

负债率如何影响生产率

——基于中国工业部门 U 型关系的一个解释*

张 杰

内容提要:近年来中国快速增长的负债率引发了广泛关注,深入理解中国工业部门中负债对生产率的影响效应及其作用机制,是事关中国经济可持续增长的重要问题。利用 2001—2014 年中国工业部门分行业面板数据,在归纳特定重要事实的基础上,本文的重要发现是:与中国整体负债率大幅度快速上升的事实不同,中国工业部门的负债率呈现逐步下降态势。中国工业部门中不同产业部门负债率的变化趋势发生显著分化现象;中国情景下负债率对工业部门生产率造成了显著 U 型关系,具体表现为,在负债率相对较低的行业中负债率对生产率产生了抑制效应,而在负债率相对较高的行业中负债率对生产率产生了促进效应;中国工业部门中负债率对生产率的作用渠道,可归纳为具有抑制效应的“利息成本负担渠道”和具有促进效应的“固定资产投资渠道”两种,这两种渠道所产生的正负性质作用的相互抵消效应是导致中国工业部门中负债率和生产率之间 U 型关系发生的内在机制。

关键词:中国工业部门 负债率 生产率 利息成本负担渠道 固定资产投资渠道

作者简介:张 杰,中国人民大学中国经济改革与发展研究院教授、博士生导师,100872。

中图分类号:F424.7 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-8102(2019)03-0068-16

一、引言

当前,高负债率、高杠杆率已经成为困扰全球各国经济可持续发展的一个重大问题。不仅发达国家面临高负债率、高杠杆率所带来的金融风险 and 经济发展困局,而且高负债率、高杠杆率也成为影响发展中国家经济可持续发展的突出现象。与此同时,一直处于快速增长通道中的中国高负债率、高杠杆率也引发了广泛关注(钟宁桦等,2016)。截至 2015 年底,中国企业部门的负债率高达 127.8%(李扬等,2015)。事实上,企业部门负债率的迅速提升,已经成为 2008 年金融危机后中国负债率大幅度攀升的主要原因。

* 基金项目:教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“中国新常态下创新驱动战略推进中的体制性障碍因素分析与突破途径”(17JJD790022)。作者感谢匿名审稿人专业且中肯的建议,文责自负。

本文聚焦的研究问题是,中国工业部门的负债率呈现何种变化态势?高负债率究竟会对中国工业部门生产率产生怎样的影响效应?与既有文献相比,本文可能具有的不同或改进之处如下。第一,研究视角的独特性。与既有文献的研究视角不同,本文从负债率对中国工业部门生产率的影响效应及其作用渠道入手,探究负债率对中国经济发展的影响效应,并尝试探索其中可能的作用机制。这样的研究视角,既是对既有文献的补充和拓展,也会加深对中国背景下负债率对实体经济可持续发展的影响这一重大问题的认识和理解。第二,经验发现的重要性。本文的经验证据验证了中国工业部门中负债率对生产率造成的典型的正 U 型作用效应,并发现和验证了这种正 U 型效应产生的内在机制及其作用渠道,在于“利息成本负担渠道”产生的抑制效应和“固定资产投资渠道”产生的促进效应二者作用相反的权衡效应。这些重要的经验证据为深入理解像中国这样的发展中国家的高负债率究竟会对经济发展产生怎样的复杂的综合作用效应提供了必要的经验证据。第三,对中国改革政策的启发意义。考虑到中国工业部门生产率增速的持续下滑以及投资增速的下降是导致中国经济发展动力弱化的核心因素这一重要事实,本文的经验证据为正确认识和化解中国工业部门中负债率对生产率造成的负面影响提供了有价值的政策参考依据。

二、典型事实、机制分析与研究假设

图 1 为中国工业部门中资产负债率与生产率的相关关系。图 1 中的左图显示了资产负债率和全要素生产率之间呈现 U 型关系的典型事实,其拐点在 50.48%;图 1 中的右图显示了资产负债率和劳动生产率之间也呈现 U 型关系的典型事实,其拐点在 55.52%。依据以上典型事实,本文提出研究假设 1。

研究假设 1:中国工业部门中负债率对生产率产生了复杂的综合作用效应,主要呈现 U 型关系作用效应的典型特征。

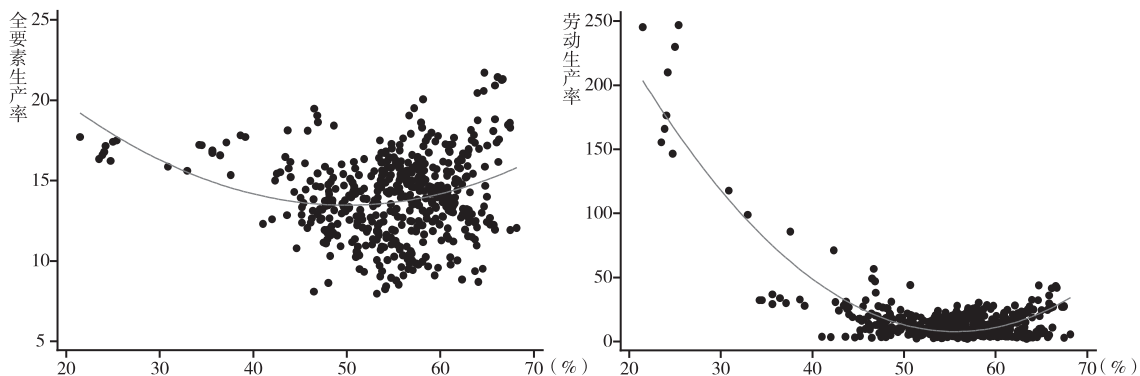


图 1 中国工业部门中负债率与生产率的相关关系

资料来源:作者根据国家统计局数据整理。

针对以上所揭示的中国工业部门中负债率和生产率之间呈现 U 型关系的典型事实,迫切需要进一步探究的问题是,为什么中国工业部门会发生这种典型现象?其中的作用机制究竟如何?按照我们的观察和思考,导致中国工业部门中发生这些典型现象的原因,可能是两种具有相互抵消效应的机制所产生的综合作用。

首先,负债率对生产率的影响机制可能具有正反两种性质的作用效应,我们将其归纳为以下两种。一种是通过“利息成本负担渠道”对生产率所造成的抑制效应。对于众多处于转型时期的发展中国家而言,其金融体系往往处于金融市场发展滞后或者面临特定的金融压制体制阶段(卢峰、姚洋,2004;王勋、Johansson,2013)。例如,在以银行体系为主导的间接融资类型的金融体系下,特有的行政进入壁垒导致银行体系具有特定的垄断性地位。在这种情形之下,一方面,相较于以金融市场为主导的直接融资类型的金融体系而言,在那些以银行体系为主导的间接融资类型金融体系的经济体中,更容易发生实体经济部门负债率相对较高的现象。相反,在以金融市场为主导的直接融资类型金融体系的经济体中,实体经济部门的负债率就相对较低(Rajan 和 Zingales, 1998)。另一方面,如果某个经济体处于以具有垄断地位的银行机构为主的金融体制之中,就容易发生银行利用自身的垄断地位,通过对实体企业索取与其所处的经济发展阶段和所面临的金融风险不相对称的高贷款利息成本,并且对需要贷款的中小微企业施加各种强制性的抵押担保或信用保证要求,导致银行对实体企业索取的各种显性或隐性贷款成本超过了实体经济部门自身的承受能力和盈利能力,从而侵害了实体部门企业的长期利润积累能力,进而造成银行体系对实体经济部门可持续发展的“掠夺之手”效应(Chen 等,2016)。这种“掠夺之手”对实体经济部门生产率的阻碍效应,既可能体现在高负债率所导致的高额利息成本负担,造成行业中微观企业普遍无法利用自身的利润积累来购买先进生产设备,进而对通过体现型技术进步来提升生产率的渠道机制造成显著的阻碍效应,也可能体现在高额利息成本负担所导致的自身利润积累不足,造成行业中微观企业普遍无法利用自身的利润积累来进行创新研发活动(Hsu 等,2014),进而对生产率的持续提升造成抑制效应。

另一种是通过“固定资产投资渠道”对生产率造成的促进效应。对于那些处于转轨阶段的发展中国家而言,一方面,多数微观企业自身创新研发基础能力的积累不足,其生产效率的提升主要是依靠购买较为先进的生产设备,即通过体现型技术进步途径来实现。因此,对于特定的受政府政策鼓励发展的行业来说,较高的负债率是由该行业中的微观企业大量购买先进生产设备造成的,这就表明较高的负债率可以通过体现型技术进步途径对生产率提升造成显著的促进效应。另一方面,在当前全球价值链分工与贸易体系之下,不少发展中国家主要是依靠制造业出口导向发展战略来实现经济起飞的。中国工业部门中微观企业为了满足出口发达国家市场所需的固定成本以及沉淀成本性质的异质性生产率优势,经常通过进口国外先进生产设备来获得“进口中学习”形式的生产率提升优势(余森杰、李晋,2015)。因此,在这种情形之下,为了获取生产率提升的出口优势而实施的进口行为所造成的高负债率,也会对生产率的提升产生可能的促进效应。

其次,从中国的现实情形来看,一方面,中国的金融恰恰面临既处于以间接融资类型的银行机构为主导的金融体系,又处于金融市场遭受政府行政控制而面临金融压制体系的双重发展困局,这必然会导致在中国工业部门中存在“利息成本负担渠道”效应,从而导致高负债率会通过“利息成本负担渠道”对生产率造成突出的抑制效应。中国工业部门中利息支出额占利润总额的比重呈现先下降后上升的U型变化趋势,由2001年的36.94%逐步下降到2011年的最低点11.85%,又逐步上升到2014年的19.93%。这就会导致中国情景下银行针对工业部门中微观企业索取相对较高的利息成本,会对企业利润以及后续发展能力造成显著的阻碍效应(Chen 等,2016)。正如向松祚所指出的,长期以来,高杠杆率和高负债率已经对中国微观企业的再投资能力造成了无法忽略的抑制效应,特别是2013年以来,中国以制造业为主的实体经济部门中近40%的新增信贷被完

全用于偿还利息。^① 这对制造业企业针对转型升级能力提升的投资活动和创新研发活动均造成了严重的负面效应。

另一方面,中国的某些特定产业部门,如战略性新兴产业或生产装备行业,由于受国家专项政策以及各种地方政府优惠政策的扶持和激励,容易获得成本相对较低、严格担保要求较少甚至具有国家隐性担保性质的较大规模的银行贷款。这就必然会导致在中国工业部门中存在“固定资产投资渠道”效应,从而导致高负债率会通过“固定资产投资渠道”对生产率形成明显的促进效应。图 2 中的左图显示,在中国工业部门的战略性新兴产业中,行业负债率和人均真实固定资本额之间呈现较为显著的正相关关系;而图 2 中的右图显示,在中国工业部门的生产装备行业中,行业负债率和人均真实固定资本额之间也呈现显著的正相关关系。由此表明,这些产业部门可能会因自身相对较为密集的固定资产存量而更容易满足中国银行体系的贷款抵押担保要求,从而可以从银行体系获得数量相对较大的银行贷款,进而造成相对较高的负债率。

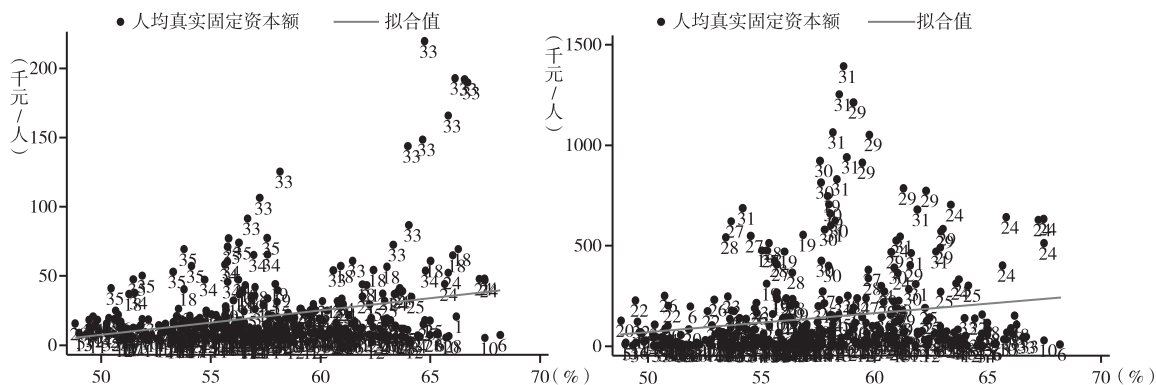


图 2 行业负债率和人均真实固定资本额之间的关系
(左图:战略性新兴产业;右图:生产装备行业)

资料来源:作者根据国家统计局数据整理。

综合以上讨论,我们认为,中国工业部门中负债率对生产率的影响效果,始终受到“固定资产投资渠道”和“利息成本负担渠道”这两个正负不同方向的传导渠道因素的作用效应。在中国工业部门负债率相对较低的行业中,“利息成本负担渠道”对生产率的抑制效应起到了主导作用,相反,“固定资产投资渠道”所起的促进作用并不显著,导致“利息成本负担渠道”的负面效应占优于“固定资产投资渠道”的正面效应,从而导致在中国工业部门负债率相对较低的行业中,负债率对生产率造成的是抑制效应;而在中国工业部门负债率相对较高的行业中,“固定资产投资渠道”对生产率的促进效应起到了主导作用,相反,“利息成本负担渠道”所起的抑制作用相对不显著,导致“固定资产投资渠道”的正面效应占优于“利息成本负担渠道”的负面效应,从而导致在中国工业部门负债率相对较高的行业中,负债率对生产率造成的是促进效应。据此,针对中国工业部门中负债率和生产率之间 U 型关系的内在渠道及其作用机制,本文提出了需要实证检验的研究假设 2 和研究假设 3。

研究假设 2:在中国工业部门负债率相对较低的行业中,“利息成本负担渠道”的负面效应占优于“固定资产投资渠道”的正面效应,导致负债率对生产率总体造成抑制效应。

① 向松祚:《对中国经济的七个警告》,搜狐网,2016 年 5 月 18 日。

研究假设 3: 在中国工业部门负债率相对较高的行业中,“固定资产投资渠道”的正面效应占优于“利息成本负担渠道”的负面效应,导致负债率对生产率总体造成促进效应。

三、计量模型设定与重要变量定义

(一) 计量模型的设定与变量定义

为了有效检验本文提出的研究假设 1, 我们设计了如下形式的计量模型:

$$productivity_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 productivity_{it-1} + \alpha_2 leverage_{it} + \alpha_3 leverage_sq_{it} + X\gamma + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

在计量方程(1)式中, 因变量 $productivity_{it}$ 表示中国工业部门中行业 i 在年份 t 的生产率。本文为了尽可能保证研究结论的可靠性, 使用劳动生产率 ($laborproductivity_{it}$) 和全要素生产率 (tfp_{it}) 这两个代理指标, 作为中国工业部门中行业生产率的测度指标。^① 考虑到在一般情形下行业部门的生产率可能具有动态延续性特征这一基本事实, 我们在计量方程(1)式中特意纳入了中国工业部门中行业生产率变量的滞后一期变量 $productivity_{it-1}$ 。核心解释变量是中国工业部门中各二分位行业的负债率水平变量 $leverage_{it}$, 定义为行业当年总负债额/当年总资产额。考虑到中国工业部门中负债率对生产率可能造成的是正 U 型非线性关系, 我们在计量方程(1)式中加入了行业负债率的平方项 $leverage_sq_{it}$ 来对其加以检验。

在计量方程(1)式中的控制变量集 X 中, 具体包括以下因素。(1) 行业资本密集度因素 ($percapital$)。定义为经过 2000 年为基期的投资价格平减后的行业固定资产存量/行业年均员工数, 固定资产存量的估算方法见下节。考虑到行业资本密集度因素与生产率之间可能存在的非线性关系, 我们在计量方程(1)式中纳入了该控制变量的平方项 $percapital_sq$ 。从中国的现实背景来看, 不同资本密集度行业之间的生产方式以及生产率存在明显的差异, 因此有必要对此因素加以控制。(2) 行业竞争程度因素 ($competition$)。使用行业中的企业单位数来表示。按照既有的研究文献, 竞争程度是影响行业生产率的不可忽略的重要外生因素 (Aghion 等, 2005), 因此也有必要对其加以控制。(3) 出口因素 ($export$)。使用行业出口交货值与工业销售产值 (当年价格) 的比值来表示。既有的大量研究文献从微观以及产业层面均证明, 出口是影响中国生产率的重要因素 (张杰等, 2016)。有鉴于此, 我们在计量方程(1)式和(2)式中也控制了该因素。(4) 行业特征差异性因素。受国家鼓励发展政策差异性的影响, 中国工业部门中不同行业所享受的政府扶持政策以及各种优惠政策存在显著的差异性。针对中国的这种现实背景, 我们按照战略性新兴产业、生产装备制造业、传统制造业以及其他类型工业行业 (主要是资源依赖型行业和供水、供热等特定垄断行业), 设置了四类行业的虚拟变量。战略性新兴产业和生产装备制造业的行业划分定义均来源于国家发改委以及工信部的相关产业指导目录和划分标准。(5) 行业不同所有制差异性因素。众多针对中国情景的研究均发现, 不同所有制类型企业的生产率存在较为明显的差异 (吴延兵, 2012; 刘瑞明, 2013), 在此情形之下, 不同行业中不同所有制类型资本的差异, 必然会对行业生产率造成无法忽略的综合影响。有鉴于此, 我们使用三组变量来度量不同行业中所有制因素的作用效应。具体来看, 就是使用国家资本 ($state$)、港澳台资本 (HMT) 和外商资本 ($foreign$) 分别占行业注册总资产的比重变量来反映在行业中不同所有制类型差异对生产率造成的差异性作用效应。当然, 对

① 具体测算方法和细节可参见以下部分内容。

照组是行业中民营性质资本占行业注册总资产份额的变量。此外,我们在计量方程(1)式中还控制年份固定效应,用以控制行业负债率可能因经济周期冲击而带来的影响效应。 ε_{it} 表示服从 i. i. d. 分布的随机扰动项。

为了进一步检验本文提出的研究假设 2 和研究假设 3,我们在计量方程(1)式的基础上拓展了如下形式的计量模型:

$$productivity_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 productivity_{it-1} + \alpha_2 leverage_{it} + \alpha_3 leverage_{it} \times interest_{it} + \alpha_4 leverage_{it} \times invest_{it} + Z \times \gamma + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

与计量方程(1)式不同的是,计量方程(2)式并非针对所有样本,而是按照行业负债率的 U 型拐点或均值将样本区分为高负债率样本和低负债率样本分别进行回归。特别的是,我们在计量方程(2)式中纳入了行业负债率 $leverage_{it}$ 和行业利息成本负担变量 $interest_{it}$ 的交互项,以及行业负债率 $leverage_{it}$ 和行业固定资产投资变量 $invest_{it}$ 的交互项。其中, $interest_{it}$ 定义为行业利息支出额与行业总负债额的比重,以反映不同行业所承受的外部融资成本的差异性; $invest_{it}$ 定义为行业当年固定资产投资额与行业总固定资产的比重,以反映不同行业所实施的固定资产投资的差异性。其他的变量定义与计量方程(1)式类同。

(二)行业生产率的测算

1. 劳动生产率($laborproductivity_{it}$)

本文中,行业劳动生产率定义为行业 i 在年份 t 的工业增加值 y_{it} 和行业 i 在年份 t 的全部从业人员年平均人数 x_{2it} 的比值。从 2008 年开始,《中国工业统计年鉴》不再披露各行业的工业增加值数据,只提供各行业的工业增加值每年末的累计增长速度,因此本文利用 2007 年各行业的工业增加值及其年均增长速度来估算 2008—2014 年各行业的工业增加值,并将所有年份的工业增加值按照各行业的工业生产者出厂价格指数折算成以 2000 年为基期的真实工业增加值。

2. 全要素生产率(tfp_{it})

我们使用包含固定效应的超越对数生产函数法来估算中国工业部门中各行业的全要素生产率。该方法具有两个方面的优势:一是该方法容许估算单元的技术、资本等关键要素投入决策行为和行业随时间不变的异质性之间的相关性(Altunbas 和 Chakravarty, 2001);二是该方法容许规模报酬效应能够随着不同行业和时间而变化。基于研究样本所具有的基本特性的考虑,我们认为,选用超越对数生产函数法在一定程度上可能比较适用于对处于转型背景下中国工业部门中行业层面的全要素生产率进行估算。为此,我们构建了如下计量框架:

$$\ln y_{it} = \beta_0 + \sum_{k=1}^2 \beta_k \ln x_{kit} + \frac{1}{2} \sum_{h=1}^2 \sum_{k=1}^2 \phi_{hk} \ln x_{hit} \times \ln x_{kit} + \varphi_0 t + \frac{2}{2} \varphi_{00} t^2 + \sum_{k=1}^2 \delta_k t \times \ln x_{kit} + \lambda_{it} financialcrisis_{it} + \varphi_{industry} + \nu_{it} \quad (3)$$

在计量方程(3)式中, y_{it} 表示行业 i 在年份 t 的工业增加值, x_{1it} 表示行业 i 在年份 t 的固定资本存量, x_{2it} 表示行业 i 在年份 t 的全部从业人员年平均人数。行业工业增加值 y_{it} 和行业全部从业人员年平均人数 x_{2it} 的数据上文已经给出。此外,本文还加入了虚拟变量 $financialcrisis_{it}$, 定义为 2008 年之前设定为 0、2008 年之后(包括 2008 年在内)设定为 1 的虚拟变量。加入这个变量的目的,在于控制和吸收来自 2008 年金融危机对中国工业部门所造成的结构性外部冲击效应。 $\varphi_{industry}$ 表示

二分位行业的虚拟变量,用来控制行业层面的固定效应。 ν_{it} 表示服从 i. i. d. 的随机误差。

在计量方程(3)式中,难点在于如何有效地估算中国工业部门中各行业的固定资本存量。我们在充分挖掘《中国工业统计年鉴》既有数据信息的基础上,借鉴李小平、朱钟棣(2005)以及陈诗一(2011)的做法,以2000年为基期对35个工业行业的固定资本存量分别进行核算。具体估算步骤如下。

第一步:计算工业分行业折旧率。本文研究的区间是2001—2014年。因此,将2000年的当年价格固定资产净值作为初始资本存量。现有文献通常估算一个不变的折旧率数值,用于对不同年份不同行业的固定资本存量进行估算,但在我们看来,这种估算方法在一定程度上过于粗糙。《中国工业统计年鉴》提供了完整的累计折旧和固定资产原值的数据,可以根据这些数据求出具体的分行业折旧率。其计算公式如下:本年折旧 $_t$ = 累计折旧 $_t$ - 累计折旧 $_{t-1}$, 折旧率 $_t$ = 本年折旧 $_t$ / 固定资产原值 $_{t-1}$ 。其中,下标字母 t 和 $t-1$ 分别表示当期和前期。

第二步:确定固定资产投资价格指数。由于《中国工业统计年鉴》中的固定资产净值只是账面的名义价值,我们要对其使用固定资产投资价格指数进行平减,以计算真实价值。按照国家统计局1987年对固定资产投资统计的规定,固定资产投资价格指数分为建筑安装工程价格指数、设备价格指数和其他费用价格指数。为了简化计算,我们将固定资产投资价格指数区分为建筑安装工程价格指数和设备价格指数,并采用如下公式加以计算:

$$p_{it} = w_{it} \times p_{it} + w_{st} \times p_{st}$$

其中, p_{it} 、 p_{it} 、 p_{st} 分别表示行业 i 在年份 t 的固定资产投资价格指数、建筑安装工程价格指数和设备价格指数, w_{it} 、 w_{st} 分别表示各行业中建 筑安装工程费用和设备费用占固定资产总值的比例。我们以各行业工业品出厂价格指数表示设备价格指数,并且将其他费用计入设备安装费用中加以计算。需要说明的是,在计算建筑安装工程费用和设备费用占固定资产总值的比例时,2002—2003年的数据来自《中国固定资产投资统计年鉴》中按行业分的基本建设投资数据,2004—2014年的数据来自按行业分的城镇固定资产投资数据。

第三步:计算分行业每年新增实际投资额。首先,根据固定资产原值数据并利用下列公式可以计算得到当年价投资额序列:当年价投资额 $_t$ = 固定资产原值 $_t$ - 固定资产原值 $_{t-1}$ 。其次,对当年价投资额数据按如下公式进行平减:真实投资额 $_t$ = 当年价投资额 $_t$ / 固定资产投资价格指数 $_t$ 。再次,按照永续盘存法计算资本存量。最后,利用前面几步估算出的数据,按照公式估算中国工业分行业的真实固定资本存量(单位为亿元):真实固定资本存量 $_t$ = 可比价全部口径投资额 $_t$ + (1 - 折旧率 $_t$) × 真实固定资本存量 $_{t-1}$ 。

依据以上步骤,最终我们需要估算的中国工业部门行业层面全要素生产率的计算公式为:

$$tfp_{it} = \ln y_{it} - \theta_k \ln k - \theta_l \ln l \quad (4)$$

在估算方程(4)式中, θ_k 可表示为 $\beta_1 + \phi_{11} \ln k + \frac{1}{2}(\phi_{12} + \phi_{21}) \ln l + \delta_1 t$,而 θ_l 可表示为 $\beta_2 + \phi_{22} \ln l + \frac{1}{2}(\phi_{12} + \phi_{21}) \ln k + \delta_2 t$ 。

(三)数据来源与处理说明

本文研究样本数据的口径是规模以上工业企业,数据均来自历年《中国工业经济统计年鉴》《中国经济普查年鉴》《中国固定资产投资统计年鉴》《中国统计年鉴》《中国科技统计年鉴》《工业企业科技活动统计年鉴》。此外,国家统计局自1984年首次发布《国民经济行业分类与代码》

(GB/T 4754—1984)后,又分别于 1994 年、2002 年、2011 年进行了三次修订。本文研究的区间为 2001—2014 年,工业行业在此时间段内有两次变化。为了使采用的行业数据具有连贯性和可比性,本文将从后向前对工业行业进行调整和整理。相较于 1994 年的版本,《国民经济行业分类》(GB/T 4754—2002)主要有两点不同:一是采掘业更名为采矿业,并将原属于“采掘业”的林业采运业调至 A 门类“农、林、牧、渔业”,因此将“木材及竹材采运业”删去;二是从 2003 年开始,行业分类中出现了“废弃资源和废旧材料回收加工业”与“工艺品及其他制造业”,由于缺乏基期的数据,也将其删去。而 2011 年修订版本的变化为:一是多出了“开采辅助活动”与“金属制品、机械和设备修理业”两个行业分类,我们考虑对应难度后将其删去;二是将“橡胶制品业”和“塑料制品业”合并成“橡胶和塑料制品业”,因此将 2001—2011 年“橡胶制品业”和“塑料制品业”的数据合并;三是“交通运输设备制造业”被拆分为“汽车制造业”和“铁路、船舶、航空航天和其他运输设备制造业”,由于缺乏拆分前的两个分类的具体比例,所以选择将 2012—2014 年的“汽车制造业”和“铁路、船舶、航空航天和其他运输设备制造业”的数据合并。此外,其他采矿业由于数据缺乏较多,也将其删去。因此,本文实际最终获得和核算了 35 个工业行业的数据。

四、实证结果与分析

(一)基准回归结果

为了尽可能解决计量方程(1)式中关键解释变量行业负债率和因变量生产率之间逆向因果关系所导致的内生性问题,我们拟采取两步系统 GMM 估计方法来加以解决,而且对于控制变量中与因变量生产率可能存在联立性关系的行业竞争程度、出口因素等变量,在两步系统 GMM 的估计框架中,我们对其采取前定变量形式加以处理。表 1 报告了中国工业部门中资产负债率对生产率影响效应的检验结果。模型 1 列示的是将劳动生产率作为被解释变量,使用 OLS 方法的基准估计结果。可以观察出,资产负债率变量 *leverage* 在 1% 的统计水平下显著为负,而其平方项变量 *leverage_sq* 在 1% 的统计水平下显著为正。这说明,中国工业部门中资产负债率对劳动生产率的作用效应呈现一种正 U 型的作用关系。模型 2 展现的是将劳动生产率作为被解释变量,使用两步系统 GMM 方法的估计结果。可以发现,*leverage* 的回归系数仍然在 1% 的统计水平下显著为负,而其平方项变量 *leverage_sq* 也仍然在 1% 的统计水平下显著为正。这进一步说明,中国工业部门中资产负债率对劳动生产率的作用效应呈现的是特定的 U 型作用关系。模型 3 展示的是将利用超越对数函数方法估算的行业全要素生产率作为被解释变量,使用 OLS 方法的基准估计结果;模型 4 显示的是将利用超越对数函数方法估算的行业全要素生产率作为被解释变量,使用两步系统 GMM 方法的估计结果。模型 3 和模型 4 中,*leverage* 的回归系数同样在 1% 的统计水平下显著为负,*leverage_sq* 同样在 1% 的统计水平下显著为正。以上变换生产率的代理变量以及变换不同估计方法所得到的一致性的估计结果,为我们提出的研究假设 1 提供了比较有利的支持证据。这种 U 型关系背后所反映的基本事实是,对于那些生产率相对较低的行业而言,负债率的提高会对行业的生产率产生抑制效应,这可能说明了在这些行业中存在“利息成本负担效应”占优于“固定资产投资促进效应”的现象;相反,对于那些生产率相对较高的行业而言,负债率的提高则会对行业的生产率产生促进效应,这可能揭示了在这些行业中“固定资产投资促进效应”占优于“利息成本负担效应”的重要现象。

表 1 中国工业部门中资产负债率对生产率影响效应的检验结果

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
被解释变量	<i>laborproductivity</i>	<i>laborproductivity</i>	<i>tfp</i>	<i>tfp</i>
估计方法	OLS	两步系统 GMM	OLS	两步系统 GMM
<i>laborproductivity</i> ₋₁		0.976 *** (16.64)		
<i>tfp</i> ₋₁				0.950 *** (53.52)
<i>leverage</i>	-1845.451 *** (-13.17)	-762.799 *** (-13.32)	-26.092 *** (-5.32)	-23.321 *** (-4.61)
<i>leverage_sq</i>	1658.820 *** (12.89)	686.931 *** (13.05)	26.760 *** (5.55)	23.106 *** (4.64)
<i>percapital</i>	0.194 *** (2.73)	0.173 ** (2.09)	0.115 *** (17.62)	0.124 *** (17.93)
<i>percapital_sq</i>	-0.001 *** (-2.73)	-0.000 ** (-2.40)	-0.000 *** (-10.36)	-0.000 *** (-10.66)
<i>competition</i>	0.000 ** (2.38)	0.000 *** (2.69)	0.000 *** (16.91)	0.000 *** (16.21)
<i>export</i>	-3.103 (-1.02)	-3.007 (-0.98)	-0.929 (-1.20)	-1.000 (-1.29)
<i>state</i>	3.303 (0.45)	4.696 (0.55)	-0.140 (-0.24)	-0.853 (-1.25)
<i>HMT</i>	-4.849 (-0.76)	-5.672 (-0.85)	-6.130 *** (-3.17)	-6.085 *** (-3.16)
<i>foreign</i>	34.282 *** (5.64)	34.546 *** (5.76)	5.471 *** (8.76)	5.781 *** (9.31)
constant	503.737 *** (13.53)	506.518 *** (13.65)	16.133 *** (13.29)	15.720 *** (12.01)
行业类型特征	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
Adjusted-R ²	0.944		0.945	
AR(1) - P 值		0.00		0.00
AR(2) - P 值		0.34		0.59
Hansen-test		0.78		0.56
N	490	490	490	490

注：***、**和*分别表示1%、5%和10%（双尾）的统计显著性水平；括号内的数值为经过异方差调整过的t值或z值。

虽然我们在表 1 中控制了相关的行业特征因素,但令人担忧的问题可能是,类似于资源相关的工业行业以及供水、供电和供热等具有公共产品性质的工业部门,会因政府特殊政策的扶持而使负债率发生变化,并不遵循一般的逻辑,而且资源依赖型产业的负债率在我们的样本观察期内出现了较大幅度的上升态势,可能会影响负债率对行业生产率的作用效应。为此,表 2 汇报的是剔除了这些特定的工业行业,只保留制造业行业的检验结果。从表 2 仍然可以看出,无论将劳动生产率还是将全要素生产率作为行业生产率的代理变量,也无论采用 OLS 方法还是采用两步系统 GMM 估计方法,表 2 中各模型的检验结果显示,资产负债率变量 *leverage* 均在 1% 的统计水平下显著为负,而其平方项变量 *leverage_sq* 均在 1% 的统计水平下显著为正。由此验证,中国工业部门中资产负债率对生产率的作用效应仍然呈现一种显著的 U 型作用关系,这在一定程度上消除了我们以上的担忧。

表 2 中国制造业部门中资产负债率对生产率影响效应的检验结果

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
被解释变量	<i>laborproductivity</i>	<i>laborproductivity</i>	<i>tfp</i>	<i>tfp</i>
估计方法	OLS	两步系统 GMM	OLS	两步系统 GMM
<i>leverage</i>	- 1667. 875 *** (- 15. 65)	- 176. 132 *** (- 4. 96)	- 16. 806 *** (- 4. 78)	- 1. 576 *** (- 3. 17)
<i>leverage_sq</i>	1424. 610 *** (15. 05)	146. 804 *** (3. 88)	17. 880 *** (5. 00)	1. 770 *** (3. 33)
Adjusted-R ²	0. 944		0. 945	
AR(1) - P 值		0. 00		0. 00
AR(2) - P 值		0. 43		0. 76
Hansen-test		0. 38		0. 41
<i>N</i>	420	420	420	420

注:***、**和*分别表示1%、5%和10%(双尾)的统计显著性水平;括号内的数值为经过异方差调整过的t值或z值;限于篇幅要求,相关控制变量的估计结果均未报告,有兴趣的读者可向作者索取。

更为深入地来看,以表 1 模型 4 的估计结果为例,我们对 *leverage* 拐点左右具体行业的分布特征进行观察,可以得出以下结论。首先,处于 *leverage* 拐点左边的行业样本有 192 个,而处于 *leverage* 拐点右边的行业样本有 298 个,由此表明,从中国工业部门中负债率对行业生产率的作用效应角度来看,在相对大多数的行业样本中,负债率对生产率造成的是促进效应;而在相对小部分的行业样本中,负债率对生产率造成的则是抑制效应。因此,这在一定程度上可以将其解读为,从总体效应来看,在中国工业部门负债率对生产率的作用效应中,促进效应可能还是起主导作用。其次,表 3 数据显示,那些负债率对生产率造成促进效应的样本行业主要分布在战略性新兴产业和生产装备制造业中,当然,传统制造业也占据了一定的分布比重;相反,那些负债率对生产率造成抑制效应的样本行业则主要分布在资源依赖型行业和以供水、供热等特定垄断行业为主的其他行业,而在战略性新兴产业和生产装备制造业中的分布相对较少,当然,传统制造业也占据了一定的分布比重。这样的对比结果进一步说明,从中国现阶段的发展事实来看,中国工业部门正处于由传统制造业逐步向战略性新兴产业和生产装备制造业发展壮大的转型升级过程中,各级政府也会在一定程度上利用各种引导和鼓励政策,激励银行贷款资金优先提供给战略性新兴产业和生产

装备制造业,同时也会向一些处于转型升级中的特定传统制造业提供适度的扶持和支持。在这种情形之下,在中国特定的工业部门各行业中,就会导致负债率对生产率产生促进效应现象的发生。

表 3 中国工业部门中资产负债率对生产率的 U 型关系拐点左右的具体行业分布特征比较分析

	单位: %				
	占总样本比重	战略性新兴产业 占总样本比重	生产装备制造业 占总样本比重	传统制造业 占总样本比重	其他行业 占总样本比重
<i>leverage</i> 拐点左边的 行业分布特征	39. 18	0	1. 63	23. 26	14. 29
<i>leverage</i> 拐点右边的 行业分布特征	60. 82	14. 29	18. 37	28. 16	0

(二)区分高负债率和低负债率样本的检验结果

为了更为深入地剖析中国背景下资产负债率对工业行业生产率所产生的 U 型影响效应,我们又设计了一系列稳健性检验,即按照中国工业部门中资产负债率的均值和拐点区分为高负债率的样本组和低负债率的样本组,来进一步检验资产负债率对行业生产率的作用效应。表 4 中模型 1 至模型 4 的估计结果显示,按照资产负债率变量 *leverage* 的均值来划分样本组,无论将劳动生产率还是将全要素生产率作为被解释变量,在高负债率的样本组中,*leverage* 的回归系数均呈现显著为正的特征;而在低负债率的样本组中,*leverage* 的回归系数均呈现显著为负的特征。表 4 中模型 5 至模型 8 汇报的是按照资产负债率变量 *leverage* 的拐点来划分样本组的估计结果。其结果同样显示,在高负债率的样本组中,*leverage* 的回归系数显著为正;而在低负债率的样本组中,*leverage* 的回归系数显著为负。以上的系列稳健性检验结果再次验证了同样的重要现象,即中国工业部门中,在那些低负债率的工业行业中,负债率对生产率造成了突出的抑制效应;而在那些高负债率的工业行业中,负债率不但未对生产率造成抑制效应,反而造成了促进效应。

表 4 中国工业部门中资产负债率对生产率影响效应的稳健性检验结果

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8
	按照 <i>leverage</i> 的均值划分样本组				按照 <i>leverage</i> 的拐点划分样本组			
样本类型	<i>leverage_ high</i>	<i>leverage_ low</i>	<i>leverage_ high</i>	<i>leverage_ low</i>	<i>leverage_ high</i>	<i>leverage_ low</i>	<i>leverage_ high</i>	<i>leverage_ low</i>
<i>leverage</i>	13. 961 ** (2. 27)	- 491. 638 *** (- 8. 44)	8. 686 *** (4. 29)	- 6. 029 *** (- 3. 85)	16. 550 ** (2. 39)	- 473. 154 *** (- 8. 12)	6. 355 *** (4. 79)	- 4. 977 *** (- 2. 73)
AR(1) - P 值	0. 00	0. 00	0. 00	0. 00	0. 00	0. 00	0. 00	0. 00
AR(2) - P 值	0. 45	0. 26	0. 33	0. 21	0. 39	0. 58	0. 30	0. 52
Hansen-test	0. 37	0. 59	0. 61	0. 44	0. 38	0. 41	0. 54	0. 27
<i>N</i>	282	208	273	217	269	221	286	204

注:同表 2。

五、机制检验与分析

为了对研究假设 2 和研究假设 3 进行实证检验,我们利用计量模型(2)式进行相应的回归。

表 5 报告的是将劳动生产率作为被解释变量的估计结果。其中,模型 1 和模型 2 的估计结果分别显示,在高负债率的行业中,资产负债率变量 *leverage* 和利息成本负担变量 *interest* 的交互项的回归系数为负但不显著;而在低负债率的行业中,*leverage* 和 *interest* 的交互项的回归系数在 1% 的统计水平下显著为负。模型 3 和模型 4 的估计结果分别显示,在高负债率的行业中,资产负债率变量 *leverage* 和固定资产投资变量 *invest* 的交互项的回归系数在 5% 的统计水平下显著为正;而在低负债率的行业中,*leverage* 和 *invest* 的交互项的回归系数为负但不显著。进一步,我们在模型 5 和模型 6 中,同时纳入 *leverage* 和 *interest* 的交互项以及 *leverage* 和 *invest* 的交互项进行回归,可以发现,以上的估计结果并未发生实质性的变化。这些检验结果充分表明,在中国工业部门中,对于那些高负债率的行业而言,如果是来源于固定资产投资增长所带来的负债率的提高,则会对行业劳动生产率带来显著的促进效应。对比来看,在此情形中,高负债率所带来的利息成本负担效应,并未对这些高负债率行业的劳动生产率带来抑制效应。这就在相当程度上说明,在高负债率的中国工业行业中,“固定资产投资渠道”所内含的促进效应发挥了作用,而“利息成本负担渠道”所内含的抑制效应并未发挥作用,导致投资对高负债率行业的劳动生产率的促进效应起到了主导作用,进而造成高负债率对劳动生产率整体上呈现的是促进效应。由此表明存在“固定资产投资渠道”的促进效应占优于“利息成本负担渠道”的抑制效应这一事实,进而验证了本文提出的研究假设 3。对于那些低负债率的行业而言,高负债率所带来的利息成本负担效应,对行业劳动生产率带来了显著的抑制效应。而固定资产投资增长所带来的负债率的提高,并未对行业劳动生产率带来显著的促进效应。由此验证,在中国工业部门的低负债率行业中,“利息成本负担渠道”所内含的抑制效应发挥了主导作用,而“固定资产投资渠道”所内含的促进效应并未起到积极作用,即存在“利息成本负担渠道”的抑制效应占优于“固定资产投资渠道”的促进效应这一重要事实,由此进一步验证了本文提出的研究假设 2。

表 5 中国工业部门中资产负债率对劳动生产率影响机制的检验结果(以 *leverage* 拐点划分)

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
样本类型	<i>leverage</i> - <i>high</i>	<i>leverage</i> - <i>low</i>	<i>leverage</i> - <i>high</i>	<i>leverage</i> - <i>low</i>	<i>leverage</i> - <i>high</i>	<i>leverage</i> - <i>low</i>
<i>leverage</i>	16. 620 ** (2. 38)	- 444. 822 *** (- 8. 26)	16. 486 ** (2. 40)	- 427. 183 *** (- 7. 98)	16. 579 ** (2. 38)	- 409. 586 *** (- 8. 16)
<i>leverage</i> × <i>interest</i>	- 2. 661 (- 0. 04)	- 327. 229 *** (- 3. 82)			- 3. 590 (- 0. 05)	- 310. 152 *** (- 3. 73)
<i>leverage</i> × <i>invest</i>			2. 096 ** (2. 20)	- 16. 115 (- 0. 68)	2. 128 ** (2. 13)	- 13. 595 (- 0. 33)
AR(1) - P 值	0. 00	0. 00	0. 00	0. 00	0. 00	0. 00
AR(2) - P 值	0. 65	0. 29	0. 39	0. 47	0. 42	0. 35
Hansen-test	0. 36	0. 78	0. 43	0. 24	0. 31	0. 68
<i>N</i>	269	221	269	221	269	221

注:同表 2。

与此类似的逻辑是,表 6 报告的是将全要素生产率作为被解释变量,针对研究假设 2 和研究假设 3 的各项检验结果。在模型 1 至模型 6 的估计结果中,*leverage* 和 *interest* 的交互项以及 *leverage* 和 *invest* 的交互项的回归结果均未发生本质性的改变。由此可以清晰地观察到以下经验事实。一

方面,在中国工业部门的高负债率行业中,“固定资产投资渠道”所内含的促进效应发挥了主导作用,而“利息成本负担渠道”所内含的抑制效应并未发挥作用,最终导致投资对高负债率行业全要素生产率的作用效应总体上表现为促进效应。这就进一步验证了在中国工业部门的高负债率行业中,存在“固定资产投资渠道”的促进效应占优于“利息成本负担渠道”的抑制效应这一典型事实。另一方面,在中国工业部门的低负债率行业中,“利息成本负担渠道”所内含的抑制效应发挥了主导作用,而“固定资产投资渠道”所内含的促进效应并未起到积极作用,最终导致投资对低负债率行业全要素生产率的作用效应总体上表现为抑制效应。由此也验证了在中国工业部门的低负债率行业中,存在“利息成本负担渠道”的抑制效应占优于“固定资产投资渠道”的促进效应这一重要事实。这些经验证据为本文提出的研究假设 2 和研究假设 3 提供了更为有利的经验证据支撑。

表 6 中国工业部门中资产负债率对全要素生产率影响机制的检验结果(以 *leverage* 拐点划分)

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
样本类型	<i>leverage-high</i>	<i>leverage-low</i>	<i>leverage-high</i>	<i>leverage-low</i>	<i>leverage-high</i>	<i>leverage-low</i>
<i>leverage</i>	5. 887 *** (3. 93)	- 7. 645 *** (- 3. 61)	6. 379 *** (4. 77)	- 4. 965 ** (- 2. 53)	5. 987 *** (3. 94)	- 7. 446 *** (- 3. 34)
<i>leverage</i> × <i>interest</i>	19. 853 (0. 82)	- 3. 540 *** (- 3. 17)			16. 620 (0. 67)	- 3. 282 *** (- 3. 05)
<i>leverage</i> × <i>invest</i>			6. 196 ** (1. 99)	0. 375 (0. 15)	6. 025 ** (2. 12)	0. 330 (0. 13)
AR(1) - P 值	0. 00	0. 00	0. 00	0. 00	0. 00	0. 00
AR(2) - P 值	0. 53	0. 26	0. 42	0. 38	0. 55	0. 24
Hansen-test	0. 73	0. 50	0. 33	0. 46	0. 51	0. 43
<i>N</i>	286	204	286	204	286	204

注:同表 2。

为了尽可能保证本文主要结论的可靠性,我们又将中国工业部门资产负债率的均值作为区分高负债率和低负债率不同样本组的划分标准,再按照以上的逻辑,重复以上的各项回归,所得到的各项估计结果均列示在表 7 和表 8 中。对其观察可以发现,本文的主要结论均未发生本质性的改变。这些稳健性检验,进一步为本文研究假设 2 和研究假设 3 的机制分析提供了具有一定说服力的支撑证据。

然而,有必要继续深入探究的问题是,我们在以上所有回归模型中的共同发现是,为什么在高负债率的中国工业部门中,*leverage* 和 *interest* 变量的交互项的回归系数并未呈现统计意义上的显著负相关性?为什么在低负债率的中国工业部门中,*leverage* 和 *invest* 变量的交互项的回归系数也并未呈现统计意义上的显著正相关性?结合图 2 所展示的一系列相关信息,再参照表 3 归纳得到的具体行业分布特征相关信息,我们对此做出的解释如下。首先,对于那些相对高负债率的中国工业行业而言,这些行业既是固定资产投资增速较快的产业,是在较大程度上依赖先进生产设备以及高强度资本投资的行业,往往也是我国所定义的高新技术产业或战略性新兴产业以及生产装备制造制造业。一方面,这些产业均属于中国各级政府实施各种优惠政策积极鼓励和优先发展的重点产业,这些产业在通过外部金融机构的融资渠道来筹集固定资产投资资金时,在政府积极推出的

各项扶持政策的支持下,在很大程度上可以获得成本相对较低、数量相对较大的外部融资资金;另一方面,这些高负债率行业中的微观企业,由于自身的固定资产规模相对较大,在中国以银行为主的金融机构的贷款风险主要是将固定资产作为贷款担保抵押物的情形下,相对容易获得数量较大和贷款利息成本相对较低的外部融资。这两个方面因素的叠加效应,可能导致在中国工业部门的高负债率行业中, *leverage* 和 *interest* 变量的交互项的回归系数无法呈现显著的负相关性。其次,对于中国工业部门中的那些低负债率行业而言,按照前文的分析,这些行业往往也是劳动密集型的传统制造业,其发展和竞争力的提升,并不依赖先进技术和生产设备的引入以及高强度的固定资产投入,而是主要依靠劳动要素投入来实现生产经营活动。因此,在这种情形之下,在中国工业部门的低负债率行业中, *leverage* 和 *invest* 变量的交互项的回归系数无法呈现显著的正相关性就具有相应的合理性。

表 7 中国工业部门中资产负债率对劳动生产率影响机制的检验结果(以 *leverage* 均值划分)

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
样本类型	<i>leverage</i> - <i>high</i>	<i>leverage</i> - <i>low</i>	<i>leverage</i> - <i>high</i>	<i>leverage</i> - <i>low</i>	<i>leverage</i> - <i>high</i>	<i>leverage</i> - <i>low</i>
<i>leverage</i>	14.337 ** (2.33)	-442.511 *** (-8.37)	14.073 ** (2.33)	-461.334 *** (-8.37)	14.415 ** (2.37)	-421.553 *** (-8.32)
<i>leverage</i> × <i>interest</i>	-14.259 (-0.22)	-1882.721 *** (-3.75)			-13.222 (-0.21)	-1643.521 *** (-3.47)
<i>leverage</i> × <i>invest</i>			2.506 ** (2.25)	-300.383 (-0.41)	2.389 ** (2.24)	-281.886 (-0.31)
AR(1) - P 值	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
AR(2) - P 值	0.35	0.42	0.18	0.48	0.36	0.59
Hansen-test	0.22	0.31	0.46	0.37	0.58	0.26
<i>N</i>	282	208	282	208	282	208

注:同表 2。

表 8 中国工业部门中资产负债率对全要素生产率影响机制的检验结果(以 *leverage* 均值划分)

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
样本类型	<i>leverage</i> - <i>high</i>	<i>leverage</i> - <i>low</i>	<i>leverage</i> - <i>high</i>	<i>leverage</i> - <i>low</i>	<i>leverage</i> - <i>high</i>	<i>leverage</i> - <i>low</i>
<i>leverage</i>	6.209 *** (3.08)	-6.247 *** (-3.77)	8.293 *** (4.19)	-5.896 *** (-3.65)	5.944 *** (3.00)	-6.141 *** (-3.71)
<i>leverage</i> × <i>interest</i>	94.084 (1.56)	-8.213 ** (-2.31)			90.591 (1.38)	-9.639 *** (-3.35)
<i>leverage</i> × <i>invest</i>			8.852 ** (2.18)	-1.315 (-0.47)	8.051 ** (2.13)	-1.429 (-0.49)
AR(1) - P 值	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
AR(2) - P 值	0.28	0.36	0.48	0.23	0.35	0.25
Hansen-test	0.56	0.73	0.65	0.52	0.34	0.46
<i>N</i>	273	217	273	217	273	217

注:同表 2。

六、简要结论与政策含义

在中国经济进入“新常态”的特定发展阶段,对于推进以中国工业部门为主的实体经济部门可持续发展而言,全面认识和理解中国工业部门中负债率对生产率的影响效应及其作用机制,无疑是当前具有重大现实意义的研究命题。本文得到的重要经验发现如下。(1)与中国整体负债率大幅度快速上升的事实不同,中国工业部门的负债率呈现逐步下降态势。中国工业部门中不同产业部门的负债率变化趋势发生显著的分化现象,传统制造业的负债率呈现大幅度下降态势,战略性新兴产业和生产装备制造业也呈现较大幅度下降态势,而资源依赖型产业的负债率则呈现较大幅度上升态势。国有企业是导致中国工业部门中战略性新兴产业和生产装备制造业负债率上升的重要因素,但并非导致传统制造业和资源依赖型产业负债率变化的主导因素。(2)在中国工业部门中,负债率对生产率造成了显著 U 型关系的作用效应,可进一步将其细分为,在负债率相对较低的行业中,负债率对生产率产生了抑制效应;而在负债率相对较高的行业中,负债率对生产率产生了促进效应。由此验证,中国背景下负债率对中国工业部门生产率的作用效应可能具有两面性。(3)从中国的现实情况来看,中国工业部门中负债率对生产率的作用渠道可归纳为“利息成本负担渠道”和“固定资产投资渠道”两种,前者具有抑制效应,后者具有促进效应。在负债率相对较低的行业中,“利息成本负担渠道”的抑制效应起主导作用;而在负债率相对较高的行业中,“固定资产投资渠道”的促进效应起主导作用。这就是本文对中国工业部门负债率和生产率之间存在 U 型关系这一典型事实的发生动因和内在机制的解释。

本文的政策含义非常直接,具体表现为,中国工业部门的负债率在 2001—2014 年虽然呈现小幅度下降态势,但是整体上始终维持在 50% 以上的高位。客观来看,在中国银行体系处于相对垄断地位导致贷款利率相对较高以及因各种贷款抵押担保要求而产生隐性贷款成本的情形下,如此高的负债率必然要求中国工业部门中的微观企业必须承担较高的贷款利息成本,从而挤压企业利润,削弱企业投资和创新研发投入动力,进而对企业生产率的提升能力造成了突出的抑制效应。在这种情形下,要高度重视高负债率对中国工业部门生产率提升所形成的负面影响效应,要通过积极推进改革来破除造成中国工业部门高负债率形成的机制性、体制性障碍。从短期来看,持续适度降低银行贷款利率,减少不合理的银行贷款要求,是降低高负债率对中国工业部门可持续发展负面影响的必要举措。从长期来看,加快国有企业混合所有制改革,消除国有企业部门不正常的高负债率及其带来的诸多负面的扭曲效应,同时加快中国金融体制改革,发展以直接融资渠道为主的资本市场,推进银行混业经营体制改革,是扭转和消除中国工业部门高负债率及其带来的负面影响的根本性改革措施。

参考文献:

1. 陈诗一:《中国工业分行业统计数据估算:1980—2008》,《经济学(季刊)》2011 年第 3 期。
2. 李扬、张晓晶、常欣等:《中国国家资产负债表 2015: 杠杆调整与风险管理》,中国社会科学出版社 2015 年版。
3. 李小平、朱钟棣:《中国工业行业的全要素生产率测算——基于分行业面板数据的研究》,《管理世界》2005 年第 4 期。
4. 刘瑞明:《中国的国有企业效率:一个文献综述》,《世界经济》2013 年第 11 期。
5. 卢峰、姚洋:《金融压抑下的法治、金融发展和经济增长》,《中国社会科学》2004 年第 1 期。
6. 王勋、Anders Johansson:《金融抑制与经济结构转型》,《经济研究》2013 年第 1 期。
7. 吴廷兵:《中国哪种所有制类型企业最具创新性?》,《世界经济》2012 年第 6 期。

8. 余森杰、李晋：《进口类型、行业差异化程度与企业生产率提升》，《经济研究》2015 年第 8 期。
9. 钟宁桦、刘志阔、何嘉鑫、苏楚林：《我国企业债务的结构性问题》，《经济研究》2016 年第 7 期。
10. 张杰、张帆、陈志远：《出口与企业生产率关系的新检验：中国经验》，《世界经济》2016 年第 6 期。
11. Aghion, P. , Bloom, N. , Blundell, R. , Griffith, R. , & Howitt, P. , Competition and Innovation: An Inverted-U Relationship. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 120, No. 2, 2005, pp. 701 – 728.
12. Altunbas, Y. , & Chakravarty, S. , Frontier Cost Functions and Bank Efficiency. *Economic Letters*, Vol. 72, 2001, pp. 233 – 240.
13. Chen, Z. , Li, Y. , & Zhang, J. , The Bank-firm Relationship: Helping or Grabbing?. *International Review of Economics and Finance*, Vol. 42, 2016, pp. 385 – 403.
14. Hsu, P. H. , Tian, X. , & Xu, Y. , Financial Development and Innovation: Cross-country Evidence. *Journal of Financial Economics*, Vol. 112, No. 1, 2014, pp. 116 – 135.
15. Rajan, R. G. , & Zingales, L. , Financial Dependence and Growth. *American Economic Review*, Vol. 288, 1998, pp. 559 – 587.

How Does High Debt Level Affect Productivity?

—An Explanation Based on U-shaped Relationship in China's Industry

ZHANG Jie (Renmin University of China, 100872)

Abstract: Based on the panel data of China's industrial sector from 2001 to 2014, and on the basis of summarizing some important facts, this paper finds that the debt ratio of China's industrial sector is gradually declining, in contrast to the sharp and rapid rise of China's overall debt ratio. In China's industrial sector, there is a significant differentiation in the trend of debt ratios in different industries. Under the Chinese scenario, debt ratios have a significant U-shaped relationship with industrial productivity, which is manifested in the fact that in industries with relatively low debt ratios, debt ratios have a restraining effect on productivity, while in industries with relatively high debt ratios, debt ratios have a promoting effect on productivity. The channels of the effect of liabilities on productivity in China's industrial sector can be summarized as “interest cost burden” channel with restraining effect and “fixed assets investment” channel with promoting effect. The offset effect of the positive and negative effects of these two channels is the internal mechanism that leads to the U-shaped relationship between liabilities and productivity in China's industrial sector.

Keywords: China's Industrial Sector, Debt Ratio, Productivity, U-shaped Relationship, Interest Cost Burden Channel, Fixed Assets Investment Channel

JEL: D24

责任编辑：非 同