泽光, 田智文. 资本市场开放、股价信息含量与企业全要素生产率——基于“沪深港通”的准自然实验[J]. 国际商务(对外经济贸易大学学报), 2021, (2).
- [21] 任胜钢, 郑晶晶, 刘东华, 等. 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[J]. 中国工业经济, 2019, (5).
- [22] 阮睿, 孙宇辰, 唐悦, 等. 资本市场开放能否提高企业信息披露质量?——基于“沪港通”和年报文本挖掘的分析[J]. 金融研究, 2021, (2).
- [23] 施新政, 高文静, 陆瑶, 等. 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[J]. 经济研究, 2019, (12).
- [24] 苏桂芳, 陈昌楠, 蓝嘉俊. “营改增”与劳动收入份额: 来自中国上市公司的证据[J]. 财贸经济, 2021, (1).
- [25] 万江滔, 魏下海. 最低工资规制对企业劳动收入份额的影响——理论分析与微观证据[J]. 财经研究, 2020, (7).
- [26] 王小鲁, 樊纲, 胡李鹏. 中国分省份市场化指数报告(2018)[M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2019.
- [27] 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[J]. 中国工业经济, 2017, (4).
- [28] 魏下海, 董志强, 蓝嘉俊. 地区性别失衡对企业劳动收入份额的影响: 理论与经验研究[J]. 世界经济, 2017, (4).
- [29] 文雁兵, 陆雪琴. 中国劳动收入份额变动的决定机制分析——市场竞争和制度质量的双重视角[J]. 经济研究, 2018, (9).
- [30] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展[J]. 心理科学进展, 2014, (5).
- [31] 徐寿福, 陈百助. 资本市场开放与股票流动性——来自沪股通的证据[J]. 世界经济文汇, 2021, (1).
- [32] 张彤进, 任碧云. 包容性金融发展与劳动收入份额的关系: 来自中国的经验证据[J]. 南开经济研究, 2016, (3).
- [33] 钟凯, 孙昌玲, 王永妍, 等. 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[J]. 金融研究, 2018, (7).
- [34] 朱琳, 伊志宏. 资本市场对外开放能够促进企业创新吗?——基于“沪港通”交易制度的经验证据[J]. 经济

- 管理, 2020, (2).
- [35] Acemoglu D, Restrepo P. Low-skill and high-skill automation[J]. *Journal of Human Capital*, 2018, 12(2): 204–232.
- [36] Aggarwal R, Erel I, Ferreira M, et al. Does governance travel around the world? Evidence from institutional investors[J]. *Journal of Financial Economics*, 2011, 100(1): 154–181.
- [37] Chan M K, Kwok S. Risk-sharing, market imperfections, asset prices: Evidence from China's stock market liberalization[J]. *Journal of Banking & Finance*, 2017, 84: 166–187.
- [38] Chen R Y, El Ghouli S, Guedhami O, et al. Do state and foreign ownership affect investment efficiency? Evidence from privatizations[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2017, 42: 408–421.
- [39] Dong F, Shen G J, Jiao Y. Firm debt and labor share: The distribution effect of de-leverage[J]. *China Economic Quarterly International*, 2021, 1(1): 59–71.
- [40] Fan J P H, Wong T J. Do external auditors perform a corporate governance role in emerging markets? Evidence from East Asia[J]. *Journal of Accounting Research*, 2005, 43(1): 35–72.
- [41] Fang H S, Bao Y X, Zhang J. Asymmetric reform bonus: The impact of VAT pilot expansion on China's corporate total tax burden[J]. *China Economic Review*, 2017, 46 Suppl 1: S17–S34.
- [42] Gul F A, Kim J B, Qiu A A. Ownership concentration, foreign shareholding, audit quality, and stock price synchronicity: Evidence from China[J]. *Journal of Financial Economics*, 2010, 95(3): 425–442.
- [43] Hein E, Schoder C. Interest rates, distribution and capital accumulation—A post-kaleckian perspective on the US and Germany[J]. *International Review of Applied Economics*, 2011, 25(6): 693–723.
- [44] Henry P B. Do stock market liberalizations cause investment booms?[J]. *Journal of Financial Economics*, 2000, 58(1–2): 301–334.
- [45] Moshirian F, Tian X, Zhang B H, et al. Stock market liberalization and innovation[J]. *Journal of Financial Economics*, 2021, 139(3): 985–1014.
- [46] Petreski M. Has globalization shrunk manufacturing labor share in transition economies?[J]. *Journal of Comparative Economics*, 2021, 49(1): 201–211.
- [47] Tian G Y, Twite G. Corporate governance, external market discipline and firm productivity[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2011, 17(3): 403–417.
- [48] Young A T, Tackett M Y. Globalization and the decline in labor shares: Exploring the relationship beyond trade and financial flows[J]. *European Journal of Political Economy*, 2018, 52: 18–35.

Capital Market Liberalization and Enterprise Labor Income Share: A Quasi-natural Experiment Based on “Shanghai-Hong Kong Stock Connect” Scheme

Jiang Hongli¹, Hu Linke¹, Jiang Pengcheng²

(1. School of Finance and Economics, Jiangsu University, Jiangsu Zhenjiang 212013, China;

2. School of Urban and Regional Science, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China)

Summary: Increasing labor income share and opening the capital market are related to the formation of a new development pattern of “domestic and foreign markets can boost each other, with the domestic market as the mainstay”, and the realization of the goal of common prosperity. As for labor income share, scholars have made in-depth explanations from the perspectives of

industrial structure change, biased technological progress and system reform. However, as one of the important measures of China's financial system reform, the impact of capital market liberalization on labor income share is rarely concerned by scholars. Capital market liberalization can reduce capital cost, improve TFP, and then affect labor income share. However, whether capital market liberalization can promote labor income share depends not only on the elasticity of capital-labor substitution, but also on the direction of technological progress. It is difficult to judge directly without other conditions. In view of this, under the panoramic logical framework of "capital market liberalization-enterprise labor income share", taking the implementation of "Shanghai-Hong Kong Stock Connect" scheme as a quasi-natural experiment, and based on the data of non-financial listed companies from 2009 to 2020, this paper studies labor income share from the new perspective of capital market liberalization. The study shows that: The implementation of "Shanghai-Hong Kong Stock Connect" scheme significantly reduces the labor income share of the target company. After a series of robustness tests such as placebo test and controlling high-order fixed effect, this conclusion is still valid. Its internal mechanism is that the implementation of "Shanghai-Hong Kong Stock Connect" scheme intensifies the deepening of capital and improves the TFP of enterprises. However, because the elasticity of capital-labor substitution is greater than 1 and technological progress is biased towards capital, the labor income share of the target company decreases. Further research shows that: The implementation of "Shanghai-Hong Kong Stock Connect" scheme mainly reduces the average wage level of the target company, and has no significant impact on labor productivity. The heterogeneity study shows that: The implementation of "Shanghai-Hong Kong Stock Connect" scheme only inhibits the labor income share of labor-intensive enterprises, enterprises with poor corporate governance and manufacturing enterprises. Compared with executives, the crowding effect on the labor income share of ordinary employees is stronger. This paper not only expands the research on the economic consequences of capital market liberalization, but also enriches the relevant literature in the field of national income distribution. The research conclusion also contains positive policy implications: In the process of "making new ground in pursuing opening up on all fronts", labor factors, especially high-skilled labor, should be paid attention to, and the path of capital deepening should be shifted from "emphasizing capital and neglecting labor" to "optimizing capital and attaching importance to skills"; the innovation strategy of guiding and encouraging enterprises should be changed from "introduction and imitation" to "breakthrough and subversion"; technological progress should be changed from a preference for capital to equal emphasis on capital and labor, or even a preference for labor, so as to increase the proportion of labor income in the added value of enterprises.

Key words: "Shanghai-Hong Kong Stock Connect" scheme; enterprise labor income share; capital deepening; TFP; DID

(责任编辑: 王西民)