

# 企业债券融资与劳动收入份额

江轩宇<sup>1,2</sup>, 贾婧<sup>1,2</sup>

(1. 中央财经大学 会计学院, 北京 100081; 2. 中央财经大学 中国管理会计研究与发展中心, 北京 100081)

**摘要:** 文章结合中央提出构建“国内大循环为主体”的新发展格局及推动企业利用债券市场提高直接融资比重的现实背景, 考察了债券融资对企业劳动收入份额的影响。实证结果发现, 债券融资与劳动收入份额显著正相关, 并且在采用基于倾向匹配得分的双重差分模型、考虑RZ分析框架、控制高阶固定效应、利用工具变量法以及通过短期融资券推出的外生冲击进行双重差分检验缓解内生性问题后, 文章的研究结论依然成立。进一步研究发现, 债券融资可以通过降低整体债务成本和发挥溢出效应降低银行贷款利率, 继而提高劳动收入份额; 不同类型的债券对企业劳动收入份额的影响存在异质性, 债券发行的便利性是其影响劳动收入份额的一个重要因素; “工资侵蚀利润”这一竞争性假说并不影响本文结论。文章的研究丰富了企业债券融资经济后果以及劳动收入份额影响因素的相关文献, 对于深化对债券融资作用的认识、理解劳动收入问题以及促进经济发展也具有重要的现实意义。

**关键词:** 债券融资; 劳动收入份额; 债务融资成本; 溢出效应

**中图分类号:** F272    **文献标识码:** A    **文章编号:** 1001-9952(2021)07-0139-15

**DOI:** 10.16538/j.cnki.jfe.20210416.301

## 一、引言

自改革开放以来, 中国经济实现了飞速增长。在这一过程中, 实现居民收入的同步增长对于推动经济的稳定持续发展具有重要作用(邹薇和袁飞兰, 2018)。而提高劳动收入份额是增加居民收入, 保证全体人民分享经济发展成果的重要机制(施新政等, 2019)。已有研究表明, 劳动收入份额的下降会对宏观经济产生消极影响, 导致收入分配格局恶化(白重恩等, 2008)、居民消费水平低迷(黄乾和魏下海, 2010)以及经济结构失衡(常进雄等, 2019)。特别地, 结合中国超大规模市场与内需潜力优势的特点, 中央提出构建“国内大循环为主体”的新发展格局。在此背景下, 探讨如何提高劳动收入份额, 对于扩大内需、复苏经济以及实现稳增长与防风险的长期均衡具有重要的理论与现实意义。

施新政等(2019)指出, 资本市场是决定劳动收入份额的重要因素, 并发现股票市场配置效率显著改变了公司的劳动收入份额。而作为资本市场的另一重要组成部分, 债券市场的发展在完善金融结构、化解金融风险、拓宽融资渠道和优化资源配置等方面同样具有重要作用(金鹏辉, 2010)。其中, 作为企业直接融资重要渠道的非金融企业债券的发行规模呈逐年上升趋势。据

**收稿日期:** 2020-11-30

**基金项目:** 国家自然科学基金项目(71972193, 71602197)

**作者简介:** 江轩宇(1986-), 男, 福建三明人, 中央财经大学会计学院副教授;

贾婧(1993-)(通讯作者), 女, 内蒙古包头人, 中央财经大学会计学院博士研究生。

WIND数据库统计,2018—2019年中国非金融企业债券市场发行规模分别为74 037.79亿元和95 383.88亿元,发行债券愈发成为企业获取资金、实现“金融脱媒”的重要方式。但现有文献对债券融资行为是否以及如何影响劳动收入份额,却未有充分的探讨。

本文尝试利用上市公司劳动收入份额这一微观层面数据作为切入点,研究企业债券融资对劳动收入份额产生的影响,原因如下:第一,文雁兵和陆雪琴(2018)指出,劳动收入份额领域的文献偏向宏观,微观视角的研究相对缺乏。聚焦于上市公司有利于深入剖析劳动收入份额在微观层面的影响及机制。第二,施新政等(2019)指出,使用公司层面的微观数据,能有效避免使用宏观数据衡量劳动收入份额时存在的统计口径不同、数据平衡和修订等问题,缓解了数据层面度量问题对研究结论造成的干扰。

利用2003—2019年A股上市公司的数据,本文发现:(1)债券融资与企业劳动收入份额之间显著正相关,并且在倾向匹配得分双重差分模型、考虑RZ分析框架、控制高阶固定效应、利用工具变量法以及通过短期融资券推出的外生冲击进行双重差分检验缓解内生性问题后,研究结论依然成立;(2)企业通过债券融资,能够显著降低整体的债务融资成本,减轻财务负担,进而提升劳动收入份额;(3)债券融资对于银行贷款存在溢出效应,即企业通过债券融资,还能降低银行贷款利率,进而提高劳动收入份额;(4)不同类型的债券对劳动收入份额的作用存在异质性:与公司债、企业债和可转债相比,短期融资券和中期票据对劳动收入份额的影响显著增强,表明债券发行的便利性是其影响劳动收入份额的一个重要因素;(5)本文研究结论不受“工资侵蚀利润”这一竞争性假说的影响。

本文的潜在贡献主要体现在以下几个方面。第一,拓展了劳动收入份额影响因素的研究视角。现有文献认为金融发展以及企业债务水平对劳动收入份额具有重要影响。但首先,金融发展视角领域的文献主要从银行部门扩张(白重恩和钱震杰,2010)和股票市场发展(施新政等,2019)的维度探讨了其与劳动收入份额的关系,忽略了债券市场发展对劳动收入份额的影响。其次,董丰等(2020)发现负债水平能够通过影响企业与劳动者谈判过程中的议价能力,进而作用于劳动收入份额。本文更多的是在假设负债水平一定的情况下,探讨债务结构的差异是否以及如何对劳动收入份额产生影响,本研究有助于拓宽对劳动收入份额决定因素的认识。第二,丰富了债券融资经济后果领域的相关研究。已有研究从企业盈余管理(Liu等,2010)、会计稳健性(Ahmed等,2002)、社会融资成本(金鹏辉,2010)、银行贷款成本(Hale和Santos,2009;戴国强和钱乐乐,2017)、企业创新(王伟楠等,2018)以及现金股利政策(吴育辉等,2018)等角度探讨债券融资的经济后果。可以发现,此类文献更多关注了债券融资与企业会计信息质量及投融资行为之间的关系。虽然吴育辉等(2018)基于现金股利政策展开了研究,但这一视角只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,聚焦劳动收入份额,本文从分配效应视角为债券融资的实际经济后果提供了经验证据。第三,本文揭示了债券融资影响企业劳动收入份额的作用路径。即债券融资能够通过降低整体债务融资成本减轻企业的财务负担,继而提高劳动收入份额;而且,债券融资对银行贷款存在溢出作用,还可以通过降低银行贷款成本缓解企业融资约束,最终提高劳动收入份额。这有助于更加全面地认识债券融资影响企业劳动收入份额的作用机理。

## 二、理论分析与研究假说

(一)债券融资提高劳动收入份额的效应分析。Neumeyer和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 和 Perri, 2005; 汪伟等, 2013)。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,使得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,企业很可能通过减少营运资本来平滑固定资产投资以增强信贷融资能力,由此降低企业对于劳动投入的需求,导致劳动收入份额下降。因此,本文认为债券融资可以通过如下途径缓解企业融资约束,进而对劳动收入份额产生积极的影响。<sup>①</sup>

1. 降低整体债务融资成本,提高劳动收入份额。长期以来,银行贷款是中国企业进行外源融资的最为重要的渠道(唐清泉和巫岑, 2015)。但银行贷款对于提高劳动收入份额可能存在一定的不利作用,原因有如下两点。第一,银行在以名义利率向企业收取高昂贷款利息的同时,还会通过强制存款和多次融资等方式变相加价(陈道富, 2015),使得企业可能受制于财务负担而减少劳动力雇佣规模或压低工人工资。第二,银行为了实现风险控制的目的,往往会要求企业通过抵押等信用升级手段转嫁风险,使得企业更加愿意投资于固定资产而非劳动以增加贷款的可得性。与银行贷款相比,债券融资属于直接融资,能够实现“金融脱媒”,直接将资金的供应方和需求方联系在一起,这有助于节省金融中介为维持经营和正常盈利而附加在间接融资价格上的成本,从而导致同等条件下,债券融资的成本通常低于银行贷款成本(Gatev 和 Strahan, 2006)。而且由于债券可以通过众多投资者分散投资风险,企业进行债券融资的规模一般较大。因此,企业利用债券融资,能够有效地降低整体债务成本。债务资本成本的降低,使得企业能够提高营运资本的筹资能力,进而缓解融资约束造成的劳动收入份额下降。此外,相较于银行贷款,债券发行具备相对宽松的抵押担保要求:在企业信用债市场中,短期融资券和中期票据的发行流程中没有抵押担保的要求;企业债和公司债的发行不作强制抵押担保要求。因此,债券融资还将减少固定资产的担保价值,降低企业由于融资约束诱发的固定资产投资偏好。

2. 对银行贷款产生溢出效应,降低银行贷款的融资成本,进而提高劳动收入份额。一方面,在位银行由于持有债权集中,有较强的动机对企业进行监督,并由此获得与企业相关的私有信息。而由于企业与外部资金供给方的信息不对称,外部银行通常很难以低廉的成本掌握类似的信息。因此在位银行往往能通过信息优势,向企业获取垄断收益(Rajan, 1992)。而企业债券的发行将向市场公开披露大量的信用信息,降低外部银行与企业之间的信息不对称程度,进而减少贷款成本中包含的信息垄断租金(Hale 和 Santos, 2009)。另一方面,大量企业在申请银行贷款的过程中面临着较为严重的信贷歧视。例如,具有银行关联的企业更容易从银行获得贷款(方军雄, 2007)。而债券融资行为意味着企业拥有了新的债务资金获取渠道(Faulkender 和 Petersen, 2006),这能够帮助企业在与银行谈判的过程中增加话语权,降低银行系统对债务融资市场的垄断势力,进而减少贷款成本中包含的市场垄断租金(戴国强和钱乐乐, 2017)。因此,债券融资还能够通过上述两种渠道发挥对银行贷款的溢出效应,进一步降低银行贷款成本,提高企业通过银行贷款补充营运资本的能力,从而增大劳动收入份额。

(二)债券融资降低劳动收入份额的效应分析。值得注意的是,债券融资也存在降低劳动收入份额的可能。相关研究表明,较高的现金持有水平会鼓励员工要求更高的工资;而较高的负

<sup>①</sup> 正如审稿专家指出的,企业通过债券融资缓解融资约束时,其劳动要素和资本要素的投资规模均可能扩大。但本文认为,债务融资约束水平的下降将降低固定资产等资本要素的融资收益,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,相对降低资本要素的投资比例;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生产效率损失,由此提高企业劳动收入份额。

水平则会使企业面临更大的还本付息压力,源源不断的现金流出将降低企业的支付能力,进而通过增大企业与员工的议价筹码而降低企业的劳动收入份额(董丰等,2020)。如果选择银行贷款融资,当企业债务偿付出现问题时,银行通常主要依靠“忍耐”法则和“私下解决”与企业达成和解(温军等,2011)。此时,企业更容易存在预算软约束,在一定程度上降低其削减员工工资以控制偿债风险的压力。而如果选择债券融资,当企业到期无法偿付利息或者本金,债券持有人通常会坚持按照法律办事,对债务人进行破产清算。因为与银行相比,一方面,债券持有人缺乏与借款公司之间长期的利益合作关系;另一方面,债券持有人持有的债权较为分散,谈判成本高,因此其缺乏动机和能力去包容企业的债务违约行为。这将使债券融资体现出更强的契约刚性特征(David等,2008;温军等,2011)。在这种情况下,企业进行债券融资后,债务履约成本的增加可能导致企业出于应对偿债风险的目的而控制用工成本,降低劳动收入份额。

结合上述分析,本文构建了债券融资影响劳动收入份额的理论框架,如图1所示。可以发现,债券融资究竟对劳动收入份额产生何种影响,取决于上述哪一方面的力量占据主导地位,故本文提出一组互为竞争的研究假说。

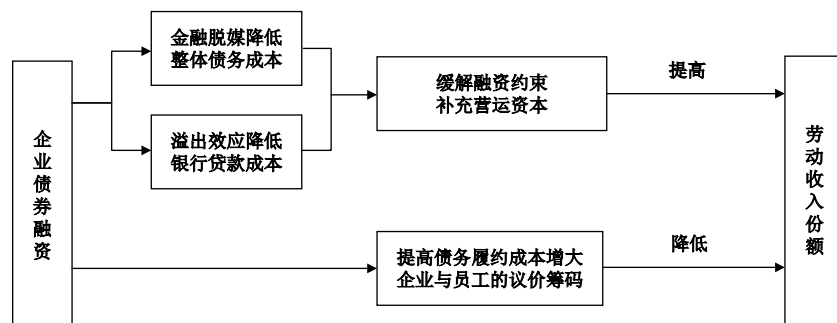


图1 债券融资影响劳动收入份额的理论框架

假说A: 债券融资将提高上市公司的劳动收入份额,二者呈正相关关系。

假说B: 债券融资将降低上市公司的劳动收入份额,二者呈负相关关系。

### 三、研究设计

(一)样本选取与数据来源。本文选取2003—2019年<sup>①</sup>沪深两市A股上市公司为研究对象,公司债券融资及利率数据来自WIND数据库,其他数据均来自CSMAR数据库。由于WIND数据库从2003年起较为系统地收录了上市公司债券发行利率等明细数据,因此选择2003年作为研究起点。参考已有文献的标准做法,对初始样本进行了如下处理:(1)剔除金融行业的样本;(2)剔除ST及\*ST的公司;(3)剔除资不抵债的公司;(4)剔除职工收入份额大于1的样本;(5)剔除贷款成本估算值小于0的样本;<sup>②</sup>(6)剔除构造其他控制变量所需数据不完整的样本。最终得到20509个公司一年观测值。同时,对模型中的相关连续变量在1%和99%的水平上进行缩尾处理。

(二)模型与变量。主要通过模型(1)检验企业债券融资对劳动收入份额的影响:

$$LS_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 BOND_{i,t} + \gamma ControlVariables_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中, $LS_{i,t+1}$ 为企业*i*在第*t*+1年的劳动收入份额; $BOND_{i,t}$ 为企业*i*在第*t*年的债券融资情况。如

<sup>①</sup> 由于本文的解释变量滞后一期,因此因变量对应的研究区间为2004—2020年。

<sup>②</sup> 由于无法从公开信息中直接获取企业的银行贷款利率,本文估算了银行贷款利息与银行贷款总额,并用二者之比衡量银行贷款的平均成本。而银行贷款利率是在一定时期内利息额对贷款平均占用额的比率,不应为负,因此本文剔除了估算的银行贷款成本小于0的样本。

果研究假说 A 成立, 则预期回归系数  $\beta_1$  应显著为正; 否则  $\beta_1$  应显著为负。为了缓解遗漏变量对研究结论的影响, 同时控制年度固定效应 *Year* 与公司固定效应 *Firm*。模型(1)中具体变量的定义如下。

1. 劳动收入份额的度量。参考已有文献的做法(白重恩等, 2008; 方军雄, 2011), 采用要素成本法增加值的概念衡量劳动收入份额:  $LS = (\text{支付给职工以及为职工支付的现金} + \text{期末应付职工薪酬} - \text{期初应付职工薪酬}) / (\text{营业收入} - \text{营业成本} + \text{劳动收入} + \text{固定资产折旧})$ 。同时, 为了使劳动收入份额在取值上更加符合正态分布, 参考方军雄(2011)的处理方式, 对  $LS$  进行了对数化处理  $LNLS = \ln(LS / (1 - LS))$ 。

2. 债券融资的度量。主要通过两种方法度量企业债券融资行为: (1) 债券融资哑变量  $BOND\_D$ , 当企业在第  $t$  年末, 存在应付债券余额或短期融资券余额,  $BOND\_D$  取值为 1, 否则为 0。(2) 债券融资规模连续变量  $BOND\_P$ ,  $BOND\_P = (\text{应付债券余额} + \text{短期融资券余额}) / \text{总资产}$ 。

3. 其他控制变量。参考已有文献(方军雄, 2011; 施新政等, 2019), 主要控制变量如下: 总资产的自然对数  $SIZE$ ; 总资产收益率  $ROA$ ; 总资产负债率  $LEV$ ; 销售收入增长率  $GROWTH$ ; 资本产出比  $KY = \text{固定资产净额} / \text{主营业务收入}$ ; 资本密集度  $CI = \text{总资产} / \text{营业收入}$ ; 行业赫芬达尔指数  $HHI = \text{行业内所有上市公司的营业收入占比的平方和}$ ; 上市年限的自然对数  $LNAGE$ ; 销售毛利率  $MARGIN$ ; 公司的托宾  $Q$  值; 第一大股东持股比例  $FIRST$ ; 独立董事占比  $INDIR$ ; 董事会人数的自然对数  $BOARDSIZE$ ; 管理层持股占总股本的比例  $MHOLD$ ; 员工人均收入的自然对数  $LNPAY$ ; 经营活动现金净流量与总资产的比值  $OP\_CASH$ ; 现金持有水平  $CASHHOLD = \text{货币资金} / \text{总资产}$ ; 企业生命周期  $LC$ 。<sup>①</sup>上述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>	20 509	0.4832	0.1990	0.0746	0.4772	0.9474
<i>LNLS</i>	20 509	-0.0718	0.9639	-2.5181	-0.0912	2.8919
<i>BOND_D</i>	20 509	0.2027	0.4020	0.0000	0.0000	1.0000
<i>BOND_P</i>	20 509	0.0170	0.0405	0.0000	0.0000	0.1943
<i>SIZE</i>	20 509	22.2088	1.3211	18.6619	22.0226	27.7033
<i>ROA</i>	20 509	0.0456	0.0387	-0.0816	0.0378	0.3552
<i>LEV</i>	20 509	0.4702	0.1839	0.0387	0.4723	0.9187
<i>GROWTH</i>	20 509	0.2773	0.7282	-0.5184	0.1501	7.9771
<i>KY</i>	20 509	0.5540	0.6413	0.0045	0.3540	3.8752
<i>CI</i>	20 509	2.2835	1.8162	0.4130	1.7761	13.0750
<i>HHI</i>	20 509	0.1010	0.1007	0.0140	0.0672	0.8654
<i>LNAGE</i>	20 509	2.1722	0.6925	0.6931	2.3026	3.1355
<i>MARGIN</i>	20 509	0.0907	0.1047	-0.1583	0.0639	1.0243
<i>Q</i>	20 509	2.1698	1.3927	0.8340	1.7156	8.7916
<i>FIRST</i>	20 509	0.3665	0.1553	0.0449	0.3465	0.8504

<sup>①</sup> 本文参考李英利和谭梦卓(2019)的做法衡量企业所处生命周期  $LC$ : 当公司经营活动净现金流量为正, 投资活动净现金流量为负, 且筹资活动产生的现金净流量为负时, 判定企业处于成长期,  $LC$  取 1; 当公司经营活动净现金流量为正, 投资活动净现金流量为负, 且筹资活动产生的现金净流量为正时, 判定企业处于成熟期,  $LC$  取 2; 当公司经营、投资以及筹资活动现金净流量均为正或均为负, 或者公司经营和投资活动现金净流量为正, 且筹资活动现金净流量为负时, 公司处于衰退期,  $LC$  取 3。

续表 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>INDIR</i>	20 509	0.3675	0.0544	0.1429	0.3333	0.6667
<i>BOARDSIZE</i>	20 509	2.1943	0.1999	1.6094	2.1972	2.8332
<i>MHOLD</i>	20 509	0.0877	0.1697	0.0000	0.0002	0.8494
<i>LNPAY</i>	20 509	11.3137	0.7478	8.8229	11.3384	15.6945
<i>OP_CASH</i>	20 509	0.0514	0.0698	-0.1701	0.0509	0.2456
<i>CASHHOLD</i>	20 509	0.1609	0.1048	0.0028	0.1358	0.5961
<i>LC</i>	20 509	1.9031	0.7881	1.0000	2.0000	3.0000

#### 四、实证结果

(一)主要实证结果。表2为模型(1)的回归结果。可见,债券融资哑变量 *BOND\_D* 与债券融资连续变量 *BOND\_P* 的回归系数均显著为正,验证了假说A,表明债券融资能够提高企业的劳动收入份额。原因可能在于:资本市场具有筛选机制,考虑到更强的契约刚性特征,企业进行债券融资时会更好地评估运营风险和还本付息能力,从而使得债券融资降低债务融资成本、优化债务结构的作用占据主导地位。而且,债券融资对企业劳动收入份额的提升作用不仅在统计上显著,还具有明显的经济意义。以列(1)为例,当企业存在债券融资行为时,*LS*将增加0.0097,与样本均值和中位数相比,分别提高了2.01%和2.03%。

表 2 债券融资与企业劳动收入份额

	<i>LS</i>		<i>LNLS</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>BOND_D</i>	0.0097*** (2.6162)		0.0606*** (3.3642)	
<i>BOND_P</i>		0.1209*** (3.5370)		0.6997*** (4.1627)
<i>SIZE</i>	-0.0168*** (-3.7502)	-0.0164*** (-3.7089)	-0.0830*** (-3.7206)	-0.0802*** (-3.6387)
<i>ROA</i>	-0.7345*** (-11.5424)	-0.7357*** (-11.5571)	-3.4474*** (-10.8456)	-3.4537*** (-10.8610)
<i>LEV</i>	-0.0343** (-2.2007)	-0.0361** (-2.3012)	-0.1534** (-2.0006)	-0.1620** (-2.1006)
<i>GROWTH</i>	-0.0113*** (-8.0185)	-0.0113*** (-7.9773)	-0.0583*** (-8.3799)	-0.0580*** (-8.3501)
<i>KY</i>	-0.0307*** (-4.8334)	-0.0306*** (-4.8197)	-0.1555*** (-5.0522)	-0.1550*** (-5.0402)
<i>CI</i>	-0.0046** (-2.3339)	-0.0047** (-2.3830)	-0.0208** (-2.0412)	-0.0213** (-2.0942)
<i>HHI</i>	-0.0146 (-0.6470)	-0.0143 (-0.6357)	-0.0771 (-0.6821)	-0.0756 (-0.6693)
<i>LNAGE</i>	0.0246*** (3.9519)	0.0244*** (3.9241)	0.1113*** (3.6903)	0.1102*** (3.6576)
<i>MARGIN</i>	-0.3573*** (-12.5269)	-0.3561*** (-12.4809)	-1.7791*** (-12.4385)	-1.7726*** (-12.3900)
<i>Q</i>	-0.0090*** (-5.9266)	-0.0089*** (-5.8579)	-0.0434*** (-5.7523)	-0.0429*** (-5.6831)
<i>FIRST</i>	-0.0433* (-1.9524)	-0.0442* (-1.9974)	-0.2099* (-1.9463)	-0.2157* (-2.0044)
<i>INDIR</i>	-0.0081 (-0.2419)	-0.0087 (-0.2578)	0.0253 (0.1535)	0.0227 (0.1376)
<i>BOARDSIZE</i>	0.0216* (1.6622)	0.0212 (1.6342)	0.1286** (1.9636)	0.1264* (1.9337)
<i>MHOLD</i>	-0.0607** (-2.4733)	-0.0605** (-2.4640)	-0.2865** (-2.4302)	-0.2856** (-2.4196)
<i>LNPAY</i>	0.0020 (0.6168)	0.0020 (0.6117)	0.0072 (0.4289)	0.0069 (0.4170)
<i>OP_CASH</i>	-0.1283*** (-6.0872)	-0.1282*** (-6.0825)	-0.6178*** (-5.8710)	-0.6171*** (-5.8633)
<i>CASHHOLD</i>	-0.0170 (-0.9670)	-0.0182 (-1.0329)	-0.0685 (-0.7964)	-0.0747 (-0.8668)
<i>LC</i>	-0.0009 (-0.6249)	-0.0010 (-0.6472)	-0.0060 (-0.8035)	-0.0061 (-0.8269)
<i>Constant</i>	0.8399*** (8.4035)	0.8348*** (8.4555)	1.6450*** (3.3802)	1.6024*** (3.3350)
<i>Year</i>	控制	控制	控制	控制

续表 2 债券融资与企业劳动收入份额

	LS		LNLS	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Firm</i>	控制	控制	控制	控制
样本数	20 509	20 509	20 509	20 509
$R^2$ -Within	0.2074	0.2078	0.1999	0.2004

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

## (二)稳健性检验。<sup>①</sup>

1. 基于 PSM+DID 缓解内生性问题。发债企业和未发债企业之间可能存在系统性差异,并对本文研究结论造成干扰。如好企业才能发行债券,并存在更高的劳动收入份额。为了对这一可能的解释进行排除,参考已有研究的做法(何靖,2016),用基于倾向性得分匹配的双重差分法(PSM+DID)重新对债券融资与企业劳动收入份额的关系进行检验。

具体做法如下。首先,按是否发生过债券融资将全部公司区分为处理组(发行过债券的公司)和参照组(从未发行过债券的公司)。其次,在处理组中,筛选出每家公司首次发行债券的年份作为 PSM 配对的时间依据。最后,在第一次进行债券融资的当年,利用模型(1)中所有控制变量,采取最邻近且无放回的方法对实验组公司 and 控制组公司在同一行业中进行 PSM 一一配对。在得到两类样本之后,通过模型(2)构建双重差分检验:<sup>②</sup>

$$LS_{i,t+1} = \alpha + \beta_1 \times TREAT_{i,t} \times POST_{i,t} + \beta_2 \times POST_{i,t} + \gamma \times Control\ Variables_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中,  $TREAT$  为截面维度虚拟变量,首次进行债券融资的企业取值为 1,非债券融资企业(配对样本)取值为 0;  $POST$  为时间维度虚拟变量,首次发行债券的当年及之后年份为 1,其他年份为 0(对于控制组样本,  $POST$  的取值和与之配对的实验组样本相同)。根据未列示的双重差分的结果,  $TREAT \times POST$  的回归系数显著为正,表明相对于未进行债券融资的公司,企业在发行债券之后,其劳动收入份额显著提高。这说明考虑了内生性问题之后,本文的研究结论依然成立。

2. 基于 RZ 框架缓解内生性问题。与金融发展和经济发展研究领域遇到的问题类似,在探讨企业债券融资对劳动收入份额影响时面临的一个重要挑战是如何确立二者之间的因果关系:到底是债券融资提高劳动收入份额,还是预期到未来劳动收入份额提高,企业增加了债券融资。Rajan 和 Zingales(1998)为此类内生性问题提供了一个经典的解决方法,后续研究称之为 RZ 框架。他们认为若经济增长对金融发展存在显著影响,则当某一行业对外部融资的依赖度越大时,金融发展对经济增长的促进作用越明显。大量文献将 RZ 框架拓展到公司层面进行应用,以缓解研究过程中面临的内生性问题: Brown 等(2013)基于 RZ 框架,发现投资者保护水平和股票市场融资渠道的发达程度有助于提高企业的研发投入强度;贾俊生等(2017)利用 RZ 框架,发现信贷市场可得性对企业的专利产出有显著的促进作用。

为此,借鉴 RZ 研究框架,本文加入行业外部融资依赖程度  $DEP$  与企业债券融资  $BOND$  的交互项,检验行业外部融资依赖是否影响债券融资与劳动收入份额之间的关系,以缓解内生性问题对研究结论可能的干扰。行业层面外部融资依赖程度的计算方法如下。首先参考已有文献的衡量方法(贾俊生等,2017),对企业层面外部融资依赖程度  $DEPEND$  进行度量,  $DEPEND = (\text{资本支出} + \text{研发投入} - \text{经营活动现金流}) / (\text{资本支出} + \text{研发投入})$ ;其次,在同一年份的全部观测中分行

<sup>①</sup> 限于篇幅,本文并未报告稳健性检验的结果;如有需要可向作者索取所有稳健性测试的完整结果。

<sup>②</sup> 由于模型(2)采用企业固定效应模型回归,对个体效应已经进行了控制,因此模型中省略了  $TREAT$  单独项。

业取 *DEPEND* 中位数得到 *DEPEND1*; 最后,按照不同行业在时间序列上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。根据 *RZ* 框架的应用原理,如果债券融资确实通过缓解融资约束,进而提高了企业的劳动收入份额,那么可以预期在行业外部融资依赖程度更高的企业中,债券融资对劳动收入份额的提升作用更加显著,即交互项 *DEP*×*BOND* 应该显著为正。

在经典 *RZ* 框架的基础上,本文还参考 Hadlock 和 Pierce(2010)的方法,利用 *SA* 指数衡量企业的融资约束状况,加入 *SA* 与企业债券融资 *BOND* 的交互项,考察企业层面的融资约束程度是否影响债券融资与劳动收入份额之间的关系。其计算方法为: $SA = (-0.737 \times SIZE) + (0.043 \times SIZE^2) - (0.040 \times AGE)$ 。*SA* 取值越大,代表企业融资约束程度越高。按照类似的逻辑,可以预期在融资约束程度更高的企业中,债券融资对劳动收入份额的提升作用更加显著,即交互项 *SA*×*BOND* 应该显著为正。根据未列示的结果,*DEP*×*BOND* 及 *SA*×*BOND* 的回归系数均显著为正,与上述研究逻辑相符。

3. 加入高阶固定效应缓解内生性问题。虽然本文在回归模型中加入了公司和年份固定效应以缓解遗漏变量问题对研究结论的干扰,但仍可能存在一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。因此,参考董丰等(2020)的做法,在考虑公司固定效应 *Firm* 的基础上,进一步控制了“省份-行业-年度”层面的固定效应 *Province*×*Industry*×*Year*。根据未列示的结果,在控制了“省份-行业-年度”固定效应后,本文研究结论依然成立。

4. 利用工具变量检验缓解内生性问题。采用同行业其他公司债券融资水平的平均值 (*MBOND*)作为工具变量并进行二阶段回归。在理论上,某一企业的债券融资行为容易受同行其他企业的影响;但同行其他企业的债券融资行为较难对某一具体企业的劳动收入份额产生影响。因此,*MBOND* 在一定程度上满足工具变量的相关性和排他性要求。

根据未列示的结果,(1)在第一阶段回归中,工具变量 *MBOND* 的系数均显著为正,且弱工具变量 *Cragg-Donald F-statistic* 的统计值分别为 8 500 和 2 000,与理论预期一致,表明 *MBOND* 对企业实际债券发行行为有较强的预测能力;(2)采用工具变量进行 *2SLS* 回归后,债券融资与劳动收入份额依然显著正相关,研究结论与前文保持一致。

5. 基于短期融资券推出的外生冲击缓解内生性问题。2005 年短期融资券的推出为本文的研究问题提供了一定的外生冲击。首先,中国人民银行推出短期融资券的目的并非是提高企业劳动收入份额,而在于改变直接融资与间接融资的比例失调、疏通货币政策传导机制、防止广义货币量过快增长、维护金融整体稳定。因此,2005 年短期融资券的推出对企业劳动收入份额而言是相对外生的。其次,短期融资券的推出对不同企业的影响具有一定的差异性。李科等(2013)指出,并非所有公司都可以发行短期融资券,只有信用评级较高的企业才能通过这种金融工具为企业融资。由此可见,与信用等级较低的公司相比,信用等级较高的公司更容易受到短期融资券推出的影响。为此,本文构建如下双重差分模型:<sup>①</sup>

$$LS_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 \times TREAT_{i,t} \times POST_{i,t} + \gamma \times Control\ Variables_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中, $LS_{i,t+1}$  为企业劳动收入份额的衡量指标,定义与前文一致。*TREAT* 为企业信用等级高低哑变量。参考李科等(2013)的做法,某一年公司修正后 *Altman* 的 *Z* 值高于当年 65% 分位数时,视为信用等级较高组,*TREAT* 取值为 1; 否则为信用等级较低组,*TREAT* 取值为 0。*POST* 为时间维度

<sup>①</sup> 由于模型中已经控制了年度和公司哑变量,*POST* 和 *TREAT* 单独项的效应被吸收,不再单独列示。需要特别说明的是,为了最大限度地避免其他与短期融资券推出不相干的因素对研究结论的影响,本文在这一部分仅采用短期融资券推出(2005)前后三年的数据进行研究,即样本区间为 2002—2007 年。



哑变量,若研究样本位于2005—2007年, $POST$ 取值为1;位于2002—2004年则取值为0。根据未列示的结果, $TREAT \times POST$ 的回归系数均为正,且在1%的水平下显著,说明在2005年推出短期融资券后,相比于信用等级较低的公司,信用等级较高的公司劳动收入份额显著提高,进一步验证了本文的研究结论。

## 五、进一步研究

(一)债券融资影响劳动收入份额的作用机理检验。

1.降低整体债务成本路径。为了检验债券融资是否能够通过降低整体债务成本进而提高企业劳动收入份额,本文以上市公司的整体债务融资成本( $COST\_DEBT$ )作为中介变量,参照温忠麟等(2004)提出的中介效应检验程序,利用模型(4A)、(4B)和(4C)对该条影响路径进行检验。

$$LS_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 BOND_{i,t} + \gamma ControlVariables_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (4A)$$

$$COST\_DEBT_{i,t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 BOND_{i,t} + \gamma ControlVariables_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (4B)$$

$$LS_{i,t+1} = \lambda_0 + \lambda_1 BOND_{i,t} + \lambda_2 COST\_DEBT_{i,t+1} + \gamma ControlVariables_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (4C)$$

其中, $COST\_DEBT$ 为企业的整体债务融资成本,等于利息支出<sup>①</sup>与有息负债的比值,并用行业中位数进行平减。其他变量的设置与模型(1)相同,此处不再赘述。

表3为相关中介效应的检验结果。列(1)和列(4)是模型(4B)的回归结果,可以发现不论以哑变量还是连续变量衡量债券融资, $BOND$ 的系数均显著为负,表明债券融资能够降低整体的债务融资成本。列(2)、列(3)、列(5)和列(6)是模型(4C)的回归结果,可以发现 $BOND$ 的回归系数均显著为正,而 $COST\_DEBT$ 的回归系数显著为负;且与表2对比,在加入中介变量 $COST\_DEBT$ 后 $BOND$ 的回归系数显著降低。这说明降低整体债务融资成本是债券融资与企业劳动收入份额关系中的部分中介因子。

表3 降低整体债务成本的中介效应检验

	以 $BOND\_D$ 衡量 $BOND$			以 $BOND\_P$ 衡量 $BOND$		
	$COST\_DEBT$	$LS$	$LNLS$	$COST\_DEBT$	$LS$	$LNLS$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$BOND$	-0.0027***(-2.8002)	0.0096*** (2.5957)	0.0603*** (3.3473)	-0.0200**(-2.3177)	0.1201*** (3.5142)	0.6965*** (4.1439)
$COST\_DEBT$		-0.0536**(-2.5035)	-0.2125**(-2.0362)		-0.0532**(-2.4853)	-0.2107**(-2.0173)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本数	20 509	20 509	20 509	20 509	20 509	20 509
$R^2$ -Within	0.0172	0.2078	0.2002	0.0171	0.2082	0.2006
Sobel Z		1.8668*	1.8257*		1.7733*	2.1100**

注:为节约篇幅,只列示主要变量的回归结果。下表统同。

2.对银行贷款溢出效应作用路径的检验。本文以银行贷款成本( $COST\_LOAN$ )作为中介变量,主要通过模型(5A)、(5B)和(5C)检验企业债券融资是否能够通过降低银行贷款成本,进而提高劳动收入份额。

$$LS_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 BOND_{i,t} + \gamma ControlVariables_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (5A)$$

$$COST\_LOAN_{i,t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 BOND_{i,t} + \gamma ControlVariables_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (5B)$$

① 利息支出数据来源于上市公司的财务报表附注。

$$LS_{i,t+1} = \lambda_0 + \lambda_1 BOND_{i,t} + \lambda_2 COST\_LOAN_{i,t+1} + \gamma ControlVariables_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (5C)$$

其中,  $COST\_LOAN$  表示银行贷款成本。由于无法从公开信息中直接获取企业银行贷款成本的相关数据, 采取如下方式对企业的银行贷款成本进行估算。首先, 选择企业债券中的短期融资券、中期票据、公司债、企业债和可转换债券这五类主要债券, 从上市公司发行债券的明细数据中获得发行时间、发行规模、发行期限以及票面利率等信息, 并根据上述信息计算企业每年应付的债券利息(包含企业当年新发行债券以及仍未到期债券的当年应付利息)。其次, 从上市公司财务报表附注中获取企业每年的利息支出数据, 用利息支出减去应付债券利息, 估算出企业当年的银行贷款利息。再次, 用有息负债总额减去应付债券余额, 近似得到银行贷款总额。最后, 银行贷款的平均成本等于银行贷款利息与银行贷款总额之比, 并用行业中位数平减得到  $COST\_LOAN$ 。

表 4 列示了相关中介效应的检验结果。列(1)和列(4)是模型(5B)的回归结果, 可以发现  $BOND$  的系数均显著为负, 表明债券融资能够降低银行贷款的成本。列(2)、列(3)、列(5)和列(6)是模型(5C)的回归结果, 可以发现  $BOND$  的回归系数显著为正,  $COST\_LOAN$  的回归系数显著为负, 且与表 2 对比, 在加入中介变量  $COST\_LOAN$  后  $BOND$  的系数显著降低。这表明降低银行贷款的融资成本在企业债券融资与劳动收入份额的关系中发挥了部分中介的作用。

表 4 降低银行贷款成本的中介效应检验

	以 $BOND\_D$ 衡量 $BOND$			以 $BOND\_P$ 衡量 $BOND$		
	$COST\_LOAN$	$LS$	$LNLS$	$COST\_LOAN$	$LS$	$LNLS$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$BOND$	-0.0026*** (-3.1874)	0.0094** (2.5417)	0.0595*** (3.3015)	-0.0241*** (-2.9259)	0.1184*** (3.4653)	0.6892*** (4.1037)
$COST\_LOAN$		-0.1072*** (-3.0721)	-0.4414** (-2.5437)		-0.1062*** (-3.0431)	-0.4371** (-2.5174)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本数	20 509	20 509	20 509	20 509	20 509	20 509
$R^2$ -Within	0.1381	0.2080	0.2003	0.1381	0.2084	0.2008
Sobel Z		2.2120**	2.3042**		2.1091**	2.1045**

(二)债券类型对于企业劳动收入份额的影响是否存在差异性。近年来, 中国的债券市场规模不断扩大, 债券品种日益丰富, 不同债券种类在发行管理方式等方面存在较大的差别, 这可能导致企业使用各类债券的融资便利性有所不同。因此, 不同债券对于企业劳动收入份额的影响也可能存在差异。根据 WIND 数据库统计, 2019 年企业债、公司债、可转换债券、短期融资券以及中期票据的年发行规模占当年非金融企业债券发行总额的 77.30%, 可见这五类债券规模在信用债市场中不容忽视, 并成为上市公司债券融资的主要选择。因此, 选择企业债、公司债、可转换债券、短期融资券以及中期票据这五类债券作为主要研究对象。

具体来看, 短期融资券和中期票据由中国人民银行(交易商协会)负责监管, 而公司债和可转换债券由证监会负责监管, 企业债由发改委负责监管, 相对分割的监管机构对不同债券的发行管理存在不同的要求。与公司债、企业债和可转换债券实行核准制不同,<sup>①</sup>短融券和中期票据实行注册制。实行注册发行的短融券和中期票据受到的管制相对较少; 首次发行流程更简便、耗

<sup>①</sup>自 2020 年 3 月 1 日起, 我国公司债及企业债发行实施注册制。本文的研究结论在一定程度上从企业劳动收入份额的视角为全面落实债券市场注册制改革, 不断提升债券市场服务实体经济发展的能力提供了理论依据和证据支持。

时更短;且首次发行之后的后续发行流程更便利;企业注册后择机实施发行的时间和数量选择也更灵活。此外,与其他三类债券不同,短期融资券和中期票据在发行过程中不存在抵押担保要求。

本文认为,凭借更高的融资便利性,相对其他债券而言,短期融资券和中期票据对企业劳动收入份额的影响可能更为显著。(1)注册制下发行流程的便利性将显著增强短融券和中期票据对银行贷款的融资替代性,进而提高企业和银行的谈判能力,更好地发挥债券融资对于银行贷款的溢出效应。(2)由于不存在抵押担保要求,短融券和中期票据的发行将进一步降低固定资产的担保价值,缓解企业由于融资约束诱发的以资本投资代替劳动投资的倾向。

为了验证这一推测,本文在模型(1)的基础上,将债券融资  $BOND$  拆分为  $BOND1$  和  $BOND2$ , 并利用哑变量和连续变量分别进行衡量。其中,企业只要存在短融券余额或中期票据余额  $BOND1\_D$  取值为 1, 否则为 0; 企业只要存在企业债余额、公司债余额或可转换债券余额  $BOND2\_D$  取值为 1, 否则为 0; 连续变量  $BOND1\_P=(短融券余额+中期票据余额)/总资产$ ; 连续变量  $BOND2\_P=(公司债余额+企业债余额+可转换债券余额)/总资产$ 。需要说明的是,中期票据在 2008 年由中国银行间市场交易商协会推出,并在随后得到较大规模的发展,因此该检验的样本区间缩短为 2008—2019 年,导致样本减少至 17 340 个观测。

回归结果如表 5 所示。无论以何种方式度量劳动收入份额,  $BOND1\_D(BOND1\_P)$  与  $BOND2\_D(BOND2\_P)$  的系数均显著为正;从列(2)和列(4)可以看出,当以连续变量衡量两类债券余额时,  $BOND1\_P$  的回归系数显著大于  $BOND2\_P$  的回归系数。由此验证了本文的逻辑,即债券发行的便利性对提高企业劳动收入份额具有重要影响。

表 5 债券类型对劳动收入份额的影响差异

	LS		LNLS	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$BOND1\_D$	0.0100** (2.0150)		0.0621** (2.5344)	
$BOND2\_D$	0.0081 (1.5954)		0.0450* (1.8320)	
$BOND1\_P$		0.0602** (2.1741)		0.3601*** (2.6474)
$BOND2\_P$		0.0033*** (5.6113)		0.0132*** (4.1546)
控制变量	控制	控制	控制	控制
样本数	17 340	17 340	17 340	17 340
$R^2$ -Within	0.1668	0.1669	0.1571	0.1570
系数差异检验	$p$ -value=0.78, $F$ -stat=0.08	$p$ -value=0.04, $F$ -stat=4.23**	$p$ -value=0.60, $F$ -stat=0.27	$p$ -value=0.01, $F$ -stat=6.51***

(三)对“工资侵蚀利润”假说的排除。债券融资与劳动收入份额的正相关关系,除了本文提出的缓解融资约束渠道,还可能存在其他解释。其中的一个竞争性解释是,当企业进行债券融资时,债券持有人往往较为分散,缺乏动机和能力对企业经营和决策进行监督(温军等,2011),容易出现“搭便车”现象,这可能导致负债难以发挥其公司治理作用(David 等,2008)。而代理问题加剧产生的工资侵蚀利润现象,是导致劳动收入份额上升的重要原因(郑志国,2008)。

本文尝试通过区分企业本身的公司治理水平,对这一替代性假说进行排除。若该替代假说成立,本文认为随着公司治理水平的恶化,债券发行与劳动收入份额的正向关系将更为显著。因为当公司治理水平较差时,企业的薪酬绩效敏感性较低、薪酬粘性较大(方军雄,2009)。考虑到相比银行,债券持有人对企业的监督效力一般更低(David 等,2008;温军等,2011),如果此时企业主要通过发行债券进行债务融资,可能进一步加剧企业的代理冲突,加重以经理人薪酬为代表

的劳动成本支出对企业利润的侵蚀(郑志国, 2008)。倘若实证结果与之相反, 即随着公司治理水平的改善, 债券发行与劳动收入份额的正向关系将更为显著, 则在一定程度上能够对该假说进行排除。

为此, 参考现有文献(Yu, 2008), 本文分别以管理层持股比例 *MHOLD* 以及分析师跟踪数量的自然对数 *ANA* 度量公司治理水平, 在模型(1)中分别加入公司治理水平与债券融资的交互项 *MHOLD*×*BOND* 和 *ANA*×*BOND*, 并重新回归。表6的A栏和B栏分别列示了以管理层持股比例和分析师关注度度量公司治理水平的回归结果。可以看到, 无论以 *MHOLD* 还是 *ANA* 度量公司治理水平, 交互项 *MHOLD*×*BOND* 和 *ANA*×*BOND* 均显著为正, 表明债券融资对劳动收入份额的影响随着公司治理水平的改善而加强, 进而排除了这一竞争性假说。

表6 债券融资、公司治理与企业劳动收入份额

A 栏: 管理层持股比例衡量公司治理水平				
	LS		LNLS	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>BOND_D</i>	0.0033(0.7163)		0.0287(1.2884)	
<i>BOND_P</i>		0.0773*(1.9553)		0.4603**(2.3821)
<i>MHOLD</i> × <i>BOND_D</i>	0.1883**(2.4427)		0.9390**(2.4835)	
<i>MHOLD</i> × <i>BOND_P</i>		0.2425**(2.2717)		1.3316**(2.5074)
控制变量	控制	控制	控制	控制
样本数	20 509	20 509	20 509	20 509
<i>R</i> <sup>2</sup> - <i>Within</i>	0.2079	0.2082	0.2004	0.2008
B 栏: 分析师关注度衡量公司治理水平				
	LS		LNLS	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>BOND_D</i>	0.0053(1.1529)		0.0440**(1.9658)	
<i>BOND_P</i>		0.0800*(1.8600)		0.5262**(2.4784)
<i>ANA</i> × <i>BOND_D</i>	0.0040*(1.9159)		0.0152(1.5109)	
<i>ANA</i> × <i>BOND_P</i>		0.0601*(1.9052)		0.2559*(1.6755)
控制变量	控制	控制	控制	控制
样本数	20 509	20 509	20 509	20 509
<i>R</i> <sup>2</sup> - <i>Within</i>	0.2091	0.2096	0.2013	0.2018

## 六、研究结论与启示

本文以 2003—2019 年沪深 A 股上市公司为样本, 研究发现债券融资显著提高了企业劳动收入份额。进一步研究发现: (1) 债券融资能够通过降低整体债务融资成本, 并通过对银行贷款的溢出作用, 即降低银行贷款成本继而提高劳动收入份额; (2) 不同类型的债券对劳动收入份额的影响存在异质性, 相比于公司债、企业债与可转换债券, 短期融资券和中期票据对劳动收入份额的影响更加显著, 这说明债券发行便利性在提升企业劳动收入份额的过程中发挥了重要作用; (3) 本文研究结论不受“工资侵蚀利润”这一竞争性假说的影响。

本文的研究从理论和经验证据上确认了债券融资是企业劳动收入份额的重要影响因素之一, 丰富了企业债券融资经济后果的相关文献, 有助于深化对债券融资作用的认识, 同时也为理解劳动收入分配问题提供了微观层面的证据。此外, 对上市公司制定融资决策以及监管部门进一步推动债券市场发展具有重要的现实意义。对于上市公司而言, 应正确认识债券融资的重要

作用,充分利用债券融资手段降低融资成本,以便掌握更多资源,通过更高的激励水平吸引高素质人才,实现企业的转型升级。对于政府部门及监管机构而言,本文的研究结论说明,债券市场发展会对要素收入分配格局产生影响,在对劳动收入份额的调节过程中,除了关注宏观经济中的产业结构转型、技术进步等因素外,还需关注债券市场的发展程度。因此政府应进一步完善相应的制度建设,鼓励和推动中国债券市场发展,在风险可控的前提下,降低债券发行门槛,不断丰富债券品种,提高企业利用债券融资的便利性。如此才能为企业使用债券融资创造更加有利的条件,提高劳动收入份额,最终提升社会福利水平,促进经济持续健康增长。

#### 主要参考文献:

- [1]白重恩,钱震杰. 劳动收入份额决定因素:来自中国省际面板数据的证据[J]. 世界经济,2010,(12): 3-27.
- [2]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): 16-28.
- [3]常进雄,朱帆,董非. 劳动力转移就业对经济增长、投资率及劳动收入份额的影响[J]. 世界经济,2019,(7): 24-45.
- [4]陈道富. 我国融资难融资贵的机制根源探究与应对[J]. 金融研究,2015,(2): 45-52.
- [5]戴国强,钱乐乐. 关系型借贷、债券融资与企业贷款成本——基于信息与竞争机制视角的研究[J]. 审计与经济研究,2017,(5): 62-73.
- [6]董丰,申广军,焦阳. 去杠杆的分配效应——来自中国工业部门的证据[J]. 经济学(季刊),2020,(2): 451-472.
- [7]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[J]. 管理世界,2011,(7): 31-41.
- [8]方军雄. 所有制、制度环境与信贷资金配置[J]. 经济研究,2007,(12): 82-92.
- [9]方军雄. 我国上市公司高管的薪酬存在粘性吗?[J]. 经济研究,2009,(3): 110-124.
- [10]何靖. 延付高管薪酬对银行风险承担的政策效应——基于银行盈余管理动机视角的 PSM-DID 分析[J]. 中国工业经济,2016,(11): 126-143.
- [11]黄乾,魏下海. 中国劳动收入比重下降的宏观经济效应——基于省级面板数据的实证分析[J]. 财贸经济,2010,(4): 121-127.
- [12]贾俊生,伦晓波,林树. 金融发展、微观企业创新产出与经济增长——基于上市公司专利视角的实证分析[J]. 金融研究,2017,(1): 99-113.
- [13]金鹏辉. 公司债券市场发展与社会融资成本[J]. 金融研究,2010,(3): 16-23.
- [14]李科,朱伟骅,宋熠. 融资约束与行业竞争:债券市场创新的证据[J]. 经济管理,2013,(10): 15-26.
- [15]李英利,谭卓卓. 会计信息透明度与企业价值——基于生命周期理论的再检验[J]. 会计研究,2019,(10): 27-33.
- [16]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): 21-37.
- [17]唐清泉,巫岑. 银行业结构与企业创新活动的融资约束[J]. 金融研究,2015,(7): 116-134.
- [18]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[J]. 经济研究,2013,(11): 100-113.
- [19]王伟楠,王旭,褚旭. 基于准实验分析的债券融资对企业创新绩效影响研究[J]. 系统工程理论与实践,2018,(2): 429-436.
- [20]温军,冯根福,刘志勇. 异质债务、企业规模与 R&D 投入[J]. 金融研究,2011,(1): 167-181.
- [21]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): 83-98.
- [22]温忠麟,张雷,侯杰秦,等. 中介效应检验程序及其应用[J]. 心理学报,2004,(5): 614-620.
- [23]吴育辉,翟玲玲,魏志华. 债券发行与现金股利政策——基于中国上市公司的经验证据[J]. 经济管理,2018,(8): 153-171.

- [24]郑志国. 中国企业利润侵蚀工资问题研究[J]. 中国工业经济, 2008, (1): 5-13.
- [25]邹薇, 袁飞兰. 劳动收入份额、总需求与劳动生产率[J]. 中国工业经济, 2018, (2): 5-23.
- [26]Ahmed A S, Billings B K, Morton R M, et al. The role of accounting conservatism in mitigating bondholder-shareholder conflicts over dividend policy and in reducing debt costs[J]. *The Accounting Review*, 2002, 77(4): 867-890.
- [27]Brown J R, Martinsson G, Petersen B C. Law, stock markets, and innovation[J]. *The Journal of Finance*, 2013, 68(4): 1517-1549.
- [28]David P, O'Brien J P, Yoshikawa T. The implications of debt heterogeneity for R&D investment and firm performance[J]. *Academy of Management Journal*, 2008, 51(1): 165-181.
- [29]Faulkender M, Petersen M A. Does the source of capital affect capital structure?[J]. *The Review of Financial Studies*, 2006, 19(1): 45-79.
- [30]Gatev E, Strahan P E. Banks' advantage in hedging liquidity risk: Theory and evidence from the commercial paper market[J]. *The Journal of Finance*, 2006, 61(2): 867-892.
- [31]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.
- [32]Hale G, Santos J A C. Do banks price their informational monopoly?[J]. *Journal of Financial Economics*, 2009, 93(2): 185-206.
- [33]Liu Y X, Ning Y X, Davidson III W N. Earnings management surrounding new debt issues[J]. *The Financial Review*, 2010, 45(3): 659-681.
- [34]Neumeyer P A, Perri F. Business cycles in emerging economies: The role of interest rates[J]. *Journal of Monetary Economics*, 2005, 52(2): 345-380.
- [35]Rajan R G. Insiders and outsiders: The choice between informed and arm's-length debt[J]. *The Journal of Finance*, 1992, 47(4): 1367-1400.
- [36]Rajan R G, Zingales L. Financial dependence and growth[J]. *American Economic Review*, 1998, 88(3): 559-586.
- [37]Yu F. Analyst coverage and earnings management[J]. *Journal of Financial Economics*, 2008, 88(2): 245-271.

## Corporate Bond Financing and Labor Income Share

Jiang Xuanyu<sup>1,2</sup>, Jia Jing<sup>1,2</sup>

(1. School of Accountancy, Central University of Finance and Economics, Beijing 100081, China;

2. China Management Accounting Research and Development Center, Central University of

Finance and Economics, Beijing 100081, China)

**Summary:** The growth of residents' income plays an important role in promoting the sustainable development of Chinese economy. And increasing labor income share is an important mechanism to improve residents' income and distribute benefits from economic development. Previous studies have shown that the decline of labor income share will have a negative impact on the macro-economy, resulting in the deterioration of income distribution pattern, low consumption level and imbalance of economic structure. In particular, combined with the characteristics of China's super large-scale market and potential advantages of domestic demand, the central government proposes to build a new development pattern with "large domestic circulation as the main body". In this context, it is of great theoretical and practical significance to explore how to increase

labor income share for expanding domestic demand, reviving the economy, and realizing the long-term equilibrium of stable growth and risk prevention.

Based on the data of A-share listed companies from 2003 to 2019, this paper finds that there is a significant positive correlation between bond financing and labor income share. In addition, after using the PSM-DID model, regression following Rajan and Zingales (1998), controlling high-order fixed effect, 2SLS regression based on instrumental variables and exogenous shock based on short-term financing bond, the conclusion is still robust. Further research shows that: (1) Bond financing increases labor income share by reducing the overall debt cost. And it has a spillover effect on bank loans, that is, bond financing can promote labor income share by reducing the interest rate of bank loans. (2) The effect of different types of bonds on labor income share is heterogeneous, and the convenience of bond issuance is an important factor affecting labor income share. (3) The competitive hypothesis of “wage erodes profit” does not affect our findings.

The contributions of this paper are as follows: Firstly, existing literature finds that financial development and enterprise debt level have an important impact on labor income share. However, the literature focusing on financial development mainly discusses the relationship between the expansion of banking sectors and the development of stock market and labor income share, ignoring the impact of bond market. Moreover, the literature finds that debt level can affect labor income share by influencing bargaining power in the process of negotiation between enterprises and workers. This study examines whether and how the debt structure affects labor income share based on the assumption of a certain level of debt. Therefore, it broadens the understanding of the determinants of labor income share.

Secondly, previous studies mainly discuss the economic consequences of bond financing from the perspectives of earnings management, accounting conservatism, social financing cost, bank loan cost, corporate innovation, and cash dividend policy. However, these studies mainly focus on the relationship between bond financing and accounting information quality and investment behavior. This study extends the research on the economic consequences of bond financing from the perspective of distribution effect focusing on labor income share.

Thirdly, this paper reveals the mechanism of bond financing affecting labor income share. That is, bond financing can reduce the financial burden of enterprises by reducing the overall cost of debt financing, and then increase labor income share; moreover, bond financing has a spillover effect on bank loans, which means it can promote labor income share by reducing the interest rate of bank loans.

**Key words:** bond financing; labor income share; debt financing cost; spillover effect

(责任编辑 石头)