

# 边疆省份金融市场的发展与经济增长的研究 ——以云南省为例

章标彪, 王承杰

云南财经大学统计与数学学院, 云南 昆明

收稿日期: 2023年1月21日; 录用日期: 2023年2月11日; 发布日期: 2023年2月23日

## 摘要

《滇中城市群发展规划》于2020年8月26日印发, 规划中明确指出要把滇中城市群建立成为面向南亚以及东南亚辐射中心的核心区域, 要实现此目标就要加强经济建设, 而经济增长不可或缺的因素之一是金融市场的发展。本文对云南省1995~2019年年度时间序列数据进行研究, 分析了云南省经济增长与金融市场的发展关系, 利用R软件对时间序列数据进行了ADF单位根检验、回归残差协整检验和Granger因果关系检验。研究结果表明, 云南省金融市场的发展对经济增长的促进作用不明显。根据分析结果提出提高云南省金融相关率, 注重经济发展的同时也要注重金融市场的发展等促进经济增长的建议与对策。

## 关键词

云南省, 金融发展, 经济增长, Granger因果关系检验

## Research on the Development of Financial Market and Economic Growth in Border Provinces: A Case Study of Yunnan Province

Biaobiao Zhang, Chengjie Wang

School of Statistics and Mathematics, Yunnan University of Finance and Economics, Kunming Yunnan

Received: Jan. 21<sup>st</sup>, 2023; accepted: Feb. 11<sup>th</sup>, 2023; published: Feb. 23<sup>rd</sup>, 2023

## Abstract

The Central Yunnan Urban Agglomeration Development Plan, issued on August 26, 2020, clearly states that to establish the central Yunnan urban agglomeration as a core area facing South Asia

and Southeast Asia, to achieve this goal, it is necessary to strengthen economic construction, and one of the indispensable factors for economic growth is the development of financial markets. In this paper, the annual time series data of Yunnan Province from 1995 to 2019 are studied, the relationship between economic growth and financial market development in Yunnan Province is analyzed, and the ADF unit root test, regression residual cointegration test and Granger causality test are performed on the time series data by R software. The results show that the development of the financial market in Yunnan Province does not have an obvious role in promoting economic growth. According to the analysis results, suggestions and countermeasures to promote economic growth are proposed, such as improving the financial correlation rate in Yunnan Province and paying attention to the development of the financial market at the same time.

## Keywords

Yunnan Province, Financial Development, Economic Growth, Granger Causality Test

Copyright © 2023 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

## 1. 引言

云南省人民政府于 2020 年 8 月 26 日印发了《滇中城市群发展规划》，规划中明确指出要把滇中城市群建立成为面向南亚以及东南亚辐射中心的核心区域以及强大引擎，形成两个扇面服务国内和南亚和东南亚，连接两地具有更加的辐射能力，成为南亚以及东南亚的开放前沿门户，全面深化与南亚以及东南亚的合作，建成独具特色的现代化产业、生态环境宜人、人民幸福快乐的现代化城市。要实现此目标就要加强经济建设，而经济增长不可或缺的因素之一就是金融的发展。经济与金融的关系相辅相成，两者同增或者同减协同发展，金融业发展水平高会使得金融理论更加完善，各种新的金融服务会出现，资金的周转率和利用率就会提高；同样经济发展水平越高会更加促进金融市场的发展，经济发展会促进金融制度的变革进而有促进经济的发展。因此，无论从现实的角度还是理论研究的角度来说，一个地区或国家金融发展的水平对经济增长来说都是一个不可忽视的重要因素。

国内外学者对金融领域里运用时间序列进行分析，早已经是习以为常。Goldsmith (1969)收集了相关国家的经济增长以及金融发展的数据，进而对相关国家金融业的发展与快速增长的经济间的关系，研究发现经济快速的生长的同时金融业也快速发展，两者是相辅相成同步增长[1]。King 等(1993)通过模型对经济水平的进一步研究，分析了金融发展水平与经济水平间的关系，结果显示两者间有着正向的关系[2]。Shaw (1973)结合有关理论得出了“金融深化论”，并据此提出了资源市场相对有效合理的配置，可以提高政府和个人的储蓄率和投资率，进一步的带动经济快速增长[3]。

国内学者对金融如何促进经济增长做了大量研究，如谭艳芝等(2003)利用 OLS 方法对中国经济为何快速增长进行研究，发现金融发展对经济增长的作用不明显[4]。卢峰等(2004)对中国 28 个省市区 1996~1999 年的数据进行研究，发现私人部门从金融市场获取资金相对容易，进而对经济水平的快速增长有着促进作用[5]。廖乔芋等(2016)通过构建金融发展和经济增长两类指标，以郴州市为例运用 ADF 单位根检验方法以及回归残差协整检验方法，探讨了金融市场与经济发展之间蕴含的因果关系，最后给出有关对策和建议[6]。孙敏等(2017)创新性运用因子分析方法构建金融发展综合水平，运用协整检验法、Granger 因果检验法以及脉冲响应分析对天津市的金融市场与经济发展的影响路径进行动态分析[7]。殷小

丽(2018)通过构建 VAR 模型, 对江苏省经济发展与金融市场之间的关系进行实证分析, 发现经济发展与金融市场的发展效率关系不显著, 而金融市场的发展与经济发展之间有着显著 Granger 因果关系[8]。于涛(2018)以经济增长率为被解释变量, 构建了经济增长与金融发展关系的模型, 研究发现社会信贷水平、金融相关率、保险市场指数对辽宁省的经济增长产生了不同程度影响, 并以此提出了相关的建议和对策[9]。

综上所述, 在研究金融与社会经济发展的关系, 主要是以一省或者一市为例, 并且多是东中部地区, 很少以边疆省份或者城市为例, 本文将关注点集中于边疆地区金融市场的发展状况, 利用 1995~2019 年云南省的数据进行分析, 运用 ADF 单位根检验、回归残差协整检验和格兰杰因果关系检验分析云南省金融市场发展与经济发展之间的关系, 并以此提出了相关的建议和对策。

## 2. 模型介绍

### (一) ADF单位根检验法

假设序列的确定性部分可以由过去  $p$  期的历史数据描述, 即序列可以表达为:

$$x_t = \phi_1 x_{t-1} + \phi_2 x_{t-2} + \dots + \phi_p x_{t-p} + \xi_t \quad (1)$$

式中,  $\xi_t$  为序列的随机部分,  $\xi_t \sim N(0, \sigma^2)$ 。

其特征根  $\lambda_i$  以及特征方程为:

$$\lambda^p - \phi_1 \lambda^{p-1} - \phi_2 \lambda^{p-2} - \dots - \phi_p = 0 \quad (2)$$

如果所有的特征根均在单位圆内( $\lambda_i < 1$ ), 则序列不存在单位根平稳, 反之不平稳。对于式(1)的序列平稳性检验, 可以通过检验它的回归系数之和的性质进行判断。对式(1)进行等价变换, 简记为:

$$\nabla x_t = \rho x_{t-1} - \beta_1 \nabla x_{t-1} - \dots - \beta_{p-2} \nabla x_{t-p+1} - \beta_{p-1} \nabla x_{t-p+1} + \xi_t \quad (3)$$

其中:  $\rho = \phi_1 + \phi_2 + \dots + \phi_p - 1$ ,  $\beta_j = \phi_{j+1} + \phi_{j+2} + \dots + \phi_p, j=1, 2, \dots, p-1$ 。

若  $\phi_1 + \phi_2 + \dots + \phi_p \geq 1$ , 即  $\rho \geq 0$ , 则序列不平稳且至少存在一个单位根;

若  $\phi_1 + \phi_2 + \dots + \phi_p < 1$ , 即  $\rho < 0$ , 则序列平稳。

根据  $\rho$  构造 ADF 检验统计量:  $\tau = \frac{\hat{\rho}}{S(\hat{\rho})}$ , 其中:  $S(\hat{\rho})$  为  $\hat{\rho}$  的样本标准差。

### (二) EG检验

多元非平稳序列之间具有协整关系, 才能建立动态回归模型, 故是否具有协整关系才是关键。因此, 必须对多元非平稳序列先进行协整检验, 才能确定是否能建立模型, 也称为 Engle-Granger 检验, 简称 EG 检验(EG 两步法), 它按照如下两个步骤进行。

步骤一: 建立响应序列与输入序列之间的回归模型:

$$y_t = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x_{1t} + \dots + \hat{\beta}_k x_{kt} + \varepsilon_t \quad (4)$$

式中,  $\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1, \dots, \hat{\beta}_k$  为最小二乘估计值。

步骤二: 对回归残差序列  $\{\varepsilon_t\}$  进行平稳性检验。

回归残差序列平稳性的判别一般情况下运用单位根检验, 因此, 假设条件等价于:

$$H_0 : \varepsilon_t \sim I(k), k \geq 1 \leftrightarrow H_1 : \varepsilon_t \sim I(0)$$

若回归残差序列  $\{\varepsilon_t\}$  通过平稳性检验, 即  $\varepsilon_t \sim I(0)$ , 说明响应序列与输入序列之间具有协整关系。

### (三) Granger因果关系检验法

Granger 因果检验, 主要假设绝大多数时间序列是相互独立的。因此, 原假设是: 序列  $x$  不是序列  $y$  的 Granger 原因; 备择假设是: 序列  $x$  是序列  $y$  的 Granger 原因。构造序列  $y$  的最优线性预测函数:

$$y_t = \beta_0 + \sum_{k=1}^p \beta_k y_{t-k} + \sum_{k=1}^q \alpha_k x_{t-k} + \sum_{k=1}^l \gamma_k z_{t-k} + \varepsilon_t \quad (5)$$

式中,  $p$  为序列  $y$  的自回归阶数;  $q$  为引入的  $x$  序列的历史延迟阶数;  $\{z_t\}$  为其他自变量序列。

在原假设成立的情况下, 拟合序列  $y$  的有约束预测模型(约束条件为  $\alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_q = 0$ ):

$$y_t = \beta_0 + \sum_{k=1}^p \beta_k y_{t-k} + \sum_{k=1}^l \gamma_k z_{t-k} + \varepsilon_{1t} \quad (6)$$

对该模型进行方差分解:

$$SST = SSR_{yz} + SSE_r \quad (7)$$

式中,  $SST = \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2$ , 代表序列  $y$  的波动平方和,  $n$  为序列长度。  $SST$  可以分解为由  $y$  和  $z$  的历史信息解读的波动, 记为  $SSR_{yz}$ ; 不能由历史信息解读的随机波动, 记为有约束残差平方和  $SSE_r$ 。

在备择假设成立的情况下, 拟合序列  $y$  的无约束预测模型:

$$y_t = \beta_0 + \sum_{k=1}^p \beta_k y_{t-k} + \sum_{k=1}^q \alpha_k x_{t-k} + \sum_{k=1}^l \gamma_k z_{t-k} + \varepsilon_t \quad (8)$$

对该模型进行方差分解:

$$SST = SSR_{xyz} + SSE_u \quad (9)$$

式中,  $SST = \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2$ , 代表序列  $y$  的波动平方和,  $n$  为序列长度。  $SST$  可以分解为由  $x$ 、 $y$  和  $z$  的历史信息解读的波动, 记为  $SSR_{xyz}$ ; 不能由历史信息解读的随机波动, 记为无约束残差平方和  $SSE_u$ 。

基于有约束残差平方和与无约束残差平方和构造  $F$  统计量:

$$F = \frac{(SSE_r - SSE_u)/q}{SSE_u/(n - q - p - 1)} \sim F(q, n - q - p - 1) \quad (10)$$

式中,  $SSE_r - SSE_u = SSR_x$ 。所以分子部分是  $x$  的回归误差平方和比上它的自由度  $q$ , 分母部分是无约束残差平方和除以它的自由度。若显著性水平取  $\alpha$ , 当  $F$  统计量大于  $F_{1-\alpha}(q, n - p - q - 1)$  时, 拒绝原假设, 认为序列  $x$  是序列  $y$  的 Granger 原因。

### 3. 结果分析

#### (一) 指标选取、数据来源

1) 被解释变量(经济增长指标): 通常用地区生产总值衡量经济增长水平, 但是考虑到相关因素会对经济总量产生影响, 故本文选择云南省 GDP 实际增长率作为经济增长指标。

2) 解释变量(金融市场发展指标): 本文选取了保险市场指标(IRS)、金融相关率(FIR)和社会信贷水平(XDI)等三个指标来代表地区金融发展状况。IRS 将保险市场的保费收入与 GDP 的比值来表示; FIR 是金融资产总量与 GDP 的比值, 由于数据获取性低, 故本文用金融机构的存款和贷款总额之和代替金融资产总量; XDI 用金融机构贷款总额占 GDP 的比例来表示。

3) 本文选取 1995~2019 年的云南省年度数据, 数据均源自《云南统计年鉴》。

#### (二) 经济增长与金融市场发展分析

## 1) 时间序列的平稳性检验

为了消除异方差的影响, 本选取数据的对数进行分析检验。避免时间序列数据出现“伪回归”, 首先对原序列进行 ADF 单位根检验, 当 ADF 检验的 P 值小于显著性水平时, 拒绝原假设, 变量不存在单位根, 序列是平稳的, 反之, 序列是非平稳的。ADF 检验结果如表 1 所示。

Table 1. ADF unit root test results

表 1. ADF 单位根检验结果

变量	检验形式(C,T,L)	ADF 值	P 值	检验性质	稳定性
lngdp	(C,T,2)	-1.89	0.600	水平	非平稳
dlnngdp	(0,0,2)	-2.93	0.01	一阶	平稳
lnfir	(C,T,2)	-0.729	0.957	水平	非平稳
dlnfir	(0,0,2)	-2.36	0.02	一阶	平稳
lnxdi	(C,T,2)	-2.03	0.544	水平	非平稳
dlnxdi	(0,0,2)	-2.70	0.01	一阶	平稳
lnirs	(C,T,1)	-2.89	0.226	水平	非平稳
dlnirs	(0,0,2)	-3.60	0.01	一阶	平稳

注释: 其中, C, T, L 分别表示截距项、趋势项、滞后阶数, 0 表示没有截距项或者趋势项。

根据上表的检验结果显示, 原序列的 ADF 检验的结果都是接受原假设, 即 P 值均大于显著性水平 ( $\alpha = 0.10$ ), 存在单位根, 原序列不平稳。故对原序列进行一阶差分, 一阶差分后的 ADF 检验结果显示, 拒绝原假设即 P 值均小于显著性水平 ( $\alpha = 0.05$ ), 说明不存在单位根, 因此时间序列数据是一阶单整的 I(1), 满足协整检验的条件。

## 2) 协整检验

a) 按照 EG 两步法, 对 lngdp、lnfir、lnxdi 和 lnirs 四个变量进行检验, 判断它们是否存在协整关系, 根据检验结果得出协整回归方程如下:

$$\ln \text{gdp} = -7.3162 + 2.8494 \ln \text{fir} - 1.5971 \ln \text{xdi} - 0.6762 \ln \text{irs}$$

$$(-4.765^{***}) \quad (2.114^{**}) \quad (-1.062^*) \quad (-1.881^{**})$$

$$R^2 = 0.3507, \bar{R}^2 = 0.2579, F = 3.78$$

在这里, 括号内数值是 t 值, \*, \*\*, \*\*与\*\*\*分别表示在 10%、5%、0.1%与 0%显著水平下显著。协整方程表明在 1995~2019 年 lngdp、lnfir、lnxdi 和 lnirs 这四个变量存在着长期的均衡关系, GDP 增长率与保险市场指标(IRS)、社会信贷水平(XDI)存在显著的负向关系, GDP 增长率与金融相关率(FIR)存在着显著的正向关系。从中可以得出保险市场指标(IRS)和社会信贷水平(XDI)增加会对经济产生负面影响, 而金融相关率(FIR)增加会导致经济持续增长。

b) 对协整回归方程的残差做单位根检验(ADF 检验), 结果如表 2 所示。

Table 2. Estimation results of the stationary test of the residual sequence

表 2. 残差序列平稳性检验估计结果

变量	检验类型(C,T,L)	ADF 检验值	P 值	结果
error (残差)	(0,0,2)	-3.05	0.01	平稳

根据上表检验结果显示, 在显著性水平 ( $\alpha = 0.05$ ) 上拒绝原假设, 即残差序列不存在单位根, 故残差

序列是平稳的。说明 GDP 增长率与金融相关率(FIR)、保险市场指标(IRS)、社会信贷水平(XDI)之间具有协整关系, 意味着云南省经济发展与保险市场指标(IRS)、金融相关率(FIR)、社会信贷水平(XDI)之间存在长期的均衡关系, 它们间具有同增或者同减的协同效应。

### 3) 格兰杰因果检验(granger causalty test)

格兰杰因果检验是判断各变量间是否存在因果关系, 在探寻变量之间的关系时, 格兰杰因果检验可以为我们寻求变量间的真正关系提供一种判断。格兰杰因果检验如表 3 所示。

**Table 3.** Granger causality test

**表 3.** Granger 因果关系检验

原假设	滞后期	F 值	P 值	结果
lngdp 不是 lnfir 的 Granger 的原因	1	0.0431	0.8375	接受
lnfir 不是 lngdp 的 Granger 的原因	1	1.5632	0.225	接受
lngdp 不是 lnxdj 的 Granger 的原因	1	0.0429	0.8379	接受
lnxdj 不是 lngdp 的 Granger 的原因	1	1.1062	0.3049	接受
lngdp 不是 lnirs 的 Granger 的原因	1	0.0133	0.9094	接受
lnirs 不是 lngdp 的 Granger 的原因	1	0.9107	0.3508	接受
lnfir 不是 lnxdj 的 Granger 的原因	1	0.2517	0.6211	接受
lnxdj 不是 lnfir 的 Granger 的原因	1	1.1145	0.3031	接受
lnfir 不是 lnirs 的 Granger 的原因	1	1.3526	0.2579	接受
lnirs 不是 lnfir 的 Granger 的原因	1	0.4904	0.4914	接受
lnxdj 不是 lnirs 的 Granger 的原因	1	1.7555	0.1994	接受
lnirs 不是 lnxdj 的 Granger 的原因	1	1.1753	0.2906	接受

因为原序列是一阶单整, 故在做 Granger 因果检验时选取滞后阶数为 1 进行 Granger 因果检验, 从上表可以看出 GDP 实际增长率、金融相关率(FIR)、保险市场指标(IRS)和社会信贷水平(XDI)相互之间不存在 Granger 因果关系, 说明在长期中金融相关率(FIR)、保险市场指标(IRS)和社会信贷水平(XDI)等金融市场的发展指标促进经济增长的作用不是很明显, 经济增长对金融市场的发展的促进作用也不是很明显。

## 4. 讨论与结论

### (一) 结论

1) 云南省金融发展对经济增长的存在一定的联系, IRS、XDI 增加会对经济产生负面影响, FIR 增加会导致经济持续增长。

2) 从总体上看, 云南省的金融发展水平不是很高, 对云南省经济增长的促进作用不是很明显; 并且其与经济增长之间存在较为明显的负向关系。一般情况下, 金融业的发展对经济增长都具有极大的促进作用, 而云南省并没有体现出这种现象。

### (二) 建议

1) 提高金融相关率。金融相关率主要由金融机构贷存款总额构成, 金融的发展离不开经济的支持, 经济的增长也离不开金融的支持, 两者相互促进, 但是我国现有的金融市场主要以国有商业银行为主导, 国有商业银行之间竞争不强, 不能更好的服务企业和个人。要引入适当的竞争机制, 引入民间资本和中小型金融机构, 提高金融行业效率, 加强金融供给, 不断丰富金融产品和提升服务水平, 满足消费者和企业的各种需求, 提供差异化的服务, 从而进一步提高金融相关率。

2) 发展经济与推动金融发展并重。金融发展一般会促进经济快速增长, 但是实证结果表明, 云南省并不符合这种情况。在发展经济的同时注重金融发展, 要让金融服务于实体经济, 同时注意金融市场的变动, 及时挽回损失。并且有关部门应加快金融业改革、加强金融产品的供给力度, 通过政策加大金融市场对经济的支持力度, 进而提高经济增长。

## 参考文献

- [1] Goldsmith, R.W. (1969) *Financial Structure and Development*.  
<https://www.nber.org/system/files/chapters/c4417/c4417.pdf>
- [2] King, R.G. and Levine, R. (1993) Finance and Growth: Schumpeter Might Be Right. *The Quarterly Journal of Economics*, **108**, 717-737. <https://doi.org/10.2307/2118406>
- [3] Shaw, E.S. (1973) *Financial Deepening in Economic Development*. Oxford University Press, New York.  
<https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/0304387874900248>
- [4] 谭艳芝, 彭文平. 金融发展与经济增长的因素分析[J]. 上海经济研究, 2003(10): 3-12.  
<https://doi.org/10.19626/j.cnki.cn31-1163/f.2003.10.001>
- [5] 卢峰, 姚洋. 金融压抑下的法治、金融发展和经济增长[J]. 中国社会科学, 2004(1): 42-55+206.
- [6] 廖乔芊, 李明贤. 金融发展与经济增长关系的实证研究——以郴州市为例[J]. 经济论坛, 2016(11): 54-58.
- [7] 孙敏, 孙冲. 天津市金融发展与经济增长相关性研究[J]. 时代金融, 2017(21): 149-150.
- [8] 殷小丽. 区域金融发展与经济增长关系的实证研究——基于江苏省 1978-2016 年的时间序列数据[J]. 黑龙江工业学院学报(综合版), 2018, 18(9): 57-63.
- [9] 于涛. 金融发展对辽宁省经济增长影响的实证研究[J]. 现代商业, 2018(16): 68-69.