

金融错配对宏观经济下行风险存在异质性冲击吗？

——基于规模效应与效率效应的维度

曹源芳

(南京审计大学 金融学院, 江苏 南京 211815)

[摘要]近年来随着我国宏观经济下行压力的不断加大,金融错配是否对宏观经济下行风险构成异质性冲击成为需要重点关注的问题。在阐释金融错配规模效应和效率效应引致宏观经济下行风险逻辑机理的基础上,以2005—2019年数据为样本实证分析了金融错配规模效应和效率效应对宏观经济下行风险的异质性影响。实证结果表明,随着对外开放和金融体系改革,我国金融资源配置中的所有制歧视已得到有效缓解,金融错配的效率效应显著改善。然而,由于规模效应在风险链条传导过程中的累积反馈,规模歧视已成为引发宏观经济下行风险的主渠道。这些研究结果为构建金融支持实体经济的政策框架和防范化解宏观经济下行风险提供了有益启示。

[关键词]金融错配;宏观经济下行风险;异质性冲击;规模效应;效率效应

[中图分类号] F832.5 **[文献标志码]** A **[文章编号]** 1004-4833(2020)-02-0000-11

一、问题提出

改革开放后历经40年的高速增长,我国已快速跃升为世界第二大经济体并成为拉动世界经济的“第一引擎”,是名副其实的世界经济增长动力之源^①。但是,近年来中国实际GDP和潜在GDP增速的持续回落,引起了社会各界的广泛关注。为解决制约经济发展的深层次问题,我国自2016年开始大力推进供给侧结构性改革并已取得初步成效。然而,由于政策传递与改革红利的释放存在一定时滞以及前期需求不足的惯性,近年的宏观经济运行总体偏弱,甚至在2019年二季度出现了27年来的最低增速^②,宏观经济下行而引发的风险问题不得不引起各界的高度关注。金融是现代经济的核心,经济发展离不开金融的有效支持,但Easterly等的研究却表明金融与经济之间的资源错配问题在实际经济活动中普遍存在^[1],Banerjee则进一步研究发现金融错配通常以两种形式表现出来,一是“内涵型错配”(生产要素之间没有按照“等边际法则”实现配置,比如银行偏好授信给国有企业),二是“外延型错配”(小企业因产业壁垒等原因而无法与大企业开展公平竞争)^[2]。在我国深化经济体制改革的进程中,金融服务实体经济的本质被扭曲以及金融“脱实入虚”等金融错配现象同样普遍存在并制约了宏观经济的健康发展^[3-4],基于金融错配的粗放式经济增长空间正在不断减小^[5]。进入新常态以来,中国经济尚处于新旧增长动力的转换期,实体经济因对金融资源缺乏吸引力而导致金融“脱实入虚”现象依然严重,由于供给端存在的金融错配而引致的宏观经济下行风险也更加凸显。十九大报告明确指出“以供给侧结构性改革为主线,推动经济发展质量变革、效率变革、动力变革,提高全要素生产率”。因此,在考察金融错配与宏观经济下行风险内在逻辑机理基础上优化金融供给,防范化解宏观经济下行风险,已成为新常态下实现经济高质量发展和守住不发生系统性金融风险底线过程中亟待解决的重要议题之一。

近年来我国宏观经济下行压力加大,宏观经济下行风险问题也已引起部分学者的注意并就其成因等开展了相应研究。从文献梳理看,国内将宏观经济下行风险问题纳入研究范畴始于2008年。在较早阶段,学术界的

[收稿日期] 2019-10-06

[基金项目] 国家社会科学基金后期资助项目(19FJYB048);江苏省高校优势学科三期南京审计大学应用经济学项目(苏政办发[2018]87号)

[作者简介] 曹源芳(1974—),男,江西赣州人,南京审计大学金融学院副教授,硕士生导师,从事金融风险研究,E-mail:caoyf1025@sina.com。

① 根据中国统计局数据,1961年至1978年,中国经济对世界经济增长平均贡献率为1.1%。1979年至2012年为15.9%,仅次于美国,位居世界第二位。2013年至2018年,中国经济对世界经济增长年均贡献率提升至28.1%,居世界第一位,中国连续13年成为世界“第一引擎”。

② 中国经济从2010年第一季度至2019年第二季度已连续38个季度增长率处于下降通道中,从2010年第一季度的12.1%下降到2019年第二季度的6.2%,下降幅度接近50%。

主流观点,比如林毅夫等认为宏观经济下行风险主要是由于国内经济周期性因素的影响和国际经济周期的外部冲击导致^[6]。与此同时,部分学者则从一般均衡理论出发研究宏观经济下行风险问题,例如刘哲希等、刘凯认为在封闭条件下,宏观经济下行风险主要源于企业债务风险、房地产风险和银行不良贷款风险等^[7-8]。而在开放环境下,宏观经济下行风险来源则更加复杂^[9-12]。但到2016年时,中国宏观经济已经连续26个季度下行,这其中的问题到底出在哪里?学者们开始更加深入去思考这一问题。比如,魏加宁等采用费雪的分析框架,将宏观经济下行风险分解成趋势性、周期性和短期性三大原因^[13]。在此基础上,毛学松分别从宏观与微观等多维度对宏观经济下行风险的来源进行了阐释^[14]。沈建光、毕吉耀则基于全球化视角认为宏观经济下行风险既有内需、外需双重放缓的因素,也有逆全球化而导致的不确定性^[15-16]。同时,由于金融对宏观经济发展的基础性作用,部分学者也关注到了中国经济发展过程中的金融错配问题。自Hsieh等基于规模报酬不变的C-D生产函数开创性地建立资源错配程度测算的理论框架后^[17],国内外学者运用该理论框架对中国金融错配情况开展了相关研究,并认为由于所有者歧视^[18]、借贷约束^[19-20]、金融体制缺陷^[21-22]等原因,金融错配现象在中国普遍存在,而金融错配则对全要素生产率(Total Factor Productivity, TFP)^[23-24]、地区经济失衡^[25]、跨国资本流动^[26]等方面产生负面影响。那么,长期以来资源配置中存在的金融错配问题,是否是我国宏观经济下行风险的重要诱因?若是,金融错配又是否对宏观经济下行风险存在异质性冲击?关于这一问题的思考和回答,对新时代科学施策以在守住不发生系统性风险基础上实现我国经济高质量发展具有重要的现实意义。

从以上文献梳理看出,现有研究取得了一定进展,但仍然存在不足:一是往往孤立地对金融错配或者宏观经济下行风险问题开展分析,对两者关系的研究则较少,因此有待整合和填补;二是大多从经济周期、产业失衡等传统视角探索宏观经济下行风险问题,尚未充分认识到金融错配规模效应和效率效应在宏观经济下行风险演化中可能扮演的重要角色;三是金融错配规模效应和效率效应对宏观经济下行风险的异质性冲击尚缺乏理论阐释和实证检验,这不利于构建包容性政策框架纠正金融错配以防范化解宏观经济下行风险。为此,本文基于近年宏观经济下行的现实,从规模效应与效率效应两个维度考察了金融错配对宏观经济下行风险的异质性影响。与以往研究相比,本文可能的边际贡献在于:第一,拓宽了宏观经济下行风险的研究范畴。本文将金融错配与宏观经济下行风险纳入同一研究框架,有助于全面认识金融错配引致宏观经济下行风险的内在机理,从而在理论上深化金融错配后果的相关研究;第二,构建了我国宏观经济下行风险的量化指标体系,从而为量化研究宏观经济下行风险创造了条件,也为防范化解宏观经济下行风险提供了新视角;第三,现有研究主要侧重于对“内涵型错配”(效率效应)的研究,而对“外延型错配”(规模效应)的研究则相对不足。在市场化改革进程中,金融机构按照边际原则将金融资源在不同经济主体间进行配置,其中可能存在的金融错配将在“规模”和“效率”两个维度对经济主体的生产经营活动进而对宏观经济下行风险产生异质性影响。鉴于此,本研究对金融错配的规模效应和效率效应开展综合研究,有利于为正确理解金融与经济关系提供更完整的理论框架。

二、影响机理与研究假设

随着经济体制改革的深入,我国经济发展水平不断提升,经济结构的调整进一步优化,经济的韧性也在增强。然而,在国内外不利因素的共同冲击下,近年来我国宏观经济下行速率呈加快态势,宏观经济下行风险不断凸显。作为金融资源低效率配置的一种状态,在金融与经济互动关系中的金融错配通过规模效应与效率效应对宏观经济下行风险产生重要影响且已成为引致宏观经济下行风险的重要因素。总体上看,金融错配规模效应和效率效应引致宏观经济下行风险的内在逻辑性在于三方面。

(1)金融错配抑制微观企业的创新动力,使得微观企业的创新投入与创新能力的滞后于经济发展需要,导致宏观经济结构失衡而引发宏观经济下行风险。以银行为核心的金融体系发展仍然滞后且具有严重的垄断特征^[27],银行信贷资源配置过程中的所有者歧视等现象较为突出^[28]。一方面,金融错配规模效应和效率效应对微观企业创新活动的直接抑制作用表现为融资成本的增加。微观企业创新活动对投资收益率、回收期、风险承担等具有很高的敏感性。然而,以银行为核心的金融体系固化了信贷投放的体制性偏好,金融资源过度配置给规模以上企业和国有企业,这使得大量有创新需求的中小企业、民营企业不得不付出比边际收益更高的资金成本,导致企业创新激励不足。另一方面,金融错配规模效应和效率效应对微观企业创新活动的间接抑制作用表现在对创新活动的负向激励上。作为获取收益的路径,创新本身不是目的,其本质是为盈利而在众多投资行为

中的一种选择,但企业创新的风险和成本都极大,如果能够利用金融错配形成的套利空间稳定可靠的收益,企业将不愿通过高风险和高成本的创新来实现盈利目标。由此,金融错配规模效应和效率效应抑制了微观企业的创新活动并弱化宏观经济可持续发展的动力从而引发宏观经济下行风险。

(2)金融错配降低全要素生产率而引发宏观经济下行风险。从C-D生产函数可看出,经济增长不仅取决于生产要素投入,还取决于技术进步、组织创新等为代表的全要素生产率。随着经济进入新常态,我国传统的粗放经济增长模式已不可持续,经济发展也由单纯的规模扩张转向质量和效益提升。实现这一转变的关键是提高生产效率。然而,长期的利率管制使得贷款利率显著低于非正规渠道的融资成本,而且信贷也偏好于国有大企业。相反,具有高度创新动机和能力的民营企业则由于金融错配的效率效应而降低了企业TFP水平。与此同时,金融错配扭曲了金融领域的市场化定价和金融资源配置的市场化规律。在市场与政府边界还未完全清晰的情况下,地方政府能够直接或间接控制金融资源^[29],并通过政府的利率管制、干预信贷决策等影响银行资金投向,导致银行人为压低国有企业 and 大规模企业的信贷利率,而民营企业和中小企业只能付出较高利率从非正规渠道获得融资,由此金融错配规模效应和效率效应导致了金融配置的双轨制^[30]。这一双轨制使得民营企业等只能强化对低端技术引进的依赖性,由此降低TFP而引致宏观经济下行风险^[31-33]。

(3)金融错配触发金融风险累积叠加机制。一方面,在经济体制改革进程中,伴随着金融规模的扩张以及政绩考评制度的变迁,地方政府为了提高政绩,往往对金融机构进行直接或者间接干预来主导金融资源的配置和扩大国有部门的资金供给,加剧国有部门与民营部门之间的金融资源错配程度。因而金融错配的效率效应导致政府和国有企业杠杆率过度上升并形成金融机构间的风险传递。另一方面,金融业的顺周期行为往往也会加剧金融错配程度。一般而言,大企业大多具有较为完善的风险应对机制和风险处置能力,抗风险能力较强。因而一旦出现经济波动,金融机构出于避险目的往往倾向于将金融资源配置到生产调整能力不够灵活的大规模企业中,由此金融错配规模效应引致未来出现产能过剩的风险大为上升。

基于金融错配视角的Lorenz曲线假设解释。在阐释逻辑机理的基础上,本文进一步基于金融错配视角对Lorenz曲线假设进行解释并对其开展实证检验。在绝对的计划经济阶段,由于民营经济缺失,金融资源分配处于绝对的失衡和不平等状态。之后随着进入经济转型期,中小企业和民营经济得到一定程度的发展并掌握了相应数量的金融资源,因此金融资源配置的失衡和不平等程度得到一定改善。然而,一方面,虽然金融资源的市场化配置得到重视,但基于规模化经营的需要而扩大对大企业的金融供给成为金融机构的自发选择,中小企业则受到排挤,由此损害宏观经济发展的微观基础而引发宏观经济下行风险。另一方面,在市场经济发展的不成熟阶段,民营经济发展较快,但地方政府出于国有资产保值增值以及降低国有银行信贷风险的内在需要,往往动用行政权力引导金融机构增加对国有单位的金融支持,由此金融错配效率效应加剧了金融资源配置中的结构性失衡,从而不利于民营经济这一我国经济制度内在要素功能的发挥,弱化了供给侧结构性改革与经济高质量发展的基础,降低了应对宏观经济下行风险的能力。此外,随着我国市场化进程的加快,政府与市场之间的关系逐步从“强政府+弱市场”向“弱政府+强市场”转变,这一转变使得金融错配规模效应在全局范围内占主导。为此,本文提出如下理论假设。

H₁:金融错配规模效应导致宏观经济下行风险程度上升。

H₂:金融错配效率效应导致宏观经济下行风险程度上升。

H₃:在经济转型期,宏观经济下行风险主要由金融错配规模效应主导。

三、宏观经济下行风险的测算

(一)指标选择

在防范化解重大风险、精准脱贫、污染防治的“三大攻坚战”中,“防范化解重大风险”居首位,其中,系统性金融风险又是当前最突出的重大风险之一。因而,无论是政界还是学界大多把系统性金融风险作为宏观经济下行风险的代理变量进行施策和开展研究^[36-39]。毫无疑问,金融体系波动会对宏观经济产生较大的负面冲击,但是单一的金融风险指标也有缺陷,比如解释力和预测力不足等,也不能全面反映我国宏观经济运行的风险内涵。考察宏观经济波动不能不考虑实体经济、虚拟经济甚至政府债务等方面的综合性影响。由此,为更好地刻画宏观经济下行风险的全面内涵,本文拟从实体经济风险、银行部门风险、政府债务风险、虚拟经济风险及外部

冲击风险等五个维度构建宏观经济下行风险指数(Macroeconomic Downside Risk Index, MDRI)来度量宏观经济下行风险,其具体的指标名称、含义、经济意义与计算方法等如表1所示。

表1 宏观经济下行风险指数(MDRI)指标体系

二级指标	三级指标	经济意义与计算方法	变量与MDRI关系
实体经济 风险指标(X_1)	GDP增长率($X_{1,1}$)	衡量宏观经济总体发展形势	反向
	固定资产投资增长率($X_{1,2}$)	反映未来经济增长的潜能	反向
	工业增加值增长率($X_{1,3}$)	反映第二产业生产的总成果与效益	反向
	居民消费指数增长率($X_{1,4}$)	反映居民消费能力及潜在的消费能力	反向
银行部门 风险指标(X_2)	不良贷款率($X_{2,1}$)	反映贷款余额中不良贷款的占比,衡量银行部门的风险状况	同向
	银行间同业拆借加权平均利率($X_{2,2}$)	衡量银行业系统流动性风险程度	同向
	城镇储户未来收入信心指数($X_{2,3}$)	衡量银行未来业务可持续发展能力	反向
	金融杠杆率($X_{2,4}$)	M2与GDP之比,比率越高,风险越大	同向
政府债务 风险指标(X_3)	政府负债率($X_{3,1}$)	政府部门债务余额与GDP的比率,比率越高,政府债务风险越大,政府部门债务余额采用当期国债发行额	同向
	政府赤字率($X_{3,2}$)	政府赤字与GDP之比,比例越高,政府债务风险越大。政府赤字采用当期一般公共预算支出-当期一般公共预算收入计算所得	同向
	财政收入增长率($X_{3,3}$)	财政收入的增速,该比率高则财政安全性高。采用中央级一般公共预算收入计量	反向
虚拟经济 风险指标(X_4)	房地产开发投资同比增速($X_{4,1}$)	该指标反映楼市泡沫程度,比率越高则虚拟经济风险越大	同向
	股票市场市盈率($X_{4,2}$)	反映股票市场泡沫程度指标,比率越高则股票市场泡沫越大。采用沪市A股加权平均市盈率计量	同向
外部冲击 风险指标(X_5)	出口依存度($X_{5,1}$)	表示出口对经济增长的贡献,采用出口额与GDP之比计量	同向
	人民币汇率波动率($X_{5,2}$)	汇率波动率大,则汇率冲击引致的风险越大,采用美元兑人民币汇率中间价计量	同向
	外汇储备增长率($X_{5,3}$)	该比率越高,则经济应对外部冲击的能力越强,风险越小	反向
	FDI增长率($X_{5,4}$)	反映FDI对经济的拉动作用,比率越高,风险越小	反向

(二)数据处理

在构建指标体系基础上,本文采用月度数据对宏观经济下行风险指数MDRI进行测算,样本区间为2005年3月至2019年6月。对于部分指标只有季度数据,本文采用Eviews7.0对其运用频度转换的方法转换为月度数据(转换过程中采用Quadratic-match average方法)。反向指标则采用取倒数的方法转换为正向指标。同时,为消除各指标间的量纲差异,本文根据 $x'_i = \frac{x_i - \text{数学期望}}{\text{标准差}}$ 的方法对数据进行了标准化处理(鉴于部分指标需要将季度数据转换为月度数据以及部分数据缺失。与归一法相比,本文采用标准化法更能通过间接中心化避免异常值的影响),以使变量值转换为数学期望为0、方差为1的标准化数值,从而达到同度量效果。

(三)宏观经济下行风险指数(MDRI)的构建

借鉴韩心灵等的方法^[36],本文采用两个步骤构建MDRI,首先是根据表1中的指标体系,计算出五个二级指标值MDRI_{X1}至MDRI_{X5},其次在MDRI_{X1}至MDRI_{X5}的基础上合成出MDRI。例如,

$$MDRI_{X1} = \sum_{i=1}^{i=4} \varphi_{1i} \times X_{1i} \quad (1)$$

其中, X_{1i} 为经过上述处理后的月度指标数据, φ_{1i} 则为该指标的权重。为了确定 φ_{1i} ,本研究采用标准差方法予以确定。根据标准差方法,本文先确定每个指标数据的标准差,之后在对各标准差取倒数的基础上,求出各标准差倒数之和,最后再就每个标准差倒数与各标准差倒数之和进行对比,由此得到该指标的权重。为此,通过标准差方法确定 $\varphi_{1i}=(0.3005, 0.0784, 0.2332, 0.3879)$, $\varphi_{2i}=(0.1377, 0.4635, 0.0242, 0.3746)$, $\varphi_{3i}=(0.7459, 0.2541, 0.0000)$, $\varphi_{4i}=(0.4861, 0.5139)$, $\varphi_{5i}=(0.9664, 0.0326, 0.0000, 0.0010)$ 。再利用公式(1)则可以得出MDRI_{X1}等的指数值。以此类推,可得MDRI_{X2}至MDRI_{X5}。为了最后测算出宏观经济下行风险指数(MDRI),本文继续采用上述方法进行赋权,可得五个二级指标的权重值 $\rho_{Xi}=(0.2616, 0.2521, 0.1733, 0.1703, 0.1427)$ 。把五个二级指标及其相应的权重值带入式(2),由此可以得到宏观经济下行风险指数(MDRI)的时间序列值。

$$MDRI = \sum_{i=1}^{i=5} \rho_{Xi} \times MDRI_{Xi} \quad (2)$$

经过上述处理之后的数值,无论是 $MDRI_{xi}$ 还是 $MDRI$,其取值越大,所代表的风险也越大。

(四)测算结果分析

本文将相应的权重和月度数据代入式(1)后,得到二级指标值 $MDRI_{xi}$ 至 $MDRI_{x5}$,并根据式(2)进一步测算宏观经济下行风险(MDRI)及其动态演进(图1)^①。

从图1可看出,样本期内我国宏观经济下行风险分为三个阶段。第一阶段为2005年3月至2007年12月。虽然次贷危机对我国的冲击始于2007年下半年,但由于国内长期粗放发展积累的矛盾和问题,宏观经济下行风险在次贷危机爆发前已经逐步积累,之后在次贷危机冲击下迅速上升并在2007年12月达到峰值。第二阶段是2008年1月至2009年10月。为应对次贷危机并保持宏观经济平稳增长,政府及时实施大规模的反危机政策并采用多种手段刺激内需,努力以消费和投资的增长来对冲净出口的下降,因而2008年1月之后我国面临的宏观经济下行风险快速下降,到2009年10月本轮宏观经济下行风险压力基本解除。第三阶段是2009年11月至今。虽然在经济体制改革进程中产能过剩、成本上升、政府债务、房地产泡沫、股市泡沫等问题相继出现,但随着宏观调控手段的逐步完善以及政府宏观调控的经验越来越丰富,加上经济发展的韧性不断增强,我国宏观经济下行风险总体可控。



图1 宏观经济下行风险的动态演进

四、变量定义、金融错配测度与模型设计

(一)变量定义与描述性统计

在进行模型设计之前,本文就选取的变量和数据来源进行说明,以便于后文的分析。

1.被解释变量(MDRI)。本文被解释变量是宏观经济下行风险(MDRI),该变量的时间序列值为表1相关指标由式(1)、式(2)合成,该指标综合反映了我国宏观经济运行的总体风险。

2.核心解释变量(FMSE与FMEE)。从资源配置效率上说,金融错配是相对于金融资源“有效配置”而言的。如果金融资源在配置过程中能够按照效率原则并实现帕累托最优,即为有效配置。因此,金融错配可看作是对“有效配置”的偏离。总体上看,国内对金融错配的测算主要基于三个视角:一是虽然国有企业总体经营效率不高,但长期以来形成的所有权优势对非国有企业的融资形成了挤出效应,由此认为所有权错配是金融错配的主要形式,并采用国有经济在银行信贷中的占比来衡量金融错配程度。然而,目前除了所有权错配外,大企业中小企业之间形成的“规模”错配也已成为金融错配的重要内容,因而该方法存在一定的偏差。二是基于C-D函数,采用劳动与资本两种要素的产出弹性来反映金融资源过度配置水平。这方法具有一定的理论基础,然而在技术创新快速发展的时代,无论是哈罗德中性、希克思中性,还是索洛中性,技术创新都已成为生产函数中的重要变量,但该方法忽视了技术进步对生产要素产出弹性的影响。三是在微观上采用单个企业资金成本对所在行业平均成本的偏离度衡量金融错配,这一方法存在的主要问题是数据可得性,目前要真实获得行业内每个企业的资金成本尚有一定障碍。为此,为更准确和全面测算我国金融错配的程度,本研究在邵挺^[23]单一维度的基础上,扩展为金融错配规模效应(Financial Mismatch Scale Effect, FMSE)和金融错配效率效应(Financial Mismatch Efficiency Effect, FMEE)两个维度以综合考察金融错配对宏观经济下行风险的异质性影响。

具体来说:一方面,大企业具有市场垄断能力,不仅能应对各种风险,还能获得稳定的超额利润,因而银行等金融机构对大企业具有普遍偏好。相反,虽然中小企业在经济发展过程中具有重要地位,但通常被排斥在传统金融市场之外而不得不转向非传统金融市场进行融资,甚至将游离于国家金融体制与监管之外的地下钱庄等作为资金来源,存在极大的风险隐患。因此,金融机构对企业规模的偏好形成了金融错配的第二个来源(即“外延型错配”)。鉴于规模以上企业信贷数据缺失,而规模以上工业企业财务费用的绝大部分构成是信贷利息

① 限于篇幅,五个二级风险指标趋势图及其分析未在正文列示,如需要,可向作者索取。

支出,因此,规模以上企业信贷资金可由规模以上工业企业财务费用除以贷款利率估算得到,再采用规模以上企业信贷资金与银行贷款总额的比值作为FMSE的代理变量,即:

$$FMSE = \frac{\text{规模以上工业企业财务费用}}{\text{贷款利率} \times \text{银行贷款总额}} \quad (3)$$

另一方面,长期以来各级政府对金融资源的配置具有支配力。虽然政府对国有企业的管理已由原来的“行政领导”转变为“控股股东”,但政府在金融资源的配置上仍然具有较大的话语权。政府对国有企业的信贷支持使得大量优惠贷款流向了生产效率低的国有企业,而大量生产效率高的民营企业则缺乏可持续发展所需的资金,民营企业“融资难”长期难以破题(关于非国有企业比国有企业更有效率的观点,在国内外学术界已经有比较一致的认识^[37-38])。同时,由于国有企业普遍具有“预算软约束”特征,银行等金融机构也更倾向于贷款给国有企业,而具有同等边际收益与风险水平的民营企业则可能被挤出市场。因此,行政垄断可能导致金融体系存在明显的“内涵型错配”。本文借鉴白俊红等的做法^[5],采用非国有部门的贷款系数作为FMEE的代理变量,具体计算公式为,

$$FMEE = \text{非国有部门贷款系数} = \frac{\text{总贷款}}{\text{GDP}} \times \left(1 - \frac{\text{国有企业固定资产投资额}}{\text{全社会固定资产投资额}}\right) \quad (4)$$

3.控制变量。为科学分析金融错配规模效应和效率效应对宏观经济下行风险的异质性冲击,需要控制其他因素的影响。参照以往研究,本文在控制变量中分别加入了外资依存度(实际利用外商直接投资占GDP的比重,FDI)、对外开放度(外贸总额与GDP之比,OPEN)、市场化水平(第三产业产值占GDP的比重,MARKET)、金融发展水平(M2与GDP之比,FINANCE)。其中,加入FDI是参考了白俊红等关于对外直接投资对资源错配影响的计量模型^[5];加入OPEN是参考了张庆君等关于金融错配与全要素生产率的计量模型^[39];加入MARKET是参照了顾江等关于金融错配与文化产业发展的计量模型^[12];加入FINANCE是参照文书洋等研究中涉及金融错配与经济可持续发展的计量模型^[40]。可以看出,本文并没有选择过多的控制变量,这主要基于两方面的考虑:一是控制变量过多可能导致多重共线性问题,二是在模型(5)至模型(7)中的被解释变量滞后期实际上已经将未考虑到的因素纳入其中。数据描述性统计见表2。

表2 数据描述

Variable	变量含义	Obs	Median	Std.Dev.	Min	Max
MDRI	宏观经济下行风险	172	-0.0148	0.2663	-0.7073	1.5154
FMSE	金融错配的规模效应	172	0.1276	0.0727	0.0254	0.3151
FMEE	金融错配的效率效应	172	3.1654	0.7355	1.8003	4.8995
FDI	外资依存度,由FDI与GDP的比值表示	172	0.0048	0.0020	0.0021	0.0122
OPEN	对外开放度,由外贸总额与GDP之比表示	172	0.1449	0.0376	0.0846	0.2468
MARKET	市场化水平,由第三产业产值占GDP比重表示	172	0.4696	0.0510	0.3653	0.5786
FINANCE	金融发展水平,由M2与GDP之比表示	172	6.8550	1.0186	5.0316	9.0436

与前述一致,实证研究的样本区间为2005年3月至2019年6月,其国有企业固定资产投资额与全社会固定资产投资额分别以国有控股累计的固定资产投资完成额(由于该指标自2018年1月之后不直接公布,因此,2018年1月后的数据根据增速进行手动计算而得)、累计固定资产投资完成额作为代理变量,两者数据及规模以上工业企业财务费用指标数据来自于中经网产业数据库,部分缺失数据采用插值法补齐。贷款利率采用一年期贷款基准利率,数据来源于中国人民银行网站,其余指标均来自于历年中经网统计数据库。

(二)金融错配测度

本文根据上述算法测算了样本期内我国金融错配的效率效应与规模效应,该指标数值越大,金融错配程度越严重。图2报告了FMSE与FMEE的变化趋势。

从图2看出,无论从效率效应还是从规模效应来看,我国都存在一定程度的金融错配现象。中小企业作为国民经济和社会发展的生力军,是建设现代化经济体系的重要基础,也是扩大就业和改善民生的重要支撑。为此,党和政府对中小企业发展问题历来高度重视,制定了各项措施以缓解中小企业融资难、融资贵问题。加上2015年来营商环境的持续改善,中小企业发展的活力与创新力有了较大提高,使得中小企业对金融资源的竞争力得以上升,大企业所占的信贷资源份额有了较为显著的下降,因而使得金融错配的规模效应(FMSE)明显下

降。同时,银行等金融机构为全面提高经营效益、防范和化解金融风险,在信贷投放上纷纷通过集约化经营将金融资源投向了经营效率更高的非国有企业。因此,商业银行信贷投放的体制性偏好已经得到根本性的扭转,非国有企业金融资源的配置份额不断增加(FMEE),这表明金融资源的效率错配程度有了一定的缓解。

(三)模型设计

VAR技术是目前较为有效的风险管理技术。然而,与普通VAR模型相比,结构向量自回归模型(SVAR)能有针对性地解决变量间的当期关系,从而能够更加明确模型的经济意义。因此,为综合考察金融错配的规模效应(FMSE)与效率效应(FMEE)对宏观经济下行风险的异质性影响,本文采用以下SVAR实证模型:

$$FMSE_t = C + FDI + OPEN + MARKET + FINANCE + \sum_{i=1}^p b_{11}^i FMSE_{t-i} + \sum_{i=0}^p b_{12}^i FMEE_{t-i} + \sum_{i=0}^p b_{13}^i MDRI_{t-i} + \varepsilon_t^{FMSE} \quad (5)$$

$$FMEE_t = C + FDI + OPEN + MARKET + FINANCE + \sum_{i=0}^p b_{21}^i FMSE_{t-i} + \sum_{i=1}^p b_{22}^i FMEE_{t-i} + \sum_{i=0}^p b_{23}^i MDRI_{t-i} + \varepsilon_t^{FMEE} \quad (6)$$

$$MDRI_t = C + FDI + OPEN + MARKET + FINANCE + \sum_{i=0}^p b_{31}^i FMSE_{t-i} + \sum_{i=0}^p b_{32}^i FMEE_{t-i} + \sum_{i=1}^p b_{33}^i MDRI_{t-i} + \varepsilon_t^{MDRI} \quad (7)$$

其中,εⁱ为结构式冲击。将上述模型以矩阵表示如下:

$$BY_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 Y_{t-1} + \dots + \Gamma_p Y_{t-p} + CZ_t + D\varepsilon_t \quad (8)$$

为了估计模型,在对矩阵B和D进行约束的同时将式(8)化为简约形式:

$$Y_t = A_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \dots + \alpha_p Y_{t-p} + EZ_t + \mu_t \quad (9)$$

其中,μ_t是ε_t的线性组合,且μ_t = B⁻¹Dε_t。

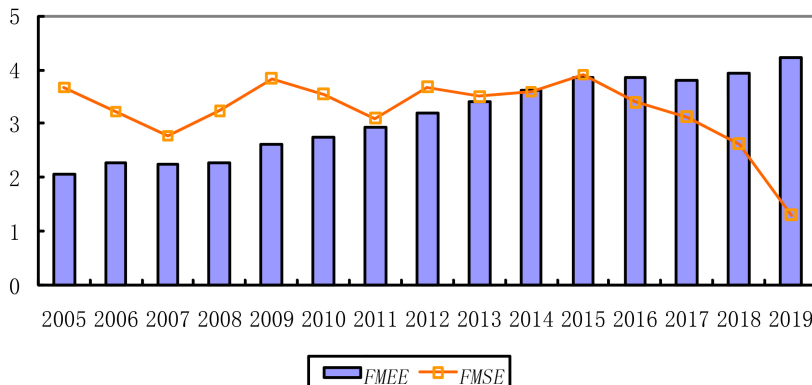


图2 金融错配程度的变化趋势

五、实证结果与分析

(一)平稳性检验

1. 变量的平稳性检验

在对时间序列进行回归分析之前,先要检验数据的平稳性。平稳性的检验方法通常有图示法和单位根检验法。通过对时间序列及其差分作时序图以判断数据的稳定性即为图示法。而单位根检验的方法则较多,一般分为ADF、DF以及Philips的非参数检验(即PP检验),其中ADF又是最为常用的方法。因此,本文采用ADF检验各时间序列的平稳性。对各变量进行ADF单位根检验发现,OPEN、FINANCE为平稳序列,MDRI、FMSE、FDI的一阶差分为平稳序列,而所有变量的二阶差分都在5%的显著性水平下显著,因此均为平稳序列(表3)。

2. 滞后阶数与模型的稳定性检验

除了单位根检验,为确保实证结果的客观性,在使用SVAR模型之前,需要根据一定标准确定模型的最佳滞后阶数。同时,为了检验模型设置的合理性,还需要对SVAR模

表3 各变量ADF单位根检验结果

变量	原假设	统计量值	临界值1	临界值2	检验结果	结论
MDRI(-2)	含有一个单位根	-9.1295	-3.4378	-3.1431	拒绝原假设	平稳
FMSE(-2)	含有一个单位根	-12.5967	-3.4387	-3.1437	拒绝原假设	平稳
FMEE(-2)	含有一个单位根	-12.9684	-3.4387	-3.1437	拒绝原假设	平稳
FDI(-2)	含有一个单位根	-9.0042	-3.4389	-3.14378	拒绝原假设	平稳
OPEN(-2)	含有一个单位根	-9.8594	-3.4385	-3.1436	拒绝原假设	平稳
MARKET(-2)	含有一个单位根	-6.0979	-3.4387	-3.1437	拒绝原假设	平稳
FINANCE(-2)	含有一个单位根	-8.5996	-3.4385	-3.1436	拒绝原假设	平稳

注:表中的临界值1和临界值2分别为5%与10%显著性水平下的临界值;ADF检验带截距项和趋势项,滞后阶数根据AIC准则选取。

型进行稳定性检验。为此,本文采用了LR、FPE、AIC、SC、HQ五个标准对SVAR模型滞后期进行检验。检验结果如表4所示。

表4的检验结果表明,根据多数原则,本文选择变量的滞后阶数为4构建相应的VAR模型。同时,采用AR根的图表检验滞后结构,结果如图3所示。

从图3不难发现,所有特征根都在复平面上的单位圆内,说明任一特征根的模均小于1,因此所建立的SVAR模型满足稳定性条件,可以进行下一步分析。

3.SVAR模型的识别

对给出的结构向量自回归模型进行估计时,为了能识别相应的参数,至少需要对矩阵B施加三个参数约束。为此,根据经济学理论,本文提出如下约束条件:其一,假设金融错配规模效应不受当期效率效应和宏观经济下行风险的影响, b_{12} 、 b_{13} 为0;其二,假设宏观经济下行风险不会对效率效应产生影响, b_{23} 为0。因此,SVAR模型扰动项与结构冲击项的关系式可表示为:

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ b_{21} & 1 & 0 \\ b_{31} & b_{31} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_t^{FMSE} \\ u_t^{FMEE} \\ u_t^{MDRI} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} d_{11} & 0 & 0 \\ 0 & d_{22} & 0 \\ 0 & 0 & d_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_t^{FMSE} \\ u_t^{FMEE} \\ u_t^{MDRI} \end{bmatrix} \quad (10)$$

(二)模型估计结果与模拟分析

1.结构脉冲响应与方差分解

为避免非稳态序列对统计检验的干扰,本文采用二阶差分后的平稳序列进行SVAR分析。在此基础上,本使用脉冲响应函数以呈现金融错配对宏观经济下行风险的动态影响路径,即在分别给予金融错配规模效应、效率效应一个单位的扰动冲击后,观测宏观经济下行风险的动态变动情况,结果如图4、图5所示。

从图4可以看出,受到金融错配规模效应一个单位的正向冲击后,宏观经济下行风险在第1期至第6期波动上升并在第7期达到峰值,并且正向冲击的持续性很强,宏观经济下行风险未呈现出明显的收敛趋势。即使从更长的期限看,金融错配规模效应对宏观经济下行风险的冲击在第40期仍然存在0.008。与此同时,金融错配效率效应在第2期出现正向变动后,波动在第4期达到峰值,第9期后逐渐衰减。因此,这验证了本文的研究假设H₁、假设H₂,即金融错配规模效应和效率效应都将引起宏观经济下行风险的上升。效率效应之所以在第4期达到峰值随后开始迅速下降,这其中可能的原因在于正向效应的滞后性,也可能是由于近年非国有企业经营水平的提升使得相应风险得到了一定程度的延后。同时,从更长时期看,金融错配效率效应对宏观经济下行风险的冲击在第40期时仅有0.001,其影响基本衰减收敛至零(图5)。进一步对比可以发现,金融错配规模效应对宏观经济下行风险正向冲击的时滞长于效率效应,但其峰值为金融错配效率效应峰值的3倍。同时,从最小值看,同样是受到一单位的结构性冲击之后,随着时间

表4 最佳滞后阶数检验^①

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	346.4702	NA	3.88e-06	-3.946073	-3.667148	-3.832872
1	493.3463	279.7642	7.52e-07	-5.587457	-5.141176	-5.406334
2	542.2375	91.37983	4.68e-07	-6.062351	-5.448715*	-5.813308
3	564.2367	40.33200	4.01e-07	-6.217104	-5.436113	-5.900140
4	581.3023	30.67740*	3.65e-07*	-6.313123*	-5.364777	-5.928238*

Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial

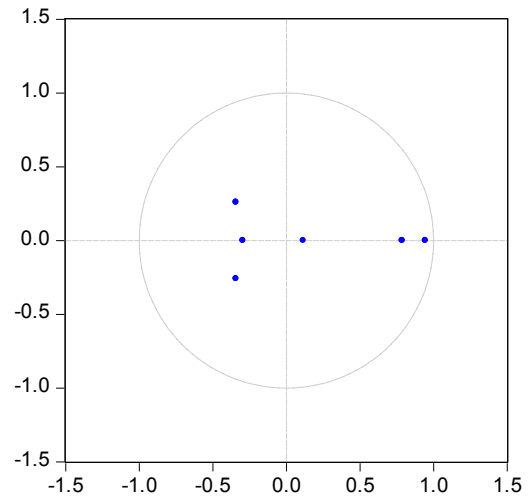


图3 稳健性检验点状图

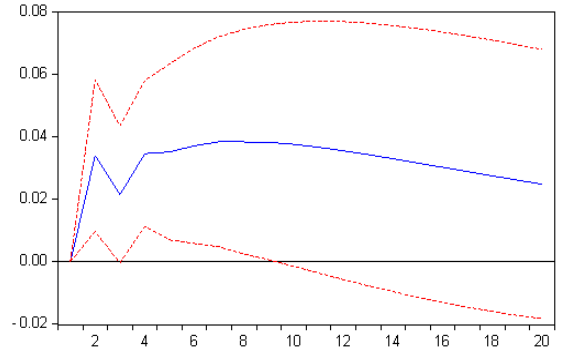


图4 金融错配规模效应对宏观经济下行风险的结构脉冲响应

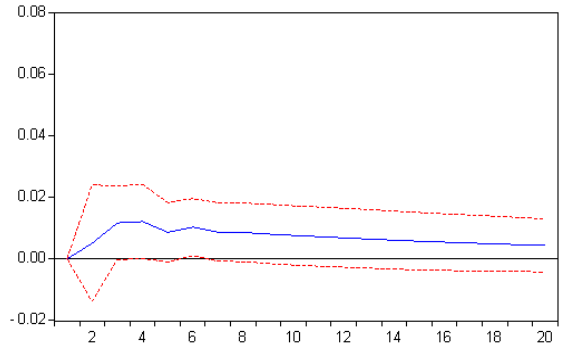


图5 金融错配效率效应对宏观经济下行风险的结构脉冲响应

① “*”表示按该准则应该选取的最佳滞后期。

的推移,在前20期,金融错配规模效应的最小值约为效率效应最小值的6倍,这初步验证了研究假设H₃,即金融错配对宏观经济下行风险的冲击以规模效应为主导。因此,无论从响应速度还是响应程度来看,采取政策措施控制金融错配的规模效应对防范化解宏观经济下行风险都更加有效。

结构脉冲响应函数刻画了金融错配对宏观经济下行风险的异质性动态冲击效果。为了进一步考察异质性冲击对宏观经济下行风险的相对重要程度,可以继续通过结构方差分析将宏观经济下行风险的方差分解到SVAR系统中的每一个内生扰动项,从而呈现金融错配规模效应与效率效应对宏观经济下行风险影响程度的差异,结果如表5所示。

对宏观经济下行风险的结构方差分解可以看出,来自金融错配规模效应冲击的贡献在初期较微弱,仅为3%,但之后持续上升。与此不同的是,金融错配效率效应冲击的贡献在前20期内则均小于1.5%。进一步分析可以看出,金融错配规模效应与效率效应对宏观经济下行风险的贡献度之比近似“U”型曲线关系。在第2期,金融错配规模效应对宏观经济下行风险的贡献度是金融错配效率效应的45倍,在第5期则下降到最低值,规模效应是效率效应的9倍。随后,两者的差异再次扩大并在第20期达到19倍。这再次验证了本文的假设H₃,即金融错配规模效应对宏观经济下行风险的影响程度要显著大于效率效应。

2. 累积脉冲响应

从结构脉冲响应图4与图5可以看出,在受到金融错配的冲击后,虽然宏观经济下行风险在初期响应较为明显,但随着时间的推移,其影响缓慢收敛。然而,即使金融错配对宏观经济下行风险的单期冲击作用会缓慢下降,甚至效率效应最终几乎收敛为0,但其累积的影响却不容忽视,因为这一累积影响的存在很可能弱化宏观经济政策的效果。因此,为进一步考察金融错配累积冲击的规律,本文采用累积脉冲响应函数考察金融错配规模效应与效率效应对宏观经济下行风险动态累积效果的差异,累积脉冲响应如图6、图7所示。

从图6和图7看出,金融错配规模效应和效率效应对宏观经济下行风险的最终累积效应都大于零。但从累积响应路径上看,在初期,规模效应的累积冲击是效率效应的7倍,而最终规模效应与效率效应的累积冲击则分别稳定在1.01与0.20左右,即规模效应的累积冲击是效率效应的5倍。这再一次表明,同样是一单位的结构性冲击,金融错配规模效应对宏观经济下行风险的累积冲击显著大于效率效应,降低金融错配的规模效应对防范化解宏观经济下行风险是长期有效的,而效率效应则相对有限。这其中主要的原因有两个:其一,中小企业稳则经济稳。中小企业对一个国家的经济发展至关重要,是宏观经济稳定的重要支撑。然而,长期以来金融机构对大项目、大企业的过度偏好使得金融资源高度集中于少数经营活力不高的大企业,而创新力强、经营灵活的广大中小企业则由于挤出效应而面临经营困境,这无疑不利于宏观经济的稳定;其二,近年来,我国金融改革不断深入,在提高效益和防范风险的双重目标约束下,金融机构对部分国有企业的融资变得更加谨慎,更多地以效率而非所有制为基准进行金融资源配置,由此较好地规避了来自于管理不善国有企业的风险。

(三)稳健性检验

SVAR模型的检验结果有赖于内生变量的设定顺序。为了判断依据前述识别条件所得的SVAR模型检验结

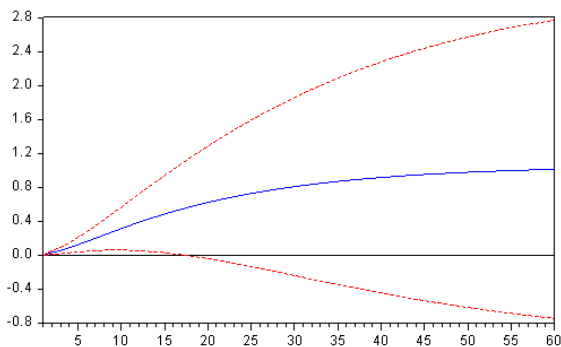


图6 金融错配规模效应对宏观经济下行风险的累积脉冲响应

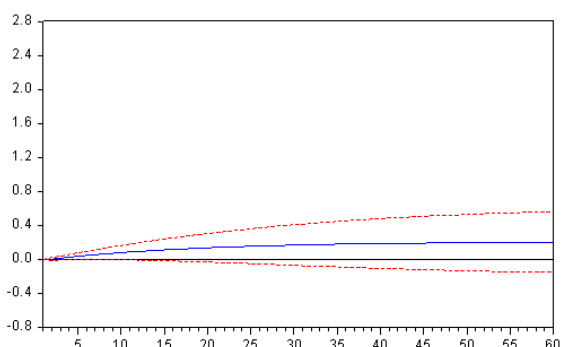


图7 金融错配效率效应对宏观经济下行风险的累积脉冲响应

表5 结构方差分解结果

时期	FMSE	FMEE	MDRI
1	0.0000	0.0000	100.0000
2	3.0895	0.0684	96.8421
3	3.6105	0.3622	96.0273
4	5.6253	0.6174	93.7573
5	7.4347	0.7032	91.8621
6	9.3292	0.8399	89.8309
7	11.2341	0.9184	87.8476
8	13.0265	0.9916	85.9818
9	14.7163	1.0507	84.2330
10	16.2715	1.0993	82.6292
11	17.6897	1.1405	81.1699
12	18.9730	1.1750	79.8521
13	20.1268	1.2042	78.6690
14	21.1601	1.2292	77.6107
15	22.0826	1.2505	76.6669
16	22.9044	1.2688	75.8267
17	23.6355	1.2847	75.0799
18	24.2851	1.2984	74.4165
19	24.8621	1.3104	73.8275
20	25.3744	1.3208	73.3048

果是否具有代表性,需要进一步对构建的SVAR模型稳健性进行检验。为此,将本文式(10)中相关内生变量的顺序由FMSE→FMEE→MDRI调整为FMSE→MDRI→FMEE。对经过内生变量顺序调整的脉冲响应分析表明,相关变量之间的动态演化关系与前文相比并无明显差别。这说明本文构建的SVAR模型是稳健的。

六、结论与政策启示

本文在阐释金融错配规模效应与效率效应引致宏观经济下行风险逻辑机理的基础上,通过构建宏观经济下行风险指数及SVAR模型,实证研究了金融错配对宏观经济下行风险的异质性冲击。研究发现,我国经济高速增长积累的矛盾和风险正不断凸显,金融服务实体经济的本质被扭曲以及金融领域“国进民退”等金融错配现象已长期存在,但由于经济体制改革的深入以及市场化的推进,以效率效应为主导的“内涵型错配”已得到显著改善,其对宏观经济下行风险的当期冲击效应和累积冲击效应均相对较小;与此不同的是,由于大企业、大项目资金势力雄厚、盈利能力较强,通常还有政府的隐性担保,所以从风险与收益的匹配出发,金融机构仍然过度偏好大企业、大项目。广大中小企业则由于信贷配给等被挤出信贷市场,融资环境依然严峻。因此,金融资源配置中规模效应主导的“外延型错配”已成为引发我国宏观经济下行风险的主渠道。

基于本文研究,得到以下政策启示:首先,虽然我国宏观经济下行风险总体可控,但复杂的国内外发展环境、全球发展分化以及国际贸易摩擦等使得中国经济发展将面临诸多不确定因素,因此我们既要保持宏观经济政策的连续性和稳定性,又要着力提高政策的灵活性和针对性,着重完善金融有效服务实体经济的宏观政策体系;其次,当前困扰我国经济发展的深层次原因仍是中长期的结构型失衡,生产率下降,创新驱动不足等。相关部门要大幅度减少政府对金融资源配置的干预,完善要素市场化配置,大力发展普惠金融及中小企业金融服务,从根本上扭转金融资源的“外延型错配”以充分发挥中小企业生力军作用,以政策合力让中小企业发展更加稳健,从而为防范化解宏观经济下行风险创造微观基础;最后,金融错配规模效应及效率效应对宏观经济下行风险的贡献之和已接近30%。因此新常态下实现中国经济高质量发展就特别需要尽快纠正长期以来存在的金融错配,要根据宏观经济发展现状、市场供需情况、产出能力以及环境承载能力,前瞻性地引导金融资源在国内外、行业间进行动态配置,持续降低金融错配水平以推动中国经济发展的质量变革、效率变革和动力变革。

当然,本文的研究仍存在一定的不足:(1)在新常态下,面对国内外风险挑战明显上升的复杂局面,宏观经济下行风险的构成要素将趋于复杂。而在构建宏观经济下行风险指数过程中,本文仅以实体经济风险、银行部门风险、政府债务风险、虚拟经济风险以及外部冲击风险开展的实证分析结果可能会存在一定的偏差。(2)作为金融资源配置的主力军,商业银行的治理结构差异导致其对信贷对象的选择具有不同标准,并由此可能影响金融错配规模效应和效率效应的构成,本文尚未触及银行治理结构的作用。如果在接下来的工作中能够将其纳入到研究中来,将有助于深化对金融错配与宏观经济下行风险内在逻辑的认识。这是未来需要进一步深入研究的内容。

参考文献:

- [1] Easterly W, Fischer S. The Soviet economic decline[J]. World Bank Economic Review, 1995, 36(3): 341-371.
- [2] Banerjee A., Moll B. Why does misallocation persist[J]. American Economic Journal: Macroeconomics, 2010, 28(1): 1189-1206.
- [3] 曹玉书,楼东玮.资源错配、结构变迁与中国经济转型[J].中国工业经济,2012(10): 6-18.
- [4] 张建华,邹凤明.资源错配对经济增长的影响及其机制研究进展[J].经济学动态,2015(1):122-136.
- [5] 白俊红,刘宇英.对外直接投资能否改善中国的资源错配[J].中国工业经济,2018(1):60-78.
- [6] 林毅夫,孙希芳,姜烨.经济发展中的最优金融结构理论初探[J].经济研究,2009(8):4-17.
- [7] 刘哲希,韩少华,陈彦斌.“债务—通缩”理论的发展与启示[J].财经问题研究,2016(6):3-11.
- [8] 刘凯.经济下行态势下中国面临的金融风险[J].郑州大学学报(哲学社会科学版),2017(1):53-57.
- [9] Barberis N, Huang M. Mental accounting, loss aversion and individual stock returns [J]. Journal of Finance, 2001, 56(4) : 1247-1292.
- [10] 康志勇.金融错配阻碍了中国本土企业创新吗?[J].研究与发展管理,2014(10):63-72.
- [11] 靳来群.所有制歧视所致金融资源错配程度分析[J].经济学动态,2015(6):36-44.
- [12] 顾江,车树林,贺达.金融错配对文化产业全要素生产率的影响研究:理论与实证[J].江苏社会科学,2018(1):58-66.
- [13] 魏加宁,杨坤.有关当前经济下行成因的综合分析[J].经济学家,2016(9):5-14.

- [14] 毛学松. 当前中国经济下行原因与经济增长的道路选择[J]. 学术论坛, 2016(11):80-86.
- [15] 沈建光. 稳金融的关键在于稳信心[J]. 中国外汇, 2018(9):17-18.
- [16] 毕吉耀, 原倩. 当前世界经济走势及面临的主要风险[J]. 宏观经济管理, 2019(2):8-12.
- [17] Hsieh, Chang-Tai, Peter J. Misallocation and manufacturing TFP in China and India[J]. Quarterly Journal of Economics, 2009, 26(4):1043-1048.
- [18] Brandt, L., T. Tombe, X. Zhu. Factor market distortions across time, space and sections in China[J]. Review of Economic Dynamics, 2013, 16(1):39-58.
- [19] 张佩, 马弘. 借贷约束与资源错配——来自中国的经验证据[J]. 清华大学学报(自然科学版), 2012(9):1303-1308.
- [20] 余婧, 罗杰. 中国金融资源错配的微观机制——基于工业企业商业信贷的经验研究[J]. 复旦学报(社会科学版), 2012(1):19-27.
- [21] 鲁晓东. 金融资源错配阻碍了中国的经济增长吗[J]. 金融研究, 2008(4):55-68.
- [22] 季熠. 金融资源错配问题研究综述[J]. 经营与管理, 2015(8):109-111.
- [23] 邵挺. 金融错配、所有制结构与资本回报率:来自1999—2007年我国工业企业的研究[J]. 金融研究, 2010(9):51-68.
- [24] 袁志刚, 解栋栋. 中国劳动力错配对TFP的影响分析[J]. 经济研究, 2011(7):4-17.
- [25] 叶文辉, 楼东玮. 资源错配的经济影响效应研究[J]. 经济学动态, 2014(11):47-57.
- [26] 冀相豹, 王大莉. 金融错配、政府补贴与中国对外直接投资[J]. 经济评论, 2017(2):62-75.
- [27] 周小川. 大型商业银行改革的回顾与展望[J]. 中国金融, 2012(6):10-13.
- [28] 路甬祥. 提高创新能力, 推动自主创新[J]. 求是, 2005(13):13-15.
- [29] 巴曙松, 刘孝红, 牛播坤. 转型时期中国金融体系中的地方治理与银行改革的互动研究[J]. 金融研究, 2005(5):25-37.
- [30] 王建柳. 金融压制体制必须改革[J]. 银行家, 2011(10):132-133.
- [31] 戴静, 张建华. 金融所有制歧视、所有制结构与创新产出来自中国地区工业部门的证据[J]. 金融研究, 2013(5):86-98.
- [32] 杨万平, 赵金凯. 新常态下中国经济长期增长与短期波动的动态解析[J]. 审计与经济研究, 2018(3):103-118.
- [33] 叶五一, 谭柯祺, 缪柏其. 基于动态因子 Copula 模型的行业间系统性风险分析[J]. 中国管理科学, 2018(3):1-12.
- [34] 周天芸, 周开国, 黄亮. 机构集聚、风险传染与香港银行的系统性风险[J]. 国际金融研究, 2012(4):77-87.
- [35] 万蕤叶, 陆静. 金融危机期间汇率风险传染研究[J]. 管理科学学报, 2018(6):12-28.
- [36] 韩心灵, 韩保江. 供给侧结构性改革下系统性金融风险:生成逻辑、风险测度与防控对策[J]. 财经科学, 2017(6):1-13.
- [37] 刘小玄. 中国工业企业的所有制结构对效率差异的影响[J]. 经济研究, 2000(2):35-43.
- [38] Allen F J, Qian M J. Law, finance and economic growth in China[J]. Journal of Financial Economics, 2005, 18(7):123-152.
- [39] 张庆君, 李雨霏, 毛雪. 所有制结构、金融错配与全要素生产率[J]. 财贸研究, 2016(4):9-23.
- [40] 文书洋, 刘锡良. 金融错配、环境污染与可持续增长[J]. 经济与管理研究, 2019(3):3-20.

[责任编辑:杨志辉]

Does Financial Mismatch Have Heterogeneous Impact on Macroeconomic Downside Risk? From the Dimensions of Scale Effect and Efficiency Effect

CAO Yuanfang

(School of Finance, Nanjing Audit University, Nanjing 211815, China)

Abstract: In recent years, with the increasing downward pressure of China's macro-economy, whether financial mismatches impact on the heterogeneity of macro-economic downside risk has become a key issue to be concerned about. On the basis of explaining the logic mechanism of macro-economic downside risk caused by financial mismatch scale effect and efficiency effect, and the data from 2005 to 2019, this paper empirically analyzes the heterogeneity of financial mismatch scale effect and efficiency effect on macroeconomic downside risk. The results of the study show that the ownership discrimination in the allocation of financial resources has been effectively alleviated, and the efficiency effect of financial mismatch has been significantly improved with the opening up and the reform of the financial system. However, due to the cumulative feedback of scale effect in the process of risk chain transmission, scale discrimination has become the main channel of macroeconomic downside risk. These results provide useful enlightenment for the formulation of financial policies to support the real economy and the prevention and resolution of macro-economic downside risks.

Keywords: financial mismatch; macroeconomic downside risk; heterogeneous impact; scale effect; efficiency effect