

宏观政策、金融资源配置与 企业部门高杠杆率

王宇伟 盛天翔 周 耿

(南京大学经济学系, 江苏南京 210093; 南京农业大学金融学院, 江苏南京 210095)

摘 要:随着中国整体债务水平的不断攀升, 企业部门去杠杆的呼声日益提高。但统计数据表明, 微观企业资产负债率的提升并不足以解释企业部门宏观杠杆率的大幅上升。本文从宏观杠杆率计算公式出发, 利用上市公司数据开展的实证研究发现, 2008 年以来较为宽松的宏观政策环境下, 金融资源被过多配置到资产周转率和增加值率较低的企业, 是近年企业部门杠杆率猛增的主要原因, 形成这一问题的深层次机制则是金融资源的产权错配和行业错配。因此, 企业部门债务风险防范的关键是加大金融业供给侧改革力度, 提高金融资源的配置能力, 改善整个企业部门的经营能力, 而不是仅仅关注微观企业的负债率本身。

关键词:企业部门杠杆率; 宏观政策; 金融资源配置

JEL 分类号:E63, G32, I52 **文献标识码:**A **文章编号:**1002 - 7246(2018)01 - 0036 - 17

一、引 言

根据李扬等(2015)测算, 2008 年是中国非金融企业部门(后简称“企业部门”)杠杆率变化的分水岭。此前该项指标始终在 100% 附近波动, 2008 年为 98%, 之后该指标快速上升, 2014 年达到 123.1% (包含地方政府融资平台的杠杆率为 149.1%), 2015 年再度

收稿日期: 2017 - 05 - 12

作者简介: 王宇伟, 经济学博士, 副教授, 南京大学经济学系, Email: wangyw@nju.edu.cn.

盛天翔, 经济学博士, 讲师, 南京农业大学金融学院, Email: shengtianxiang@njau.edu.cn.

周 耿, 经济学博士, 副教授, 南京大学经济学系, Email: zhougeng@nju.edu.cn.

* 本文是教育部“创新团队发展计划”滚动支持项目“经济转型期稳定物价的货币政策”(项目号: IRT_17R52)和国家自然科学基金面上项目“信贷传导渠道下货币政策与资本监管的协调研究”(批准号: 71673132)的阶段性研究成果。作者感谢“第五届宏观经济政策与微观企业行为”学术研讨会上陈冬华、饶品贵、梁上坤等专家学者的宝贵意见。感谢匿名评审人的宝贵意见。文责自负。

上升达到131.2%¹,远高于OECD国家90%的阈值,居世界前列。企业部门高杠杆率引起社会各界的广泛关注,“去杠杆”成为经济领域的热点问题。众所周知,为应对2008年的全球金融危机,中国实施了四万亿的财政刺激计划,危机之后的财政政策一直保持“积极”的主基调。在货币层面,2009年信贷扩张一度使得M2增速高达27.68%,2010年达到19.72%,虽然自2011年起,货币政策的实施尺度转为“稳健”,但正如徐忠(2017)所言,“从过去几年经验看,受经济下行压力较大、金融市场出现较大波动等多种原因影响,部分时段的货币政策在实施上可能是稳健略偏宽松的”。从数据上看,2015年末M2已经接近140万亿。一方面是企业部门杠杆率超过30%的增长,另一方面是整体较为宽松的宏观政策环境,人们很容易将两者关联起来,认为金融危机后宽松的财政货币政策推动了微观企业加杠杆(负债率上升),并由此推高了整个企业部门的杠杆率。顺着这个思路,“去杠杆”自然应该从降低微观企业的负债水平入手。

那么,2008年以来宏观企业部门杠杆率的飙升究竟是否源于微观企业的负债行为?图1所示是2007-2015年工业、建筑业、批发和零售业、住宿和餐饮业、房地产业这五个行业企业的资产负债率²。与2008年比较,企业部门中比重最高的工业企业部门2015年的资产负债率非但没有上升,还出现较为明显的下降趋势。这与钟宁桦等(2016)利用400万家规模以上工业企业财务数据分析得出的结论一致。其他四个行业企业的资产负债率虽整体有所上升,但除房地产企业外,余下三行业2015年负债率均开始下降。五个行业中,住宿和餐饮业的资产负债率上升最明显,累积达5.76%;建筑业、批发和零售业、房地产业分别累积上升1.23%、2.97%和5.35%。若将上述五个行业的数据加总,其总资产负债率从2008年的62.6%上升至2015年的65.3%,仅上升了2.7个百分点。图2所示是2007-2015年沪深两市所有A股非金融类上市公司的总资产负债率(总负债/总资产)和有息负债率(付息性负债/总资产),其中,付息性负债=短期借款+交易性金融负债+一年内到期的非流动负债+应付短期债券(短期融资券)+长期借款+应付债券。所有数据均来自WIND数据库。计算时剔除了ST公司等异常值。图2中与之比较的还有之前测算的五行业加总负债率以及李扬等(2015)测算的企业部门资产负债率。可见,2008年以后,上市公司的整体负债率累积上升幅度为6.5个百分点,变动趋势与五行业加总及李扬等(2015)测算的数据基本一致。有息负债率则几乎没有变化。需要指出的是,宏观杠杆率中作为分子的“债务”主要指付息性负债,因此有息负债率与宏观杠杆率更具可比性(李扬等,2015)。此外,从图1和图2可以看到,大多数口径下测算的企业负债率在2013年后均有明显的下降,这与宏观杠杆率的变化方向完全相反。

综合上述分析后本文认为,2008年以来,微观企业的负债水平虽有上升,但增幅远小

1 该数据由李扬在2016年8月31日的“中国去杠杆2016:数据、风险与对策国际研讨会”上发布。

2 五个行业的资产负债率分别是按照《中国统计年鉴》公布的“规模以上工业企业”、“建筑业企业”、“限额以上批发和零售业企业”、“限额以上住宿和餐饮业企业”以及“房地产开发企业”的相关统计数据计算获得。其他未统计的非金融行业主要包括农业和一些非营利性服务业,它们在企业部门中的占比相对较低。因此,上述五行业的统计结果基本能代表企业部门的整体水平。

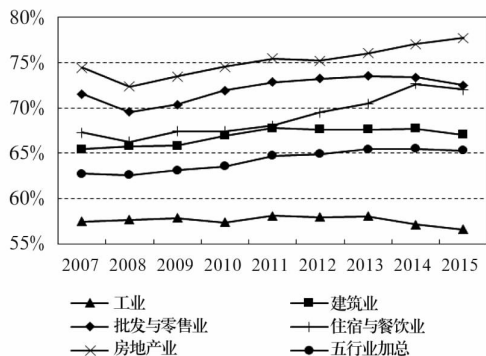


图1 国民经济主要行业资产负债率变动趋势

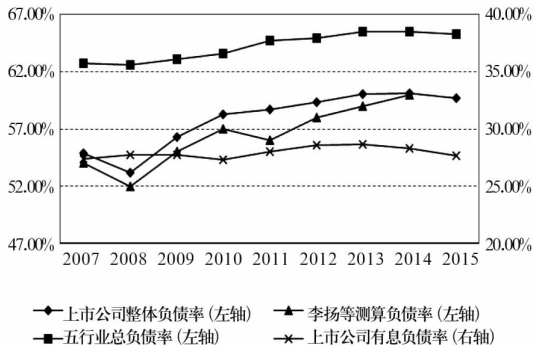


图2 不同口径下资产负债率变动趋势

于企业部门的宏观杠杆率。因此,把宏观企业部门杠杆率的上升完全归因于微观企业的负债率上升是不全面的。那么,究竟还有哪些因素导致了企业部门杠杆率的上升? 宏观政策环境对微观企业的负债率和企业部门的杠杆率究竟形成了怎样的影响? 其中的影响机制又是怎样? 这些问题的答案对“去杠杆”政策的制定至关重要,否则,政策的实施效果与最初目标间极有可能南辕北辙。在接下来的研究中,本文首先从宏观杠杆率指标的计算公式入手,发现除资产负债率外,企业部门的增加值率和资产周转率是导致杠杆率上升更为重要的原因;接下来,从总量效应和结构效应两个角度,本文对上述各因素影响杠杆率水平的机制进行分析,并提出了相应的研究假设;进一步,本文采用上市公司数据对研究假设进行了验证;最后,结合企业层面的数据对实证结论进行了进一步分析,并得到了相关的结论。

二、指标分解、理论分析与研究假设

(一) 企业部门杠杆率指标的分解

要寻找宏观企业部门杠杆率上升的原因,可以从该指标的计算方法入手。如上所述,宏观层面的企业部门杠杆率用“债务/GDP”来衡量,这与微观企业常说的杠杆率(负债率)虽有联系,但并非一回事。为更好地在文章中区分这两个概念,本文之后提及企业部门“杠杆率”,一律指“债务/GDP”,提及企业“(有息)负债率”,一律指“(付息性)负债/总资产”。(1)式是将宏观杠杆率进行结构式分解的结果。

$$\frac{\text{债务}}{\text{GDP}} = \frac{\text{债务}}{\text{总资产}} \times \frac{\text{总资产}}{\text{营业收入}} \times \frac{\text{营业收入}}{\text{GDP}} \quad (1)$$

其中,分解式右边第一项为“债务/总资产”,这里的债务主要指付息性负债,基本对应微观企业的“有息负债率”;第二项的倒数为“营业收入/总资产”,相当于微观企业财务指标中的“资产周转率”;最后一项若将分子的营业收入与宏观上的总产值类比,该比值的倒数即可类比宏观上的增加值率(GDP/总产值)。在此,我们不妨将其定义为微观企

业的增加值率³。因此,(1)式可被转换成如下形式:

$$\frac{\text{债务}}{\text{GDP}} = \text{有息负债率} \times \frac{1}{\text{资产周转率}} \times \frac{1}{\text{微观企业增加值率}} \quad (2)$$

上式表明,微观企业的有息负债率、资产周转率和增加值率三者共同决定企业部门的杠杆率水平。从本文之前的分析来看,微观企业的负债率上升并不明显,因此,2008年以来宏观企业部门杠杆率的升高很可能与后两项指标的变动有一定关系。本文利用前述统计数据计算了五个行业的总资产周转率(营业收入/总资产)和总增加值率(GDP/营业收入)。结果表明,2008—2015年间,五个行业总资产周转率的倒数增长了20.1%,总增加值率的倒数增长了14.9%,成为宏观企业部门杠杆率快速上升的关键原因。分析至此,高杠杆率的成因似乎已经找到。但是,为何在较宽松的宏观政策环境下,企业部门资产负债率小幅上升的同时,其资产周转率和增加值率却出现显著下降?这背后的机制依然值得我们进一步研究。

(二)影响机制分析与研究假设提出

企业部门杠杆率的计算采用的是宏观层面数据。而若要研究具体的影响机制,还须从微观企业的行为入手。通常来说,人们首先会从简单加总的视角研究微观行为向宏观现象的传递。根据(2)式,若能证明宽松宏观政策环境导致微观企业负债率上升的同时,资产周转率和增加值率出现下降,则微观企业简单加总形成的总量效应便可解释宏观杠杆率的上升。

1. 宏观政策、微观企业负债率与宏观杠杆率

自 Modigliani and Miller(1958)提出著名的MM定理以来,学者们对企业如何选择资本结构以及融资决策是否影响企业价值进行了大量的研究。Korajczyk and Levy(2003)开创性地将宏观经济因素与微观企业负债行为进行关联,他们实证研究了不同经济周期下企业的资本结构选择问题。在国内,苏冬蔚和曾海舰(2009)遵循上述思路,最早利用上市公司数据进行了实证研究,结论发现企业的资产负债率存在非常显著的逆周期变化。上述研究本质上属于资本需求方理论,即在资本供给弹性无限大的隐含假定下,关注企业的融资决策问题(曾海舰和苏冬蔚,2010)。然而,正如 Faulkender and Petersen(2006)指出,公司的资产负债率是资本需求和供给两方面因素共同作用的结果。而宏观政策作为资本供给方的因素,在中国的实施历来积极主动。因此,强化对这一因素的研究在中国显得尤为重要。考虑到中国的宏观政策具有显著的逆周期特征,苏冬蔚和曾海舰(2009)发现企业资本结构的“逆经济周期”变动就可能是宏观政策作用的结果。从具体的影响机制看,“适度宽松”或“稳健”的货币政策意味着信贷投放的环境较为宽松,企业获得信贷的难度下降,理论上有利于企业提高负债比率。而“晋升锦标赛”压力下的地方官员有强

3 严格来说,计算微观企业增加值率应使用企业部门GDP,而非(1)式中的总量GDP。不过,根据《中国统计年鉴》“资金流量表(实物交易)”中公布的数据,近年的非金融企业部门GDP在总量GDP中的比重基本保持稳定,将(1)式最后一项定义为企业部门增加值率的倒数是可行的。

烈的推动地方 GDP 增长的意愿(周黎安,2007),在“积极”的财政政策背景下,这种意愿容易转化为地方政府对企业甚至银行经营行为的影响,推动信贷规模上升(纪志宏等,2014;谭之博和周黎安,2015),间接推高了企业的负债率水平。目前,国内已有一些研究讨论了货币政策(曾海舰和苏冬蔚,2010;马文超和胡思玥,2012;伍中信等,2013)或财政政策(曾令涛和汪超,2015;王朝才等,2016)对企业资本结构的影响,得到的结论大多支持上文的分析,即宽松的宏观政策可能推高企业的负债率水平。结合(2)式,若此观点成立,微观企业的负债率普遍上升,必然会导致企业部门的杠杆率提升。为此,本文提出研究假设一:

H1:宽松的宏观政策环境对微观企业的负债率水平有正向影响。

2. 宏观政策、微观企业经营效率与宏观杠杆率

假设一阐述的是“宽松宏观政策环境 $\rightarrow$ 微观企业负债率 $\uparrow\rightarrow$ 加总后的企业部门负债率 $\uparrow\rightarrow$ 企业部门杠杆率 $\uparrow$ ”的总量效应影响机制。那么,宏观政策通过资产周转率和增加值率影响宏观杠杆率的机制是否类似呢?

我们知道,资产周转率和增加值率这两个指标都与企业的经营效率有关。资产周转率体现了企业经营期间全部资产从投入到产出的流转速度,反映企业资产的管理质量和利用效率;增加值率反映企业降低中间消耗的经济效益,增加值率越高,企业的附加值越高、投入产出的效果越好。李明辉(2009)、钟覃琳等(2016)将资产周转率作为企业经营效率的代理变量,讨论了其影响因素;张杰等(2013)、葛顺其和罗伟(2015)等考察了微观企业增加值率的影响因素。但上述研究都未涉及宏观经济政策变量。靳庆鲁等(2008)从不同角度研究了宏观政策与企业经营绩效之间的关系,但其中未涉及企业的资产周转率和增加值率。张同斌和高铁梅(2012)是少数讨论宏观政策对企业增加值率影响的文献,他们通过理论建模认为,财政研发补贴和税收优惠能促进企业增加值率上升,但该研究仅进行了政策模拟,并未在企业层面进行实证检验。总体来说,目前几乎没有证据表明宽松宏观政策环境下微观企业的资产周转率或增加值率会出现下降。若本文能通过实证研究证实这一点,即意味着存在如下总量效应机制:宽松宏观政策环境 $\rightarrow$ 微观企业资产周转率/增加值率 $\downarrow\rightarrow$ 加总后的企业部门资产周转率/增加值率 $\downarrow\rightarrow$ 企业部门杠杆率 $\uparrow$ 。如果被证伪,则意味着总量效应机制在这里失去了解释效力。基于上述分析,本文设定研究假设二:

H2:宽松宏观政策将导致微观企业资产周转率和增加值率下降。

除了总量效应机制外,微观主体行为传递到宏观现象还有另一种机制——结构效应机制。这一机制与企业部门内部的结构调整有关。大量研究表明,宏观政策对不同类型企业资本结构的影响存在异质性。这意味着在宽松的宏观政策环境下,金融资源的配置在不同类型企业间可能存在不平衡,进而导致结构性效应的产生。

回顾国内外的文献,学者们从不同角度关注过宏观政策对企业资本结构影响的异质性。Korajczyk and Levy(2003)、曾海舰和苏冬蔚(2010)等研究认为,受融资约束企业的负债行为相对更易受宏观政策的影响。李海海和邓柏冰(2014)发现货币政策对企业资

本结构的影响存在行业差异。王朝才等(2016)发现宽松财政政策更容易推动国有企业增加负债。钟宁桦等(2016)发现工业企业部门1998年以来的总体趋势是减杠杆,但大型、国有、上市的企业负债率上升更为明显。2008年以来,“僵尸”企业更容易得到贷款的情况甚至愈演愈烈。这表明,2008年后宽松政策环境下,金融资源的配置可能出现了非效率的状况。上述研究结论为我们分析中国企业部门杠杆率的变动提供了重要的思路——增加值率和资产周转率这两个看似与负债行为无关的指标成为影响企业部门杠杆率的重要原因,其内在机制可能与金融资源的配置方向有关。在宽松的宏观政策背景下,如果金融资源更多流向了低增加值率或者低资产周转率的企业,就无法获得应有的投入产出,这将从整体上拉低企业部门的增加值率和资产周转率,从而推动企业部门杠杆率水平的上升。为验证上述猜想,本文提出研究假设三:

H3:2008年以来,金融资源被更多配置到低资产周转率和低增加值率的企业,使企业的资产周转率和增加值率与负债率呈现反相关关系;而且,宏观政策放松时,资产周转率越低的企业负债率水平上升越明显;增加值率越低的企业负债率水平上升的越明显。

三、变量定义与数据选择

(一)变量定义

为验证H1~H3,本文需考察的主要变量包括企业的负债率(L)、企业的经营效率变量(J)和宏观政策变量(P)。除此以外,在相关实证模型中还需控制一些企业层面的变量(Z)。结合国内外已有研究,本文对各变量定义具体如下。

1. 负债率(L_{it})

如前所述,微观企业的有息负债率(f_{it})与宏观企业部门杠杆率更相关,因此本文着重分析宏观政策对企业有息负债率的影响。有息负债率的计算方法在前文已有说明。

2. 企业的经营效率指标(J_{it})

企业经营效率方面的指标是资产周转率(at_{it})和增加值率(rov_{it})。资产周转率等于“营业收入/总资产”。增加值率指标需要通过构建获得。根据定义,增加值是企业在规定时间内新创造的价值。宏观上统计增加值有“收入法”和“支出法”。其中,收入法下GDP等于“劳动者报酬+生产税净额+固定资产折旧+企业盈余”。本文借鉴“收入法”的思路,将微观企业的增加值定义为“支付给职工以及为职工支付的现金+应交增值税+营业税金及附加+固定资产折旧+营业利润”。相应地,企业的增加值率则等于“企业增加值/营业收入”。

3. 宏观政策(P_{it})

本文重点从货币政策与财政政策两个角度考察宏观政策的影响。为反映企业所在地宏观政策环境差异对上市公司负债行为的影响,本文以上市公司所在省份的年信贷增速表示货币政策(mp_{it}),以上市公司所在省份的年财政支出增速表示财政政策(fp_{it})。

4. 控制变量(Z_{it})

在验证 H1 和 H3 时,有息负债率 fl_{it} 是被解释变量;验证 H2 时,资产周转率 at_{it} 和增加值率 rov_{it} 是被解释变量。本文参考国内外相关研究(Korajczyk and Levy, 2003; Bai et al., 2004; 苏冬蔚和曾海舰, 2009; 李明辉, 2009; 钟覃琳等, 2016; 张杰等, 2013; 郑丹青和于津平, 2015 等), 为上述三个被解释变量选择了不同的控制变量, 详见表 2。这些控制变量包括企业规模 lni_{it} (营业总收入的自然对数)、资产有形性 $tang_{it}$ (固定资产加存货的和除以总资产)、成长性 $regi_{it}$ (营业总收入的增长率)、盈利能力 roa_{it} (总资产收益率)、非债务性税盾 txs_{it} (固定资产折旧除以总资产)、企业独特性 uni_{it} (销售费用除以营业总收入)、净资本支出 ne_{it} (购建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金减去处置固定资产、无形资产和其他长期资产收回的现金再除以总资产)、控股股东性质 soe_{it} (将国有股占比 50% 以上, 即绝对控股的企业作为国有控股企业, soe_{it} 取值为 1, 否则取值为 0)、资本密集度 cap_{it} (固定资产总额除以员工人数后取自然对数)、资本成本 coc_{it} (财务费用除以总负债) 和人力资本水平 hc_{it} (员工工资除以销售收入)。

(二) 数据选择

本文选择沪深两市 2007—2015 年上市公司的财务数据进行实证研究。上市公司的各项财务指标相对完整, 且覆盖不同行业的企业, 有利于全面观察宏观政策对微观企业负债率的影响。2006 年中国的会计准则进行过比较大的调整, 2005—2006 年还是股权分置改革实施的高峰期, 因此, 选择 2007 年作为样本起始年兼顾了数据可比性以及样本长度。同时, 也有利于本文研究 2008 年以后宽松宏观政策的影响。本文计划采用平衡面板数据进行实证研究, 因此剔除了 2007 年之后上市的企业。除此之外, 本文还对两类公司进行了剔除: 一是金融类企业, 二是在样本期间被“PT”或“ST”过的公司。经剔除后的样本企业为 1102 家, 共计 9918 个观测值。样本企业的财务数据全部来自 WIND 数据库, 其他数据来自历年的《中国统计年鉴》以及各级地方政府统计局公布的相关统计资料。为避免异常值干扰, 我们对连续变量在 1% 水平上进行了 winsorize 处理。表 1 是变量的描述性统计结果。本文还计算了各变量间的 pearson 和 spearman 相关系数, 结果发现自变量与因变量之间的相关性均符合理论预期且显著。各个自变量之间的相关系数都很低, 大多在 0.1 以内, 很多还不显著, 这表明它们之间不存在多重共线性问题。

表 1 变量描述性统计结果

变量名称	变量符号	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
有息负债率	fl_{it}	0.236	0.167	0.000	0.228	0.658
货币政策	mp_{it}	0.171	0.073	0.072	0.189	0.405
财政政策	fp_{it}	0.180	0.068	0.088	0.174	0.437
资产周转率	at_{it}	0.715	0.512	0.075	0.595	2.874

						续表
变量名称	变量符号	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
企业增加值率	rov_{it}	0.253	0.183	-0.102	0.213	0.924
企业规模	lni_{it}	21.596	1.418	18.311	21.450	25.415
资产有形性	$tang_{it}$	0.441	0.178	0.052	0.433	0.838
企业成长性	$regi_{it}$	0.167	0.393	-0.518	0.106	2.499
盈利能力	roa_{it}	0.041	0.047	-0.102	0.034	0.200
非债务性税盾	txs_{it}	0.023	0.016	0.000	0.020	0.075
企业独特性	uni_{it}	0.057	0.069	0.000	0.036	0.388
净资本支出	ne_{it}	0.051	0.051	-0.035	0.037	0.242
控股股东性质	soe_{it}	0.225	0.417	0.000	0.000	1.000
资本密集度	cap_{it}	12.619	1.155	9.892	12.517	16.122
资本成本	coc_{it}	0.019	0.024	-0.082	0.021	0.068
人力资本水平	hc_{it}	0.105	0.077	0.009	0.085	0.413

四、实证结果

(一) 计量检验结果

线性的面板数据固定效应模型在企业问题研究中被广泛使用。对本文数据进行Hausman 检验的结果进一步确认了使用该模型的合理性。据此,本文检验 H1 和 H2 的实证模型分别设定为: $L_{it} = \alpha_i + \beta_1 \cdot P_{it} + \beta_2 \cdot Z_{it-1} + \varepsilon_{it}$ 和 $J_{it} = \alpha_i + \beta_1 \cdot P_{it} + \beta_2 \cdot Z_{it-1} + \varepsilon_{it}$ 。其中, α_i 代表企业的个体效应, β_1 、 β_2 是系数, ε_{it} 是误差项。检验使用的计量软件是 stata14.0,表 2 报告了检验结果(下同)。

表 2 左侧结果验证了 H1,即信贷扩张和地方财政扩张均对企业的有息负债率形成正向影响。控制变量前系数大多显著且符合理论预期。表 2 右侧结果显示,不管是以资产周转率还是增加值率为因变量,宏观政策前的系数都不显著,且大多为正。控制变量大多显著,系数符号符合理论预期,且与已有研究结论相似。这表明 H2 无法被验证,即宽松的宏观政策对企业的经营效率未产生确定的负向影响,简单加总的总量效应无法解释宽松宏观政策环境下企业部门资产周转率和增加值率的下降,也无法解释企业部门杠杆率的大幅攀升。

接下来,我们对 H3 进行实证检验。为揭示企业资产周转率和增加值率与其负

债率之间的关系(H3 前半部分),本文在验证 H1 的实证模型基础上加入企业经营效率变量。具体的实证模型为: $L_{it} = \alpha_i + \beta_1 \cdot P_{it} + \beta_2 \cdot J_{it-1} + \beta_3 \cdot Z_{it-1} + \varepsilon_{it}$ 。为了进一步说明财政货币政策在企业负债率形成过程中的影响机制(H3 后半部分),我们还在上式中加入了宏观政策变量与企业经营效率变量的交叉项 $P_{it} \cdot J_{it-1}$ 。具体检验结果见表 3。

表 2 总量效应的检验结果(线性固定效应模型,验证 H1、H2)

因变量		有息负债率(fl_{it})		因变量		资产周转率(at_{it})		增加值率(rov_{it})	
宏观政策变量(P_{it})	mp_{it}	0.117** (0.036)		宏观政策变量(P_{it})	mp_{it}	0.004 (0.074)		-0.012 (0.037)	
	fp_{it}		0.283** (0.111)		fp_{it}		0.031 (0.266)	0.001 (0.121)	
其他控制变量(Z_{it})	lni_{it-1}	0.013** (0.004)	0.013** (0.004)	其他控制变量(Z_{it})	lni_{it-1}	0.098** (0.014)	0.098** (0.014)	-0.028** (0.005)	-0.028** (0.005)
	roa_{it-1}	-0.715** (0.038)	-0.711** (0.038)		roa_{it-1}	1.283** (0.110)	1.284** (0.110)	0.529** (0.059)	0.529** (0.059)
	txs_{it-1}	-0.948** (0.237)	-0.958** (0.239)		soe_{it}	-0.054** (0.020)	-0.054** (0.020)	0.014 (0.008)	0.014 (0.008)
	$tang_{it-1}$	0.076** (0.017)	0.077** (0.017)		$tang_{it-1}$	0.267** (0.039)	0.267** (0.039)		
	$regi_{it-1}$	-0.004 (0.003)	-0.004 (0.003)		$regi_{it-1}$	0.033** (0.007)	0.033** (0.007)		
	uni_{it-1}	-0.074 (0.052)	-0.080 (0.050)		cap_{it-1}			0.004 (0.003)	0.004 (0.003)
	ne_{it-1}	0.199** (0.031)	0.204** (0.031)		coc_{it-1}			-0.773** (0.122)	-0.773** (0.122)
					hc_{it-1}			0.313** (0.076)	0.313** (0.076)
常数项		-0.061	0.103	常数项		-1.688**	-1.691**	0.788**	0.788**
时间效应		控制	控制	时间效应		控制	控制	控制	控制
观测值		8816	8816	观测值		8816	8816	8816	8816
F		35.47	35.90	F		53.12	54.01	18.87	18.87
R^2		0.128	0.127	R^2		0.199	0.199	0.085	0.085

注:**和* 分别表示在 1% 和 5% 的水平上显著。括号内为系数的稳健性标准误(下同)。

表3 结构效应的检验结果(线性固定效应模型,验证 H3)

因变量		有息负债率(f_{it})								
宏观政策 变量(P_{it})	mp_{it}	0.122 ** (0.034)	0.116 ** (0.036)	0.153 ** (0.040)	0.160 ** (0.038)	$\hat{f}p_{it}$	0.269 ** (0.107)	0.274 ** (0.111)	0.406 ** (0.114)	0.336 ** (0.112)
经营效率 变量(J_{it-1})	at_{it-1}	-0.080 ** (0.009)		-0.049 ** (0.010)		at_{it-1}	-0.079 ** (0.009)		-0.025 ** (0.011)	
	rov_{it-1}		-0.061 ** (0.015)		-0.003 (0.002)	rov_{it-1}		-0.061 ** (0.015)		-0.0002 (0.002)
宏观政策 与经营效 率交叉项 ($P_{it} \cdot J_{it-1}$)	$mp_{it} \cdot at_{it-1}$			-0.050 * (0.025)		$\hat{f}p_{it} \cdot at_{it-1}$			-0.222 ** (0.060)	
	$mp_{it} \cdot rov_{it-1}$				-0.178 ** (0.065)	$\hat{f}p_{it} \cdot rov_{it-1}$				-0.248 ** (0.087)
控制变量		控制	控制	控制	控制	控制变量	控制	控制	控制	控制
时间效应		控制	控制	控制	控制	时间效应	控制	控制	控制	控制
观测值		8816	8816	8816	8816	观测值	8816	8816	8816	8816
F		37.22	33.94	33.44	31.89	F	37.63	34.35	34.94	32.61
R^2		0.155	0.132	0.148	0.130	R^2	0.153	0.131	0.149	0.130

注:**和* 分别表示在1%和5%的水平上显著。

表3 左侧部分检验了货币政策和企业经营效率对企业有息负债率的影响,右侧部分检验了财政政策和企业经营效率对企业有息负债率的影响。由结果可见,信贷扩张和地方政府财政扩张均对企业的有息负债率形成正向影响。金融资源被更多配置到低增加值率和低资产周转率的企业,使得企业的增加值率和资产周转率与企业的有息负债率水平显著负相关。加入宏观政策与企业经营效率变量的交叉项后,所有交叉项前系数均显著为负。这说明,当宏观政策扩张时,资产周转率低的企业和增加值率低的企业,有息负债率上升更多;反则反之。因此,当政府通过信贷扩张或者财政支出扩张的方式刺激经济时,新增的金融资源更容易被配置到资产周转率低的企业,或者增加值率低的企业,从而导致整个企业部门的资产周转率以及增加值率下降,并推动了企业部门杠杆率的上升。H3 得到验证。

(二)稳健性检验

常规的线性面板计量模型没有考虑资本结构取值通常在[0,1]区间的特点。Papke and Woodbridge(1996, 2008)提出的分数响应模型(Fractional Response Model)适用于该情形。但 Ramalho et al. (2016)认为,这一方法不能一致性估计出结构模型的系数,并且要求个体效应服从正态分布且对其均值和方差有特定方程形式的要求。因此,他们进一步提出分数响应固定效应模型,并将其用于企业资本结构的研究。本文参考 Ramalho et al. (2016)提供的方法对本文的核心假设 H3 进行了稳健性检验。数据分析软件运用的是 R 语言。估计结果(具体见表4)表明,利用线性的面板数据固定效应模型得到的实证结论是稳健的。

表 4 稳健性检验(分数响应固定效应模型,验证 H3)

因变量		有息负债率(l_{it})								
宏观政策变量(P_{it})	mp_{it}	0.590 ** (0.195)	0.609 ** (0.203)	0.719 ** (0.232)	0.842 ** (0.219)	fp_{it}	0.776 * (0.312)	0.835 * (0.307)	1.290 * (0.650)	1.051 * (0.329)
	at_{it-1}	-0.443 ** (0.056)		-0.327 ** (0.062)		at_{it-1}	-0.442 ** (0.056)		-0.204 * (0.093)	
经营效率变量(J_{it-1})	rov_{it-1}		-0.420 ** (0.107)		-0.090 * (0.051)	rov_{it-1}		-0.413 ** (0.107)		-0.070 (0.061)
	$mp_{it} \cdot at_{it-1}$			-0.216 * (0.109)		$fp_{it} \cdot at_{it-1}$			-0.915 * (0.433)	
交叉项($P_{it} \cdot J_{it-1}$)	$mp_{it} \cdot rov_{it-1}$				-0.993 * (0.443)	$fp_{it} \cdot rov_{it-1}$				-1.030 * (0.302)
	控制变量	控制	控制	控制	控制	控制变量	控制	控制	控制	控制
时间效应		控制	控制	控制	控制	时间效应	控制	控制	控制	控制
	观测值	8816	8816	8816	8816	观测值	8816	8816	8816	8816

注：**和* 分别表示在 1% 和 5% 的水平上显著。

五、对实证结果的进一步分析

上述的实证结论表明,2008 年以来,在相对宽松的宏观政策环境下,低资产周转率、低增加值率的企业负债率上升更快,获得了更多的金融资源,影响了整个宏观经济的投入产出效果。这是国内企业部门杠杆率飙升的主要原因。但低资产周转率、低增加值率的企业究竟是何种类型的企业? 提高金融资源的配置效率应从何处着手? 只有回答了上述问题,才能提出有针对性的“去杠杆”建议,避免本文的研究停留在“现象解释现象”的层面。

(一)金融资源的产权错配推动了企业部门高杠杆率的形成

诸多现象表明,2008 年以来,金融资源有向国有部门集中的趋势。以工业部门为例,根据国家统计局公布的数据计算,2008 年以来规模以上国有控股工业企业的负债率明显上升,而非国有控股工业企业的负债率明显下降(图 3)。以上市公司数据进行的实证研究同样支持上述观点;本文在验证 H1 的实证模型中加入宏观政策变量 P_{it} 与“控股股东性质”变量 soe_{it} 的交叉项,实证模型为:
$$L_{it} = \alpha_i + \beta_1 \cdot P_{it} + \beta_2 \cdot P_{it} \cdot soe_{it} + \beta_3 \cdot Z_{it-1} + \varepsilon_{it}$$
。表 5 给出了实证结果。在线性面板固定效应模型和分数响应固定效应模型下,交叉项前系数都显著为正,这表明 2008 年以来宽松的宏观政策下国有控股企业的负债率有更大的上升幅度。那么,金融

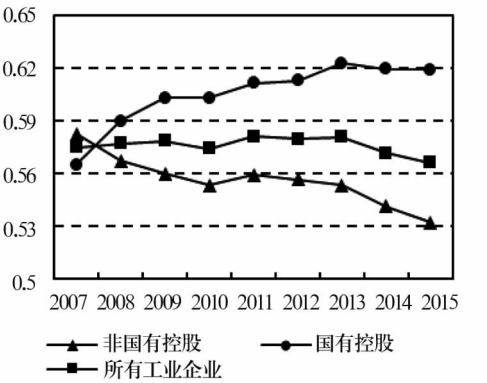


图 3 不同所有权规模以上工业企业负债率

资源在不同产权企业上的配置不平衡是否影响了整个企业部门的杠杆率呢？

在检验 H2 的实证模型中,本文控制了控股股东性质这一因素。在资产周转率方面,表 2 中国有控股对其形成负向影响,且系数在 1% 的显著性水平上显著。若以五行业数据为基础计算可发现,除批发零售业外,其他行业 2008 年以来国有(或国有控股)企业的资产周转率均明显低于非国有(或非国有控股)企业。在增加值率方面,表 2 中国有控股对其形成正向影响,但系数不够显著。由于国家统计局未公布 2008 年以后各行业不同所有权企业增加值率相关数据,本文暂以 1998 – 2007 年工业企业的数据为参考。这一期间国有控股工业企业的增加值率的确高于非国有控股企业。此外,以往研究(张杰等, 2013;葛顺奇和罗伟,2015)均发现国有控股对工业企业增加值率形成显著的正影响。按照上述结果推论,金融资源更多流向国有部门将降低企业部门的资产周转率,但可能对增加值率有正向的影响。两者对企业部门杠杆率的综合影响究竟如何看似并不确定。

表 5 企业产权特征与金融资源配置

因变量		有息负债率(η_{it})		
模型选择		线性面板固定效应模型		分数响应固定效应模型
宏观政策变量 (P_{it})	mp_{it}	0.105 ** (0.024)		0.491 * (0.205)
	fp_{it}		0.259 ** (0.078)	0.762 * (0.279)
宏观政策与 虚拟变量 交叉项 ($P_{it} \cdot soe_{it}$)	$mp_{it} \cdot soe_{it}$	0.054 ** (0.019)		0.339 * (0.168)
	$fp_{it} \cdot soe_{it}$		0.081 ** (0.023)	0.408 * (0.197)
控制变量		控制	控制	控制
时间效应		控制	控制	控制
观测值		8816	8816	8816
F		33.59	34.35	—
R^2		0.128	0.128	—

注:**和* 分别表示在 1% 和 5% 的水平上显著。

但是,在对相关数据进一步分析后本文认为,金融资源流向国有部门更可能推高了整个企业部门的杠杆率。首先,我们用增加值率和资产周转率的乘积“GDP/总资产”来反映两者的综合影响。纪敏等(2017)在对杠杆率指标进行拆解时直接讨论了这一指标,他们认为该指标相当于用 GDP 表示的资产效益。从 1998 – 2007 年工业企业部门的数据来看,国有控股工业企业的该项指标明显低于非国有控股工业企业。其次,从变化趋势看,1998 – 2007 年间,在资产周转率这个指标上,国有控股与非国有控股工业企业之间的差距有逐渐拉大的趋势(从低 0.56 变化至低 0.71),而在增加值率这个指标上差距却有逐

渐缩小的趋势(从高 0.09 变化至高 0.06)。综上所述,在宽松的宏观政策环境下,金融资源被过多配置到国有部门引起国有企业负债率明显上升。虽然国有企业的增加值率可能略高于非国有企业,但其更低的资产周转率发挥了主导性作用,导致企业部门的资产效益(GDP/总资产)下滑,并最终推动企业部门的杠杆率上升。

(二)金融资源的行业错配推动了企业部门高杠杆率的形成

金融资源在行业间也可能存在配置不平衡。如果更多的金融资源被配置到资产周转率或增加值率较低的行业,势必将拉低企业部门的上述两项指标,并导致其杠杆率攀升。

表 6 行业差异与金融资源配置

(1)行业分类			(2)交叉项前系数		(3)各行业相关指标					
行业名称		样本数量	$fp_u \cdot idum_u$		GDP/总资产			资产负债率		
			线性模型	分数响应模型	2007	2012	2015	2007	2012	2015
一产	农、林、牧、渔业(A)	15	-0.252 (0.319)	-0.211 (2.433)	—	—	—	—	—	—
	采矿及矿物加工制造业(B、C25、C30~C33)	144	0.504** (0.115)	2.329** (0.940)	0.390	0.294	0.216	0.567	0.599	0.610
二产	日用消费品制造业(C13~C24)	110	-0.369** (0.143)	-1.592* (0.742)	0.450	0.388	0.359	0.545	0.508	0.475
	化工医药制造业(C26~C29)	171	-0.408* (0.113)	-1.752* (0.677)	0.303	0.255	0.250	0.550	0.542	0.525
	各类机械设备仪器制造业(C34~C40)	255	0.021 (0.103)	-0.051 (0.996)	0.298	0.232	0.262	0.611	0.575	0.562
	电力、热力、燃气及水的生产和供应业(D)	58	-0.253 (0.179)	-1.133 (1.243)	0.162	0.135	0.108	0.577	0.656	0.615
	建筑业(E)	29	0.227 (0.286)	0.302 (2.193)	0.337	0.330	0.283	0.655	0.676	0.671
三产	批发和零售业(F)	102	-0.021 (0.146)	0.537 (1.550)	0.343	0.302	0.282	0.715	0.732	0.725
	交通运输、仓储和邮政业(G)	53	0.188 (0.353)	0.135 (1.728)	—	—	—	—	—	—
	信息传输、软件和信息技术服务业(I)	33	-0.386 (0.333)	-0.185 (4.315)	—	—	—	—	—	—
	房地产业(K)	83	0.647** (0.309)	3.481* (1.727)	0.111	0.089	0.075	0.744	0.752	0.777
	其他服务业(H、L~R)	44	-0.431 (0.495)	-0.273 (3.312)	—	—	—	—	—	—

注:**和*分别表示在 1% 和 5% 的水平上显著。

表 6 第(1)部分是依据国家统计局公布的国民经济行业分类标准(GB/T 4754-2011)进行的行业分类,其中对工业部门的分类细化至门类行业中的大类行业,并进行适当的组合。组合以企业生产过程或产品的相关或相似程度为原则,并参考《中国统计年鉴》中“投入产出表”对工业部门的分类方法。此外,在前文研究中多次提及的“五行业”

中,住宿和餐饮业的上市企业较少,在样本企业中仅有6家,故将其归入了其他服务业,未在表6中单独列出。表中每一细分行业括号内为该行业对应的行业分类代码。为观察宏观政策对不同行业有息负债率的影响差异,本文设定如下模型: $L_{it} = \alpha_i + \beta_1 \cdot P_{it} + \beta_2 \cdot P_{it} \cdot idum_{it} + \beta_3 \cdot Z_{it-1} + \varepsilon_{it}$ 。其中, $idum_{it}$ 为行业虚拟变量,在研究某一行业时,企业属于该行业时 $idum_{it}$ 取值为1,否则为0。分行业实证结果显示,宏观政策变量与控制变量前系数符号表现稳定。行业虚拟变量与货币政策交叉项前系数基本不显著,与财政政策交叉项前系数显著程度更高且结果稳健。这表明货币政策效应在行业间的差异较小,财政政策效应的差异更明显。为节约篇幅,表6第(2)部分仅呈现了财政政策与各行业交叉项前系数。其中,财政政策对房地产业、采矿及矿物加工制造业的负债率形成了显著的正向影响,对日用消费品制造业、化工医药制造业的负债率形成了显著的负向影响。表6第(3)部分是利用国家统计局数据计算的相关行业GDP/总资产指标以及资产负债率指标⁴。如前所述,GDP/总资产指标反映了资产周转率和增加值率的综合影响,也可将其理解为企业的资产效益。对比(2)、(3)两部分的结果,交叉项前系数显著的行业,系数符号与负债率的实际变化方向是相符的。而且,负债率明显上升的行业(例如采矿及矿物加工制造业,电力、热力、燃气及水的生产和供应业,房地产业),GDP/总资产指标普遍较低;而负债率明显下降的行业(例如日用消费品制造业、化工医药制造业、各类机械设备仪器制造业),GDP/总资产指标普遍较高。被包含在其他服务业中的住宿和餐饮业是一个反例:该行业的GDP/总资产指标较高(2012年达到0.72),且2008年以后资产负债率呈上升趋势。但该行业在国民经济中占比很低,其2015年底的总负债规模仅为房地产业的2.8%,因此对企业部门总杠杆率形成的影响将十分有限。

结合计量检验的结果,本文对几个典型的行业进行进一步分析。如前所述,房地产业和采矿及矿物加工制造业与宏观政策的交叉项前系数大多显著为正,说明宽松的宏观政策推高了这两个行业的负债率水平。其中,房地产业除负债率指标明显上升外,在所有公布资产负债数据的国民经济行业中(即之前所说的“五行业”),该行业负债在所有行业总负债中的比例由2008年的23.5%猛增至2015年的33.0%。这进一步反映出金融资源有向房地产业集中的趋势。与此同时,房地产业的GDP/总资产指标在2015年已低至0.075,若计算2008年以来的平均值,也仅为0.096。这大大低于其他行业。综合来看,金融资源过多配置于房地产领域将拉低整个企业部门的资产效益(GDP/总资产),是近几年宏观企业部门杠杆率上升的重要原因之一。采矿及矿物加工制造业的GDP/总资产指标则在近年呈现快速下滑趋势。到2015年,该项指标已成为工业部门中的倒数第二。2008年以来,采矿及矿物加工制造业也是工业部门内加杠杆最明显的行业,其负债率累计上升了4.3%。与上述两个行业形成反差的是日用消费品行业,该行业的GDP/总资产

4 工业内各行业2007和2012年的GDP是根据国家统计局公布的投入产出表(2007、2012)计算而来。2015年GDP是以2012年GDP为基础,结合2013—2015年工业内各行业GDP增长率(来自年度统计公报)及生产者价格指数(来自中国统计年鉴)估算获得。受数据可得性限制,表中报告了8个行业的相关指标。

指标在各行业中处于最高水平。与此同时,其负债率下降最为明显,达到了 7%。

综上所述,2008 年以来宽松的宏观政策背景下,金融资源在不同行业间存在错配。体现资产周转率和增加值率综合影响的 GDP/总资产指标相对较低的行业获得更多的金融资源,这推高了整个企业部门的杠杆率水平。

六、结 论

根据上文分析,近年来金融资源的产权错配和行业错配是中国宏观企业部门杠杆率飙升的重要原因。因此,不能把“去杠杆”理解为不加区分的降低微观企业的负债水平。进行结构性调整,优化金融资源的配置才是“去杠杆”的关键。

第一,金融资源的配置应该打破国有与非国有的制约。近年来,民间投资增速大幅下滑是经济增长乏力的一个重要原因。我们知道,金融的基本功能是将储蓄转化为投资。因此,民间投资不足与金融资源被过多配置于国有部门是同一问题的两种不同表现形式。要激发民间投资的热情,本质上首先必须解决民间投资的资金来源问题。通常来说,以银行为代表的传统金融模式更偏好风险较低的项目。在当前较为低迷的经济形势下,避险情绪上升使这一倾向表现更为突出。金融资源大量流向国有企业或许与此有关。因此,深化金融业的供给侧结构性改革,发展更多市场主导的融资模式,对金融资源进入规模更小、风险更高,但同时也是资产效益(GDP/总资产)更高的民营领域能够起到一定的推动作用。

第二,金融资源的配置应该防止房地产等行业的虹吸效应。一段时间以来,房地产价格不断上涨。相对于陷入低迷的制造业等其他行业,房地产业成为收益稳定且相对安全的行业,对金融资源形成了一定的吸引力。在贷款规模受限的情况下,商业银行甚至借道同业业务、通道业务、非标业务等,将资金输送到房地产行业,最终导致金融资源在行业之间的配置失衡。近期,监管层开始注重一行三会协调机制的建立,强调防止监管套利和穿透底层资产,已显示出其优化金融资源配置的决心。

至于采矿和矿物加工制造业,该行业中包含大量高耗能行业(石油加工、炼焦和核燃料加工业,非金属矿物制品业,黑色金属冶炼和压延加工业,有色金属冶炼和压延加工业都是国家统计局定义的高耗能行业)和产能过剩行业(钢铁、电解铝、水泥等均属于该行业)。2008 年以来,这一行业中资产负债率的明显上升以及 GDP/总资产指标的大幅下滑同样需要引起我们的重视。未来应尽可能避免金融资源再度大幅度地流入此行业中。

最后,从之前的研究结果以及相关的统计数据来看,我们不能排除产权因素和行业因素存在交叉影响的可能。例如,一些国有经济占比较高的行业(采矿和矿物加工制造业以及电力、热力、燃气及水的生产和供应业)⁵,恰好也是 GDP/总资产指标偏低、负债率又

5 利用国家统计局公布的数据计算,2015 年采矿和矿物加工制造业中国有控股企业的总资产占比接近 50%,电力、热力及水的生产和供应业中这一指标更是高达 87%。而其他行业的这一指标通常在 20% 附近。

明显上升的行业。据此我们很难辨别产权和行业哪一个才是引起金融资源配置失衡的主导性因素。不过,同样属于 GDP/总资产指标偏低、负债率又明显上升的房地产业中,国有经济的占比很低,这似乎表明,行业本身的特征可能发挥了更为关键的作用。当然,不管出于何种原因,要从根本上降低企业部门的杠杆率水平,都要求我们必须从金融业的供给侧入手,通过金融体系改革,优化金融资源配置效率,推动金融资源更多配置于资产效益更高的企业或者部门。

参 考 文 献

- [1] 葛顺奇和罗伟,2015,《跨国公司进入与中国制造业产业结构——基于全球价值链视角的研究》,《经济研究》第11期,第34~48页。
- [2] 纪敏、严宝玉和李宏瑾,2017,《杠杆率结构、水平和金融稳定——理论分析框架和中国经验》,《金融研究》第2期,第11~25页。
- [3] 纪志宏、周黎安、王鹏和赵鹰妍,2014,《地方官员晋升激励与银行信贷——来自中国城市商业银行的经验证据》,《金融研究》第1期,第1~15页。
- [4] 靳庆鲁、李荣林和万华林,2008,《经济增长、经济政策与公司业绩关系的实证研究》,《经济研究》第8期,第90~101页。
- [5] 李海海和邓柏冰,2014,《货币政策对上市公司资本结构的影响——基于行业的比较研究》,《中央财经大学学报》第11期,第39~45页。
- [6] 李明辉,2009,《股权结构、公司治理对股权代理成本的影响——基于中国上市公司2001~2006年数据的研究》,《金融研究》第2期,第149~168页。
- [7] 李扬、张晓晶和常欣,2015,《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。
- [8] 马文超和胡思玥,2012,《货币政策、信贷渠道与资本结构》,《会计研究》第11期,第39~48页。
- [9] 苏冬蔚和曾海舰,2009,《宏观经济因素与公司资本结构变动》,《经济研究》第12期,第52~65页。
- [10] 谭之博和周黎安,2015,《官员任期与信贷和投资周期》,《金融研究》第6期,第80~93页。
- [11] 王朝才、汪超和曾令涛,2016,《财政政策、企业性质与资本结构动态调整——基于A股上市公司的实证研究》,《财政研究》第9期,第52~63页。
- [12] 伍中信、张娅和张雯,2013,《信贷政策与企业资本结构》,《会计研究》第3期,第51~58页。
- [13] 徐忠,2017,《全面理解稳健中性的货币政策》,《清华金融评论》第3期,第16~19页。
- [14] 张杰、刘元春和郑文平,2013,《为什么出口会抑制中国企业增加值率?》,《管理世界》第6期,第12~27页。
- [15] 张同斌和高铁梅,2012,《财税政策激励、高新技术产业发展与产业结构调整》,《经济研究》第5期,第58~70页。
- [16] 郑丹青和于津平,2015,《外资进入与企业出口贸易增加值——基于中国微观企业异质性视角》,《国际贸易问题》第12期,第96~107页。
- [17] 钟宇桢、刘志阔、何嘉鑫和苏楚林,2016,《我国企业债务的结构性问题》,《经济研究》第7期,第102~117页。
- [18] 钟覃琳、陆正飞和袁淳,2016,《反腐败、企业绩效及其渠道效应——基于中共十八大的反腐建设的研究》,《金融研究》第9期,第161~176页。
- [19] 周黎安,2007,《中国地方官员的晋升锦标赛模式研究》,《经济研究》第7期,第36~50页。
- [20] 曾令涛和汪超,2015,《地方财政刺激会影响企业的资本结构吗?——基于A股上市公司的实证研究》,《中央财经大学学报》第12期,第9~21页。
- [21] 曾海舰和苏冬蔚,2010,《信贷政策与公司资本结构》,《世界经济》第8期,第17~42页。
- [22] Bai, C., Q. Liu, J. Lu, F. Song and J. Zhang, 2004, "Corporate Governance and Market Valuation in China",

Journal of Comparative Economics, 32(4):599 ~ 616.

- [23]Faulkender, M. and Petersen, M. A. 2006, “Does the Source of Capital Affect Capital Structure?” *Review of Financial Studies*, 19(1):45 ~ 79.
- [24]Korajczyk, R. A. , Levy A. , 2003, “Capital Structure Choice: Macroeconomic Conditions and Financial Constraints,” *Journal of Financial Economics*, 68 (1):75 ~ 109.
- [25]Modigliani, F. and M. H. Miller, 1958, “The Cost of Capital, Corporation Finance and the Theory of Investment”, *American Economic Review*, 48(3):261 ~ 297.
- [26]Papke, L. E. and J. M. Wooldridge, 1996, “Econometric Methods for Fractional Response Variables with an Application to 401(k) Plan Participation Rates,” *Journal of Applied Econometrics*, 11(6):619 ~ 632.
- [27]Papke, L. E. and J. M. Wooldridge, 2008, “Panel Data Methods for Fractional Response Variables with an Application to Test Pass Rates,” *Journal of Econometrics*, 145(1 – 2):121 ~ 133.
- [28]Ramalho, E. A. , J. J. S. Ramalho and L. M. S. Coelho, 2016, “Exponential Regression of Fractional – Response Fixed – Effects Models with an Application to Firm Capital Structure”, *Journal of Econometric Methods (forthcoming)*.

Macroeconomic Policy, Financial Resource Allocation and the High Leverage Ratio of Enterprises Sector

WANG Yuwei SHENG Tianxiang ZHOU Geng

(Department of Economics, Nanjing University; Department of Finance, Nanjing Agricultural University)

Abstract: As the overall level of debt of China increases, it’s more and more expected that the enterprise sector should decrease its financial leverage. However, according to the statistics, increase of debt to assets ratio of the company is not sufficient to explain the significant increase of the high leverage of enterprise sector. Based on empirical study of listed companies, this paper identifies that main reason for significant increase of the high leverage of enterprise sector is financial resources had been allocated disproportionately to companies with low value added ratio and low asset turnover since 2008, which caused by misallocation in ownership and industry. Therefore, the reform of the financial supply front is the key to debt risk prevention.

Key words: Leverage Ratio of Enterprises Sector, Macroeconomic Policy, Financial Resource Allocation

(责任编辑:林梦瑶)(校对:ZL)