

中国区域金融发展与经济增长

——基于具生产的 OLG 理论及面板数据的实证分析

杨 嵩,黄婷婷

(南京大学 商学院,江苏 南京 210093)

[摘要]基于具生产的 OLG 理论以及我国 2001—2016 年 31 个省、自治区、直辖市的动态面板数据,分别采用差分 GMM 和 LSDVC 回归方法,从整体和区域的角度分析金融发展水平与经济增长之间的关系,结果表明:(1)金融发展水平与经济增长之间存在显著滞后的非线性效应,即滞后的倒 U 型相关关系,这说明可以通过适度调控金融发展来加快经济增长速度;(2)在东北和西南地区,经济增长与金融发展水平之间的关系并不显著,这表明东北和西南地区的金融发展对经济增长没有起到实质性的促进作用,且更易出现“资金空转”问题。

[关键词]金融发展;经济增长;滞后的非线性效应;供给侧结构性改革;实体经济;金融资产;政府支出

[中图分类号]F832.2 **[文献标志码]**A **[文章编号]**2096-3114(2019)02-0068-12

一、引言

2008 年,国际金融危机爆发,全球经济陷入衰退境地,中国经济也面临着硬着陆的风险。为了应对这种危局,我国出台了“4 万亿投资”的经济刺激政策,拉动了金融业的快速发展,2009 年 M2 增长率、金融机构贷款增长率、社会融资规模增长率分别达到了 2.12%、2.34%、99.28%。然而,在金融业蓬勃发展的同时,我国 GDP 的年增长率却呈现出下降趋势,2015 年 GDP 增长率为 7%。同时,我国金融资源错配、实体经济结构性失衡、“资金空转”、“资本荒”等现象日益凸显,金融资金的运转已偏离了有效促进实体经济增长的轨道,这使得金融服务实体经济这一命题受到了学者们的质疑。

众所周知,自金融市场形成以来,金融发展与经济增长之间的关系一直饱受争议,再加上我国目前的实体经济出现下滑情况,经济脱实向虚,这更将金融发展与经济增长之间关系的争论推向了高峰。为此,众多学者不禁要思考:金融发展与经济增长之间到底是什么样的关系?有学者认为,金融发展能够提高信贷配置效率,拉动经济长期增长^[1-2];也有学者认为,金融发展会挤出原有实体经济,抑制经济增长^[3-4]。

目前,学者们对金融发展与经济增长之间的关系持有三种不同的观点。第一种观点认为,金融发展对经济增长没有显著的影响,甚至会起到抑制作用。早在 1988 年,Lucas 就提出了金融与经济增长无显著关联的论点,并声称经济学家过度强调了金融因素在经济增长中的作用^[5]。近几年又有研究表明,金融发展偏离了为经济服务的轨道,导致金融过度发展,出现了银行业发展脱实向虚、银行融资利润迷失、银行业服务于实体经济的能力下降、资产泡沫增加、房地产业对实体经济的掠夺、实体经济

[收稿日期]2018-06-08

[基金项目]国家自然科学基金项目(71271108)

[作者简介]杨嵩(1988—),女,贵州锦屏人,南京大学商学院博士生,主要研究方向为金融计量与公司金融,邮箱:yangsong1_2012@163.com;黄婷婷(1991—),女,江苏盐城人,南京大学商学院博士生,主要研究方向为发展经济学与房地产金融。

严重失衡等问题,这些都说明金融发展会对经济增长起到抑制作用^[6-8]。第二种观点认为,股票市场发展是经济增长的先导因素,金融发展能显著促进经济增长,且提高银行贷款质量可以加快经济增长速度^[9-11]。此外,也有研究发现,金融系统的规模越大,信贷市场发展越完善,投资分配效率越高,法律和监管系统越健全,金融发展就越快,从而越能加速经济增长^[12-16],反之,金融杠杆的波动或金融危机的发生会导致金融发展的停滞或倒退,从而抑制经济增长^[17-19]。也就是说,金融发展能拉动经济增长。第三种观点认为,金融发展与经济增长之间是相对促进的关系。对于经济增长而言,并不是金融发展得越快就越好,适度的金融发展才能更好地促进经济增长^[20-21]。马勇和陈雨露对全球 68 个国家的金融与经济之间关系进行研究后发现,金融杠杆与经济增长之间存在非线性的倒 U 型关系,即在金融杠杆达到某一临界值之前,金融杠杆的增加可以有效促进经济增长,但当金融杠杆超过这一临界值后,金融杠杆就会对经济增长起到抑制作用^[19]。也有研究表明,尽管目前我国存在金融与实体经济相疏远的现象,但金融发展与经济增长之间始终保持着长期均衡的关系,金融服务于实体经济的命题仍然是成立的,而且金融市场化可以优化实体经济资本的配置,中小银行的发展也可以改善信贷配置结构,从而有效降低金融行业资源的错配率,提高实体行业的生产率^[22-24]。另外,我国自 2016 年下半年开始实施的“金融去杠杆”政策已取得了初步成效,为了使得金融能够更好地服务于实体经济,我国需要从根本上降低流通成本,提高资源配置效率,降低金融杠杆,适度发展金融,从而维持金融市场的稳定^[25-26]。

综上所述我们可以发现,关于我国金融发展对经济增长影响的研究仍存在以下几点不足:(1)在我国金融发展与经济增长关系的已有研究中,大多文献仅仅讨论了它们之间可能存在的线性关系,即单一的促进或抑制作用,而金融发展与经济增长之间的关系是错综复杂的,所以更应综合讨论它们之间是否存在非线性关系。(2)由于我国的法律和监管机制还处于不断完善的过程中,整个金融经济的传导机制还存在一些缺陷,因此金融的快速发展对经济的影响可能会存在滞后效应,但目前关于我国金融与经济发展的研究中鲜有学者对此滞后效应进行分析。(3)针对华北、东北、华东、中南、西南和西北六个区域就金融发展与经济增长之间关系进行研究的文献缺乏。

为了进一步深入研究我国金融发展与经济增长之间的关系,本文拟依据具生产的 OLG 理论,基于我国各地区金融发展与经济增长的面板数据,采用差分 GMM 回归方法,讨论金融发展与经济增长之间可能存在的非线性关系以及滞后效应,同时,考虑到我国各区域的金融与经济发展均存在差异,我们拟针对不同区域采用 LSDVC 回归方法,分析金融发展与经济增长之间关系在不同区域可能存在的差异,并结合分析结果,为我国经济增长以及各区域金融与经济的协调发展提供更多可靠的理论依据。本文的主要贡献可能在于:(1)采用差分 GMM 回归方法,选用滞后非线性的金融发展水平作为核心解释变量,全面分析金融发展水平与经济增长之间的关系;(2)针对我国不同区域,采用 LSDVC 回归方法,对金融发展与经济增长之间的关系进行进一步分析,有助于我国根据不同区域的具体情况来调整对应的金融与经济发展政策。

二、理论分析

整体的经济增长总是与个体的经济行为息息相关,因此我们可以从微观和宏观两个层面来分析金融发展对经济增长的影响。本文假设在整个经济市场中只存在一个厂商生产者和无数个体消费者,并且厂商只生产一种商品,可用于消费和投资。在微观层面上,我们运用 OLG 模型和新古典生产函数,从消费者和生产者两个角度诠释市场的供需理论;在宏观层面上,我们假设中国各省级行政区之间没有经济往来,即各省级行政区处于封闭的经济状态,然后由供需均衡理论发现金融发展与经济增长之间可能存在的联系,为后文的实证分析部分做好铺垫。

(一) 微观层面

1. 消费者角度

我们先从消费者个体角度进行分析。首先,我们假设每一代人的生存都只有两个时期,即年轻(Young)和年老(Old),那么 t 期就会存在两代人,一个是第 t 代的年轻人,另一个就是第 $t-1$ 代的老年人。假设每个个体在年轻时都可以通过劳动获得工资收入,且主要用于年轻时的消费和金融资产的储蓄(金融资产主要指保险、证券、银行等行业所拥有的资产,因为个体的金融资产储蓄最终会流入金融机构,所以金融资产在本文实证部分主要体现为金融机构总贷款和金融机构总存款)。由于存在金融机构和民间借贷等组织的运作,因此每个个体年轻时都可以依据工资收入获得贷款,以增加年轻时的消费或金融资产的储蓄,但每个个体因为在年老时没有工资收入、还款能力减弱,无法再获得贷款,甚至还需要还清年轻时贷款的本金及利息,所以年老时只能依靠年轻时累积的金融资产来维持消费和还贷。假设每个个体年老时都会将年轻时累积的金融资产花光,则年老时没有金融资产储蓄。

其次,我们假设 t 期出生的年轻人消费为 c_t^Y , 老年人消费为 c_{t+1}^O , 工资收入为 w_t , 金融资产储蓄为 fa_t , 金融资产存款利率为 sr_t , 金融资产贷款利率为 lr_t , 同时为了简化模型,我们假设金融资产存款利率等于金融资产贷款利率(统称为利率),即 $sr_t = lr_t = r_t$, 则 t 期出生的人满足预算方程 $c_t^Y + fa_t = w_t$, $c_{t+1}^O = (1 + r_{t+1})fa_t$, 其中, $c_t^Y > 0, c_{t+1}^O > 0, w_t > 0, fa_t > 0, t \in N^+$ 。也就是说,每个个体年轻时需要通过劳动获得工资收入,而年老时需要依靠年轻时累积的金融资产生存,这样每个个体才能均存在年轻和年老两个时期。

最后,我们假设个人一生效用函数为 $U(c_t^Y, c_{t+1}^O) = u(c_t^Y) + \beta u(c_{t+1}^O)$, 其中, β 表示个人主观贴现率, $u(\cdot)$ 表示个人单期效用函数,满足效用函数递增且边际效用函数递减规律。为了使得效用函数的增长不发散, $u(\cdot)$ 须满足稻田(Inada)条件,即:

$$u(c) > 0, u'(c) > 0, u''(c) < 0, \lim_{c \rightarrow 0^+} u'(c) = +\infty, \lim_{c \rightarrow +\infty} u'(c) = 0 \quad (1)$$

那么,第 t 期的个人效用最大化问题可以表示为:

$$\begin{aligned} \max_{c_t^Y, c_{t+1}^O} U(c_t^Y, c_{t+1}^O) &= u(c_t^Y) + \beta u(c_{t+1}^O) \\ \text{s. t.} \quad &\begin{cases} c_t^Y + fa_t = w_t \\ c_{t+1}^O = (1 + r_{t+1})fa_t \\ c_t^Y > 0; c_{t+1}^O > 0 \end{cases} \end{aligned} \quad (2)$$

由效用函数的假设条件式(1),我们求解式(2)的带约束条件的最优解为:

$$u'(w_t - fa_t) = \beta(1 + r_{t+1})u'[(1 + r_{t+1})fa_t] \quad (3)$$

式(3)是关于 fa_t 的隐式方程,可以表示为:

$$fa_t = fa(w_t, r_{t+1}) \quad (4)$$

当效用函数 $U(\cdot)$ 的形式确定时,我们可以得到 fa_t 的显式表达式:

$$c_t^Y = w_t - fa(w_t, r_{t+1}) \quad (5a)$$

$$c_{t+1}^O = (1 + r_{t+1})fa(w_t, r_{t+1}) \quad (5b)$$

其中, w 、 r 和 fa 为模型的外生变量, c_t^Y 和 c_{t+1}^O 为模型的内生变量。

2. 生产者角度

我们再从厂商(生产者)的角度进行分析。因为金融发展可以加速资本的累积和流动,从而增加资本存量,所以我们选用资本增进型的新古典生产函数 $Y_t = F(A_t K_t, L_t)$, 其中, Y 表示产出, K 表示生产中投入的总资本存量(用金额表示), A 表示金融发展对资本存量的影响,且 $A > 0$, AK 表示生产中投入的有效资本, L 表示生产中投入的劳动总量(用人数表示),右下标 t 则表示第 t 期,且第 1 期初始的金融资本为 $A_1 K_1$,它在模型中外生给定。同时, $A_t = A(df_t)$, df_t 表示第 t 期的金融发展水平, $A(\cdot)$ 的函数

形式未知, A_t 与 df_t 之间可能存在着线性或者非线性的关系,我们会在实证分析部分专门针对金融发展水平对经济增长可能存在的非线性情况进行讨论。假设 $F(\cdot, \cdot)$ 满足生产函数递增、规模报酬不变、边际产量递减、严格凹这几个条件,各个生产要素不可或缺,且生产函数在 $(0, +\infty)$ 上二阶连续可微,即 $F(\cdot, \cdot)$ 满足 $F(\lambda A_t K_t, \lambda L_t) = \lambda F(A_t K_t, L_t)$, $\forall \lambda > 0, K \geq 0, L \geq 0, F_1 > 0, F_2 > 0, F_{11} < 0, F_{22} < 0, F(0, L) = F(AK, 0) = 0$, 则生产函数的集约形式为 $y_t = F(A_t K_t / L_t, 1) = f(k_t)$, 其中, $k_t = A_t K_t / L_t$ 表示每个劳动力平均所占用的有效资本, y_t 表示每个劳动力的平均产出。为了保证经济增长路径不发散,我们同样地加入稻田条件(Inada),则集约形式的生产函数 $f(\cdot)$ 满足 $f(0) = 0, f'(k) > 0, f''(k) < 0, \lim_{k \rightarrow 0^+} f'(k) = +\infty, \lim_{k \rightarrow +\infty} f'(k) = 0$, 那么第 t 期的生产者利润最大化问题可以表示为:

$$\text{Max}_{A_t, K_t, L_t} \Pi = F(A_t K_t, L_t) - w_t L_t - (r_t + \delta) K_t \quad (6)$$

$$\text{s. t. } A_t > 0, K_t > 0, L_t > 0$$

其中, δ 表示资本折旧率,不随时间而改变。

我们就式(6)分别对 K_t 和 L_t 求偏导,得到如下表达式:

$$r_t = A_t F_1(A_t K_t, L_t) - \delta = A_t f'(k_t) - \delta \quad (7a)$$

$$w_t = F_2(A_t K_t, L_t) = f(k_t) - k_t f'(k_t) \quad (7b)$$

其中, $F_1(\cdot, \cdot)$ 表示对第一项 $A_t K_t$ 求偏导的函数, $F_2(\cdot, \cdot)$ 表示对第二项 L_t 求偏导的函数。

当生产函数 $F_1(\cdot, \cdot)$ 的形式确定时,可以得出 r_t 和 w_t 的显式表达式:

$$K_t = K(r_t, w_t, A_t) \quad (8a)$$

$$L_t = L(r_t, w_t, A_t) \quad (8b)$$

其中, w 、 r 和 A 为模型的外生变量, K 和 L 为模型的内生变量。

(二) 宏观层面

1. 经济的均衡状态及其稳定性

我们假设在第 t 期出生的年轻人口为 N_t , 人口增长率为 n , n 为外生变量, 满足第 t 期的年轻人口数 $N_t = (1+n)N_{t-1}$, 即第 t 期有 N_{t-1} 个老年人和 N_t 个年轻人。整个经济市场中包含劳动力市场、资本市场、商品市场三个市场。在劳动力市场中, 当生产者中第 t 期的劳动力等于第 t 期的年轻人口时, 即 $L_t = N_t, L_t = (1+n)L_{t-1}$, 就满足了生产者最优化的一阶条件, 此时劳动力市场达到均衡状态。接着, 根据 Walras 定律, 当资本市场和商品市场中任意一个市场处于均衡状态时, 则另外一个市场也一定处于均衡状态。因此, 从商品市场来看, 第 t 期的总消费为 $C_t = L_t c_t^Y + L_{t-1} c_t^O$, 总投资为 $K_{t+1} - (1-\delta)K_t$, 且假设中国各省级行政区之间没有经济往来, 即各省级行政区处于封闭的经济状态, 且不存在政府部门支出, 所以第 t 期商品市场供需均衡条件为 $C_t + I_t = Y_t$, 即:

$$L_t c_t^Y + L_{t-1} c_t^O + K_{t+1} - (1-\delta)K_t = F(A_t K_t, L_t) \quad (9)$$

我们将式(5a)(5b)(7a)及(7b)代入式(9), 两边同时除以 L_t , 整理后可得到:

$$[1 + A_t f'(k_t) - \delta][A_t f a_{t-1} - (1+n)k_t]A_{t+1} = [f a_t A_{t+1} - k_{t+1}(1+n)](1+n)A_t \quad (10)$$

当经济处于动态均衡状态时, $A_t = A_{t+1} = A^*$, $k_t = k_{t+1} = k^*$, $f a_t = f a_{t-1} = f a^*$ 。那么, 动态均衡状态满足 $[A^* f a^* - (1+n)k^*]A^*[A^* f'(k^*) - \delta - n] = 0$, 则存在两类均衡:

$$f a^* A^* = k_1^* (1+n), A^* f'(k_2^*) = \delta + n \quad (11)$$

式(11)给出了具有资本增进型新古典生产函数 OLG 模型的两类均衡。目前, 有文献已证明了这两类均衡的稳定性, 为了简化分析, 文献中假设效用函数为 $u(x) = \ln x$, 生产函数为 $Y = AK^\alpha L^{1-\alpha}$, 折旧率为 $\delta=1$, 由此得到的第一类均衡为传统均衡, 第二类均衡为社会最优均衡。分析结果表明, 当 $\beta/(1+\beta) < \alpha/(1-\alpha)$ 时, 第一类均衡是局部鞍点稳定的, 第二类均衡是局部稳定的; 当 $\beta/(1+\beta) > \alpha/(1-\alpha)$ 时, 第一类均衡是局部稳定的, 第二类均衡是局部鞍点稳定的^[27]。这说明在满足各自条件的

情况下,不同类型的市场均衡具有不同的稳定性。

2. 宏观整合

在劳动力市场均衡的前提下,商品市场均衡又可以表示为:

$$Y(r, w, A) = F(AK, L) = C(w, fa, r, n) + I(r) \quad (12)$$

由式(12)我们可以发现,金融发展对资本存量的影响 A 与外生变量 fa 相关,而 A 又与金融发展水平 df 相关,由此可知,金融发展水平 df 与变量 fa 相关,因此我们可以用金融机构的金融资产来衡量金融发展水平。同时,借鉴张军与章元的研究结果^[28-29],在后文的实证分析部分,我们将金融发展水平作为核心解释变量,同时将工业化程度、资本形成率、政府支出、存款余额增速和人口增长率作为控制变量。

三、研究设计

(一) 样本选取与模型设定

为了更加全面地分析中国金融发展水平对经济增长的影响,并考虑到数据的可获得性,我们选取31个省、自治区、直辖市2001—2016年的年度面板数据作为研究样本,实证分析我国各地区金融发展水平对经济增长的影响。由于经济增长与金融发展水平之间可能存在非线性关系,借鉴马勇和陈雨露的研究^[19],我们加入金融发展水平的平方项 $df_{i,t}^2$ 作为核心解释变量。同时,我们在动态面板模型的基础上,加入经济增长的一阶滞后项和二阶滞后项、金融发展水平的一阶滞后项以及金融发展水平平方项的一阶滞后项作为核心解释变量,建立动态面板模型如下:

$$y_{i,t} = \alpha + \beta_1 y_{i,t-1} + \beta_2 y_{i,t-2} + \gamma_1 df_{i,t} + \gamma_2 df_{i,t}^2 + \omega_1 df_{i,t-1} + \omega_2 df_{i,t-1}^2 + \eta Control_{i,t} + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (13)$$

其中,被解释变量为经济增长 y ,核心解释变量为金融发展水平 df , $Control$ 为其他各个控制变量, α 为常数, μ_i 代表个体效应, $\varepsilon_{i,t}$ 为残差项,下标 i 和 t 分别表示个体和时间。

(二) 变量选取

对于被解释变量(经济增长 y)的选取,我们主要使用地方年度GDP增长率(记为 gdp)和人均GDP增长率(记为 $gdpp$)作为基本指标。在稳健性检验中,考虑到居民生活情况,我们使用居民总消费支出增速(记为 tcs)作为地方经济增长的衡量指标。

对于核心解释变量(金融发展水平 df)的选取,有文献选用金融相关比率(Financial Interrelations Ratio,简称FIR)来衡量一国金融发展水平,也有文献选用社会融资规模占GDP的比重来表示金融发展水平,但无论是戈氏FIR指标还是麦氏FIR指标以及社会融资规模,各地区的金融资产、M2、社会融资规模等方面的统计数据均缺乏,这使得FIR指标或融资规模占比的数据无法直接获得^[30-31]。因此,参考周立等的研究,我们选用贷款余额占GDP的比重($loan = \text{贷款}/\text{GDP}$)作为衡量金融发展水平的指标,其中贷款余额可以反映我国金融资产的数额,从而体现出我国金融发展水平的高低^[31-32]。同时,在添加核心解释变量时,考虑到金融发展水平与经济增长之间可能存在滞后的非线性关系,我们添加金融发展水平的平方项(记为 df^2)、金融发展水平的一阶滞后项(记为 Lag_df)和一阶滞后项的平方(记为 Lag_df^2)来综合分析变量间的关系。最后,在稳健性检验中,我们选用存款余额占GDP的比重($sag = \text{存款}/\text{GDP}$)和全部金融相关比率($TFIR = (\text{存款} + \text{贷款})/\text{GDP}$)作为衡量金融发展水平的指标,因为存款余额能够体现金融机构的贷款能力,而全部金融机构的存款与贷款之和能够体现整个金融市场的发展状况。

对于控制变量的选取,我们从宏观、金融体系和社会人口三个方面予以考虑,其中宏观变量包括工业化程度(工业增加值 ind)、资本形成率($cfr = \text{资本形成总额}/\text{GDP}$)和地方政府一般公共预算支出占GDP比重($gov = \text{政府一般公共预算支出}/\text{GDP}$),金融体系变量包括存款增速($saver$)和金融危机^①

①此处所说的金融危机主要指2001年至2016年度对中国影响较大的金融危机,即2008年的美国次贷危机。

(*crisis*), 社会人口变量为人口增长率(*popul*)。因为这些控制变量对地区经济增长都会产生影响, 所以对它们进行分析可以更好地说明金融发展水平对经济增长的影响程度。变量的定义和描述性统计分别见表 1 和表 2。

由表 2 的描述性统计结果可知, 我国 GDP 增长率的最大值为 0.323, 最小值为 -0.226, 说明在这十几年中我国经济增长存在快速上升和显著下降的波动现象。贷款/GDP 的均值和方差分别为 1.137 和 0.397, 存款/GDP 的均值和方差分别为 1.594 和 0.697, 说明我国存款占 GDP 的比值往往比贷款占 GDP 的比值更大, 且前者的波动也比后者的波动大。

(三) 研究方法

马勇和陈雨露对 68 个国家 32 年的动态面板数据进行研究时选用的是系统 GMM 回归, 该回归方法通常需要满足两个前提: 一是要求扰动项 $\{\varepsilon_{it}\}$ 不存在自相关, 二是要求 $\{\Delta y_{i,t-1}, \Delta y_{i,t-2}, \dots\}$ 与个体效应 u_i 不相关。第一个前提我们可以对残差进行自相关检验, 而第二个前提目前无法进行严格的统计检验, 只能根据经济常识来判断经济变量是否在稳态附近, 比如: 发达国家的经济体很可能在稳态附近, 而转型经济体或者发展中国家由于制度变迁等原因则可能离稳态较远^[19]。所以, 根据我国的经济发展现状, 本文不适合采用系统 GMM 回归方法。接着, 我们检验了被解释变量自回归的系数, 得到一阶自回归系数为 0.5472 (没有接近 1), 这说明被解释变量的持续性并不强, 故我们选用差分 GMM 方法进行回归估计。

为了检验差分 GMM 方法是否可行, 我们对每个模型进行了 AR(2) 检验, 即二阶自回归检验, 当 AR(2) 检验的 P 值大于 0.05 时, 说明在 5% 显著性水平下接受原假设 H_0 “扰动项 $\{\varepsilon_{it}\}$ 不存在二阶自相关”。另外, 因为工具变量的过度使用会弱化其有效性, 所以我们还进行了 Sargan 检验来判断工具变量的有效性, 当 Sargan 检验的 P 值大于 0.05 时, 说明在 5% 显著性水平下接受原假设 H_0 “工具变量的选取是有效的”。

表 1 变量定义表

变量类型	变量符号	变量定义
被解释变量	<i>gdp</i>	GDP 增长率
	<i>gdpp</i>	人均 GDP 增长率
	<i>tes</i>	居民总消费支出增速
核心解释变量	<i>loan</i>	金融发展水平(贷款/GDP)
	<i>loan</i> ²	贷款/GDP 的平方项
	<i>sag</i>	金融发展水平(总存款/GDP)
	<i>sag</i> ²	存款/GDP 的平方项
	<i>TFIR</i>	(存款+贷款)/GDP
	<i>TFIR</i> ²	(存款+贷款)/GDP 的平方项
	<i>ind</i>	工业化程度(工业增加值)
控制变量	<i>cfr</i>	资本形成率(资本形成总额/GDP)
	<i>gov</i>	政府一般公共预算支出/GDP
	<i>saver</i>	存款余额增速
	<i>crisis</i>	虚拟变量, 发生金融危机取 1, 否则取 0
	<i>popul</i>	人口增长率

注: 所需数据来源于中国各地区统计年鉴、《中国金融年鉴》《新中国六十年统计资料汇编》; 2001—2013 年统计的全体居民人均可支配收入包括城镇居民家庭人均可支配收入和农村居民家庭人均可支配收入两个统计口径, 2014—2016 年直接统一通过全体居民人均可支配收入口径进行统计。

表 2 变量的描述性统计结果

变量	样本数	均值	标准差	最大值	中位数	最小值
<i>gdp</i>	496	0.142	0.064	0.323	0.136	-0.226
<i>gdpp</i>	496	0.133	0.066	0.370	0.125	-0.223
<i>tes</i>	496	0.136	0.076	0.660	0.129	-0.149
<i>loan</i>	496	1.137	0.397	2.648	1.069	0.537
<i>loan</i> ²	496	1.450	1.141	7.012	1.142	0.289
<i>sag</i>	496	1.594	0.697	5.598	1.426	0.751
<i>sag</i> ²	496	3.027	3.681	31.335	2.034	0.564
<i>TFIR</i>	496	2.731	1.052	8.147	2.530	1.288
<i>TFIR</i> ²	496	8.565	8.552	66.379	6.403	1.659
<i>ind</i>	496	14.813	6.428	38.500	14.750	-15.200
<i>cfr</i>	496	0.575	0.167	1.396	0.541	0.309
<i>gov</i>	496	0.158	0.114	0.744	0.154	-0.118
<i>saver</i>	496	0.178	0.071	0.620	0.168	-0.045
<i>crisis</i>	496	0.063	0.242	1.000	0.000	0.000
<i>popul</i>	496	0.007	0.016	0.170	0.006	-0.104

四、实证检验及分析

基于前面对回归模型的设定和回归估计方法的选取, 我们分别选取 GDP 增长率(*gdp*) 和人均 GDP 增长率(*gdpp*) 作为被解释变量, 同时选用贷款/GDP(*loan*) 作为核心解释变量, 然后逐步添加控制变量来观察核心解释变量的稳定性, 再分别从经济增长和金融发展水平两个方面选取其他代理变

量进行回归。

(一) 基于 GDP 增长率的回归结果

GDP 增长率为最基本和最重要的经济发展指标,我们首先观察金融发展水平(贷款占 GDP 的比重)对 GDP 增长率的影响,然后从宏观、金融体系和社会人口三个方面逐步添加控制变量,得到模型 1 至模型 4 的回归结果。

从表 3 的回归结果中可以看出,随着宏观、金融体系和社会人口三方面控制变量的逐步添加,核心解释变量 Lag_loan 在 1% 的水平下显著为正,而 Lag_loan^2 在 1% 的水平下显著为负,这说明贷款/GDP 与地区 GDP 增长率之间存在显著滞后的倒 U 型相关关系,即滞后的非线性效应。同时,在上一年度的金融发展水平(贷款占 GDP 的比重)达到 2.5990 之前,GDP 增长率随着上一年金融发展水平(贷款占 GDP 的比重)的上升而上升,在上一年贷款占 GDP 的比重为 2.5990 时达到最高点,然后当上一年贷款占 GDP 的比重超过 2.5990 时,又会随着上一年贷款占 GDP 比重的增加而下降,说明我国金融发展水平在小于 2.5990 时,金融发展可以促进下一期的经济增长,而当超过 2.5990 时,金融发展会抑制下一期的经济增长。

此外,从表 3 中可以看出,模型 1 至模型 4 都通过了 AR(2) 检验和 Sargan 检验,即表示模型的残差项都不存在二阶序列相关和模型过度使用工具变量的情况,说明模型估计过程中的工具变量选择有效,同时估计结果也是有效的。

(二) 基于人均 GDP 增长率的回归结果

我们将人均 GDP 增长率作为被解释变量的衡量指标,再分析金融发展水平(贷款占 GDP 的比重)对它的影响。模型 5 为人均 GDP 增长率与其一阶和二阶滞后项、贷款/GDP 及其平方项、贷款/GDP 及其平方项的一阶滞后项的差分 GMM 回归,同样地我们从宏观、金融体系和社会人口三个方面逐步添加控制变量,得到模型 6 至模型 8 的回归结果(见表 4)。

从表 4 中可以看出,随着宏观、金融体系和社会人口三方面控制变量的逐步添加,核心解释变量 Lag_loan 在 1% 的水平下显著为正,而 Lag_loan^2 在 5% 的水平下显著为负,说明贷款/GDP 与地区人均 GDP 增长率之间也存在显著滞后的非线性关系。同时,在上一年度的金融发展水平(贷款占 GDP 的比重)达到 2.7 之前,人均 GDP 增长率随着上一年金融发展水平(贷款占 GDP

表 3 金融发展水平和 GDP 增长率的差分 GMM 估计结果

变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
Lag_gdp	-0.1010* (-1.88)	-0.1596*** (-3.06)	-0.1775*** (-4.05)	-0.1638*** (-2.60)
$Lag2_gdp$	-0.0955** (-1.96)	-0.0969** (-2.41)	-0.1130** (-2.24)	-0.1210** (-2.22)
$loan$	-0.8269*** (-13.00)	-0.6028*** (-9.26)	-0.5826*** (-8.16)	-0.5872*** (-7.15)
$loan^2$	0.1336*** (8.27)	0.1009*** (5.43)	0.0848*** (6.48)	0.0845*** (6.30)
Lag_loan	0.5639*** (5.08)	0.4080*** (5.49)	0.4945*** (6.90)	0.5068*** (7.82)
Lag_loan^2	-0.1159*** (-3.10)	-0.0826*** (-3.16)	-0.0944*** (-4.10)	-0.0975*** (-5.79)
ind		0.0051*** (6.90)	0.0057*** (7.27)	0.0055*** (5.90)
cfr		0.0649 (1.61)	0.1055*** (2.93)	0.0937** (2.20)
gov		0.0408** (2.51)	0.0438*** (2.61)	0.0387** (2.31)
$saver$			0.1490*** (2.58)	0.1568** (2.25)
$crisis$			0.0215** (2.54)	0.0198** (2.11)
$popul$				0.2576* (1.69)
constant	0.4577*** (3.88)	0.2684*** (2.69)	0.1279 (1.59)	0.1323 (1.43)
AR(2) 检验	-1.2239 (0.2210)	0.1019 (0.9188)	-1.0719 (0.2838)	-1.146 (0.2518)
Sargan 检验	29.9707 (0.1857)	29.5879 (0.1988)	25.1039 (0.4001)	26.1747 (0.3444)
样本总数	403	403	403	403
省和直辖市数	31	31	31	31

注: Lag_gdp 和 $Lag2_gdp$ 分别表示被解释变量的一阶滞后项和二阶滞后项, Lag_loan 和 Lag_loan^2 分别表示解释变量 $loan$ 和 $loan$ 平方的一阶滞后项;*、**、*** 分别表示系数在 10%、5% 和 1% 的置信水平上显著;变量系数下方的括号内数值是对应的 Z 统计量;Sargan 检验和 AR(2) 检验(即二阶序列相关检验)第一行为对应的统计量,第二行为对应的 P 值。下同。

的比重)的上升而上升,在上一年贷款占 GDP 的比重为 2.7 时达到最高点,然后当上一年贷款占 GDP 的比重超过 2.7 时,又会随着上一年贷款占 GDP 比重的增加而下降,说明我国金融发展水平在小于 2.7 时,金融发展可以促进下一期的经济增长,而超过 2.7 时,金融发展会抑制下一期的经济增长。这一研究结果与表 3 以 GDP 增长率作为经济增长衡量指标时得到的结论相一致,金融发展与经济增长之间都呈现出显著的滞后倒 U 型相关关系,即滞后的非线性关系。

此外,从表 4 中可以看出,模型 5 至模型 8 都通过了 AR(2) 检验和 Sargan 检验,即表示模型的残差项都不存在二阶序列相关和模型过度使用工具变量的情况,说明模型估计过程中的工具变量选择有效,同时估计结果也是有效的。

(三) 稳健性检验

根据前面的分析我们可以得出这样一个结论:上一期金融发展水平与当期经济增长之间存在显著的倒 U 型关系,即滞后的非线性效应。

为了进一步验证前文所得结论的稳健性,考虑到居民生活情况,我们选用居民总消费支出增速(*tcs*)作为被解释变量,得到模型 9。接着,考虑到金融发展与存款之间存在正相关关系,我们选用存款占 GDP 的比重(*sag*)作为解释变量,然后分别选用 *gdp*、*gdpp* 和 *tcs* 作为被解释变量,得到模型 10 至模型 12。此外,TFIR 也能从金融机构资金方面来反映金融发展水平的高低,所以我们选用 TFIR((存款 + 贷款)/GDP)作为解释变量,然后分别选用 *gdp*、*gdpp* 和 *tcs* 作为被解释变量,得到模型 13 至模型 15。模型 9 至模型 15 的回归结果如表 5 所示。

由表 5 的回归结果我们可以得到以下几点结论:(1) 当以 *tcs*(居民总消费支出增速)作为经济增长的衡量指标,以贷款/GDP 作为金融发展水平的衡量指标

时,上一期金融发展水平(贷款/GDP)在 2.6816 达到拐点位置,这一结论得到的拐点位置与前文表 3 和表 4 得到的拐点位置相近。(2) 当以 *sag*(存款/GDP)作为金融发展水平的衡量指标,分别以 GDP 增长率、人均 GDP 增长率和居民总消费支出增速作为经济增长的衡量指标时,上一期金融发展水平(存款/GDP)的拐点分别为 5.6303,5.7364 和 5.6345,这三个拐点的位置是非常接近的。(3) 当以 TFIR 作为金融发展水平的衡量指标,分别以 GDP 增长率、人均 GDP 增长率和居民总消费支出增速作为经济增长的衡量指标时,上一期金融发展水平(TFIR)的拐点分别为 9.2128,9.5222 和 9.8074,这

表 4 金融发展和人均 GDP 增长率的差分 GMM 估计结果

变量	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8
<i>Lag_gdpp</i>	-0.1244 ** (-2.29)	-0.1714 *** (-2.82)	-0.2205 *** (-4.45)	-0.2017 *** (-3.05)
<i>Lag2_gdpp</i>	-0.1304 *** (-2.67)	-0.1559 *** (-3.21)	-0.1503 *** (-2.86)	-0.1439 *** (-2.72)
<i>loan</i>	-0.8192 *** (-13.66)	-0.5894 *** (-9.19)	-0.5627 *** (-7.01)	-0.5514 *** (-7.39)
<i>loan</i> ²	0.1318 *** (9.15)	0.0991 *** (5.07)	0.0798 *** (4.43)	0.0756 *** (5.22)
<i>Lag_loan</i>	0.4975 *** (4.14)	0.3728 *** (4.08)	0.4374 *** (5.40)	0.4482 *** (5.56)
<i>Lag_loan</i> ²	-0.0948 ** (-2.38)	-0.0779 ** (-2.53)	-0.0829 *** (-2.87)	-0.0830 *** (-3.25)
<i>ind</i>		0.0054 *** (6.67)	0.0058 *** (5.80)	0.0056 *** (5.85)
<i>cfr</i>		0.0780 * (1.71)	0.1172 ** (2.45)	0.1101 ** (2.04)
<i>gov</i>		0.0496 *** (2.64)	0.0557 ** (2.16)	0.0558 ** (2.49)
<i>saver</i>			0.1384 ** (2.40)	0.1298 ** (2.10)
<i>crisis</i>			0.0240 ** (2.42)	0.0229 ** (2.43)
<i>popul</i>				0.2560 * (1.67)
constant	0.4945 *** (4.13)	0.2694 ** (2.46)	0.1504 (1.48)	0.1358 (1.29)
AR(2) 统计量	-1.8547 (0.0636)	-0.9090 (0.3634)	-1.4543 (0.1459)	-0.9967 (0.3189)
Sargan 统计量	29.6247 (0.1975)	29.8212 (0.1907)	28.7544 (0.2295)	28.8508 (0.2258)
样本总数	403	403	403	403
个体数	31	31	31	31

三个拐点的位置也是非常接近的。此外,模型9至模型15的回归模型都通过了AR(2)检验和Sargan检验,这说明工具变量的选择是合理的,解决了变量的内生性问题,模型的估计结果也是有效的。

根据稳定性检验结果,我们可以得到这样一个结论:金融发展水平和经济增长之间始终存在稳定的滞后倒U型相关关系。

表5 稳健性检验结果

变量	模型9	模型10	模型11	模型12	模型13	模型14	模型15
<i>Lag</i>	-0.1793*** (-7.05)	-0.0092 (-0.03)	-0.0343 (-0.29)	-0.1063 (-1.19)	-0.0725** (-1.98)	-0.1407*** (-2.56)	-0.1570* (-1.70)
<i>Lag</i> ²	-0.1201*** (-7.47)	0.0200 (0.14)	-0.0010 (-0.04)	-0.0784 (-1.37)	-0.0244 (-0.78)	-0.0612* (-1.86)	-0.1074* (-1.84)
<i>df</i>	-0.4003*** (-5.41)	-0.8695*** (-3.40)	-0.8867*** (-4.78)	-0.5102*** (-4.16)	-0.4517*** (-12.42)	-0.4423*** (-10.91)	-0.3171*** (-4.41)
<i>df</i> ²	0.0532*** (3.16)	0.0756** (2.00)	0.0793*** (2.67)	0.0502*** (4.31)	0.0239*** (8.29)	0.0237*** (5.81)	0.0188*** (4.19)
<i>Lag_df</i>	0.3647*** (4.04)	0.9290* (1.95)	0.9079*** (6.85)	0.4440*** (2.82)	0.4330*** (11.25)	0.3866*** (9.99)	0.2393*** (2.79)
<i>Lag_df</i> ²	-0.0680** (-3.09)	-0.0825* (-1.64)	-0.0791*** (-5.20)	-0.0394** (-2.26)	-0.0235*** (-9.37)	-0.0203*** (-7.25)	-0.0122** (-2.21)
<i>ind</i>	0.0011* (1.95)	0.0014 (0.60)	0.0016 (1.28)	-0.0004 (-0.22)	0.0020*** (2.63)	0.0023*** (3.41)	-0.0010 (-0.60)
<i>cfr</i>	-0.0007 (-0.03)	-0.0531 (-0.45)	-0.0298 (-0.28)	-0.0426 (-0.65)	0.0517 (1.45)	0.0749** (2.20)	-0.0127 (-0.18)
<i>gov</i>	0.1332*** (7.93)	0.0286 (0.39)	0.0440 (1.05)	0.1303*** (2.76)	0.0281** (2.30)	0.0505*** (2.96)	0.1238*** (2.77)
<i>saver</i>	0.1106 (0.22)	0.7608** (2.07)	0.7382*** (4.95)	0.2381 (1.56)	0.5759*** (7.46)	0.5252*** (8.45)	0.2236 (1.56)
<i>crisis</i>	-0.0120 (-0.91)	0.0183 (1.52)	0.0166* (1.75)	0.0040 (0.21)	0.0023 (0.33)	0.0052 (0.74)	-0.0187 (-0.86)
<i>popul</i>	-0.6466*** (-4.67)	0.1041 (0.57)	0.0439 (0.12)	-0.5663 (-1.20)	0.2266** (2.03)	0.2026 (1.51)	-0.5044 (-1.17)
constant	0.2186*** (4.09)	-0.0366 (-0.06)	-0.0106 (-0.05)	0.2279 (1.49)	0.0612 (1.18)	0.1288 (1.49)	0.3176** (2.00)
AR(2)统计量	1.0033 (0.3157)	-1.5122 (0.1305)	-1.6014 (0.1093)	0.5553 (0.5787)	-2.4554 (0.0141)	-1.6297 (0.1032)	0.5128 (0.6081)
Sargan统计量	25.4380 (0.3823)	29.7524 (1.0000)	27.2364 (1.0000)	23.4026 (0.4961)	28.1722 (0.2528)	29.7436 (0.1934)	23.5608 (0.4869)
样本总数	403	403	403	403	403	403	403
个体数	31	31	31	31	31	31	31

五、进一步讨论:中国各地区金融发展与经济增长

由于中国各省、自治区、直辖市的发展状况不同,国家对各个地区的政策以及发展规划也不同,因此针对各地区进行详细分析就显得很有必要。我们按地理位置将我国划分为华北、东北、华东、中南、西南和西北六个区域^①,分别得到各区域的GDP增长率、人均GDP增长率和贷款/GDP的统计值(如表6所示)。

从表6中可以看出,2001年至2016年,我国东北地区的GDP增长率和人均增长率都处于最低水平,而西南地区的GDP增长率和人均增长率都处于最高水平,说明近十几年来西南地区的经济开始快速增长。但从金融发展水平(贷款/GDP)来看,华北和西北地区的金融发展水平更高,西南地区次之,说明金融发展水平和经济增长之间不是单纯的线性关系。考虑到分区域后,各区域的个体数N小于时间长度T,根据已有的蒙特卡罗模拟结果,对于个体数N较小的长面板,无论在偏差大小还是

^①华北区域包括北京、天津、河北、山西、内蒙古,东北区域包括辽宁、吉林、黑龙江,华东区域包括上海、江苏、浙江、安徽、福建、江西、山东,中南区域包括河南、湖北、湖南、广东、广西、海南,西南区域包括重庆、四川、贵州、云南、西藏,西北区域包括陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆。

在均方误差方面,偏差校正 LSDV 法(Biased-corrected LSDV,简记为 LSDVC)都明显优于差分 GMM 或系统 GMM。所以,本文基于各区域的面板数据,采用式(13)的动态面板模型对变量进行 LSDVC 回归,回归结果见表 7。

表 6 六个区域的统计表

指标	华北	东北	华东	中南	西南	西北
GDP 增长率	0.1460	0.1170	0.1394	0.1429	0.1503	0.1482
人均 GDP 增长率	0.1280	0.1150	0.1288	0.1359	0.1465	0.1390
贷款/GDP	1.2780	0.9819	1.1413	0.9531	1.1686	1.2716

表 7 分区域的回归结果

变量	华北	东北	华东	中南	西南	西北
<i>Lag_gdp</i>	-0.0219 (-0.31)	0.5436 (0.96)	0.2335 * (1.87)	0.4275 ** (2.21)	0.4236 * (1.67)	0.2203 (1.50)
<i>Lag2_gdp</i>	-0.1056 (-1.13)	-0.0826 (-0.32)	-0.0460 (-0.67)	-0.0117 (-0.12)	-0.1177 (-0.94)	-0.0469 (-0.39)
<i>loan</i>	-0.6649 *** (-5.70)	-0.3622 (-1.49)	-0.3927 *** (-2.73)	-0.8137 *** (-2.71)	0.0628 (0.52)	-0.4972 ** (-2.16)
<i>loan</i> ²	0.1094 *** (3.88)	0.0420 (0.54)	0.0505 (1.01)	0.2453 ** (2.15)	-0.0514 (-1.28)	0.0877 (1.07)
<i>Lag_loan</i>	0.5436 *** (5.22)	0.8453 ** (2.06)	0.5351 *** (4.22)	1.1350 *** (3.62)	0.1129 (0.58)	0.6247 ** (2.17)
<i>Lag_loan</i> ²	-0.0878 *** (-3.33)	-0.2663 (-1.27)	-0.0819 (-1.58)	-0.3622 *** (-2.60)	0.0028 (0.04)	-0.1321 (-1.21)
<i>ind</i>	0.0056 *** (6.09)	0.0043 ** (2.36)	0.0056 *** (7.76)	0.0038 *** (3.96)	0.0069 *** (9.97)	0.0060 *** (3.26)
<i>cfr</i>	0.0768 (1.20)	0.0979 (0.91)	0.0794 (0.81)	0.0382 (1.06)	-0.0013 (-0.05)	0.0495 (1.25)
<i>gov</i>	0.0347 (0.79)	0.0121 (0.11)	0.0215 (0.59)	-0.0040 (-0.09)	-0.0102 (-0.26)	-0.0112 (-0.19)
<i>saver</i>	0.2416 *** (3.34)	0.0083 (0.04)	0.1955 *** (3.01)	0.2118 ** (2.38)	-0.0921 (-0.99)	0.3618 *** (3.38)
<i>crisis</i>	0.0398 * (1.91)	0.0164 (0.47)	0.0172 (1.34)	0.0064 (0.35)	0.0500 *** (2.95)	0.0311 (1.27)
<i>popul</i>	0.1885 (0.70)	0.1937 (0.05)	0.1516 (0.83)	0.4670 ** (2.00)	0.3254 ** (2.39)	-0.3210 (-0.32)
样本数	80	48	112	96	80	80

注:本文对 LSDVC 进行了 bootstrap 检验,得到的所有回归系数都在其对应的置信区间内。

由表 7 的回归结果可知,在东北和西南区域,金融发展对经济增长的影响不显著,说明这两个区域更易出现“资金空转”现象,即贷款的增加对实体经济并没有起到实质性的促进作用。由此我们建议专门针对东北和西南区域,弄清金融资金流向,调整金融资本结构,加强“去杠杆”力度,重点解决“资金空转”和“资本荒”等问题。

六、结论与启示

本文基于具生产的 OLG 理论以及 2001—2016 年我国 31 个省、自治区、直辖市的金融经济动态面板数据,分别采用差分 GMM 和 LSDVC 回归方法,从整体和分区域分析了金融发展水平与经济增长之间的关系,得到以下结论:(1)金融发展水平与经济增长之间存在显著的滞后非线性效应,即滞后的倒 U 型相关关系;(2)在东北和西南区域,贷款/GDP 是保持上升趋势的,但经济增长与金融发展水平之间却表现出不显著的相关关系,说明在这两个区域,金融发展对经济增长没有起到实质性的促进作用,更易出现“资金空转”和“资本荒”等问题。

根据以上结论,结合我国当前的国情和政策,我们提出如下建议:我国需要继续加强金融“去杠

杆”政策,推进供给侧结构性改革,积极加快金融和经济的转型升级,提高有效贷款金额,特别是东北和西南区域更需要加快调整金融资源配置结构,提升金融配置效率,减少“资金空转”、“资本荒”和“脱实向虚”等现象的发生,只有如此才能让金融更好地为经济服务。

参考文献:

- [1] Levine R, Zervos S. Stock market development and long-run growth[J]. The World Bank Economic Review, 1996, 10(2): 323-339.
- [2] Levine R. More on finance and growth: More finance, more growth? [J]. Review-Federal Reserve Bank of Saint Louis, 2003, 85(4): 31-46.
- [3] 罗来军, 蒋承, 王亚章. 融资歧视、市场扭曲与利润迷失——兼议虚拟经济对实体经济的影响[J]. 经济研究, 2016(4): 74-88.
- [4] Li X, Shao X, Tao Z. Hollowing out of the real economy: Evidence from China's listed firms 1[J]. Frontiers of Economics in China, 2016, 11(3): 390.
- [5] Lucas R E. On the mechanics of economic development[J]. Journal of monetary economics, 1988, 22(1): 3-42.
- [6] 王永钦, 高鑫, 袁志刚, 等. 金融发展、资产泡沫与实体经济: 一个文献综述[J]. 金融研究, 2016(5): 191-206.
- [7] 周端明, 艾非, 胡小文. 我国房地产业对实体经济的掠夺效应——基于多部门动态随机一般均衡模型的模拟分析[J]. 当代经济研究, 2016(11): 62-72.
- [8] 王刚, 徐畅, 苗露阳. 引导银行业回归本源——提升服务实体经济能力研究[J]. 经济纵横, 2017(8): 109-117.
- [9] Jayaratne J, Strahan P E. The finance-growth nexus: Evidence from bank branch deregulation[J]. The Quarterly Journal of Economics, 1996, 111(3): 639-670.
- [10] Allen F, Qian J, Qian M. Law, finance, and economic growth in China[J]. Journal of financial economics, 2005, 77(1): 57-116.
- [11] Bose S, Kumar A. Growth of finance, real estate and business services: Explorations in an inter-sectoral framework[R]. Working Paper, 2016.
- [12] Levine R. Law, finance, and economic growth[J]. Journal of financial Intermediation, 1999, 8(1): 8-35.
- [13] Pagano M. Finance: Economic lifeblood or toxin? [R]. Csef Working Papers, 2012.
- [14] Beck T, Degryse H, Kneer C. Is more finance better? Disentangling intermediation and size effects of financial systems [J]. Journal of Financial Stability, 2014, 10(1): 50-64.
- [15] Bezemer D J, Grydaki M, Zhang L. Is financial development bad for growth? [M]. Groningen; University of Groningen, Faculty of Economics and Business, 2014.
- [16] Punzi M T. Financial cycles and co-movements between the real economy, finance and asset price dynamics in large-scale crises[R]. FinMaP-Working Paper, 2016.
- [17] Webber M. Finance and the real economy: Theoretical implications of the financial crisis in Asia[J]. Geoforum, 2001, 32(1): 1-13.
- [18] Baur D G. Financial contagion and the real economy[J]. Journal of Banking & Finance, 2012, 36(10): 2680-2692.
- [19] 马勇, 陈雨露. 金融杠杆、杠杆波动与经济增长[J]. 经济研究, 2017(6): 31-45.
- [20] 闫丽瑞, 田祥宇. 金融发展与经济增长的区域差异研究——基于我国省际面板数据的实证检验[J]. 宏观经济研究, 2012(3): 99-105.
- [21] Ansart S, Monvoisin V. The new monetary and financial initiatives: Finance regaining its position as servant of the economy[J]. Research in International Business and Finance, 2017(39): 750-760.
- [22] 李扬. “金融服务实体经济”辨[J]. 经济研究, 2017(6): 76-77.

- [23]戴伟,张雪芳. 金融发展、金融市场化与实体经济资本配置效率[J]. 审计与经济研究,2017(1):117-126.
- [24]吴晗,贾润崧. 银行业如何支持实体经济的供给侧改革?——基于企业进入退出的视角[J]. 财经研究,2016(12):108-118.
- [25]汤铎铎,张莹. 实体经济低波动与金融去杠杆——2017年中国宏观经济中期报告[J]. 经济学动态,2017(8):4-17.
- [26]马勇,田拓,阮卓阳,等. 金融杠杆、经济增长与金融稳定[J]. 金融研究,2016(6):37-51.
- [27]王弟海,崔小勇,邹恒甫. OLG模型中的多重均衡和效率——兼论政府在经济中的作用[J]. 金融研究,2017(5):1-17.
- [28]张军. 资本形成、工业化与经济增长:中国的转轨特征[J]. 经济研究,2002(6):3-13.
- [29]张军,章元. 对中国资本存量K的再估计[J]. 经济研究,2003(7):35-43.
- [30]尹继志. 社会融资规模的内涵、变化与政策调控[J]. 经济体制改革,2013(1):117-121.
- [31]周立,胡鞍钢. 中国金融发展的地区差距状况分析(1978—1999)[J]. 清华大学学报(哲学社会科学版),2002(2):3-10.
- [32]周立,王子明. 中国各地区金融发展与经济增长实证分析:1978—2000[J]. 金融研究,2002(10):1-13.

[责任编辑:王丽爱,黄 燕]

Regional Financial Development and Economic Growth in China: An Empirical Analysis Based on OLG Theory with Production and Panel Data

YANG Song, HUANG Tingting

(Business School, Nanjing University, Nanjing 210093, China)

Abstract: Based on OLG theory with production and the dynamic panel data of Chinese 31 provinces, autonomous regions and municipalities directly under the Central Government from 2001 to 2016, this paper investigates the relationships between financial development and economic growth from holistic and regional perspectives by using differential GMM and LSDVC respectively. The empirical results show that: (1) there is a significant non-linear and lagged effect between financial development and economic growth, namely lagged and inverted U-shape relationship, which means that moderate financial development can promote economic growth. (2) there is no significant relationship between financial development and economic growth in the northeast and southwest areas, which means that financial development has no substantial effect on economic growth in these areas, and the problem of “capital empty-operation” is more likely to arise.

Key Words: financial development; economic growth; lagged nonlinear effect; supply-side structural reform; real economy; financial assets; government expenditure