

DOI:10.13718/j.cnki.xsxb.2017.07.023

非正规金融与民营经济的动态效应研究^①

靳亚楠

澳大利亚国立大学商学院, 堪培拉 2913

摘要: 以重庆 1997—2015 年的非正规金融和民营经济数据为样本, 采用静态与动态相结合的计量分析方法进行实证研究. 研究发现, 非正规金融和民营经济长期存在一种均衡关系; 非正规金融与民营经济存在双向 Granger 因果关系; 进一步用空间状态模型分析发现非正规金融和民营经济在长期正相关关系中具有一定的时变性.

关键词: 非正规金融; 民营经济; 空间状态模型; 动态效应

中图分类号: F832

文献标志码: A

文章编号: 1000-5471(2017)07-0146-06

经济新常态下供给侧结构性改革是我国经济结构调整和转型的重要内容之一. 而供给侧结构性改革的实现最终依赖于微观层面的企业. 中小企业等民营经济体的成长和发展是助推我国经济快速增长的重要引擎. 民营经济在国内生产总值、财政税收、科技创新等方面已占“半壁江山”, 就业贡献在 90% 以上. 但民营中小企业与国有企业相比, 其财务信息不够透明, 又没有有效可抵押和担保的资产, 因此在当前“新兴”、“转型”的特殊背景下易受正规金融机构信贷歧视. 产权的信贷歧视使银行对民营企业执行更严格的风险控制手段^[1], 中小企业难以获得正规金融市场体系的资金支持. 民营企业来自银行等正规金融机构的贷款不到其投资额的 10%, 信贷硬约束导致民营经济体的资金缺口促使非正规金融的产生和发展, 而非正规金融规模的繁荣又为民营经济体提供了资金保障, 弥补正规金融机构的缺位, 二者存在共生性^[2].

非正规金融和正规金融长期并存于世界上许多国家, 甚至包括金融高度自由化的欧美发达国家也并未因正规金融市场体系的发展而消失. 非正规金融机构通过各种人缘、地缘关系获取信息, 在收集中小企业“软信息”方面具有竞争优势, 可以避免信息不对称所导致的逆向选择和道德风险问题, 而正规金融机构在信息获取的方式和渠道以及决策程序上存在劣势. 因此, 非正规金融广泛存在于世界各国的根本原因是其信息优势^[3]. 非正规金融的存在并不是一个偶然事件, 而是一个理性选择, 由于金融制度设计的缘由, 资金市场被分割为二元结构, 众多中小企业被正规金融机构拒之门外, 面临严重的融资约束, 而非正规金融的形成则是对其政策扭曲和金融抑制的理性回应^[4].

1 非正规金融与民营经济相互作用的机理分析

我国的金融结构是以银行为主导的, 银行借款是企业外部融资的主要来源之一. 而我国银行业的主体是国有控股或参股的银行, 在信贷配给上对国有企业保持国有粘性, 而且国有企业有充足的抵押品, 信用状况良好, 所投资项目风险也较低; 中小民营企业尽管有高收益率的项目, 但因其自身缺乏抵押物, 只好求助于非正规金融市场的融资渠道^[5]. 非正规金融机构处于监管之外, 其供给运营机制具有高度的灵活性

① 收稿日期: 2017-05-25

作者简介: 靳亚楠(1993-), 女, 重庆人, 硕士研究生, 主要从事金融学、会计学研究.

和适应性，与中小企业分散的、小额的多样化信贷需求相契合，对中小企业有较强的吸引力。其次，非正规金融机构通常通过各种“血缘”和“地缘”收集中小企业的软信息，用以弥补中小企业财务报表等硬信息的缺失，从而消除借贷双方的信息不对称，减少逆向选择和道德风险问题的发生，提高融资效率^[3]；非正规金融机构在与中小企业长期合作中收集到更加充分的软信息，用信用替代实物抵押以及熟人社会的约束机制降低了交易成本。因此，民营经济在快速增长过程中的资金缺口催生了非正规金融的发展，而非正规金融的繁荣又助推中小企业民营经济体的成长，二者之间的运行机制存在内在的耦合共生性^[2]。

非正规金融和民营经济之间的耦合共生性是市场制度演化变迁的结果，而且是一种诱导性的制度变迁。正规金融机构严格苛刻的贷款条件抬高了中小企业的市场准入门槛，增加了企业的沉没成本，同时由于信贷歧视的存在，中小企业的贷款程序繁琐，贷款周期冗长，致使企业项目丧失投资机会，同时还加大了企业流动资金的交易成本，最终使中小企业求助于非正规金融机构缓解融资约束。其次，非正规金融灵活的运行机制、弹性的信贷配给、多样性的贷款额度和期限结构吸引了大量急需资金的中小企业。因此，非正规金融机构和中小企业民营经济体的长期合作是理性选择的结果，也是金融市场上的次优均衡解^[2]。再者，正规金融的信贷歧视、规避道德风险和逆向选择使非正规金融和民营经济合作提供了理论上的可能性，而中小企业的融资偏好和非正规金融在金融市场上的比较优势则提供了现实可行性，所以说正规金融和非正规金融共存的金融市场体系是金融生态主体自我调节、动态演化的结果。遵循金融生态运行规律，可以让非正规金融和民营经济的合作共生性进入良性循环。

2 非正规金融与民营经济的空间状态理论模型构建

现有的实践和文献表明非正规金融和民营经济之间无论在运行和特性上都存在一定的耦合机制，具有内在的固定效应联动机制。本文在现有文献的基础上尝试选取空间状态模型分析二者之间的互动机制。空间状态模型是动态时域模型，自变量为隐含的时间，主要分析非正规金融和民营经济在随时间变化的规律中，除包含可观测的变量以外，又考虑了不可观测变量的时间变量，即状态变量，包括理性预期、长期发展、测量误差及不可观测的循环要素和趋势。依据空间状态模型的理论，本文构造出非正规金融和民营经济关系的变参数模型并用状态空间形式表示，测量方程：

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_t x_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

状态方程：

$$\alpha_t = \beta_0 + \beta_1 \alpha_{t-1} + \mu_t \quad (2)$$

$$(\varepsilon_t, \mu_t)' \sim N \left\{ \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \sigma^2 & 0 \\ 0 & Q \end{bmatrix} \right\}, t = 1, 2, \dots, T$$

其中： y_t 是具有随机系数 α_t 的解释变量的集合；称状态向量 α_t 为可变参数，是不可观测变量，必须利用可观测的 y_t 和 x_t 来估计；假定扰动项 ε_t, μ_t 相互独立，且服从均值为 0，方差为 σ^2 和协方差矩阵为 Q 的正态分布。该方程与一般的回归方程最大的不同是 α_t 可随时间改变，体现了解释变量对因变量影响关系的改变，这里假设变参数 α_t 由 AR(1) 过程来描述。本文使用 Kalman 滤波方法估计空间状态模型。

3 重庆非正规金融和民营经济动态效应的实证研究

重庆位于“一带一路”和长江经济带的联结点，是我国 4 大直辖市之一，也是长江上游经济中心和金融中心，经济增长连续几年领跑全国。重庆经济快速增长促进了非正规金融和民营经济的良性发展，而非正规金融和民营经济也助推了经济快速增长。近几年，重庆新增融资中小贷公司等非正规金融机构占款约 30% (<http://bank.eastmoney.com/news/1182,20150604513888719.html>)；由 2016 年重庆市国民经济和社会发展统计公报可知，在 2016 年，民营经济的增长率为 12.1%，高于全市和全国 GDP 的增长速度，其

规模占全市 GDP 的 49.9%，经济增长贡献高达 59.2%。因此，选取重庆非正规金融和民营经济数据进行实证研究有一定的现实基础。本文主要利用重庆 1997—2015 年的非正规金融和民营经济数据探讨二者之间影响机理和实际动态效应。

3.1 描述性分析

3.1.1 变量指标描述和数据来源

非正规金融是指处于金融监管当局之外的各种金融机构以及它们与企业、居民、农民等所从事的各种金融活动所形成的金融市场。由民间自发形成的非正规金融是建立在“地缘”与“血缘”的基础上的，具有很强的地下性和隐蔽性，具体内容包括短期信贷、证券市场融资、外商直接投资以及民间融资 4 大类。

本文所采用的数据来自于重庆历年统计年鉴和各种政府统计公报，其中非正规金融是通过在经济金融相关系数法基础上加入政府财政支出数据变量测算所得^[6]。用 IF (Informal Finance) 表示非正规金融的评价指标。民营经济是具有我国特色的一种经济概念和经济形式，随我国市场经济体制改革逐步发展壮大，已成为我国经济高速发展的生力军。本文的民营经济依据统计年鉴非公有经济中扣除外商和港澳台商在内地的经济体，民营经济发展水平指标选择统计年鉴中个体私营经济体的国内生产总值统计数据，用 PE (Private Economy) 表示民营经济的评价指标。

3.1.2 统计性描述

从图 1 可以得知，重庆市的非正规金融规模和民营经济总体上均保持上升趋势。非正规金融规模从 1997 年的 447.56 亿元扩张至 2015 年 6135.82 亿元，增长了近 13.71 倍，而同期民营经济规模由 1997 年的 341.20 亿扩张至 2015 年 7807.63 亿元，增长了 22.88 倍；其次，非正规金融规模年均增长率 18.28%，接近于民营经济规模年均增长率 19.20%。由此可见，非正规金融的扩张速度和民营经济发展基本同步。不过，重庆非正规金融总体规模呈现波浪式前进的扩张态势，并不是逐年递增的趋势。重庆非正规金融和民营经济二者之间是否有内在的耦合共生性还需实证检验。

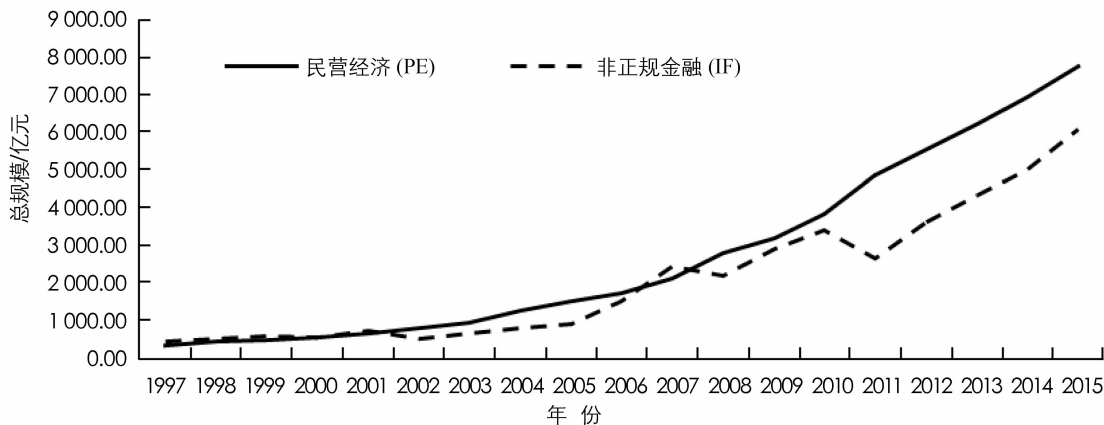


图 1 重庆非正规金融和民间经济趋势图

3.2 实证检验

3.2.1 单位根检验

为了避免异方差对分析结果的干扰，本文对非正规金融和民营经济变量的数据分别采取对数处理，新生成的变量数据序列为 LIE (非正规金融对数序列) 和 LPE (民营经济对数序列)。在时间序列分析中如果数据是非平稳性时间序列，那么回归分析结果可能是伪回归，因此，本文将用 ADF 检验数据的平稳性问题，并将残差项不相关作为 ADF 检验最优滞后期的选取标准，同时最佳时滞标准采用 AIC 准则与 SC 准则，选取二者值同时为最小时的滞后长度即为最佳长度。运用 Eviews 9.0 对 LPE 和 LIF 进行平稳性检验，检验的结果见表 1。

表 1 非正规金融和民营经济变量的单位根检验结果

变量	ADF 检验统计量值	1%	5%	AIC	结论
LPE	-1.192 8	-3.857 3	-3.040 4	-2.676 6	不平稳
ΔLPE	-3.998 9	-3.886 8	-3.052 2	-2.651 8	平稳
LIF	-0.237 3	-3.920 4	-3.065 6	0.145 6	不平稳
ΔLIF	-4.698 8	-3.959 1	-3.081 0	0.160 5	平稳

根据表 1 的检验结果,可以得到 LPE 和 LIF 均为 $I(1)$ 非平稳序列,但是它们的一阶差分序列 ΔLPE 和 ΔLIF 在 1% 的显著性水平上均为 $I(0)$ 平稳序列. 由于检验方法本身存在的局限性可能对结果带来负面影响,本文应用 Eviews 9.0 提供的 pp 检验对上述变量重新进行单位根检验,pp 检验(选取的滞后期为 3)的结果与 ADF 检验结果一样. 因此,本文认为重庆非正规金融和民营经济具有同阶单整性,可以进行实证分析.

3.2.2 协整检验、误差修正模型及 Granger 因果检验

在协整检验方面,本文采用基于 EG 两步法协整检验讨论重庆非正规金融和民营经济两个变量之间的协整关系.

首先,本文应用普通最小二乘法对变量 LPE , LIF 以及 $LPE(-1)$ 进行回归分析,得到其残差序列 E ; 然后为了验证残差回归序列是否为平稳性数据对其进行单位根检验,滞后期选为 1,残差序列 E 的检验统计量值为 -3.984 9, 概率值(P 值)为 0.008, 具体检验结果见表 2.

表 2 残差序列 E 的 ADF 检验结果

显著性水平/%	显著性水平 t 统计量
1	-3.886 8
5	-3.052 2
10	-1.605 6

根据表 2 残差序列的单位根检验结果可知,显著性水平为 1% 的临界值 -3.886 8 大于残差序列 E 的检验统计量值 -3.984 9, 残差序列 E 为平稳序列,可以说序列 LPE 和 LIF 具有协整关系(式(3)),即表明 LPE 和 LIF 存在一个长期稳定的关系. 建立 LPE 和 LIF 误差修正模型:

$$\begin{aligned} LPE &= -0.622 + 1.1104LIF \\ t &= (-1.2769) \quad (12.748) \\ R^2 &= 0.9428 \quad D.W. = 1.1337 \end{aligned} \quad (3)$$

尽管协整检验表明非正规金融和民营经济之间可能存在长期均衡关系,而变量之间的短期动态关系却无法确定. 但通过建立向量误差修正模型,就可以反映变量之间的长期均衡与短期波动关系. 本文采用最小二乘回归分析,以 LPE 为因变量, LIF 为自变量,求得回归系数为 0.058 4, 定义误差修正项,最终得到的误差修正模型如下:

$$\begin{aligned} d(LPE_t) &= 0.177 4 + 0.058 4 \times d(LIF_t) - 0.055 2 \times ecm_{t-1} \\ t &= (10.048) \quad (4.8824) \quad (3.215) \\ R^2 &= 0.56 \quad D.W. = 1.41 \end{aligned} \quad (4)$$

然后,以 LIF 为因变量, LPE 为自变量,再次进行最小二乘法回归分析,求得回归系数为 0.116 7, 定义误差修正项,最终可以得到误差修正模型,具体结果如下:

$$\begin{aligned} d(LIF_t) &= 1.354 8 + 0.116 7 \times d(LPE_t) - 0.0131 \times ecm_{t-1} \\ t &= (6.872) \quad (5.7653) \quad (4.1971) \\ R^2 &= 0.49 \quad D.W. = 1.62 \end{aligned}$$

首先,非正规金融对民营经济的长期影响系数为 0.058 4, 短期影响系数为 -0.055 2, 因此,无论短期

还是长期, 民营经济对非正规金融的变化都是相当敏感的, 并且长期和短期的影响效果差异不大($0.0584 \approx 0.0552$). 长期来看, 非正规金融对民营经济是正向的关系, 非正规金融的规模扩张对于民营经济发展具有推动作用. 误差修正系数 -0.0552 为负数, 说明模型误差修正系数具有反向修正机制, 可知非正规金融受到协整方程的约束, 对长期均衡关系的偏离会在下一期得到修正. 其次, 民营经济对非正规金融的长期影响系数为 0.1167 , 短期影响系数为 -0.0131 , 无论长期还是短期, 非正规金融对民营经济的变化都是相当敏感的, 民营经济对非正规金融的长期影响是正向的, 具有推动作用, 而为负数的误差修正系数具有反向修正机制, 对长期均衡关系的偏离会在下一期得到修正.

最后, 进行 Granger 因果检验. 前文分析, 民营经济的资金需求催生了非正规金融的发展, 而且非正规金融规模扩张又为民营经济提供了资金保障, 推动了民营经济的繁荣发展, 因此, 为进一步验证重庆非正规和民营经济之间的关系, 本文对非正规金融和民营经济进行 Granger 因果关系检验, 滞后期为 2, 检验结果见表 3.

表 3 民营经济 LPE 与非正规金融 LIF 的 Granger 因果关系检验

零假设	F 统计量	P 值	结论
LIF 不是 LPE 的 Granger 原因	2.8506	0.0414	拒绝原假设
LPE 不是 LIF 的 Granger 原因	3.0811	0.0832	拒绝原假设

由表 3 可知, 在 10% 的显著性水平下, 滞后 2 期的 Granger 因果关系检验表明, 在 1997—2015 年期间, 重庆非正规金融 LIF 与民营经济 LPE 存在双向 Granger 因果关系, 即重庆民营经济 LPE 是非正规金融 LIF 的原因, 同时非正规金融 LIF 也是民营经济 LPE 的原因.

3.2.3 空间状态模型估计

为了进一步研究重庆非正规金融和民营经济的动态效应关系, 我们运用 Kalman 滤波估计空间状态模型画出可变系数 α_t 的时间路径(图 2).

由图 2 可以看出, 状态变量序列可变系数 α_t 保持在 $-0.5 \sim 0.8$ 之间, 波动幅度比较大, 甚至个别年份的状态变量序列值是负的, 但总体上大部分年份都是正向关系, 在长期非正规金融和民营经济之间具有一定的正向趋势. 因此, 通过空间状态模型分析可知, 重庆非正规金融和民营经济之间的动态关系具有时变性, 在不同的时段波动程度存在些许差异, 重庆非正规金融和民营经济正相关这个实证结果, 和本文前面的研究结果基本相一致.

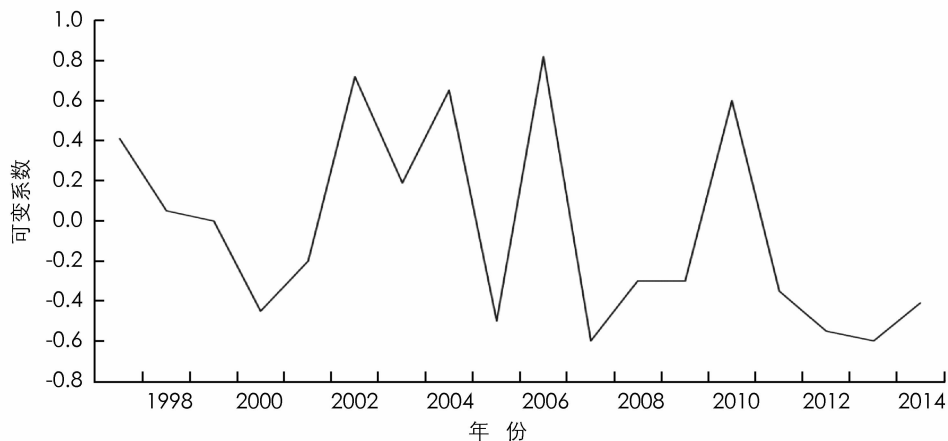


图 2 状态变量序列 α_t

4 小 结

本文在现有文献基础上建立了重庆非正规金融和民营经济的协整模型、误差修正模型、空间状态模

型,运用协整检验、Kalman 滤波等分析方法,分析二者之间的动态效应,研究发现,无论在长期还是短期,非正规金融和民营经济之间的变化反应都是非常敏感的,但民营经济与非正规金融的变化的敏感性在长期和短期反应相反;Granger 因果检验表明,重庆民营经济、PE 与非正规金融 LIF 存在双向因果关系,且二者存在长期均衡关系;不过,重庆非正规金融和民营经济的关系具有一定的时变性,在不同的时段波动程度有些许差异。

非正规金融的存在和发展弥补了正规金融在中小企业等民营经济体资金供给上的不足,也丰富了金融供给侧结构,本文的研究为政府职能部门制定非正规金融发展的制度性框架提供了依据。

参考文献:

- [1] 陈 耿,刘 星,辛清泉. 信贷歧视、金融发展与民营企业银行借款期限结构 [J]. 会计研究, 2015(4): 40—47.
- [2] 王曙光,邓一婷. 民间金融扩张的内在机理、演进路径与未来趋势研究 [J]. 金融研究, 2007(6): 69—79.
- [3] 林毅夫,孙希芳. 信息、非正规金融与中小企业融资 [J]. 经济研究, 2005(7): 35—44.
- [4] 姜旭朝,丁昌锋. 民间金融理论分析: 范畴、比较与制度变迁 [J]. 金融研究, 2004(8): 100—111.
- [5] 王永钦,刘紫寒,李 嫦,等. 识别中国非金融企业的影子银行活动 [J]. 管理世界, 2015(12): 24—40.
- [6] 李建军. 中国地下金融规模与宏观经济影响研究 [M]. 北京. 中国金融出版社, 2005: 62—85.
- [7] 宋 坤. 农村民间金融与正规金融合作模式选择的实证研究 [J]. 宏观经济研究, 2016(4): 143—150.
- [8] 徐 圆,赵莲莲. 金融发展促进中国经济增长的微观非平衡效应 [J]. 统计研究, 2015(4): 21—27.
- [9] 徐 慧. 控制人行为、金融关联与民营企业融资约束 [J]. 宏观经济研究, 2015(1): 133—143.

On Dynamic Effect of Informal Finance and Private Economy

JIN Ya-nan

College of Business & Economics, Australian National University, Canberra 2913, Australia

Abstract: The purpose of this paper is to explore the mechanism and practical effect of informal finance and private economy. Based on the data of informal finance and private economy in Chongqing from 1997 to 2015, this article takes static and dynamic combination of econometric methods for empirical research. The result shows that there are an equilibrium relationship between informal finance and private economy in the long run, besides there is a mutual Granger causality relationship between informal finance and private economy, meanwhile, the spatial state model found that there is a certain time variability in the long-term positive correlation between informal finance and private economy.

Key words: informal finance; private economy; spatial state model; dynamic effect

责任编辑 张 杓