

金融发展对经济增长的缓释效应及其实现机制

曹廷求 王文韬

摘要:使用系统广义矩估计方法,选取我国省级面板数据,通过实证检验刻画金融发展对经济增长的缓释效应及其实现机制。实证结果表明:在经济政策不确定性条件下,金融发展对经济增长的正向作用形成了独特的缓释效应,选择替代变量进行稳健性检验后依然显著存在。渠道检验显示:缓释效应主要通过金融摩擦渠道和投资渠道进行传导。进一步检验发现:不同经济发展水平和不同产业结构的地区的缓释效应存在差异,在中西部和东北地区的作用效果相对更大,第三产业占比较高的地区影响更强。为此,应重视我国各地区金融发展的积极作用,大力推进金融供给侧结构性改革,在新时代发挥好金融发展对经济增长的缓释功能。

关键词:金融发展;经济增长;缓释效应;不确定性

中图分类号:F832.0 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-7543(2020)05-0094-14

近年来,“不确定性”一词被频繁提及。中国人民银行发布的《中国金融稳定报告(2019)》指出,全球经济政治格局正处于深度调整阶段,多种不确定性交织出现,我国经济发展面临的内外部挑战明显增多。长期以来,我国重要金融机构运行稳健,金融发展对经济持续健康增长作出了较大贡献。党的十九届四中全会提出,应加强资本市场基础制度建设,健全具有高度适应性、竞争力、普惠性的现代金融体系。在宏观经济政策不确定性程度增加的背景下^[1],需要我们对金融发展影响经济增长的作用机制进行重新审视。

金融体系中的技术进步和产品创新可以提高金融市场效率,为经济实体提供多元化投资方式,搭建多渠道融资平台。金融发展能够有效防

范经济政策的不确定性风险,对经济增长具有促进作用。

一、相关文献综述

作为经济金融领域的核心问题,金融发展与经济增长关系的研究始终吸引着一代又一代学者。纵观国内外已有金融发展与经济增长的研究,主要聚焦于“一个核心、三个问题”。“一个核心”指的是金融发展与经济增长之间到底存在什么样的关系^[2]，“三个问题”是指:金融发展与经济增长的因果关系,金融发展影响经济增长的前提条件,金融发展影响经济增长的传导机制^[3]。

一些研究者还从宏观视角出发探究金融发展与经济增长之间的关系。彭俞超等认为,我国

基金项目:本文受国家自然科学基金面上项目“中国金融周期的区域非对称性研究”(71973085)、泰山学者专项工程资助。

作者简介:曹廷求,泰山学者特聘教授、博士生导师,山东大学经济学院院长;王文韬,山东大学经济学院研究生。

金融发展对经济增长的影响存在结构效应,在不同历史阶段、地理区间、融资条件以及传导渠道下,金融发展对经济增长的影响存在显著差异^[4]。出于市场不完全以及金融发展具有结构效应的考虑,我们应当基于金融影响经济的宏观背景和影响机制来分析二者之间的关系。

众多学者就金融发展与经济增长孰因孰果、金融发展是促进还是抑制了经济增长、金融发展与经济增长是线性还是非线性等问题进行了深入研究^[5-7]。其中,金融发展对经济增长的正向作用得到越来越多的证明。邵宜航等使用我国省际面板数据,实证分析了不同金融发展模式通过技术进步对经济增长产生促进作用^[8]。然而,近年来陆续有学者研究发现金融发展与经济增长之间存在非线性关系,并由此提出了防范金融过度发展的相关建议^[9]。

随着世界各国经济的持续发展和深度合作,一个国家会根据自身发展定位和外部环境变化不断调整经济政策目标。经济政策调整的目标是确保经济实现更好发展。Gulen 等学者指出,由于经济政策调整内容及其方向可能与公众预期相悖,这一矛盾将为经济主体注入不确定性因素而产生经济政策不确定性问题^[10]。张兵兵等研究指出,经济政策不确定性的增加通常伴随着经济波动而发生,往往不利于市场经济的稳定发展,甚至会对经济增长产生负向影响^[11],但他们没有进

一步研究在经济政策变化所带来的不确定性增加引起经济市场波动时金融发展可能发挥的作用。另外,Caldara 等学者研究发现,金融市场不完善与不确定性对经济增长造成负面影响之间存在密切联系,而金融发展可以缓解经济政策不确定性条件对经济增长的负面影响^[12]。目前,国内外鲜有基于中国数据对这一问题进行实证分析的文章。

总体来看,既有文献主要关注金融发展通过市场体制内部因素对经济增长产生影响,一方面金融发展可通过资本积累、提高生产力水平等促进经济增长^[3];另一方面金融过度发展会影响资源配置和人力资源分流,最终对经济增长产生负面影响。虽然国内学者在研究金融发展对经济增长的影响上已经硕果累累,但是他们相对忽略了以我国经济政策不确定性为宏观背景去考察金融发展对协调经济社会健康运行的重要作用,本文将在这一方面弥补相关文献研究的不足。

二、理论逻辑与研究假设的提出

图 1 展示了在不同经济政策不确定性水平下我国各省份金融发展与经济增长变量的散点分布及其拟合线。其中,横坐标表示使用金融行业增长率衡量的各省份金融发展水平,纵坐标表示使用实际 GDP 增长率衡量的各省份经济增长水平,左右两图分别为经济政策不确定性较低和

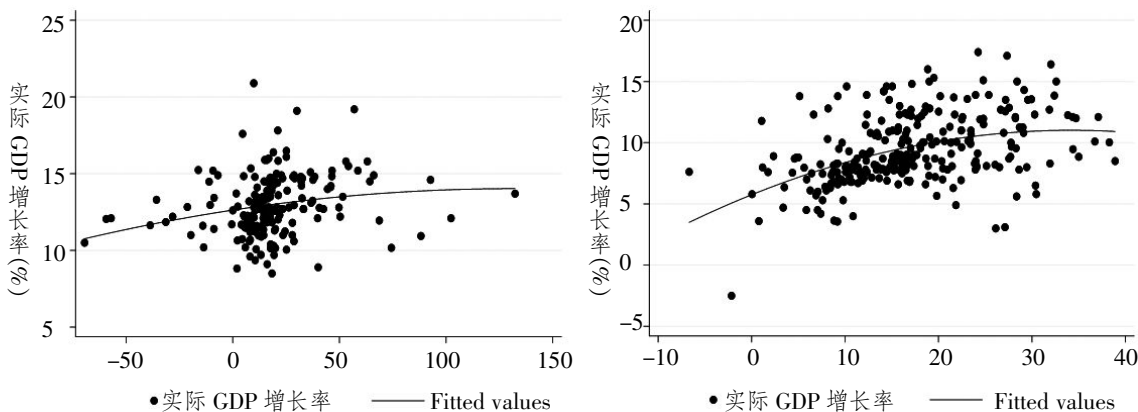


图 1 不同经济政策不确定性水平下的金融发展与经济增长

较高时的分布情况。

由图1可以发现:第一,两组实际GDP增长率的波动幅度相近,但金融发展水平的变化程度不同,在经济政策不确定性较高时,金融发展水平每提高一单位,实际经济增长率增加幅度相对更大。由此可以初步推断,在经济政策不确定性增加时金融发展可能发挥着某种功能,使其具有更强的促进经济增长的积极作用。第二,从散点图分布来看,金融发展对经济增长表现出非线性趋势,为保证检验结果的准确性,在实证检验部分,我们将金融发展的二次项加入回归模型。

本文由一个地区面对的宏观经济政策不确定性出发,探究在外部影响下金融发展对该地区经济增长的影响效应及其内部实现机制,并将这一影响效应命名为“缓释效应”。基于前述讨论,提出如下假设:

假设1:金融发展可以缓解经济政策不确定性的负向影响,从而发挥促进经济增长的功能,即金融发展对经济增长具有缓释效应。

已有文献较为一致地指出经济政策不确定性会通过投资、预防动机、金融摩擦三条渠道对经济增长产生负面影响,而金融发展又与投资、预防动机和金融摩擦等密切相关,因此以上三条渠道能够将金融发展、经济政策不确定性与经济增长三者连接起来,构成经济政策不确定性背景下金融发展对经济增长产生缓释效应可能存在的三个传导渠道(见图2)。

首先,Bernanke和Bloom等学者指出,金融发展通过投资对经济增长产生正向影响^[13-14],本

文基于此探讨缓解效应沿投资渠道的传导机制。根据投资不可逆理论,当期投资者面对外部不确定性风险增加时往往选择延期或直接取消投资。路晓蒙、赵爽、罗荣华研究发现,一个地区的金融发展能够通过降低市场摩擦,同时提升微观主体的金融素养、风险偏好和财富水平,最终促进个体进行理性投资,与此同时金融市场为投资者提供了更加多样化的投资组合^[15]。因此,我们有理由推测,在金融发展水平更高的市场中,投资方式更加多样,投资主体更为活跃,不确定性风险对投资造成的负向影响可能相应减小。

其次,金融发展影响人们的预防动机,进而沿这一渠道对经济增长产生缓释效应。Born和Basu的研究认为,在外部不确定性增加时,出于对未来突发事件的预防性目的,人们倾向于减少消费并增加储蓄,而考虑到价格黏性等问题,储蓄无法及时转化为投资,这一部分减少的投资将引起产出下降,进而使得经济增长速度下降^[16-17]。惠炜、姜伟认为,完善的金融体系和愈发丰富的金融资产会通过促进家庭部门的跨期消费而实现消费平滑^[18],在更为健全的金融市场中由于存在更多的“篮子”放入“鸡蛋”,人们的风险偏好程度增加,在此情况下公众对不确定性敏感度降低,金融发展能够通过抑制消费减少进而对经济增长速度下降起到缓解作用。

最后,金融发展将改善金融环境,减少金融摩擦,从而对经济增长产生缓释效应。王博、李力、郝大鹏研究发现,在经济市场中,违约风险和道德风险的存在会增加企业借贷成本,这一金

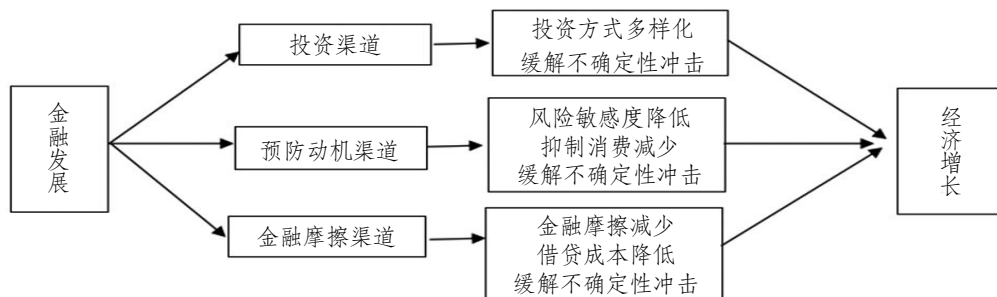


图2 金融发展对经济增长缓释效应的实现机制

融摩擦在经济政策不确定性增加时更为显著^[19]。可以推断,当更健全的金融体系拥有更少的金融摩擦和更低的借贷成本时,经济政策不确定性产生的负面冲击将得到缓解,经济增长动力将得以释放。

综上所述,在经济政策不确定性的情况下,金融发展会通过减缓不确定性的负面风险,释放促进经济增长的活力。基于此,本文考察了在经济政策不确定性环境下金融发展在经济增长中所扮演的角色,即金融发展的缓释效应。结合已有文献,金融发展水平的提高可能通过投资渠道、预防动机渠道和金融摩擦渠道发挥对经济增长的缓释效应,以上三条渠道可能构成缓释效应的实现机制。由此,我们提出如下假设:

假设 2:缓释效应可以沿投资渠道、预防动机渠道和金融摩擦渠道对经济增长产生促进作用。

此外,由于区域异质性会影响金融发展对经济增长的作用效果^[4],缓释效应的作用大小受区域异质性的影响或将有所差异。我们从地区经济发展水平和产业结构两个视角切入,提出如下两个假设:

假设 3a:在经济发展水平不同的地区,缓释效应对经济增长的影响存在差异。

假设 3b:对于产业结构分布不同的地区,缓释效应对经济增长的影响存在差异。

接下来,本文通过实证检验对上述问题进行分析,基于经济政策不确定性视角,探究我国金融发展对经济增长的影响。

三、研究设计

(一)数据来源

本文的样本期间为 2003—2018 年,通过 WIND 数据库、中经网统计数据库、《中国区域金融运行报告》和《中国金融统计年鉴》等对我国 31 个省份^①的变量数据进行收集整理,使用线性

插值法对缺失值进行处理,总样本个数为 496。

(二)模型设计

学者们的研究表明,金融发展与经济增长之间存在非线性关系^[6],而经济增长变量具有对其前期偏向走势的继承性,因此将被解释变量实际经济增长率滞后一期作为解释变量加入模型,同时加入金融发展变量的二次项,设计如下非线性回归模型:

$$y_{it} = \alpha + \beta_1 y_{i,t-1} + \beta_2 GF_{it} + \beta_3 (GF_{it} \times g_{i,t-1}) + \beta_4 CNEPU_{i,t-1} + \beta_5 (GF_{it} \times CNEPU_{i,t-1}) + \delta_m X_{i,m,t-1} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中, y_{it} 和 $y_{i,t-1}$ 分别表示经济增长及其滞后一期值。 $CNEPU_{i,t-1}$ 表示经济政策不确定性指数,由于政策的发布与落实之间存在滞后性,本文选择不确定性指数的滞后一期,并且加入经济政策不确定性指数与金融发展指标的交互项($GF \times CNEPU$)以检验缓释效应。 GF_{it} 表示用金融行业增长率衡量的金融发展水平,考虑到金融发展与经济增长之间可能存在的非线性关系,使用 $GF \times g_{i,t-1}$ 表示金融发展变量的二次项。 $X_{i,m,t-1}$ 是控制变量集合, μ_i 代表省份个体效应, ε_{it} 为随机扰动项。

考虑到模型中包含被解释变量的滞后项,本文采用系统广义矩估计(系统 GMM)方法进行实证检验。相较于差分 GMM 和水平 GMM,系统 GMM 可以提高估计效率,并且估计出不随时间变化的变量系数。本文假设 $\{\Delta y_{i,t-1}, \Delta y_{i,t-2}, \dots\}$ 与个体效应 μ_i 不相关,同时为了有效解决模型中可能存在的内生性问题,使用变量滞后阶作为差分方程的工具变量,使用差分变量的滞后阶作为水平方程的工具变量进行实证检验。

$$E(\Delta y_{i,t-s} \varepsilon_{it}) = E(y_{i,t-s} \varepsilon_{it}) - E(y_{i,t-s-1} \varepsilon_{it}) = 0, s \geq 1$$

$$E(\Delta X_{i,t-s} \varepsilon_{it}) = E(X_{i,t-s} \varepsilon_{it}) - E(X_{i,t-s-1} \varepsilon_{it}) = 0, s \geq 1$$

(三)变量说明与描述性统计

本文变量选取的解释说明及数据描述性统

①学者们出于数据完整性的考虑会删除部分省份。在本文的实证分析中,由于各省份的数据较为全面,因而只对异常数据进行 1%缩尾处理。

计如表1所示。

被解释变量:包括经济增长指标和渠道检验变量。本文选择实际GDP增长率($gRGdp$)、人均实际GDP增长率($gRGdp_per$)表示*i*省份第*t*年的经济增长水平,以上一年为基期,分别通过实际GDP指数、人均GDP增长指数等计算得到;选择某省份投资额增长率(Inv)、某省份消费总额增长率($Consum$)、某省份银行票据承兑贴现利率($Interest_Rate$)分别作为投资、预防动机和金融摩擦三条渠道的代理变量^①。

解释变量:包括金融发展水平指标和经济政策不确定性指数。本文使用金融行业增长率(GF ,金融行业新增值的增长率)表示*i*省份第*t*年的金融发展水平。同时,张金清、陈卉研究指出,金融发展促进经济增长的理论主要包括金融机构论和金融功能论^[6],因此为确保回归结果的稳健性,本文选择金融机构本外币各项贷款增长率($gDebt$)作为金融发展指标的替代变量,进行稳健性检验。

在计算金融发展二次项时,使用金融业行业增长率减去第二产业增加值增长率^②($g_f - g_i$)乘以金融行业增长率作为金融发展二次项的衡量指

标,按照我国三大产业的分类细则,第二产业以工业企业为主,第二产业增加值增长率可以较好地衡量实体部门的发展情况。

此外,本文选择由陆尚勤和黄昀编制的中国经济政策不确定性指数的月度数据^③表示我国经济政策不确定性指数。考虑到数值特征,取其平均值并除以100得到经济政策不确定性年度指数($CNEPU$)^[20]。

控制变量:包括规模以上工业企业利润增长率($gPro$)、常住人口城镇化率($town$)、工业生产者出厂价格指数(ppi)和消费价格指数(cpi)。所有的控制变量均取滞后一期值,以避免控制变量的内生性问题对回归结果产生影响。

由表1可见,2003—2018年各省份的实际GDP增长率和人均实际GDP增长率的均值分别为10.944%和10.026%;用贷款增长率和金融

①缓释效应渠道检验的相关变量选择及有关计算详见实证部分。

②第二产业增加值增长率通过扣除房地产行业增加值后计算得到。

③数据来源: <https://economicpolicyuncertaintyinchina.weebly.com/>。

表1 数据描述性统计

变量	定义	样本量	平均值	标准误	最小值	最大值
$gRGdp$	实际GDP增长率(%)	496	10.944	3.092	-2.500	23.830
$gRGdp_per$	人均实际GDP增长率(%)	496	10.026	3.127	-2.300	23.600
Inv	投资额增长率(%)	496	20.534	12.828	-62.650	65.934
$Consum$	消费总额增长率(%)	496	14.672	7.150	-16.365	58.365
$Interest_Rate$	银行票据承兑贴现利率(%)	496	4.738	1.506	1.840	9.780
$CNEPU$	中国经济政策不确定性指数	16	1.205	0.332	0.760	1.657
$gDebt$	贷款增长率(%)	496	16.165	8.449	-9.496	62.319
GF	金融行业增长率(%)	496	22.069	27.297	-69.540	288.615
$g_f - g_i$	(金融行业增长率-第二产业增长率)/100	496	0.102	0.264	-0.556	2.698
$g_d - g_i$	(贷款余额增长率-第二产业增长率)/100	496	0.033	0.114	-0.314	0.483
$gPro$	规模以上工业企业利润增长率(%)	496	22.809	62.984	-179.10	249.953
$town$	常住人口城镇化率(%)	496	50.068	15.217	20.85	90.26
cpi	消费价格指数(上年=100)	496	102.487	1.970	97.650	110.090
ppi	工业生产者出厂价格指数(上年=100)	496	102.474	6.043	82.406	125.300

行业增长率衡量的金融发展速度均值分别为16.165%和22.069%。变量 g_{f-g_t} 与金融行业增长率相乘、 g_{d-g_t} 与贷款增长率相乘构成金融发展变量的二次项,其中 g_{f-g_t} 和 g_{d-g_t} 的均值分别是0.102和0.033,金融指标增长率超过实体经济增长率的幅度较小,表明金融发展较为顺应实体经济增长节奏。中国经济政策不确定性指数在样本期间的均值为1.205,从统计上看不确定性指数逐年升高,这可以在一定程度上反映出我国的经济政策调整较为频繁。

规模以上工业企业利润增长率、常住人口城镇化率、消费价格指数和工业生产者出厂价格指数的均值分别为22.809%、50.068%、102.487、102.474。将这些控制变量放入模型进行回归,在减少遗漏变量、完善模型的同时还可以观察除核心解释变量以外影响地区实际经济增长率的因素。本文通过方差膨胀因子检验发现VIF的均值为1.31,可以认为本文所选变量由于多重共线性问题导致回归估计无效的可能较低。

四、实证分析与检验

(一)基准回归

本文首先考察不考虑缓释效应时金融发展影响经济增长的回归结果,结果如表2(下页)列(1)和列(2)所示。在不考虑缓释效应影响的情况下,金融发展二次项系数显著为负,意味着金融过度发展会对经济增长产生负向影响,但整体而言金融发展对经济增长具有促进作用。以实际GDP增长率为例,金融发展影响经济增长的边际效应为 $0.0147-0.004 \times g_{f-g_t}$,这意味着当 g_{f-g_t} 小于3.675时,金融发展将促进实际经济增长。根据表1数据的描述性统计可知, g_{f-g_t} 的均值为0.102,最大值为2.698,表明现阶段我国金融发展对实际经济增长发挥着正向作用。

这一结果与黄宪、黄彤彤^[21]的研究结论有所差异,这与本文回归模型中包含我国宏观经济政策不确定性变量(CNEPU)有关。从回归结果来

看,经济政策不确定性影响实际GDP增长率和人均实际GDP增长率的边际效应分别为-1.062和-0.996。我们发现,在假设其他条件不变且处于均值水平时,若经济政策不确定性指数和金融发展同时增加1个单位,将引起实际GDP增长率和人均实际GDP增长率分别减少1.048%和0.984%。

上述结果意味着,金融发展起到了促进经济增长的作用,外部经济政策的不确定性是造成实际经济增长率下降的重要因素。已有研究表明,经济政策不确定性会通过资金成本、资本边际收益率等渠道抑制企业投资行为^[22],给我国经济发展造成不利影响。众所周知,资金成本和资本边际收益率等是金融市场发展进化的产物,与经济体的金融发展水平密切相关。因此,我们有必要加入金融发展与经济政策不确定性交互项进行回归分析,以此判断金融发展是否能够缓释经济政策不确定性对经济增长的负面冲击。

表2列(3)和列(4)汇报了加入金融发展变量与经济政策不确定性交互项后金融发展对经济增长缓释效应的实证结果。可以看到,交互项的回归系数显著为正,表明金融发展在经济政策不确定性条件下对经济增长存在缓释效应,故假设1得到验证。以实际GDP增长率为例,金融发展的缓释效应等于 $0.0278 \times CNEPU_{t-1}$;当其他条件不变且处于均值水平时,金融行业增长率每提高10%,将引起实际GDP增长率增加0.07%。考虑到实际GDP增长率均值为10.944%,这一影响效应不可忽视。由于经济政策不确定性影响经济增长的边际效应为 $-1.130+0.0278 \times GF_{it}$,当金融行业增长率从0增加为10%时,经济政策不确定性对经济增长的负向冲击由-1.130变为-0.852,下降了24.6%。

基准回归结果表明,金融发展水平的提高会减少不确定性风险给我国经济增长造成的负面影响。在经济政策不确定性增加时,金融部门的高效运营在为经济增长提供稳定资金支持的同

表 2 基准回归结果

变量	(1) <i>gRGdp</i>	(2) <i>gRGdp_per</i>	(3) <i>gRGdp</i>	(4) <i>gRGdp_per</i>
$y_{i,t-1}$	0.853*** (0.0282)	0.819*** (0.0325)	1.047*** (0.0386)	1.016*** (0.0373)
<i>GF</i>	0.0147*** (0.0047)	0.0125** (0.0050)	-0.0265*** (0.0087)	-0.0274*** (0.0074)
$GF \times g_{f,t} - g_t$	-0.0040** (0.0017)	-0.0032* (0.0018)	0.00273 (0.0036)	0.00346 (0.0033)
<i>CNEPU</i>	-1.062*** (0.2117)	-0.996*** (0.2290)	-1.130*** (0.4010)	-1.151*** (0.4020)
$GF \times CNEPU$			0.0278*** (0.0053)	0.0268*** (0.0046)
<i>gPro</i>	-0.0005 (0.0015)	-0.0002 (0.0016)	-0.00739* (0.0041)	-0.00607* (0.0034)
<i>cpi</i>	-0.323*** (0.0505)	-0.276*** (0.0496)	-0.590*** (0.0851)	-0.527*** (0.0721)
<i>ppi</i>	0.0189* (0.0111)	0.0117 (0.0132)	0.0730*** (0.0240)	0.0583** (0.0244)
<i>town</i>	-0.0208*** (0.0051)	-0.0247*** (0.0055)	-0.0119 (0.0078)	-0.00993 (0.0077)
截距项	34.59*** (4.8970)	30.89*** (4.4910)	54.22*** (7.5460)	49.59*** (6.1940)
<i>N</i>	496	496	496	496
<i>AR</i> (2)	0.087	0.143	0.131	0.292
<i>Sargan</i> 检验	0.028	0.016	0.594	0.470

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著,括号中报告的数据为稳健标准误,*AR*(2)汇报了扰动项二阶自相关检验的 *P* 值,*Sargan* 检验为过度识别检验 *P* 值,下同。

时,将增加经济体的抗风险能力,维持市场稳定,最终表现出金融发展对经济增长的缓释效应。

此外,表 2 也汇报了其他变量的回归结果。其中,实际经济增长率的滞后项对其自身具有显著正相关作用,这表明经济增长变量具有对其前期偏向走势的继承性。控制变量中,消费价格指数与下一期经济增长负相关,CPI 每增加一单位将使下一期实际经济增长率减少 0.276%—0.590%。

(二)稳健性检验

考虑到核心解释变量经济政策不确定性与

金融发展水平两个指标的选择差异可能对回归结果产生影响,本文使用 2016 年 Baker 等学者所构建的中国经济政策不确定性指数(*EPU*)^①作为 *CNEPU* 的替代变量,选择金融机构本外币各项贷款增长率作为金融发展指标的替代变量进行稳健性检验。

表 3(下页)列(1)、(2)汇报了使用贷款增长率(*gDebt*)作为金融发展替代变量的检验结果,列(3)、(4)汇报了使用金融发展替代变量 *gDebt*

①数据来源:http://www.policyuncertainty.com/china_monthly.html。

和经济政策不确定性指数替代变量 EPU 进行回归的检验结果。从列(1)、(2)可以看到,以贷款增长率表示的金融发展对实际 GDP 增长率的缓释效应大小为 $0.0936 \times CNEPU_{t-1}$, 对人均实际 GDP 增长率的缓释效应大小为 $0.0597 \times CNEPU_{t-1}$ 。列(3)、(4)的结果则表明,在使用贷款增长率衡量金融发展、使用 EPU 衡量经济政策不确定性指数时,金融发展影响实际 GDP 增长率和人均实际 GDP 增长率的边际效应分别是 $0.0445 \times EPU_{t-1}$ 和 $0.0401 \times EPU_{t-1}$ 。

稳健性检验结果与表 2 基准回归结果相近,表示本文前述实证结果具有稳健意义。一方面,对比不同经济政策的不确定性指数对经济增长的影响发现,两种经济政策不确定性指数作用于实际经济增长的边际效应大小相近;另一方面,代入 $CNEPU$ 和 EPU 的均值可以发现两组结果

得到的缓释效应大小不存在较大差异^①。

(三)渠道检验

上述实证回归证实了我国金融发展对经济增长具有缓释效应。下文借助 Baron 和 Kenny (1986)提出的中介效应模型对缓释效应的实现机制进行检验。中介效应模型可以在探究缓释效应传导路径的同时分析不同传导渠道的效应大小。本文进行中介效应检验共需设计三个模型,其中模型 1 由式(1)表示并已通过检验,模型 2 和模型 3 如下所示:

$$\begin{aligned} Intermedia_{it} &= \omega + \eta_1 Intermedia_{it-1} + \eta_2 GF_{it} + \eta_3 \\ & (GF_{it} \times g_{it} - g_{it}) + \eta_4 CNEPU_{t-1} + \eta_5 (GF_{it} \times CNEPU_{t-1}) + \\ & \delta_m X_{i,m,t-1} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2) \\ y_{it} &= \gamma + \lambda_1 y_{it-1} + \lambda_2 GF_{it} + \lambda_3 (GF_{it} \times g_{it} - g_{it}) + \lambda_4 CNEPU_{t-1} + \end{aligned}$$

①下文所有回归均采用相同方式进行稳健性检验,其结果与汇报相近,感兴趣者可与作者联系。

表 3 稳健性检验结果

变量	(1)gRGdp	(2)gRGdp_per	(3)gRGdp	(4)gRGdp_per
y_{it-1}	0.811*** (0.0316)	0.797*** (0.0326)	0.821*** (0.0359)	0.804*** (0.0314)
$gDebt$	-0.0273 (0.0472)	0.00804 (0.0117)	0.00445 (0.0089)	0.00402 (0.0094)
$gDebt \times g_{it} - g_{it}$	-0.0556 (0.0349)	-0.0453 (0.0419)	0.00963 (0.0503)	-0.00255 (0.0466)
$CNEPU$	-1.248** (0.5560)	-1.301*** (0.3770)		
$gDebt \times CNEPU$	0.0936*** (0.0336)	0.0597*** (0.0099)		
EPU			-1.218*** (0.2510)	-1.035*** (0.2250)
$gDebt \times EPU$			0.0455*** (0.0107)	0.0401*** (0.0108)
截距项	44.18*** (5.7530)	35.68*** (5.5230)	43.13*** (4.8390)	38.18*** (4.7090)
控制变量	控制	控制	控制	控制
N	496	496	496	496
$AR(2)$	0.160	0.310	0.301	0.517
Sargan 检验	0.139	0.760	0.105	0.048

$$\lambda_5(GF_{it} \times CNEPU_{t-1}) + \lambda_6 Intermedia_{it} + \delta_m X_{i,m,t-1} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式中： $Intermedia_{it}$ 代表投资、预防动机和金融摩擦三条传导渠道。这里对相关指标的选择说明如下：首先，选取某省份投资额增长率(Inv)作为投资渠道的衡量指标进行检验，由各省份每年全社会固定资产投资额计算而得；其次，由于公众预防动机的减少往往伴随着消费增加，通过计算社会消费品零售总额可得到某省份消费总额增长率($Consume$)，并以此作为预防动机渠道检验的指标变量；最后，一个地区的借贷成本大小往往能够反映该地区金融摩擦程度高低，这里使用各省份银行票据承兑贴现利率($Interest_Rate$)作为金融摩擦渠道检验的衡量指标。

本文的中介效应检验过程在理论上分为三个步骤：一是验证金融发展缓释效应的存在性；二是验证缓释效应是否可以显著地影响中介渠道变量($Intermedia_{it}$)；三是检验式(3)中渠道回归系数 λ_6 是否显著。若上述三步检验的结果均显著，则中介效应存在，且中介渠道对经济增长的影响大小为 $\eta_5 \times \lambda_6$ 。同时，如果式(3)中回归系数 λ_5 通过显著性检验，则表明中介变量具有部分中介效应，不通过则表明中介变量具有完全中介效应^①。回归结果如表4(下页)所示。

根据表4的检验结果可知，投资渠道和金融摩擦渠道的回归系数 η_5 和 λ_6 均通过了显著性检验，但是预防动机渠道并没有通过相关检验。这一结果表明，金融发展能够通过投资和金融摩擦渠道对经济增长产生缓释效应，但是无法通过预防动机渠道向经济部门传导，前文所述假设2得到部分验证。由于对我国居民消费增加起决定作用的因素主要为文化属性和通货膨胀率等^[23]，因而尽管金融发展水平的提高会通过增加金融资产组合的多样化程度对平滑居民消费起到积极作用^[18]，但不会因此对当期消费产生显著的积极影响，致使预防动机渠道尚未成为缓释效应的中介渠道。这一结果可能与我国家庭部门的金融

参与率较低有关。我国居民金融市场参与率大约为5%，远低于欧美、日韩等国家，并且近年来呈下降趋势^[24]，家庭部门与金融部门之间的连接性较弱，可能导致金融发展沿预防动机渠道向经济增长传递的效果暂不显著。

就投资渠道而言，由于回归系数 λ_5 和 λ_6 均显著，可判投资渠道具有部分中介效应。就金融摩擦渠道而言， λ_6 显著但 λ_5 不显著，表明金融摩擦渠道表现为完全中介效应。缓释效应沿投资渠道和金融摩擦渠道促进经济增长的中介效应大小分别为0.014和0.01，二者差异较小。上述结果表明，我国金融发展的缓释效应主要通过投资渠道和金融摩擦渠道向经济部门传导。但是由于在经济政策不确定性环境中资本的投资收益率会面临更高的不确定性风险，因而即使金融发展水平提高也无法使市场投资者完全规避投资不可逆等问题，金融发展的缓释效应沿投资渠道向经济增长传递时呈现部分中介效应而非完全中介效应。

综上所述，提高一个地区的金融发展水平，可以使得该地区金融市场拥有更加多样的金融产品和更加科学有效的金融定价，从而让投资者面临更低的融资成本，并且拥有更多投资选择。当经济政策不确定性产生负面冲击时，高水平的金融市场更有力量缓释这一不利影响，将通过增加投资增长率和降低借贷利率对经济增长产生正向影响。

五、进一步检验

已有研究指出，金融发展对经济增长的影响存在区域非均衡性^[4]，为了更加清晰地了解金融发展缓释效应的区域异质性，本文按照不同经济

①中介效应检验中若 η_5 和 λ_6 至少存在一个系数不显著，就需对其进行Sobel检验，满足显著性检验要求则存在中介效应，否则不存在中介效应。本文的检验需要对预防动机渠道进行Sobel检验，且检验结果表明预防动机渠道并不是缓释效应的中介渠道。

表 4 “缓释效应”渠道检验结果

变量	投资渠道(<i>Inv</i>)		预防动机渠道(<i>Consume</i>)		金融摩擦渠道(<i>Interest_Rate</i>)	
	<i>Inv</i>	<i>gRGdp</i>	<i>Consume</i>	<i>gRGdp</i>	<i>Interest_Rate</i>	<i>gRGdp</i>
<i>Intermedia_{i,t-1}</i>	0.464*** (0.0448)		0.169** (0.0667)		0.169*** (0.0435)	
<i>gRGdp_{i,t-1}</i>		0.727*** (0.0399)		0.809*** (0.0275)		0.896*** (0.0281)
<i>GF</i>	-0.122* (0.0625)	-0.00495 (0.0086)	0.137* (0.0726)	-0.0121** (0.0058)	0.00744 (0.0096)	0.00666 (0.0090)
<i>GF×g_t - g_t</i>	-0.024 (0.0169)	-0.00249 (0.0021)	-0.0383*** (0.0117)	-0.0012 (0.0018)	0.0132 (0.0133)	-0.00326* (0.0017)
<i>CNEPU</i>	-8.411*** (2.6090)	-0.848*** (0.2400)	-8.431*** (1.2790)	-1.250*** (0.2150)	0.796*** (0.1520)	-0.623** (0.3000)
<i>GF×CNEPU</i>	0.170** (0.0719)	0.0118* (0.0062)	-0.0582 (0.0513)	0.0210*** (0.0042)	-0.0441** (0.0175)	0.00555 (0.0071)
<i>Intermedia_{it}</i>		0.0813*** (0.0062)		0.0510*** (0.0129)		-0.225*** (0.0431)
截距项	-113.2*** (37.0700)	48.46*** (6.1250)	-121.8*** (17.4900)	42.18*** (5.6490)	2.215 (4.3670)	37.23*** (5.6930)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	496	496	496	496	496	496
<i>AR</i> (2)	0.538	0.143	0.159	0.060	0.057	0.146
<i>Sargan</i> 检验	0.245	0.696	0.033	0.574	0.279	0.732

发展水平和产业结构将样本进行分组,通过实证回归,检验缓释效应的区域非均衡问题。

(一)不同经济发展水平地区的缓释效应

按不同经济发展水平,可将我国经济区域划分为东部、中部、西部和东北四个地区。本文据此将全样本进行分组,以此检验我国各省份基于经济发展水平层面的缓释效应差异。

表 5(下页)汇报的回归结果展示了缓释效应在我国四大区域的不同影响效果。可以看到,当经济政策的不确定性增加时,我国东部、中部、西部和东北地区提高金融发展水平会对缓释经济增长起到正向作用。以实际 GDP 增长率为例,代入经济政策不确定性指数均值,缓释效应在东部、中部、西部、东北四个地区的大小分别为 0.020、0.024、0.024 和 0.029。由此可得到以下结

论:第一,金融发展缓释效应显著存在于我国四大地区;第二,相较于经济发达的东部地区,中部、西部和东北地区的缓释效应更大,其中东北地区缓释效应的影响程度最大。从上述分析可知,缓释效应对不同经济发展水平地区的影响大小存在差异,前文提出的假设 3a 得到验证。

金融发展的缓释效应在中部、西部、东北地区大于东部地区的实证结果印证了金融发展影响经济增长具有阶段性的结论。在金融发展相对早期,金融体系提供的服务可能无法完全满足经济部门的发展需求,金融摩擦等问题亟待解决,此时金融发展对经济增长的促进作用可能更大;而随着金融体系日益成熟,金融深化将对经济增长造成挤出效应,并产生新的市场摩擦,从而导致金融发展本身对经济增长的促进作用有所

表 5 分组检验结果:经济发展水平

变量	东部地区		中部地区		西部地区		东北地区	
	<i>gRGdp</i>	<i>gRGdp_per</i>	<i>gRGdp</i>	<i>gRGdp_per</i>	<i>gRGdp</i>	<i>gRGdp_per</i>	<i>gRGdp</i>	<i>gRGdp_per</i>
$y_{i,t-1}$	0.837*** (0.0823)	0.696*** (0.0851)	0.836*** (0.0528)	0.832*** (0.0605)	0.863*** (0.0174)	0.881*** (0.0214)	0.920*** (0.0793)	0.892*** (0.0853)
<i>GF</i>	-0.00119 (0.0139)	-0.00435 (0.0116)	-0.0138 (0.0127)	-0.0130 (0.0151)	-0.00537 (0.0096)	-0.00725 (0.0101)	-0.03214 (0.0227)	-0.02964 (0.0220)
$GF \times g_f - g_t$	-0.0148*** (0.0044)	-0.0108*** (0.0034)	0.00463 (0.2811)	0.0386 (0.3560)	-0.00482* (0.0029)	-0.00425 (0.0030)	-0.11361** (0.0579)	-0.1079** (0.0545)
<i>CNEPU</i>	-1.169*** (0.2885)	-1.122*** (0.3647)	-1.882*** (0.5760)	-1.696*** (0.6186)	-1.292*** (0.4790)	-1.380*** (0.4440)	-2.761*** (0.4009)	-2.5605*** (0.4130)
$GF \times CNEPU$	0.0162* (0.0095)	0.0174** (0.0071)	0.0202** (0.0089)	0.0185* (0.0108)	0.0203*** (0.0075)	0.0205*** (0.0072)	0.0239* (0.0123)	0.0227* (0.0116)
截距项	45.56*** (6.5961)	30.89*** (3.5576)	50.91*** (15.6632)	52.26*** (14.0672)	29.54*** (5.4840)	27.70*** (5.8880)	33.61*** (8.2376)	30.69*** (6.2528)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	160	160	96	96	192	192	48	48
<i>AR</i> (2)	0.186	0.165	0.159	0.517	0.210	0.349	0.149	0.214
<i>Sargan</i> 检验	0.598	0.684	0.240	0.397	0.514	0.488	0.115	0.107

减弱^[25]。

表 5 的回归结果表明,东北地区受经济政策不确定性负向冲击的影响明显高于其他三个地区。已有研究指出,产业升级不及时、经济结构传统单一等问题致使东北地区经济体系更为脆弱,表现出对外部冲击抵抗力不足、冲击后复原力较弱等发展特征^[26]。相比其他地区,缓释效应在东北地区的作用效果更为明显,深化金融发展可以更加有效地缓解经济政策不确定性风险带来的不利影响。

(二)不同产业结构中的缓释效应

我们根据各省份三大产业增加值占 GDP 比重^①大小进行分组,将全样本分别按第一产业、第二产业、第三产业占比高低两两一组进行实证检验,以考察缓释效应在不同产业结构省份中的作用效果。

表6(下页)汇报了按不同产业结构分组的回归结果。总体来看,拥有不同产业结构的地区均显著存在着金融发展的缓释效应,并且缓释

效应在第三产业占比更高的地区可以发挥更大的促进作用,故假设 3b 得到验证。具体地,对于第一产业占比不同的地区,缓释效应在占比高(0.028)和占比低(0.031)的地区的影响差距不大;但是第二产业占比较高的地区的缓释效应(0.010)明显小于第二产业占比较低的地区(0.044),第三产业占比较高的地区的缓释效应(0.050)则显著高于第三产业占比较低的地区(0.011)。这表明,金融发展缓释效应在第三产业较发达的地区具有更加显著的作用效果,在第二产业占比较高的地区的作用效果则相对较小。

我国第三产业主要包括金融业、公共服务等非物质生产部门,第三产业占比高意味着该地区以金融行业为代表的服务业为经济增长作出了重要贡献。第二产业主要由加工制造业组成,第二产业占比高则意味着该地区以制造业为代表的实体经济部门是地区经济增长的主要力量。在一定程度上,第三产业占比高的地区的金融体

①数据来源:中经网数据库。

表 6 分组检验结果:产业结构

变量	第一产业		第二产业		第三产业	
	占比高	占比低	占比高	占比低	占比高	占比低
$y_{i,t-1}$	0.896*** (0.0638)	0.973*** (0.0598)	0.943*** (0.0338)	0.860*** (0.0375)	0.867*** (0.0381)	0.938*** (0.0283)
GF	-0.0148 (0.0112)	-0.0215 (0.0141)	-0.0106 (0.0138)	-0.0167 (0.0113)	-0.0223 (0.0153)	-0.0131 (0.0095)
$GF \times g_f - g_t$	0.000226 (0.0032)	0.00214 (0.0040)	0.00142 (0.0255)	-0.00780* (0.0044)	-0.0125 (0.0134)	0.00755 (0.0107)
$CNEPU$	-1.097** (0.4700)	-1.217** (0.5200)	-0.828*** (0.2320)	-1.453*** (0.4760)	-1.373** (0.6630)	-1.175*** (0.4130)
$GF \times CNEPU$	0.0229*** (0.0064)	0.0259*** (0.0070)	0.00870* (0.0046)	0.0366*** (0.0066)	0.0412** (0.0163)	0.0091*** (0.0030)
截距项	38.52*** (7.0060)	45.29*** (6.7310)	42.06*** (6.6080)	42.41*** (6.9570)	55.11*** (7.7320)	31.79*** (4.7600)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	272	224	272	224	272	224
$AR(2)$	0.557	0.076	0.066	0.298	0.073	0.508
$Sargan$ 检验	0.243	0.117	0.304	0.865	0.177	0.550

系建设相对更加完善、金融发展水平相对更高,此时缓释效应发挥的作用会高于第三产业占比较低的地区,同理可得第二产业占比较高地区的缓释效应低于占比较低的地区。上述检验的结果一方面能够进一步表明,拥有更好金融发展水平(第三产业占比高)的地区可以使经济市场能更加有效地抵御经济政策的不确定性风险,促进经济更快增长;另一方面,对于金融体系尚不成熟(第二产业占比高但第三产业占比较低)的地区来说,其金融发展程度还未具备较强的缓释功能,未来需要建设更加强大的金融市场,以助力实体企业转型升级,促进经济高质量发展。

六、结论与政策建议

本文通过文献回顾与实证检验,基于经济政策的不确定性视角,讨论了我国金融发展对经济增长缓释效应的存在性及其实现机制。本文使用2003—2018年我国31个省份面板数据进行实

证检验,得到以下结论:第一,金融发展与经济增长存在非线性关系。从整体来看,金融发展对经济增长具有正向促进作用,且金融发展具有减小经济政策不确定性负面冲击从而促进经济增长的缓释效应。第二,缓释效应主要通过金融摩擦渠道和投资渠道向实体经济传导,根据中介效应检验的结果,投资渠道起到部分中介效应,而金融摩擦渠道起到完全中介效应。第三,缓释效应在四大区域均有显著影响,其中在东北和中西部地区的作用效果高于东部地区,这意味着缓释效应在经济欠发达地区的作用较强,在经济发达地区缓释效应有待进一步提高。第四,在产业结构分布不同的地区中,缓释效应的影响大小存在差异。具体而言,第一产业占比较高的地区的缓释效应略小于第一产业占比较低的地区,第二产业占比较高的地区的缓释效应明显小于第二产业占比较低的地区,第三产业占比较高的地区的缓释效应则显著大于第三产业占比较低的地区。

本文强调提升金融发展对经济增长的促进

作用,并不是支持金融机构追求数量上的盲目扩张,而是要重新正视金融发展对经济增长的推动作用,在新时代新环境中厘清金融发展的作用渠道,使金融发展更好地为经济高质量发展助力。

基于上述结论,提出如下政策建议:第一,深化金融供给侧结构性改革,提高各地区金融发展水平,为建设现代化经济的产业体系、市场体系、区域发展体系、绿色发展体系等提供精准金融服务。第二,投资和金融摩擦是金融发展缓释效应的主要传导渠道,中央和各地政府应进一步加快利率市场化体系建设,推动形成由风险投资、银行信贷、债券市场、股票市场等构成的全方位、多层次的金融支持服务体系,构建有效防范经济政策不确定性风险的体制机制。第三,地方政府必须高效落实中央经济工作会议和全国金融工作会议要求,优化融资结构和金融机构体系,坚持以国家产业发展方向为主导,尊重市场规律,实现经济高质量增长。第四,中央和地方政府需做好不确定性风险处置预案,把握金融政策的调控力度,适时预调微调,保障经济的有序运行和稳定增长。

金融是我国经济体系能够抵御经济政策不确定性风险的重要力量,金融发展是经济增长的助推剂。伴随着数字经济时代的到来,以第二产业为代表的实体经济部门正处于产业结构转型与升级的关键时刻,同时外部宏观不确定性风险对我国经济运行带来了较大冲击。在此背景下,我国应做好金融支持实体经济发展的服务工作,实现金融市场的“物尽其用”,在“金融活”与“金融稳”中促进“经济兴”。 **Reform**

参考文献

- [1] 刘金全,艾昕.经济政策不确定性视角下宏观杠杆的调控效应及其策略选择[J].改革,2020(3): 74-84.
- [2] 江春,苏志伟.金融发展如何促进经济增长——一个文献综述[J].金融研究,2013(9):110-122.
- [3] 王金涛.金融发展与城市经济发展:作用机制与异质性分析——基于夜间灯光数据的实证[J].区域金融研究,2019(9):44-50.
- [4] 彭俞超,朱映惠,顾雷雷.金融发展对经济增长影响的结构效应——基于META回归分析方法[J].南开经济研究,2017(5):20-36.
- [5] PAGANO M. Financial markets and growth: an overview[J]. European Economic Review, 1993, 37(2-3): 613-622.
- [6] 张金清,陈卉.我国金融发展与经济增长关系的适度性研究[J].社会科学,2013(5):39-49.
- [7] 王艳芳.金融发展对经济增长内生传导渠道影响的检验[J].统计与决策,2019(16):168-171.
- [8] 邵宜航,刘仕保,张朝阳.创新差异下的金融发展模式与经济增长:理论与实证[J].管理世界,2015(11):29-39.
- [9] SIONG H L, NIRVIKAR S. Does too much finance harm economic growth? [J]. Journal of Banking and Finance, 2014, 41: 36-44.
- [10] GULEN H, ION M. Policy uncertainty and corporate investment[J]. The Review of Financial Studies, 2016, 29(3): 523-564.
- [11] 张兵兵,朱晶,孔乐兰.经济政策不确定性与中国宏观经济波动:时变视角下的再审视[J].浙江社会科学,2018(12):43-51.
- [12] CALDARA D, CRISTINA F A, GILCHRIST S, et al. The macroeconomic impact of financial and uncertainty shocks[J]. American Economic Review, 2016, 88: 185-207.
- [13] BERNANKE B S. Irreversibility, uncertainty, and cyclical investment[J]. Quarterly Journal of Economics, 1983, 97(1): 85-106.
- [14] BLOOM N, FLOETOTTO M, JAIMOVICH N, et al. Really uncertain business cycles [J]. Econometrica, 2018, 86(3): 1031-1065.

- [15]路晓蒙,赵爽,罗荣华.区域金融发展会促进家庭理性投资吗?——基于家庭资产组合多样化的视角[J].经济与管理研究,2019(10):60-87.
- [16]BORN B, PFEIFER J. Policy risk and the business cycle[J]. Journal of Monetary Economics, 2014, 68: 68-85.
- [17]BASU S, BUNDICK B. Uncertainty shocks in a model of effective demand[J]. Econometrica, 2017, 85(3): 937-958.
- [18]惠炜,姜伟.金融资产、跨期消费与消费平滑[J].西安财经学院学报,2019(4):82-91.
- [19]王博,李力,郝大鹏.货币政策不确定性、违约风险与宏观经济波动[J].经济研究,2019(3):119-134.
- [20]孟庆斌,师倩.宏观经济政策不确定性对企业研发的影响:理论与经验研究[J].世界经济,2017(9):75-98.
- [21]黄宪,黄彤彤.论中国的“金融超发展”[J].金融研究,2017(2):26-41.
- [22]陈国进,王少谦.经济政策不确定性如何影响企业投资行为[J].财贸经济,2016(5):5-21.
- [23]易行健,杨碧云.世界各国(地区)居民消费率决定因素的经验检验[J].世界经济,2015(1):3-24.
- [24]尹豪.我国居民家庭金融市场参与研究——基于职业与人力资本的视角[D].北京:对外经济贸易大学,2019:18-19.
- [25]张成思.金融化的逻辑与反思[J].经济研究,2019(11):4-20.
- [26]廖敬文,张可云.东北老工业基地经济复原力:一个四维分析框架与实证研究[J].改革,2019(1):64-76.

The Mitigative Effect of Financial Development on Economic Growth and Its Realization Mechanism

CAO Ting-qiu WANG Wen-tao

Abstract: In this paper, using the system GMM method and selecting China's provincial panel data, we clearly depict the effect and its implementation mechanism through empirical examination. The empirical results show that under the uncertainty of economic policy the positive effect of financial development on economic growth has formed a special mitigative effect and it still exists significantly when alternative variables are chosen for robustness testing. Channel inspections show that this effect is mainly transmitted through financial friction channels and investment channels. And further tests find that this mitigative effect is different in regions with different levels of economic development and industrial structures, which is relatively larger in the central, western and northeastern regions of China as well as stronger in regions with a higher tertiary industry. Our research suggests that, based on the dynamic changes of macro-environment, we should face up to the positive role of China's financial development and actively promote structural reform of the financial supply-side, in order to give full play to the mitigative function of financial development on economic growth in the new era.

Key words: financial development; economic growth; mitigative effect; uncertainty

(责任编辑:文丰安)