

## 去杠杆的分配效应 ——来自中国工业部门的证据

董 丰 申广军 焦 阳\*

**摘要** 高杠杆是我国经济当前面临的主要挑战。本文构建模型说明，企业策略性负债能提升企业在劳资谈判中的筹码，进而压低劳动收入份额。实证分析发现，企业负债显著地降低了劳动收入份额，而且企业负债和劳动收入份额的关系随企业所有制、劳动密集度、工会力量和债务类型而变动。本文研究有助于理解劳动收入份额下降的原因，并进一步阐明了高杠杆对收入分配的危害，为我国经济去杠杆和缩小收入差距的经济政策提供了理论支持。

**关键词** 企业杠杆，收入分配，劳动收入份额

**DOI:** 10.13821/j.cnki.ceq.2020.01.04

### 一、引 言

防范化解重大风险，尤其是“防控金融风险”，是近年来最为紧迫的经济任务之一。基于防范系统性金融风险的考虑，“去杠杆”仍是当前我国经济供给侧结构性改革的重点。自 2015 年以来，去杠杆问题成为历次重要经济会议的主要聚焦点，这是因为进入新常态以来，我国经济增速下滑，高速增长期掩盖的矛盾集中显现出来，其中“高杠杆”是最引人关注的问题之一。虽然适当的负债是推动经济快速发展的必要条件，但过度负债必然会引起一系列问题（申广军等，2018）。一方面，高杠杆会给企业带来偿债压力，增加其违约的概率，从而引起金融市场的恐慌甚至动荡；另一方面，在巨大的偿债压力下，高杠杆会自我加速，催生大量僵尸企业，而真正高效率的企业又难以融资，造成严重的资源错配问题。过度负债甚至会影响企业的生产经营活动。

\* 董丰，清华大学经济管理学院；申广军，中山大学岭南学院；焦阳，复旦大学泛海国际金融学院。通信作者及地址：申广军，广东省广州市新港西路 135 号，中山大学岭南学院，510275；电话：(020) 84110672；E-mail：hnshgj@126.com。作者感谢国家自然科学基金(71903126)、广东省科技厅科技计划项目(2019A101002016)、广州市哲学社会科学发展规划课题(2019GZYB06)和清华大学自主科研计划(2019THZWJC15)的资助。衷心感谢匿名审稿人的意见，文责自负。

比如, Phillips and Sertsios (2013) 发现航空公司杠杆率越高, 托运服务和准点率越差; Matsa (2011) 发现超市的杠杆率越高, 越容易发生产品供应不足的情况; Kini *et al.* (2017) 发现企业杠杆率过高会导致企业对产品质量的投资不足。

现有文献关注高杠杆对经济发展和稳定的影响, 但是很少考虑过度负债对收入分配的影响。<sup>1</sup>研究杠杆的分配效应, 是因为收入分配与经济增长是经济学研究的两个核心话题, 收入分配状况决定着人民群众能否共享经济发展的果实, 影响着从个人健康和人际信任到长期增长和政治稳定等社会各个方面, 因而具有重要的政策含义 (Alesina and Perotti, 1996; 周广肃等, 2014)。收入分配最终格局经由初次分配和再分配两个过程而形成, 其中初次分配中生产要素 (主要是资本和劳动) 根据各自的贡献获得报酬。劳动收入份额, 即初次分配中劳动者获取的报酬所占的比重, 是当前研究的热点, 因此本文也以劳动收入份额为例考察企业杠杆的分配效应。

企业负债之所以能够影响收入在资本和劳动之间的分配, 首先是因为债务融资使得企业能够转向更资本密集的生产技术, 并且经济转型中技术进步往往是资本偏向型的, 这将提高资本收入份额而降低劳动收入份额 (Acemoglu, 2003)。除了生产方式的转变, 更多的负债还能通过更隐秘的机制压低劳动收入份额。对企业而言, 持有大量现金会鼓励工人要求更高的工资; 相反, 较高的债务水平则可以提高企业与劳动者谈判时的议价筹码, 因为偿还债务需要源源不断的资金支出, 并让企业面临削减成本的压力 (Matsa, 2010)。因此, 生产方式的转变和议价筹码的变化, 都意味着企业负债与劳动收入份额之间存在负相关关系, 本文将聚焦于第二个影响机制。

世界几大主要经济体近年来的发展趋势为考察杠杆率的分配效应提供了直观的证据。自 20 世纪 80 年代以来, 许多发达国家的劳动收入份额持续下降, 全球劳动收入份额在过去 35 年间下降 5 个百分点 (Karabarbounis and Neiman, 2014)。与此同时, 各国的杠杆率不断提升。图 1 展示了中国、德国、美国和日本四个主要经济体 1975—2014 年间的杠杆率和劳动收入份额的变动趋势, 其中杠杆率用国内金融部门贷款余额与 GDP 的比值衡量, 劳动收入份额数据来自 Karabarbounis and Neiman (2014)。四个国家无一例外都显示出不断提升的负债比例和持续下滑的劳动收入份额, 二者的负相关关系暗示更高的杠杆率可能会压低劳动收入份额。

<sup>1</sup> 一个例外是刘晓光等 (2019), 他们用跨国数据发现杠杆率总体上加剧了收入不平等的程度, 但缺少深层次的机制分析。

虽然跨国比较给出了清晰的直观证据，但要想深入探究负债和劳动收入份额的因果关系，还需严格的经济分析，尤其是要从微观个体的最优决策出发，考察负债影响劳动收入份额的具体机制。本文构建理论模型来说明企业负债和劳动收入份额之间的关系，发现负债具有压低劳动收入份额的作用，并且这一作用的强弱会随着企业的特征（所有制类型、劳动密集程度、工会力量等）发生变化。基于1998—2008年的工业企业数据，本文对理论模型提出的假说进行验证，发现企业劳均负债与劳动收入份额显著负相关，并且结果十分稳健。样本期间，劳均负债的上升可以解释全样本劳动收入份额下降的10%；对于存续9年以上的企业，劳均负债的解释力达到1/3。与理论预测一致，劳均负债对劳动收入份额的影响存在企业异质性：国有企业弱于私营企业；轻工业企业弱于重工业企业；出口企业弱于非出口企业；有工会的企业弱于没有工会的企业；长期负债效果弱于短期负债。

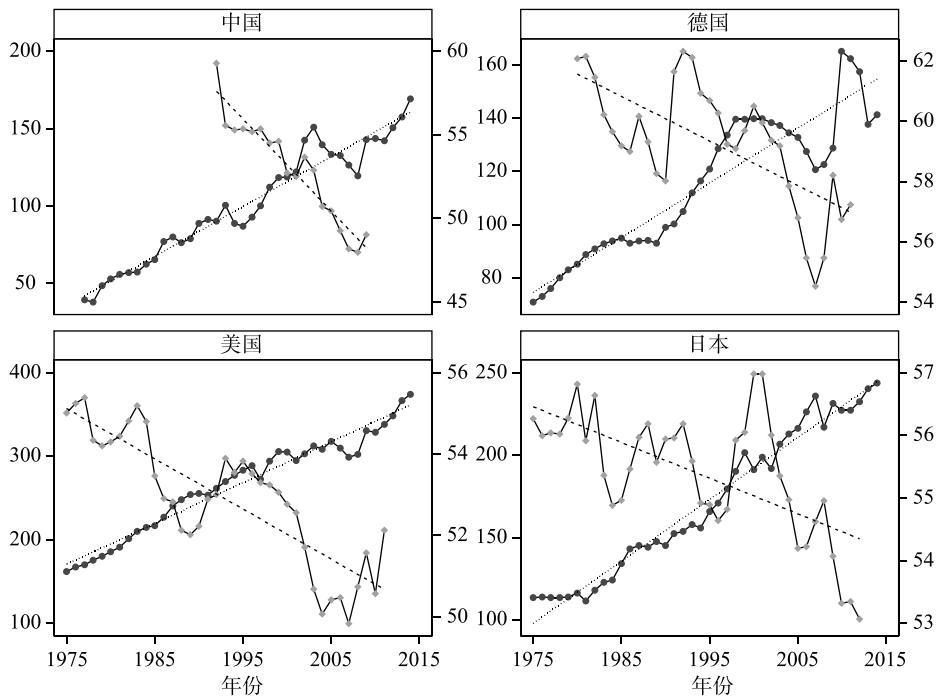


图1 杠杆率与劳动收入份额：跨国比较

注：杠杆率数据来自世界银行的World Development Indicators，标示在左轴；劳动收入份额数据来自Karabarbounis and Neiman (2014)，标示在右轴。两个指标均以百分比表示。虚线为对应指标的拟合线。

本文为企业负债如何影响收入分配揭示了一个新的传导机制，这不仅有助于理解劳动收入份额变动的原因，而且为理解企业行为及其影响提供了一

一个新的视角。公司金融文献指出企业通过策略性负债影响竞争者、客户和供应商的决策（如 Harris and Raviv, 1991; Franck and Huyghebaert, 2004），本文则指出企业策略性负债对工人福利的影响。本文的发现也具有重要的政策含义。在当前杠杆率居高不下、收入分配恶化的背景下，通过政策手段加速去杠杆不仅可以降低企业破产风险、根除僵尸企业再生，而且有利于提高劳动收入份额，改善收入分配现状。

本文后续安排如下。第二部分通过一个简洁的理论模型阐明企业负债影响劳动收入份额的机制。第三部分介绍实证分析使用的数据和核心变量的构建。第四部分通过实证分析考察样本期间不断提高的企业负债对劳动收入份额的影响，并进行稳健性检验。最后第五部分总结全文。

## 二、理论分析

### (一) 基本模型

本节通过简单的理论模型来分析企业负债如何影响其劳动收入份额。假定经济由两类参与者组成：企业家（下标  $E$ ）和工人（下标  $W$ ）。代表性企业家通过向工人借债  $d$ ，并雇佣测度为 1 的工人，生产出单位产品。我们将当期利率标准化为 1，如果企业负债当期偿还，无须支付利息；如果下期偿还，则利率为  $R > 1$ 。这样，企业家和工人的效用函数分别为：

$$U_E = (1 - \lambda d - w) - \beta R(1 - \lambda)d$$

和

$$U_W = \lambda d + w + \beta R(1 - \lambda)d,$$

其中， $\lambda \in (0, 1)$  为当期偿还的债务比例，而  $\beta \in (0, 1)$  为跨期折现因子。企业家的效用由当期效用和下期效用的折现组成，其中当期效用为产出减去当期偿还的债务  $\lambda d$  和支付的工资  $w$ ，下期效用主要由需要偿还的债务和利息构成；工人的效用则由当期收入（包括财产性收入  $\lambda d - d$  和工资收入  $w$ ）以及下期收入  $R(1 - \lambda)d$  的折现组成。

企业家和工人通过纳什议价过程决定工资水平，假设企业家能够将负债作为策略性议价工具<sup>2</sup>的概率为  $\rho \in (0, 1)$ ，此时均衡工资水平为下式的解<sup>3</sup>

<sup>2</sup> Matsa (2010) 详细分析了策略性负债可以成为企业议价工具的原因。简而言之，如果企业的流动资金较为充裕，就会激励工人要求提高工资；然而，如果企业有较多负债（尤其是流动负债）需要流动资金来偿还，就能抑制工人涨工资的需求。

<sup>3</sup> 本文基本结论并不依赖于这样的设定。比如，如果双方讨价还价的过程是  $\max_w (U_E)^{1-\delta} (U_W)^\delta$ ，负债降低劳动收入份额的结论仍然有效。

$$\max_w (1 - \lambda d - w)^{1-\delta} (w + \lambda d)^\delta,$$

即

$$w_1^* = \delta - \lambda d.$$

可见，当企业家用负债作为谈判工具时，可以显著地降低支付给工人的工资。当然，企业家仍有  $1 - \rho$  的概率无法或不愿将负债作为讨价还价的策略性工具，此时双方通过最大化下式确定均衡工资

$$\max_w (1 - w)^{1-\delta} w^\delta,$$

即

$$w_2^* = \delta.$$

此时均衡工资与企业负债无关，这是因为企业家并不使用负债增强自己在谈判中的地位。综合以上两种情况，可知工人收入为

$$w^* = \rho w_1^* + (1 - \rho) w_2^* = \delta - \rho \lambda d.$$

由于企业生产单位产品，所以  $w^*$  同时也是企业产出中的劳动收入份额。根据

$$\frac{\partial w^*}{\partial d} = -\rho \lambda < 0.$$

可得本文要检验的第一个假说：

**假说1：**当企业负债增加时，劳动收入份额会降低。

## (二) 扩展

上述模型虽然简单，但通过对劳动收入份额的表达式求二阶导数，文献中关于劳动收入份额的许多典型特征都可以得到解释，这也为本文实证部分提供了稳健性检验的思路。我们首先考虑所有制的差异。相比于非国有企业，国有企业一般更加注重公平而非效率；并且，国有企业的领导对企业剩余并没有直接的索取权，因而也不如私营企业所有者更注重利润 (Bai *et al.*, 2010)。对应到上述模型，这意味着国有企业更不愿意通过策略性负债压低工资，也即  $\rho$  较小。由于  $\frac{\partial}{\partial \rho} \left( \frac{\partial w^*}{\partial d} \right) = -\lambda < 0$ ，所以，企业负债对劳动收入份额的抑制作用在国有企业表现更不明显。

劳动密集型产业通过策略性负债压低工资的可能性也较低，即  $\rho$  较小。与国有企业“不愿”使用负债作为策略性工具不同，劳动密集型企业则是“不能”，因为劳动是这类企业最重要的生产要素，企业很难承受工人消极怠工、大量流动甚至罢工等事件带来的后果。同样， $\frac{\partial}{\partial \rho} \left( \frac{\partial w^*}{\partial d} \right) = -\lambda < 0$  意味着

企业负债和劳动收入份额的负相关在劳动密集型产业更弱。与上述分析思路相同的是，工会的力量也影响着  $\rho$  的大小。具体而言，工会的力量越大，就越可能阻止企业策略性使用债务作为讨价还价的筹码，因而  $\rho$  较小。因此，工会力量强大的企业，通过负债压低工资的渠道也会减弱。

最后考虑债务期限的问题。企业使用负债作为谈判工具时，短期负债是最有用的，因为短期负债一旦违约，可能面临破产风险，因而更容易成为可置信的威胁。正因如此，Matsa (2010) 在分析策略性负债对企业议价的影响时，也主要使用短期负债的数据。本文模型中， $\lambda$  表示短期负债的比例。由于  $\frac{\partial}{\partial \lambda} \left( \frac{\partial w^*}{\partial d} \right) = -\rho < 0$ ，可见短期债务比重越高，负债对劳动收入份额的抑制作用越强。

综合以上讨论，我们得到本文要检验的第二个假说。

**假说 2：**企业负债对劳动收入份额的影响存在异质性。具体而言，

- 2.1：企业负债降低劳动收入份额的作用在国有企业弱于非国有企业；
- 2.2：企业负债降低劳动收入份额的作用在劳动密集型产业较弱；
- 2.3：工会力量越强，企业负债降低劳动收入份额的作用越弱；
- 2.4：短期负债比长期负债对劳动收入份额的抑制作用更强。

### 三、数据和变量

本文实证分析主要使用中国工业企业数据库，并从《中国城市统计年鉴》获取地市级层面的指标。我们考察企业负债对劳动收入份额的影响，因此首要的问题是如何衡量劳动收入份额和企业负债。计算工业企业数据库中劳动收入份额的文献很多，其中钱震杰和朱晓东 (2013) 进行了最为详尽的研究。仿照已有研究，本文使用的劳动收入份额也是劳动者收入（包括工资与福利两部分）与收入法增加值的比值。根据这一计算结果，1998—2008 年间劳动收入份额的均值不足 43%（表 1）。从时间趋势来看，图 2 显示劳动收入份额从 1998 年的 45.4% 下降到 2008 年的 40.4%，下降幅度达 5 个百分点。根据吕冰洋和郭庆旺 (2012) 的计算，同期国民经济中劳动收入份额下降幅度约为 6 个百分点，因此工业部门与经济整体的劳动收入份额下降幅度相当。为了验证本文使用的劳动收入份额指标的可信度，图 2 将其与文献中的典型数据进行对比。由于样本不同和计算方法的差异，不同的劳动收入份额指标之

间存在差别<sup>4</sup>，但是其变动趋势和下降幅度都比较接近，说明本文的计算方法得到了较为可靠的劳动收入份额指标。

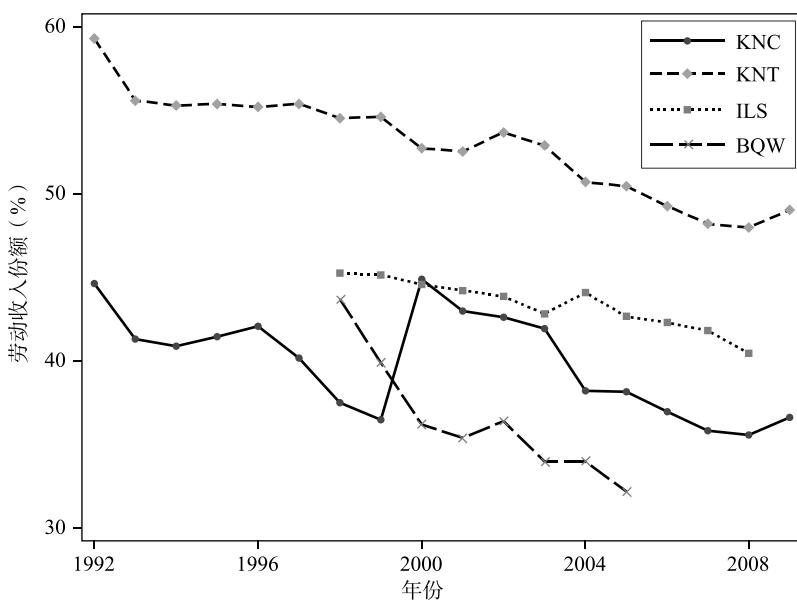


图2 劳动收入份额的时间趋势

注：图中展示了4个不同的劳动收入份额指标。KNC表示Karabarbounis and Neiman (2014)计算的企业劳动收入份额，即企业部门劳动收入与增加值的比值；KNT表示Karabarbounis and Neiman (2014)计算的总体劳动收入份额，即企业部门劳动收入与GDP的比值；ILS为本文计算的工业部门劳动收入份额，是工业企业劳动收入与增加值的比值；BQW是根据白重恩等（2008）的表1报告的资本收入份额计算得到的工业部门劳动收入份额。

本文使用劳均负债来衡量企业的负债情况，其中劳均负债定义为企业负债总额与从业人数的比值。选用这一指标出于两方面的考虑：从理论上讲，劳均负债指标与第二部分的理论模型相对应；从现实情况来看，劳均负债不仅剔除了企业规模对负债的影响，而且本质上反映了企业所有者和劳动者的利益对比，这正是企业负债能够影响劳动收入份额的重要渠道。使用加总数据时，研究者经常使用资产而非从业人数来标准化企业负债，即用杠杆率（资产负债率）而非劳均负债作为主要的解释变量。为了克服企业资产对负债能力的影响，回归中也将控制与企业资产相关的变量。图3显示，样本期间

<sup>4</sup> 本文计算的劳动收入份额与上述几份研究在趋势上高度一致，但是具体数值存在差异，这是由数据和计算方法的差别决定的。比如，由于工业部门的劳动收入份额低于服务业部门，所以本文计算的ILS低于Karabarbounis and Neiman (2014)的KNT，而更接近他们计算的KNC，因为后者使用了更大的分母；白重恩等（2008）对劳动收入份额进行加权，权重的选择导致他们得到低于本文的劳动收入份额。实证分析中也将对此进行检验。

企业劳均负债从 1998 年的 9.7 万元增长到 2008 年的 16.1 万元，增幅十分明显。劳均负债的增长主要是由流动负债增加导致的，而长期负债则没有明显的趋势，两类负债的差别也将是我们考察的对象。

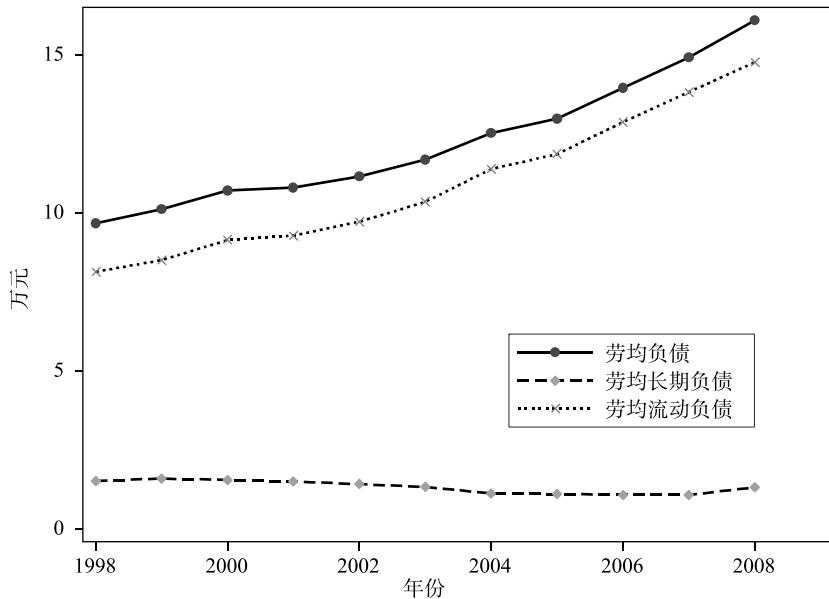


图 3 劳均负债的时间趋势

利用构建的核心指标，我们可以在正式的实证分析之前先直观地了解企业负债和劳动收入份额的相关情况。首先，从时间的趋势上，图 2 和图 3 分别展示了不断下降的劳动收入份额与持续升高的劳均负债，二者的负相关非常明显。图 4 从加总横截面的维度考察劳动收入份额和劳均负债的相关性，其中左图的散点表示历年各个城市的劳均负债均值（横轴）和劳动收入份额均值（纵轴），向下倾斜的拟合线表明二者存在显著的负相关关系。同样，图 4 右图的散点是两个核心变量在二位数行业一年份层面的均值，负相关关系更加明显。当然，图 4 展示的只是劳动收入份额与劳均负债的相关性，研究二者的因果关系还需要更严谨的计量分析，尤其要克服遗漏变量带来的偏误问题。因此，本文实证分析将考虑一系列控制变量，包括企业特征如企业规模（固定资产的对数）、盈利能力（资产利润率）、生产技术（资本劳动比）、是否出口、所有制特征，以及城市—行业层面的市场结构（赫芬达尔—赫希曼指数）、开放程度（出口比重）、国企比重等（贾坤和申广军，2016）。表 1 描述了本文主要变量的特征。

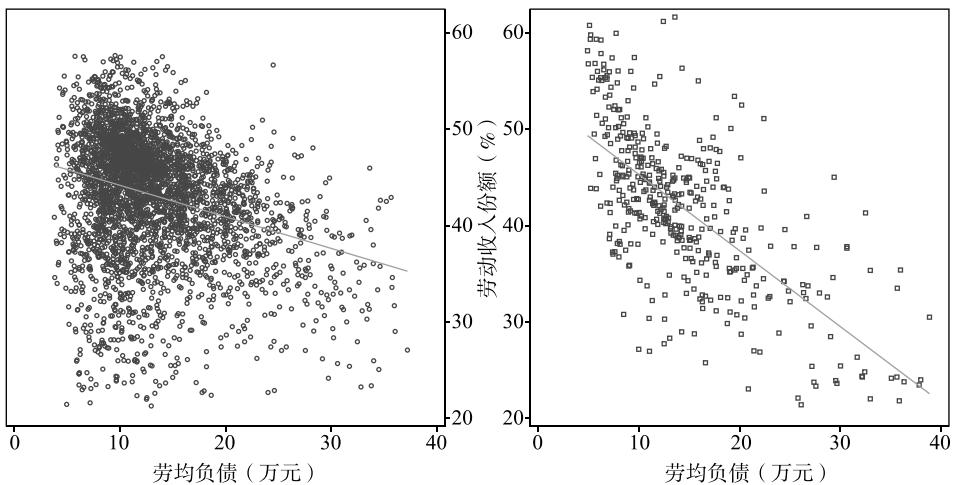


图4 劳动收入份额与劳均负债

表1 描述统计量

变量	观测值	均值	方差	最小值	最大值
工业企业数据库（1998—2008年）					
劳动收入份额（%）	2 581 233	42.99	21.64	0.00	100.00
劳均负债（万元）	2 554 075	13.73	19.43	0.00	162.65
劳均长期负债（万元）	2 498 598	1.29	4.01	0.00	41.38
劳均流动负债（万元）	2 553 384	11.62	16.22	0.00	129.72
企业规模（对数）	2 529 049	9.68	1.35	6.40	13.92
资产利润率（%）	2 517 673	7.43	14.41	-22.79	90.86
资本劳动比	2 519 582	10.78	1.25	6.62	14.01
出口（是=1）	2 581 254	0.25	0.43	0.00	1.00
HHI	2 529 691	0.12	0.15	0.00	0.89
开放程度（%）	2 554 909	18.35	20.78	0.00	84.80
国企份额（%）	2 581 231	16.19	24.64	0.00	100.00
工业企业数据库（2004年）					
工会（是=1）	271 423	0.47	0.50	0.00	1.00
工会人数（对数）	271 423	2.13	2.45	0.00	21.49
《中国城市统计年鉴》					
金融发展 A	1 432	0.94	1.59	0.02	28.04
金融发展 B	3 284	3.11	1.09	0.00	10.54
金融发展 C	1 880	6.37	1.92	1.26	17.47

## 四、实证分析

### (一) 基准回归

本文基准回归使用以下双向固定效应模型：

$$LS_{it} = \alpha + \gamma Debt_{it} + X_{it}\vartheta + Z_{jct}\theta + \mu_i + \tau_t + \varepsilon_{it},$$

其中  $LS_{it}$  为企业  $i$  在  $t$  年的劳动收入份额,  $Debt_{it}$  为其负债情况, 所以  $\gamma$  衡量的就是企业负债对劳动收入份额的影响。然而, 如果  $Debt_{it}$  与误差项  $\varepsilon_{it}$  相关, 对  $\gamma$  的估计就会产生偏误。为了避免遗漏变量引起内生性问题, 我们控制了一系列变量, 包括企业层面的控制变量  $X_{it}$  和城市—行业层面的控制变量  $Z_{jct}$  (下标  $j$  表示企业  $i$  所属行业,  $c$  表示企业  $i$  所在城市)。除了这些时变的 (time-varying) 控制变量, 回归还控制了企业固定效应  $\mu_i$  和年份固定效应  $\tau_t$ , 其中前者用于剔除不随时间变化的企业特征的影响 (如企业位置、管理文化等), 而后者用以剔除年份特征, 比如同时影响所有企业的宏观经济波动等。

基准回归结果报告在表 2。第 (1) 列是没有控制变量的回归结果, 系数在 1% 的水平上显著为负, 说明负债越高的企业, 劳动收入份额越低。具体而言, 劳均负债提高 1 万元, 劳动收入份额降低 0.1 个百分点。1998—2008 年间劳动收入份额下降约 5 个百分点, 劳均负债提高了约 7 万元, 因此可以解释 14% 的劳动收入份额下降。但是, 这一结果可能由于遗漏一些重要变量而存在偏误。第 (2) 列和第 (3) 列通过逐步加入企业层面控制变量和城市—行业层面控制变量来解决这一问题。结果显示劳均负债的系数有所减小, 可见第 (1) 列的结果确实高估了劳均负债对劳动收入份额的影响。不过, 回归系数仍在 1% 水平上显著为负, 说明劳均负债与劳动收入份额之间的负相关关系在统计上十分稳健。按照这两列的系数, 逐渐攀升的劳均负债仍然可以解释劳动收入份额下降的 9.5%, 具有经济意义上的显著性。

1998—2008 年间, 有大量企业由于经营不善退出工业企业数据库, 也有许多发展良好的中小企业进入工业企业数据库。退出的企业和进入的企业可能在很多方面存在系统性差异, 比如, 进入企业的生产效率明显高于退出企业 (杨汝岱, 2015)。与本文密切相关的是, 退出企业的劳动收入份额和劳均负债都显著高于进入企业。因此, 前三列估计结果可能存在选择性偏差。为了进一步检验结果的稳健性, 表 2 的最后两列将回归限制在存续时间较长的企业样本, 其中第 (4) 列只使用存在 3 年以上的企业, 而第 (5) 列只使用存在 9 年以上的企业。劳均负债的系数仍然显著为负, 并且系数的绝对值也

维持稳定。根据第(5)列的回归结果，劳均负债的提高大约可以解释劳动收入份额下降的1/3<sup>5</sup>，可见如果仅使用存续时间较长的企业样本，劳均负债的经济解释能力大幅提高。

表2 基准回归

	因变量：劳动收入份额				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
劳均负债	-0.100*** (0.001)	-0.069*** (0.001)	-0.068*** (0.001)	-0.069*** (0.001)	-0.073*** (0.003)
企业层面控制变量	否	是	是	是	是
城市行业层面控制变量	否	否	是	是	是
观测值	2 554 073	2 406 397	2 356 054	1 994 061	499 248
R 方	0.009	0.165	0.165	0.166	0.178

注：所有回归控制了企业固定效应和年份固定效应，控制变量结果限于篇幅未予报告。括号内标准误群聚到企业层面。\*、\*\*和\*\*\*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。

表3通过使用不同的核心变量和不同的方程设定来进行稳健性检验。本文使用收入法增加值计算劳动收入份额，所得指标虽然在时间趋势上与文献中常用指标一致，但是仍然存在数值差异。比如，为了进行国际比较，钱震杰和朱晓东（2013）在计算收入法增加值时进行了精细的调整，尤其是在劳动者报酬中加入了各类社会保障费用和三大费用中应计为劳动者报酬的部分，因此得到了略高于本文数值的劳动收入份额。本文无意进行跨国比较，因此省略了这一调整，这可能对研究结论产生一定的影响，因此我们从两方面进行稳健性检验。表3第(1)列使用生产法增加值计算的劳动收入份额作为因变量，得到了与基准回归完全一致的结果。第(2)列的劳动收入份额仍是根据收入法增加值计算的，但是回归中额外控制了省份—行业—年份层面的固定效应。这是因为，本文在计算增加值时没有像钱震杰和朱晓东（2013）那样进行调整，虽然通过控制一系列企业特征及固定效应可以在很大程度上消除这方面的偏误，但是如果社会保障费用与行业和地区相关，并随时间发生变化，仍然可能威胁估计结果的一致性。第(2)列结果显示，剔除了省份—行业—年份层面的影响仍然得到了相似的回归结果。通过使用不同的因变量和不同的模型设定，表3前两列有助于减轻我们对劳动收入份额指标的担忧。除了检验劳动收入份额的指标问题，第(2)列加入省份—行业—年份层面的

<sup>5</sup> 对于存在9年以上的企业，企业劳均负债从1998年的11.3万元提高到2008年的21.6万元，同期劳动收入份额则从44%下降到41.7%。

固定效应，还可以部分地缓解其他遗漏变量问题。比如，宽松货币政策、汇率低估等宏观经济因素，虽然企业固定效应和年份固定效应可以剔除它们带来的大部分影响，但是不可否认，这些宏观因素对不同地区或者不同行业会产生异质性影响。因此通过加入省份—行业—年份层面的固定效应，可以较好地减弱由此带来的偏误问题。

本文对负债的衡量也可能引起困惑。样本期间的贷款利率发生了多次变动，劳均负债的提高并不必然增加利息支出。虽然利息变动是全国统一的，但年份固定效应至多只能剔除部分影响，因为负债程度不同的企业受到的影响也不同。不仅如此，企业间的贷款利率也存在很大差别，国有企业、外资企业、高新技术企业等往往享有优惠利率。表 3 第（3）列使用劳均利息支出作为解释变量，回归系数仍在 1% 的水平上显著为负，进一步验证了企业负债对劳动收入份额的抑制作用。此外，上文通过控制尽可能多的变量来缓解遗漏变量偏误问题，但是仍然存在反向因果的可能性。实际上，理论分析也指出期初的负债更直接关系到企业和工人之间的谈判筹码和劳动收入份额。因此，我们也尝试使用滞后一期的劳均负债作为核心解释变量，回归结果报告在第（4）列。回归系数比使用同期数据时有所减小，但仍在 1% 的水平上显著，说明企业负债压低劳动收入份额的关系是稳健的。最后，由于劳动收入份额和劳均负债的计算都包含工人数量这一变量，因此二者的负相关可能来自变量的构建方式。<sup>6</sup>这样，劳动收入份额和劳均负债的负相关仅是统计关系，而非经济关系。为了消除这一担心，我们使用负债合计（对数形式）而非劳均负债作为解释变量，回归结果报告在第（5）列。系数在 1% 的水平上显著为负，企业负债增加 1%，劳动收入份额降低 0.8 个百分点。可见，企业负债和劳动收入份额之间并非一种统计关系，而是存在内在的经济关联。

最后，劳动收入份额的下降可能源自工资水平的下降，也可能是由于就业人数减少，或者二者的某种组合。根据理论分析，工资水平的下降应该是企业负债压低劳动收入份额的主要原因，而就业人数的变动方向比较模糊。我们据此使用从业人数和平均工资（对数形式表示，以增加值进行标准化）作为因变量进行分析，回归结果报告在表 3 最后两列。结果显示，劳均负债能够同时降低平均工资和就业人数。平均工资的下降与理论模型的预测一致，但是理论模型并未将就业人数的变化考虑在内，因此第（7）列的变化有待进一步深入研究。<sup>7</sup>

<sup>6</sup> 劳动收入份额 = 人均工资 × 工人数量 / 工业增加值，劳均负债 = 总负债 / 工人数量，因此，实证结果中的负相关可能是由于因变量的分子和解释变量的分母均包含工人数量所致。

<sup>7</sup> 本文稳健性分析部分得益于两位审稿人的批评和建议。

表3 稳健性检验

	因变量：劳动收入份额					平均工资	就业人数
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)		
劳均负债	-0.068***	-0.068***				-0.018***	-0.005***
	(0.004)	(0.001)				(0.002)	(0.000)
劳均利息支出			-1.235***				
			(0.036)				
劳均负债（滞后）				-0.039***			
				(0.002)			
负债合计（对数）					-0.842***		
					(0.017)		
观测值	1 939 881	2 356 054	2 307 870	1 723 911	2 361 227	1 907 647	2 356 052
R 方	0.020	0.160	0.164	0.015	0.165	0.025	0.670

注：所有回归控制了企业固定效应和年份固定效应，控制变量结果限于篇幅未予报告。括号内标准误群聚到企业层面。第（2）列还控制了省份—行业—年份固定效应。<sup>\*</sup>、<sup>\*\*</sup>和<sup>\*\*\*</sup>分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。

企业负债和劳动收入份额的负相关关系，除了本文提出的议价能力渠道，还存在其他可能的解释。我们首先考察两个竞争性假说，然后在下一小节提供支持议价能力渠道的异质性分析。第一个竞争性解释是，企业负债反映了金融发展程度，而文献中已经发现金融发展影响劳动收入份额的几个渠道，比如金融发展可以通过优化融资环境，放松企业的融资约束，加快企业资本深化等来影响劳动收入份额（余玲铮和魏下海，2013）。如果考虑到上述渠道，本文指出的影响机制是否仍然存在？首先，表3第（2）列的回归控制了省份—行业—年份层面的固定效应，而融资环境作为地区特征或者行业特征，其作用应该已经被固定效应吸收，因此不会造成干扰。此外，余玲铮和魏下海（2013）使用金融市场指标衡量地区金融发展水平，这一指标也会被省份—行业—年份层面的固定效应吸收。因此，即使排除融资环境的影响，企业负债与劳动收入份额的负相关关系仍然稳健。其次，罗长远和陈琳（2012）指出融资约束会影响企业的劳动收入份额，工业企业数据库没有衡量融资约束的准确指标，我们使用两个代理变量：一个是罗长远和陈琳（2012）使用的负债资产率，另一个是陆正飞等（2010）使用的财务费用与当年负债余额的比值。表4前两列的回归结果显示，加入这两个融资约束的代理变量，劳均负债对劳动收入份额的影响仍然是显著为负的，甚至绝对值更大。这说明

虽然金融发展可以通过放松融资约束影响劳动收入份额，但是企业负债仍是重要的影响渠道。

另一个潜在的解释是，企业负债影响劳动收入份额是通过更加资本密集的生产方式。基准回归中已经控制了资本劳动比，因此也部分地剔除了资本深化的影响。但是资本深化对劳动收入份额的影响可能是非线性的，并且资本劳动比未必可以捕捉资本深化的整体效果。表 4 从两个方面进行改进：第(3)列加入资本劳动比的平方项以考虑非线性的影响，第(4)列使用资本产出比以从不同角度衡量资本深化的程度。劳均负债的系数仍然显著为负，说明企业通过负债压低劳动收入份额的这一渠道仍然稳健。综合以上讨论可知，虽然存在其他竞争性解释，但即使剔除这些方面的作用，企业负债对劳动收入份额的负向影响并不会被削弱。

表 4 竞争性假说

	因变量：劳动收入份额			
	(1)	(2)	(3)	(4)
劳均负债	-0.091*** (0.001)	-0.069*** (0.001)	-0.062*** (0.001)	-0.129*** (0.001)
负债资产比	0.034*** (0.001)			
财务费用		0.003 (0.002)		
资本劳动比	-4.143*** (0.031)	-4.320*** (0.030)	-0.584** (0.235)	
资本劳动比平方			-0.178*** (0.011)	
资本产出比				1.691*** (0.046)
资本产出比平方				-0.143*** (0.004)
观测值	2 317 595	2 333 468	2 356 054	2 335 067
R 方	0.169	0.166	0.166	0.152

注：所有回归控制了企业固定效应和年份固定效应，控制变量结果限于篇幅未予报告。括号内标准误群聚到企业层面。\*、\*\* 和 \*\*\* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。

## (二) 异质性分析

理论分析得到的假说2指出，企业负债降低劳动收入份额的作用存在多个维度的异质性，通过逐一考察这些异质性可以为检验企业负债与劳动收入份额的关系提供稳健性检验。我们首先关注不同所有制企业的差异。表5的前两列对国有企业和非国有企业分别回归<sup>8</sup>，结果显示，劳均负债对劳动收入份额的影响仍是显著为负，说明不同所有制企业都会通过策略性负债来压低劳动收入份额。比较两列的系数大小可知，企业负债对劳动收入份额的抑制作用在非国有企业更强，这与假说2.1的预测一致。与私营企业的所有者相比，国有企业的管理层还面临稳定就业的社会责任，而对企业利润的关注较少(Bai et al., 2010)，因而通过策略性负债来提高谈判地位的意愿更低。所以，企业负债与劳动收入份额的负相关关系在国有企业更弱。第(3)列进一步通过加入劳均负债和国有企业的交互项证明，劳均负债对劳动收入份额的影响在国有企业和非国有企业之间的差异是显著的。

表5 企业负债与劳动收入份额：所有制类型的影响

	因变量：劳动收入份额		
	国有企业		非国有企业
	(1)	(2)	(3)
劳均负债	-0.044*** (0.005)	-0.072*** (0.001)	-0.071*** (0.001)
劳均负债×国有企业			0.024*** (0.003)
私营企业			-0.996*** (0.104)
外资企业		0.314*** (0.091)	-0.683*** (0.135)
观测值	258 732	2 097 322	2 356 054
R 方	0.037	0.184	0.165

注：所有回归控制了企业固定效应和年份固定效应，控制变量结果限于篇幅未予报告。括号内标准误群聚到企业层面。<sup>\*</sup>、<sup>\*\*</sup>和<sup>\*\*\*</sup>分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。

<sup>8</sup> 理论分析并未指出私营企业和外资企业在这方面的差异，所以此处将这两类企业合并在一起与国有企业进行比较。第(2)列的结果显示，平均而言，外资企业劳动收入份额高于私营企业，这可能是因为外资企业一般比私营企业更加规范、更加关注劳动者权益。

假说 2.2 认为，企业负债对劳动收入份额的影响与企业的劳动密集程度相关：越是劳动密集的企业，企业家越难利用策略性负债来增强自己在劳资谈判中的地位。对这一假说最直接的检验方法是根据资本劳动比分组回归，但是考虑到资本劳动比不仅衡量了企业的劳动密集程度，而且包含了诸多其他方面的信息（如生产技术等），我们采用略微间接的方法给出证明。这一方法基于如下事实：轻工业和出口企业更加劳动密集（Lu, 2010）。这样，通过加入劳均负债与轻工业或出口企业的交互项，我们可以使用表 5 的方法来检验企业负债对劳动收入份额的影响在不同类别的企业间有何差别。表 6 报告的结果显示，劳均负债对劳动收入份额的影响仍然显著为负，并且系数大小也与表 2 的基准分析非常接近。重点关注的两个交互项的系数都在 1% 的水平上显著为正，说明劳均负债与劳动收入份额的负相关关系在轻工业企业出口企业较弱。具体而言，轻工业企业劳均负债对劳动收入份额的抑制作用比重工业企业弱 15%，出口企业比非出口企业弱 8%。

表 6 企业负债与劳动收入份额：劳动密集度的影响

	因变量：劳动收入份额	
	(1)	(2)
劳均负债	-0.073*** (0.002)	-0.070*** (0.001)
劳均负债×轻工业	0.011*** (0.002)	
劳均负债×出口		0.006*** (0.002)
出口	0.379*** (0.051)	0.297*** (0.058)
轻工业	-0.068 (0.087)	
观测值	2 318 168	2 356 054
R 方	0.165	0.165

注：所有回归控制了企业固定效应和年份固定效应，控制变量结果限于篇幅未予报告。括号内标准误群聚到企业层面。<sup>\*</sup>、<sup>\*\*</sup> 和 <sup>\*\*\*</sup> 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。

工会在劳资政策中具有重要的法定地位，《最低工资规定》赋予了工会监督最低工资规定执行的职权，而《劳动合同法》明确了工会在签订集体合同中的主体地位（李明和徐建炜，2014）。近年来的一些研究发现，中国的工会

虽然在政府的监督下运转，但仍能切实改善劳动权益（Yao and Zhong, 2013）。根据假说 2.3 的预测，如果力量强大的工会能够阻止企业将负债作为谈判筹码，那么负债压低劳动收入份额的作用将会减弱，表 7 对此进行了检验。由于工业企业数据库仅 2004 年的数据报告了企业的工会情况，因此表 7 仅是对横截面数据的分析。为了避免遗漏重要变量造成估计偏误问题，回归不但控制了前面使用的变量，而且控制了城市、二位数行业和所有制等固定效应。<sup>9</sup>

表 7 企业负债与劳动收入份额：工会力量

	因变量：劳动收入份额				
	全样本	有工会企业	无工会企业	全样本	全样本
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
劳均负债	-0.155*** (0.004)	-0.149*** (0.004)	-0.158*** (0.005)	-0.163*** (0.005)	-0.160*** (0.004)
工会				1.127*** (0.110)	
劳均负债×工会				0.017*** (0.005)	
工会人数				0.332*** (0.024)	
劳均负债×工会人数				0.002** (0.001)	
观测值	244 589	113 933	130 656	244 589	244 589
R 方	0.445	0.448	0.454	0.446	0.447

注：回归控制了城市、二位数行业和所有制固定效应。括号内标准误差聚到城市—二位数行业—所有制层面。<sup>\*</sup>、<sup>\*\*</sup>和<sup>\*\*\*</sup>分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。

表 7 第 (1) 列是对 2004 年数据的基准分析，回归系数在 1% 的水平上显著为负，但是系数大小与表 2 使用面板数据时差别较大。这是因为，表 2 使

<sup>9</sup> 本文发现有工会企业的劳动收入份额较高，这一结论与国外相关研究较为一致，如 Droucouopoulos and Lianos (1992) 和 Fichtenbaum (2011) 等，但是与魏下海等 (2013) 的研究结论相左。魏下海等 (2013) 认为工会同时提高了企业的工资水平和劳动生产率，并且后者提高得更多，所以劳动收入份额较低。我们使用 2004 年的工业企业数据拟合魏下海等 (2013) 的回归，发现他们的逻辑并不适用于这一数据：有工会的企业平均工资高 6.5%，但是劳动生产率却低 2.8%，因此有工会的企业有着更高的劳动收入份额。考虑到工业企业数据库更能代表中国工业的整体情况，我们认为本文的分析更符合现实。

用固定效应模型得到的系数是组内估计量，而表 7 利用的是企业间的差异。根据第（1）列的系数，劳均负债变动一个标准差（18.83），劳动收入份额变动 2.91 个百分点，相当于其标准差（21.72）的 13.4%，因此解释能力与表 2 使用面板数据基本相当。第（2）列和第（3）列分别对有工会和没有工会的企业样本进行分析：在没有工会的企业，劳均负债提高 1 万元，劳动收入份额下降 0.158 个百分点；而对于有工会的企业，同样的负债变化使劳动收入份额下降 0.149 个百分点。第（4）列通过加入劳均负债与是否有工会的交互项证明，上述差距具有统计显著性，即劳均负债对无工会企业劳动收入份额的影响显著强于有工会的企业。这样的差别不仅存在于有工会和没有工会的企业之间，也因工会人数而不同。第（5）列的结果显示，工会人数越多，劳均负债对劳动收入份额的抑制作用越弱。如果企业没有工会（工会人数为 0），劳均负债提高 1 万元，劳动收入份额下降 0.16 个百分点；工会人数增加 1%，影响力下降 1.2%，可见这一弹性也具有经济意义上的显著性。

最后转向不同债务类型对劳动收入份额的影响。在实证分析之前，我们先关注样本期间长期负债和流动负债（短期负债）的变动趋势。图 3 显示，1998—2008 年间，劳均流动负债从 8.1 万元提高至 14.8 万元，而劳均长期负债不仅没有增长，反而从 1.5 万元下降至 1.3 万元。由此可见，劳均负债的变动主要是由流动负债的变化引起的。与长期负债相比，流动负债由于在当期就面临偿还的压力，因而更有可能被企业家用作提升谈判地位的策略性工具。表 8 分别以劳均长期负债和劳均流动负债作为核心解释变量进行回归，以此考察两类负债对劳动收入份额的影响。不论使用全样本的面板数据（第（1）—（2）列），还是使用 2004 年的横截面数据（第（4）—（5）列），两类劳均负债的系数都显著为负，但是流动负债压低劳动收入份额的能力更强。这首先是因为劳均流动负债的系数（绝对值）更大。其次，劳均流动负债的变动（variation）更大，其方差是劳均长期负债方差的 4 倍，因而如果同样变化一个标准差，劳均流动负债对劳动收入份额的影响更大。最后，虽然劳均长期负债的回归系数大多数时候也显著为负，但是考虑到其时间趋势是不断降低的，并且变化幅度较小，可知长期负债对劳动收入份额变动的解释能力很弱。以上信息与假说 2.4 的预测一致，由于流动负债与长期负债的性质不同，企业更有可能通过策略性地增加流动负债来提高讨价还价的筹码，压低劳动收入份额。为了进一步说明这一点，第（3）列和第（6）列使用了劳均负债与流动负债比例的交互项，其系数在 1% 的水平上显著为负，说明流动负债比例越高，劳均负债对劳动收入份额的抑制作用越强，再次验证了假说 2.4 的预测。

表8 企业负债与劳动收入份额：债务类型

	因变量：劳动收入份额					
	全样本			2004年横截面数据		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
劳均长期负债	-0.063*** (0.005)			-0.163*** (0.017)		
劳均流动负债		-0.072*** (0.001)			-0.182*** (0.005)	
劳均负债			-0.064*** (0.005)			-0.085*** (0.007)
流动负债比例				0.243 (0.185)		0.670* (0.344)
劳均负债				-0.013*** (0.005)		-0.071*** (0.008)
×流动负债比例						
观测值	2 303 497	2 351 849	2 337 111	130 794	130 449	2 336 836
R 方	0.165	0.165	0.166	0.442	0.454	0.413

注：全样本回归控制了企业固定效应和年份固定效应，括号内标准误群聚到企业层面。横截面回归控制了城市、二位数行业和所有制固定效应，括号内标准误群聚到城市—二位数行业—所有制层面。控制变量结果限于篇幅未予报告。<sup>\*</sup>、<sup>\*\*</sup>和<sup>\*\*\*</sup>分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。

## 五、结 论

当前我国宏观经济面临着一些重要的挑战，“高杠杆”就是一个突出的例子：全社会债务总额是GDP的两倍以上，杠杆率远远高于新兴市场国家的平均水平。去杠杆是防范系统性金融风险的基础工作，关系着我国能否打赢“防范化解重大风险”这一攻坚战，因此是当前研究的热点。

本文借鉴公司金融、劳资关系等领域的思想，提出并检验了企业过度负债对劳动收入份额的影响。我们构建理论模型说明，企业家可以通过策略性负债改变自己在劳资谈判中的地位，抑制工人的利益诉求，最终压低劳动收入份额。理论模型还预测，负债对劳动收入份额的影响会因企业性质、行业特征、工会力量和债务类型而变化。本文基于工业企业数据库对理论模型推导出的假说进行检验，发现了有利的证据。1998—2008年间，不断攀升的劳均负债可以解释10%—33%的劳动收入份额下降，并且解释能力的异质性也

符合理论模型的预测。

本文的研究不仅发现企业负债是影响劳动收入份额的重要因素，从而为劳动收入份额下降提供新的解释，而且具有重要的现实意义和政策含义。我国经济步入新常态以来，高杠杆潜在地威胁着经济稳定，因此“去杠杆”成为当前我国经济供给侧结构性改革的重点任务。本文研究为此提供了数据支持。“去杠杆”不仅可以减轻企业债务压力，降低企业债务破产风险及其带来的系统性风险，而且有助于提升劳动收入份额，减缓劳资收入不平等，短期内增强社会凝聚力，并提高长期增长潜力。

## 参 考 文 献

- [1] Acemoglu, D., “Labor-and Capital-Augmenting Technical Change”, *Journal of the European Economic Association*, 2003, 1 (1), 1-37.
- [2] Alesina, A., and R. Perotti, “Income Distribution, Political Instability, and Investment”, *European Economic Review*, 1996, 40 (6), 1203-1228.
- [3] Bai, C., C. Hsieh, and Y. Qian, “The Returns to Capital in China”, *Brookings Papers on Economic Activity*, 2010, 74 (2), 61-102.
- [4] 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”，《经济研究》，2008年第8期，第17—29页。
- [5] Droucupoulos, V., and T. Lianos, “Labor's Share and Market Power: Evidence from the Greek Manufacturing Industries”, *Journal of Post Keynesian Economics*, 1992, 15 (2), 263-280.
- [6] Fichttenbaum, R., “Do Unions Affect Labor's Share of Income: Evidence Using Panel Data”, *American Journal of Economics & Sociology*, 2011, 70 (3), 784-810.
- [7] Franck, T., and N. Huyghebaert, “On the Interactions between Capital Structure and Product Markets: A Survey of the Literature”, *Review of Business & Economics*, 2004, XLIX (4), 727-787.
- [8] Harris, M., and A. Raviv, “The Theory of Capital Structure”, *Journal of Finance*, 1991, 46 (1), 297-355.
- [9] 贾坤、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”，《经济研究》，2016年第5期，第116—129页。
- [10] Karabarbounis, L., and B. Neiman, “The Global Decline of the Labor Share”, *Quarterly Journal of Economics*, 2014, 129 (1), 61-103.
- [11] Kini, O., J. Shenoy, and V. Subramaniam, “Impact of Financial Leverage on the Incidence and Severity of Product Failures: Evidence from Product Recalls”, *Review of Financial Studies*, 2017, 30 (5), 1790-1829.
- [12] 李明、徐建炜，“谁从中国工会会员身份中获益？”，《经济研究》，2014年第5期，第51—64页。
- [13] 刘晓光、刘元春、申广军，“杠杆率的收入分配效应”，《中国工业经济》，2019年第2期，第44—62页。
- [14] 刘亚琳、茅锐、姚洋，“结构转型、金融危机与中国劳动收入份额的变化”，《经济学》（季刊），

- 2018年第2期，第609—632页。
- [15] Lu, D., "Exceptional Exporter Performance? Evidence from Chinese Manufacturing Firms", *Job Market Paper*, Chicago University, 2010.
- [16] 陆正飞、王春飞、王鹏，“激进股利政策的影响因素及其经济后果”，《金融研究》，2010年第6期，第162—174页。
- [17] 罗长远、陈琳，“融资约束会导致劳动收入份额下降吗？”，《金融研究》，2012年第3期，第29—42页。
- [18] 呂冰洋、郭庆旺，“中国要素收入分配的测算”，《经济研究》，2012年第10期，第28—41页。
- [19] Matsa, D., "Capital Structure as a Strategic Variable: Evidence from Collective Bargaining", *Journal of Finance*, 2010, 65 (3), 1197-1232.
- [20] Matsa, D., "Running on Empty? Financial Leverage and Product Quality in the Supermarket Industry", *American Economic Journal: Microeconomics*, 2011, 3 (1), 137-173.
- [21] Phillips, G., and G. Sertsios, "How Do Firm Financial Conditions Affect Product Quality and Pricing?", *Management Science*, 2013, 59 (8), 1764-1782.
- [22] 钱震杰、朱晓东，“中国的劳动份额是否真的很低：基于制造业的国际比较研究”，《世界经济》，2013年第10期，第27—53页。
- [23] 申广军、张延、王荣，“结构性减税与企业去杠杆”，《金融研究》，2018年第12期，第109—126页。
- [24] 魏下海、董志强、黄政立，“工会是否改善劳动收入份额？——理论分析与来自中国民营企业的经验证据”，《经济研究》，2013年第8期，第16—28页。
- [25] 杨汝岱，“中国制造业企业全要素生产率研究”，《经济研究》，2015年第2期，第63—76页。
- [26] Yao, Y., and N. Zhong, "Unions and Workers' Welfare in Chinese Firms", *Journal of Labor Economics*, 2013, 31 (3), 633-667.
- [27] 余玲铮、魏下海，“我国劳动收入份额为何持续下降？——基于金融发展的视角”，《产经评论》，2013年第4期，第128—134页。
- [28] 周广肃、樊纲、申广军，“收入差距、社会资本与健康水平——基于中国家庭追踪调查（CFPS）的实证分析”，《管理世界》，2014年第7期，第12—21页。

## Firm Debt and Labor Share —The Distributional Effect of De-Leverage

FENG DONG

(*Tsinghua University*)

GUANGJUN SHEN\*

(*Sun Yat-sen University*)

YANG JIAO

(*Fudan University*)

**Abstract** China is now facing the challenges of high leverage. Our study examines the role of firms' rising debt in explaining the decrease in labor share in recent years. We develop a model to show that firms may strategically use debt to increase their bargaining power, resulting in lower labor share. Empirical evidence shows the labor share is robustly negatively related to debt per worker, and the negative correlation varies across ownership, union and maturity of debt. The findings imply that the de-leveraging policy may help alleviate the worsening income inequality.

**Key Words** firm leverage, income distribution, labor share

**JEL Classification** D33, G30, J50

---

\* Corresponding Author: Guangjun Shen, No. 135 Xingangxi Rd., Guangzhou, Guangdong, 510275, China; Tel: 86-20-84110672; E-mail: hnshgj@126.com.