

# 数字普惠金融赋能中小企业发展了吗?

——基于 TVP-SV-VAR 模型的动态识别

陈倩, 史桂芬

(东北师范大学 经济与管理学院, 长春 130117)

**摘要:**以金融资本寻求超额收益最大化的效用理论为基础,结合风险溢价模型,构建数字普惠金融、股票市场与中小企业三者之间资金融通的作用机制,采用 TVP-SV-VAR 模型实证探究数字普惠金融是否有效赋能中小企业发展。结果表明,数字普惠金融的大量资金因投机者的短期投机行为流向了股票市场,助长了资本市场的繁荣,数字普惠金融在赋能中小企业发展方面存在“脱实向虚”现象。但是在国家对互联网金融环境的专项整治下,金融资本的“脱实向虚”趋势有所缓解。进一步进行区域异质性分析发现,东部地区实体经济对金融资本的吸纳能力较强,数字普惠金融对中小企业发展有一定促进作用,而中西部地区的中小企业实体经济增长乏力,资本因为寻求超额收益在金融系统内部空转,并且经济发展越慢的地区,金融资本“脱实向虚”现象越突出。

**关键词:**数字普惠金融;股票市场;中小企业;“脱实向虚”;TVP-SV-VAR 模型

**中图分类号:**F832.4 **文献标志码:**A **文章编号:**1674-4543(2022)12-0048-14

## 一、引言

随着金融与大数据、云计算和区块链等数字技术的深度融合,诸多金融创新模式不断涌现,催生了数字普惠金融的新业态,推动了中国多层次资本市场的构建(王曙光等,2014)<sup>[1]</sup>。数字普惠金融具有交易成本低、配置效率高的市场化特征,其通过技术溢出效应,不断提高商业银行的全要素生产率,改变传统金融市场环境(沈悦和郭品,2015)<sup>[2]</sup>。在此过程中,实体经济的外部融资环境不断得到优化,尤其是长期存在分散化资金需求的中小企业。作为中国经济增长主要推动力的中小企业<sup>①</sup>,国家正大力倡导数字普惠金融缓解其融资难、融资贵的发展困境,试图利用数字普惠金融的“长尾效应”和普惠性打破传统金融机构信贷体系的“二八定律”,精准匹配中小企业的融资需求,激励中小企业创新升级(Ozili,2018)<sup>[3]</sup>。此外,在地方政府专项普惠政策的扶持下,数字普惠金融具有显著的包容性特征,能够解除中小企业的金融压制,提高中小企业的金融服务可得性(王馨,2015)<sup>[4]</sup>。因此,数字普惠金融在赋能中小企业发展方面成为政府和学术界关注的热点。

数字普惠金融作为一种新的金融发展模式,为全国各地中小企业与金融机构之间搭建了一条“数字化金融桥梁”,其依靠大数据分析优势促进中小企业与金融机构之间的双向选择。但是近年来,中国实体经济与虚拟经济增长出现失衡,金融市场服务实体经济的能力低下,金融资本出现“脱实向虚”

收稿日期:2022-05-13

基金项目:国家社会科学基金一般项目“公共品供需匹配视角下农业转移人口社会融合及其经济效应研究”(20BJY138)

作者简介:陈倩(1993-),女,湖北咸宁人,东北师范大学经济与管理学院博士研究生,研究方向为宏观金融、金融风险;史桂芬(1972-),女,吉林长春人,东北师范大学经济与管理学院教授,博士,博士生导师,研究方向为公共经济与金融发展。

<sup>①</sup>依据《中国统计年鉴》2020年的数据整理得到,中小企业为中国提供了超50%的税收、超60%的GDP、超70%的科技创新成果和超80%的就业。

现象(何启志和彭明生,2017)<sup>[5]</sup>。从图1可以看出,在数字普惠金融迅速发展的同时,中小企业实体经济的经营效益却在不断下滑,而同为中小企业进行融资的中小板股票市场却在数字金融井喷式发展的2015年开始经历了大幅度波动,虚拟经济越来越热。数字普惠金融作为一种金融资本,逐利性本质可能促使其存在脱离基本面的过度投机行为,从而助长了股市泡沫。因此,数字普惠金融、股票市场与中小企业之间的资金流向和转化形式值得深入探究。在普惠政策助推下,数字金融的资金是否流入中小企业为实体经济服务?还是仅在金融市场内部空转?

为了回答上述问题,本研究试图通过数理模型和时变的实证检验模型,阐释数字普惠金融、股票市场与中小企业之间的资金融通关系,探究三者之间的资金流向和转化形式,从而辨析数字普惠金融是否有效赋能中小企业发展。本研究可能的贡献有以下三点:第一,将超额收益最大化的效用理论与风险溢价模型相结合构建数理模型,提出数字普惠金融在赋能中小企业发展方面资金融通的理论分析框架。第二,与利用不变参数计量模型进行分析不同,本研究采用时变向量自回归模型(TVP-SV-VAR)的等间隔脉冲响应和不同时点脉冲响应函数,捕捉系统变量的结构突变和渐变特征,探究数字普惠金融赋能中小企业发展的动态路径演变。第三,考虑到数字普惠金融在不同经济金融环境下赋能中小企业发展的区域差异性,进行空间异质性分析,为数字普惠金融在不同地区协同推进中小企业发展提供政策启示。

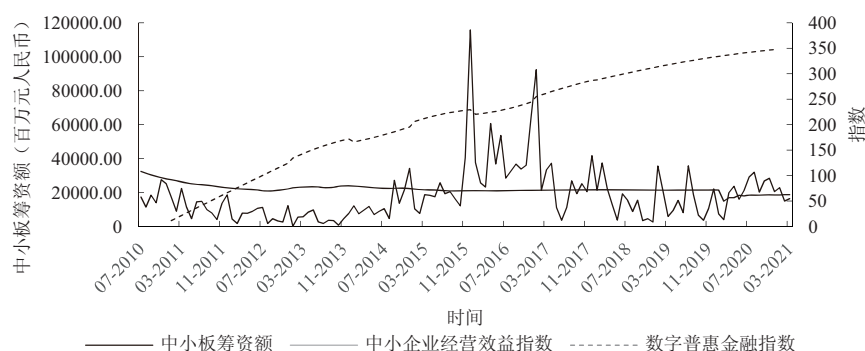


图1 数字普惠金融、股票市场与中小企业发展趋势图

数据来源:数字普惠金融指数<sup>①</sup>、中小板筹资额和中小企业效益指数分别来自北京大学数字金融研究中心、CEIC数据库和Wind数据库。

## 二、文献回顾

### (一)中小企业融资难题

中小企业作为推动中国经济发展的重要力量,其融资难题一直是国家想要竭力解决的重要问题。中小企业发展过程中存在严重的资金缺口,大多数中小企业内源性资金不足,难以维持正常经营,而外部融资因信息披露不彻底、财务报表不规范以及抵押品不足受到诸多限制(姚耀军和董钢锋,2015)<sup>[6]</sup>。大多数中小企业在发展初期注重经营效应而忽略了企业征信情况,导致很难从银行等传统金融机构获取信用贷款,借贷信息不匹配是其难以获得信贷资金的源头(蔡苓,2016)<sup>[7]</sup>。中小企业与银行之间严重的信息不对称,使得银行难以把控信贷风险,从而对中小企业存在一定的体制歧视,导致中小企业的贷款门槛不断提升(许坤,2018)<sup>[8]</sup>。同时,金融体制扭曲导致的金融抑制问题也是中小企业融资难的外部因素,大银行资金实力充足,但受到政府政策的限制,贷款指标往往分配给盈利高、规模大的公司,导致中小企业的银行信贷融资难度很大,尤其是非国有中小企业(李广子等,2016)<sup>[9]</sup>。此外,商业银行在信贷管理上很少对基层进行授信,金融机构采取“一刀切”的分类方式,使得很多发展良好的中

<sup>①</sup>北京大学数字金融研究中心编制的数字普惠金融发展指数的原始数据是年度数据,为了与股票市场和中小企业的月度数据进行对比分析,本文利用Eviews11中的二次插值法将其进行了频率转换。

小企业也很难获得贷款(任秋潇和王一鸣,2021)<sup>[10]</sup>。为了解决中小企业融资难问题,国内外学者曾分别从建立良好银企关系、完善制度法规、构建多层次信用评估体制以及信用担保等方面对缓解中小企业融资难问题提出建议(Berlin and Mester,1998;王丽珠,2009;胡海青等,2012;汤莹玮,2018)<sup>[11-14]</sup>。然而,中小企业的融资困境仍未能得到有效解除,特别是新冠肺炎疫情暴发以来,中小企业生产经营环境的不确定性增加,面临的金融资本需求缺口增大,其融资约束进一步加剧(郎香香等,2021)<sup>[15]</sup>。

## (二)数字普惠金融缓解中小企业融资困境

近年来,随着金融与数字技术的深度融合,数字金融应运而生,其依靠大数据优势在网络共享平台上进行融资的金融模式,为缓解中小企业融资难题提供了一条快捷高效的数字化道路(谢雪燕和朱晓阳,2021)<sup>[16]</sup>。数字普惠金融高效快捷的网络信息处理技术提升了其对不同企业的风险定价能力,传统金融机构的“盲区”得到解除,金融市场中长尾资金的流动性得以释放,从而缓解了中国中小企业因规模小、风险防御能力弱而难以从传统金融机构获得融资的困境(巴曙松,2020)<sup>[17]</sup>。

一方面,数字普惠金融通过提升金融服务可得性缓解了中小企业的融资约束。数字金融的网络借贷模式,将资金供求双方的借贷信息在数字平台进行空间及地域的适度匹配,形成了企业外援融资渠道的多元化,降低了中小企业获得信贷资金的门槛。同时,国家对数字金融相关普惠政策的落实,提高了中小企业的金融服务可得性,中小企业与金融机构之间信息不对称的壁垒被强制破除,银行业不得不利用金融科技手段扩大业务规模,提升金融服务对中小客户的覆盖广度(封思贤和郭仁静,2019)<sup>[18]</sup>。另一方面,数字普惠金融通过降低融资成本缓解了中小企业的融资约束。数字普惠金融利用大数据记录企业在网络平台中展开的经营记录和交易行为,对中小企业的借贷信用进行评估,这种数字技术的风险评估模式大大降低了资金的交易成本(刘晓光和刘嘉桐,2020)<sup>[19]</sup>。此外,数字普惠金融的科技溢出效应推动了传统金融机构的积极变革,商业银行衍生出新的数字化产品和便捷化服务理念,在提升金融市场全要素生产率的同时,也将中小企业的单位融资成本摊薄,为中小企业融资带去了红利(陈廉等,2021)<sup>[20]</sup>。因此,数字普惠金融丰富了资金来源、降低了融资成本,重塑了金融市场的现有竞争格局,为中小企业带来了显著的创新激励效应(万佳彧等,2020)<sup>[21]</sup>。

## (三)数字普惠金融赋能中小企业发展面临的挑战

中小企业获得资金支持加速创新发展,在推动经济增长的同时促进金融市场发展,实体经济与金融体系相互注入动力,两者相互促进、相辅相成(安宝洋,2014)<sup>[22]</sup>。但近年来中国实体经济与虚拟经济增长出现失衡,大量资本并未有效服务于实体经济的长期生产,而是涌入更高收益的金融行业,金融市场服务实体经济的能力低下,资金出现“脱实向虚”现象(黄群慧,2017)<sup>[23]</sup>。在微观经济层面,“蓄水池”理论指出,非金融企业持有适量的金融资产是为了储备流动性,但若企业过度金融化,非金融企业为了增加金融资产投资而大量减少生产性投资,会显著降低企业的实体投资效率,从而出现“脱实向虚”(胡奕明等,2017)<sup>[24]</sup>。在宏观经济层面,“脱实向虚”是指金融体系的结构与实体经济的最优产业结构不匹配,不能有效发挥金融体系的功能,同时弱化货币政策提振实体经济的效果(林毅夫等,2019)<sup>[25]</sup>。数字普惠金融作为创新的金融模式,其依靠大数据分析技术为金融系统构造了一种新的“生产函数”。在金融体系全要素生产率提高的同时,现存金融业态的稳定性在创新模式冲击下必然会受到负面影响,尤其是金融监管方面(邱晗等,2018)<sup>[26]</sup>。监管体制的缺失使得资金流向得不到追踪,企业从数字普惠金融平台获得融资后并未将资金用于实体产业的发展,而是在股市进行过热的金融投资,企业的过度金融化进而导致股市出现泡沫,甚至引发股市的崩盘风险(彭俞超等,2018)<sup>[27]</sup>。从金融资本的功能出发,数字普惠金融与股票市场能够在金融市场上相互补充,同时为中小企业提供融资渠道,进行有效资源配置,然而,资本的逐利性本质以及监管系统的漏洞使得市场参与者利用市场缝隙进行短期投机行为,金融资本未能服务于中小企业实体经济,而是在金融系统内部空转,造成金融市场的动荡(何启志和彭明生,2017)<sup>[5]</sup>。

综上所述,现有研究大多阐述了中小企业的融资困境以及数字普惠金融对中小企业融资困境的缓解优势,少有文献探究数字普惠金融在赋能中小企业发展过程中的资金流向和转化形式。而且中国经济

金融发展存在严重的区域失衡, 中小企业本身也存在地域性差异, 该差异势必会影响数字普惠金融对不同区域中小企业赋能的程度, 但目前尚无文献对此展开异质性分析。鉴于此, 本研究构建数字普惠金融、股票市场和中小企业三者之间资金流动的作用机制, 结合时变的时间序列模型实证探究数字普惠金融赋能中小企业发展过程中资金的流动路径, 并进一步进行东部、中部和西部的区域异质性分析。

### 三、金融资本流动路径机制分析

#### (一) 金融资本流动的效用理论基础

假定资本市场不存在交易成本, 市场参与者追求超额收益的效用最大化, 在离散情况下, 投资者决策依据当前一期和当前一期所有信息集  $I_t$  下对未来一期的预测。记  $H$  为数字普惠金融筹集的资本,  $r$  为中小企业的融资效率,  $\lambda$  为中小企业的资本管制参数, 其中,  $\lambda \in (0, 1)$ , 表示中小企业的资本运营效率,  $\lambda$  增大表示中小企业实体经济运营的改善, 经济发展较快地区该参数较大。数字普惠金融的资金流入中小企业, 能够获得的投资收益为  $\lambda Hr$ 。同时, 记  $R$  为股票市场的投资收益率, 当投资者预期股票市场的投资收益率  $R$  更具有吸引力时, 数字普惠金融的资金便会流入股票市场寻求超额收益最大化, 并在获利后迅速转移, 获得的投机收益为  $HR$ 。将资金流入股票市场与流入中小企业所获得投资收益的差值作为数字普惠金融资本的超额收益  $W$ , 两者之差为:

$$W = |HR - \lambda Hr| \quad (1)$$

超额收益的期望为:

$$E(W) = \mu_w = H |E(R) - \lambda E(r)| \quad (2)$$

其方差为:

$$\sigma_w^2 = E[W - E(W)]^2 = H^2 \sigma_R^2 + H^2 \lambda^2 \sigma_r^2 - 2H^2 \lambda \text{cov}(R, r) \quad (3)$$

由式(3)可得:

$$H^2 = \frac{\sigma_w^2}{\sigma_R^2 + \lambda^2 \sigma_r^2 - 2\lambda \text{cov}(R, r)} \quad (4)$$

将式(4)代入式(2)可得:

$$\mu_w^2 = \frac{[E(R) - \lambda E(r)]^2}{\sigma_R^2 + \lambda^2 \sigma_r^2 - 2\lambda \text{cov}(R, r)} \sigma_w^2 = \delta \sigma_w^2 \quad (5)$$

其中,

$$\delta = \frac{[E(R) - \lambda E(r)]^2}{\sigma_R^2 + \lambda^2 \sigma_r^2 - 2\lambda \text{cov}(R, r)} \quad (6)$$

$\sqrt{\delta}$  是金融资本的风险溢价, 其与投资者预期获得的超额收益成正比, 引用 Copeland(1989)<sup>[28]</sup> 提出的金融资本风险溢价均值 - 方差型效用函数:

$$U(W) = \varepsilon_1 \mu_w - \varepsilon_2 \sigma_w^2 \quad (7)$$

其中, 参数  $\varepsilon_1 > 0$ , 刻画了金融资本的逐利性, 参数  $\varepsilon_2$  刻画了资本持有者的风险厌恶程度。假定资本市场参与者都为风险厌恶者, 即  $\varepsilon_2 > 0$ 。

结合式(5), 数字金融资金寻求超额收益效用最大化问题可表示为:

$$\text{Max } U(W) = \varepsilon_1 \mu_w - \varepsilon_2 \sigma_w^2 \quad s. t. \quad \mu_w^2 = \delta \sigma_w^2$$

用拉格朗日乘法求解上述最优化问题, 其一阶条件为:

$$\mu_w = \frac{\varepsilon_1}{2\varepsilon_2} \delta \quad (8)$$

综合式(2)、式(6)和式(8)可得:

$$H = \frac{\varepsilon_1 |E(R) - \lambda E(r)|}{2\varepsilon_2 [\sigma_R^2 + \lambda^2 \sigma_r^2 - 2\lambda \text{cov}(R, r)]} \quad (9)$$

#### (二) 数字普惠金融、股票市场与中小企业资金融通

数字普惠金融和股票市场都是资金从金融市场流向实体经济的渠道, 都能够为中小企业提供融

资服务。股票市场的投资收益率为  $R$ ,  $R$  的期望为:

$$E(R) = r_f + i = \frac{E(p_{t+1} | I_t) - p_t + D}{p_t} \quad (10)$$

其中,  $p_t$  为当期的股价,  $E(p_{t+1} | I_t)$  为基于当前所有信息集  $I_t$  下未来一期股价的预期,  $D$  为持仓期间所得红利, 由式(10)可得:

$$E(p_{t+1} | I_t) = p_t E(R) + p_t - D \quad (11)$$

$$p_t = \frac{E(p_{t+1} | I_t) + D}{E(R) + 1} \quad (12)$$

股票市场是为中小企业融资的渠道之一, 所以假定股票市场的投资收益率是中小企业融资效率的函数, 将两者表示为具有时变性的一般形式:

$$r = f(R) f'(R) > 0 \quad (13)$$

其中,  $f'(R)$  能够刻画中小企业利用股票市场进行融资的边际融资效率, 其值越大表示该融资渠道越畅通, 满足  $f'(R) \in (0, 1)$ 。同时, 因为股票市场的投资收益与中小企业的生产收益率之间是完全单调的, 故存在反函数:

$$R = f^{-1}(r) f^{-1}'(r) > 0 \quad (14)$$

令  $\sigma^2 = \sigma_R^2 + \lambda^2 \sigma_r^2 - 2\lambda \text{cov}(R, r)$ , 其为资本超额收益率的方差, 由式(9)可得:

$$|E(R) - \lambda E(r)| = \frac{2\varepsilon_2 \sigma^2 H}{\varepsilon_1} \quad (15)$$

由前文对股票市场和中小企业实体经济运行状况的阐释和图1的分析可知, 中国资本市场参与者对股票市场投资收益率的预期会高于中小企业实体经济的投资收益率预期, 因此由式(15)可得:

$$E(R) = \frac{2\varepsilon_2 \sigma^2 H}{\varepsilon_1} + \lambda E(r) \quad (16)$$

由式(16)对  $H$  求偏导:

$$\frac{\partial E(R)}{\partial H} = \frac{2\varepsilon_2 \sigma^2}{\varepsilon_1 \{1 - \lambda E[f'(R)]\}} \quad (17)$$

$$\frac{\partial \lambda}{\partial H} = \frac{-2\varepsilon_2 \sigma^2}{\varepsilon_1 E(r)} < 0 \quad (18)$$

结合式(11)和式(17)有:

$$\frac{\partial E(p_{t+1})}{\partial H} = \frac{\partial E(p_{t+1})}{\partial E(R)} \cdot \frac{\partial E(R)}{\partial H} = \frac{2\varepsilon_2 \sigma^2 p_t}{\varepsilon_1} \cdot \frac{1}{1 - \lambda E[f'(R)]} > 0 \quad (19)$$

由式(18)和式(19)可知, 当资本市场参与者对股票市场的投资收益率预期比对中小企业的生产性投资收益更高时, 数字普惠金融的发展会降低中小企业的资本管制参数, 中小企业会将获得的金融资金投入股票市场进行短期投机寻求超额收益, 而不是用于企业长期的生产性投资。同时, 数字普惠金融的快速发展会使股票市场的股价有上升预期。当投资者认为股票市场更具有吸引力时, 由于金融资本的逐利性特征, 数字普惠金融筹集的金融资本就会流入股票市场进行投机套利。此外, 从式(19)还可以看出, 数字普惠金融对股票市场的影响程度与中小企业的整体运营现状相关, 当企业的资本管制参数越低以及股票市场为中小企业融资的渠道越闭塞时, 数字普惠金融的膨胀使得投资者对股价上升的预期就越大, 流入股票市场的金融资金就越多。

金融资本本质上是为实体经济注入活力, 如果金融市场的资金不能有效流入实体经济为其长期发展服务, 而只是在金融系统内部空转寻求超额收益, 就会出现金融资本的“脱实向虚”。综合上述分析, 提出如下假设:

H1: 数字普惠金融在赋能中小企业实体经济发展方面存在“脱实向虚”现象, 金融资本因短期投机行为而在数字普惠金融与股票市场之间空转。

H2: 在中小企业资本管制参数较低和融资效率不高的地区, 即发展速度较慢地区, “脱实向虚”现

象越明显。

#### 四、实证分析

##### (一) 模型介绍

TVP-SV-VAR 模型是对 VAR 模型进行时变参数处理而提出的,该模型假定参数能够随着时间变动,因此可以灵活分析变量之间的相互影响路径,同时捕捉经济结构的突变和渐变特征。在 VAR 模型基础上表示出简化后的结构向量自回归(SVAR)模型:

$$Y_t = B_1 Y_{t-1} + \dots + B_p Y_{t-p} + e_t \quad (20)$$

式(20)中, $Y_t$ 为 $k \times 1$ 维的内生变量组成的列向量; $p$ 是滞后阶数; $e_t \sim N(0, \Omega)$ ;  $B_i = A^{-1} F_i, i = 1, 2, \dots, p$ ,其中, $A$ 是 $k \times k$ 维的下三角矩阵, $F_i (i = 1, 2, \dots, p)$ 是 $k \times k$ 维滞后项系数矩阵。式(20)中所有参数都不随时间变动,对模型进行时变参数处理,假定参数可以随着时间变化而发生变动,将式(20)转化为:

$$Y_t = B_{1t} Y_{t-1} + \dots + B_{pt} Y_{t-p} + e_t, \quad e_t \sim N(0, \Omega_t) \quad (21)$$

式(21)即为含有随机波动率的时变参数结构向量自回归模型(TVP-SV-VAR)。其中, $t = p + 1, \dots, n$ ;  $B_{1t}, \dots, B_{pt}$ 为 $k \times k$ 时变系数矩阵; $\Omega_t$ 为 $k \times k$ 时变协方差矩阵。模型可以通过分解 $\Omega_t = A_t^{-1} \Sigma_t^2 A_t^{-1}$ 来假设递归识别, $\Sigma_t = \text{diag}(\sigma_{1t}, \dots, \sigma_{kt})$ 。定义 $\beta_t$ 为模型时变系数矩阵 $B_{1t}, \dots, B_{pt}$ 行向量的堆栈向量, $\alpha_t = (\alpha_{1t}, \dots, \alpha_{pt})'$ 为 $A_t$ 下三角元素行向量的堆栈列向量; $h_t = (h_{1t}, \dots, h_{kt})'$ ,其中, $h_{it} = \log \sigma_{it}^2$ 。假定模型的时变参数均服从随机游走过程,即:

$$\beta_{t+1} = \beta_t + \mu_{\beta t} \alpha_{t+1} = \alpha_t + \mu_{\alpha t} h_{t+1} = h_t + \mu_{ht} \quad (22)$$

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ \mu_{\beta t} \\ \mu_{\alpha t} \\ \mu_{ht} \end{pmatrix} \sim N \left[ 0, \begin{pmatrix} I & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \Sigma_{\beta} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \Sigma_{\alpha} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \Sigma_h \end{pmatrix} \right] \quad (23)$$

式(23)中, $I, \Sigma_{\beta}, \Sigma_{\alpha}, \Sigma_h$ 分别是 $\varepsilon_t, \mu_{\beta t}, \mu_{\alpha t}, \mu_{ht}$ 的方差-协方差矩阵,均为对角阵,时变参数都服从正态分布,即 $\beta_{t+1} \sim N(\mu_{\beta_0}, \Sigma_{\beta_0}), \alpha_{t+1} \sim N(\mu_{\alpha_0}, \Sigma_{\alpha_0}), h_{t+1} \sim N(\mu_{h_0}, \Sigma_{h_0})$ 。为了规避最小二乘法或最大似然法估计 TVP-SV-VAR 模型容易引发的过度识别问题,因此采用马尔可夫链和蒙特卡罗(MCMC)方法的 Gibbs 抽样对模型参数进行估计,为保证抽取的样本能够较好地接近参数分布的随机样本,选取 10000 次的迭代次数,预烧值设置为 1000。模型估计需要设定超参数,参照 Nakajima 等(2011)<sup>[29]</sup>的做法,对时变参数扰动项的分布设置为: $(\Sigma_{\beta})_i^{-2} \sim \text{Gamma}(40, 0.02), (\Sigma_{\alpha})_i^{-2} \sim \text{Gamma}(4, 0.02), (\Sigma_h)_i^{-2} \sim \text{Gamma}(4, 0.02)$ 。

##### (二) 变量选取及平稳性分析

数字普惠金融发展指标。选取郭峰等(2020)<sup>[30]</sup>发布的北京大学数字普惠金融指数,该指数有效刻画了中国数字金融的发展轨迹。

股票市场指标。选取中小板股票市场筹资额,该数据可以测度中小企业在股票市场某一时期的融资水平,数据来源于 CEIC 数据库。

中小企业发展指标。选取中小企业发展指数,该数据可以有效反应中小企业的景气和运行情况,数据来源于 Wind 数据库。

鉴于数据可得性<sup>①</sup>,所采用数据的时间跨度为 2011—2020 年的季度数据<sup>②</sup>。由于平滑时间序列数据

① Wind 数据库中的中小企业发展指数从 2011 年开始核算,同时北京大学数字金融研究中心编制的省级数字普惠金融发展指数目前更新到 2020 年。

② 北京大学数字金融研究中心编制的数字普惠金融发展指数是年度指标,本文采用 Eviews11 的二次插值法对该指标进行了年度到季度数据的频率转换。

可能存在大幅波动和异方差,因此对数字普惠金融发展指数、中小板股票市场筹资额以及中小企业发展指数进行对数处理,并将处理后的变量分别命名为 *DIFI*、*SMESF* 和 *SMEDI*。

对序列变量进行平稳性检验,结果如表 1 所示。从表 1 可以看出,三个指标的水平变量均不平稳,但是其一阶差分在 1% 的显著性水平下都是平稳序列。因此,采用三个序列变量的一阶差分构建 TVP-SV-VAR 模型。

表 1 序列平稳性检验结果

变量	ADF 统计量	P 值	结论
<i>DIFI</i>	-2.563	0.110	不平稳
<i>d(DIFI)</i>	-5.364***	0.000	平稳
<i>SMESF</i>	-1.451	0.547	不平稳
<i>d(SMESF)</i>	-11.019***	0.000	平稳
<i>SMEDI</i>	-2.753	0.074	不平稳
<i>d(SMEDI)</i>	-6.836***	0.000	平稳

注:\*\*\*表示 1% 的显著性水平。

### (三)实证结果与分析

#### 1. 参数估计结果

表 2 为 TVP-SV-VAR 模型的参数估计结果。从表 2 可以看出,后验均值均落在 95% 的置信区间内,收敛诊断值均不大于 1.96,说明参数在 5% 的显著性水平下接受收敛性原假设。同时,所有参数的无效因子值都较小,最大为 11.650,即 MCMC 抽样 10000 次可获得不相关样本约 858 (10000/11.65) 份,所以有效样本量足以满足模型的参数估计,说明 MCMC 算法对参数的后验分布进行了有效抽样,可以进行时变的脉冲响应分析。

表 2 TVP-SV-VAR 模型参数估计结果

参数	后验均值	标准差	95% 上界	95% 下界	收敛诊断值	无效因子
$(\Sigma_{\beta})_1$	0.002	0.001	0.002	0.003	0.227	1.720
$(\Sigma_{\beta})_2$	0.002	0.001	0.002	0.003	0.082	3.380
$(\Sigma_{\alpha})_1$	0.006	0.002	0.003	0.010	0.002	11.650
$(\Sigma_{\alpha})_2$	0.006	0.002	0.003	0.010	0.089	6.100
$(\Sigma_h)_1$	0.006	0.002	0.003	0.011	0.347	9.570
$(\Sigma_h)_2$	0.006	0.002	0.003	0.011	0.063	11.200

#### 2. 时变脉冲响应分析

图 2 呈现的是等间隔脉冲响应函数图,考虑到金融资本的逐利性和中小企业的生产周期,等间隔脉冲响应的滞后期选择 3 个月、6 个月和 12 个月,分别反映数字普惠金融、股票市场和中小企业之间资金流向在短期、中期和长期的动态路径。

从图 2 可以看出,针对股票市场一个单位的正向冲击,中小企业在短期和中期的响应路径为负,在长期的动态响应路径呈现出正向值,说明股票市场从长期来看对中小企业的融资需求有一定的缓解作用,但中短期效果不显著。同时,针对数字普惠金融一个单位的正向冲击,中小企业在短期和中期的响应也为负值,长期的动态响应路径仅呈现出微弱的正向值,并很快收敛于零,说明当中小企业在股票市场融资出现困难时,数字普惠金融也未能有效解决企业的融资难题。进一步,图 2 显示股票

市场对数字普惠金融一个单位正向冲击的响应值短期内显著为正,但中期的动态响应路径呈现出时变的负值,长期的响应值基本收敛于零,说明数字普惠金融资本可能流入股票市场进行了短期投机行为,短期资本频繁的套利活动在中期给股票市场带来了动荡。同时,数字普惠金融对股票市场一个单位正向冲击的动态响应路径在短期、中期和长期都呈现出显著的正向效应,说明股票市场中短期资本的投机行为助推了数字普惠金融的膨胀,普惠金融资本未能有效服务于实体经济,而是在金融市场内部空转。因此,由等间隔脉冲响应函数图可知,数字普惠金融在赋能中小企业发展方面确实存在“脱实向虚”现象,假设 H1 得以验证。

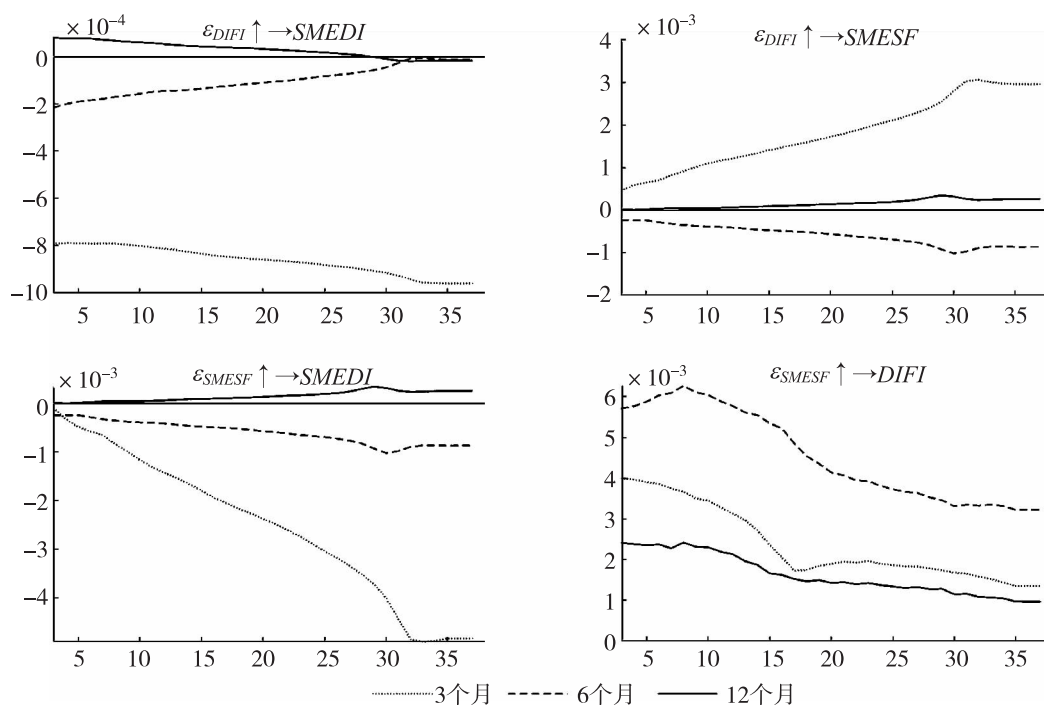


图2 等间隔脉冲响应函数图

考虑到国家对金融网络借贷平台专项整治计划的落实,采用不同时点的脉冲响应函数图分析不同时期数字普惠金融在赋能中小企业发展方面的有效性。具体地,在全样本中选取三个时点以反映数字普惠金融发展的不同时期:第一个时点是2015年8月( $t=15$ ),数字普惠金融呈现出井喷式发展;第二个时点是2016年8月( $t=19$ ),国家开始对网络借贷平台进行整顿;第三个时点是2018年7月( $t=27$ ),国家对数字普惠金融专项整治全部完成。图3是按照数字普惠金融在整顿前、整顿中和整顿后三个时期进行划分的不同时点脉冲响应函数图。

由图3可知,中小企业对股票市场正向冲击的响应路径在三个时期都呈现出正负交替的时变效应,且中小企业对数字普惠金融正向冲击的响应路径在三个时期均相同,都是短暂出现正向效应之后迅速变为负值,之后逐渐趋向于零,这与等间隔脉冲响应函数的时滞性一致,说明金融资本并未有效服务于中小企业实体经济的长期生产。从图3还可以看出,整顿前,针对数字普惠金融一个单位的正向冲击,股票市场的响应值在初期显著为正,之后呈现出正值波动继而逐渐收敛于零,整顿中和整顿后,股票市场的响应值在初期变为负值,之后出现正值波动继而逐渐趋向于零,说明整顿后短期投机行为的减少降低了对股票市场的冲击。此外,针对股票市场一个单位的正向冲击,数字普惠金融在三个时期的响应路径均呈现出显著的正向效应,而整顿前、整顿中和整顿后该正向效应逐渐减小。因此,从不同时点的脉冲响应函数图可知,三个时期数字普惠金融对中小企业的长期发展虽然无显著促进作用,但是在政府的专项整治下,数字普惠金融“脱实向虚”现象一定程度在减少。



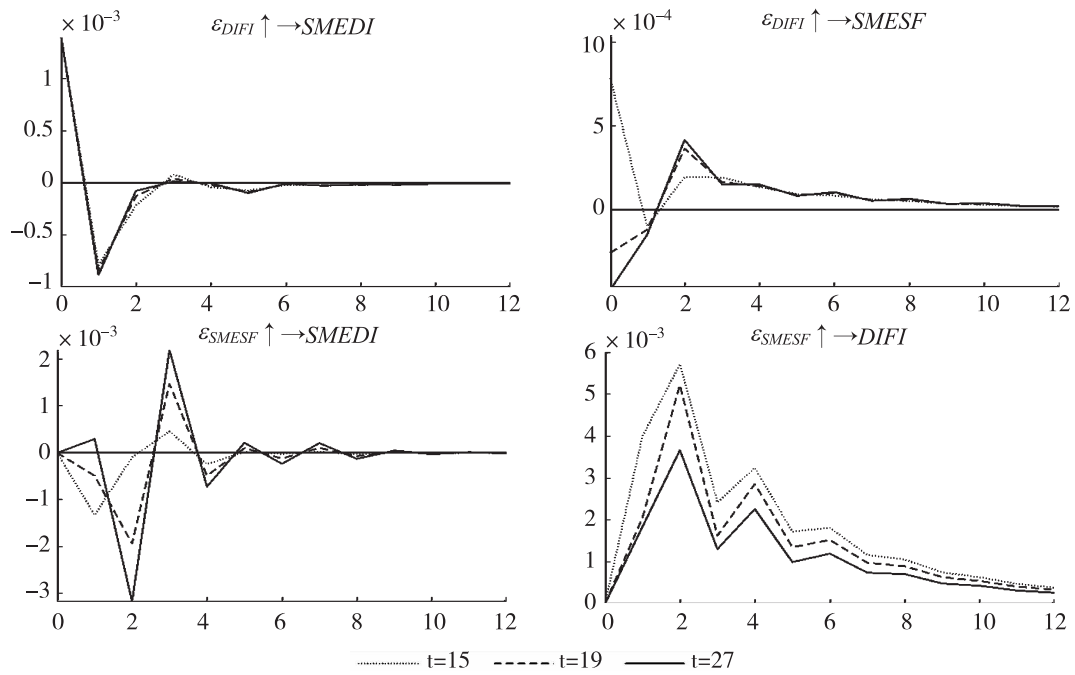


图3 时点脉冲响应函数图

### 3. 异质性分析

将中国分为东、中、西三个不同区域,异质性分析数字普惠金融赋能中小企业发展“脱实向虚”的程度。事先对三个不同地区的数字普惠金融发展指数和中小企业发展指数的水平变量及其一阶差分进行平稳性检验,然后采用平稳的序列变量构建 TVP-SV-VAR 模型,三个模型的参数估计结果均有效,因此可以进行时变的脉冲响应函数分析。图4、图5和图6分别呈现的是东、中、西三个地区的等间隔脉冲响应函数,考虑到金融资本的逐利性和中小企业的生产周期,等间隔脉冲响应的滞后期选择3个月、6个月和12个月,分别反映数字普惠金融、股票市场和中小企业实体经济之间资金融通在短期、中期和长期的动态路径。

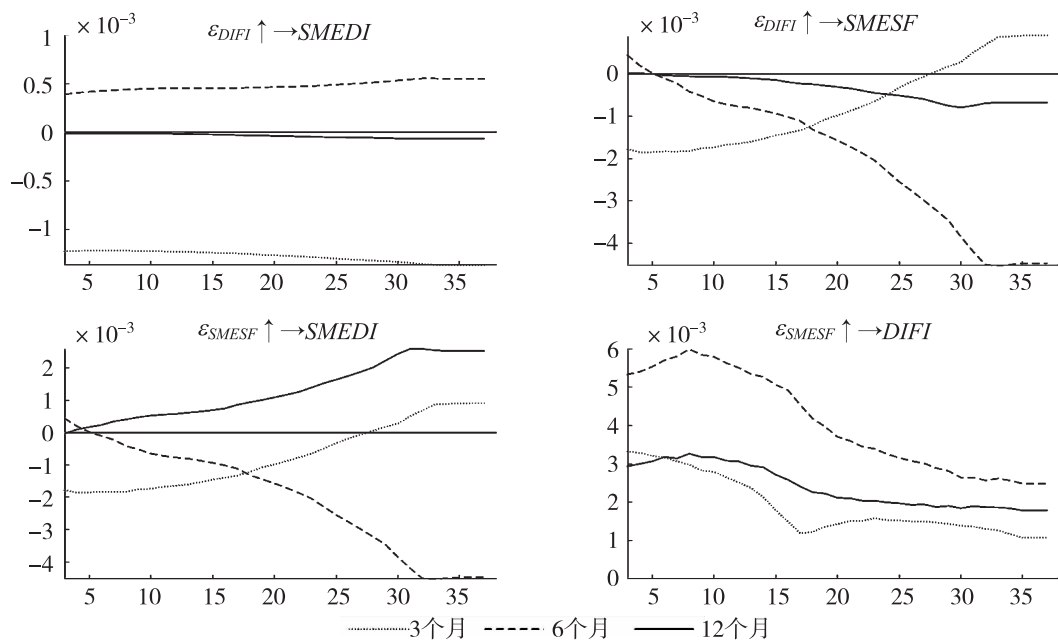


图4 等间隔脉冲响应函数图(东部地区)

从图 4 可以看出, 东部地区中小企业对数字普惠金融正向冲击的响应在短期为负值, 但从中长期来看, 呈现正向的响应路径, 说明东部地区中小企业实体经济对金融资本具有吸纳能力, 但是中小企业生产周期较长, 这意味着数字普惠金融对中小企业发展的促进作用具有时滞性。同时, 在东部地区, 数字普惠金融对股票市场正向冲击的响应值在短期、中期和长期都显著为正, 但股票市场对数字普惠金融正向冲击的响应值仅在短期出现负值到正值的微弱波动, 中长期均为负值, 说明股票市场助推了数字普惠金融的发展, 金融系统内部虽然存在资金流转, 但投机行为较少, 这可能是由于东部地区金融系统相对成熟, 金融监管制度较为完善。整体来看, 东部地区的中小企业实体经济存在一定活力, 因此数字普惠金融对中小企业的发展具有一定促进作用, “脱实向虚” 现象不明显。

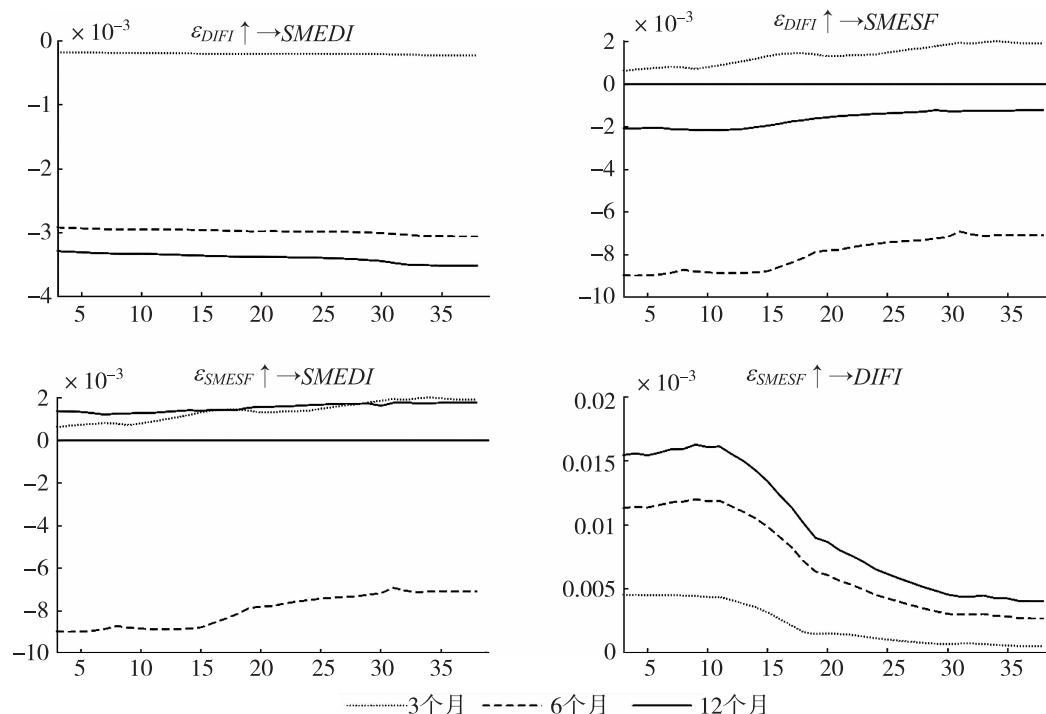


图 5 等间隔脉冲响应函数图(中部地区)

从图 5 可以看出, 数字普惠金融一个单位的正向冲击, 对中部地区中小企业的影晌在中长期显著为负, 说明中部地区的实体经济增长乏力, 对金融资本的吸纳能力不强。此外, 股票市场对数字普惠金融正向冲击的响应路径呈现出短期正效应、中长期负效应, 说明数字普惠金融与股票市场之间资金流动频繁, 金融资本的短期投机行为引致了股票市场的振荡。同时, 针对股票市场一个单位的正向冲击, 数字普惠金融的响应值在短期、中期和长期都显著为正, 说明当实体经济与虚拟经济增长出现失衡时, 大量资本涌入金融行业寻求超额收益, 从而助推了数字普惠金融的膨胀。整体来看, 中部地区金融资本服务实体经济的能力不足, 数字普惠金融未能有效促进中小企业的长期发展, “脱实向虚” 现象明显。

从图 6 可以看出, 西部地区中小企业对数字普惠金融和股票市场正向冲击的响应值在短期、中期和长期都显著为负, 说明西部地区中小企业实体经济缺乏活力, 当中小企业在股票市场融资出现困难时, 数字普惠金融也并未能够缓解中小企业的融资约束、促进中小企业长期发展。此外, 数字普惠金融一个单位的正向冲击, 股票市场的响应路径则是在短期呈现出较高的正向效应, 中期呈现的正向效应虽然有所降低但仍然显著, 而长期的响应值则为负数。同时, 针对股票市场一个单位的正向冲击, 数字普惠金融的响应值在短期、中期和长期都显著为正, 并且比中部地区的正值更大, 说明在经济欠发达的西部地区, 实体经济缺乏活力, 无法吸引金融资本的注入, 数字普惠金融资金因寻求超额收益流入股票市场进行投机套利, 造成股票市场的动荡, 并且金融体系监管制度的缺失使得金融资本服务实体经济的能力低下, 资金在金融系统内部空转。因此, 西部地区数字普惠金融未能促进中小企业实体经济的发展, 其“脱实向虚” 现象比中部地区更严重。

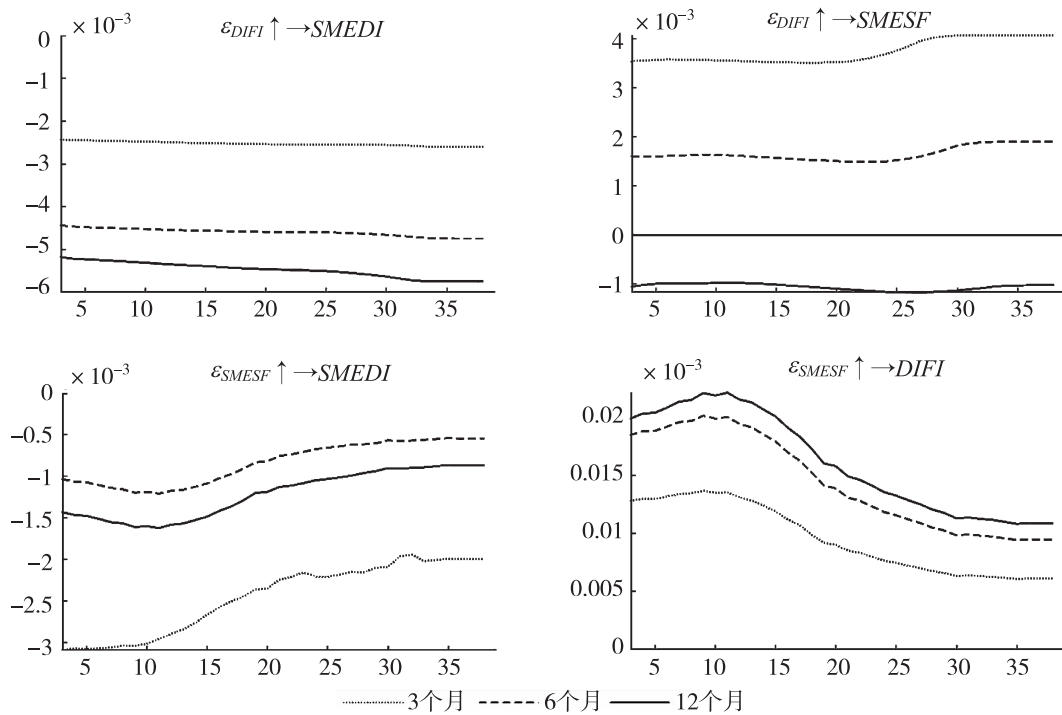


图6 等间隔脉冲响应函数图(西部地区)

由上述分析可知,经济发展速度越慢的地区,“脱实向虚”现象越明显,假设 H2 得以验证。

### 五、稳健性检验

为了验证本研究结论的可靠性,进一步进行稳健性检验。

其一,变更中小企业的发展指标。采用中小企业中制造业的景气指数作为中小企业发展指数的替代指标,仍然使用 TVP-SV-VAR 模型分析数字普惠金融赋能中小企业发展的有效性,时变的等间隔脉冲响应如图 7 所示。

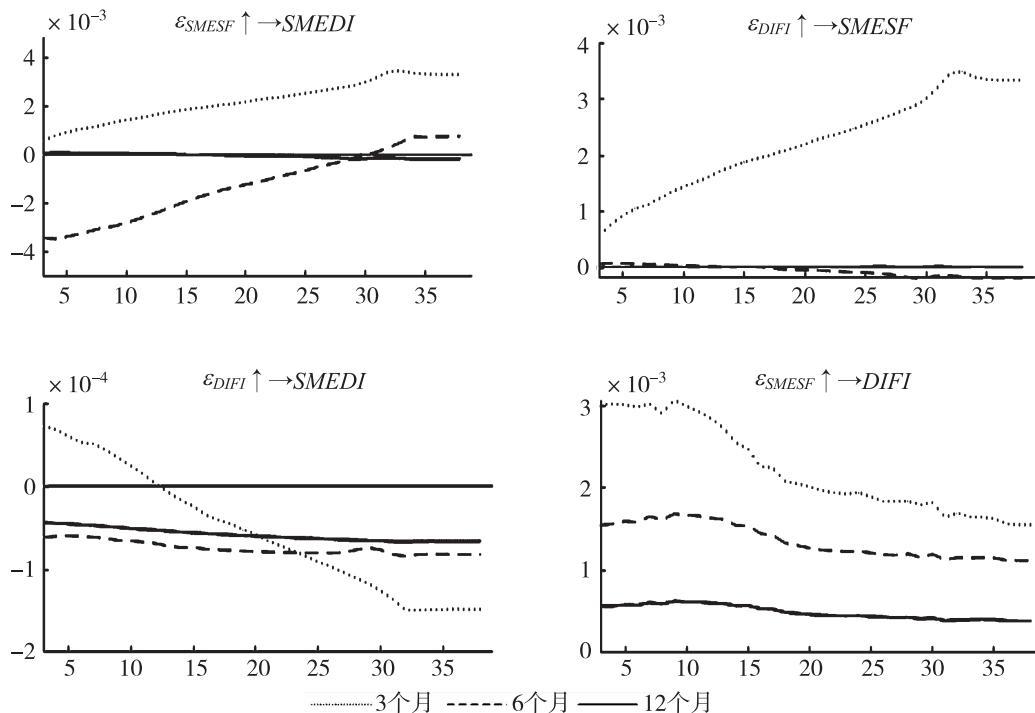


图7 等间隔脉冲响应函数图(更换指标)

其二,采用贝叶斯向量自回归模型(BVAR)从全局角度对数字普惠金融、股票市场和中小企业三者之间的资金融通关系进行分析,如图8所示。平均效应下的脉冲响应路径如图7所示。

从图7可以看出,三个变量之间的响应路径与前文的研究结论相似,数字普惠金融和股票市场都未能有效服务于中小企业实体经济的发展,而数字普惠金融与股票市场之间的相互促进效应显著,说明金融资本在金融市场内部空转,即数字普惠金融未能有效赋能中小企业的发展,金融资金存在“脱实向虚”现象。该检验进一步说明本文的假设成立,研究结论具有稳健性。

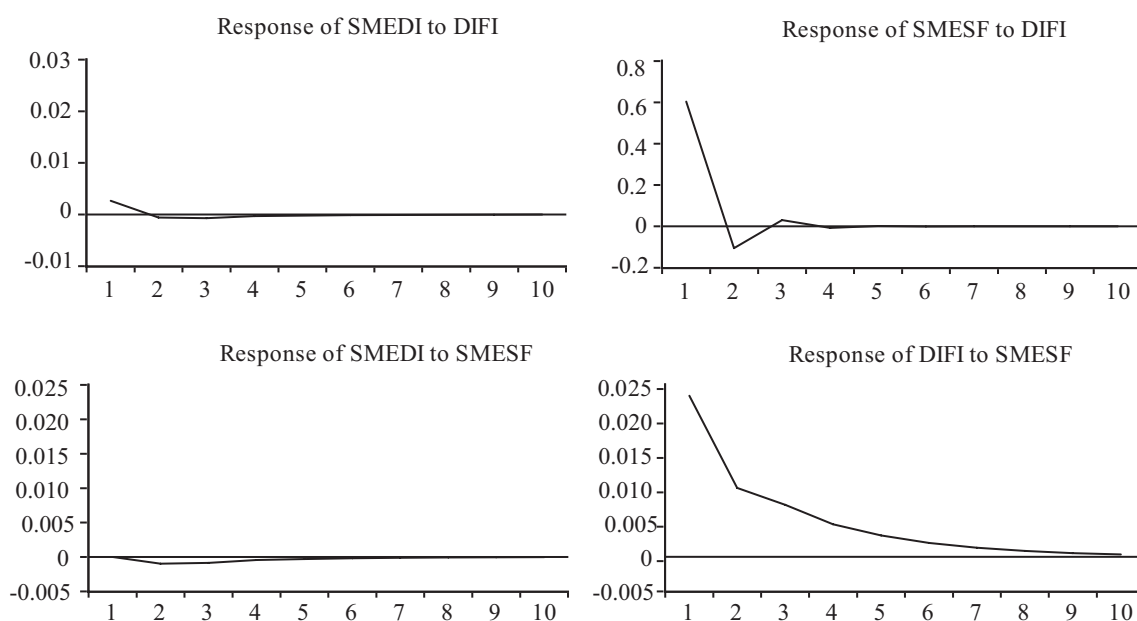


图8 脉冲响应函数图(BVAR模型)

## 六、结论与建议

从金融资本流动路径出发,以金融资本寻求超额收益最大化的效用理论为基础,结合风险溢价模型,构建数字普惠金融、股票市场与中小企业三者之间资金融通的互动机制,并结合中国经济金融运行现状,基于理论假设阐释数字普惠金融在赋能中小企业发展方面“脱实向虚”的趋势以及“脱实向虚”的异质性程度,并对两个假设进行了实证检验。研究发现:

第一,数字普惠金融在赋能中小企业发展方面存在“脱实向虚”现象,资金在金融市场内部空转,进行短期投机行为。

第二,在国家对网络金融借贷平台的专项整治下,金融资本的“脱实向虚”现象有所减少。

第三,数字普惠金融在东部地区对中小企业的发展具有一定促进作用,而在经济发展水平较低的中部和西部地区呈现出“脱实向虚”现象。

针对数字普惠金融如何健康赋能中小企业长期发展问题,提出如下建议:

第一,明确不同实际经济运行背景下金融资本的动机和流动路径,建立数字普惠金融资本流动的预警机制,有效跟踪资金的流向和流量。

第二,改善资本市场运行机制,防止出现过热的短期投机行为,压缩投机者的套利空间。

第三,合理引导数字普惠金融资金的跨市场流动,使其能够真正为中小企业实体经济发展服务,谨防因不同市场间的溢出效应造成数字普惠金融冲击发生预期之外的放大效应。

第四,加大政府对中部和西部地区中小企业的资金支持,在优化实体经济运营环境的同时强化金融监管,提升中小企业实体经济对金融资本的吸纳能力。

参考文献:

- [1] 王曙光,张春霞. 互联网金融发展的中国模式与金融创新[J]. 长白学刊,2014,(1):80-87.
- [2] 沈悦,郭品. 互联网金融、技术溢出与商业银行全要素生产率[J]. 金融研究,2015,(3):160-175.
- [3] Ozili P. Impact of Digital Finance on Financial Inclusion and Stability[J]. Borsa Istanbul Review,2018,(4):329-340.
- [4] 王馨. 互联网金融助解“长尾”小微企业融资难问题研究[J]. 金融研究,2015,(9):128-139.
- [5] 何启志,彭明生. 互联网金融、股票市场与中小企业发展[J]. 财政研究,2017,(9):88-101.
- [6] 姚耀军,董钢锋. 中小企业融资约束缓解:金融发展水平重要抑或金融结构重要?——来自中小企业板上市公司的经验证据[J]. 金融研究,2015,(4):148-161.
- [7] 蔡苓. 破解我国中小企业融资难问题研究——基于商业银行“投贷联动”视角的分析[J]. 上海经济研究,2016,(3):83-95.
- [8] 许坤. 信贷价格歧视与银企共生关系[J]. 财经科学,2018,(12):1-13.
- [9] 李广子,熊德华,刘力. 中小银行发展如何影响中小企业融资?——兼析产生影响的多重中介效应[J]. 金融研究,2016,(12):78-94.
- [10] 任秋潇,王一鸣. 行业组合视角下的银行信贷优化管理——基于中国商业银行的优化模型设计与实证分析[J]. 金融论坛,2021,(3):9-20.
- [11] Berlin, Mester. On the Profitability and Costs of Relationship Lending[J]. Journal of Banking and Finance, 1998,(22):873-897.
- [12] 王丽珠. 我国中小企业信用担保体系的国际借鉴——以日本为例[J]. 国际金融研究,2009,(7):87-96.
- [13] 胡海青,张琅,张道宏. 供应链金融视角下的中小企业信用风险评估研究——基于SVM与BP神经网络的比较研究[J]. 管理评论,2012,(11):70-80.
- [14] 汤莹玮. 信用制度变迁下的票据市场功能演进与中小企业融资模式选择[J]. 金融研究,2018,(5):37-46.
- [15] 郎香香,张朦朦,王佳宁. 数字普惠金融、融资约束与中小企业创新——基于新三板企业数据的研究[J]. 南方金融,2021,(11):13-25.
- [16] 谢雪燕,朱晓阳. 数字金融与中小企业技术创新——来自新三板企业的证据[J]. 国际金融研究,2021,(1):87-96.
- [17] 巴曙松. 关于解决当前小微经营者融资难问题的政策建议[J]. 人民论坛·学术前沿,2020,(12):22-30.
- [18] 封思贤,郭仁静. 数字金融、银行竞争与银行效率[J]. 改革,2019,(11):75-89.
- [19] 刘晓光,刘嘉桐. 劳动力成本与中小企业融资约束[J]. 金融研究,2020,(9):117-135.
- [20] 陈廉,易露,陈强. 数字金融、中小企业债务融资与债权人异质性[J]. 贵州财经大学学报,2021,(5):53-60.
- [21] 万佳或,周勤,肖义. 数字金融、融资约束与企业创新[J]. 经济评论,2020,(1):71-83.
- [22] 安宝洋. 互联网金融下科技型小微企业的融资创新[J]. 财经科学,2014,(10):1-8.
- [23] 黄群慧. 论新时期中国实体经济的发展[J]. 中国工业经济,2017,(9):5-24.
- [24] 胡奕明,王雪婷,张瑾. 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[J]. 经济研究,2017,(1):181-194.
- [25] 林毅夫,付才辉,任晓猛. 金融创新如何推动高质量发展:新结构经济学的视角[J]. 金融论坛,2019,(11):3-13.
- [26] 邱晗,黄益平,纪洋. 金融科技对传统银行行为的影响——基于互联网理财的视角[J]. 金融研究,2018,(11):17-29.
- [27] 彭俞超,倪骁然,沈吉. 企业“脱实向虚”与金融市场稳定——基于股价崩盘风险的视角[J]. 经济研究,2018,(10):50-66.

- [28] Copeland L S. Exchange Rates and International Finance[M]. London: Addison – Wesley Publishing Company, 1989.
- [29] Nakajima J, M Kasuya, T Watanabe. Bayesian Analysis of Time – varying Parameter Vector Autoregressive Model for the Japanese Economy and Monetary Policy[J]. Journal of the Japanese and International Economies, 2011, (25): 225 – 245.
- [30] 郭峰,王靖一,王芳,等. 测度中国数字普惠金融发展:指数编制与空间特征[J]. 经济学(季刊), 2020, (4): 1401 – 1418.

责任编辑、校对:陆为群

**Does Digital Inclusive Finance Contribute to the Development of  
Small and Medium – sized Enterprises?  
Dynamic Recognition Based on TVP-SV-VAR Model**

CHEN Qian, SHI Gui – fen

*(School of Economics and Management, Northeast Normal University, Changchun 130117, China)*

**Abstract:** Based on the utility theory that financial capital seeks to maximize excess returns, and combined with the risk premium model, this paper constructs the function mechanism of financing integration among digital inclusive finance, stock market and small and medium – sized enterprises (SMEs). TVP-SV-VAR model is used to empirically explore whether digital inclusive finance can effectively contribute to the development of SMEs. The results show that a large amount of funds of digital inclusive finance flow to the stock market due to the short – term speculative behavior of speculators, promoting the prosperity of the capital market. Digital inclusive finance tends to “transform real economy into virtual economy” in contributing to the development of SMEs. However, under the special rectification of the Internet financial environment of China, the trend for financial capital to “transform real economy into virtual economy” has been alleviated. Further regional heterogeneity analysis finds that the real economy in the eastern region has a strong ability to absorb financial capital, and digital inclusive finance play a certain role in promoting the development of SMEs, while the development of the real economy of SMEs in the central and western regions is sluggish. Capital tends to idle within the financial system in search of excess returns, and the less economically developed the region, the more financial capital tends to “transform real economy into virtual economy”.

**Key words:** Digital Inclusive Finance; Stock Market; SMEs; “Transform Real Economy into Virtual Economy”; TVP-SV-VAR Model