

中国经济短期波动对长期增长的影响： 金融发展的作用^{*}

方福前 邢炜

内容提要：自中国经济进入新常态以来，经济短期波动对长期增长趋势的影响成为新的研究热点。本文基于熊彼特的“创造性破坏”思想，通过改造 AABM 模型对这一问题进行分析。本文的模型假设有两种投资项目：生产性投资和非生产性投资。两种投资项目运行时均会遭到流动性冲击影响，但只有生产性投资有利于长期经济增速的提高。经济短期波动通过对两种投资的筛选来影响长期经济增长，而金融发展通过影响这种筛选效应来影响经济短期波动和长期增长趋势之间的关系。理论和实证分析发现：金融发展对经济短期波动和长期增长趋势之间关系的影响取决于金融资源对两种投资项目的支持偏好；我国过去几十年金融发展程度的提高使得我国经济短期波动和长期增长趋势之间的关系更偏向正相关；在我国不同地区和不同时期金融资源支持偏好表现出差异。因此，金融资源配置的优化可以提升我国经济的自我调节能力并促进经济增长。

关键词：经济波动 经济增长 金融发展 金融摩擦

一、引言

在实际经济周期理论中，经济波动由外生的生产率冲击引起，金融摩擦对这种外生冲击起到传导和放大的作用(Bernanke & Gertler, 1989; Kiyotaki & Moore, 1997; 康立等, 2013; 康立、龚六堂, 2014)。在经济增长理论中，长期经济增长由内生的生产率水平决定，金融摩擦通过影响企业技术采用决策和资源配置两种机制来影响生产率的增长(Chen & Song, 2013; Midrigan & Xu, 2014)。现有的宏观经济理论很少研究经济短期波动对长期增长趋势的影响，以及金融摩擦在其中所起的作用。在这方面，Aghion et al(2010)的研究具有开创性意义。

Aghion et al(2010)构建了一个包含短期投资和长期投资^①的企业决策模型，短期投资可以很快带来回报但无助于生产率的提高，长期投资回报期较长，但有利于提高生产率水平。每个企业可以存活三期，企业在第一期决定分别投入多少于短期投资和长期投资两个项目，短期投资在第二期即可带

来收益，长期投资在第三期才可以产生收益。在不存在金融摩擦的情形下，短期投资的收益即是长期投资的机会成本，而短期投资收益是亲周期的，因此长期投资在总投资中的占比具有逆周期性。当发生负向冲击时，企业会增加长期投资，进而促进长期经济增长，此时经济波动对长期经济增长表现出促进作用，这被称为“机会成本效应”。而当市场中存在金融摩擦时，由于长期投资项目需要连续不断地投资，因此可能遭受流动性冲击。如果信贷约束足够紧，那么当负向冲击发生、产出下降时，长期投资项目失败的概率会加大，从这个角度来看，经济波动不利于长期经济增长，这被称为“预期收益效应”。经济短期波动对于长期增长趋势最终的影响取决于两种效应相抵之后的净结果，因此金融发展程度越高，信贷约束越宽松，“预期收益效应”就越弱，经济短期波动和长期增长趋势之间的关系就越偏向正相关。

但是这个研究框架不完全适用于分析中国经济。第一，金融摩擦通过投资率机制和生产率机制来影响经济短期波动和长期增长趋势之间的关系，

^{*} 方福前、邢炜，中国人民大学经济学院，邮政编码：100872，电子邮箱：fang060816@126.com，xw2014@ruc.edu.cn。基金项目：国家社科基金重大项目“中国经济自发展能力研究”(15ZDB133)。

而根据 Aghion et al(2010)和卢二坡、曾五一(2008)的研究可以发现,无论在外国还是在国内,投资率均不是主要的影响机制。经济短期波动对生产率水平产生影响的机制又可分为两类:企业内部研发创新活动决策机制以及不同企业间资源优化配置机制。在发达经济体中,技术创新是较为重要的方式,金融资源的利用也是市场导向的,因此 Aghion et al(2010)的模型设定是合理的。但是在中国,企业研发投入占比一直处于较低的水平,而经济波动对低效率企业的清理、对资源配置的优化效应反而可能更为重要,同时中国金融资源的利用存在显著的所有制歧视以及行政干预现象,因此 Aghion et al(2010)的模型需要进行改进才能适用于分析中国经济。第二,关于经济短期波动和长期增长关系的研究,国内的研究结论和国外经典研究结论存在较大的差异。国外经典实证研究表明,经济短期波动和长期增长呈负相关(Ramey & Ramey, 1995; Rafferty, 2005; Lin & Kim, 2014; Abate, 2016);而在中国经济中这两者的关系呈现阶段性特点——改革开放前两者呈负相关关系,改革开放后两者主要呈正相关关系(Narayan et al, 2009; 邵军、徐康宁, 2011; 陈昆亭等, 2012; 卢二坡等, 2014)。第三,本文基于中国数据的实证分析发现,金融发展对经济短期波动和长期增长趋势之间关系的影响与 Aghion et al(2010)的结论存在差异。因此,我们认为需要对这个模型进行改造和扩展。

本文扩展了 AABM(Aghion-Angeletos-Banerjee-Manova)模型,将 AABM 模型中只有一种投资项目受到流动性冲击的假设扩展为两种投资项目均会受到流动性冲击,进而发现金融发展程度的提高并不必然导致经济短期波动和长期增长趋势之间关系更偏向正相关,金融发展的作用取决于金融资源对两种投资项目的支持偏好。

二、理论模型^②

(一)模型描述

假定经济中只有一类经济主体(企业家),每一个企业家可以存活三期,同时负责生产和消费。每一期有一单位的企业家,每一位企业家每期均拥有 H_t 单位有效劳动(effective labor)。为了简化分析,假定 H_t 单位有效劳动对 t 期出生的企业家来说是固定且外生决定的。同时,通过代际间的溢出效应, H_t 的增长率由经济的一般均衡决定。经济中只有一种消费品,两种投资项目。我们假定 t 期出生企

业家的效用函数为:

$$U_t = C_{t,t} + \beta C_{t,t+1} + \beta^2 C_{t,t+2} \quad (1)$$

其中 $C_{t,t+n}$ 为各期的消费, $n \in \{0, 1, 2\}$, β 为折现因子。

企业家可以在其生命中第一期利用 CRS(Constant returns to scale)技术将 H_t 单位有效劳动转换成两种资本品。在第二期和第三期,企业家不能再继续将有效劳动转换为资本品,但可以基于第一期留下的资本和本期的有效劳动,利用另外两种 CRS 技术来生产消费品。需要特别说明的是,企业家在第一期就必须决策好对于两种项目的投资,而且在后面两期不得变更。我们分别将两个项目的投资命名为项目一投资 K_t 和项目二投资 Z_t 。

在第一期,企业家利用单一人力资本生产资本品,由于利用的是 CRS 技术,因此生产函数为线性。我们假定 $K_t = \theta_k H_{K,t}$, $H_{K,t}$ 为配置到生产 K_t 资本的有效劳动数量, θ_k 为生产率, K_t 为产出。同样, $Z_t = \theta_z H_{Z,t}$, $H_{Z,t}$ 为配置至生产 Z_t 资本的有效劳动数量, θ_z 为生产率, Z_t 为产出。为了便于分析,我们假定生产两种资本品的生产率相等,即 $\theta_k = \theta_z = \theta$ 。

在第二期,企业家可以同时项目进行一和项目二。为了简化分析,我们假定每一个项目都可以运用 H_t 单位的有效劳动,即假定生产消费品时,有效劳动具有非排他性。因此 t 期出生的企业家在 $t+1$ 期生产的消费品数量为:

$$Y_{t,t+1} = A_{t+1} F(K_t, H_t) + A_{t+1} F(Z_t, H_t) \quad (2)$$

其中 A_{t+1} 为外生决定的生产率冲击, K_t 和 Z_t 为项目一和项目二的投资, H_t 为有效劳动, F 为新古典生产函数。为了简化分析,假设 F 为 Cobb-Douglas 式生产函数: $F(K, H) = K^\alpha H^{1-\alpha}$, $F(Z, H) = Z^\alpha H^{1-\alpha}$, 其中 $\alpha \in (0, 1)$ 。

在第三期,企业家延续第二期的 K_t 和 Z_t 继续进行消费品的生产,即假定折旧率为零。在第二期结束时,两个项目均会遭到流动性冲击,即项目一和项目二需要额外付出 L_{t+1}^1 和 L_{t+1}^2 的成本才能在第三期带来产出。如果两个项目都顺利度过这个流动性冲击,那么第三期的产出为:

$$Y_{t,t+2} = A_{t+2} F(K_t, H_t) + A_{t+2} F(Z_t, H_t) \quad (3)$$

其中 A_{t+2} 为 $t+2$ 期生产率冲击,如果企业家没能度过某一个流动性冲击,那么相应项目的产出为零。我们还进一步假定,若项目一或者项目二度过了流动性冲击,那么在 $t+2$ 期还会获得 $\beta^{-1} L_{t+1}^i$ 的

额外回报, $i \in \{1, 2\}$, 这个假设保证了这种流动性冲击不会影响项目一或项目二的净现值。

企业家在经济中可以交易一种短期无风险债券, 每一期的借贷数量受到当期产出和金融发展程度的限制, 其中金融发展程度变量由 μ 表示。因此企业家第一期的预算约束可表示为:

$$C_{t,t} + q_t(K_t + Z_t) = q_t\theta H_t + B_{t,t}, B_{t,t} \leq \mu q_t\theta H_t \quad (4)$$

其中 $C_{t,t}$ 为 t 期消费, q_t 为 t 期资本品的价格, $q_t(K_t + Z_t)$ 为 t 期购买的资本品, $q_t\theta H_t$ 为 t 期生产资本品出售的收入, $B_{t,t}$ 企业家 t 期的借贷数量。第二期的预算约束为:

$$\begin{aligned} C_{t,t+1} + L_{t+1}e_{t,t+1}^1 + L_{t+1}e_{t,t+1}^2 \\ = Y_{t,t+1} + B_{t,t+1} - (1+R_t)B_{t,t}, B_{t,t+1} \\ \leq \mu Y_{t,t+1} \end{aligned} \quad (5)$$

其中 $C_{t,t+1}$ 为 $t+1$ 期消费, $Y_{t,t+1}$ 为 $t+1$ 期产出收入, L_{t+1} 为项目一和项目二受到的流动性冲击, $e_{t,t+1}^1$ 和 $e_{t,t+1}^2$ 分别为项目一和项目二是否度过流动性冲击的指示变量。例如, 当 $e_{t,t+1}^1 = 1$ 时表示项目一成功度过流动性冲击, 当 $e_{t,t+1}^1 = 0$ 时表示项目一未能度过流动性冲击, $e_{t,t+1}^2$ 含义类似。 R_t 为 t 期无风险利率。由于只能存活三期, 因此企业家在第三期将不再有借贷行为, 预算约束为:

$$\begin{aligned} C_{t,t+2} = (A_{t+2}F(K_t, H_t) + \beta^{-1}L_{t+1}^1)e_{t,t+1}^1 \\ + (A_{t+2}F(Z_t, H_t) + \beta^{-1}L_{t+1}^2)e_{t,t+1}^2 \\ - (1+R_{t+1})B_{t,t+1} \end{aligned} \quad (6)$$

其中 $C_{t,t+2}$ 为 $t+2$ 期消费, A_{t+2} 为 $t+2$ 期生产率冲击, R_{t+1} 为 $t+1$ 期无风险利率。

项目一和项目二的主要区别就在于项目一为非生产性投资, 项目二为生产性投资。非生产性投资指的是只能带来产出, 但是无助于长期有效劳动积累的投资, 而生产性投资则可以带来有效劳动的积累, 即:

$$H_{t+1} = G(H_t, Z_t) \quad (7)$$

且 $\frac{\partial H_{t+1}}{\partial Z_t} > 0$, 函数 G 为连续函数。为了保证平稳增长, 假定函数 G 为一次齐次函数, 可简化假定为 *Cobb-Douglas* 形式: $H_{t+1} = \varphi Z_t^\alpha H_t^{1-\alpha}$ 。进而可知经济长期增长速度为:

$$r = \ln H_{t+1} - \ln H_t = \ln \varphi + \alpha \ln z_t \quad (8)$$

其中 $z_t = \frac{Z_t}{H_t}$, 我们假定生产率冲击 A_t 服从 *Markov* 过程, 变动范围受到 $[A, \bar{A}] \subseteq R_+$ 限制, 非条件均值为 1, 条件均值 $E[A_{t+1}] = A_t^e$ 。同时还假定

$l_{t+1} = \frac{L_{t+1}}{H_t}$ 服从同一分布, 这样可避免随着经济增长, 流动性冲击的影响衰减, 进而保证经济沿着平衡增长路径变动。

(二) 均衡分析

由于偏好为线性, 因此均衡时利率由 $1+R = \beta^{-1}$ 决定。企业家的效用函数可以化简为:

$$\begin{aligned} U_t = C_{t,t} + \beta C_{t,t+1} + \beta^2 C_{t,t+2} = q_t(\theta H_t - K_t - Z_t) \\ + \beta(A_{t+1}F(K_t, H_t) + A_{t+1}F(Z_t, H_t)) \\ + \beta^2(A_{t+2}F(K_t, H_t)e_{t,t+1}^1 \\ + A_{t+2}F(Z_t, H_t)e_{t,t+1}^2) \end{aligned} \quad (9)$$

最优投资决策可进一步简化为:

$$\begin{aligned} \max_{K_t, Z_t} E_t[\beta(A_{t+1}F(K_t, H_t) + A_{t+1}F(Z_t, H_t)) \\ + \beta^2(A_{t+2}F(K_t, H_t)e_{t,t+1}^1 \\ + A_{t+2}F(Z_t, H_t)e_{t,t+1}^2) - q_tK_t - q_tZ_t] \end{aligned} \quad (10)$$

我们假定企业家可以凭借第二期总产出 $Y_{t,t+1}$ 作为抵押物借得贷款 $\mu Y_{t,t+1}$, 然后分别配置 $\mu_1 A_{t+1}F(K_t, H_t)$ 和 $\mu_2 A_{t+1}F(Z_t, H_t)$ 给项目一和项目二以抵御流动性冲击, 即:

$$\begin{aligned} \mu_1 A_{t+1}F(K_t, H_t) + \mu_2 A_{t+1}F(Z_t, H_t) = \mu Y_{t,t+1} \\ \text{进行化简可得:} \\ (\mu_1 - \mu)A_{t+1}F(K_t, H_t) \\ = (\mu - \mu_2)A_{t+1}F(Z_t, H_t) \end{aligned} \quad (11)$$

通过(11)式不难发现, μ_1 、 μ 和 μ_2 之间的关系只有三种: $\mu_1 > \mu > \mu_2$ 、 $\mu_1 = \mu = \mu_2$ 和 $\mu_1 < \mu < \mu_2$ 。三种情形分别对应了金融资源对两个项目不同的支持偏好: 当 $\mu_1 > \mu > \mu_2$ 时, 金融资源更多地用于支持项目一的发展; 当 $\mu_1 < \mu < \mu_2$ 时, 金融资源更多地用于支持项目二的发展; 当 $\mu_1 = \mu = \mu_2$ 时, 金融资源对两个项目支持力度相同。由于项目一为非生产性投资, 项目二为生产性投资, 因此我们将 $\mu_1 > \mu > \mu_2$ 、 $\mu_1 = \mu = \mu_2$ 和 $\mu_1 < \mu < \mu_2$ 三种情形下的金融发展分别称作阻碍生产性金融发展、平衡性金融发展和促进生产性金融发展。

由上文可知, 当 $L_{t+1}^1 \leq (1+\mu_1)A_{t+1}F(K_t, H_t)$ 时, $e_{t,t+1}^1 = 1$, 当 $L_{t+1}^1 > (1+\mu_1)A_{t+1}F(K_t, H_t)$ 时, $e_{t,t+1}^1 = 0$, $e_{t,t+1}^2$ 含义相似。令 $k_t = \frac{K_t}{H_t}$, $z_t = \frac{Z_t}{H_t}$, 对(10)式进行标准化处理, (10)式可以简化为:

$$\begin{aligned} \max_{k_t, z_t} E_t[\beta(A_{t+1}f(k_t) + A_{t+1}f(z_t)) \\ + \beta^2(A_{t+2}f(k_t)\lambda_{t+1}^1 + A_{t+2}f(z_t)\lambda_{t+1}^2) \\ - q_t k_t - q_t z_t] \end{aligned} \quad (12)$$

其中, $\lambda_{t+1}^1 = \Phi\left(\frac{A_{t+1}F(K_t, H_t)}{H_t}\right) = (A_{t+1}f(k_t))^{\frac{1}{\alpha}}$

为项目一度过流动性冲击的概率, $\lambda_{t+1}^1 = \Phi\left(\frac{A_{t+1}F(Z_t, H_t)}{H_t}\right) = (A_{t+1}f(z_t))^{\phi_2}$ 为项目二度过流动性冲击的概率, 即两个项目第三期存活下来的概率对于两个项目第二期的产出为固定弹性。同时还假定 $\rho + \phi_1 - 1 > 0, \rho + \phi_2 - 1 > 0$, 做出这个假定只是为了保证每个项目第三期所受到的冲击程度大于第二期受到的冲击程度, 这主要是因为项目在第三期比在第二期更多受到流动性冲击。弹性系数 ϕ_1 和 ϕ_2 的关系 ($\phi_1 > \phi_2, \phi_1 = \phi_2$ 和 $\phi_1 < \phi_2$) 由两个项目的特质和期初金融资源配置格局决定。我们对(12)式求一阶条件可得:

$$E_t \left[\begin{array}{l} \beta A_{t+1} f'(k_t) + \beta^2 A_{t+2} \\ \left(f'(k_t) \lambda_{t+1}^1 + f(k_t) \frac{\partial \lambda_{t+1}^1}{\partial k_t} \right) \end{array} \right] = q_t \quad (13)$$

$$E_t \left[\begin{array}{l} \beta A_{t+1} f'(z_t) + \beta^2 A_{t+2} \\ \left(f'(z_t) \lambda_{t+1}^2 + f(z_t) \frac{\partial \lambda_{t+1}^2}{\partial z_t} \right) \end{array} \right] = q_t \quad (14)$$

(13)(14)式联立可得到欧拉方程:

$$E_t \left[\begin{array}{l} A_{t+1} f'(k_t) + \beta A_{t+2} \\ \left(f'(k_t) \lambda_{t+1}^1 + f(k_t) \frac{\partial \lambda_{t+1}^1}{\partial k_t} \right) \end{array} \right] = E_t \left[\begin{array}{l} A_{t+1} f'(z_t) + \beta A_{t+2} \\ \left(f'(z_t) \lambda_{t+1}^2 + f(z_t) \frac{\partial \lambda_{t+1}^2}{\partial z_t} \right) \end{array} \right] \quad (15)$$

(15)式左边为项目一在第二期和第三期的预期边际收益之和, 右边为项目二在第二期和第三期预期边际收益之和, 即在均衡点处, 两种项目投资的预期边际收益相等。对(15)式进行进一步化简可得:

$$k_t^{\alpha-1} + \beta(1+\phi_1)k_t^{\alpha+\phi_1-1}A_t^{\rho^2+\phi_1-\rho} = z_t^{\alpha-1} + \beta(1+\phi_2)z_t^{\alpha+\phi_2-1}A_t^{\rho^2+\phi_2-\rho} \quad (16)$$

在市场处于均衡状态时, 资本品的供给和需求应当相等, 即 $K_t + Z_t = \theta H_t$, 标准化后的形式为:

$$k_t + z_t = \theta \quad (17)$$

因此我们可以将(17)式带入(16)式进一步化简得:

$$\begin{aligned} & (\theta - z_t)^{\alpha-1} + \beta(1+\phi_1)(\theta - z_t)^{\alpha+\phi_1-1}A_t^{\rho^2+\phi_1-\rho} \\ & = z_t^{\alpha-1} + \beta(1+\phi_2)z_t^{\alpha+\phi_2-1}A_t^{\rho^2+\phi_2-\rho} \end{aligned} \quad (18)$$

不难看出, 当 $\phi_1 = \phi_2$ 时, $k_t = z_t = \frac{\theta}{2}$, A_t 的变动对 z_t 的值没有影响。当 $\phi_1 > \phi_2$ 时, $\rho^2 + \rho\phi_1 - \rho > \rho^2 + \rho\phi_2 - \rho$, 因此 A_t 减小一个单位时, (18)式左边部分较右边部分减少得更多。想要重新达到均衡, 必须通过减少 k_t , 增加 z_t 的方式来调整两个项目投资的边际收益, 因此此时 z_t 具有逆周期性, 如图1所示。

当 $\phi_1 < \phi_2$ 时, 可通过同样的分析得出此时 z_t 具有顺周期性, 如图2所示。我们通过(15)式也可以这样理解: 项目一投资的预期边际收益就是项目二投资的机会成本, 当经济受到负向冲击时 (A_t 减小), 虽然两个项目的预期边际收益都下降, 但是项目一投资的预期边际收益下降幅度更大, 因此项目二的机会成本下降, 所以厂商会增加对项目二的投资。

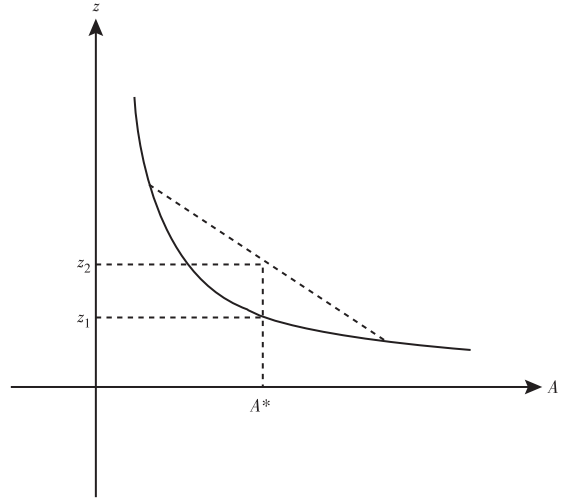


图1 $\phi_1 > \phi_2$

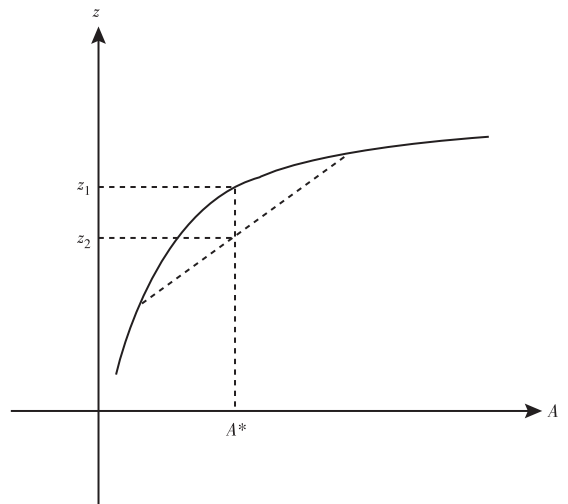


图2 $\phi_1 < \phi_2$

(三) 经济波动、金融发展与经济增长

在本模型中, 经济波动的唯一来源为生产率 A_t 的变动, 因此经济波动性与 A_t 的波动性正相关。在上文的分析中我们已经知道经济增长速度 $r = \ln q + \alpha \ln z_t$, 因此经济增速与项目二投资数量正相关。从上图图中就可以看出: 当 $\phi_1 > \phi_2$ 时, 经济波动加剧有利于长期经济增长; 当 $\phi_1 < \phi_2$ 时, 经济波动加剧

不利于长期经济增长。直观上来说,造成这种关系的原因是函数的凹凸性以及函数曲率的大小。但这里我们要着重分析这种关系背后的机制以及金融发展在这中间会起到什么作用。

经济波动衡量的是一种不确定性,通常用变量方差来表示这种不确定性的大小。我们假定生产率冲击 A_t 对数化后 $(\ln A_t)$ 服从正态分布 $N(0, \sigma^2)$, 通过(16)式我们可以看出两边函数值的变动均来自于第二项,即 $\beta(1+\phi_1)(\theta-z_t)^{\alpha+\phi_1-1} A_t^{\rho^2+\phi_1-\rho}$ 和 $\beta(1+\phi_2)z_t^{\alpha+\phi_2-1} A_t^{\rho^2+\phi_2-\rho}$ 。不失一般性,我们对这两项进行对数化处理,得到:

$$\begin{aligned} \ln lside &= \ln \beta + \ln(1+\phi_1) \\ &\quad + (\alpha + \alpha\phi_1 - 1) \ln(\theta - z_t) \\ &\quad + (\rho^2 + \rho\phi_1 - \rho) \ln A_t \\ \ln rside &= \ln \beta + \ln(1+\phi_2) \\ &\quad + (\alpha + \alpha\phi_2 - 1) \ln(z_t) + (\rho^2 + \rho\phi_2 - \rho) \ln A_t \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{VAR}(\ln lside) - \text{VAR}(\ln rside) &= [(\rho^2 + \rho\phi_1 - \rho)^2 - (\rho^2 + \rho\phi_2 - \rho)^2] \sigma^2 \\ &= \rho^2 (2\rho + \phi_1 + \phi_2 - 2) (\phi_1 - \phi_2) \sigma^2 \end{aligned} \quad (19)$$

因为 $\rho + \phi_1 - 1 > 0$, $\rho + \phi_2 - 1 > 0$, 因此 $2\rho + \phi_1 + \phi_2 - 2 > 0$ 。当 $\phi_1 > \phi_2$ 时, $\text{VAR}(\ln lside) - \text{VAR}(\ln rside) > 0$, 项目一成功运行的概率对现金流的变动比较敏感,项目一预期收益的不确定性比项目二预期收益不确定性大,因此企业家出于规避风险的考虑会增加对项目二投资。而且随着 σ^2 的增大,两个项目之间不确定性的差异增大,企业家会更多地投资于项目二,进而带来更高的长期增速,即经济短期波动有利于长期增长。当 $\phi_1 < \phi_2$ 时,项目一预期收益的不确定性比项目二预期收益不确定性小,因此企业家出于规避风险的考虑会减少对项目二投资。而且随着 σ^2 的增大,两个项目之间不确定性的差异增大,企业家会更多地投资于项目一,进而不利于长期经济增长,即经济短期波动与长期增长负相关。当 $\phi_1 = \phi_2$ 时,两种项目预期收益的不确定性一样大,因此经济短期波动对长期增长没有影响。由上述分析可知, $\phi_1 - \phi_2$ 越小,经济波动和经济增长的关系越偏向负相关, $\phi_1 - \phi_2$ 越大,经济波动和经济增长关系越偏向正相关。

金融发展通过影响 ϕ_1 和 ϕ_2 的相对大小($\phi_1 - \phi_2$)来影响经济波动和经济增长关系的正负性。上文提到金融发展方式有三种:阻碍生产性金融发展、平衡性金融发展和促进生产性金融发展。随着金融部门

的发展, ϕ_1 和 ϕ_2 都会下降(可借到更多资金,项目存活概率对项目产出变动的敏感度下降),但是 ϕ_1 和 ϕ_2 下降的速度不同。如果是阻碍生产性金融发展($\mu_1 > \mu > \mu_2$),那么企业家在配置借到的资金时会偏向于项目一,这时 ϕ_1 较 ϕ_2 下降得快,即 $\phi_1 - \phi_2$ 减小,金融发展会导致经济短期波动和长期增长的关系更偏向负相关。如果是促进生产性金融发展($\mu_1 < \mu < \mu_2$),企业家在配置贷款时更照顾项目二,这时 ϕ_1 较 ϕ_2 下降得慢,即 $\phi_1 - \phi_2$ 增大,项目一较项目二的预期收益不确定性变大,企业家会更多地投资项目二,即金融发展会导致经济短期波动和长期增长关系更偏向正相关。如果是平衡性金融发展($\mu_1 = \mu = \mu_2$),企业家在配置贷款时没有特殊偏好, ϕ_1 和 ϕ_2 下降速度相同,即 $\phi_1 - \phi_2$ 不变,因此金融发展不影响经济短期波动和长期增长之间关系的正负性。

在当前经济下行的背景下,中国经济面临杠杆率过高和去(降)杠杆的问题。实行去杠杆化政策会对中国经济增长带来什么影响呢?我们从模型中可以看出,杠杆率 μ 的减小并不必然不利于长期增长,关键是去谁的杠杆。如果去杠杆化过程主要是针对项目一进行,那么 ϕ_1 比 ϕ_2 上升得快, $\phi_1 - \phi_2$ 变大,企业会加大对项目二的投资,因此这种去杠杆有利于长期经济增长。如果去杠杆化过程主要针对项目二,则效果相反。

虽然不同金融发展方式对经济波动和经济增长关系正负性影响不一样,但是长期来看,金融发展对经济波动和经济增长关系的显著性影响却是一致的:金融发展程度越高,经济波动对经济增长的影响越弱。这源于随着 ϕ_1 和 ϕ_2 的不断向 0 逼近,长期来看 $\rho^2 (2\rho + \phi_1 + \phi_2 - 2) (\phi_1 - \phi_2) \sigma^2$ 是不断减小的,即在金融发展程度较低时,两种投资项目的预期收益相对不确定性差距较大,经济波动对经济增长的影响显著;当金融发展程度较高时,两种投资项目的预期收益相对不确定性较小,经济波动对企业家的决策影响较小,因此经济波动对经济增长的影响较小。

我们得出的这个研究结论具有四点重要的启示。第一,经济波动与经济增长是正相关还是负相关取决于两点:项目特质和金融资源的配置。所谓项目特质指的是该项目本身存活两期的概率是否对现金流敏感,有的项目对现金流较为敏感,经济波动时这种项目就比较脆弱,容易破产,有的项目则相反。在经济发展过程中,如果是那些高效率的、创新型的项目对现金流更敏感,那么经济波动便不利于经济增长,如果是那些低效率的、落后的项目更容易

三、实证分析

(一)模型设定

根据已有研究,我们设定基本模型为:

$$rgdp_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot vgd_{it} + X_{it}^T \beta + \bar{\omega}_i + v_t + \epsilon_{it} \quad (20)$$

其中, $rgdp_{it}$ 为平均经济增速, vgd_{it} 为经济波动。 X_{it}^T 为控制变量向量, 主要包括人均收入 $lngdp_{it}$, 人力资本 stu_{it} , 投资率 rin_{it} , 人口增长率 rp_{it} 以及开放程度 exp_{it} 。为了检验本文的推测, 将基本模型扩展如下:

$$rgdp_{it} = \alpha_0 + (\alpha_1 + \gamma_1 \cdot finance_{it}) \cdot vgd_{it} + \varphi_1 finance_{it} + X_{it}^T \beta + \bar{\omega}_i + v_t + \epsilon_{it} \quad (21)$$

$$rgdp_{it} = \alpha_0 + (\alpha_1 + \gamma_1 \cdot credit_{it}) \cdot vgd_{it} + \varphi_1 credit_{it} + X_{it}^T \beta + \bar{\omega}_i + v_t + \epsilon_{it} \quad (22)$$

$$rgdp_{it} = \alpha_0 + (\alpha_1 + \gamma_1 \cdot scredit_{it}) \cdot vgd_{it} + \varphi_1 scredit_{it} + X_{it}^T \beta + \bar{\omega}_i + v_t + \epsilon_{it} \quad (23)$$

其中 $finance_{it}$ 、 $credit_{it}$ 以及 $scredit_{it}$ 为三种金融发展变量指标, $\bar{\omega}_i$ 代表地区固定效应, v_t 代表时间固定效应。

(二)数据与变量说明

本文使用我国 31 个省市 1979—2012 年样本数据进行实证分析。为了更好地反映经济波动对经济增长的影响, 本文采用滚动划分时间样本的方法。全样本以 5 年为间隔期^①, 可划分为 30 个时间段: 1979—1983 年, 1980—1984 年, ..., 2008—2012 年。当时间段不断向前滚动时, 就会增加一个新的时点, 同时剔除最旧的时点, 这样不断增添新的信息而舍弃旧的信息, 使得我们不会遗漏每一个时点, 同时增大了样本量, 使得实证结论更加可靠。本文所有的原始数据均来源于《新中国 60 年统计资料汇编》、Wind 资讯、《中国统计年鉴》以及国家统计局网站, 各变量说明如下:

$rgdp_{it}$ 为平均经济增速。用 t 到 $t+k-1$ 期 (t 到 $t+k-1$ 期为一个滚动样本时段, t 为该时段的第一年) i 地区不变价人均地区生产总值的对数差分的算术平均数来表示, 即 $rgdp_{it} = \frac{1}{k} \ln \frac{y_{i,t+k-1}}{y_{i,t-1}}$, 其中 y_{it} 为 t 期 i 地区不变价的人均地区生产总值。本文基于人均地区生产总值指数计算平均增长速度, 计算公式为 $rgdp_{it} = \frac{1}{k} \ln s_{i,t} \cdot \dots \cdot s_{i,t+k-1}$, 其中 $s_{i,t}$

遭到流动性冲击, 那么经济波动就能起到清理效应, 进而促进经济增长。除了项目特质, 金融资源的配置也是重要影响因素。通常情形下, 基于利润最大化的考虑, 在同等收益的情形下, 金融机构在配置贷款时总会优先考虑那些风险较低的项目, 因此对现金流不敏感的项目会获得更多资金, 进而强化这种对现金流的不敏感性, 因此金融资源的配置会加强这种筛选效应。但是, 如果行政干预强制性地将金融资源配置给那些对现金流敏感的项目, 就会产生经济波动筛选效应减弱的情况。例如, 经济波动加剧本来会通过清理低效率的项目进而促进经济增长, 现在金融机构出于别的目的加大对低效率项目的扶持力度, 这样反而会导致经济波动清理掉的是高效率的项目, 进而不利于经济的增长。

第二, Aghion et al (2010) 认为经济短期波动与长期增长之间的关系总是随着金融发展程度提高而更偏向正相关, 本文的研究结论表明并非如此。金融发展对经济短期波动和长期增长关系的影响会因为金融发展方式的不同而呈现出不同的效应, 这是本文的重要创新之一。之所以会出现结论上的差异, 主要在于模型基础假设不同: 在 Aghion et al (2010) 的模型中, 只有生产性投资 Z_t 存在不确定性, 非生产性投资 K_t 不会遭到流动性冲击, 因此金融发展必然会减小生产性投资相对于非生产性投资的不确定性, 从而使经济短期波动与长期增长更偏向正相关, 本文则认为两种投资都会遭受流动性冲击, 这样的假定更符合现实。

第三, 金融发展对经济短期波动和长期增长之间关系的作用不会受到期初金融资源配置格局影响。本文的研究结论发现, 期初的金融资源配置格局不会影响金融发展在经济短期波动和长期增长关系中的作用, 起作用的只是金融发展方式。因此在金融资源配置偏向非生产性投资的地区, 只要金融发展方式为促进生产性金融发展, 就会不断优化这种配置方式, 金融发展就会使得经济短期波动和长期增长更偏向正相关。相反, 即使一开始金融资源配置偏向生产性投资, 但是金融发展方式为阻碍生产性金融发展, 金融发展还是会使得经济短期波动和长期增长关系更偏向于负相关。

第四, 在当前中国经济杠杆率过高的情形下, 如果能做到有针对性去杠杆, 例如对那些低效率、落后企业或项目进行去杠杆化, 对那些高效率、创新型的企业或项目多一些扶持, 那么这种去杠杆化将会有利于长期经济增长。

为 t 期 i 地区人均地区生产总值指数, 本文以 $k=5$ 为时间区间长度。

$vgdp_{it}$ 为经济波动, 它是一个广义的概念, 没有一个很明确的度量方法。在已有的研究中, 主要采用了经济增长率的标准差、产出缺口标准差和增长方程预测残差的标准差作为经济波动的度量, 这些指标有各自的优缺点。卢二坡、曾五一(2008)认为使用经济增长率的标准差作为衡量指标较为合适, 他们在研究中还利用其他两个指标做了稳健型检验, 研究发现结果没有太大变化, 因此本文也借鉴他们的做法, 采用经济增长率的标准差作为度量指标。本文的经济波动用 t 到 $t+k-1$ 期 i 地区人均地区生产总值指数的对数的标准差表示。

本文构建了三种不同的金融发展指标: 金融相关性 ($finance$)、金融机构贷款 ($credit$) 以及对非国有部门的贷款 ($scredit$) 进行分析。本文参考赵勇、雷达(2010)的方法, 采用各地区金融机构存贷款余额之和与地区生产总值之比衡量金融相关性, 采用各地区金融机构各项贷款余额与地区生产总值之比表示金融机构贷款。由于数据有限, 中国对国有部门或对非国有部门的贷款数据无法获得, 因此参考张军、金煜(2005)的方法对总贷款余额进行分解。

具体来说, 张军、金煜(2005)在其研究中认为金融机构信贷配置由两部门(国有企业部门和非国有部门)构成, 而发放给国有企业部门的贷款应该与国有企业产出成正比, 因此可以通过(24)式所示的计量模型估算出金融机构对国有企业的贷款, 将总的贷款减去配置给国有企业的贷款即可得到对非国有部门的贷款。

$$credit_{it} = \alpha + \beta rpublic_{it} + \eta_i + v_{it}$$

$$v_{it} = \rho v_{i,t-1} + \varepsilon_{it}, |\rho| < 1 \text{①} \quad (24)$$

赵勇、雷达(2010)在其研究中也沿用了这一方法, 但是他们认为假定配置给国有企业的贷款占比与国有企业固定资产投资占比呈正比更为直接, 因此应当采用国有企业固定资产投资占比这一指标进行估计, 本文沿用了他们的做法。由于本文的数据都是通过分段计算得来, 因此利用上式进行估算时所基于的数据也是每一个区间的均值, 这是本文与以上两篇文献不同之处, 本文对上式的回归结果如下表 1 所示。由于数据所限, 估算金融机构对国有企业部门和非国有部门的贷款时, 所用数据为 1985—2012 年的数据, 而且剔除了海南和重庆两个省市。

我们根据表 1 的估计结果, 通过假定估计系数

在各个省份是相同的, 可以很容易计算出各省市金融机构对国有企业部门和非国有部门的贷款余额。

表 1 金融机构对国企贷款的估算

变量	credit
rpublicinv	0.237*** (5.60)
$\rho(ar)$	0.974
R ²	0.3146
样本量	696

注: (1)***, **, * 分别表示在 1%, 5% 和 10% 的显著水平上显著; (2)括号内为 t 值。

本文控制变量主要有: (1) 人均收入 $\ln gdp_{it}$: gdp_{it} 为各时间段期初年份的不变价人均地区生产总值, 本文采用对其进行对数化处理的数据 ($\ln gdp_{it}$) 进行分析; (2) 人力资本 stu_{it} : 通常以教育水平指标来代表人力资本水平的高低, 考虑到相关数据的可获得性和可信度, 本文采用各时间段期初每万人中大学生数来表示人力资本水平; (3) 投资率 $rinv_{it}$: 通常以投资率作为资本存量变动的度量, 本文使用各地区固定资产投资完成额占地区生产总值的比率来表示投资率, 各时间段投资率为该时间段内各年该比率的平均值; (4) 人口增长率 $rpop_{it}$: 本文用各时间段期末与期初人口总数的对数差分来计算人口增长率; (5) 开放程度 exp_{it} : 本文使用各地区出口总额占地区生产总值的比重来表示开放程度, 其中各年出口额以当年汇率中间价转化为人民币表示, 各时间段开放程度为该时间段内各年该比重的平均值。

(三) 回归结果与分析

1. 金融相关性指标回归结果。表 2 中(1)列为总样本回归结果, (2)列和(3)列为按时间划分的子样本回归结果, 我们将变量计算区间最后一年在 1994 年之前的设定为一组, 计算区间最后一年在 1994 年之后的(包括 1994)设定为一组。这样划分的主要依据是, 我国是在 1994 年真正开启了社会主义市场经济体制的建立历程。(4)列和(5)列为按省市划分的子样本回归结果, 我们将总样本划分为东部地区和非东部地区分别进行回归。根据回归结果可以看出判决系数较高, F 值较大, 说明模型设定合理, 结论可靠。人均收入变量系数显著为负, 说明各地区经济增长是收敛的, 与传统理论相符。人力资本和投资率系数显著为正, 人口增长速度系数主要为负, 开放程度系数主要为正, 这些结论也与卢二坡、曾五一(2008)的研究结论相符。

表2 金融相关性指标基本回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	rgdp(fe)	rgdp(fe)	rgdp(fe)	rgdp(fe)	rgdp(fe)
	总样本	[1979,1983]-[1989,1993]	[1990,1994]-[2008,2012]	东部地区	非东部地区
vgdp	-0.070* (-0.93)	-0.362** (-2.51)	0.317** (2.45)	-0.017 (-0.15)	-0.369*** (-2.74)
lngdp	-0.068*** (-16.82)	-0.114*** (-10.99)	-0.093*** (-15.43)	-0.071*** (-11.23)	-0.073*** (-11.56)
stu	0.000*** (3.96)	0.000* (1.82)	0.000* (1.85)	0.000*** (2.93)	0.000* (1.75)
rinv	0.046*** (10.40)	0.056** (2.44)	0.048*** (11.04)	0.030*** (6.12)	0.063*** (7.02)
rpop	-0.144* (-1.70)	0.081 (0.25)	-0.072 (-0.93)	0.159 (1.49)	-0.288** (-2.03)
exp	0.016*** (2.77)	0.001 (0.09)	-0.000 (-0.07)	0.023*** (3.49)	-0.114*** (-3.67)
finance	-0.021*** (-10.98)	-0.043*** (-4.50)	-0.013*** (-7.00)	-0.022*** (-9.07)	-0.020*** (-6.33)
vgdp·finance	0.128*** (3.17)	0.452*** (4.40)	-0.015 (-0.30)	0.072 (1.51)	0.289*** (3.16)
常数项	0.482*** (19.66)	0.772*** (12.38)	0.720*** (17.10)	0.534*** (12.84)	0.506*** (13.58)
地区固定效应	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是
R ²	0.7009	0.6991	0.7227	0.7465	0.7544
F统计量	27.67	26.75	23.39	24.53	17.66
样本量	930	341	589	330	600

注:(1)***,**, * 分别表示在1%,5%和10%的显著水平上显著;(2)括号内为t值。

金融相关性和经济波动交叉项系数是研究的重点。总样本回归结果显示该系数显著为正,分组回归中,1994年之前的回归结论显示金融相关性和经济波动交叉项系数显著为正,1994年之后的结果则显示该系数不显著;东部地区数据显示该系数不显著,非东部地区显示该系数显著为正。这说明在不同时期或不同地区,金融发展对经济波动和经济增长关系的影响存在差异,根据上文理论分析,这有可

能是金融发展方式不同导致的。

金融发展变量可能会受到经济增速变量的逆向影响,因此可能存在内生性问题。我们用金融发展变量的一期滞后值作为工具变量进行回归,结果如表3所示。从表3可以看出,采取工具变量法之后的估计结果与表2的基本结果没有太大差异,在总样本中,金融相关性和经济波动交叉项系数仍然显著为正,说明估计结果是稳健的。

表3 金融相关性指标工具变量法回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	rgdp(iv-fe)	rgdp(iv-fe)	rgdp(iv-fe)	rgdp(iv-fe)	rgdp(iv-fe)
	总样本	[1979,1983]-[1989,1993]	[1990,1994]-[2008,2012]	东部地区	非东部地区
vgdp	-0.019* (-0.21)	-0.184 (-0.74)	0.602** (3.53)	0.158 (1.07)	-0.375** (-2.16)
lngdp	-0.071*** (-16.90)	-0.123*** (-11.23)	-0.089*** (-14.52)	-0.074*** (-10.81)	-0.075*** (-11.37)
stu	0.000*** (3.67)	0.000 (0.89)	0.000 (1.64)	0.000*** (3.30)	0.000 (1.52)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	rgdp(iv-fe)	rgdp(iv-fe)	rgdp(iv-fe)	rgdp(iv-fe)	rgdp(iv-fe)
	总样本	[1979,1983]-[1989,1993]	[1990,1994]-[2008,2012]	东部地区	非东部地区
rinv	0.046*** (10.28)	0.064** (2.29)	0.047*** (11.33)	0.033*** (6.45)	0.062*** (6.77)
rpop	-0.149* (-1.75)	-0.000 (-0.00)	-0.093 (-1.22)	0.121 (1.12)	-0.278* (-1.95)
exp	0.016*** (2.78)	-0.001 (-0.06)	-0.000 (-0.11)	0.028*** (4.05)	-0.125*** (-3.99)
finance	-0.019*** (-9.92)	-0.027** (-2.20)	-0.009*** (-4.95)	-0.022*** (-8.34)	-0.019*** (-5.56)
vgdp · finance	0.092* (1.91)	0.332* (1.85)	-0.127* (-1.95)	-0.009 (-0.16)	0.286** (2.40)
常数项	0.517*** (19.96)	0.827*** (12.06)	0.698*** (16.48)	0.567*** (12.41)	0.531*** (13.47)
地区固定效应	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是
R ²	0.7010	0.7303	0.7389	0.7376	0.7563
F 统计量	27.22	27.63	22.54	22.55	17.54
样本量	899	310	558	319	580

注:(1)***,**, * 分别表示在 1%,5%和 10%的显著水平上显著;(2)括号内为 t 值。

2. 金融机构贷款指标回归结果。表 4 为利用金融机构贷款指标进行回归的结果,与金融相关性指标相比,金融机构贷款指标没有包含各省市存款的数据,对于研究经济波动和经济增长的关系,用金融机构贷款指标可能更直接、更合适。分别基于总样本、分时间段子样本和分地区子样本进行回归,结果

显示控制变量的系数变化不大,但是金融机构贷款和经济波动交叉项系数有一定的变化:系数符号全部为正,而且有的更加显著。这说明从金融机构贷款的角度来看,金融发展程度越高,经济波动和经济增长越偏向正相关。

表 4 金融机构贷款指标基本回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	rgdp(fe)	rgdp(fe)	rgdp(fe)	rgdp(fe)	rgdp(fe)
	总样本	[1979,1983]-[1989,1993]	[1990,1994]-[2008,2012]	东部地区	非东部地区
vgdp	-0.125* (-1.92)	-0.044 (-0.41)	0.246* (1.79)	-0.220* (-1.68)	-0.150* (-1.76)
lngdp	-0.068*** (-17.47)	-0.112*** (-10.90)	-0.090*** (-15.05)	-0.065*** (-9.83)	-0.077*** (-12.16)
stu	0.000*** (3.35)	0.000 (1.53)	0.000 (1.61)	0.000* (1.84)	0.000 (1.07)
rinv	0.042*** (9.69)	0.057** (2.55)	0.048*** (10.94)	0.030*** (5.82)	0.061*** (6.95)
rpop	-0.178** (-2.19)	-0.025 (-0.08)	-0.092 (-1.19)	0.140 (1.28)	-0.311** (-2.27)
exp	0.015*** (2.69)	0.018 (1.16)	0.000 (0.05)	0.017*** (2.68)	-0.134*** (-4.47)
credit	-0.047*** (-13.25)	-0.067*** (-5.29)	-0.025*** (-6.62)	-0.046*** (-8.35)	-0.044*** (-8.65)

续表 4

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	rgdp(fe)	rgdp(fe)	rgdp(fe)	rgdp(fe)	rgdp(fe)
	总样本	[1979,1983]-[1989,1993]	[1990,1994]-[2008,2012]	东部地区	非东部地区
vgdp • credit	0.310*** (4.28)	0.360** (2.50)	0.015 (0.14)	0.301*** (2.68)	0.287** (2.45)
常数项	0.493*** (20.82)	0.752*** (12.34)	0.703*** (16.85)	0.500*** (11.60)	0.530*** (14.39)
地区固定效应	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是
R ²	0.7179	0.7029	0.7229	0.7370	0.7681
F 统计量	29.58	23.87	23.20	22.39	17.57
样本量	930	341	589	330	600

注:(1)***,**, * 分别表示在 1%,5%和 10%的显著水平上显著;(2)括号内为 t 值。

表 5 为考虑内生性的估计结果,同样是采取金融发展指标一期滞后值作为工具变量。与表 4 对比我们不难发现,金融机构贷款和经济波动交叉项系

数有一些变化:在 1994 年之后的时期,该系数变为负,但仍不显著;在东部地区,该系数变小,而且显著性下降,在非东部地区该系数变大。

表 5 金融机构贷款指标工具变量法估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	rgdp(iv-fe)	rgdp(iv-fe)	rgdp(iv-fe)	rgdp(iv-fe)	rgdp(iv-fe)
	总样本	[1979,1983]-[1989,1993]	[1990,1994]-[2008,2012]	东部地区	非东部地区
vgdp	-0.202*** (-2.73)	-0.093 (-0.69)	0.485*** (2.73)	-0.187 (-1.13)	-0.307*** (-3.14)
lngdp	-0.071*** (-17.50)	-0.121*** (-11.21)	-0.087*** (-14.25)	-0.068*** (-9.51)	-0.076*** (-11.61)
stu	0.000*** (3.18)	0.000 (1.13)	0.000 (1.48)	0.000** (2.15)	0.000 (1.32)
rinv	0.042*** (9.36)	0.055** (2.14)	0.048*** (11.26)	0.032*** (6.01)	0.059*** (6.53)
rpop	-0.170** (-2.09)	-0.208 (-0.63)	-0.104 (-1.36)	0.119 (1.07)	-0.317** (-2.31)
exp	0.014** (2.46)	0.014 (0.84)	-0.000 (-0.04)	0.020*** (3.05)	-0.145*** (-4.78)
credit	-0.047*** (-12.81)	-0.064*** (-4.52)	-0.018*** (-4.53)	-0.046*** (-7.72)	-0.044*** (-8.18)
vgdp • credit	0.391*** (4.80)	0.476** (2.66)	-0.188 (-1.28)	0.253* (1.80)	0.514*** (3.83)
常数项	0.531*** (21.29)	0.828*** (12.86)	0.687*** (16.32)	0.541*** (11.31)	0.543*** (14.12)
地区固定效应	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是
R ²	0.7175	0.7426	0.7367	0.7295	0.7699
F 统计量	28.84	24.32	22.84	20.94	16.29
样本量	899	310	558	319	580

注:(1)***,**, * 分别表示在 1%,5%和 10%的显著水平上显著;(2)括号内为 t 值。

3. 对非国有部门贷款指标回归结果。表 6 为对非国有部门贷款的回归结果。从(1)列可以看出,对

非国有部门贷款与经济波动交叉项系数为负,但是不显著,这说明总体来看对非国有部门贷款的配置

没有明显的偏向哪种企业或项目。从(2)列和(3)列的结果可以看出,在1994年之前的时期,对非国有部门贷款与经济波动交叉项系数显著为正,说明金融发展程度的提高有利于经济波动对经济增长产生促进效应。在1994年之后的时期该系数显著为负,说明1994年之后金融资源的利用反而没有1994年之前效率高。根据(4)列和(5)列可以看出,在东部地区,对非国有部门贷款与经济波动交叉项系数显

著为负,在非东部地区,对非国有部门贷款与经济波动交叉项显著为正。这说明,在东部地区,对非国有部门贷款被过多地配置给落后、低效的企业或项目,而在非东部地区,对非国有部门的贷款配置得较为合理,利用得较为充分。

表7为考虑内生性的回归结果,与表6基本回归结果相比,各项系数没有发生太大变化,说明结果是稳健的。

表6 对非国有部门贷款指标基本回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	rgdp(fe) 总样本	rgdp(fe) [1985,1989]-[1989,1993]	rgdp(fe) [1990,1994]-[2008,2012]	rgdp(fe) 东部地区	rgdp(fe) 非东部地区
vgdp	0.089 (0.76)	-0.051 (-0.27)	0.660*** (4.58)	0.111 (0.65)	-0.258* (-1.66)
lngdp	-0.072*** (-13.16)	-0.131*** (-11.03)	-0.084*** (-13.71)	-0.078*** (-8.51)	-0.090*** (-10.78)
stu	0.000* (1.71)	-0.000*** (-3.08)	0.000* (1.92)	-0.000 (-0.86)	0.000 (0.28)
rinv	0.033*** (7.12)	0.128*** (3.27)	0.038*** (8.65)	0.020*** (4.29)	0.054*** (5.51)
rpop	-0.142* (-1.74)	-1.412*** (-4.05)	-0.202*** (-2.60)	0.065 (0.69)	-0.315** (-2.14)
exp	-0.004 (-0.72)	0.117** (2.40)	-0.005 (-0.80)	-0.009 (-1.30)	-0.171*** (-5.51)
scredit	-0.038*** (-8.45)	-0.144*** (-7.84)	-0.020*** (-4.55)	-0.019*** (-3.03)	-0.053*** (-7.84)
vgdp · scredit	-0.060 (-0.41)	0.550* (1.91)	-0.677*** (-3.91)	-0.548*** (-2.79)	0.511** (2.56)
常数项	0.548*** (14.93)	0.972*** (13.12)	0.658*** (15.37)	0.636*** (9.62)	0.654*** (11.85)
地区固定效应	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是
R ²	0.7723	0.8467	0.7316	0.8250	0.8168
F 统计量	22.03	58.90	22.30	19.26	16.52
样本量	696	145	551	240	456

注:(1)***,**, * 分别表示在1%,5%和10%的显著水平上显著;(2)括号内为t值。

表7 对非国有部门贷款指标工具变量法回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	rgdp(iv-fe) 总样本	rgdp(iv-fe) [1985,1989]-[1989,1993]	rgdp(iv-fe) [1990,1994]-[2008,2012]	rgdp(iv-fe) 东部地区	rgdp(iv-fe) 非东部地区
vgdp	0.164 (1.31)	0.041 (0.20)	0.775*** (4.53)	0.108 (0.61)	-0.140 (-0.81)
lngdp	-0.071*** (-12.36)	-0.119*** (-9.39)	-0.085*** (-13.42)	-0.082*** (-8.42)	-0.081*** (-9.07)
stu	0.000 (1.51)	-0.000*** (-2.63)	0.000** (1.96)	-0.000 (-0.87)	0.000 (1.19)

续表 7

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	rgdp(iv-fe)	rgdp(iv-fe)	rgdp(iv-fe)	rgdp(iv-fe)	rgdp(iv-fe)
	总样本	[1985,1989]-[1989,1993]	[1990,1994]-[2008,2012]	东部地区	非东部地区
rinv	0.034*** (7.37)	0.114*** (2.94)	0.041*** (9.36)	0.022*** (4.67)	0.055*** (5.66)
rpop	-0.166** (-2.05)	-1.389*** (-2.92)	-0.184** (-2.34)	0.057 (0.60)	-0.298** (-2.03)
exp	-0.007 (-1.11)	0.196** (3.67)	-0.002 (-0.28)	-0.008 (-1.15)	-0.154*** (-4.98)
scredit	-0.033*** (-7.08)	-0.141*** (-6.51)	-0.015*** (-3.44)	-0.019*** (-3.01)	-0.039*** (-5.34)
vgdp·scredit	-0.141 (-0.91)	0.550* (1.81)	-0.722*** (-3.65)	-0.526*** (-2.65)	0.383* (1.73)
常数项	0.533*** (13.61)	0.897*** (10.61)	0.672*** (15.32)	0.653*** (9.24)	0.580*** (9.70)
地区固定效应	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是
R ²	0.7790	0.8887	0.7335	0.8307	0.8185
F 统计量	20.31	64.29	21.52	19.10	15.00
样本量	667	116	522	230	437

注:(1)***,**, * 分别表示在 1%,5%和 10%的显著水平上显著;(2)括号内为 t 值。

4. 结果分析。通过对比以上三种指标的回归结果可以发现,从总样本来看,金融发展程度越高,经济波动和经济增长越偏向正相关,说明总的来看我国的金融发展是促进生产性金融发展的,这一结论与 Aghion et al(2010)的结论相符。通常情形下,进行创新、生产率较高的企业在经济波动时更能抵御冲击,而那些较落后、生产率较低的企业则更容易遭受冲击而破产。出于最大化利润的目的,金融机构发放贷款时会偏好这些从事创新、生产率较高的企业,因此一般情形下,金融发展呈现促进生产性的特点。分样本来看,1994 年之后的时期金融资源利用效果不如 1994 年之前,东部地区金融资源利用效果不如非东部地区。这一结论有点反常,根据已有研究,普遍认为 1994 年实行市场化改革之后,金融资源利用效率应该有所提高才对,东部地区市场化程度较非东部地区更高,金融资源利用效率更高才对,为什么本文却得出相反结论呢?这需要从金融发展方式由什么决定来分析。

从静态角度来看,金融发展方式由金融机构和政府行为决定,如果金融机构更偏向高效率企业,那么金融发展方式表现为促进生产性,如果金融机构更偏向低效率企业,那么金融发展方式表现为阻碍生产性。但是从动态来看,企业属于低效率还是高效率是相对的,东部地区企业效率可能较非东部地区高,但是东部地区不断出现创新型的、更效率的

企业,那么这些之前高效率的企业现在就变为相对落后、低效率的企业,因此影响金融发展方式的还有一个因素,这就是创新型的、更高效企业出现的速度。创新型的、更高效企业出现的速度越快,金融机构必须相应地以更快的速度优化自己的贷款配置,金融发展方式才能表现为促进生产性,否则就被退化为阻碍生产性。而如果创新型的、更高效企业出现的速度很慢,金融机构只需要较大幅度地优化自己的贷款配置方式就能实现促进生产性金融发展。因此虽然东部地区金融市场化程度较非东部地区高,但在大量创新型的、更高效企业不断出现的情形下,金融发展方式还是表现得不如非东部地区。

另外,金融资源稀缺程度也会影响金融发展方式,金融资源较稀缺的地方,资金主要流向高效率的企业,而在金融资源较充裕的地方,资金容易流向低效率、甚至投机性的领域。例如浙江之前就出现了大量民间借贷用于“炒房”“炒煤”等。这也可以在一定程度说明东部地区与非东部地区相比,1994 年之后时期与 1994 年之前时期相比金融资源利用效率并不一定高多少。

四、结论与政策建议

本文通过理论和实证分析主要得出以下几点结论:第一,金融发展对经济波动和经济增长关系的影

响取决于金融资源对两种投资项目的支持偏好,阻碍生产性金融发展会导致经济波动和经济增长之间的关系更偏向负相关,平衡性金融发展不影响经济波动和经济增长的关系,促进生产性金融发展会导致经济波动和经济增长之间的关系更偏向正相关。第二,总的来看,我国过去几十年金融发展程度的提高使得我国经济波动和经济增长之间的关系更偏向正相关。第三,在不同地区或不同时期金融资源对两种投资项目的支持偏好存在差异,这种差异性由金融机构行为和企业更新换代速度快慢共同决定。

进入新常态以来,中国经济波动加剧和经济增长放缓的现象共存。根据本文的研究,利用经济波动这一契机来提升长期经济增速的关键在于金融资源的优化配置,因此要想走出此轮增长困境,应当从下面两个方面着手:第一,减少对金融机构的行政干预,降低对落后企业的保护力度,优化金融资源配置方式,提高金融资源利用效率。第二,在创新型、高效率企业层出不穷的地区或时期,尤其要注意金融资源配置方式的优化,防止出现金融发展方式的退化。

需要说明的是,经济波动和经济增长的关系受很多因素的影响,金融发展只是其中一个较为关键的因素。限于篇幅,本文主要研究金融发展在中国经济波动与经济增长的关系中所起的作用。

注:

- ①在 Aghion et al(2010)的实证分析中,用研发投入代表长期投资,固定资产投资代表短期投资。
- ②本部分理论模型(1)~(10)式、(12)~(15)式基本沿用 AABM 模型的构建思路,不同之处在于 AABM 模型中两种投资项目分期出现,每种项目只存在一期,而且只有一个项目会受到流动性冲击,本文的模型假定两种投资项目同时出现,每种项目均存在两期,且均会受到流动性冲击。(11)式为本文对基本模型的扩展,目的是为了分析不同金融发展方式对经济波动和经济增长关系的影响。(16)~(18)式为本文对基础模型结论的进一步简化,目的是为了便于校准和模拟,进而可以直观地了解经济波动和经济增长之间的关系。(19)式为本文对基础模型的进一步扩展,目的是为了分析经济波动和经济增长之间关系产生的机理。
- ③关于滚动样本间隔期的选取,根据以往文献的经验,同时考虑到我国国民经济 5 年规划情况,本文选取 5 年为间隔期做实证分析。
- ④具体模型设定和参数解释可参考张军、金煜(2005),此处不再赘述。

参考文献:

Abate, G. D. (2016), "On the link between volatility and growth: A Spatial econometrics approach", *Spatial Economic Analysis* 11(1):27-45.

- Aghion, P., G. M. Angeletos, A. Banerjee & K. Manova (2010), "Volatility and growth: Credit constraints and the composition of investment", *Journal of Monetary Economics* 57(3):246-265.
- Bernanke, B. & M. Gertler (1989), "Agency costs, net worth, and business fluctuations", *American Economic Review* 79(1):14-31.
- Chen, K. & Z. Song(2013), "Financial frictions on capital allocation: A transmission mechanism of TFP fluctuations", *Journal of Monetary Economics* 60(6):683-703.
- Kiyotaki, N. & J. Moore(1997), "Credit cycles", *Journal of Political Economy* 105(2):211-248.
- Lin, S. C. & D. H. Kim(2014), "The link between economic growth and growth volatility", *Empirical Economics* 46(1):43-63.
- Midrigan, V. & D. Y. Xu(2014), "Finance and misallocation: Evidence from plant-level data", *American Economic Review* 104(2):422-458.
- Narayan, P. K., S. Narayan & R. Smyth(2009), "Understanding the inflation-output nexus for China", *China Economic Review* 20(1):82-90.
- Rafferty, M. (2005), "The effects of expected and unexpected volatility on long-run growth: Evidence from 18 developed economies", *Southern Economic Journal* 71(3):582-591.
- Ramey, G. & V. A. Ramey(1995), "Cross-country evidence on the link between volatility and growth", *American Economic Review* 85(5):1138-1151.
- 陈昆亭 周炎 龚六堂,2012:《短期经济波动如何影响长期增长趋势?》,《经济研究》第 1 期。
- 康立 龚六堂 陈永伟,2013:《金融摩擦、银行净资产与经济波动的行业间传导》,《金融研究》第 5 期。
- 康立 龚六堂,2014:《金融摩擦、银行净资产与国际经济危机传导——基于多部门 DSGE 模型分析》,《经济研究》第 5 期。
- 卢二坡 吕介民 张焕明,2014:《我国制造业行业短期波动对长期增长的影响研究——基于 CPMG 估计方法》,《财经研究》第 3 期。
- 卢二坡 曾五一,2008:《转型期中国经济短期波动对长期增长影响的实证研究》,《管理世界》第 12 期。
- 邵军 徐康宁,2011:《转型时期经济波动对我国生产率增长的影响研究》,《经济研究》第 12 期。
- 张军 金煜,2005:《中国的金融深化和生产率关系的再检测:1987-2001》,《经济研究》第 11 期。
- 赵勇 雷达,2010:《金融发展与经济增长:生产率促进抑或资本形成》,《世界经济》第 2 期。

(责任编辑:李仁贵)