

银行股票收益率的宏观影响因素实证分析

陈 芳

武汉东湖学院基础课部, 湖北 武汉

收稿日期: 2026年7月15日; 录用日期: 2026年8月5日; 发布日期: 2026年9月20日

摘 要

本文对银行股票收益率的宏观影响因素进行了实证分析。基于面板数据, 建立面板向量自回归(PVAR)模型, 采用GMM方法估计模型系数, 利用2019年至2022年的月度数据, 对货币供应量、利率和新增信贷对银行股票收益率的中长期影响进行了研究分析。通过研究得到以下几点结论: 1) 货币供应量和利率会对上市银行的股票收益率产生正向影响, 新增信贷对上市银行的股票收益率产生负向影响; 2) 新增信贷对上市银行的股票收益率的影响要大于货币供应量的影响, 货币供应量对上市银行的股票收益率的影响要大于利率的影响; 3) 货币供应量、利率和新增信贷对非国有银行的股票收益率的影响大于对国有银行的影响。

关键词

银行股票收益率, 面板向量自回归(PVAR)模型, GMM估计

Empirical Analysis of the Macro-Factors Influencing Bank Stock Returns

Fang Chen

Basic Courses Department, Wuhan Donghu College, Wuhan Hubei

Received: July 15, 2026; accepted: August 5, 2026; published: September 20, 2026

Abstract

This paper conducts an empirical analysis of the macroeconomic factors influencing bank stock returns. Using panel data, a Panel Vector Autoregression (PVAR) model was established with coefficients estimated via the Generalized Method of Moments (GMM). Utilizing monthly data from 2019 to 2022, the study examines the medium-and long-term effects of money supply, interest rates, and new credit on bank stock returns. The findings reveal three key conclusions: 1) Money supply and interest rates have a positive impact on the stock returns of listed banks, whereas new credit has a

文章引用: 陈芳. 银行股票收益率的宏观影响因素实证分析[J]. 金融, 2026, 16(5): 627-639.

DOI: 10.12677/fin.2026.165062

negative impact on the stock returns of listed banks; 2) The effect of new credit on the stock returns of listed banks exceeds that of money supply, while the influence of money supply on the stock returns of listed banks surpasses that of interest rates; 3) The impacts of money supply, interest rates, and new credit on non-state-owned banks' stock returns are greater than those on state-owned banks.

Keywords

Bank Stock Returns, Panel Vector Autoregressive (PVAR) Model, GMM Estimation

Copyright © 2026 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

作为典型的金融资产代表，中国股票在资本市场中发挥着经济运行风向标的重要功能，其价格波动与发展态势在很大程度上映射出我国宏观经济的演变趋势。宏观经济变量首先作用于商业银行这一金融体系的核心载体，而银行作为连接中央银行与居民、企业部门的关键枢纽，其流动性状况、安全边际及盈利水平均会受到宏观因素的显著影响。

随着股票等资本市场逐步完善和发展，众多研究理论和实践的国内外研究者，从不同的研究角度，采用多种不同的研究方法探讨宏观经济变量和股票价格之间的关系，以逻辑推理或者定性定量的方法考察单个或多个宏观经济变量因素与股票价格之间的关系。部分学者从研究方法的角度进行探究，采用回归模型、结构方程模型(SEM)、向量自回归(VAR)模型和向量误差修正(VEC)模型等不同模型，对宏观经济因素和股票市场之间的影响关系进行了深入研究[1]-[5]。关于宏观经济变量对股票的影响关系的探究，不同的学者选取了不同的宏观经济指标，得出了不同结论[6]-[14]。如林曹露玉和司增绰(2022)[13]探究通货膨胀率对中国股票和债券收益率的影响。仲旦彦等(2023)[14]对实体企业金融化、货币政策有效性与股票收益率三者内在关联进行实证检验。

在 VAR 模型的基础上，本文建立 PVAR 模型，将股票收益率和货币供应量、利率和新增信贷共同纳入模型，研究宏观经济因素对银行股票收益率的影响。并将银行分为总样本银行、国有样本银行和非国有样本银行三组，研究分析宏观经济因素对三组银行股票收益率的影响，并对国有样本银行和非国有样本银行进行了对比研究。

2. 数据的选取和来源

在 A 股市场中，银行板块的市值占比最高，对整个市场具有举足轻重的影响。当前，我国 A 股市场共有 42 家上市银行，其中仅 8 家在深交所挂牌，其余均在上交所上市。按上市时间来看，2016 年有江苏银行、江阴银行、贵阳银行、无锡银行、上海银行、常熟银行、杭州银行和吴江银行陆续上市，其中江阴、常熟、无锡三家为农商行；2017 年与 2018 年则分别由张家港银行和成都银行接续；2019 年紫金银行、青岛银行和西安银行登陆 A 股；2020 年厦门银行和重庆银行完成上市。在样本选取方面，本研究基于数据稳定性、样本容量及时间跨度等标准，从沪市 A 股中筛选出 16 家于 2016 年之前上市的银行作为研究样本。这 16 家银行可划分为两类：5 家国有大型银行和 11 家非国有银行。国有大型银行包括农业银行、工商银行、中国银行、交通银行和建设银行；非国有银行则涵盖民生银行、浦发银行、平安银行、北京银行、南京银行、宁波银行、华夏银行、兴业银行、招商银行和光大银行。本研究采用的样本数据时

间跨度为 2019-01-01 至 2022-12-31，数据源为 Investing 数据平台与财富数据平台。

3. 指标的选取和数据处理

3.1. 指标的选取

1) 在货币供应量的度量上，本研究采用广义货币供应量(M2)作为代表变量。货币供应量可划分为流通中现金(M0)、狭义货币(M1)与广义货币(M2)三个层次，其中 M2 的涵盖范围较 M0 和 M1 更为宽泛。M1 仅体现现实购买力，其增速主要反映终端消费市场的活跃状况；而 M2 则同时囊括现实与潜在购买力，其变动更多指向中间市场及投资领域的景气程度。

2) 关于利率水平的选取，本文以 7 天期上海银行间同业拆放利率(SHIBOR)作为代表变量。我国利率体系包含存款基准利率和 SHIBOR 等多种指标。存款基准利率由央行直接调控，其调整时点存在不确定性，且呈现阶段性变动特征，因而不适合用于连续性实证分析。SHIBOR 是最早实现市场化定价的利率之一，其走势对货币政策变化反应灵敏。按照不同期限，SHIBOR 每日报价共有 8 个品种，分别为隔夜、1 周、2 周、1 个月、3 个月、6 个月、9 个月和 1 年期。

3) 对于新增信贷的衡量，本文选取当月新增人民币贷款(LOAN)作为代表变量。该数据来源于中国人民银行发布的“金融机构人民币信贷收支表”中“资金运用总计”项下的“各项贷款”科目，主要用于反映国内金融机构在特定时期内的信贷投放规模和供给状况。

3.2. 数据处理

本文采取的股票收益率(PROFIT)的计算公式为： $(P_{i,t} - P_{i,t-1}) / P_{i,t-1}$ 。其中， $P_{i,t}$ 和 $P_{i,t-1}$ 分别为第 i 只股票第 t 月和第 $t-1$ 月的月收盘价。

选取的变量指标中，M2 和 LOAN 为存量指标，而 SHIBOR 和 PROFIT 为流量指标，在进行实证研究时不可以同时放在一个模型中。本文对存量指标进行处理，最终选取流量指标进行分析。针对存量指标 M2，采用 M2 的同比增速(GRM2)代替；针对存量指标 LOAN，采用 LOAN 的同比增速(GRLOAN)代替。对于 SHIBOR，只有当天数据，计算平均值代替月度数据。最终选取货币供应量月度同比增速(GRM2)、7 天上海银行间同业拆放利率月度数据(SHIBOR)和当月新增信贷月度同比增速(GRLOAN)作为货币供应量、利率水平和新增信贷指标。

关于数据的处理，主要分为 2 个步骤：

1) 缺失值处理。数据不存在缺失值。

2) 检测异常值。根据异常值检测判断 GRM2、SHIBOR、GRLOAN 和股票收益率(PROFIT)均不存在异常值。

4. 实证分析

4.1. 描述性统计分析

在本章的研究中，PROFIT 描述性统计如表 1 所示，GRM2、SHIBOR 和 GRLOAN 描述统计性如表 2 所示。

根据表 1 可以看出，对于 PROFIT，总样本银行和非国有银行样本的 PROFIT 的均值为正，国有银行样本的 PROFIT 的均值为负。同时，根据图 1 可以看出，股票收益率分别在不同的时期存在大幅度的上涨和下跌。

从表 2 可见，SHIBOR 与 GRLOAN 的标准差分别约为 0.33 和 0.24，两者均高于 GRM2 对应的标准差(约 0.0138)，这表明前两项指标的增长率波动幅度相对较小，而 GRM2 的均值约为 0.093，其波动则显

得更为平稳。结合图 2 来看, 2019 年期间 GRM2 和 SHIBOR 的走势最为缓和, 但进入 2020 年和 2022 年后, 两者均出现了较明显的震荡; 与此同时, GRM2 与 GRLOAN 在 2020 年至 2021 年间则表现出大致趋同的升降方向。上述特征可能源于 2020 年公共突发卫生事件的影响, 彼时国家为促进经济复苏, 相继出台了一系列宏观干预政策, 从而对相关金融变量产生了阶段性影响。

Table 1. Descriptive statistics of stock returns
表 1. 股票收益率描述性统计

样本	Min	Max	Mean	SD	样本容量
总银行	-0.2469	0.3514	0.001191667	0.060167207	768
国有银行	-0.1338	0.1367	-0.00285375	0.038764587	240
非国有银行	-0.2469	0.3514	0.003030492	0.067648978	528

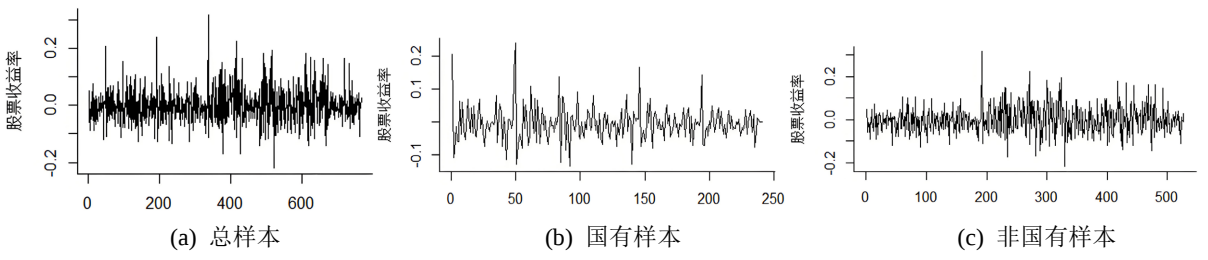


Figure 1. Changes in bank stock returns
图 1. 银行股票收益率变动情况

Table 2. Descriptive statistics of variables
表 2. 变量描述性统计

变量名	Min	Max	Mean	SD	样本容量
GRM2	0.080000	0.124000	0.093000	0.013763952	48
SHIBOR	1.497000	2.772000	2.161500	0.327403971	48
GRLOAN	-0.561000	0.686400	0.049250	0.23869128	48

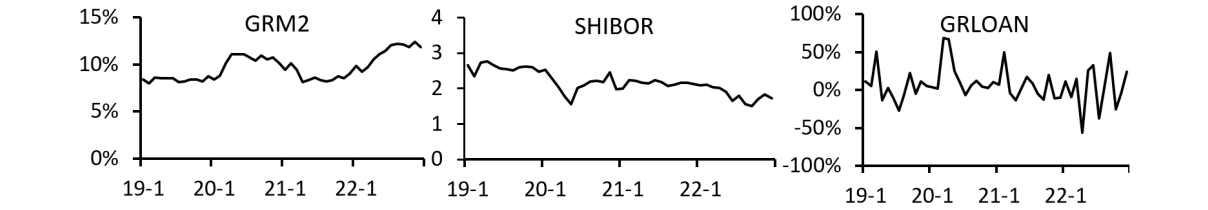


Figure 2. Variable time series diagram
图 2. 变量时序图

4.2. 模型建立

本文建立 PVAR 模型如下:

$$y1_{it} = \sum_{j=1}^p \beta_j y1_{it-j} + \alpha_i + \lambda_t + u_{it}, i = 1, \dots, 16; t = 1, \dots, 48 \quad (1)$$

$$y2_{it} = \sum_{j=1}^q \gamma_j y2_{it-j} + \alpha_i + \lambda_t + u_{it}, i = 1, \dots, 5; t = 1, \dots, 48 \quad (2)$$

$$y3_{it} = \sum_{j=1}^m \rho_j y1_{it-j} + \alpha_i + \lambda_t + u_{it}, i = 6, \dots, 16; t = 1, \dots, 48 \quad (3)$$

总样本、国有银行样本和非国有银行样本建立的 PVAR 模型分别由式(1)、式(2)和式(3)表示, 其中, α_i 为个体效应, λ_t 为时间效应, u_{it} 为随机扰动项, $y1 = (\text{GRM2}, \text{SHIBOR}, \text{GRLOAN}, \text{PROFIT1})'$, PROFIT1 表示 16 家上市银行的股票收益率, $y2 = (\text{GRM2}, \text{SHIBOR}, \text{GRLOAN}, \text{PROFIT2})'$, PROFIT2 表示 5 家国有上市银行的股票收益率, $y3 = (\text{GRM2}, \text{SHIBOR}, \text{GRLOAN}, \text{PROFIT3})'$, PROFIT3 表示 11 家非国有上市银行的股票收益率, β_j 、 γ_j 和 ρ_j 分别表示三个模型滞后期变量的系数矩阵, j 为滞后期, p 、 q 和 m 分别表示三个模型的最大滞后期, i 和 t 表示银行样本和时间。

4.3. 单位根检验

在对 PVAR 模型进行参数估计之前, 要对面板数据的平稳性进行检验, 消除伪回归对后续脉冲响应和方差分解的结论有效性的影响。本文选择了 ADF 单位根检验的方法对面板数据的平稳性进行检验, 检验结果如表 3。

Table 3. ADF test results

表 3. ADF 检验结果

变量名	总样本		国有银行样本		非国有银行样本	
	t 统计量	P 值	t 统计量	P 值	t 统计量	P 值
GRM2	-8.732478	0.00***	-10.16905	0.00***	-8.954923	0.00***
SHIBOR	-7.67688	0.00***	-6.889638	0.00***	-6.198260	0.00***
GRLOAN	-7.869055	0.00***	-3.242451	0.0189**	-6.509985	0.00***
PROFIT	-7.207131	0.00***	-5.065274	0.00***	-6.892548	0.00***

注: ***, **, * 分别表示在 1%、5%、10% 的显著性水平下显著。

根据表 3 可以看到, GRM2、SHIBOR、GRLOAN 和 PROFIT 的 P 值均为 0, 说明四个变量在不同的显著性水平下拒绝原假设, 变量均通过了 ADF 单位根检验, 认为变量都是平稳的, 不会出现伪回归的影响, 可以进行下一步的分析。

4.4. 最优滞后阶数

本章节在选择最优滞后阶数时, 采取 AIC、BIC 和 HQIC 准则进行选择。

根据表 4~6 中 AIC、BIC 和 HQIC 准则, 对于三个 PVAR 模型而言, 均选择 1 阶滞后作为最优滞后阶数。

Table 4. Optimal lag order for the total sample

表 4. 总样本最优滞后阶数

lag	AIC	BIC	HQIC
1	-14.27135*	-12.31027*	-13.48047*
2	-13.56466	-11.84129	-12.86964
3	-13.28298	-11.79731	-12.68382
4	-12.94993	-11.70197	-12.44664
5	-12.76415	-11.75389	-12.35672

注: * 代表 AIC、BIC、HQIC 计算所得最小值。

Table 5. Optimal lag order for state-owned bank samples
表 5. 国有银行样本最优滞后阶数

lag	AIC	BIC	HQIC
1	-12.96274*	-11.72612	-12.46419*
2	-12.78312	-11.78205*	-12.37953
3	-12.25321	-11.48768	-11.94458
4	-11.99167	-11.46169	-11.77801
5	-11.75532	-11.46089	-11.63662

注：*代表 AIC、BIC、HQIC 计算所得最小值。

Table 6. Optimal lag order for non-state-owned bank samples
表 6. 非国有银行样本最优滞后阶数

lag	AIC	BIC	HQIC
1	-12.06965*	-11.38551*	-11.80171*
2	-11.76864	-11.21481	-11.55174
3	-11.35106	-10.92755	-11.1852
4	-11.01673	-10.72352	-10.9019
5	-10.6298	-10.46691	-10.566

注：*代表 AIC、BIC、HQIC 计算所得最小值。

4.5. 稳定性检验

在确定模型的最佳滞后期数后，需要对其平稳性进行检验，这既是判断模型估计结果是否有效的前提，也为后续脉冲响应与方差分解等分析结论的可靠性提供支撑。图 3 所展示的检验结果表明，PVAR1、PVAR2 和 PVAR3 三个模型的特征根均落在单位圆内部，据此可判定这三个模型整体上均具备平稳性。

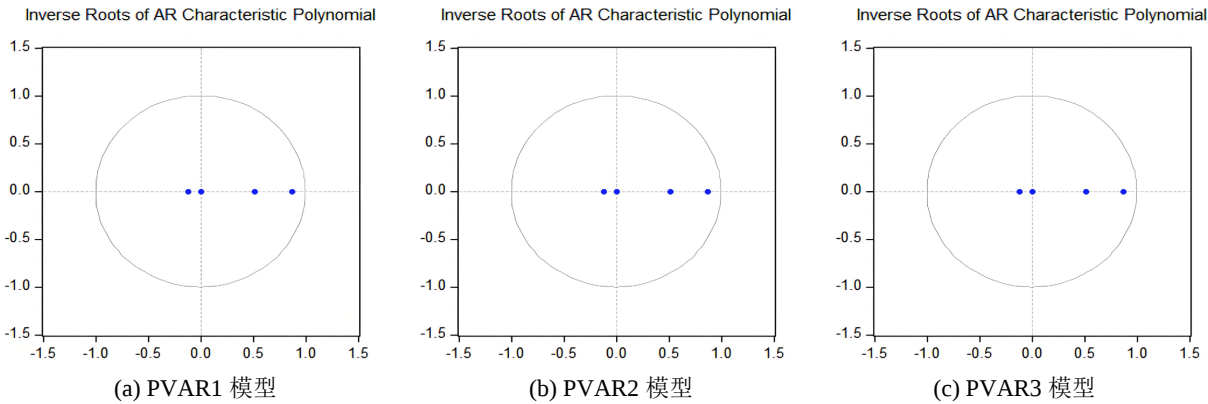


Figure 3. Model stability test
图 3. 模型稳定性检验

4.6. GMM 估计

确定三个模型的最优滞后阶数为 1 阶，且三个模型均通过了模型稳定性检验，之后，进一步进行模型的参数估计，一般采用的都是 GMM 估计。在 GMM 估计之前通常会先通过前向差分法也就是 Helmert

变换来消除个体效应，同时采用组内均值法消除时间效应的影响，然后对模型参数进行估计。由 GMM 估计方法所得参数结果汇总在表 7~9 中。

Table 7. GMM estimation results for the PVAR1 model

表 7. PVAR1 模型的 GMM 估计结果

被解释变量	解释变量	系数估计值	标准差
PROFIT1	GRM2 (-1)	1.311003**	0.02926
	SHIBOR (-1)	0.01177*	0.01231
	GRLOAN (-1)	-1.315214**	0.01069
	PROFIT1 (-1)	-0.168364**	0.06555

注：***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的显著性水平下显著。

Table 8. GMM estimation results for the PVAR2 model

表 8. PVAR2 模型的 GMM 估计结果

被解释变量	解释变量	系数估计值	标准差
PROFIT2	GRM2 (-1)	0.703119**	0.02549
	SHIBOR (-1)	0.04603*	0.00929
	GRLOAN (-1)	-0.824101**	0.01076
	PROFIT2 (-1)	-0.107459**	0.03666

注：***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的显著性水平下显著。

Table 9. GMM estimation results of the PVAR3 model

表 9. PVAR3 模型的 GMM 估计结果

被解释变量	解释变量	系数估计值	标准差
PROFIT3	GRM2 (-1)	1.009286**	0.03458
	SHIBOR (-1)	0.09279*	0.01258
	GRLOAN (-1)	-1.036242**	0.01461
	PROFIT3 (-1)	-0.105083**	0.04423

注：***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的显著性水平下显著。

根据表 7~9 的回归结果，在三个 PVAR 模型中，当以 PROFIT 作为被解释变量时，各滞后项的影响如下：GRM2 (-1)在 5%的显著性水平上对 PROFIT 产生显著正向作用；SHIBOR (-1)在 10%的显著性水平上对 PROFIT 呈现显著正向影响；GRLOAN (-1)在 5%的显著性水平上对 PROFIT 具有显著负向效应；PROFIT (-1)同样在 5%的显著性水平上对 PROFIT 表现出显著负向影响。

进一步对比表 8 与表 9 的估计结果可发现：1) GRM2 与 SHIBOR 对国有银行子样本和非国有银行子样本中的 PROFIT 均表现出显著的正向驱动作用，而 GRLOAN 对两类样本中的 PROFIT 均呈现显著的抑制效应；2) 就影响系数大小而言，GRM2 和 SHIBOR 对非国有银行样本(PROFIT3)的正向影响系数大于其对国有银行样本(PROFIT2)的相应系数，意味着广义货币供应量与利率水平的变动对非国有银行股票收益率的冲击更为强烈；类似地，GRLOAN 对非国有银行样本的负向影响绝对值也高于国有银行样本，表明信贷变量的波动对非国有银行股票收益率产生的负面效应更为突出。

4.7. 格兰杰因果关系检验

格兰杰因果关系检验主要用于判定变量间是否存在统计意义上的因果关联，其核心在于通过检验所

有滞后项是否对被解释变量具有联合显著性影响。该检验以“被检验变量与因变量之间不存在因果关系”作为零假设，当对应的 P 值低于给定显著性水平时，则拒绝原假设，表明该变量是因变量的格兰杰原因。本文采用 VAR-Granger causality Wald test，分别对 PVAR1、PVAR2 和 PVAR3 三组模型变量进行检验，具体结果见表 10。

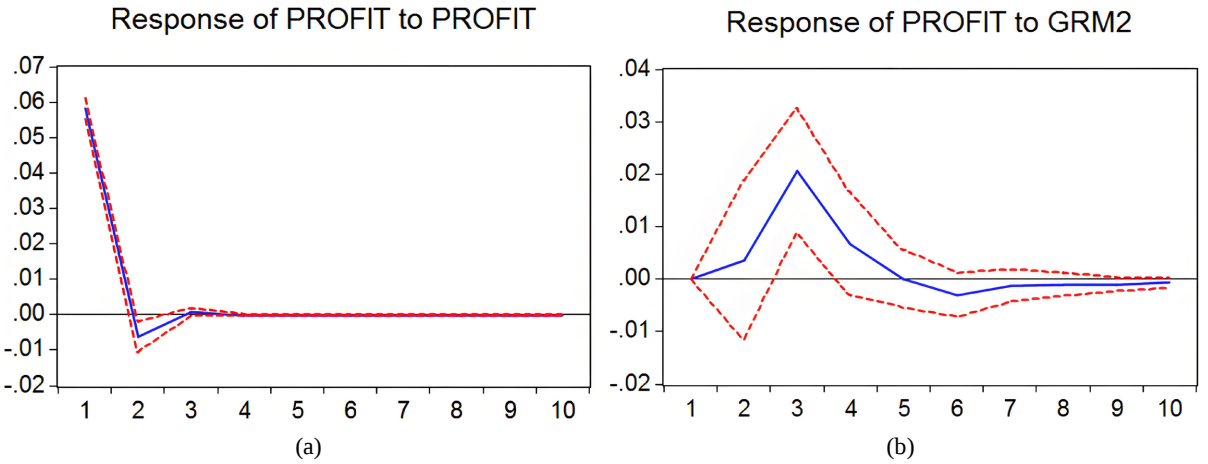
由表 10 可知，在总样本、国有银行样本及非国有银行样本中，GRM2、SHIBOR 和 GRLOAN 均在 1% 的显著性水平上拒绝了非因果的原假设，即三个变量均为 PROFIT 的格兰杰原因，因此可继续进行后续的实证分析。

Table 10. Granger causality test results
表 10. 格兰杰因果检验结果

被解释变量	解释变量	统计值	P 值	检验结果
PROFIT1	GRM2	13.6673	0.0003	GRM2 是 PROFIT 的格兰杰原因
	SHIBOR	8.82139	0.0033	SHIBOR 是 PROFIT 的格兰杰原因
	GRLOAN	12.1691	0.0000	GRLOAN 是 PROFIT 的格兰杰原因
PROFIT2	GRM2	8.88403	0.0002	GRM2 是 PROFIT 的格兰杰原因
	SHIBOR	3.92103	0.0087	SHIBOR 是 PROFIT 的格兰杰原因
	GRLOAN	7.97069	0.0052	GRLOAN 是 PROFIT 的格兰杰原因
PROFIT3	GRM2	15.8635	0.0000	GRM2 是 PROFIT 的格兰杰原因
	SHIBOR	7.77971	0.0055	SHIBOR 是 PROFIT 的格兰杰原因
	GRLOAN	9.75312	0.0000	GRLOAN 是 PROFIT 的格兰杰原因

4.8. 脉冲响应分析

正交化的脉冲响应函数，其主要作用在于揭示某个变量在受到一个单位标准差的新息冲击后，对另一变量所产生的动态传导轨迹，从而完整地描绘出冲击效应随时间推移的演变过程。为确保结果可靠性，本文进行了 500 次蒙特卡洛模拟，并基于此生成了三个 PVAR 模型各自的脉冲响应图，详见图 4~6。图中，横轴代表冲击后的滞后期间，纵轴度量响应数值的大小，而上下两条曲线则分别表示置信区间的高端与低端边界。



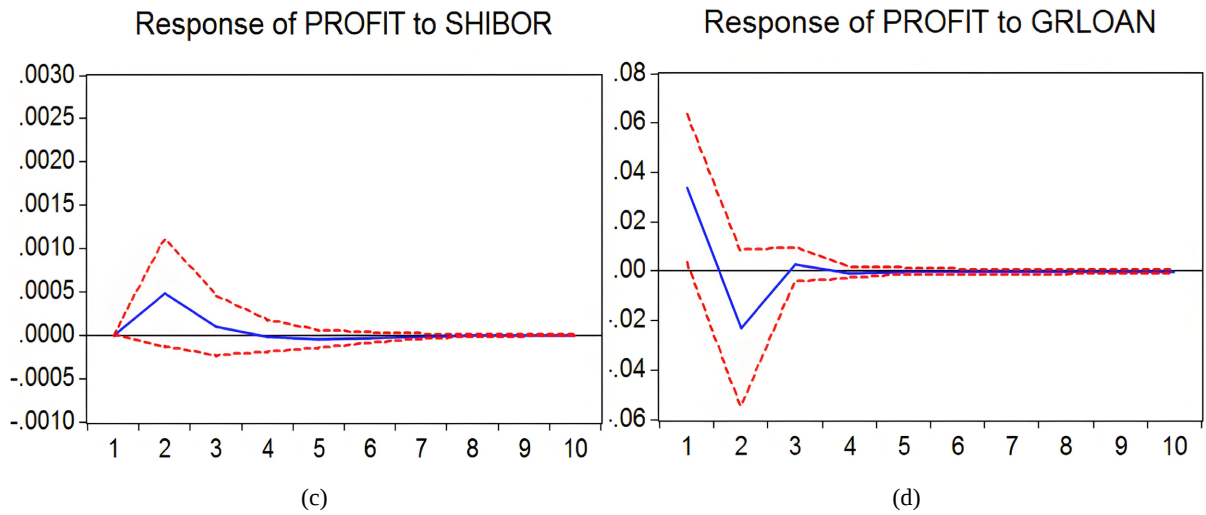


Figure 4. PVAR1 impulse response function analysis results
图 4. PVAR1 脉冲响应函数分析结果

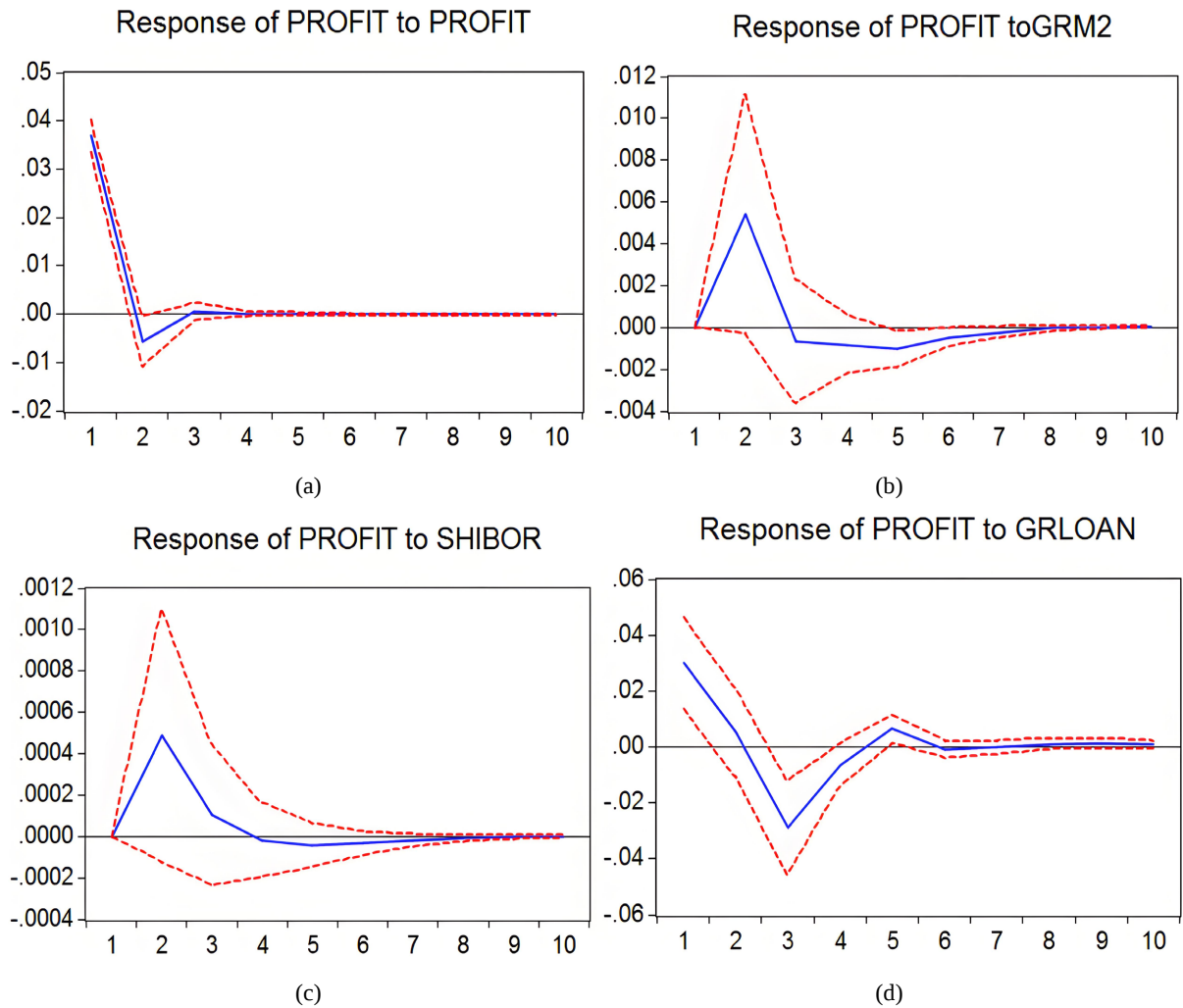


Figure 5. PVAR2 impulse response function analysis results
图 5. PVAR2 脉冲响应函数分析结果

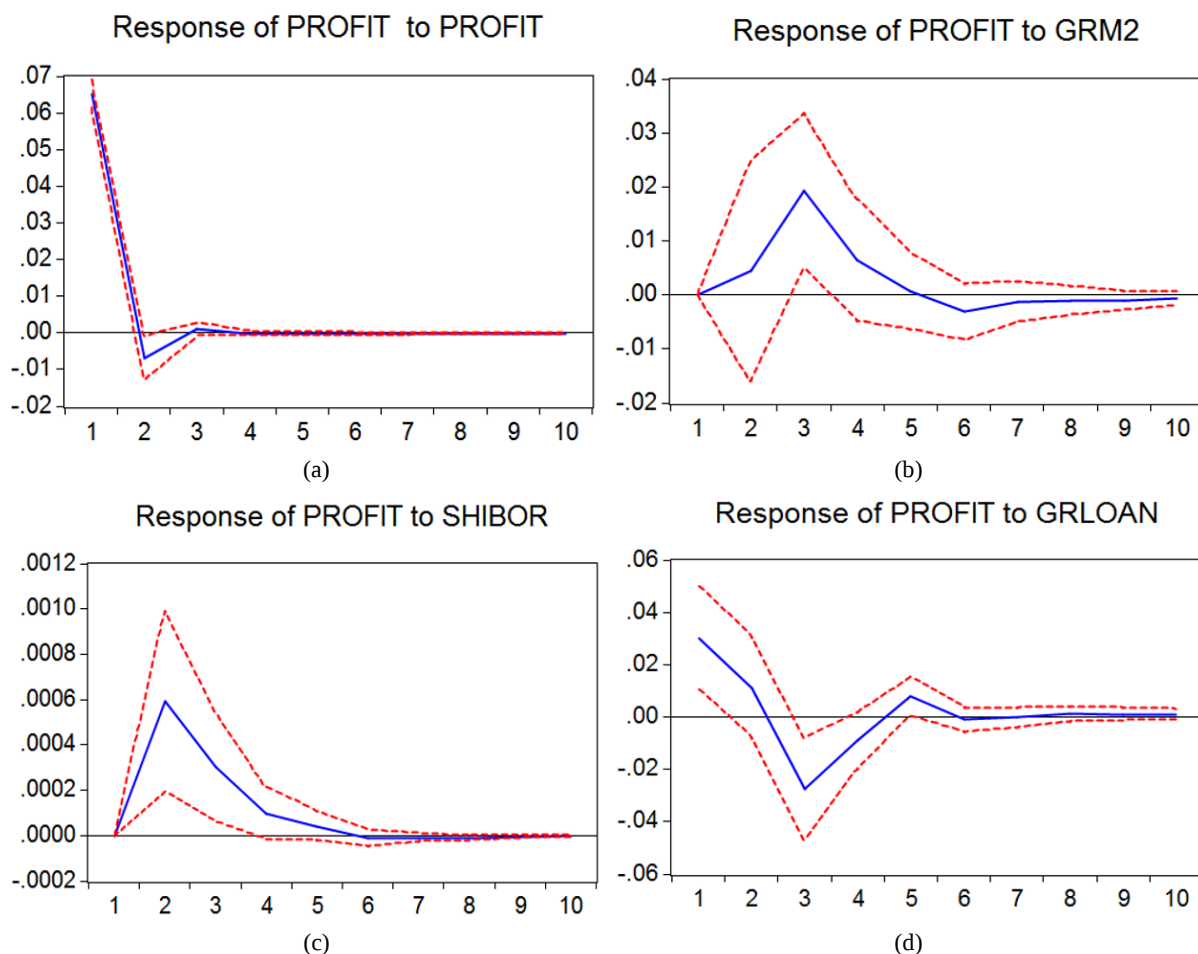


Figure 6. PVAR3 impulse response function analysis results

图 6. PVAR3 脉冲响应函数分析结果

从总样本的脉冲响应结果(图 4)来看: a) 股票收益率对其自身新息冲击的响应最为迅速且幅度最大, 首期响应值达 0.065, 随后快速回落, 自第 2 期起逐步收敛; b) GRM2 面临一个标准差冲击时, 会对 PROFIT 产生正向拉动, 该正向效应于第 3 期达到峰值(约 0.021), 在第 5 至第 7 期转为负向, 随后收窄, 至第 10 期基本归零; c) SHIBOR 的同等幅度冲击对 PROFIT 带来偏弱的正向影响, 其最大值出现在第 2 期(约 0.00049), 之后递减, 于第 7 期趋于消失; d) GRLOAN 的单位标准差冲击对 PROFIT 呈现负向作用, 该负向冲击在第 2 期达到最大(约-0.022), 第 3 期出现微幅正向反弹(约 0.0006), 其后逐步衰减, 至第 5 期趋于平稳。

就国有银行子样本(图 5)而言: a) PROFIT2 对自身冲击的反应同样最为剧烈, 首期响应为 0.038, 此后迅速下行, 第 2 期后进入收敛过程; b) GRM2 冲击对 PROFIT2 产生正向效应, 于第 2 期抵达高点(约 0.0053), 第 3 至第 7 期转为负向, 至第 10 期消退; c) SHIBOR 冲击对 PROFIT2 的正向影响在第 2 期最为显著(约 0.00048), 其后逐步弱化, 至第 8 期归零; d) GRLOAN 冲击对 PROFIT2 的负向效应在第 3 期最为突出(约-0.028), 第 5 期存在微弱正向波动(约 0.0012), 随后衰减, 第 10 期基本消失。

对于非国有银行子样本(图 6), 结果显示: a) PROFIT3 对自身冲击的响应最为显著, 首期值达 0.067, 随后急剧下降, 第 2 期后趋于收敛; b) GRM2 冲击对 PROFIT3 的正向影响在第 3 期达到峰值(约 0.019), 第 6 至第 7 期出现负向波动, 至第 10 期归零; c) SHIBOR 冲击对 PROFIT3 的正向效应较弱, 第 2 期达

到最大(约 0.00059), 之后递减, 第 7 期趋于无; d) GRLOAN 冲击对 PROFIT3 的负向影响在第 3 期最大(约-0.029), 第 5 期出现微小正向反弹(约 0.0015), 此后减弱, 至第 7 期基本消失。

综合三组样本的脉冲响应结果, 可归纳出以下规律: 1) 三类样本中股票收益率对其他变量的冲击反应方向保持一致——GRM2 与 SHIBOR 的单位标准差新息均对 PROFIT (含 PROFIT1、PROFIT2、PROFIT3) 产生即时正向冲击, 而 GRLOAN 则产生即时负向冲击; 2) 就冲击幅度而言, GRLOAN 对股票收益率的整体影响力度最大, GRM2 次之, SHIBOR 的影响最为微弱; 3) 对比国有与非国有银行样本, GRM2、SHIBOR 及 GRLOAN 对非国有银行股票收益率的冲击强度均明显高于国有银行, 表明非国有银行对货币政策变量的敏感度更强。

4.9. 方差分解分析

方差分解主要是解释各变量的随机冲击对股票收益率变量的均方冲击误差贡献量, 其含义可表示为随时间的累积, 各变量的冲击对股票收益率变化的解释比例, 进而根据占比判断该变量对股票收益率波动的重要性和解释能力。表 11~13 列出各变量对 PROFIT1、PROFIT2 和 PROFIT3 冲击的累积 5 期、10 期、15 期和 20 期方差分解结果。

Table 11. PVAR1 variance decomposition results

表 11. PVAR1 方差分解结果

解释变量	5 期	10 期	15 期	20 期
GRM2	2.355012	2.39446	2.408554	2.408554
SHIBOR	0.035032	0.03505	0.035044	0.035044
GRLOAN	3.646244	3.680753	3.687077	3.687077
PROFIT1	93.96371	93.88974	93.86933	93.86933

Table 12. PVAR2 variance decomposition results

表 12. PVAR2 方差分解结果

解释变量	5 期	10 期	15 期	20 期
GRM2	2.57568	2.618267	2.635074	2.635074
SHIBOR	0.004331	0.004432	0.004437	0.004437
GRLOAN	3.954619	3.997841	4.005385	4.005385
PROFIT2	93.46537	93.37946	93.3551	93.3551

Table 13. PVAR3 variance decomposition results

表 13. PVAR3 方差分解结果

解释变量	5 期	10 期	15 期	20 期
GRM2	3.119981	3.141463	3.148213	3.148213
SHIBOR	0.057807	0.070111	0.073619	0.073619
GRLOAN	4.094898	4.094652	4.094576	4.094576
PROFIT3	92.72731	92.69377	92.68359	92.68359

由表 11~13 的方差分解结果可见, 无论在全样本、国有银行子样本还是非国有银行子样本中, PROFIT 自身的预测误差方差贡献率均占据主导位置, 三者的解释比例依次为 93.87%、93.36%和 92.68%。在其他

三个变量中, GRLOAN 对 PROFIT 变动的解释力最强, 其对三组样本的贡献度分别为 3.69%、4.00%和 4.10%; GRM2 次之, 解释比例分别为 2.41%、2.64%和 3.15%; SHIBOR 的解释贡献最小, 仅分别为 0.035%、0.004%和 0.07%。

从各表随时间维度的累积变化来看, 三类模型中 PROFIT 自身因素的解释比例均呈微弱递减; GRM2 的解释力在三组样本中均表现为逐步抬升; SHIBOR 在 PVAR1 中的解释力先升后降, 在 PVAR2 和 PVAR3 中则保持缓慢上行; GRLOAN 在 PVAR1 和 PVAR2 中解释力略有增强, 但在 PVAR3 中表现为轻微下行。

基于上述方差分解结果, 可总结以下要点: 第一, 长期来看, PROFIT1、PROFIT2 和 PROFIT3 的波动绝大多数源于自身冲击, 说明股票市场内生因素对银行股收益率的决定作用最为关键。第二, 外部变量中, GRLOAN 对收益率的长期解释力最高, GRM2 次之, SHIBOR 最低, 该排序与回归系数估计及脉冲响应分析所得结论一致, 即 GRLOAN 的长期效应强于 GRM2, GRM2 强于 SHIBOR。第三, 按银行属性比较, GRM2、SHIBOR 和 GRLOAN 对非国有银行样本的解释贡献略高于国有银行样本, 但差距有限。此外, 随着预测期延长, PROFIT 自身在各样本中的解释力均缓慢弱化, GRM2 与 GRLOAN 的解释力则趋于增强; SHIBOR 对国有银行样本的解释力微弱上升, 而对非国有银行样本则呈现微小下行。

5. 结论和分析

1) GRM2、SHIBOR 及信贷指标与银行股收益率之间存在显著关联。广 GRM2 和 SHIBOR 均与银行股票收益率呈正向关系, 其单位标准差的波动会对收益率产生明显的正向冲击; 而 GRLOAN 则与收益率呈负向关系, 其波动会对收益率造成显著的负向冲击。

具体来看, GRM2 的上升对银行股票收益率的传导机制具有两面性: 一方面, 货币供给增加直接扩充了银行的贷款业务规模, 有利于提升利息收入; 另一方面, 长期而言货币宽松也会压低贷款利率, 收窄银行净息差。上述正反两重效应的叠加, 使 GRM2 对银行股收益率的正向影响存在一定时滞, 但总体仍表现为正向驱动。SHIBOR 的上行通常促使资金通过资产组合再配置渠道调整流向, 进而改善股票市场的资金供需格局, 对收益率形成提振。而 GRLOAN 的扩张实质上对应信贷规模的放大, 在信贷扩张初期, 投资者往往过度乐观地估计其对银行未来现金流的正面作用, 推动股价上行; 但随后当市场意识到判断偏差并进行修正时, 股价会回落, 进而导致收益率下行。

2) 就影响力度而言, 新增信贷对银行股票收益率的冲击最大, 货币供应量次之, 利率变动的影响相对最小。脉冲响应分析表明, GRLOAN 的一个标准差冲击对收益率的响应幅度大于 GRM2, GRM2 的冲击效应又大于 SHIBOR; 方差分解结果同样支持上述排序, 即 GRLOAN 对收益率波动的解释贡献度最高, GRM2 次之, SHIBOR 最低。

3) 按银行属性对比, 非国有银行股票收益率对上述三个变量的敏感度均高于国有银行。从 GMM 估计结果来看, PVAR3 模型(非国有银行)中 GRM2、SHIBOR 和 GRLOAN 回归系数的绝对值均大于 PVAR2 模型(国有银行)中的对应值; 脉冲响应显示, 三个变量的单位标准差冲击对 PROFIT3 的响应幅度均大于对 PROFIT2 的响应幅度; 方差分解同样表明, 三变量对 PROFIT3 波动的解释力略强于对 PROFIT2 的解释力。

这一差异的形成可从两个维度加以解释。其一, 从流动性视角来看, 国有控股银行因规模庞大、资金来源渠道稳定、客户基础扎实, 其流动性管理水平普遍优于非国有控股银行。相比之下, 非国有银行(尤其是股份制银行)在资金来源稳定性、客户资源和同业竞争方面均处于相对劣势。因此, 当 GRM2、SHIBOR 和 GRLOAN 发生波动时, 非国有银行的流动性水平受到的影响更大, 市场对其流动性风险溢价的评估也相应更高。其二, 从资本支撑能力来看, 国有控股银行通常拥有更低的资产负债率和更强的资

本缓冲能力, 抗风险能力优于非国有银行。当外部货币条件发生变化时, 非国有银行的稳定性更易受到冲击。上述差异也导致投资者在配置资产时, 更倾向于选择具有国家信用背书的国有银行股票。

参考文献

- [1] 孙琪. 基于结构方程模型的上市公司股票收益影响因素研究[D]: [硕士学位论文]. 大连: 东北财经大学, 2020.
- [2] Schwert, G.W. (1989) Why Does Stock Market Volatility Change over Time? *The Journal of Finance*, **44**, 1115-1153. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1989.tb02647.x>
- [3] Stoica, O., Nucu, A.E. and Diaconasu, D. (2014) Interest Rates and Stock Prices: Evidence from Central and Eastern European Markets. *Emerging Markets Finance and Trade*, **50**, 47-62. <https://doi.org/10.2753/ree1540-496x5004s403>
- [4] Misra, P. (2018) An Investigation of the Macroeconomic Factors Affecting the Indian Stock Market. *Australasian Accounting, Business and Finance Journal*, **12**, 71-86. <https://doi.org/10.14453/aabfj.v12i2.5>
- [5] 雒玉亮. 基于 VAR 模型的中国城镇居民消费与股票市场收益率的实证研究[D]: [硕士学位论文]. 北京: 北京外国语大学, 2021.
- [6] 高霞. 中国股票价格和宏观经济变量关系的实证分析[D]: [硕士学位论文]. 北京: 对外经济贸易大学, 2005.
- [7] 林薇. 影响股价指数的国内宏观因素分析[J]. 内蒙古科技与经济, 2007(7): 29-30, 32.
- [8] 梁丹丹. 股权分置改革后股票市场与宏观经济关系分析[J]. 经济与管理, 2008, 22(9): 23-25.
- [9] Humpe, A. and Macmillan, P. (2009) Can Macroeconomic Variables Explain Long-Term Stock Market Movements? A Comparison of the US and Japan. *Applied Financial Economics*, **19**, 111-119. <https://doi.org/10.1080/09603100701748956>
- [10] 张俞. 股票价格影响因素分析[J]. 时代金融, 2018(33): 124, 129.
- [11] 刘晶玉. 货币政策对我国上市银行股价的非对称影响研究[D]: [硕士学位论文]. 济南: 山东大学, 2018.
- [12] Abbas, G., Bashir, U., Wang, S., Zebende, G.F. and Ishfaq, M. (2019) The Return and Volatility Nexus among Stock Market and Macroeconomic Fundamentals for China. *Physica A: Statistical Mechanics and Its Applications*, **526**, Article ID: 121025. <https://doi.org/10.1016/j.physa.2019.04.261>
- [13] 曹露玉, 司增焯. 通货膨胀率对中国股票和债券收益率的影响研究[J]. 中国物价, 2022(10): 76-78.
- [14] 仲旦彦, 余兴无, 王一舒, 谭瑾. 实体企业金融化、货币政策有效性与股票收益率[J]. 财会通讯, 2023(2): 57-62.