

数字金融发展的经济稳定器效应

战文清 刘尧成¹

【摘要】: 本文通过构建消费者动态优化理论模型,从理论上论证了数字金融发展降低经济波动的稳定器作用,并基于 2011—2019 年 283 个地级市的面板数据,分别采用空间杜宾模型(SDM)和面板向量自回归模型(PVAR)研究了数字金融影响中国经济波动的空间效应和动态效应。研究结论如下:首先,从空间效应来看,数字金融的发展能够显著降低经济波动,起到经济稳定器的作用,并且数字金融对经济波动存在显著的空间溢出效应。其次,从动态效应来看,数字金融对经济波动的动态影响路径呈“U”型走势,当数字金融产生一单位的正向冲击后,将对经济波动产生负向的影响,至第 2 期时达到最大,随后逐渐减弱。进一步的异质性分析表明,数字金融对胡焕庸线以西地区的经济稳定作用更强。上述结论对数字金融发展影响中国经济波动的机制提供了经验证据。

【关键词】: 数字金融 经济波动 经济稳定器

【中图分类号】: F832.5 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1000-8306(2022)09-0001-16

一、引言

近年来,数字金融在中国蓬勃发展,2013 年被称为中国互联网金融的元年。此后,第三方支付、网贷、众筹、数字保险、数字货币和门户金融理财等业务模式都取得了不同程度的进展,中国数字金融已经成为引领全球的一面旗帜。与此同时,中国经济增速在近十年来呈现震荡性下行的态势。根据国家统计局的数据,我国经济增长率从 2010 年的 10.6%降至 2019 年的 6.0%,进入经济“新常态”下的中低速增长模式,受新冠肺炎疫情的影响,2020 年经济增速进一步下降为 2.2%。经济增速的下滑在一定程度上引发了理论界和政策界的关注,尤其担心是否会陷入“中等收入陷阱”,经济增速的下滑给政策层面带来了压力,特别是受到当前疫情冲击以及国际经济持续疲软的拖累,稳定经济增长成为当前中国经济的重要目标,寻找经济增长的“稳定器”对于当前经济增长态势尤为关键。

金融是现代经济的核心,随着经济的逐步转型升级,金融系统的发展对于当前中国实体经济的影响也变得越来越重要。从金融系统的现实情况来看,数字金融的发展是最重要的特征,也是中国金融供给侧改革的重要组成部分。随着中国数字金融的发展,普惠金融在最近数年取得了突破性的进展,金融科技公司应用大数据和云计算等金融科技手段,突破了传统银行等金融机构在获客和风控等方面的痛点问题,解决了长期以来金融机构所忽视的长尾客户问题,提高了金融服务实体经济的效率。尤其是最近两年疫情暴发以来,借助于在线支付、网络银行等金融科技手段,一方面减少了人员密集等疾病传播的隐患,另一方面提高了支付的效率,实现了对中小微企业贷款的“310”模式(3 分钟申请、1 秒钟放款、0 人工接触干预),对实体经济的稳定运行提供了有力支撑。

根据上述的背景分析,一方面中国经济面临稳增长的压力,另一方面迎来了数字金融蓬勃发展的局面。由此产生的问题是,数字金融的发展能起到经济稳定器的作用吗?本文将对此议题进行分析,主要贡献在于从理论上分析了数字金融对于经济稳定的影响机制,并结合地级市数据进行了实证检验,为中国数字金融的发展及其对经济稳定产生的影响提供了经验证据。

¹**作者简介:** 战文清(1996—),复旦大学经济学院,博士生。邮箱:WenchingZ@163.com。;刘尧成(1980—),无锡太湖学院会计学院,副教授。邮箱:lmeiay@126.com。

基金项目: 国家社会科学基金项目“金融周期对中国经济波动的影响机制与应对策略研究”(19BJL020)的资助

二、文献综述

在 2008 年国际金融危机爆发以前，关于经济波动原因的探讨，主要是从实际经济周期（RBC）理论的视角展开，金融系统产生的影响往往被忽视。^[1]国际金融危机爆发以来，金融系统产生的影响被重新重视起来。美联储前主席伯南克（Bernanke）等提出了金融加速器理论，建立了金融经济周期（FBC）的理论基础。该理论认为，企业的资产负债表会影响其借贷能力，并进一步影响宏观经济的波动。^[2]FBC 的理论分析注重房地产等资产价格变化的顺周期性，即侧重分析房地产的抵押属性，信贷和房地产价格的叠加波动形成了金融加速器效应，放大了经济系统的波动。但随着数字金融的逐步发展，由于数字金融能够利用大数据和人工智能等技术，在对企业进行放贷时能够弱化对于抵押品的需求，从而有可能打破信贷和房地产价格的叠加效应，使得金融加速器机制失效。

现有文献已经从宏观等多个层面分析了数字金融如何影响实体经济。在宏观层面，现有文献主要从经济增长、包容性增长、高质量发展等方面分析了数字金融对实体经济的影响；^[3, 4, 5, 6]在微观层面，则主要从企业技术创新、产业结构升级、创业、居民消费以及多维贫困等视角展开。^[7, 8, 9, 10]根据这些文献，数字金融对实体经济的影响主要存在于以下三个方面：首先，对于居民而言，数字金融借助于大数据、区块链等先进技术，能够快速高效地处理大量用户数据，并且将风险控制一定范围，拓展了金融服务的广度，提高了居民获得金融服务的可能性与便利性，从而促进了居民的消费、创业等行为。^[11]其次，对于企业而言，数字金融的发展在降低企业交易成本的同时，也提高了交易的效率，缓解了企业的融资约束，从而促进技术创新、创业以及产业结构的升级。最后，对于金融机构而言，数字金融能够较好地解决借贷双方的信息不对称问题，弱化抵押品的需求，满足传统金融机构长期忽视的大部分长尾客户的金融需求，相较于传统的金融机构具有天然的获客优势，从而能够改变中国的金融结构。上述三方面因素的综合作用，促使数字金融具备了“普惠”与“精准”的特性，这种特性提高了金融服务的效率和经济增长质量，从而有可能起到稳定经济增长的作用。^[5]

既有文献从不同侧面探讨了数字金融的发展及其与实体经济的关系，并着重探讨了数字金融对于实体经济产生影响的不同渠道。但是，总体来说，有关数字金融如何稳定经济的针对性研究尚不多见，特别是缺乏从宏观上探究数字金融如何影响和稳定经济波动的理论传导机制，以及相对应的实证分析。在当前的经济背景下，分析数字金融对于中国经济的稳定器作用无疑具有重要的理论与现实意义。

三、理论分析与研究假说

根据上述文献综述，自 2008 年次贷危机发生以来，金融系统冲击传导至实体经济波动的影响机制逐步被理论界重视起来，金融加速器理论认为来自金融系统的冲击才是经济波动的冲击源，一些学者甚至认为金融冲击能够解释发达国家经济波动的 50% 以上。^[12]但随着数字金融的发展，房地产等资产的抵押作用逐步下降，金融加速器的传导机制可能会失效。为此，本文立足于“经济稳定器”视角，研究数字金融发展对中国经济波动所发挥的稳定器作用。本部分首先参考张凯强（2018）等人的研究思路，^[13]通过建立理论模型推导数字金融发展对经济波动的影响，再据此提出相应的研究假说。

（一）基本假定

1. 效用函数

假设 C 代表消费者的个人消费，则消费者的效用贴现总和可表述为：

$$U = \int_0^{\infty} U(C) e^{-\rho t} dt \quad (1)$$

其中， β 表示时间贴现因子。效用函数为不变替代弹性型， σ 表示跨期替代弹性。具体函数表示如下：

$$U(C) = \frac{C^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} \quad (2)$$

2. 生产函数

假设生产函数为一次齐次的 C-D 生产函数：

$$Y = AK^{1-\alpha}L^{\alpha} \quad (3)$$

由此得出消费者的资本积累方程为：

$$\dot{K} = Y - T - C \quad (4)$$

其中， T 代表政府税收，可以表示为总产出 Y 的固定比例 τY ， τ 表示为实际税率。

因此，消费者优化问题可以表示为：

$$\begin{aligned} \max \int_0^{\infty} U(C)e^{-\beta t} dt \\ \text{s.t. } \dot{K} = Y - T - C, \quad C \geq 0, K \geq 0 \end{aligned} \quad (5)$$

（二）均衡分析

根据消费者优化问题（5）式，优化问题的现值 Hamilton 函数为：

$$H = U(C) + \lambda(Y - T - C) = \frac{C^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} + \lambda[(1-\tau)AK^{1-\alpha}L^{\alpha} - C] \quad (6)$$

其中， λ 是 Hamilton 乘子，一阶条件为：

$$U_c = \lambda \quad (7)$$

欧拉方程为：

$$-\dot{\lambda} + \beta\lambda = \lambda(1-\alpha)(1-\tau)AK^{-\alpha}L^{\alpha} \quad (8)$$

横截性条件为：

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \lambda K = 0 \quad (9)$$

当经济系统处于稳定时，有：

$$\gamma = \frac{\dot{C}}{C} = \frac{\dot{K}}{K} = -\frac{\dot{\lambda}}{\sigma \lambda} = \frac{1}{\sigma} [(1 - \alpha)(1 - \tau)AK^{-\alpha}L^{\alpha} - \beta] \quad (10)$$

其中， γ 表示经济增长率，假设 σ 、 α 、 τ 和 β 为常数，且均衡时的资本劳动比为常数，则经济周期的波动率可用如下等式表示：

$$\text{var}(\gamma) = \left[\frac{(1 - \alpha)(1 - \tau)}{\sigma} \right]^2 \left(\frac{L}{K} \right)^{2\alpha} \text{var}(A) \quad (11)$$

式 (11) 中， $\text{var}(\gamma)$ 代表经济波动率，本文假定技术冲击 A 的方差保持不变，即 $\text{var}(A)$ 为常数，那么经济波动率将随着资本劳动比的改变而改变，而数字金融的发展将对资本劳动比产生直接的影响。其基本的逻辑在于，一方面，随着数字金融的发展，大数据和云计算等先进技术的应用，放松了对于抵押品的需求；另一方面，数字金融的发展实现了金融产品、商业模式和业务流程等方面的创新，突破了传统银行在获客和风控等方面的痛点问题，解决了长期以来金融机构所忽视的长尾客户问题，提高了金融服务实体经济的效率，能够为实体经济提供更加高效的贷款服务。^[14]金融体系在数字金融的加持下，企业的资金来源增加，融资约束得到缓解，从而导致资本劳动比提高。^[15]

根据上述的理论机制分析，资本劳动比的提高能够导致经济波动幅度的降低。由此，本文提出假说 1。

假说 1：数字金融的发展能够降低经济波动，起到经济稳定器的作用。

除此之外，无论是经济波动还是数字金融发展，均具有较强的空间相关性。不同地区的经济发展水平、投资环境以及发展模式具有很强的相关性，再加上相邻地区之间通过相互学习、模仿，进而使得地区经济波动之间具有较强的空间依赖性。并且数字金融的发展离不开实体经济以及传统金融，^[16]数字金融业务的推广也要依赖于地理因素，因此地区间数字金融发展水平的空间依赖性也客观存在。^[17]数字金融以互联网技术为基础，能够提高金融资源的辐射能力，压缩金融服务的时空距离，增强区域间经济活动的关联度，从而对经济发展产生空间外溢效应。^[18]由此，本文提出假说 2。

假说 2：数字金融对经济波动的影响存在空间溢出效应。

四、研究设计

（一）实证模型

本部分的实证研究设计将构建空间计量模型分析数字金融发展对经济波动影响的空间效应，其次构建向量自回归模型分析影响的动态效应。

1. 空间计量模型

第一，空间模型的建立。为了检验数字金融发展对经济波动的空间溢出效应，本文首先构造一般的空间面板模型，如式（12）所示：

$$\begin{aligned} Cycle_{it} &= \rho \cdot W \cdot Cycle_{it} + \beta_1 \cdot SJ_{it} + \beta_2 \cdot X_{control} + \alpha_1 \cdot W \cdot SJ_{it} + \alpha_2 \cdot W \cdot X_{control} + \varepsilon_{it} \\ \varepsilon_{it} &= \lambda \cdot W \cdot \varepsilon_{it} + v_{it} \end{aligned} \quad (12)$$

其中， i 表示地级市， t 表示时间。 $Cycle_{it}$ 表示经济波动， SJ_{it} 表示数字金融发展水平， $X_{control}$ 代表一系列控制变量，包括人均在校生数（Stu）、第二产业占比（SGDP）、第二产业从业人员比重（PSecond）、工资水平（Salary）以及财政自给率（Gov）， W 表示空间权重矩阵， ε_{it} 和 v_{it} 为扰动项。当 $\lambda=0$ 时，式（12）变为 SDM 模型；当 $\lambda=0$ 且 $\delta=0$ 时，式（12）变为 SAR 模型；当 $\rho=0$ 且 $\alpha=0$ 时，式（12）变为 SEM 模型；当 $\rho=0$ 、 $\alpha=0$ 且 $\lambda=0$ 时，式（12）变为普通的面板模型（OLS）。本文参考白俊红等（2017）的研究思路，^[19] 对式（12）进行检验，以筛选出适合本研究的模型。

第二，空间权重矩阵的确立。现有文献关于空间权重矩阵的构建主要有以下三种：简单二进制相邻矩阵、地理距离空间权重矩阵以及经济距离空间权重矩阵。本文在基准检验部分采用地理距离空间权重矩阵进行空间模型分析，采用二进制矩阵和经济距离矩阵进行稳健性检验。对各空间权重矩阵进行行标准化后，得到本文的空间权重矩阵 W 。

第三，空间计量模型的效应分解。Lesage 和 Pace(2009) 指出，由于 SDM 模型包含了空间滞后效应，依靠 SDM 模型点估计的结果来分析解释变量对被解释变量的空间效应可能存在偏误，^[20] 因此本文采用偏微分方法分解出数字金融影响经济波动的直接效应、间接效应与总效应。以 SDM 模型为例，其一般形式可以表示为：

$$Y = (I - \rho W)^{-1} (\alpha_0 \beta_0 + \beta X + \theta WX + \varepsilon) \quad (13)$$

令 $P(W) = (I - \rho W)^{-1}$ ， $Q_m(W) = P(W) \cdot (I_n \beta_m + \theta_m W)$ ，因此式（13）可以转化为：

$$Y = \sum_{m=1}^k Q_m(W) X_m + P(W) \alpha_0 \beta_0 + P(W) \varepsilon \quad (14)$$

将式（14）展开可得：

$$\begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \vdots \\ Y_n \end{bmatrix} = \sum_{m=1}^k \begin{bmatrix} Q_m(W)_{11} & Q_m(W)_{12} & \cdots & Q_m(W)_{1n} \\ Q_m(W)_{21} & Q_m(W)_{22} & \cdots & Q_m(W)_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ Q_m(W)_{n1} & Q_m(W)_{n2} & \cdots & Q_m(W)_{nn} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_{1m} \\ X_{2m} \\ \vdots \\ X_{nm} \end{bmatrix} + P(W) (\alpha_0 \beta_0 + \varepsilon) \quad (15)$$

其中， m 表示第 m 个解释变量， $Q_m(W)$ 矩阵主对角线元素的行平均值即为直接效应，非对角线元素的行平均值即为间接效应，两者之和为总效应。

2. 动态效应分析的 PVAR 模型

由于 PVAR 模型具有将变量内生化，并能分析各内生变量之间动态影响的优势，因此本文构建如下 PVAR 模型研究数字金融

影响经济波动的动态效应：

$$y_{it} = \beta_0 + \sum_{j=1}^p \beta_j y_{it-j} + \varepsilon_{it} \quad (16)$$

其中， y_{it} 表示各内生变量所构成的列向量，包含数字金融（SJ）、经济波动（Cycle）、人均在校生数（Stu）、第二产业占比（SGDP）、第二产业从业人员比重（PSecond）、工资水平（Salary）以及财政自给率（Gov）等变量， β_0 表示截距项， j 代表滞后阶数，其余变量定义同上。关于最大滞后阶数的选择，可根据AIC、BIC以及HQIC准则来确定。

（二）变量选取

1. 空间计量模型的变量选取

第一，被解释变量：经济波动（Cycle）。为了衡量中国的经济波动，本文参考郭婧和马光荣（2019）的研究，^[21]采用各地级市GDP增长率的3年滚动标准差来衡量。具体计算公式如下：

$$GDPg_sd_{it} = \sqrt{\frac{1}{3} \sum_{i=t-1}^{t+1} (GDPg_{it} - \overline{GDPg_{it}})^2} \quad (17)$$

其中， $GDPg_{it}$ 代表各地级市的GDP增长率， $\overline{GDPg_{it}}$ 是（t-1）到（t+1）年GDP增长率的平均值。

第二，解释变量：数字金融（SJ）。本文采用北京大学各地级市数字普惠金融指数来衡量各地级市数字金融的发展水平。为了消除量纲的影响，将各地级市数字普惠金融指数除以100，从而得到本文的数字金融变量SJ。

第三，控制变量。参考现有文献的研究，本文选取了如下控制变量来解释经济波动：一是人均在校生数（Stu）：采用小学与初中在校生数总和的自然对数来衡量；二是第二产业占比（SGDP）：采用第二产业增加值占GDP的比率来衡量；三是第二产业从业人员比重（PSecond）：采用第二产业从业人员数占总就业人数的比率来衡量；四是工资水平（Salary）：采用各地级市平均工资水平的自然对数来衡量；五是财政自给率（Gov）：采用地方公共财政收入与支出的比值来衡量。

2. 面板VAR模型的变量选取

本文采用PVAR模型分析数字金融影响经济波动的动态效应，选取的内生变量包括经济波动（Cycle）、数字金融（SJ）、人均在校生数（Stu）、第二产业占比（SGDP）、第二产业从业人员比重（PSecond）、工资水平（Salary）及财政自给率（Gov），各变量衡量方式与前文相同。

（三）数据处理

本文各地级市数字金融指数来源于北京大学发布的数字普惠金融指数，其余原始数据来源于Wind数据库、国泰安数据库以及《中国城市统计年鉴》，对于部分缺漏值，本文参考王喆等（2021）的做法，^[22]采用热卡填充的方法进行补充，最终选取了2011—2019年283个地级市的平衡面板数据，数据频率为年度数据。为了防止极端值的影响，对各变量首尾进行了1%的缩尾处理。表

1 汇报了变量的描述性统计结果。

表 1 变量描述性统计

空间模型	PVAR 模型	变量符号	变量名称	平均值	标准差	最小值	最大值
因变量	系统内生变量	Cycle	经济周期波动	0.0509	0.0431	0.0035	0.2252
解释变量		SJ	数字金融	1.6558	0.6510	0.3395	2.8891
控制变量		Stu	人均在校生数	0.1196	0.0323	0.0607	0.2662
		SGDP	第二产业占比	46.8721	10.4664	19.2000	72.8000
		PSecond	第二产业从业人员比重	44.6687	14.0957	12.4000	77.9000
		Salary	工资水平	10.8665	0.3048	10.1789	11.5692
		Gov	财政自给率	0.4640	0.2211	0.1044	1.0067

五、数字金融影响经济波动的空间效应分析

（一）空间相关性检验

本部分首先进行空间相关性检验，以对空间计量模型的适用性进行检验。文献中应用较为广泛的空间自相关检验指标为“莫兰指数 I”。其计算公式为：

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}}$$

(18)

其中， $S^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n}$ 表示样本方差， $\bar{x}$ 表示样本均值， W_{ij} 表示空间权重矩阵。表 2 汇报了相应的计算结果。我们发现经济波动（Cycle）和数字金融（SJ）的全局莫兰指数 I 在 2011—2019 年均大于 0，并且均在 1%的水平上显著，说明中国 283 个地级市的经济波动和数字金融存在显著的空间正相关性。上述结果说明，本文的数据存在空间依赖性，空间计量方法具备适用性。

表 2 经济波动与数字金融莫兰指数统计量

变量	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019
经济波动 (Cycle)	0.1910***	0.2510***	0.5380***	0.4260***	0.7180***	0.6770***	0.7840***	0.1480***	0.1390***
数字金融 (SJ)	0.6230***	0.6050***	0.5650***	0.5320***	0.5620***	0.5310***	0.6050***	0.6740***	0.6430***

(二) 空间计量方法选择

为了筛选出适合的空间计量模型，本文参考 Elhorst (2014) 的检验思路，^[23]采用 LM 检验以及 RobustLM 检验，在空间计量模型（SAR、SEM）与普通面板模型之间进行选择，若 LM-Lag 与 LM-Error 均通过了显著性检验，意味着应建立空间模型（SAR 或 SEM）进行实证分析，随后采用 Wald 检验以及 LR 检验，对 SDM 的适用性进行探讨。表 3 汇报了检验的结果。从表 3 中我们发现除了 RobustLM-lag 统计量未通过显著性检验外，其余统计量均通过了显著性检验，因此，SEM 模型优于 SAR 模型。随后本文进一步采用 Wald 检验以及 LR 检验，以分析 SDM 模型是否可以退化为 SAR 或者 SEM 模型。发现四个统计量均通过了显著性检验，说明 SDM 模型不会退化为 SAR 模型或者 SEM 模型，因此，本文建立 SDM 模型分析数字金融对中国经济波动的影响。

表 3 SAR、SEM、SDM 模型选择的相关检验

	普通面板的 LM 检验				SDM 的 Wald 检验与 LR 检验			
模型	LM-lag	Robust LM-lag	LM-Error	Robust LM-Error	Wlad-Lag	LR-Lag	Wald-Error	LR-Error
统计量	109.1030	0.2110	845.790	736.8990	113.2500	39.2900	84.0000	72.4300
P 值	0.0000	0.6460	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

(三) 估计结果分析

对于空间杜宾模型，本文采用 Yu 等 (2008) 提出的修正偏差 QMLE 方法进行估计。^[24]除此之外，空间杜宾模型可采用固定效应模型或者随机效应模型，在进行具体的实证分析之前，采用 Hausman 检验对模型加以选择，具体结果如表 4 所示。Hausman 检验的 P 值在 1%的水平上显著，说明固定效应 SDM 模型更适合本文的数据。除此之外，固定效应 SDM 模型中经济波动的空间滞后项的估计系数 rho 在 1%的水平上显著为正，数字金融 (SJ) 及其空间滞后项 (WSJ) 的估计系数均在 1%的水平上显著为负，说明空间效应显著，数字金融对经济波动的影响存在显著的空间溢出效应。

表 4 SDM 估计结果

模型	固定效应 SDM	随机效应 SDM
变量	Cycle	Cycle
SJ	-0.0123*** (0.0041)	-0.0067* (0.0035)
Stu	-0.0091 (0.0687)	-0.0580 (0.0460)
SGDP	-0.0006*** (0.0002)	0.0003*** (0.0001)
PSecond	-0.0002** (0.0001)	-0.0002** (0.0001)
Salary	0.0224*** (0.0089)	0.0202*** (0.0070)
Gov	-0.0083 (0.0135)	-0.0125* (0.0075)
rho	3.1424*** (0.1478)	3.2881*** (0.1238)
WSJ	-0.1044* (0.0585)	-0.0965*** (0.0237)
R ²	0.0798	0.0620
N	2547	2547
Hausman	0.0000	

注：*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的显著性水平下显著；Hasuman 检验汇报的是 P 值；为省略篇幅，本表格未汇报控制变量的空间交互系数。

Lesage 和 Pace(2009) 指出，^[20]由于 SDM 模型包含了空间滞后效应，依靠 SDM 模型点估计的结果来分析解释变量对被解释变量的空间效应可能存在偏误，因此，本文用偏微分方法分解数字金融影响经济波动的直接效应、间接效应与总效应。表 5 是 SDM 模型的分解结果。

表 5 SDM 效应分解

变量	直接效应	间接效应	总效应
SJ	-0.0142*** (0.0042)	-0.0241** (0.0097)	-0.0383*** (0.0110)
Controls	控制	控制	控制

Fixed Effect	Yes	Yes	Yes
--------------	-----	-----	-----

注：为省略篇幅，本文省略控制变量的效应分解结果，下同。

从总效应来看，数字金融（SJ）对经济波动（Cycle）存在显著的负向作用，即数字金融的发展能够显著抑制经济波动，起到了经济稳定器的作用，前文的研究假说1得到了验证。从直接效应来看，数字金融对经济波动的间接影响均为负，说明数字金融的发展能够显著降低本地区的经济波动。从间接效应来看，数字金融对经济波动的影响显著为负，说明邻近地区数字金融的发展对本地区经济波动有负向的空间溢出效应。可能的原因在于，某个地级市数字金融的发展会受到其他地级市数字金融发展的影响，数字金融依托于互联网等信息技术发展，具有较强的传播性，能够对邻近地区数字金融的发展产生较好的“示范效应”。^[26]本地区数字金融的发展通过“示范-模仿”效应带动邻近地区数字金融的发展，这一效应又被反馈回本地，降低本地区的经济波动，起到稳定经济的作用。

（四）异质性分析

在进行中国经济的区域异质性研究中，由黑龙江瑷珲至云南腾冲的胡焕庸线被广泛用来进行区域划分。胡焕庸线以西，地广人稀，交通不便，基础建设难度大；胡焕庸线以东，人口基数较大，劳动力充足，交通、航运、基建有一定基础。虽然数字金融的发展能够打破地理空间的限制，但由于受多种因素的共同作用，数字金融在空间上呈现出胡焕庸线东侧和西侧分布不均衡的状态。^[26]因此，本文以胡焕庸线为界，将全部样本划分为东西两个子样本进行异质性检验，表6汇报了SDM模型空间效应分解的结果。

表6 胡焕庸线东西部地区SDM效应分解

变量	东部地区			西部地区		
	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应
SJ	-0.0187*** (0.0049)	-0.0105* (0.0054)	-0.0292*** (0.0110)	-0.0148* (0.0076)	-0.0380** (0.0181)	-0.0528*** (0.0194)
Controls	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Fixed Effect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

首先，就总效应而言，东西部地区数字金融影响经济波动的总效应均显著为负，说明数字金融对两地区的经济波动均存在显著的抑制作用。相较于东部地区，西部地区数字金融对经济波动影响的总效应大于东部地区。数字金融发挥经济稳定器的关键在于弱化了信贷对抵押品的依赖，降低了信息不对称程度，将更多的“长尾客户”纳入金融服务体系中，促进普惠金融的发展。因此，某地区的“长尾客户”越多、金融歧视越严重，数字金融发挥普惠效应的效果越明显。而我国的金融歧视水平往往与经济发展水平高度相关，胡焕庸线以西地区经济发展较为落后，因此数字金融的发展对胡焕庸线以西地区的经济稳定作用更强。

其次，就直接效应而言，东西部地区数字金融对经济波动影响的直接效应均显著为负，但东部地区直接效应的绝对值略大于西部地区。中国数字金融的发展存在较为明显的空间异质性，主要表现在胡焕庸线以东地区发展水平较高、以西地区发展水平较低，^{[26][27]}东部地区较高的数字金融发展水平决定了对数字金融的理解、应用与相应拓展业务所需技能的掌握更加到位，更有利于发挥数字金融在稳定经济方面的作用。根据王婧一等（2019）的测算，^[28]2011—2018 年，数字普惠金融覆盖广度指数东西部的差距下降了 26%，数字普惠金融使用深度指数东西部差距缩小了 23%。因此，长期而言，东西部地区数字金融的发展差距在逐渐缩小，东西部地区数字金融降低经济波动效应的差距也应逐渐缩小。

最后，就间接效应而言，东西两地区间接效应的系数均显著为负，并且胡焕庸线以西地区的间接效应的绝对值大于东部地区。其原因在于，胡焕庸线以东地区经济较为发达，交通、航运、基建等较为便利，各地级市之间的空间溢出效应本身较大。但数字金融的发展打破了地理局域的限制，降低了空间摩擦性，^[29]基于先进技术的金融服务的边际成本更低、普惠性更强、效率更高，拓展了数字金融跨越地理边界的可能性，对于受地理局域限制的胡焕庸线以西的地区来说，数字金融发展的溢出效应更大。

（五）稳健性检验

1. 改变空间权重矩阵

前文的 SDM 模型分析是基于地理空间权重矩阵，本部分分别基于二元矩阵和经济距离构建空间权重矩阵，进行稳健性检验。其中，二元矩阵基于各地级市是否相邻来构造；经济距离根据各地级市人均 GDP 来计算，具体估计实证结果，我们发现，除了基于经济距离构建的空间权重矩阵的直接效应不显著外，其余结果并未发生显著性改变，因此，本文研究的数字金融对经济波动的空间效应具备一定的稳健性。

2. 数字普惠金融子指数的影响

前文采用了数字普惠金融总指数作为各地级市数字金融的代理变量，实证结果证明数字金融的发展能够降低地区经济波动性，起到经济稳定器的作用。但数字普惠金融指数是一个综合指标，其子指数包含覆盖广度指数、使用深度指数以及数字化程度三个维度，为了验证数字普惠金融子指数对经济波动的影响，本文采用 SDM 模型进行实证估计。观察估计系数我们发现，除了使用深度子指数的直接效应、间接效应和总效应不显著外，覆盖广度和数字化程度的实证结果与前文的结论基本一致。根据前文的分析及本部分的稳健性检验可知，本文的假说 2 也可以得到验证。

六、数字金融影响经济波动的动态效应分析

经过前文的分析，可以得知数字金融的发展能够起到经济稳定器的效果，但这只是一种长期的静态分析，根据传统理论对经济波动和经济周期的分析框架，还需要进行“冲击-传导”的短期动态分析，才能较为全面地理解数字金融发展对于经济波动的影响。本部分我们将应用面板 VAR 模型，进一步分析数字金融影响中国经济波动的动态效应。

（一）面板单位根检验

在采用 PVAR 模型进行实证分析之前，为了防止伪回归以及估计系数的偏误，需要对各变量进行平稳性检验，本文综合采用了 LLC 检验、Fisher 检验以及 IPS 检验，对样本数据进行平稳性分析。除此之外，由于 SDM 模型中人均在校生数（Stu）对经济波动的总效应不显著，因此此处剔除该变量。可以发现，不同统计量的结果存在一定的差异。接着对各变量进行一阶差分处理，以得到平稳的序列。

（二）模型滞后阶数选择

在对变量的平稳性进行检验之后，需要对 PVAR 模型的最优滞后阶数进行选择。AIC、BIC 与 HQIC 准则相应的结果。可以看出，不同准则选取的滞后阶数存在一定的差异，综合三种准则，本文对全样本以及胡焕庸线以东地区的样本建立含有二阶滞后项的 PVAR 模型、对胡焕庸线以西地区的样本建立含有一阶滞后项的 PVAR 模型。

（三）脉冲响应分析

脉冲响应分析能够形象地描述数字金融影响经济波动的动态效应。本部分首先分析了全样本中数字金融冲击对经济波动的脉冲响应动态效应，其次以胡焕庸线为界，区分东部地区和西部地区进行动态效应的异质性分析。图 1 展示了全样本中受到一单位数字金融（SJ）正向冲击后，经济波动（Cycle）的变化路径，横轴表示滞后期数、纵轴表示被解释变量的变化情况。首先，从整体来看，当冲击发生后，将对经济波动（Cycle）产生负向的影响，且随着时间的推移，该影响先逐渐增强，至第 2 期时达到最大，随后再逐渐减弱，总体图形呈现出“U”型结构。其次，从冲击大小来看，当数字金融（SJ）的冲击发生后，当期对经济波动的影响几乎为 0，在第 2 期时该影响达到最大，为-0.004 左右，随后该影响逐渐减弱，第 3 期往后影响非常微弱，接近于 0。这表明，数字金融的发展降低了经济的波动，起到了经济稳定器的作用，但该影响存在一定的滞后性，产生的影响期间为 3 年左右。

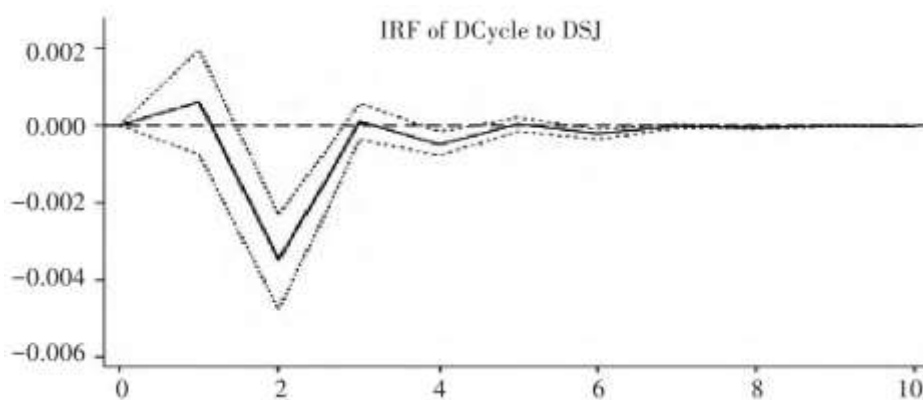


图 1 数字金融冲击对经济波动的脉冲响应分析（全样本）

注：为省略篇幅，本文仅汇报了数字金融冲击对经济波动的脉冲响应图。

图 2 展示了分样本中数字金融冲击对经济波动影响的脉冲响应。从整体来看，无论是东部地区还是西部地区，当数字金融（SJ）受到一单位的正向冲击后，均会对经济波动（Cycle）产生负向的影响，且随着时间的推移，该影响先逐渐增强，随后逐渐减弱，总体图形呈现出“U”型结构，这与全样本脉冲响应图形状类似。从冲击大小来看，东部地区样本中，当数字金融（SJ）受到一单位的正向冲击后，当期对经济波动的影响几乎为 0，在第 2 期时该影响达到最大，为-0.003 左右，随后该影响逐渐减弱，第 3 期之后的影响几乎为 0；而西部地区样本中，当数字金融（SJ）受到一单位的正向冲击后，当期对经济波动的影响几乎为 0，第 1 期时该影响达到最大，为-0.007 左右，随后该影响逐渐减弱，到第 7 期时降低至 0。上述结果说明，数字金融的发展对胡焕庸线以西地区的经济稳定作用更强，在最大影响时，西部地区的脉冲响应值大约是东部地区的 2 倍。这与前文 SDM 模型的异质性分析结果一致。

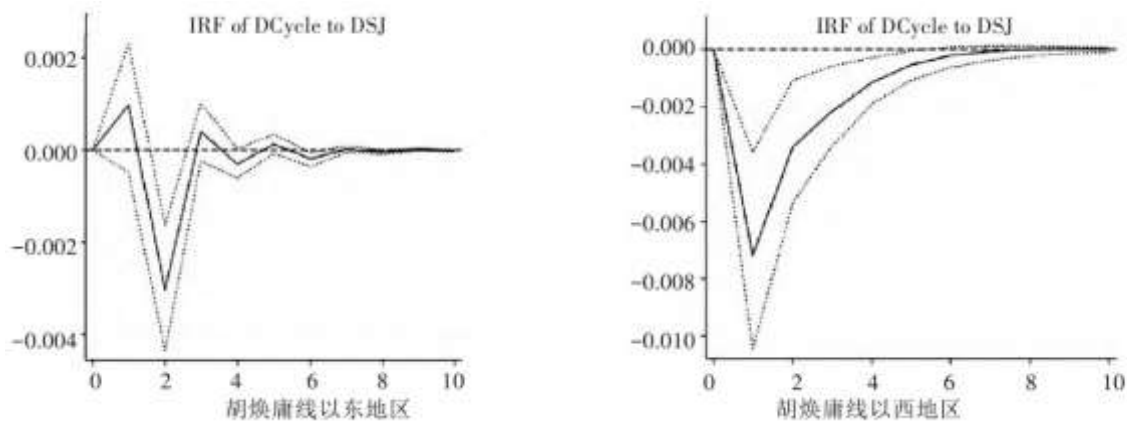


图2 数字金融冲击对经济波动的脉冲响应分析（分样本）

（四）稳健性检验

1. 改变变量顺序

在 PVAR 模型中，虽然 PVAR 模型的估计结果与变量次序无关，但脉冲响应结果却对变量顺序比较敏感。为了稳健起见，本文改变了经济波动（Cycle）和数字金融（SJ）的变量排序，图3展示了改变变量顺序后的脉冲响应。我们发现改变变量顺序后的脉冲响应图变化不大，由此说明本文的实证结果是比较稳健的。

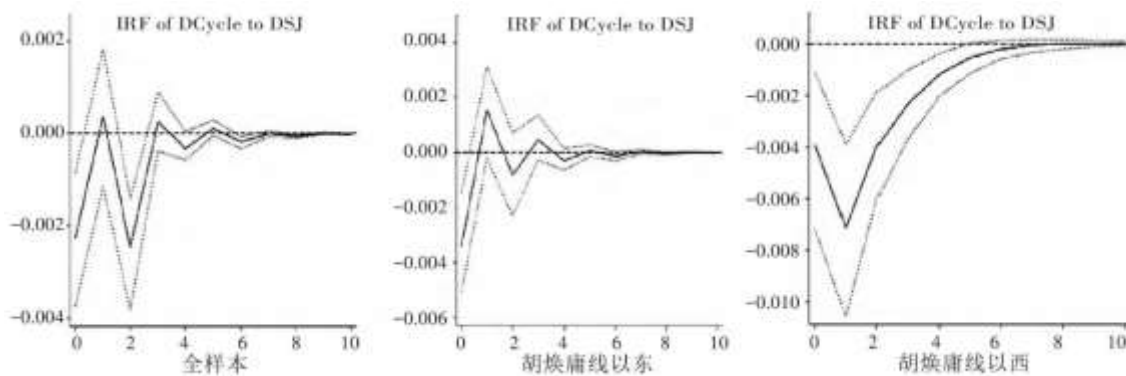


图3 数字金融冲击对经济波动的脉冲响应分析

2. 数字普惠金融子指数的影响

前文采用了数字普惠金融总指数作为各地级市数字金融的代理变量，分析了数字金融影响经济波动的动态效应。为了检验数字普惠金融子指数对经济波动的动态影响，本文采用 PVAR 模型进行了脉冲响应分析，图4汇报了相应的脉冲响应图。观察图4我们发现，三个子指数对经济波动的影响均大致为负，即一单位覆盖广度、使用深度以及数字化程度子指数的冲击，会导致经济波动幅度下降。除此之外，三个子指数对经济波动的冲击持续时间也存在差异，覆盖广度的影响大约在第7期消失，使用深度的影响大约在4期消失，而数字化程度对经济波动的影响在第2期之后就逐渐消失，这也进一步验证了前文结论的稳健性。

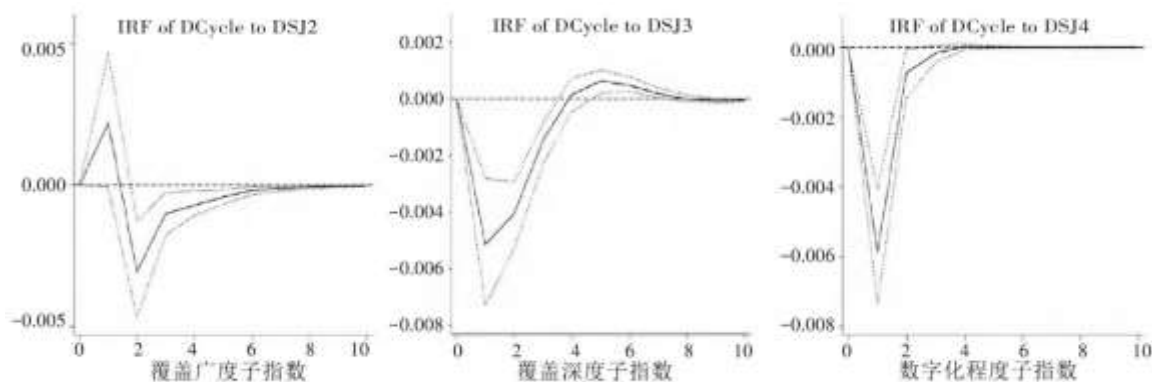


图 4 数字金融子指数冲击对经济波动的脉冲响应分析

注：DSJ2、DSJ3、DSJ4 分别代表覆盖广度、使用深度、数字化程度子指数。

七、结论与政策含义

本文主要探讨了数字金融的发展是否起到了经济稳定器的效果。为此，先进行了理论机制分析，随后基于 2011—2019 年中国 283 个地级市的面板数据进行了实证分析。研究结论主要包括如下两方面：一是从空间效应来看，数字金融的发展能够显著降低经济波动程度，起到了经济稳定器的作用，并且数字金融对经济波动存在显著的空间溢出效应；二是从动态效应来看，数字金融对经济周期的影响路径呈“U”型。当数字金融受到一单位的正向冲击后，将对经济波动产生负向影响，且随着时间的推移，该影响先逐渐增强，至第 2 期时达到最大，随后逐渐减弱。整体而言，数字金融对胡焕庸线以西地区的经济稳定作用更强。

上述研究结论对于当前中国发展数字金融以及实现经济稳定具有比较显著的政策含义。首先，不同于传统的金融加速器机制，由于数字金融的发展弱化了抵押品价值变化顺周期传导机制，从而使得数字金融在影响经济波动的过程中能够形成“金融减速器”机制，即能够起到经济增长的减震器作用。这对于稳定中国经济增长，特别是应对当前疫情冲击下经济的剧烈波动，无疑具有非常重要的现实意义。其次，数字金融体系的发展，有助于协调不同区域间的经济发展，缓解地区间的经济发展不平衡问题。一方面，和传统的金融形态相比，数字金融的发展在各区域间更加平衡。从时间上来看，虽然数字金融的发展在东部地区稍早，发展得更加成熟，但是中西部地区的数字金融发展态势也日益成熟，区域间的差距在迅速缩小，从而使得数字金融对实体经济产生的影响也在区域间更加均衡。另一方面，数字金融对地区间经济的影响还具有空间溢出效应，数字金融发展好的东部地区对于中西部地区的经济增长能够产生溢出效应，因此，发展数字金融能够调节东、中、西部地区经济的均衡发展。根据这些分析和结论，当前，在中国数字金融形式加速发展和经济波动加剧的背景下，应注重发挥数字金融发展对于经济波动的稳定器作用。从未来相当长的一段时间来看，数字金融的发展，都是应对中国经济增长和经济波动问题的一个重要抓手。☆

参考文献：

- [1]刘子威,李雪莲,薛蕾. 银行资本、风险预期与杠杆率增长背景下的经济波动[J]. 国际金融研究, 2021 (5): 65-75.
- [2]Bernanke B S, Gertler M, Gilchrist S. The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework[J]. Handbook of Macroeconomics, 1999, (1): 1341-1393.
- [3]钱海章,陶云清,曹松威,等. 中国数字金融发展与经济增长的理论与实证[J]. 数量经济技术经济研究, 2020, 37 (6): 26-46.

-
- [4]张勋, 万广华, 张佳佳, 何宗樾. 数字经济、普惠金融与包容性增长[J]. 经济研究, 2019, 54(8):71-86.
- [5]滕磊, 马德功. 数字金融能够促进高质量发展吗?[J]. 统计研究, 2020, 37(11):80-92.
- [6]宇超逸, 王雪标, 孙光林. 数字金融与中国经济增长质量:内在机制与经验证据[J]. 经济问题探索, 2020(7):1-14.
- [7]唐松, 伍旭川, 祝佳. 数字金融与企业技术创新——结构特征、机制识别与金融监管下的效应差异[J]. 管理世界, 2020, 36(5):52-66.
- [8]唐文进, 李爽, 陶云清. 数字普惠金融发展与产业结构升级——来自 283 个城市的经验证据[J]. 广东财经大学学报, 2019, 34(6):35-49.
- [9]谢绚丽, 沈艳, 张皓星, 等. 数字金融能促进创业吗?——来自中国的证据[J]. 经济学(季刊), 2018, 17(4):1557-1580.
- [10]张勋, 杨桐, 汪晨, 等. 数字金融发展与居民消费增长:理论与中国实践[J]. 管理世界, 2020, 36(11):48-63.
- [11]Gomber P, Kauffman R J, Parker C. On the Fintech Revolution: Interpreting the Forces of Innovation, Disruption and Transformation In Financial Services[J]. Journal of Management Information Systems, 2018, (35):220-265.
- [12]Jermann U, Quadrini V. Macroeconomic Effects of Financial Shocks[J]. American Economic Review, 2012, 102(1):238-271.
- [13]张凯强, 台航. 生产性支出偏好与经济增长波动[J]. 南方经济, 2018(7):75-95.
- [14]林木西, 肖宇博. 数字金融、技术创新与区域经济增长[J]. 兰州大学学报(社会科学版), 2022, 50(2):47-59.
- [15]邝玉珍, 李秉成. 银行业竞争与企业资本劳动比[J]. 国际金融研究, 2021(5):55-64.
- [16]Guo F, Kong S T, Wang J. General Patterns and Regional Disparity of Internet Finance Development in China: Evidence from the Peking University Internet Finance Development Index[J]. China Economic Journal, 2016, 9(3):253-271.
- [17]郭峰, 孔涛, 王靖一. 互联网金融空间集聚效应分析——来自互联网金融发展指数的证据[J]. 国际金融研究, 2017(8):75-85.
- [18]赵涛, 张智, 梁上坤. 数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据[J]. 管理世界, 2020, 36(10):65-76.
- [19]白俊红, 王钺, 蒋伏心, 李婧. 研发要素流动、空间知识溢出与经济增长[J]. 经济研究, 2017, 52(7):109-123.
- [20]Lesage J P, Pace R K. Introduction to Spatial Econometrics[M]. Boca Raton, FL: Chapman&Hall CRC Press, 2009:51-56.

-
- [21]郭婧,马光荣.宏观经济稳定与国有经济投资:作用机理与实证检验[J].管理世界,2019,35(9):49-64.
- [22]王喆,陈胤默,张明.测度全球数字经济发展:基于 TIMG 指数的特征事实[J].金融评论,2021,13(6):40-56.
- [23]Elhorst,J.P..Matlab software for spatial panels[J].International Regional Science Review,2014,37(3):389-405.
- [24]Yu J,Jong R D,Lee L F.Quasi-Maximum Likelihood Estimators for Spatial Dynamic Panel Data with Fixed Effects When Both n and t Are Large[J].Journal of Econometrics,2008,146(1):118-134.
- [25]姜世超,刘畅,胡永宏,等.空间外溢性和区域差异化视角下银行金融科技的影响因素——基于某大型国有商业银行县域数据的研究[J].中央财经大学学报,2020(3):19-32.
- [26]于江波,白凯,王晓芳.数字金融能否引领全要素生产率和经济产出跨越胡焕庸线[J].山西财经大学学报,2022,44(2):31-46.
- [27]张梁,相广平,马永凡.数字金融对区域创新差距的影响机理分析[J].改革,2021(5):88-101.
- [28]王婧一,郭峰,李振华,等.数字经济助力中国东西部经济平衡发展——来自于跨越“胡焕庸线”的证据[R].北京大学数字金融研究中心研究报告,2019.
- [29]聂秀华,吴青.数字金融驱动区域技术创新水平提升的空间溢出效应研究[J].当代经济管理,2021,43(12):85-96..