

货币政策调整、公司融资约束与宏观审慎管理

——来自中国上市公司的经验证据

张朝洋 胡援成

内容提要:本文利用2006Q1–2015Q3中国上市公司数据分析了货币政策调整对公司融资约束的影响,并首次围绕货币政策与宏观审慎政策对公司融资约束的协同作用进行了实证检验。研究结果表明:非国有公司、资产规模较小的公司和金融发展水平较低地区的公司的投资–现金流敏感性更高,货币政策对其融资约束的缓解效果更明显;当货币政策取向由扩张转为紧缩、经济由上升周期进入下行周期、调控规模由大变小时,货币政策对公司融资约束的缓解作用趋于减弱。研究还发现,宏观审慎政策会强化货币政策对非国有公司、资产规模较小的公司和金融发展水平较低地区的公司的融资约束的缓解作用,降低货币政策在取向转为紧缩、经济进入下行周期、调控规模变小时对公司融资约束缓解效果造成的影响。

关键词:投资–现金流敏感性;货币政策非对称性;宏观审慎指数;协同作用

DOI:10.19365/j.issn1000-4181.2017.05.10

一、引言

目前,关于货币政策调整对公司融资约束影响的研究,主要围绕货币政策的传导机制与公司特征的区分及其差异化影响来展开,忽略了对货币政策非对称性的比较分析以及宏观审慎管理的作用。事实上,自Cover(1992)开创性地研究了货币政策作用方向的非对称性以来,国内外研究主要侧重于从宏观视角分析货币政策非对称性对产出和价格的影响,而具体到对公司投融资行为的影响则较少涉及。同时,全球金融危机以后,各国中央银行普遍认识到,货币政策在总量调控上更有优势,宏观审慎政策在结构调控上更有优势,并由此引发了货币政策和宏观审慎政策协调性的热烈讨论(Claessens & Habermeier, 2013)。当前,中国正处于供给侧结构性改革进程,货币政策大幅宽松的预期明显降低,信贷投放不太可能再现历史上的过快增长走势,经济也持续处于下行压力当中。中国人民银行从2011年起实施差别准备金动态调整机制和合意贷款管理机制,2016年起进一步将其升级为金融机构宏观审慎评估体系。因此,本文的主要问题是,在考虑货币政策非对称性的情况下,货币政策调整对公司融资约束的缓解效果是否会发生变化?宏观审慎政策的引入,是否有助于缓解结构性公司融资约束以及熨平货币政策非对称性对缓解公司融资约束效果造成的影响?

目前,结合货币政策非对称性及宏观审慎管理来研究货币政策调整对公司融资约束影响的文献

收稿日期:2016-9-13

基金项目:国家自然科学基金项目(71172192)、国家自然科学基金项目(71661008)和江西省高校人文社科重点研究基地项目(JD1459;JD1560;JD1654)。

作者简介:张朝洋,中国人民银行南昌中心支行金融研究处,金融学博士,助理研究员;胡援成,江西财经大学金融发展与风险防范研究中心,金融学博士,教授,博士生导师。

并不多见,相关文献资料主要从三个方面来展开。

第一,关于货币政策对公司投融资行为的影响。国内外学者比较关注公司特征和经济区制的作用效果。最新的证据显示,货币政策对公司投资的影响呈现异质性,紧缩性货币政策对面临融资约束的小公司的冲击大于融资约束程度较低的大公司(Karim, 2010);宽松的货币政策通过降低公司的投资-现金流敏感性来缓解其融资约束,并且区域金融市场的发展还会强化这种缓解效果(黄志忠和谢军, 2013);非国有公司的融资约束程度显著高于国有公司,对货币政策的弹性更为显著,宽松的货币政策更能缓解其融资约束(谢军等, 2013)。还有一些文献从公司投资角度进行了分析。例如:货币政策影响公司投资的利率渠道和信贷渠道有效,但是呈现异质性,其中紧缩性货币政策对小公司的冲击大于大公司(Karim & Azman-Saini, 2013);货币政策影响公司投资的资产负债表渠道有效,但是存在行业非对称性,其中少数行业的资产负债表传导呈现低效率特征,在不同行业的传导时滞也存在差异(朱新蓉和李虹含, 2013);当公司面临较好的投资机会时,宽松的货币政策会抑制公司非效率投资,且该影响因公司产权性质不同而有所差异,其中非国有控股公司受到的外部融资约束更大,非效率投资受宽松的货币政策的影响也更大(贺京同和范若滢, 2015)。

第二,关于货币政策对产出和价格的非对称性。国内外文献主要围绕货币政策取向、调控规模和经济周期调整这三种非对称性来展开。最新的证据显示,货币政策冲击对产出和价格的影响具有明显的非对称性,并且在经济周期的不同阶段,不同取向、不同规模的货币政策冲击会导致这种非对称性凸现(刘金全等, 2009);相同规模、不同方向的货币政策冲击对产出和价格的影响同样具有非对称性,并且相同货币政策工具的实施效果还依赖于宏观经济所处的特定经济区制(孙俊, 2013);紧缩性货币政策在经济高速增长时期对产出的影响并不显著,而在经济低增长时期会导致产出显著下滑,但是金融深化程度的提高会减少紧缩性货币政策在经济低增长时期对产出的影响(Caglayan et al., 2013)。还有一些文献从行业异质角度进行了探讨。例如:货币政策对不同行业产出的影响存在差异,利率和金融加速器变量可以对此作出较好解释(Ghosh, 2009);货币政策对产出和价格的影响存在明显的行业效应,利率政策的变化可以对此作出较好解释(杨小军, 2010);货币政策对不同行业产出的影响存在非对称性,行业运营资本比重、银行信贷依赖程度、财务杠杆水平和劳动密集程度越高以及行业内公司平均规模越小,受到货币政策的冲击越大(曹永琴, 2011)。

第三,关于货币政策与宏观审慎政策的作用效果。全球金融危机的爆发,引发了人们对原有货币政策体系的反思。例如:利率对房价或信贷作出反应有助于稳定一些经济变量,但是也会加剧其他变量特别是通货膨胀的波动,贷款收入比率是抑制经济过度波动的最有效工具(Gelain et al., 2012);在经济周期由供给冲击驱动的正常时期,宏观审慎政策对金融稳定的影响不明显,但是在经济周期由金融冲击驱动的非正常时期,其对金融稳定的影响显著(Angelin et al., 2012);货币政策对金融状况具有显著且持久的影响,可以缓解长期的金融不稳定,而宏观审慎政策的影响更迅速和显著,持续时间更短(Zdzienicka et al., 2015)。最新研究强调如何协调货币政策与宏观审慎政策之间的关系并达成经济增长和金融稳定的双重目标。例如:宏观审慎措施可以有效补充货币政策,即使在货币政策激进的情况下,引入宏观审慎政策依然是福利增进的(Unsal, 2011);货币政策通常可以对经济进行很好的管理,但是在受到金融冲击的情况下,最优政策组合是货币政策盯住价格稳定,宏观审慎政策盯住信贷稳定(Beau et al., 2012);宏观审慎政策有助于维护金融稳定,对货币政策起到辅助作用,特别是在受到金融冲击的情况下,辅助效果最明显(王爱俭和王璟怡, 2014)。

综上所述,在货币政策调整对公司融资约束的影响问题上,现有文献对货币政策调整向公司投融资行为进行传导的理论机制是比较清晰的,但是对这种机制的量化分析仍然有待深入。本文注意到,最新有关货币政策非对称性的研究,逐渐由纯粹的宏观框架和研究视角转向从趋于微观的行业或公司层面寻找证据。本文尝试在这方面进行拓展,即在考虑货币政策非对称性的情况下,探讨货币政策调整对公司融资约束的作用效果。同时,本文还注意到,全球金融危机以后各国中央银行主张通过宏

观审慎政策来加强结构调控,对货币政策的总量调控功能进行有效补充。但事实上,宏观审慎政策的结构调控优势必须以适当的货币总量调控为基础,只有在运用货币政策来防止整体金融失衡的基础上,宏观审慎政策才能更加从容地发挥结构调控功能,而这方面从公司投融资角度进行的分析尚不多见。正因为如此,探讨货币政策与宏观审慎政策对公司融资约束的协同作用,具有极其重要的应用价值。

基于此,本文尝试在现有研究的基础上做一有益补充,以欧拉方程模型为基础构建投资-现金流模型,利用2006Q1-2015Q3中国上市公司数据,实证检验货币政策调整对公司融资约束的影响及其与宏观审慎政策的协同作用。本文的新意主要体现在:一方面,将货币政策调整对公司融资约束的影响与货币政策非对称性结合起来考虑,既区分了产权性质、资产规模和地区金融市场化程度等公司特征,也引入了货币政策取向、调控规模和经济周期调整等货币政策非对称性。另一方面,首次提出宏观审慎政策对于缓解流动性的结构失衡和周期波动的重要作用,既分析了货币政策与宏观审慎政策对缓解结构性公司融资约束的协同作用,也分析了两者在熨平货币政策非对称性对缓解公司融资约束效果影响中的协同作用。本文除引言外,基本框架为:第二部分为理论分析与研究假设;第三部分为研究设计;第四部分为实证结果与分析;第五部分为主要结论。

二、理论分析与研究假设

自凯恩斯革命以来,公司投资研究以及公共政策对投资的影响一直在经济研究中占据重要地位。经典的投资模型通常假定,所有的公司都会通过资本成本或托宾 q 对证券市场价格作出类似的反应,也即通过资本市场进行外部融资的能力都相同。但是,Fazzari et al. (1988)对公司融资约束的开拓性研究则指出,资本市场的不完善会造成公司在使用内部融资与外部融资的过程中面临“融资溢价”,即由于内部融资相对外部融资具有明显的成本优势,故而内部现金流会成为决定公司投资支出的重要因素。他们基于托宾 q 理论的分析框架,利用美国制造业公司数据检验了融资约束对托宾 q 和投资的影响,结果表明公司的投资-现金流敏感性显著为正,即面临外部融资约束。国内方面,冯巍(1999)最早对公司投资与内部现金流的关系进行研究,其实证结果同样支持了融资约束假说。理论上,货币政策调整对公司融资约束的影响具有广泛性和普遍性,且基本上都认为宽松的货币政策会缓解公司融资约束,如信贷配给理论、融资选择理论、债务积压理论等都对此作出了解释。基于此,本文提出如下研究假设:

假设1:中国公司的投资-现金流敏感性显著为正,总体上面临融资约束,宽松的货币政策会使公司的投资-现金流敏感性降低,融资约束趋于缓解。

理论上,公司融资约束会随公司特征不同而呈现差异化特征。例如:小公司很难提供银行所需的硬信息,银行的信贷配给也通常更多地针对小公司(Whited, 1992);金融发展有助于公司以更低的成本获得更多外部资金以及获得与公司投融资决策有关的信息(Demirgüç-Kunt & Maksimovic, 1998)。这些因素会导致非国有公司、小公司和金融发展水平较低地区的公司的投资对内部现金流的依赖更大,相应地受宽松的货币政策的影响也更明显。主要表现为:一是使那些面临严格信贷标准而难以获得资金的非国有公司明显受益,而国有公司的融资规模更多地取决于其融资需求,受货币政策调整的影响相对较小;二是使那些融资渠道较少、融资能力较弱、对信贷依赖程度较高的小公司明显受益,而大公司的资金筹措能力总体较强,对货币政策的调整相对不太敏感;三是使那些金融市场发展水平较低、货币资金主要依赖银行信贷的地区明显受益,而金融发展水平较高的地区对货币政策的依赖相对较小。基于此,本文提出如下研究假设:

假设2:非国有公司、资产规模较小的公司和金融发展水平较低地区的公司的投资-现金流敏感性更高,宽松的货币政策对其融资约束的缓解效果更明显。

西方学者在理论上对货币政策非对称性做出了解释。例如:金融加速器理论从代理成本角度的分析指出,“融资溢价”使得公司投资依赖于其财务表现,现金流和资产净值会在货币政策正向(负向)冲击下上升(下降),而信贷市场传导会进一步放大该影响,其结果是货币政策在经济低迷时期的影响大于经济繁荣时期,对小公司的冲击大于大公司(Bernanke & Gertler, 1989);菜单成本理论从价格调整非对称角度的分析指出,在货币政策冲击大到通过改变价格获得的效用可以弥补菜单成本时,调整价格才是占优策略,此时货币政策冲击不具有实际效应,而当货币政策冲击较小时,公司将调整真实投资和产出,此时货币政策冲击具有实际效应(Ball & Ramor, 1990);债务威胁理论从财务约束角度的分析指出,一旦公司的现有债务抑制了新增投资,则说明出现了债务威胁,虽然在经济扩张时期,投资回报率较高,债务威胁不会对投资起到约束作用,但是在经济低迷时期,投资回报率较低,债务威胁对投资的约束作用将凸现,并由此产生多重预期均衡,其结果是“动物精神”支配经济行为(Lamont, 1995)。基于此,本文提出如下研究假设:

假设3:当货币政策取向由扩张转为紧缩、经济由上升周期进入下行周期、货币政策调控规模由大变小,货币政策对公司融资约束的缓解作用趋于减弱。

理论上,货币政策侧重总量调控,而宏观审慎政策强调结构调控(Claessens & Habermeier, 2013)。但是,产业部门的结构刚性和市场机制不完善会引发货币政策非对称性,导致金融资源配置失衡,表现为不同公司、行业和区域之间的非对称性,而且这些非对称性还会进一步加剧经济体系的结构性矛盾(彭江波, 2015)。故而在权衡总量和结构的基础上实施差别化金融调控,有助于缓解货币政策非对称性,进而促进经济部门的协调均衡发展。实践中,宏观审慎政策主要通过影响信贷行为和信贷周期来实现对不同公司、行业和区域的差别化调控(廖岷等, 2014)。一方面,通过逆周期资本监管和动态拨备要求等工具影响银行资本,迫使其通过调整存贷利差、股息分配、红利发放和新增股权融资计划来影响信贷需求,或通过调整风险资产权重来影响信贷供给。另一方面,通过流动性覆盖率和净稳定融资比率等工具影响银行流动性,迫使其通过调整融资期限结构或担保融资比例来影响稳定的融资及融资成本,或通过调整流动资产比例和贷款期限结构来影响存贷利差和信贷需求,或通过调整非流动资产比例来影响信贷供给。基于此,本文提出如下研究假设:

假设4:宏观审慎政策的引入,会强化货币政策对非国有公司、资产规模较小的公司和金融发展水平较低地区的公司的融资约束的缓解作用,降低货币政策在取向转为紧缩、经济进入下行周期、调控规模变小时对缓解公司融资约束效果造成的影响。

三、研究设计

(一) 模型与估计方法

本文以Bond & Meghir (1994)提出的欧拉方程模型为基础,对传统意义的投资-现金流模型进行修正,并得出本文的实证模型。该模型自提出以来,已经在国内外研究公司融资约束的文献中得到了广泛运用(Bond et al., 2003; Karim, 2010; 黄志忠和谢军, 2013)。

为了验证假设1,构建模型(1):

$$\begin{aligned} \frac{I_{i,t}}{K_{i,t-1}} = & \delta_0 + \delta_1 \frac{I_{i,t-1}}{K_{i,t-2}} + \delta_2 \left(\frac{I_{i,t-1}}{K_{i,t-2}} \right)^2 + \delta_3 \frac{CF_{i,t-1}}{K_{i,t-2}} + \delta_4 \left(\frac{CF_{i,t-1}}{K_{i,t-2}} \times MP_{t-1} \right) + \\ & \delta_5 \frac{S_{i,t-1}}{K_{i,t-2}} + \delta_6 LEV_{i,t-1} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (1)$$

其中, I 为投资支出; K 为固定资产净值; CF 为现金流量; S 为销售收入; LEV 为财务杠杆; MP 表示货币政策。模型中, δ_1 和 δ_2 的预期符号分别为正和负,说明公司投资具有延续性,但是当期投资与前期投资之间并非呈现单调关系,在投资达到一定规模后将呈现收缩趋势; δ_5 的预期符号为正,说明销

售收入的上升会促进公司投资; δ_6 的预期符号为负,说明负债融资会在一定程度上抑制公司投资。同时, δ_3 的预期符号为正,说明公司投资与现金流呈现正相关关系,也即面临融资约束; δ_4 的预期符号为负,说明宽松的货币政策会降低公司的投资-现金流敏感性,缓解其融资约束。

为了验证假设2,构建模型(2):

$$\begin{aligned} \frac{I_{i,t}}{K_{i,t-1}} = & \delta_0 + \delta_1 \frac{I_{i,t-1}}{K_{i,t-2}} + \delta_2 \left(\frac{I_{i,t-1}}{K_{i,t-2}} \right)^2 + \delta_3 \frac{CF_{i,t-1}}{K_{i,t-2}} + \delta_4 \left(\frac{CF_{i,t-1}}{K_{i,t-2}} \times CV_{i,t-1} \right) + \\ & \delta_5 \left(\frac{CF_{i,t-1}}{K_{i,t-2}} \times MP_{t-1} \right) + \delta_6 \left(\frac{CF_{i,t-1}}{K_{i,t-2}} \times CV_{i,t-1} \times MP_{t-1} \right) + \\ & \delta_7 \frac{S_{i,t-1}}{K_{i,t-2}} + \delta_8 LEV_{i,t-1} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (2)$$

其中, CV 为公司特征,分别以产权性质(SOE)、资产规模(Z)和区域金融发展水平(FD)来表征。模型中, δ_4 的预期符号为负,说明非国有公司、资产规模较小的公司、金融发展水平较低地区的公司遭受的融资约束程度更高; δ_6 的预期符号为正,说明宽松的货币政策对非国有公司、资产规模较小的公司、金融发展水平较低地区的公司的融资约束的缓解作用更为明显。

为了验证假设3,构建模型(3):

$$\begin{aligned} \frac{I_{i,t}}{K_{i,t-1}} = & \delta_0 + \delta_1 \frac{I_{i,t-1}}{K_{i,t-2}} + \delta_2 \left(\frac{I_{i,t-1}}{K_{i,t-2}} \right)^2 + \delta_3 \frac{CF_{i,t-1}}{K_{i,t-2}} + \delta_4 \left(\frac{CF_{i,t-1}}{K_{i,t-2}} \times MP_{t-1} \right) + \\ & \delta_5 \left(\frac{CF_{i,t-1}}{K_{i,t-2}} \times MP_{t-1} \times AS_{i,t-1} \right) + \end{aligned} \quad (3)$$

其中, AS 为货币政策非对称性,分别以货币政策调控规模(MPS)、货币政策取向(MPD)和经济周期调整(ECA)来表征。模型中, δ_5 的预期符号为正,说明调控规模小的货币政策、紧缩性的货币政策和经济处于下行周期的货币政策对加剧公司融资约束的作用更明显。

为了验证假设4,构建模型(4)和(5):

$$\begin{aligned} \frac{I_{i,t}}{K_{i,t-1}} = & \delta_0 + \delta_1 \frac{I_{i,t-1}}{K_{i,t-2}} + \delta_2 \left(\frac{I_{i,t-1}}{K_{i,t-2}} \right)^2 + \delta_3 \frac{CF_{i,t-1}}{K_{i,t-2}} + \delta_4 \left(\frac{CF_{i,t-1}}{K_{i,t-2}} \times MP_{t-1} \right) + \\ & \delta_5 \left(\frac{CF_{i,t-1}}{K_{i,t-2}} \times CV_{i,t-1} \right) + \delta_6 \left(\frac{CF_{i,t-1}}{K_{i,t-2}} \times CV_{i,t-1} \times MP_{t-1} \right) + \\ & \delta_7 \left(\frac{CF_{i,t-1}}{K_{i,t-2}} \times MP_{t-1} \times MPP_{t-1} \right) + \delta_8 \left(\frac{CF_{i,t-1}}{K_{i,t-2}} \times CV_{i,t-1} \times MPP_{t-1} \right) + \\ & \delta_9 \frac{S_{i,t-1}}{K_{i,t-2}} + \delta_{10} LEV_{i,t-1} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (4)$$

其中, MPP 为宏观审慎政策。模型(4)用来检验宏观审慎政策与货币政策对缓解不同特征公司融资约束的协同作用。 δ_7 的预期符号为正,说明宏观审慎政策的引入,整体上会降低货币政策对公司融资约束的缓解效果。其理论逻辑在于,货币政策总量调控对公司融资约束的缓解作用趋于减弱,而宏观审慎政策结构调控对公司融资约束的缓解效果趋于增强。进而言之, δ_8 的符号预期为正,说明宏观审慎政策会使非国有公司、资产规模较小的公司和金融发展水平较低地区的公司的融资约束得到更大程度的缓解。

类似地,模型(5)用来检验宏观审慎政策与货币政策在不同类型货币政策非对称性下对缓解公司

融资约束的协同作用^①。 δ_7 的预期符号为负,说明宏观审慎政策使货币政策在取向转向紧缩、经济进入下行周期、调控规模变小时对缓解公司融资约束的减弱作用得到降低。其理论逻辑在于,尽管货币政策向不利于缓解公司融资约束的方向转变,但是宏观审慎政策的逆周期调节功能会使货币政策缓解公司融资约束的效果不至于太糟糕。

$$\begin{aligned} \frac{I_{i,t}}{K_{i,t-1}} = & \delta_0 + \delta_1 \frac{I_{i,t-1}}{K_{i,t-2}} + \delta_2 \left(\frac{I_{i,t-1}}{K_{i,t-2}} \right)^2 + \delta_3 \frac{CF_{i,t-1}}{K_{i,t-2}} + \delta_4 \left(\frac{CF_{i,t-1}}{K_{i,t-2}} \times MP_{t-1} \right) + \\ & \delta_5 \left(\frac{CF_{i,t-1}}{K_{i,t-2}} \times MP_{t-1} \times AS_{i,t-1} \right) + \delta_6 \left(\frac{CF_{i,t-1}}{K_{i,t-2}} \times MP_{t-1} \times MPP_{t-1} \right) + \\ & \delta_7 \left(\frac{CF_{i,t-1}}{K_{i,t-2}} \times MP_{t-1} \times AS_{i,t-1} \times MPP_{t-1} \right) + \\ & \delta_8 \frac{S_{i,t-1}}{K_{i,t-2}} + \delta_9 LEV_{i,t-1} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (5)$$

在估计模型时,需要考虑到不可观测的异质性可能会导致内生性的问题。由于不可观测因素会影响公司投资和解释变量,加之宏观经济数据的联动性增强也会使该问题更突出,使得 OLS 估计得到的结果出现偏差或不一致。同时,固定效应估计在将被解释变量的滞后项作为解释变量时,动态内生性会使其与其他解释变量的当期项存在相关性,导致估计结果也会出现偏差。因此,本文采用广义矩方法(GMM)对模型进行估计。该方法将动态内生性作为固定解释变量,也即将内生变量的滞后项作为工具变量。为了排除模型设定误差,在 GMM 估计之后通过 AR(2) 和 Sargan 统计量对残差项的自相关性和工具变量的有效性进行检验,原假设分别为模型残差项不存在二阶自相关和所有工具变量均有效。

(二) 变量定义与描述

首先,在公司层面,统一从流量角度将投资支出定义为购建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金,将现金流量定义为经营活动产生的现金流量净额;采用营业收入与期初固定资产净值比例来表征基础变量;采用负债合计与固定资产净值比例来表征财务杠杆;采用资产合计的对数值来表征公司规模;通过设定虚拟变量(国有公司取值为 1,其他为 0)来表征产权性质。其次,在地区层面,采用金融机构各项贷款余额与 GDP 比值来表征金融发展水平。最后,在政策层面,定义货币政策及其非对称性和宏观审慎政策。(1) 货币政策变量。考虑到物价稳定 and 经济增长是中国货币政策的双重目标,本文遵循吴晓灵(2009)的思路,采用 M2 增速减去 GDP 增速和 CPI 增速来表征。(2) 货币政策调控规模。通过计算和比较货币政策变量在各观测期的绝对值及在所有观测期的平均值进行定义。设置虚拟变量:绝对值小于平均值为调控规模小的货币政策,取值为 1,否则取值为 0。(3) 货币政策取向。遵循 Cover(1992)的思路,通过估计货币供给方程得到的残差项符号进行定义。设置虚拟变量:残差小于零为紧缩性货币政策,取值为 1,否则取值为 0。不同的是,本文将估计方程的解释变量调整为 M2 增速、GDP 增速和 CPI 增速的滞后项及常数项,并将滞后项均设定为 1-3 期。类似地,考虑到个别时期残差项的符号变动比较频繁,而实际的货币政策转向通常比较平稳,故对残差项作 HP 滤波处理。(4) 经济周期调整。遵循 Kuzin & Tober(2004)的思路,借助 HP 滤波方法估计潜在 GDP 增速,并基于实际 GDP 增速与潜在 GDP 增速的缺口计算得到经济增长中的波动成分及其一阶差分进行定义。设置虚拟变量:波动成分小于零为经济下行期,取值为 1,否则取值为 0。同样考虑到一阶差分的符号变动比较频繁,而实际的经济周期变动通常比较稳定,故对一阶差分作 HP 滤波处理。

① 需要说明的是,本文通过对货币政策设置附加条件来描述货币政策非对称性,故而对货币政策及其非对称性交叉项的理解实际上应视作一个整体,即紧缩性的、经济处于下行期的和调控规模小的货币政策。

(5) 宏观审慎政策。采用 Cerutti et al. (2015) 设计的宏观审慎指数来表征,该指数基于 IMF 开展的全
球宏观审慎政策工具调查,通过对 12 种常用的宏观审慎政策工具的出现时间来设置虚拟变量并进行
加总得到^①。表 1 给出了所有变量的描述性统计。

表 1 所有变量的描述性统计						
变量	平均值	中位数	最大值	最小值	标准差	观测数
$I_{i,t}/K_{i,t-1}$	0.1791	0.0828	4.9723	0.0001	0.3367	39507
$CF_{i,t}/K_{i,t-1}$	0.0034	0.0566	27.3277	-17.1377	1.6965	39507
$S_{i,t}/K_{i,t-1}$	2.9293	1.5644	20.6332	0.0344	3.6401	39507
$LEV_{i,t}$	0.5167	0.5305	0.9150	0.0742	0.1863	39507
$SOE_{i,t}$	0.6338	1.0000	1.0000	0.0000	0.4818	39507
$Z_{i,t}$	1.5744	1.5180	3.2493	0.4701	0.5232	39507
$FD_{i,t}$	1.0629	0.9791	2.5847	0.4783	0.3858	1209
MP_t	0.0813	0.9191	23.5169	-13.3838	8.7043	39
MPS_t	0.6154	1.0000	1.0000	0.0000	0.4929	39
MPD_t	0.4872	0.0000	1.0000	0.0000	0.5064	39
ECA_t	0.4359	0.0000	1.0000	0.0000	0.5024	39
MPP_t	6.1282	5.0000	9.0000	4.0000	1.7042	39

(三) 样本与数据来源

本文选择中国上市公司作为研究对象,分析区间为 2006Q1-2015Q3。在样本筛选中,依次剔除了
金融业上市公司和风险警示、资不抵债、数据信息不齐全的上市公司。在样本筛选后,对连续变量数
据进行缩尾处理,即将分位数位于(1%,99%)以外的观测值分别用 1% 和 99% 的分位数进行替换。
本文的公司数据来自 Wind 资讯中国股票市场数据库,地区数据和宏观数据来自 Wind 资讯中国宏观
数据库。

四、实证结果与分析

(一) 货币政策和公司特征对融资约束的影响

表 2 给出了货币政策和公司特征对融资约束的影响。从欧拉方程模型的估计结果来看,滞后期
投资及其平方项、财务杠杆、销售收入的估计系数符号和显著性都与预期吻合。尤为重要的是,现金
流量的估计系数为 0.0070,且在 95% 的置信区间内显著,表明公司投资依赖内部现金流,面临着外部
融资约束。在引入现金流量与货币政策交叉项后,不仅公司投资对于各变量的估计结果均未发生改
变,而且现金流量与货币政策交叉项的估计系数也在 95% 的置信区间内显著为负。这说明宽松的货
币政策会使公司的投资-现金流敏感性降低,融资约束趋于缓解。在引入现金流量与公司特征的交叉

^① 需要说明的是,宏观审慎指数的时间跨度为 2000-2013 年,对于 2014-2015 年的数据采用趋势插值的方法进
行补齐。

项后,不仅现金流量的估计系数至少在 95% 的置信区间内显著为正,而且现金流量与公司特征交叉项的估计系数也都至少在 95% 的置信区间内显著为负。这说明非国有公司、资产规模较小的公司以及金融发展水平较低地区的公司面临的投资-现金流敏感性更高,遭受的融资约束程度更明显。

表 2 货币政策和公司特征对融资约束的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	欧拉方程	货币政策	产权性质	资产规模	金融发展
I/K	0.7196 *** (12.5704)	0.8990 *** (22.9600)	0.8813 *** (24.8445)	0.8701 *** (20.3524)	0.8837 *** (24.6753)
$(I/K)^2$	-0.1770 *** (-14.4894)	-0.2030 *** (-20.0146)	-0.1977 *** (-19.6859)	-0.2130 *** (-13.4854)	-0.1997 *** (-18.4024)
CF/K	0.0070 ** (1.6345)	0.0149 ** (2.1150)	0.0177 ** (2.2494)	0.1007 ** (2.0197)	0.0733 *** (3.1589)
$CF \times CV$			-0.0264 *** (-3.0916)	-0.0526 ** (-1.8150)	-0.0459 *** (-3.3354)
$CF \times MP$		-0.0043 ** (-2.1080)			
S/K	0.0743 *** (4.6002)	0.0157 * ** (3.3875)	0.0180 *** (4.3551)	0.0208 *** (3.0152)	0.0186 *** (4.0996)
LEV	-0.1039 *** (-3.5335)	-0.0462 ** (-1.8002)	-0.0817 *** (-3.0237)	-0.0749 *** (-2.5734)	-0.0808 *** (-3.0083)
Constant	-0.0111 ** (-1.7567)	0.0235 * ** (6.2610)	0.0181 *** (5.2961)	0.0235 *** (6.1834)	0.0180 *** (5.0218)
AR(2)	0.2716	0.2505	0.3796	0.4982	0.2056
Sargan	0.7072	0.5877	0.5359	0.8324	0.6582
Observation	36468	36468	36468	36468	36468
Adjusted R ²	0.3118	0.4127	0.4700	0.2156	0.4565

注：***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著,括号内数值为基于稳健标准误的 t 统计量;通过 AR (2) 和 Sargan 统计量对残差项的自相关性和工具变量的有效性进行检验,原假设分别为模型残差项不存在二阶自相关和所有工具变量均有效,并据此给出 p 值。下表同。

(二) 公司特征、货币政策非对称性对估计结果的影响

表 3 给出了公司特征、货币政策非对称性对估计结果的影响。从公司特征对估计结果的影响来看,不仅现金流量项、现金流量与公司特征交叉项以及现金流量与货币政策交叉项的估计结果均未发生改变,而且现金流量与公司特征、货币政策交叉项的估计系数也都至少在 90% 的置信区间内显著为正。这说明货币政策向公司融资约束的传导在非国有公司、资产规模较小的公司和金融发展水平较低地区的公司表现得更有效,宽松的货币政策对其融资约束的缓解效果更明显。从货币政策非对称性对估计结果的影响来看,不仅现金流量项以及现金流量与货币政策交叉项的估计结果均未发生改变,而且现金流量与货币政策及其非对称性交叉项的估计系数也都至少在 90% 的置信区间内显著为正。这说明货币政策非对称性对公司融资约束的影响主要表现为,当货币政策取向由扩张转为紧缩、经济由上升周期进入下行周期、货币政策调控规模由大变小时,货币政策对公司融资约束的缓解作用将趋于减弱。

表 3 公司特征、货币政策非对称性对估计结果的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	产权性质	资产规模	金融发展	调控规模	政策取向	经济周期
I/K	0.8879 *** (22.3765)	0.9155 *** (23.2147)	0.8742 *** (24.2636)	0.8961 *** (23.5345)	0.9051 *** (22.1238)	0.8736 *** (25.2282)
$(I/K)^2$	-0.1959 *** (-19.0418)	-0.2047 *** (-20.7909)	-0.1995 *** (-17.5667)	-0.2022 *** (-20.0717)	-0.2033 *** (-20.0989)	-0.1917 *** (-18.5668)
CF/K	0.0422 *** (2.5433)	0.0259 ** (2.2751)	0.1204 *** (3.6161)	0.0151 ** (2.2894)	0.0183 ** (2.1024)	0.017 *** (2.7214)
$CF \times CV$	-0.0515 *** (-3.0091)	-0.0516 * (-1.7974)	-0.0742 *** (-3.8277)			
$CF \times MP$	-0.0078 ** (-1.9838)	-0.0061 ** (-2.3901)	-0.0036 ** (-2.1404)	-0.0046 ** (-2.4664)	-0.0059 ** (-2.0129)	-0.0041 *** (-2.7721)
$CF \times CV \times MP$	0.0080 ** (2.0164)	0.0040 * (1.4842)	0.0025 ** (3.3706)			
$CF \times MP \times AS$				0.0031 * (1.6488)	0.0054 ** (2.0258)	0.0054 *** (3.1551)
S/K	0.0168 *** (3.5318)	0.0103 ** (2.1468)	0.0138 *** (3.2283)	0.0111 ** (2.3209)	0.0142 *** (2.7279)	0.0188 *** (4.3920)
LEV	-0.0563 ** (-2.1047)	-0.0471 ** (-1.8165)	-0.0652 *** (-2.7535)	-0.0710 *** (-3.2806)	-0.0687 *** (-3.0644)	-0.0785 *** (-3.8618)
Constant	0.0215 *** (5.8489)	0.0270 *** (6.7019)	0.0171 *** (4.7038)	0.0230 *** (6.6729)	0.0246 *** (5.5782)	0.0199 *** (6.1354)
AR(2)	0.6811	0.2971	0.3599	0.1759	0.2573	0.2359
Sargan	0.5446	0.2815	0.6152	0.6680	0.4644	0.7533
Observation	36468	36468	36468	36468	36468	36468
Adjusted R ²	0.3827	0.3610	0.4272	0.4048	0.3803	0.4402

(三) 货币政策与宏观审慎政策对融资约束的协同作用

表 4 给出了货币政策与宏观审慎政策对融资约束的协同作用。从不同公司特征下货币政策与宏观审慎政策的协同作用来看,不仅现金流量项、现金流量与货币政策交叉项以及现金流量与公司特征、货币政策交叉项的估计结果均未发生改变,而且现金流量与货币政策、宏观审慎政策交叉项以及现金流量与公司特征、宏观审慎政策交叉项的估计系数都至少在 90% 的置信区间内显著为正。这说明宏观审慎政策的引入会使货币政策总量调控对公司融资约束的缓解效果趋于减弱,同时宏观审慎政策的结构调控优势凸现并与货币政策发挥协同作用,使非国有公司、资产规模较小的公司和金融发展水平较低地区的公司的融资约束得到更大程度的缓解。从不同类型货币政策非对称性下货币政策与宏观审慎政策的协同作用来看,不仅现金流量项、现金流量与货币政策交叉项以及现金流量与货币政策及其非对称性交叉项的估计结果均未发生改变,而且现金流量与货币政策、宏观审慎政策交叉项以及现金流量与货币政策及其非对称性、宏观审慎政策交叉项的估计系数也都分别至少在 95% 的置信区间内显著为正和负。这说明宏观审慎政策的引入会使货币政策顺周期调控对公司融资约束的缓解效果趋于减弱,同时宏观审慎政策的逆周期调控优势凸现并与货币政策发挥协同作用,使货币政策在取向由扩张转为紧缩、经济由上升周期进入下行周期、货币政策调控规模由大变小时对缓解公司融

资约束效果造成的影响得到显著降低。

表 4 货币政策与宏观审慎政策对融资约束的协同作用

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	产权性质	资产规模	金融发展	调控规模	政策取向	经济周期
I/K	0.8877 *** (21.3119)	0.9030 *** (21.5636)	0.8972 *** (25.9705)	0.8873 *** (24.9789)	0.9154 *** (23.5484)	0.8930 *** (22.8959)
$(I/K)^2$	-0.1945 *** (-18.4407)	-0.2047 *** (-18.2644)	-0.2016 *** (-20.0784)	-0.2010 *** (-16.6185)	-0.2077 *** (-17.2004)	-0.2053 *** (-13.7798)
CF	0.0457 ** (2.2379)	0.0284 ** (2.0698)	0.0073 ** (2.367)	0.0227 *** (4.0164)	0.0196 ** (2.1990)	0.0127 ** (1.9268)
$CF \times MP$	-0.0205 ** (-1.9333)	-0.0088 *** (-2.6072)	-0.0055 ** (-2.6814)	-0.0087 * (-1.6182)	-0.0648 *** (-2.9195)	-0.0313 *** (-4.1276)
$CF \times CV$	-0.1060 *** (-3.1536)	-0.0935 ** (-1.1120)	-0.0205 ** (-1.7399)			
$CF \times CV \times MP$	0.0103 ** (1.9584)	0.0084 ** (1.9875)	0.0029 *** (2.8282)			
$CF \times MP \times MPP$	0.0021 * (1.8266)	0.0065 ** (2.4924)	0.0288 *** (4.1412)	0.0019 *** (1.7337)	0.0135 *** (2.9450)	0.0062 *** (4.0826)
$CF \times CV \times MPP$	0.0074 ** (2.1865)	0.0114 ** (2.0466)	0.0158 *** (4.1677)			
$CF \times MP \times AS$				0.1022 *** (4.8045)	0.2796 ** (1.9911)	0.0355 ** (2.3864)
$CF \times MP \times AS \times MPP$				-0.0166 *** (-4.8407)	-0.0418 ** (-2.2624)	-0.0068 ** (-2.3509)
S/K	0.0172 *** (3.2359)	0.0114 * ** (2.0091)	0.0177 *** (4.4540)	0.0158 *** (2.8832)	0.0124 ** (2.4390)	0.0177 *** (3.6790)
LEV	-0.0511 * (-1.7512)	-0.0150 ** (-1.8209)	-0.0627 *** (-2.8294)	-0.0573 ** (-2.3746)	-0.0555 ** (-2.0729)	-0.0838 *** (-3.9937)
Constant	0.0219 *** (5.3661)	0.0284 *** (6.3326)	0.0181 *** (5.6326)	0.0172 *** (4.7365)	0.0169 *** (4.6486)	0.0186 *** (5.0941)
AR(2)	0.1755	0.2590	0.1895	0.1909	0.4194	0.2673
Sargan	0.3834	0.6869	0.3582	0.5041	0.5312	0.2291
Observation	36468	36468	36468	36468	36468	36468
Adjusted R ²	0.3173	0.3721	0.4723	0.4474	0.3667	0.4488

(四) 稳健性检验结果与分析

需要说明的是,本文在以上检验货币政策与宏观审慎政策对公司融资约束的协同作用时,并未引入现金流量与宏观审慎政策交叉项,其中隐含的假设条件是:宏观审慎政策只能与货币政策协同地发挥作用,而不能单独地对公司融资约束产生影响。但是,根据修正的杰克逊霍尔共识,宏观审慎政策与货币政策的目标、工具及传导机制是可以被清晰地区分开来(Smets, 2014)。这意味着宏观审慎政策在特定条件下也可能独立地对公司融资约束产生影响。因此,本文在模型(4)和(5)的基础上增加引入现金流量与宏观审慎政策交叉项来进一步检验货币政策与宏观审慎政策的协同作用。估计结果

显示,不仅其他变量的估计系数符号和显著性都没有显著改变,而且该交叉项的估计系数符号为负且绝大多数都不显著,表明本文的估计结果在控制宏观审慎政策独自作用后依然是稳健的^①。

五、主要结论

本文以欧拉方程模型为基础构建投资-现金流模型,利用 2006Q1-2015Q3 中国上市公司数据及 GMM 估计方法,实证检验货币政策调整对公司融资约束的影响及其与宏观审慎政策的协同作用。研究结果表明:其一,当货币政策取向由扩张转为紧缩、经济由上升周期进入下行周期、调控规模由大变小时,货币政策对公司融资约束的缓解作用趋于减弱。现有文献并未考虑到货币政策在行动取向、调控规模及经济周期调整方面的非对称性,本文的研究对此进行了有益补充。其二,宏观审慎政策会强化货币政策对民营公司、资产规模较小的公司和金融发展水平较低地区的公司的融资约束的缓解作用。现有研究并未认识到宏观审慎政策在结构调控中的重要作用,本文发现宏观审慎政策可以与货币政策协同缓解结构性公司融资约束。其三,宏观审慎政策会降低货币政策在取向转为紧缩、经济进入下行周期、调控规模变小时对公司融资约束缓解效果造成的不利影响。现有研究具体分析宏观审慎政策对货币政策非对称性的影响则较少涉及,本文发现宏观审慎政策有助于熨平货币政策非对称性对货币政策缓解公司融资约束效果造成的影响。

本文的研究结论表明,宏观审慎政策有助于缓解流动性的结构失衡和周期波动。这为中国政策当局综合运用货币政策和宏观审慎政策协同地缓解公司融资约束,具有重要的政策启示:第一,相比“大水漫灌”的总量调控,应重视结构性的、差异化的精准调控。既要不断完善差别化的调控机制,如实施差别化的存款准备金、再贴现、再贷款政策,扩大中短期流动性调节工具、常设借贷便利和贷款基准利率集中报价的运用,也要更加注重调节信贷需求结构,实现调整信贷供给结构和信贷需求结构并重。第二,在调整信贷结构的过程中,应加强防控信贷集中性风险。既要实施差别化的区域信贷政策,做到区域信贷结构调整与行业信贷结构调整相结合,也要逐步减少对银行信贷结构的直接干预,将监管重点放在银行风险资本收益阈值的控制方面。第三,在金融宏观审慎管理的政策框架内,应加强货币政策工具与宏观审慎工具的协调配合。既要加强对宏观审慎政策工具实施效果的后评估,研究建立宏观审慎政策工具的触发和退出机制,也要探索宏观审慎政策工具在中国各地区、各部门、各机构的差异化措施,重视政策工具出台前的量化测算和部门间协调。

参考文献:

- [1] Angelini P., S. Neri, and F. Panetta, 2012, “Monetary and Macroprudential Policies,” ECB Working Paper, No. 1449.
- [2] Ball L., and D. Rome, 1990, “Real Rigidities and the Non-Neutrality of Money,” *The Review of Economic Studies*, 57 (2): 183-203.
- [3] Bond S., and C. Meghir, 1994, “Dynamic Investment Models and the Firm’s Financial Policy,” *The Review of Economic Studies*, 61 (2): 197-222.
- [4] Bond S., J. Elston, J. Mairesse, and B. Mulkay, 2003, “Financial Factors and Investment in Belgium, France, Germany, and the United Kingdom: A Comparison Using Company Panel Data,” *Review of Economics and Statistics*, 85 (1): 153-165.
- [5] Beau D., L. Clerc, and B. Mojon, 2012, “Macro-Prudential Policy and the Conduct of Monetary Policy,” Banque de France working papers, No. 390.
- [6] Cover J. P., 1992, “Asymmetric Effects of Positive and Negative Money-Supply Shocks,” *The Quarterly Journal of Economics*, 107 (4): 1261-1282.

① 限于篇幅,本文未能给出稳健性检验的估计结果,留存备索。

- [7] Caglayan M., O. K. Kocaaslan, and K. Mouratidis, 2013, “The Role of Financial Depth on the Asymmetric Impact of Monetary Policy,” *Sheffield Economic Research Paper*, No. 2013007.
- [8] Claessens S., and K. Habermeier, 2013, “The Interaction of Monetary and Macroprudential Policies,” *IMF Policy Paper*, No. 012913.
- [9] Cerutti E., S. Claessens, and L. Laeven, 2015, “The Use and Effectiveness of Macroprudential Policies: New Evidence,” *IMF Working paper*, No. 15/61.
- [10] Demirtüç-Kunt A., and V. Maksimovic, 1998, “Law, Finance, and Firm Growth,” *Journal of Finance*, 53(6) : 2107–2137.
- [11] Fazzari S., R. C. Hubbard, and B. C. Peterson, 1988, “Financing Constraints and Corporate Investment,” *Brookings Paper on Economic Activity*, 1(1) : 141–195.
- [12] Ghosh S., 2009, “Industry Effects of Monetary Policy: Evidence from India,” *Indian Economic Review*, 44(1) : 89–105.
- [13] Gelain P., K. J. Lansing, and C. Mendicino, 2012, “House Prices, Credit Growth, and Excess Volatility: Implications for Monetary and Macroprudential Policy,” *Norges Bank Working Paper*, No. 2012/08.
- [14] Kuzin V., and S. Tober, 2004, “Asymmetric Monetary Policy Effects in Germany,” *Discussion Papers of DIW Berlin*, No. 397.
- [15] Karim Z. A., 2010, “Monetary Policy and Firms’ Investment: Dynamic Panel Data Evidence from Malaysia,” *Mpra Paper*, No. 23962.
- [16] Karim Z. A., and W. N. W. Azman-Saini, 2013, “Firm-level Investment and Monetary Policy in Malaysia: Do the Interest Rate and Broad Credit Channels Matter,” *Journal of the Asia Pacific Economy*, 18(3) : 396–412.
- [17] Lamont O., 1995, “Corporate-debt Overhang and Macroeconomic Expectations,” *American Economic Review*, 85(5) : 1106–1117.
- [18] Smets F., 2014, “Financial Stability and Monetary Policy: How Closely Interlinked,” *International Journal of Central Banking*, 3(2) : 121–160.
- [19] Unsal D. F., 2011, “Capital Flows and Financial Stability: Monetary Policy and Macroprudential Responses,” *IMF Working Paper*, No. 11/189.
- [20] Whited T. M., 1992, “Debt, Liquidity Constraints, and Corporate Investment: Evidence from Panel Data,” *Journal of Finance*, 47(4) : 1425–1460.
- [21] Zdzienicka A., S. Chen, and F. D. Kalan, 2015, “Effects of Monetary and Macroprudential Policies on Financial Conditions: Evidence from the United States,” *IMF Working Paper*, No. 15/288.
- [22] 曹永琴, 2011, “中国货币政策行业非对称效应研究——基于 30 个行业面板数据的实证研究”, 《上海经济研究》, 第 1 期, 第 3–15 页。
- [23] 冯巍, 1999, “内部现金流和企业投资: 来自我国股票市场上市公司财务报告的证据”, 《经济科学》, 第 1 期, 第 51–57 页。
- [24] 黄志忠、谢军, 2013, “宏观货币政策、区域金融发展和公司融资约束: 货币政策传导机制的微观证据”, 《会计研究》, 第 1 期, 第 63–69 页。
- [25] 刘金全、隋建利、李楠, 2009, “基于非线性 VAR 模型对我国货币政策非对称作用效应的实证检验”, 《中国管理科学》, 第 3 期, 第 47–55 页。
- [26] 贺京同、范若滢, 2015, “宽松货币政策、产权性质与企业非效率投资”, 《中国经济问题》, 第 5 期, 第 95–108 页。
- [27] 廖岷、孙涛、丛阳, 2014, 《宏观审慎监管研究与实践》, 北京: 中国经济出版社。
- [28] 彭江波, 2015, 《中国流动性管理的宏观审慎理念与实践(2009–2012)》, 济南: 山东人民出版社。
- [29] 孙俊, 2013, “货币政策转向与非对称效应研究”, 《金融研究》, 第 6 期, 第 60–73 页。
- [30] 吴晓灵, 2009, “货币政策回归适度宽松是今后中国经济平稳发展的需要——解读数量宽松的货币政策和适度宽松的货币政策”, 《银行家》, 第 9 期, 第 10–13 页。
- [31] 谢军、黄志忠、何翠茹, 2013, “宏观货币政策和企业金融生态环境优化——基于企业融资约束的实证分析”, 《经济评论》, 第 4 期, 第 116–123 页。
- [32] 杨小军, 2010, “中国货币政策传导的行业效应研究——基于利率政策的经验分析”, 《上海财经大学学报》, 第 4 期, 第 50–57 页。
- [33] 朱新蓉、李虹含, 2013, “货币政策传导的企业资产负债表渠道有效吗——基于 2007–2013 中国数据的实证检验”

Monetary Policy Adjustment, Corporate Financing Constraints and
Macro-Prudential Management: Empirical Evidence from
Chinese Listing Corporation

ZHANG Chaoyang¹HU Yuancheng²

1. the People's Bank of China,Jiangxi Nanchang 330008;

2. Jiangxi University of Finance and Economics,Jiangxi Nanchang 330013

Abstract: This paper analyzes the impact of monetary policy adjustment on corporate financing constraints, and the synergistic effect between monetary policy and macro-prudential policy in alleviating corporate financing constraints, using data from Chinese listing corporation over the period 2006Q1-2015Q3. The results show that investment cash flow sensitivity is higher for corporation with non-state-owned nature, smaller size and lower regional financial development, and the effect of loose monetary policy to ease financing constraints of these corporations is more obvious. While the direction of monetary policy turns to tighten, the economy enters into the downward cycle, or the size of monetary policy becomes smaller, the mitigation effect of monetary policy on corporate financing constraints tends to weaken. Further investigation demonstrates that macro-prudential policy will strengthen the mitigation effect of monetary policy on these corporations and reduce the effect of monetary policy while experiencing these types of monetary policy asymmetry.

Key Words: investment-cash flow sensitivity; asymmetry of monetary policy; macro-prudential index; synergistic effect

[责任编辑:王艺明][校对:杨伊婧]

2016 年度《中国经济问题》优秀获奖论文评选公告

经编辑部和专家委员会评审,2016 年度《中国经济问题》的优秀获奖论文评选结果如下:

一等奖

彭冬冬、杜运苏:高房价抑制了企业的出口吗?——来自中国制造业企业的理论与实证分析
奖金 10000 元

二等奖

刘盈曦、梁捷:宗教信仰强度对信任与欺骗行为影响研究——来自实验的证据
奖金 5000 元
李江一、李涵:住房对家庭创业的影响:来自 CHFS 的证据
奖金 5000 元

三等奖

王媛:政府干预与地价扭曲——基于全国微观地块数据的分析
奖金 3000 元
刘小鸽:计划生育如何影响了收入不平等?——基于代际收入流动的视角
奖金 3000 元
巫强、朱姝、安修伯:中国劳动力流动存在省际边界壁垒吗?——基于暂住证数据的实证研究
奖金 3000 元

特此公告,谨致祝贺!

《中国经济问题》编辑部