
金融资产配置、宏观经济环境与企业杠杆率

刘贯春 张 军 刘媛媛*

内容提要 本文利用 2007–2016 年中国 A 股非金融类上市公司的半年期数据,系统考察了金融资产配置对企业杠杆率的影响,并重点分析了宏观经济环境的调节作用。结果显示,金融资产持有份额上升有助于降低企业杠杆率,而金融渠道获利增加显著推升了企业杠杆率,且上述效应主要体现于短期负债。同时,在经济增长和宽松货币政策的影响下,金融资产配置的作用被弱化。本文结论表明,金融资产持有份额扮演着“蓄水池”动机,但金融渠道获利刻画的“金融化”特征反而会加剧企业杠杆率。因此在供给侧结构性改革的“去杠杆”进程中,需要特别关注企业对金融渠道获利的过度依赖,企业对高杠杆的路径依赖将不利于宏观层面的去杠杆。

关键词 金融资产配置 杠杆率 宏观经济环境 蓄水池 金融化

一 引言

伴随中国经济逐渐迈入“新常态”,改革开放以来 30 多年经济高速增长带来的结构性问题凸显,尤其是非金融类企业的杠杆率是否过高成为众多学者的关注热点。李扬等(2012)指出,中国非金融类企业的负债在 2010 年达到 GDP 的 105.4%,超过所有

* 刘贯春(通讯作者)、张军:复旦大学经济学院 中国经济研究中心 上海市杨浦区国权路 680 号 200433 电子信箱:liuguanchun1@126.com(刘贯春)、junzh_2000@fudan.edu.cn(张军);刘媛媛:复旦大学经济学院 电子信箱:liuyuanyuan123@126.com。

作者感谢国家自然科学基金重点项目(71333002)、国家社会科学基金重大项目(15ZDA008)及 2014 年文化名家暨“四个一批”人才项目的资助。感谢两位匿名审稿人的建设性意见。当然,文责自负。

其他主要国家。钟宁桦等(2016)对中国企业的杠杆率进行了系统梳理,发现大部分工业企业已经显著地“去杠杆”,而国有和大型上市企业是非金融类企业杠杆率居高不下的主要原因。高杠杆所带来的利息支出增加将企业可用资金从固定资产投资剥离出来,不利于社会资本形成并导致经济增速下滑。习近平总书记在2016年7月的经济形势专家座谈会上强调,以推进供给侧结构性改革为主线,有力、有度、有效地落实“三去一降一补”重点任务,而其中“一去”正是降低居高不下的企业杠杆率。随后,在2017年3月5日北京召开的十二届全国人民代表大会第五次会议上,李克强总理在做政府工作报告时明确指出,如何将企业债务杠杆降至合理水平是今后几年宏观调控政策的重点之一。

与此同时,以房地产市场为主导的金融资产市场呈现明显的逆周期上扬态势,非金融类企业投资实体经济的意愿低迷,但投资于金融渠道的比例却快速上升。从中国经济发展的现实状况来看,虚拟经济“热”与实体经济“冷”是当前阶段最为突出的结构性矛盾之一。张成思和张步层(2016)指出,随着经济自由化与全球化,金融部门与实体经济的关系日益微妙,基于金融渠道的利润积累逐渐成为企业盈利的主导模式。中共中央在2016年12月的工作会议中明确表态,将继续深化供给侧结构性改革,矫正要素配置扭曲,而如何将资金引入实体经济正是供给侧结构性改革的重要目标之一。那么,金融资产配置是否以及如何影响企业杠杆率?在不同经济增长环境下,两者关系是否有所改变?回答上述问题不仅有助于厘清企业杠杆率高企不下背后的逻辑,亦有助于从微观层面为供给侧结构性改革提供理论依据和实践参考。

从文献发展的脉络来看,一支文献集中于探讨企业为何持有金融资产(特别是现金持有)以及其对固定资产投资和研发创新存在何种影响。相关理论和经验研究普遍认为,一方面,持有金融资产有助于降低高昂的调整成本,从而可以平滑实体投资和研发创新活动(Stulz,1984;Kim等,1998;Opler等,1999;Almeida等,2004;Brown和Petersen,2011;胡奕明等,2017;刘贯春,2017)。换言之,持有金融资产和债务融资共同作为企业投资活动的缓冲工具,两者之间理应存在一定的替代效应(Acharya等,2007)。在企业的投融资活动中,为缓解融资约束带来的高昂资本成本,企业通常会选择持有可转换性强的金融资产以进行预防性储蓄,即充当“蓄水池”。特别地,金融资产具有短期限和高流动的特征,企业可以在短期内通过交易金融资产来缓解融资困境并调控资本结构(Stulz,1996)。另一方面,依据资源配置理论,金融资产持有份额的上升预示着有形资产比例的下降(Tornell,1990;Demir,2009),抵押品减少会降低企业对银行信贷的获取概率。同时,负债水平本身在一定程度上反映了企业的借债能力,负债水平越高代表企业的借债能力越强。为此,当企业需要资金时,可以以较低成

本从外部获得银行贷款,从而偏向于持有较少的现金(Ozkan 和 Ozkan 2004)。

另一支文献则是近年来备受关注的“经济金融化”现象。Demir(2009) 指出,当金融资产与固定资产的收益率之差不断扩大时,企业越来越倾向于投资金融资产,即企业“金融化”趋势的形成。伴随着经济金融化格局的形成,公司治理结构随之改变,非金融类企业的投资决策更多服从资产流动性要求,薪酬激励制度逐步转变为股票期权,企业员工尤其是高管的薪酬水平与股票短期价格的关系更为密切(Stockhammer, 2004; Orhangazi 2008; 张成思和张步昙 2016; 刘贯春 2017)。此时,管理者倾向于由长期限的固定资产投资转向短期限的金融资产投资。这种投资偏好的改变使企业具有更大的潜在动力进行银行信贷,从而推动企业资产负债率的快速上升(Palley 2007)。同时,经济金融化会强化企业对投资风险的忍耐力,投资高风险项目的可能性增大。融资优序理论指出,权益融资会传递企业经营的负面信息导致股票价格下降和企业市场价值降低,加之由于债务融资较股权融资更易获得,上市公司偏好向债权人借入资金,从而提高自身的杠杆率(于蔚等 2012)。特别地,根据权衡理论,投资金融资产带来的高收益会使企业更易获得银行贷款,从而有更高的资产负债率(苏冬蔚和曾海舰 2009)。不同的是,融资优序理论指出,投资金融资产带来的高收益有助于更多地进行内部留存收益,且金融资产投资的短期限特征有助于企业及时还款付息,进而在一定程度上降低企业杠杆率。此外,企业负债水平越高,出现财务困境的概率越高,从而需要持有更多现金来防止财务困境的发生(Faulkender 2002; Teruel 和 Solano 2004)。

尽管以上文献多支持金融资产配置影响企业杠杆率的观点,但主要停留在理论逻辑层面,缺乏经验分析。更为重要的是,从中国的现实情况来看,非金融类企业的杠杆率居高不下,且对金融渠道获利的依赖逐渐形成一种新格局,已有结论是否适用于中国还有待进一步检验。尤其是面对不同宏观经济环境,金融资产配置与企业杠杆率之间的关系是否存在显著差异值得探讨。为考察金融资产配置是否以及如何影响中国企业的杠杆率,本文基于 2007-2016 年非金融类上市公司的半年期数据,利用资本结构的局部调整模型展开经验分析。考虑到金融资产配置的短期特征,本文还区分短期负债和长期负债,探讨了金融资产配置对负债期限结构的影响。此外,我们还将经济增长和货币政策与金融资产配置的交互项引入局部调整模型,以探讨宏观经济环境如何影响金融资产配置与企业杠杆率之间的关系。

区别于以往研究,本文的主要贡献在于:第一,从金融资产持有份额和金融渠道获利两个细分层面度量企业的金融资产配置行为,进而考察金融资产配置是否以及如何影响企业杠杆率,并重点分析宏观经济环境对两者关系的影响。第二,本文从企业杠

杆率的动态调整角度出发,在微观层面剖析了企业配置金融资产的多重动机。研究论证金融资产持有份额依旧扮演着蓄水池功能,而依赖金融获利的盈利模式会加剧企业杠杆率的上升。第三,本文解释了企业杠杆率居高不下以及宏观调控有效性弱化的原因。研究结果显示,金融资产持有份额的下降和金融渠道获利的快速上升共同使企业难以主动下调杠杆率。这意味着现阶段企业对金融资产的配置状况会加大降杠杆的宏观调控难度,对于深入理解供给侧结构性改革具有重要参考价值。

本文余下部分结构安排为:第二部分梳理金融资产配置影响企业杠杆率的作用机理及宏观经济环境的调节效应,并结合中国发展现状提出待检验的假说;第三部分介绍计量模型的设定、估计方法、指标选取及数据来源;第四部分利用中国非金融类上市公司数据开展经验检验;第五部分是进一步分析与稳健性检验;最后是结论和建议。

二 机理分析与研究假说

(一) 金融资产配置有助于降低企业杠杆率

固定资产投资的长期特征使企业投资支出变化带来高昂的调整成本,项目一旦中断,必将产生巨大损失,因此企业具有平滑投资的内在动机。为避免高昂的调整成本,企业会加大外部融资力度以应对资金不足。然而,外部股权融资仅适用于上市公司,且配股和增发这两条主要渠道需要经过一系列程序,因而债务融资成为企业获取外部融资的主要手段(于蔚等,2012)。由于外部融资存在明显的进入市场限制,金融市场普遍存在信息不对称和合约摩擦等,使外部融资成本大幅度增加(Fazzari等,1988; Cooper和Haltiwanger,2006)。此时,考虑到金融资产具有短期限的特征,企业持有金融资产就成为另一种重要的融资手段,即发挥金融资产配置的蓄水池功能。Keynes(1936)指出,为应对未来现金流不确定性带来的资金短缺及投资不足等财务困境,企业通常会选择持有一定比例的现金,即进行预防性储蓄活动。当企业面临较大的财务困境时,企业会选择持有较多的现金(John,1993);而当企业预期未来可能存在较多投资机会和现金流不确定时,因为其融资成本较高和融资期限较长,亦会主动持有更多的现金(Opler等,1999)。

在理论层面,假定流动性资产的收益率较低且企业面临着较高的外部融资成本, Kim等(1998)构建数理模型研究发现,流动性资产配置取决于外部融资成本、未来现金流不确定性、未来投资机会带来的收益及其与固定资产的收益率之差。Almeida等(2004)通过构建数理模型刻画了不同融资约束企业在配置流动性资产层面的异质性决策行为,结果发现融资约束程度越高的企业现金-投资敏感性越强。Han和Qiu

(2007) 利用两期投资模型证实, 融资约束的存在使企业在当期投资和未来投资之间存在取舍。对于融资约束程度高的企业而言, 未来现金流波动越大, 企业持有现金的动机越强, 而对不存在融资约束的企业无明显相关关系。在经验分析层面, Mikkelsen 和 Partch(2003) 指出, 相比现金持有较少的企业, 持有现金较多的企业具有更高的营业利润, 且这些企业的研发创新力度更强。持有现金是企业应对融资约束的重要手段, 特别是对于那些投资机会可观但融资约束程度较高的企业(Faulkender 和 Wang, 2006)。融资约束程度越高, 企业越倾向于分配更多的暂时性现金流用于增加现金储备, 以应对未来时期的融资约束(Chang 等 2014)。同时, 持有现金有助于促进存在融资约束企业进行固定资产投资, 这些投资所带来的边际收益要高于无融资约束的企业(Denis 和 Sibilkov 2009)。此外, 企业可以通过调整现金持有水平来平滑研发创新活动, 特别是对于融资约束程度较高的企业(Brown 和 Petersen 2011)。

由此可见, 金融资产配置和债务融资是企业应对资金短缺的两大缓冲器, 从而两者之间存在一种替代关系, 即金融资产持有份额的增加将导致企业杠杆率的下降。假定未来时期存在利润可观的投资机会, 而企业通过外部股权融资获取资金的可能性很小, Acharya 等(2007) 利用数理模型阐释了现金持有和债务融资的资金转移功能, 并证实两者之间存在显著的替代关系。一方面, 企业可以选择利用更多的现金流以避免过高的杠杆率; 另一方面, 企业亦可以通过增加债务来确保经营性现金的充沛, 其经验检验支持上述结论, 且投资机会越多的企业替代效应越强。另外, 依据资源配置理论, 假定由融资约束带来的外部融资给定, 金融资产作为投资选择的一种, 必然会对固定资产投资产生“挤出”效应(Tobin, 1965; Tornell, 1990; Demir, 2009; 张成思和张步昙, 2016; 胡奕明等 2017; 刘贯春 2017)。此时, 抵押品的减少会降低企业获取银行信贷的概率, 从而有利于控制企业杠杆率的持续上升。另外, 当金融资产价格较高时, 企业可以通过配置金融资产获得较高收益, 将会进行更多的内源融资, 降低企业杠杆率。

(二) 金融资产配置加剧企业杠杆率的上升

伴随全球经济一体化进程, 金融部门的信贷配置功能不断弱化。为追求利润最大化, 企业管理者趋于投资金融资产而非固定资产投资, 从而使金融渠道获利逐渐成为企业盈利的主导模式(Demir, 2009)。特别是在宏观经济环境波动加剧的情形下, 企业倾向于投资短期内可快速转换的金融资产, 对厂房、设备等固定资产的投资不断下降, 从而使实体经济呈现快速下滑态势(Tornell, 1990)。进一步, 面对大量的交叉持股和机构投资者参股, 金融化对企业治理结构产生重大影响。企业投资决策行为越来越受到投资者、监管机构及其他投资人等偏好的影响, 传统的“规模最大化”管理模式转

向“利润最大化”(Stockhammer 2004; Orhangazi 2008)。在经济金融化的背景下,非金融类企业的投资决策更多服从资产流动性要求,且企业员工尤其是高管的薪酬水平与股票短期价格的关系更为密切(Orhangazi 2008)。

为获得短期收益以进行股票分红,管理者的投资倾向由短期内不可转换的固定资产投资转向短期内可快速转换的金融资产投资。这种投资偏好的改变会使企业具有更大的潜在动力进行银行信贷,从而推动企业资产负债率的快速上升(Palley 2007)。具体而言,在经济金融化的格局下,金融资产投资的收益率普遍高于固定资产(Demir, 2009),考虑到金融资产投资的周期性特征(Ryoo 2010),为把握住这类“投机”机会,企业管理者具有更强动机追逐短期的利润最大化。更为重要的是,面对经济金融化导致的实体投资率下降,中央银行将采用宽松的货币政策来刺激实体经济,从而进一步拓宽了银行信贷的资金来源(张成思和张步昙 2016)。同时,由于实体经济的收益率较低,经济金融化会强化企业对投资风险的忍耐力,提升高风险项目的投资概率。考虑到债务融资相较股权融资具有成本和时间优势,公司更偏好向债权人借入资金,从而提高自身的资产负债率(苏冬蔚和曾海舰 2009)。特别地,根据融资权衡理论,投资金融资产带来的高收益会使企业更易获得银行贷款,从而有更高的资产负债率。同时,资本资产定价理论表明,当企业通过交易金融资产获取高额回报率时,企业愿意承担更高的风险,自然有动机进行债务融资以增加套利所需的资金池(王红建等, 2016)。此外,经济金融化使企业对金融市场的投资回报增加,企业具有潜在动力回购股票,从而间接提升企业杠杆率(Orhangazi 2008; 张成思和张步昙 2016)。

(三) 研究假说的提出

结合上述理论分析,金融资产配置对企业杠杆率的影响取决于企业投资金融资产的目的。如果金融资产配置动机在于对固定资产投资的预防性储蓄行为,将会降低企业杠杆率;如果金融资产配置动机在于获取利润最大化,将会推动企业杠杆率的快速上升。本文采用金融资产持有份额和金融渠道获利两个细分指标作为金融资产配置的度量指标。金融资产持有份额刻画企业期末持有的金融资产总额占总资产的比例,反映资产类别的份额变化,是一个存量结构性质的金融资产配置指标,类似度量企业预防性储蓄行为的静态指标(Kim 等, 1998; Opler 等, 1999; Almeida 等, 2004; Faulkender 和 Wang 2006; Denis 和 Sibilkov 2009; Brown 和 Petersen 2011; 刘贯春 2017)。它更多被用于描述企业为缓解融资约束的蓄水池动机,否则企业将通过交易这类金融资产以在当期获取高额利润。金融渠道获利刻画企业当期金融渠道获利占营业利润的比重,反映某一时期内企业利润的源泉构成,揭露企业配置不同类型资产的投资行为

变化,是一个流量结构性质的金融资产配置指标,类似度量企业利润最大化的金融化动态指标(Stockhammer 2004; Orhangazi 2008; Demir 2009; 张成思和张步昙 2016; 刘贯春 2017)。它更多被用于描述企业为实现利润最大化的替代品动机,否则企业将长期持有这类金融资产以缓解未来时期可能面临的融资约束。

一方面,金融资产持有份额影响企业杠杆率的内在逻辑在于资金运用带来的资金池变化。首先,金融资产包括财务灵活性很高的货币资金。当期现金持有量越多,企业越有能力通过现金进行下一期杠杆率的调整,如偿还债务等,即数据在时间维度上的变动。同时,金融资产还包括1年内到期的金融投资等资产,这类资产可以为下一期企业的投融资决策提供资金来源。其次,对于不同企业,当期金融资产持有份额越高,下一期对银行信贷的需求越低。这意味着金融资产持有份额越高的企业,其杠杆率越低,即数据在截面维度上的变动。另一方面,金融渠道获利影响杠杆率的内在逻辑在于企业盈利模式改变背后刻画的投资偏好改变,对短期金融收益的追求可能提升企业进行银行信贷的内在动力。不过,金融渠道获利同时增加了企业的资金池,有助于企业还款付息并在一定程度上降低杠杆率。进一步,由于金融资产的投资期限较短且风险较大,因而金融资产配置对企业杠杆率的影响应更多地反映在短期负债的变化上。由此,本文提出如下假说。

假说1:金融资产持有份额上升有助于降低企业杠杆率,而金融渠道获利增加会加剧企业杠杆率的上升。

假说2:金融资产配置对企业杠杆率的影响主要体现在短期债务,对长期债务的影响较小。

进一步,宏观经济环境可能影响金融资产配置与企业杠杆率之间的关系。苏冬蔚和曾海舰(2009)从理论层面梳理了宏观经济环境如何影响企业杠杆率。一方面,权衡理论表明当宏观经济上行时,公司盈利能力较强且经营风险较低,此时负债带来的预期破产成本较小,因而公司愿意提高财务杠杆获取税收收益;当宏观经济下行时,公司陷入财务困境的概率较高且破产成本更高,企业对负债的需求下降。另一方面,融资优序理论认为当宏观经济上行时,企业现金流的增加使公司会优先使用内部资金满足投资需求以及偿还债务,从而降低企业杠杆率;反之,当宏观经济下行时,内部现金流的减少迫使企业更多依赖外部的债务融资,从而推动企业杠杆率的快速上升。进一步,当政府实行宽松货币政策时,如降低贷款利率和加大货币投放量,企业获得银行贷款的融资成本降低,企业对金融资产的配置动机将会减弱。

在经验分析层面,系列研究表明宏观经济环境对企业杠杆率的确存在显著影响。

宏观经济与资本结构的关系取决于公司的财务状况,当宏观经济环境良好且股票市场繁荣时,资金充足的上市公司通常具有较低的资产负债率,而资金短缺的公司通常具有较高的资产负债率(Korajczyk 和 Levy 2003; Levy 和 Hennessy 2007),企业资本结构呈现显著的逆周期变化,即经济上行将降低公司的资产负债率(Halling 等 2016; 苏冬蔚和曾海舰 2009)。规模小、民营化程度高及担保能力弱的企业杠杆率在信贷扩张后显著上升,而在信贷紧缩后显著下降(曾海舰和苏冬蔚 2010)。当货币政策变化影响到信贷供给时,不受融资约束企业的资本结构变动较小,而存在融资约束的企业杠杆率随货币政策的紧缩(宽松)而减小(扩大)(马文超和胡思玥 2012)。综上可知,在高速经济增长和宽松货币政策的宏观经济环境下,企业有充足的现金流且更易获得债务融资,这将弱化金融资产配置对企业杠杆率的影响。由此,本文提出假说 3。

假说 3: 在高速增长和宽松货币政策的宏观经济环境下,金融资产配置对企业杠杆率的影响被弱化。

三 模型设定、估计方法与指标选取

(一) 模型设定与估计方法

现有关于企业杠杆率的分析框架多建立在局部调整模型和资本结构偏离度模型的基础之上(Flannery 和 Rangan 2006; Cook 和 Tang 2010; 姜付秀和黄继承 2011),进而用于分析某些因素对资本结构动态调整速度和调整方向的影响。我们遵照学界标准研究,采用局部调整模型来考察金融资产配置对企业杠杆率的影响^①。参照 Flannery 和 Rangan(2006)、Cook 和 Tang(2010) 以及姜付秀和黄继承(2011) 的做法,将目标资本结构的函数形式设定为线性:

$$Lev_{it}^* = \alpha + \gamma X_{i,t-1} \quad (1)$$

其中,下标 i 和 t 分别代表企业和时期; Lev^* 表示目标资本结构;向量组 X 为企业特征变量。同时,假定企业向目标资本结构的动态调整过程表述为:

$$Lev_{it} - Lev_{i,t-1} = \lambda (Lev_{it}^* - Lev_{i,t-1}) \quad (2)$$

其中, Lev 表示真实资本结构;参数 λ 刻画了企业资本结构的平均调整速度。若 $0 < \lambda < 1$,说明企业资本结构在一个时期内进行了局部而非完全调整;若 $\lambda = 0$ 或 $\lambda = 1$,说明企业资本结构在一个时期内完全没有调整或者进行了完全调整。企业资

① 有关局部调整模型的合理性与有效性,可详见 Flannery 和 Rangan(2006) 与 Cook 和 Tang(2010) 的研究。

本结构的动态过程通常属于局部调整 需要经历多期才能达到最优水平 即 $0 < \lambda < 1$ 。

进一步 将模型(1)代入局部调整模型(2) 整理可得:

$$Lev_{it} = \alpha\lambda + (1 - \lambda) Lev_{i,t-1} + \gamma\lambda X_{i,t-1} \quad (3)$$

区别于以往研究 除了传统的企业特征变量外 本文还将企业的金融资产配置行为引入目标资本结构的决定方程^① 从而构建了满足研究需要的局部调整模型^②:

$$Lev_{it} = \alpha_0 + \delta Lev_{i,t-1} + \vartheta Fa_{i,t-1} + \beta_1 Cfo_{i,t-1} + \beta_2 Roe_{i,t-1} + \beta_3 Tag_{i,t-1} + \beta_4 Size_{i,t-1} + \beta_5 Grow_{i,t-1} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中, Fa 表示金融资产配置。为刻画企业配置金融资产的不同动机 本文试图从金融资产持有份额和金融渠道获利两个细分层面进行刻画 依次记为 Fah 和 Fcp 。同时, 企业层面的控制变量包括经营性现金流(Cfo)、盈利能力(Roe)、有形资产比例(Tag)、企业规模($Size$)和成长机会($Grow$)。除模型考虑的企业自身特征外, 管理者差异、高管自信程度、首席执行官个人负债及人力资本等也是影响企业资本结构的重要因素(Bertrand 和 Schoar 2003; Berk 等 2010; Malmendier 等 2011; Cronqvist 等 2011) 这些因素可以通过控制企业固定效应 μ_i 得到一定程度的解释(Flannery 和 Rangan 2006)。另外 在不同年份可能存在各种宏观冲击 如信贷政策变化和 2008 年全球金融危机的爆发 企业资本结构会进行系统性调整 纳入时间固定效应 γ_t 在一定程度上克服了这些冲击。

在模型(4)中 参数 δ 和 ϑ 是本文的关注重点。前者刻画了企业资本结构的平均调整速度 大小为 $1 - \delta$; 后者刻画了金融资产配置对企业杠杆率的影响方向 作用强度为 $|\vartheta/(1 - \delta)|$ 。依据研究假说 1 本文预期当金融资产配置指标(Fa)为金融资产持有份额(Fah)时, ϑ 显著为负; 当金融资产配置指标(Fa)为金融渠道获利(Fcp)时, ϑ 显著为正。进一步 为检验金融资产配置对负债期限结构的影响 即对短期负债行为和长期负债行为的差异影响 将因变量依次替换为企业短期负债比率和长期负债比率。结合假说 2 本文预期金融资产配置在短期负债方程中的回归系数绝对值要大于长期负债方程。

① 通常企业内部融资主要来源于两部分: 一是企业的固定资产投资收益; 二是交易持有的金融资产。同时 企业还可以通过银行信贷获取外部融资 从而构成企业投融资决策的约束方程。在经典的三期动态投融资模型中 诸多学者探讨了企业面临的约束条件 指出高昂的融资成本是企业持有流动性资产的重要原因 具体参见 Kim 等(1998)、Almeida 等(2004) 及 Acharya 等(2007)。

② 在探讨金融资产配置与企业杠杆率的关系时 有必要将金融资产和固定资产的收益率及风险进行控制。遗憾的是 由于金融资产投资的短期限特征 难以得到金融资产的投资收益率 也就无法获得建立在此基础上的风险度量。但本文对个体和时间固定效应进行了刻画 控制了企业层面的异质性特征(管理者的投资风险偏好) 及随时间变化的宏观经济环境特征(宏观投资风险) 在一定程度上消除了该问题的干扰。

进一步,为探讨宏观经济环境如何影响金融资产配置与企业杠杆率之间的关系,本文借鉴 Miguel 和 Pindado(2001)的做法,分别将经济增长和货币政策与金融资产配置的交互项引入模型(4),从而构建如下拓展的局部调整模型^①:

$$Lev_{it} = \alpha_0 + \delta Lev_{it-1} + \vartheta Fa_{it-1} + \varphi Fa_{it-1} \times Eg_{t-1} + \beta_1 Cfo_{it-1} + \beta_2 Roe_{it-1} + \beta_3 Tag_{it-1} + \beta_4 Size_{it-1} + \beta_5 Grow_{it-1} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$Lev_{it} = \alpha_0 + \delta Lev_{it-1} + \vartheta Fa_{it-1} + \varphi Fa_{it-1} \times \Delta M2_{t-1} + \beta_1 Cfo_{it-1} + \beta_2 Roe_{it-1} + \beta_3 Tag_{it-1} + \beta_4 Size_{it-1} + \beta_5 Grow_{it-1} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中, Eg 和 $\Delta M2$ 分别表示经济增长和货币政策。在模型(5)和(6)中,待估计系数 φ 是关注重点,金融资产配置对企业杠杆率的影响为 $(\vartheta + \varphi Eg)/(1 - \lambda)$ 。依据假说3,本文预期对于金融资产持有份额而言, φ 显著为正;对金融渠道获利而言, φ 显著为负。

当对上述回归模型进行参数估计时,模型内生性问题不可避免,主要原因来自两方面:第一,金融资产的内涵十分丰富,尽管本文采用 Arrighi(1994)、Demir(2009)、张成思和张步层(2016)、胡奕明等(2017)及刘贯春(2017)的度量方法,但仍旧可能面临代理不充分导致的测量误差问题,从而致使金融资产配置的估计不一致;第二,限于数据的可获得性,本文可能遗漏同时影响企业杠杆率和金融资产配置的重要因素,如企业家才能和人际关系等难以观测的变量。如果采用普通最小二乘法(OLS)和广义最小二乘法(GLS),金融资产配置与企业杠杆率关系的估计结果将存在偏差。同时,由于上市公司面临相同的金融创新环境、银行利差等,难以利用制度环境等外生工具变量解决金融资产配置的内生性(刘贯春,2017)。为尽可能准确估计动态面板模型(4)~(6)的回归系数,本文采用动态广义矩方法(DIF-GMM)进行参数估计。遵照 Brown 和 Petersen(2011)、张成思和张步层(2016)及刘贯春(2017)的思路,将所有金融变量视为内生变量,包括杠杆率(Lev)、金融资产配置(Fa)、经营性现金流(Cfo)和盈利能力(Roe),并选取滞后2~3期作为工具变量。本文在回归结果中给出了稳健标准误,以克服误差项在相关维度层面的异方差特征。需要注意的是,二阶自相关统计量表明残差项基本符合正态分布,且 Hansen 统计量表明工具变量设定恰当,这说明动态 GMM 的估计结果较为可信。此外,为进行交叉验证,本文还汇报了双向固定效应的部分估计结果。

(二) 指标选取与数据来源

结合以往研究,表1汇总了指标选取及对应的度量方式。关于金融资产配置,鉴

^① 由于时间固定效应已控制了经济增长和货币政策的独立影响,在此仅将两者与金融资产配置的交互项依次引入模型(4)。

于部分上市公司存在对联营或合营企业的投资活动,本文试图从广义口径和狭义口径两种情形进行内涵界定。借鉴 Arrighi(1994)、Demir(2009)、张成思和张步云(2016)、胡奕明等(2017)及刘贯春(2017)的做法,并结合会计准则的界定,广义金融资产包括货币资金、持有至到期投资、交易性金融资产、衍生性金融资产、可供出售的金融资产、长期股权投资以及应收股利和应收利息;狭义金融资产不包含长期股权投资,并用企业总资产进行标准化,分别记为 $Fah1$ 和 $Fah2$ 。相应地,广义金融渠道获利包括投资收益^①、公允价值变动损益以及其他综合收益,而狭义金融渠道获利需要扣除对联营与合营企业的投资收益。用息税前利润对二者进行标准化^②,分别记为 $Fcp1$ 和 $Fcp2$ 。需要注意的是,对于息税前利润为负值(占比约为 8.92%)的情况^③,本文利用息税前利润的绝对值进行标准化处理,具体操作方法为金融渠道获利减去息税前利润的余额除以息税前利润的绝对值。当企业未通过金融渠道获利时,该值为 -1,大于(小于) -1 的金融渠道获利代表企业通过投资金融资产实现了获利(亏损)。

表 1 指标选取及度量方式

符号	基本定义	度量方式
Lev	企业杠杆率	负债总额/总资产
Fcp	金融渠道获利	(金融资产获利 - 息税前利润) / 息税前利润
Fah	金融资产持有份额	金融资产持有总额/总资产
Cfo	经营性现金流	经营性现金流/总资产
Roe	盈利能力	净利润/平均股东权益
Tag	有形资产比例	固定资产净额/总资产
$Size$	公司规模	总资产的自然对数
$Grow$	成长机会	销售收入增长率
Eg	经济增长	人均真实 GDP 增长率
$\Delta M2$	货币政策	M2 增长率

① 需要注意的是,尽管投资收益包含实体投资和金融投资两类,可能会低估金融渠道获利对企业杠杆率的影响,但这并不影响本文结论。不过,从广义范围来看,实体投资收益刻画的是影子银行活动,亦可以理解为企业的金融渠道获利。另外,银行存款或银行理财产品的利息收入应计入金融资产获利,遗憾的是这部分数据披露太少。

② 由于存在利息收入冲减财务费用的情形,采用营业利润作为金融渠道获利标准化处理的分子不合理,因而本文采用息税前利润。

③ 假定存在如下两种情形:一是金融渠道获利 10 万元而息税前利润为 -10 万元;二是金融渠道获利 -10 万元而息税前利润为 10 万元。此时,两者直接利用金融渠道获利除以息税前利润得到的数值相同(均为 -1),但显然,两种情形下金融渠道获利的贡献截然不同。

对于企业杠杆率,采用负债总额占总资产的比重来表示(Miguel 和 Pindado 2001; Flannery 和 Rangan 2006; Cook 和 Tang 2010; 姜付秀和黄继承 2011; 于蔚等 2012)。同时,分别利用短期负债总额、长期负债总额与总资产的占比来度量企业的短期负债和长期负债。企业层面控制变量的指标构建依次参照 Miguel 和 Pindado(2001) 与于蔚等(2012)的做法。

由于 2007 年开始执行新会计准则,本文选取 2007–2016 年中国 A 股非金融类上市公司的半年期数据作为研究样本。企业层面的原始数据来源于国泰安(CSMAR)数据库,宏观层面的其他数据来源于 CEIC 数据库。尽管季度层面可以获得更多样本数据,但由于季度数据连续性较差,而本文模型设定需要使用到滞后 1 期的数据,故选择半年期数据作为研究样本更为恰当。为保证足够长的样本期,本文剔除 2010 年后上市的公司,并剔除 ST 类上市公司,最终得到 33 838 个非平衡面板观测值。为剔除异常值影响,对所有变量进行 1% 水平的缩尾(Winsorize)处理。表 2 汇报了各变量的描述性统计。不难看出,中国 A 股非金融类上市公司的广义(狭义)金融资产持有份额均值约为 0.25(0.21),占据企业总资产的 1/4(1/5)左右。同时,无论是广义口径还是狭义口径,金融渠道获利均值一致为负。结合依据该指标的标准化处理过程可知,大于 -1 的均值实质上表明金融渠道获利对息税前利润的贡献为正。

表 2 描述性统计

变量	观测值	均值	最小值	最大值	标准差
<i>Lev</i>	33 838	0.4968	0.0539	1.6792	0.2520
<i>Fcp1</i>	33 838	-0.6474	-1.4920	2.9553	0.7495
<i>Fcp2</i>	33 838	-0.6933	-1.4989	2.4812	0.7058
<i>Fah1</i>	33 838	0.2495	0.0179	0.7854	0.1680
<i>Fah2</i>	33 838	0.2083	0.0113	0.7231	0.1531
<i>Cfo</i>	33 838	0.0268	-0.1839	0.2592	0.0732
<i>Roe</i>	33 838	0.0544	-0.4402	0.3674	0.0994
<i>Tag</i>	33 838	0.2438	0.0022	0.7467	0.1775
<i>Size</i>	33 838	21.9952	19.0778	27.2879	1.4410
<i>Grow</i>	33 838	0.4676	-0.8005	5.0627	1.0581
<i>Eg</i>	33 838	0.0842	0.0636	0.1361	0.0192
$\Delta M2$	33 838	0.1428	0.1130	0.2845	0.0448

(三) 典型事实分析

表 3 汇报了核心变量之间的皮尔逊相关系数。不难看出,在 1% 的统计水平上,

金融资产持有份额与资产负债率存在显著的负相关关系,而金融渠道获利与资产负债率存在显著的正相关关系。同时,不同口径层面同一金融资产配置指标之间的相关系数高达 0.9,而同一口径层面不同金融资产配置指标间的相关系数很小(绝对值小于 0.1)。即使考虑滞后 1 期,金融资产持有份额和金融渠道获利之间的相关系数依旧如此,且大小基本一致^①。这些结果充分表明,金融资产持有份额和金融渠道获利在企业杠杆率的决策过程中作用不同。

表 3 核心变量的相关系数矩阵

变量	<i>Lev</i>	<i>Fcp1</i>	<i>Fcp2</i>	<i>Fah1</i>	<i>Fah2</i>
<i>Lev</i>	1.0000				
<i>Fcp1</i>	0.0735 ***	1.0000			
<i>Fcp2</i>	0.0839 ***	0.9550 ***	1.0000		
<i>Fah1</i>	-0.3575 ***	0.0798 ***	0.0302 ***	1.0000	
<i>Fah2</i>	-0.3575 ***	-0.0188 ***	-0.0131 ***	0.8864 ***	1.0000

说明: *、**和 *** 分别代表 10%、5% 和 1% 的显著性水平。下表同。

图 1 和图 2 分别刻画了 2007-2016 年中国 A 股非金融类上市公司的金融资产持有份额、金融渠道获利及企业杠杆率的变动趋势。需要注意的是,此处的金融渠道获利指标未进行标准化处理。不难看出,在 2007-2016 年,金融资产持有份额与企业杠杆率呈现相反的变动趋势,而金融渠道获利与企业杠杆率呈现同向的变动趋势。可见,金融资产持有份额比例越高,企业资产负债率越低;金融渠道获利比例越高,企业资产负债率越高。金融资产持有份额呈倒 U 型的同时,金融渠道获利呈 U 型,且 2011 年是共同的结构变化点。这说明企业配置金融资产的动机是多元化的,有必要从不同层面进行细致刻画^②。然而,表 3 与图 1 和图 2 是初步的典型事实分析,为得到更为可靠的研究结论,我们进一步对企业杠杆率的各种因素进行综合考察,纳入统一分析框架展开经验检验。

① 当金融资产持有份额取滞后 1 期时,广义(狭义)口径指标与金融渠道获利的相关系数为 0.0700(-0.0255)。

② 考虑到金融资产收益率的时变特征,金融资产持有份额和金融渠道获利的序列负相关并不能充分说明二者可以衡量企业的差异化配置动机,如金融资产收益率下降会使金融渠道获利下降,从而两者可能表现为相反的变动趋势。不过,如果企业持有金融资产份额亦是为了实现利润最大化,当金融资产收益率下降时,下一期企业倾向持有的金融资产份额将下降,从而当期金融渠道获利与下一期金融资产持有份额呈现相同的变动趋势。事实上,由图 1 和图 2 及表 3 的相关系数矩阵表明,2011 年后金融渠道获利持续上升而金融资产持有份额持续下降,即两者的变动趋势相反,这在一定程度上排除了金融资产收益率的干扰。

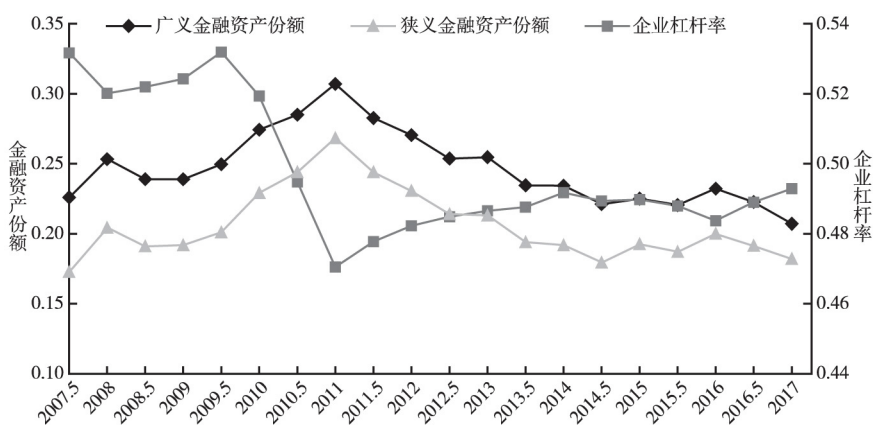


图1 金融资产持有份额与企业杠杆率

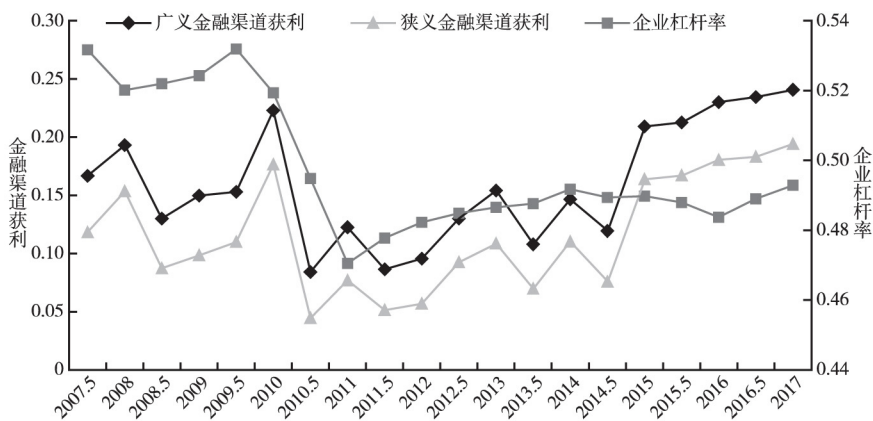


图2 金融渠道获利与企业杠杆率

四 经验分析结果

结合研究目的,本文经验分析主要分为两步:第一,基于全样本数据,利用拓展局部调整模型(4)从整体层面考察金融资产配置对企业杠杆率的影响,并进一步区分短期和长期负债,以探讨金融资产配置是否以及如何影响企业的债务期限结构。第二,以经济增长和M2增长率作为宏观经济环境的代理变量,利用模型(5)和(6)考察宏观经济环境如何影响金融资产配置与企业杠杆率之间的关系。

(一) 金融资产配置与企业杠杆率:整体影响

1. 金融渠道获利对企业杠杆率的整体影响。本文对模型(4)进行回归分析。固

定效应方法(FE) 和动态广义矩估计方法(GMM) 的估计结果见表 4。其中 ,第 2-5 列为广义口径的估计结果 ,第 6-9 列为狭义口径的估计结果。

表 4 金融渠道获利与企业杠杆率

因变量	广义口径 $Fcp1$				狭义口径 $Fcp2$			
Lev	FE	FE	GMM	GMM	FE	FE	GMM	GMM
$L. Lev$	0. 7978 *** (0. 0039)	0. 7797 *** (0. 0040)	0. 9468 *** (0. 0162)	0. 9245 *** (0. 0144)	0. 7971 *** (0. 0039)	0. 7791 *** (0. 0040)	0. 9468 *** (0. 0150)	0. 9239 *** (0. 0133)
$L. Fcp$	0. 0066 *** (0. 0007)	0. 0064 *** (0. 0007)	0. 0038 ** (0. 0018)	0. 0068 *** (0. 0021)	0. 0076 *** (0. 0007)	0. 0075 *** (0. 0008)	0. 0059 *** (0. 0017)	0. 0081 *** (0. 0020)
$L. Cfo$		-0. 0621 *** (0. 0076)		-0. 0546 *** (0. 0143)		-0. 0626 *** (0. 0076)		-0. 0557 *** (0. 0141)
$L. Roe$		-0. 0286 *** (0. 0056)		-0. 0169 (0. 0126)		-0. 0262 *** (0. 0057)		-0. 0143 (0. 0127)
$L. Tag$		0. 0452 *** (0. 0059)		-0. 0009 (0. 0049)		0. 0450 *** (0. 0059)		-0. 0010 (0. 0049)
$L. Size$		0. 0202 *** (0. 0012)		0. 0083 *** (0. 0011)		0. 0203 *** (0. 0012)		0. 0085 *** (0. 0010)
$L. Grow$		0. 0014* (0. 0008)		0. 0005 (0. 0021)		0. 0013 (0. 0008)		0. 0004 (0. 0021)
观测值	31 379	31 379	27 591	27 591	31 379	31 379	27 591	27 591
R^2	0. 5997	0. 5982			0. 6000	0. 5985		
AR(1)			0. 061	0. 087			0. 064	0. 091
AR(2)			0. 666	0. 674			0. 669	0. 674
Hansen 检验			0. 177	0. 295			0. 172	0. 298

说明: $L.$ 代表滞后项; GMM 估计将所有金融指标(Lev 、 Fcp 、 Roe 和 Cfo) 视为内生变量 ,工具变量为滞后 2-3 期; 括号内值为稳健标准误; AR(1) 、AR(2) 和 Hansen 检验汇报的是对应 p 值。回归均控制了个体效应和时间效应。下表同。

不难看出 ,无论是固定效应估计还是动态 GMM 估计 ,金融渠道获利的回归系数均在 5% 的统计水平上 ,显著为正。上述结论不随统计口径的变化产生明显差异。这说明对金融渠道获利的依赖加深加剧了企业杠杆率的持续上升 ,验证了本文假说 1 的后半部分 ,即金融渠道获利占比越高 ,企业资产负债率越高。由于动态 GMM 估计在模型内生性处理层面具有优势 ,下文主要依据该方法进行结果分析。以纳入控制变量的狭义口径估计结果为例 ,杠杆率滞后项的回归系数为 0. 9239 ,对应的资本结构动态调整速度为 0. 0761。同时 ,结合金融渠道获利的回归系数 0. 0081 可知 ,金融渠道获

利对企业杠杆率的作用强度为 0.1064。换言之,金融渠道获利占息税前利润的比例(标准化后)每提升 1 个单位,企业杠杆率将上升 0.1064 个单位。结合统计数据可知,狭义金融渠道获利由 2011 年的 -0.7773 增至 2016 年的 -0.4271(标准化后的数据),使得企业杠杆率上升 0.0373。此外,在控制变量层面,经营性现金流的回归系数显著为负,企业规模的回归系数显著为正,但盈利能力、有形资产比例和成长机会的回归系数未通过显著检验^①,这与 Miguel 和 Pindado(2001)、Flannery 和 Rangan(2006)、姜付秀和黄继承(2011)及于蔚等(2012)的研究结果基本一致。由于控制变量的估计结果十分稳健,限于篇幅,下文不再赘述。

2. 金融资产持有份额对企业杠杆率的整体影响。表 5 汇报了金融资产持有份额对企业杠杆率的整体影响。无论是广义口径还是狭义口径,金融资产持有份额的回归系数均在 1% 的统计水平上显著为负,且在固定效应估计和动态 GMM 估计方法下均成立。这表明金融资产持有份额上升有助于降低企业杠杆率,验证了假说 1 的前半部分,即企业持有的金融资产份额占比越高,企业资产负债率越低。以纳入控制变量

表 5 金融资产持有份额与企业杠杆率

因变量 <i>Lev</i>	广义口径 <i>Fah1</i>				狭义口径 <i>Fah2</i>			
	FE	FE	GMM	GMM	FE	FE	GMM	GMM
<i>L. Lev</i>	0.7817*** (0.0040)	0.7677*** (0.0041)	0.8933*** (0.0143)	0.8938*** (0.0128)	0.7829*** (0.0040)	0.7679*** (0.0041)	0.8900*** (0.0139)	0.8853*** (0.0131)
<i>L. Fah</i>	-0.0784*** (0.0047)	-0.0690*** (0.0050)	-0.1138*** (0.0142)	-0.1097*** (0.0160)	-0.0793*** (0.0048)	-0.0721*** (0.0050)	-0.1128*** (0.0131)	-0.1109*** (0.0145)
控制变量	否	是	否	是	否	是	否	是
观测值	31 379	31 379	27 591	27 591	31 379	31 379	27 591	27 591
R ²	0.6024	0.6000			0.6024	0.6002		
AR(1)			0.037	0.044			0.015	0.072
AR(2)			0.559	0.438			0.358	0.353
Hansen 检验			0.199	0.331			0.209	0.419

① 区别于以往研究,本文采用固定资产净额(固定资产原值 - 累计折旧 - 减值准备后的差额)占总资产的比重来度量有形资产比例。其回归系数取决于固定资产带来的抵押担保效应(正相关)及累计折旧的非债务税盾效应(负相关)。同时,成长机会对企业杠杆率的影响亦取决于两方面:一是销售收入增长带来的内部融资便利(负相关);二是规模扩张需要更多的外部融资(正相关)。

表 6 金融资产配置与企业债务期限结构

因变量 <i>Lev</i>	广义口径 <i>Fcp1</i> 和 <i>Fah1</i>				狭义口径 <i>Fcp2</i> 和 <i>Fah2</i>			
	短期负债		长期负债		短期负债		长期负债	
<i>L. Lev</i>	0.8394 *** (0.0156)	0.8142 *** (0.0160)	0.8789 *** (0.0122)	0.8806 *** (0.0120)	0.8402 *** (0.0153)	0.8047 *** (0.0159)	0.8799 *** (0.0122)	0.8795 *** (0.0120)
<i>L. Fcp</i>	0.0096 *** (0.0022)		-0.0006 (0.0013)		0.0104 *** (0.0021)		-0.0009 (0.0013)	
<i>L. Fah</i>		-0.1185 *** (0.0148)		-0.0121 ** (0.0062)		-0.1233 *** (0.0137)		-0.0155 *** (0.0055)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	26 774	26 774	27 579	27 579	26 774	26 774	27 579	27579
AR(1)	0.088	0.050	0.090	0.020	0.086	0.045	0.089	0.024
AR(2)	0.605	0.601	0.440	0.444	0.608	0.599	0.439	0.444
Hanse 检验	0.341	0.325	0.335	0.329	0.346	0.319	0.342	0.342

的狭义口径 GMM 估计结果为例, 杠杆率滞后项的回归系数为 0.8853, 对应的资本结构动态调整速度为 0.1147。同时, 结合金融资产持有份额的回归系数 -0.1109 可知, 金融资产配置对企业杠杆率的作用强度为 0.9669。换言之, 金融资产持有量占总资产的比例每降低 1 个单位, 企业杠杆率将上升 0.9669 个单位。结合统计数据可知, 金融资产持有份额由 2011 年的 0.2683 降至 2016 年的 0.1837, 使企业杠杆率上升 0.0818。

3. 金融资产配置对企业债务期限结构的影响。本文分别以流动负债总额和长期负债总额占总资产的比重作为短期负债和长期负债的度量指标, 对假说 2 中关于金融资产配置与企业债务期限结构的关系进行经验检验, 动态 GMM 的估计结果见表 6。对于金融渠道获利而言, 无论是广义口径还是狭义口径, 在短期负债方程的回归系数均显著为正, 但在长期负债方程中不显著。同时, 尽管金融资产持有份额在不同类型负债方程的回归系数均显著为负, 且不随统计口径发生明显改变, 但短期负债方程的回归系数绝对值要远大于长期负债方程的回归系数绝对值。以狭义口径的估计结果为例, 金融渠道获利对企业短期负债的作用强度为 0.0651, 金融资产持有份额对企业短期负债和长期负债的作用强度分别为 0.6313 和 0.1286。这些结果充分表明, 金融资产配置对企业杠杆率的影响更多体现在短期负债, 对长期负债的影响相对较小, 由此验证了假说 2。

(二) 金融资产配置与企业杠杆率: 宏观经济环境的调节效应

1. 经济增长如何影响金融资产配置与企业杠杆率之间的关系。以人均真实 GDP 增长率作为经济增长的度量指标,表 7 汇报了模型(5)的动态 GMM 估计结果,依次包括广义口径和狭义口径两种情形。无论是广义口径还是狭义口径,动态 GMM 的估计结果一致显示,金融渠道获利与经济增长交互项的回归系数为负值,但不显著。而金融资产持有份额与经济增长交互项的回归系数在 10% 水平上显著为正值。这说明,在经济快速增长的宏观环境下,金融资产配置对企业杠杆率的影响将减弱,验证了假说 3 的前半部分。以狭义口径的估计结果为例,人均真实 GDP 增长率每上升 1%,金融资产持有份额对企业杠杆率的负向作用显著降低 0.0469,而金融渠道获利对企业杠杆率的正向作用不显著。结合中国的发展现状可知,近年来经济增长速度呈下降趋势,故金融资产持有份额的蓄水池功能更为明显,而金融渠道获利对企业杠杆率的推升作用逐渐强化。

表 7 金融资产配置与企业杠杆率: 经济增长的调节效应

因变量 Lev	金融渠道获利 Fcp				金融资产持有份额 Fah			
	广义口径 $Fcp1$		狭义口径 $Fcp2$		广义口径 $Fah1$		狭义口径 $Fah2$	
$L. Lev$	0.9399 *** (0.0139)	0.9213 *** (0.0125)	0.9416 *** (0.0136)	0.9228 *** (0.0119)	0.8995 *** (0.0116)	0.8966 *** (0.0110)	0.8962 *** (0.0117)	0.8884 *** (0.0114)
$L. Fcp$	-0.0001 (0.0049)	-0.0012 (0.0047)	0.0020 (0.0053)	0.0008 (0.0052)				
$L. Fcp \times$ $L. Eg$	-0.0703 (0.0555)	-0.0814 (0.0536)	-0.0576 (0.0613)	-0.0701 (0.0594)				
$L. Fah$					-0.1430 *** (0.0358)	-0.1272 *** (0.0363)	-0.1512 *** (0.0376)	-0.1390 *** (0.0381)
$L. Fah \times$ $L. Eg$					0.6028 ** (0.2931)	0.5161 * (0.2888)	0.6087 * (0.3174)	0.5213 * (0.3105)
控制变量	否	是	否	是	否	是	否	是
观测值	27 591	27 591	27 591	27 591	27 591	27 591	27 591	27 591
AR(1)	0.063	0.018	0.062	0.023	0.079	0.049	0.080	0.046
AR(2)	0.667	0.674	0.669	0.674	0.657	0.664	0.657	0.666
Hansen 检验	0.220	0.363	0.218	0.364	0.252	0.381	0.253	0.371

2. 货币政策如何影响金融资产配置与企业杠杆率之间的关系。以 M2 增长率作为货币政策的度量指标,表 8 汇报了模型(6)的动态 GMM 估计结果,同样包括广义和狭义两种口径。对金融渠道获利而言,其与货币政策交互项的回归系数不显著,且不随统计口径的改变而变化。而金融资产持有份额与货币政策交互项的回归系数为正,但仅在狭义口径层面通过了 10% 水平的显著性检验。这表明在宽松货币政策的宏观经济环境下,尽管金融资产配置对企业杠杆率的影响无显著变化(狭义口径的金融资产持有份额除外),但金融资产持有份额与企业杠杆率的负向关系及金融渠道获利与企业杠杆率的正向关系在减弱^①,假说 3 的后半部分得到证据支持。进一步,由狭义口径的估计结果可知,M2 增长率每上升 1%,金融资产持有份额对企业杠杆率的负向作用显著下降 0.0111。

表 8 金融资产配置与企业杠杆率:货币政策的调节效应

因变量 <i>Lev</i>	金融渠道获利 <i>Fcp</i>				金融资产持有份额 <i>Fah</i>			
	广义口径 <i>Fcp1</i>		狭义口径 <i>Fcp2</i>		广义口径 <i>Fah1</i>		狭义口径 <i>Fah2</i>	
<i>L. Lev</i>	0.9442*** (0.0133)	0.9242*** (0.0122)	0.9448*** (0.0130)	0.9250*** (0.0117)	0.9442*** (0.0133)	0.9033*** (0.0111)	0.8962*** (0.0107)	0.8991*** (0.0114)
<i>L. Fcp</i>	0.0076** (0.0032)	0.0065* (0.0033)	0.0083** (0.0035)	0.0071** (0.0035)	0.0076** (0.0032)			
<i>L. Fcp ×</i>	-0.0153 (0.0169)	-0.0084 (0.0166)	-0.0110 (0.0178)	-0.0027 (0.0175)	-0.0153 (0.0169)			
<i>L. ΔM2</i>								
<i>L. Fah</i>						-0.0798*** (0.0210)	-0.0656*** (0.0215)	-0.1055*** (0.0217)
<i>L. Fah ×</i>						0.0745 (0.0813)	0.0025 (0.0819)	0.1961** (0.0866)
<i>L. ΔM2</i>								0.1227* (0.0676)
控制变量	否	是	否	是	否	是	否	是
观测值	27 591	27 591	27 591	27 591	27 591	27 591	27 591	27 591
AR(1)	0.035	0.098	0.032	0.095	0.079	0.049	0.080	0.046
AR(2)	0.664	0.673	0.667	0.675	0.657	0.664	0.657	0.666
Hansen 检验	0.224	0.366	0.222	0.365	0.252	0.381	0.253	0.371

① 尽管交互项的回归系数未能通过 10% 水平的显著性检验,但假说 3 中宽松货币政策的预期影响方向得到证实。

(三) 稳健性检验

为对上述结论的稳健性进行确认,本文还利用分组估计及同时纳入金融渠道获利和金融资产持有份额等多个角度进行验证^①。限于篇幅,下文仅汇报狭义口径金融资产配置对企业杠杆率的影响^②。

1. 金融资产配置与企业杠杆率: 分组估计。我们依据金融资产配置指标的均值,将全样本企业划分为两组。表9报告了不同组别企业杠杆率的描述性统计,并利用双样本t检验对两组的差异进行显著性检验。其中,组别1代表高于均值的企业,组别2代表低于或等于均值的企业。不难看出,对广义(狭义)口径金融渠道获利而言,组别1的企业杠杆率明显高出组别2的企业杠杆率约0.0663(0.0627);对广义(狭义)口径金融资产持有份额而言,组别1的企业杠杆率明显低出组别2的企业杠杆率约0.1319(0.0894)。特别地,上述差异通过了1%水平的显著性检验。由此可以初步断定,企业持有金融资产有助于降低企业杠杆率,而对金融渠道获利的依赖会加剧企业杠杆率的攀升。

表9 企业杠杆率的分组比较

因变量	组别 1: 高于均值			组别 2: 低于或等于均值			差值	t 检验
	观测值	均值	标准差	观测值	均值	标准差		
<i>Fcp1</i>	13 429	0.5366	0.2572	20 409	0.4703	0.2490	0.0663 ***	27.43
<i>Fcp2</i>	13 803	0.5337	0.2621	20 035	0.4710	0.2430	0.0627 ***	31.03
<i>Fah1</i>	14 932	0.4231	0.2423	18 906	0.5550	0.2679	-0.1319 ***	-47.53
<i>Fah2</i>	13 585	0.4433	0.2417	20 253	0.5327	0.2718	-0.0894 ***	-50.69

然而,表9仅是初步对比,未控制企业的其他特征。下面以0-1虚拟变量(*Dummy*)来表示组别因素,对模型(4)进行再估计。其中,高于均值的样本赋值为1,否则赋值为0。表10汇报了分组估计的回归结果,包括固定效应估计和动态GMM两种情形。不难看出,无论是广义口径还是狭义口径,代表金融渠道获利的虚拟变量回归系数均显著为正,而代表金融资产持有份额虚拟变量的回归系数均显著为负。这些结果充分表明,金融资产持有份额越高,金融渠道获利占比越低,企业杠杆率越小。即金融

① 不同类型的企业的分样本估计结果证实金融资产配置存在异质性影响,限于篇幅未报告,备索。

② 广义口径层面的回归结果区别不大,限于篇幅未报告,备索。

资产持有份额扮演着蓄水池功能,而金融渠道获利扮演着替代品功能,且其短期限特征会加剧企业对高杠杆的路径依赖。表9和表10结果同表4和表5,假说1依旧成立。

表 10

稳健性检验之一: 分组估计

因变量 <i>Lev</i>	金融渠道获利 <i>Fcp</i>				金融资产持有份额 <i>Fah</i>			
	广义口径 <i>Fcp1</i>		狭义口径 <i>Fcp2</i>		广义口径 <i>Fah1</i>		狭义口径 <i>Fah2</i>	
	FE	GMM	FE	GMM	FE	GMM	FE	GMM
<i>L. Lev</i>	0.7785 *** (0.0040)	0.9375 *** (0.0166)	0.7778 *** (0.0040)	0.9375 *** (0.0167)	0.7734 *** (0.0040)	0.9336 *** (0.0163)	0.7732 *** (0.0040)	0.9335 *** (0.0165)
<i>Dummy</i>	0.0143 *** (0.0012)	0.0060 ** (0.0024)	0.0148 *** (0.0012)	0.0066 *** (0.0025)	-0.0258 *** (0.0013)	-0.0171 *** (0.0020)	-0.0229 *** (0.0013)	-0.0141 *** (0.0021)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	31 379	27 591	31 379	27 591	31 379	27 591	31 379	27 591
R ²	0.5992		0.5994		0.6031		0.6022	
AR(1)		0.091		0.091		0.058		0.056
AR(2)		0.665		0.664		0.667		0.674

2. 金融资产配置与企业杠杆率: 同时纳入金融资产持有份额和金融渠道获利。当模型(4)–(6)中同时纳入金融资产持有份额和金融渠道获利时,两者对企业杠杆率的影响是否有所改变? 表11汇报了相应的动态GMM估计结果。不难看出,第2和4列金融渠道获利的回归系数显著为正,金融资产持有份额的回归系数在所有回归里均显著为负。这说明企业对金融渠道获利的依赖将加剧杠杆率的持续上升,而持有金融资产有助于降低企业杠杆率,假说1再次得到证实。同时,无论金融渠道获利还是金融资产持有份额,对短期负债的影响均强于对长期负债的影响,即假说2再次得到证实。进一步,金融资产持有份额与经济增长、货币政策的交互项的回归系数均显著为正,与表7–8的结果基本一致。

此外,本文还进行了如下稳健性检验^①: 第一,删除息税前利润为负的样本,直接利用金融渠道获利占息税前利润的比重作为金融渠道获利的度量指标; 第二,考

① 限于篇幅,未报告稳健性检验估计结果,备索。

虑投资性房地产的金融化特征,将其纳入金融资产持有份额;第三,对目标资本结构的衡量不再采用滞后1期的企业特征变量,而采用当期的企业特征变量;第四,添加企业层面的其他特征变量,如产品独特性、企业设立年限、第一股东持股比例等。回归分析结果均显示,不论采用何种稳健性检验方法,本文结论依旧保持不变。

表 11 稳健性检验之二:同时纳入金融资产持有份额与金融渠道获利(以狭义口径为例)

自变量	因变量: 企业杠杆率			因变量: 短期负债率	因变量: 长期负债率
<i>L. Lev</i>	0.8711 *** (0.0128)	0.8762 *** (0.0112)	0.8789 *** (0.0109)	0.7964 *** (0.0155)	0.8783 *** (0.0119)
<i>L. Fcp</i>	0.0074 *** (0.0014)	0.0068 (0.0051)	0.0087 ** (0.0035)	0.0072 *** (0.0013)	0.0003 (0.0008)
<i>L. Fah</i>	-0.1084 *** (0.0144)	-0.1213 *** (0.0341)	-0.0839 *** (0.0211)	-0.1191 *** (0.0132)	-0.0171 *** (0.0050)
<i>L. Fcp</i> × <i>L. Eg</i>		-0.0125 (0.0582)			
<i>L. Fah</i> × <i>L. Eg</i>		0.6473 ** (0.2763)			
<i>L. Fcp</i> × <i>L. ΔM2</i>			-0.0069 (0.0175)		
<i>L. Fah</i> × <i>L. ΔM2</i>			0.1562* (0.0841)		
控制变量	是	是	是	是	是
观测值	27 591	27 591	27 591	27 591	27 591
AR(1)	0.040	0.049	0.029	0.021	0.079
AR(2)	0.674	0.674	0.673	0.607	0.441
Hansen 检验	0.380	0.467	0.463	0.381	0.392

结合中国经济发展现状可知,中国非金融类企业的实体投资意愿低迷,但从事短期金融投资活动尤其是投资房地产已是普遍现象,经济金融化格局正在逐渐形成(张成思和张步昙 2016)。由图1和图2的典型事实分析不难看出,近几年金融资产持有份额变动不大,而金融渠道获利却呈现快速上升趋势,广义(狭义)口径从2011年的12.3%(7.5%)增至2016年的24.1%(19.3%)。为此,金融资产配置的替代品效应

逐渐占据主导地位,企业盈利模式对金融渠道的过度依赖会不断推升企业杠杆率,从而形成去杠杆困局。尽管如此,本文的研究结论表明,持有金融资产依旧扮演着蓄水池功能,只是在现阶段处于次要位置。由此可见,金融资产配置对企业杠杆率的影响是多重的,蓄水池效应和替代品效应并存而非交替存在。

五 结论及建议

在宏观经济下行阶段,中国非金融类企业杠杆率居高不下已成为供给侧结构性改革的重点。本文将金融资产配置引入目标资本结构方程,通过构建拓展的局部调整模型,从金融资产配置视角对企业杠杆率的内在形成机制进行深入探讨,并重点分析宏观经济环境的调节效应。

本文基于2007-2016年中国非金融类上市公司的半年期数据,进行动态GMM和稳健性估计的结果显示,金融资产持有份额与企业杠杆率显著负相关,金融渠道获利与企业杠杆率显著正相关。金融资产持有份额在企业融资活动中扮演着蓄水池功能,具有预防性储蓄动机;但金融渠道获利刻画的金融化特征反而会加剧企业杠杆率上升。同时,在经济快速增长和宽松货币政策的宏观环境下,金融资产持有份额与企业杠杆率的负相关关系被显著弱化。结合中国上市公司金融资产配置的变化趋势可知,企业杠杆率居高不下的一个内在原因在于对金融渠道获利的过度依赖,即其替代品效应占据主导地位,不利于宏观层面“去杠杆”的政策目标及供给侧改革。本研究不仅丰富了资本结构的动态决策理论,同时为深入理解宏观层面的供给侧结构性改革提供了微观基础。

结合理论分析和研究结论,本文提出如下政策建议:第一,金融渠道获利和金融资产持有份额的配置动机存在显著差异,前者可以用于监控企业的“脱实向虚”程度,后者更多反映企业为固定资产投资而进行的预防性储蓄行为。为引导资本流向实体经济,如何平衡金融资产价格并提升实体投资收益率至关重要。政府可以采用降低税负、降低贷款利率等政策,并加大实体企业投资金融市场(特别是房地产市场)获利的监管。这不仅有利于促使企业摆脱对金融投资渠道的过度依赖,亦有助于实现去杠杆的宏观政策目标。第二,不同于金融渠道获利,金融资产持有份额更多类似于蓄水池,具有平衡企业财务杠杆的功能。为此,在消化和挤出经济泡沫时,政策制定者需要甄别两者的本质差异并区别对待,不能一概而论,否则将影响企业正常的投融资活动。

参考文献:

- 胡奕明、王雪婷、张瑾(2017):《金融资产配置动机“蓄水池”或“替代”?——来自中国上市公司的证据》,《经济研究》第1期。
- 姜付秀、黄继承(2011):《市场化进程与资本结构动态调整》,《管理世界》第3期。
- 李扬、张晓晶、常欣等(2012):《中国主权资产负债表及其风险评估(上)》,《经济研究》第6期。
- 刘贯春(2017):《金融资产配置与企业研发创新“挤出”还是“挤入”》,《统计研究》第7期。
- 马文超、胡思玥(2012):《货币政策、信贷渠道与资本结构》,《会计研究》第11期。
- 苏冬蔚、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。
- 王红建、李茫茫、汤泰劼(2016):《实体企业跨行业套利的驱动因素及其对创新的影响》,《中国工业经济》第11期。
- 于蔚、金祥荣、钱彦敏(2012):《宏观冲击、融资约束与公司资本结构动态调整》,《世界经济》第3期。
- 曾海舰、苏冬蔚(2010):《信贷政策与公司资本结构》,《世界经济》第8期。
- 张成思、张步昙(2016):《我国实体投资率下降之谜:经济金融化视角》,《经济研究》第12期。
- 钟宁桦、刘志阔、何嘉鑫、苏楚林(2016):《我国企业债务的结构性问题》,《经济研究》第7期。
- Acharya, V. V.; Almeida, H. and Campello, M. “Is Cash Negative Debt? A Hedging Perspective on Corporate Financial Policies.” *Journal of Financial Intermediation*, 2007, 16(4), pp. 515-544.
- Almeida, H.; Campello, M. and Weisbach, M. “The Cash Flow Sensitivity of Cash.” *Journal of Finance*, 2004, 59(4), pp. 1777-1804.
- Arrighi, G. *The Long Twentieth Century: Money, Power, and the Origins of Our Times*. London: Verso Press, 1994.
- Berk, J. B.; Stanton, R. and Zechner, J. “Human Capital, Bankruptcy, and Capital Structure.” *Journal of Finance*, 2010, 65(3), pp. 891-926.
- Bertrand, M. and Schoar, A. “Managing with Style: The Effect of Managers on Firm Policies.” *Quarterly Journal of Economics*, 2003, 118(4), pp. 1169-1208.
- Brown, J. R. and Petersen, B. C. “Cash Holding and R&D Smoothing.” *Journal of Corporate Finance*, 2011, 17(4), pp. 694-709.
- Chang, X.; Dasgupta, S.; Wong, G. and Yao, J. “Cash-Flow Sensitivities and the Allocation of Internal Cash Flow.” *Review of Financial Studies*, 2014, 27(12), pp. 3628-3657.
- Cook, D. O. and Tang, T. “Macroeconomic Conditions and Capital Structure Adjustment Speed.” *Journal of Corporate Finance*, 2010, 16(1), pp. 73-87.
- Cooper, R. W. and Haltiwanger, J. C. “On the Nature of Capital Adjustment Costs.” *Review of Economic Studies*, 2006, 73(3), pp. 611-633.
- Cronqvist, H.; Makhija, A. K. and Yonker, S. E. “Behavioral Consistency in Corporate Finance: CEO Personal and Corporate Leverage.” *Journal of Financial Economics*, 2011, 103(1), pp. 20-40.
- Demir, F. “Financial Liberalization, Private Investment and Portfolio Choice: Financialization of Real Sectors in Emerging Markets.” *Journal of Development Economics*, 2009, 88(2), pp. 314-324.
- Denis, D. J. and Sibilkov, V. “Financial Constraints, Investment and the Value of Cash Holding.” *Review of Fi-*

nancial Studies ,2009 ,23(1) , pp. 247-269.

Faulkender , M. “Cash Holdings among Small Businesses. ” *SSRN Electronic Journal* ,2002.

Faulkender , M. and Wang , R. “Corporate Financial Policy and the Value of Cash. ” *Journal of Finance* ,2006 ,51(1) , pp. 1957-1990.

Fazzari , S. ; Hubbard , R. G. and Petersen , B. C. “Financing Constraints and Corporate Investment. ” *Brookings Papers on Economic Activity* ,1988 ,1 , pp. 141-195.

Flannery , M. and Rangan , K. “Partial Adjustment toward Target Capital Structures. ” *Journal of Financial Economics* ,2006 ,79(3) , pp. 469-506.

Han , S. and Qiu , J. “Corporate Precautionary Cash Holding. ” *Journal of Corporate Finance* ,2007 ,13(1) , pp. 43-57.

Halling , M. ; Yu , J. and Zechner , J. “Leverage Dynamics over the Business Cycle. ” *Journal of Financial Economics* ,2016 ,122(1) , pp. 21-41.

John , T. A. “Accounting Measures of Corporate Liquidity , Leverage , and Costs of Financial Distress. ” *Financial Management* ,1993 ,22(3) , pp. 91-100.

Keynes , J. M. *The General Theory of Interest , Employment and Money*. London: Macmillan ,1936.

Kim , C. ; Mauer , D. C. and Sherman , A. E. “The Determinants of Corporate Liquidity: Theory and Evidence. ” *Journal of Corporate Finance* ,1998 ,33(3) , pp. 335-359.

Korajczyk , R. and Levy , A. “Capital Structure Choice , Macroeconomic Conditions and Financial Constraints. ” *Journal of Financial Economics* ,2003 ,68(1) , pp. 75-109.

Levy , A. and Hennessy , C. “Why Does Capital Structure Choice Vary with Macroeconomic Conditions. ” *Journal of Monetary Economics* ,2007 ,54(6) , pp. 1545-1564.

Malmendier , U. ; Tate , G. and Yan , J. “Overconfidence and Early-Life Experiences: The Effect of Managerial Traits on Corporate Financial Policies. ” *Journal of Finance* ,2011 ,66(5) , pp. 1687-1733.

Miguel , A. and Pindado , J. “Determinants of Capital Structure: New Evidence from Spanish Panel Data. ” *Journal of Corporate Finance* ,2001 ,7(1) , pp. 77-99.

Mikkelson , W. H. and Partch , M. M. “Do Persistent Large Cash Reserves Hinder Performance?” *Journal of Financial and Quantitative Analysis* ,2003 ,38(2) , pp. 275-294.

Opler , T. ; Pinkowitz , L. ; Stulz , R. and Williamson , R. “The Determinants and Implications of Corporate Cash Holding. ” *Journal of Financial Economics* ,1999 ,52(1) , pp. 3-46.

Orhangazi , Ö. “Financialization and Capital Accumulation in the Non-Financial Corporate Sector: A Theoretical and Empirical Investigation on the US Economy: 1973-2003. ” *Cambridge Journal of Economics* ,2008 ,32(6) , pp. 863-886.

Ozkan , A. and Ozkan , N. “Corporate Cash Holdings: An Empirical Investigation of UK Companies. ” *Journal of Banking & Finance* ,2004 ,28(9) , pp. 2103-2134.

Palley , I. T. , “Financialization: What It Is and Why It Matters?” The Levy Economics Institute working paper Series No. 525 ,2007.

Ryoo , S. “Long Waves and Short Cycles in a Model of Endogenous Financial Fragility. ” *Journal of Economic Behav-*

ior & Organization ,2010 ,74(3) , pp. 163-186.

Stockhammer , E. “Financialization and the Slowdown of Accumulation. ” *Cambridge Journal of Economics* ,2004 , 28(5) , pp. 719-741.

Stulz , R. M. “Optimal Hedging Policies. ” *Journal of Financial and Quantitative Analysis* ,1984 ,19(2) , pp. 127-140.

Stulz , R. M. “Rethinking Risk Management. ” *Journal of Applied Corporate Finance* ,1996 ,9(3) , pp. 8-25.

Teruel , P. G. and Solano , P. M. “On the Determinants of SMEs Cash Holding: Evidence from Spain. ” *SSRN Electronic Journal* ,2004.

Tobin , J. “Money and Economic Growth. ” *Econometrica* ,1965 ,33(4) , pp. 671-684.

Tornell , A. “Real vs. Financial Investment: Can Tobin Taxes Eliminate the Irreversibility Distortion?” *Journal of Development Economics* ,1990 ,32(2) , pp. 419-444.

Financial Asset Allocation , Macroeconomic Conditions and Firm's Leverage

Liu Guanchun; Zhang Jun; Liu Yuanyuan

Abstract: Using the semi-annual nonfinancial listed companies in China over 2007-2016 , this paper investigates the impacts of financial asset allocation on firm's leverage , and analyzes the moderating role of macroeconomic conditions. The results imply that holding financial asset decreases firm's leverage , while increasing financial profit has an opposite effect. The above relationships mainly apply to short-term debts. Meanwhile , along with economic growth and quantitative easing monetary policies , the impacts of financial asset allocation on firm's leverage tend to decrease. Our findings reveal that financial asset holding reflects the precautionary saving motivation , but financial profits depict the financialization of real economy and encourage leverage. Thus , in the process of structural reform in the supply side , it is critical to supervise the upward financial profits.

Key words: financial asset allocation , leverage , macroeconomic conditions , reservoir , financialization

JEL code: D21 , E22 , G34

(截稿:2017 年 9 月 责任编辑:吴海英)