Statistics and Application 统计学与应用, 2023, 12(5), 1211-1221
Published Online October 2023 in Hans. https://www.hanspub.org/journal/sa
https://doi.org/10.12677/sa.2023.125124

Hans汉斯

天津市金融影响进出口贸易的动态关系研究
——基于VAR模型

徐　淞

吉林财经大学统计学院，吉林　长春

收稿日期：2023年9月8日；录用日期：2023年10月4日；发布日期：2023年10月11日

摘　要

本文旨在研究天津金融对进出口贸易的动态关系，并以VAR模型为基础进行分析。通过构建VAR模型探究天津市金融因素(进出口总额、金融机构数量、中外资金融机构存款余额、中外资金融机构贷款余额)与进出口贸易之间的关联。通过脉冲响应和方差分解从而揭示金融对进出口贸易的影响机制和程度，为相关政策制定者和决策者提供重要的政策参考，以促进天津市的进出口贸易发展。最终根据结论给出相应的建议。

关键词

天津市金融，进出口贸易，VAR模型，动态关系

A Study on the Dynamic Relationship of Financial Influence on Import and Export Trade in Tianjin
—Based on VAR Model

Song Xu

School of Statistics, Jilin University of Finance and Economics, Changchun Jilin

Received: Sep. 8th, 2023; accepted: Oct. 4th, 2023; published: Oct. 11th, 2023

Abstract

This paper aims to study the dynamic relationship between Tianjin Finance and import and export trade, and analyze it based on VAR model. This paper explores the correlation between financial

文章引用: 徐淞. 天津市金融影响进出口贸易的动态关系研究[J]. 统计学与应用, 2023, 12(5): 1211-1221.
DOI: 10.12677/sa.2023.125124

factors (total import and export volume, number of financial institutions, deposit balance and loan balance of Chinese and foreign-funded financial institutions) and import and export trade in Tianjin by constructing VAR model. Through impulse response and variance decomposition, the influence mechanism and degree of finance on import and export trade are revealed, which provides important policy references for relevant policy makers and decision makers to promote the development of import and export trade in Tianjin. Finally, the corresponding suggestions are given according to the conclusion.

Keywords

Tianjin Finance, Import and Export Trade, VAR Model, Dynamic Relationship

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

在发展背景方面，天津市作为中国的重要经济中心之一，享有优越的地理位置和发展基础。其临近渤海湾和首都北京，拥有便捷的交通网络和先进的物流设施，为进出口贸易提供了有利条件。此外，天津自由贸易试验区的设立进一步推动了天津市的进出口贸易发展。自由贸易区所提供的政策优惠和改革措施吸引了更多的外商投资和贸易活动，为金融业提供了更多的发展机遇。近年来，天津市的金融业也得到了快速发展，涵盖了银行、保险、证券等多个领域。金融机构的数量增加以及中外资金融机构的参与，为进出口贸易提供了更多的金融服务和支持。

然而，天津市金融业在金融产品和服务创新方面相对滞后，缺乏具有竞争力的金融工具来支持进出口贸易。这可能限制了金融对进出口贸易的积极影响和推动力。其次，中小企业作为进出口贸易的主要参与者，却面临融资难题。金融监管不完善或存在漏洞可能导致金融市场波动和不稳定，进而对进出口贸易产生负面影响。天津市的进出口贸易还受制于国际经济环境和全球贸易形势的影响。全球经济不稳定、贸易摩擦等因素可能对天津市的进出口贸易造成波动和不确定性。

因此本文通过构建 VAR 模型，探究天津市金融因素(如进出口总额、金融机构数量、中外资金融机构存款余额、中外资金融机构贷款余额)与进出口贸易之间的关联关系。通过分析模型中的动态关系和长期均衡关系，可以揭示金融因素对进出口贸易的短期冲击效应和长期稳定影响。

2. 文献综述

丁益和凌峰(2022)研究了安徽省对外贸易发展情况和前景，并提出了对外贸易发展的建议[1]。陈丽和童林(2021)从老龄化视角评估了对外贸易对卫生经济增长的影响，并讨论了老龄化与社会发展之间的联系[2]。吴雯雯(2021)以广东省为例，研究了广东省对外贸易对经济高质量发展的影响，结果显示出口贸易对短期和长期高质量发展有积极作用[3]。励利、田荣富和尹玉刚(2020)通过动态面板数据系统 GMM 估计方法研究了中国不同地区对外贸易对经济增长的影响，结果显示出口贸易和进口贸易对经济增长有显著拉动作用[4]。吴东晟、余鲁和杨宜平(2019)通过改进的方法研究了中国对外贸易对经济增长的影响，结果表明对外贸易对经济增长具有正向影响，开放度越高的地区影响越大[5]。

已有的文献对不同领域金融影响进出口贸易进行理论或者计量经济学的研究。但是在全球经济一体

化的背景下，金融与贸易之间的协同发展至关重要[6]。通过深入研究天津市金融与进出口贸易的动态关系，可以加深对二者之间相互依存关系的认识。进一步推动金融与贸易的良性互动，有利于提升天津市金融业和进出口贸易的共同发展[7]。

3. 研究方法介绍

3.1. 向量自回归模型

在相对传统的计量经济学方法中，用来研究变量的模型是以经济学理论为基础的，并没有重视变量之间特别是系统之间的动态关系。假设几个变量构成一个比较稳定的系统，而且所有的变量均为内生变量的情况。假设有四个时间序列变量，$\{y_t, x_{1,t}, x_{2,t}, x_{3,t}\}$，分别作为四个回归方程的被解释变量，而解释变量为这四个变量的 p 阶滞后值，构成一个四元的 $\mathrm{VAR}(p)$ 系统：

$$\begin{aligned}
x_{1,t} &= \beta_1 + \beta_{11}y_{t-1} + \cdots + \beta_{1p,}y_{t-p} + \gamma_{11}x_{1,t-1} + \cdots + \gamma_{1p}x_{1,t-p} + \delta_{11}x_{2,t-1} \\
&\quad + \cdots + \delta_{1p}x_{2,t-p} + \theta_{11}x_{3,t-1} + \cdots + \theta_{1p}x_{3,t-p} + \varepsilon_{3t} \\
x_{2,t} &= \beta_2 + \beta_{21}y_{t-1} + \cdots + \beta_{2p}y_{t-p} + \gamma_{21}x_{1,t-1} + \cdots + \gamma_{2p}x_{1,t-p} + \delta_{21}x_{2,t-1} \\
&\quad + \cdots + \delta_{2p}x_{2,t-p} + \theta_{21}x_{3,t-1} + \cdots + \theta_{2p}x_{3,t-p} + \varepsilon_{4t} \\
x_{3,t} &= \beta_3 + \beta_{31}y_{t-1} + \cdots + \beta_{3p,}y_{t-p} + \gamma_{31}x_{1,t-1} + \cdots + \gamma_{3p}x_{1,t-p} + \delta_{31}x_{2,t-1} \\
&\quad + \cdots + \delta_{3p}x_{2,t-p} + \theta_{31}x_{3,t-1} + \cdots + \theta_{3p}x_{3,t-p} + \varepsilon_{3t} \\
x_{4,t} &= \beta_4 + \beta_{41}y_{t-1} + \cdots + \beta_{4p}y_{t-p} + \gamma_{41}x_{1,t-1} + \cdots + \gamma_{4p}x_{1,t-p} + \delta_{41}x_{2,t-1} \\
&\quad + \cdots + \delta_{4p}x_{2,t-p} + \theta_{41}x_{3,t-1} + \cdots + \theta_{4p}x_{3,t-p} + \varepsilon_{4t}
\end{aligned}$$

其中，$\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}, \varepsilon_{3t}, \varepsilon_{4t}$ 均为白噪声过程(故不存在自相关)，但是允许两个方程之间存在“同期相关性”。注意到上面两个方程的解释变量完全一致。故将两个方程用矩阵的形式表示如下：

$$\underbrace{\begin{bmatrix} y_t \\ x_{1,t} \\ x_{2,t} \\ x_{3,t} \end{bmatrix}}_{Z_t} = \underbrace{\begin{bmatrix} \beta_{10} \\ \beta_{20} \\ \beta_{30} \\ \beta_{40} \end{bmatrix}}_{\Gamma_0} + \underbrace{\begin{bmatrix} \beta_{11} & \gamma_{11} & \delta_{11} & \theta_{11} \\ \beta_{21} & \gamma_{21} & \delta_{21} & \theta_{21} \\ \beta_{31} & \gamma_{31} & \delta_{31} & \theta_{31} \\ \beta_{41} & \gamma_{41} & \delta_{41} & \theta_{41} \end{bmatrix}}_{\Gamma_1} \underbrace{\begin{bmatrix} y_{t-1} \\ x_{1,t-1} \\ x_{2,t-1} \\ x_{3,t-1} \end{bmatrix}}_{Z_{t-1}} + \cdots + \underbrace{\begin{bmatrix} \beta_{1p} & \gamma_{1p} & \delta_{1p} & \theta_{1p} \\ \beta_{2p} & \gamma_{2p} & \delta_{2p} & \theta_{2p} \\ \beta_{3p} & \gamma_{3p} & \delta_{3p} & \theta_{3p} \\ \beta_{4p} & \gamma_{4p} & \delta_{4p} & \theta_{4p} \end{bmatrix}}_{\Gamma_p} \underbrace{\begin{bmatrix} y_{t-p} \\ x_{1,t-p} \\ x_{2,t-p} \\ x_{3,t-p} \end{bmatrix}}_{Z_{t-p}} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \\ \varepsilon_{4t} \end{bmatrix}$$

定义相应的系数矩阵，可得：

$$Z_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 Z_{t-1} + \Gamma_2 Z_{t-2} + \cdots + \Gamma_p Z_{t-p} + \varepsilon_t$$

上述公式中，ε_t 是四维的随机向量，Γ_i 是 4 × 4 的系数方阵；每一维的 ε_t 独立同分布，但不要求相互独立的不同维度；Z_i 是四维变量矩阵。

3.2. 格兰杰因果关系检验

格兰杰(1969)提出的检验方法基于以下思想。如果 X 是 Y 的因，但是 Y 不是 X 的因，则 X 的过去值可以帮助预测 Y 的未来值，但是 Y 的过去值不能帮助预测 X 的未来值。考虑到以下的时间序列模型：

$$Y_t = \gamma + \sum_{m=1}^{p} \alpha_m Y_{t-m} + \sum_{m=1}^{p} \beta_m X_{t-m} + \varepsilon_t$$

其中，滞后阶数 p 为 VAR 模型的最优滞后阶数，可以根据信息准则判定。检验原假设“$H0 = \beta_1 = \cdots = \beta_p = 0$”，即 X 的过去值对预测 Y 的未来值没有帮助。如果拒绝 $H0$，责成 X 是 Y 的“格

兰杰原因”，将以上回归模型的位置进行互换，则可以检验 Y 是否是 X 的格兰杰原因。

4. 指标选取与数据来源

本文选取的数据来自于《天津统计年鉴》，并选取对应变量 2002 年到 2021 年的数据。利用 VAR 方法进行实证分析，选取天津的进出口总额指标来定量反映贸易经济发展。将进出口总额作为被解释变量。此外解释变量选金融机构数、中外资金融机构存款余额、中外资金融机构贷款余额。最后将这些变量全部设置为内生变量，并且将所有变量进行对数化处理以避免量纲造成的误差。变量表如表 1 所示。

Table 1. Variable selection
表 1. 变量选取

变量名称	变量缩写	单位
进出口总额	LNY	亿元
金融机构数	LNX1	个
中外资金融机构存款余额	LNX2	亿元
中外资金融机构贷款余额	LNX3	亿元

5. 实证分析

5.1. 时序图

图 1 显示的趋势变化显示出天津市进出口总额、中外资金融机构存款余额和贷款余额的稳步增长，而金融机构数量保持相对稳定。这可能暗示了金融因素在促进天津市进出口贸易发展方面的积极作用，同时表明金融机构的存贷款活动对进出口贸易起到一定的支持作用。初步估计进出口总额(亿元)、金融机构(个)、中外资金融机构存款余额(亿元)、中外资金融机构贷款余额(亿元)的增长存在密切的联系。需要在后续得协整检验中进一步检验四个变量间的协整关系。

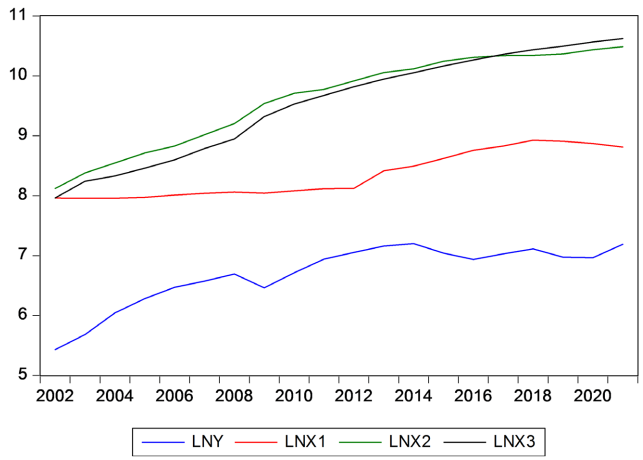

Figure 1. Variable time series diagram
图 1. 变量时间序列图

5.2. 正态性检验

首先做出各个变量得柱状分布图并且做出正态性拟合曲线(图 2)。正态线代表了正态分布的理论曲线，

它具有均值为 μ 和标准差为 σ 的特征。将正态线与柱状图进行比较，可以判断数据分布是否与正态分布相似。当柱状图的分布形状与正态线拟合良好，即柱状图的峰值、尾部和对称性与正态线相似时，表示数据较为接近正态分布。可以看出各个变量与正态线拟合时，存在一定的偏误，没有存在尖峰但是存在厚尾的情况，所以需要用正态性检验即 JB 检验继续分析。

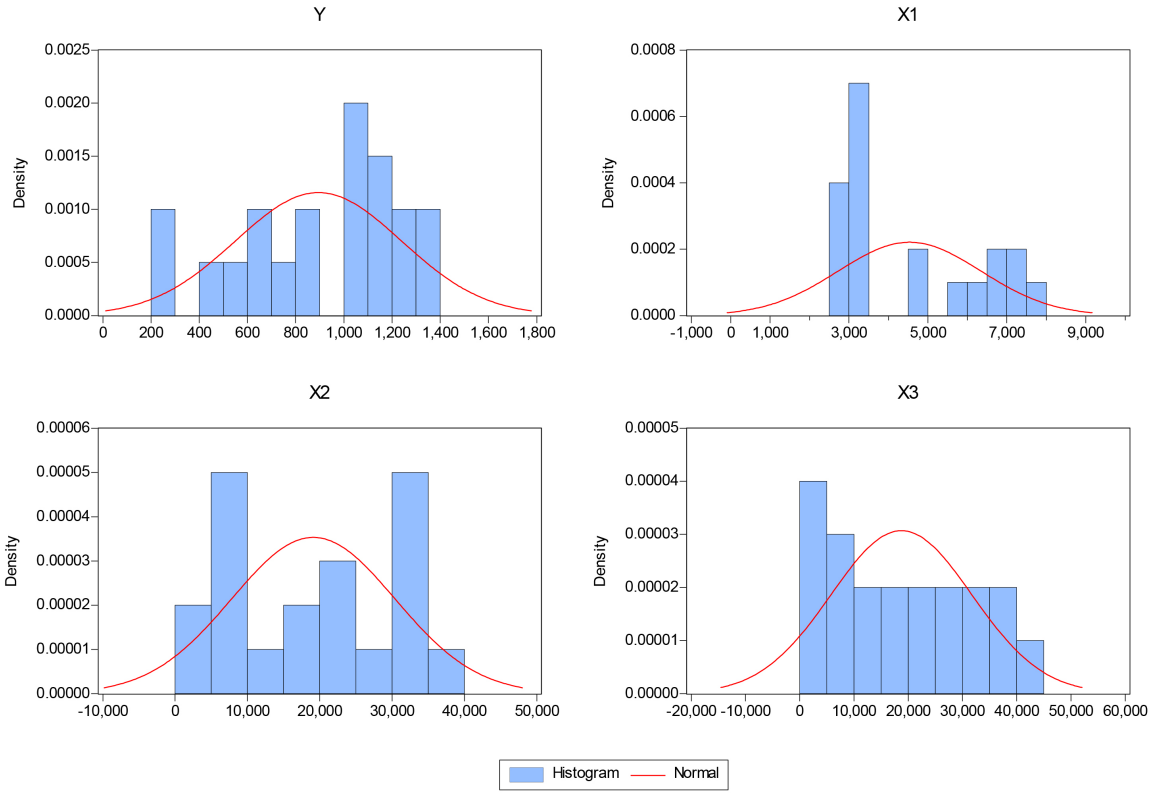

Figure 2. Histogram and normality fitting graphs
图 2. 柱状及正态性拟合图

用 JB 法对样本数据的正态分布进行检验。JB 测试是用来判断一套样品能否被视为正态分布的一种测试。在初始假定条件下，样品按正态分布，将显著程度设置在 5%，JB 检验的 P 值低于 0.05 时，拒绝原假设。相反，JB 检验的 P 值在 0.05 以上时，可以接受原来的假定，而样品则遵循正态分布。以下表格显示了检测的结果。经过测试，进出口总额(亿元)、金融机构(个)、中外资金融机构存款余额(亿元)、中外资金融机构贷款余额(亿元)的 JB 检验都符合原有的假定，且所有的变量都符合正态分布。

5.3. 平稳性检验

研究开始需要先检验变量的平稳性，即 4 个变量进出口总额(亿元)、金融机构(个)、中外资金融机构存款余额(亿元)、中外资金融机构贷款余额(亿元)的对数值进行单位根检验，采用 ADF 检验方法。结果如下表所示。经检验对于进出口总额对数的二阶差分变量：t 统计量值为−4.629006，远小于 1%临界值(−2.717511)。在 1%显著性水平下，可以拒绝原假设，即二阶差分后的进出口总额对数变量是平稳的。同理，发现金融机构对数的二阶差分变量、中外资金融机构存款余额对数的二阶差分变量和中外资金融机构贷款余额(亿元)对数的二阶差分变量对应的伴随概率 P 值均小于 0.01，说明在 1%显著性水平下是平稳的。经检验这一组时间序列数据均为二阶单整，可以进行协整检验。

5.4. 协整检验

Johansen 提出“迹检验”来验证变量间是否存在协整关系。“迹检验”的原假设为协整秩等于 0，即不存在协整关系；而备择假设为协整秩大于 0，即存在协整关系。据此可以进行似然比检验，由于此检验的统计量涉及到矩阵的迹，故称为“迹统计量”。如果接受原假设：协整秩为 0，则认为不存在协整关系。反之，则继续检验是否存在多个协整关系。依此不断进行检验，直到原假设确认协整秩为止。

上述平稳性检验说明各变量对数序列是二阶单整的，经过 Johansen 协整检验后结果如图 3 所示。

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.817145	61.10415	47.85613	0.0018
At most 1 *	0.665241	30.52106	29.79707	0.0412
At most 2	0.378056	10.82285	15.49471	0.2226
At most 3	0.118706	2.274559	3.841466	0.1315

Figure 3. Results of cointegration test
图 3. 协整检验结果图

5.5. 滞后阶判定

要研究进出口总额、金融机构、中外资金融机构存款余额、中外资金融机构贷款余额间的动态关系，本文需要对所有变量构造 VAR 模型。首先要根据 LR 统计量、最终预测误差 FPE 以及 AIC、SC、HQ 信息准则来确定最优滞后阶数。由图 4 可以看出最佳滞后阶数为 1，因此本文初步建立 VAR(1)模型。

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	28.80190	NA	7.47e-07	-2.755767	-2.557906	-2.728484
1	124.2775	137.9092*	1.16e-10*	-11.58639*	-10.59708*	-11.44997*
2	136.0988	11.82133	2.58e-10	-11.12209	-9.341345	-10.87655

Figure 4. Lag order diagram
图 4. 滞后阶数图

稳定的 VAR 模型是进行脉冲响应分析和方差分解的基础，因此有必要对 VAR 模型的稳定性进行检验。如果检验结果存在特征根在单位圆外则表示模型不稳定，如果特征根全部落在单位圆内则说明模型的稳定性良好。由于本文选取了 4 个变量，且最优滞后期为 1 期，因此共有 4 个特征根。对本文建立的 VAR(1)模型进行检验，结果图 5 所示，AR 根图表检验的 4 个特征根的模全在单位圆内，即特征根的模全部小于 1，本文所建立的 VAR(1)模型稳定。

最终得到模型参数估计结果可以建立方程，这些方程描述了变量 LNY、LNX1、LNX2 和 LNX3 之间的动态关系。通过回归系数可以看出，变量 LNY 的当前值受到其过去值的影响，同时受到 LNX1、LNX2 和 LNX3 的过去值的影响。类似地，变量 LNX1、LNX2 和 LNX3 的当前值也受到它们自身的过去值以及 LNY 的过去值的影响。

$$LNY_{(T)} = 0.492*LNY_{(T-1)} - 0.492*LNX1_{(T-1)} - 0.222*LNX2_{(T-1)} + 0.563*LNX3_{(T-1)} + 4.370$$

$$LNX1_{(T)} = 0.035*LNY_{(T-1)} + 0.848*LNX1_{(T-1)} + 0.129*LNX2_{(T-1)} - 0.055*LNX3_{(T-1)} + 0.361$$

$$LNX2_{(T)} = 0.067*LNY_{(T-1)} - 0.074*LNX1_{(T-1)} + 0.887*LNX2_{(T-1)} + 0.019*LNX3_{(T-1)} + 1.189$$

$$LNX3_{(T)} = -0.024*LNY_{(T-1)} + 0.018*LNX1_{(T-1)} + 0.463*LNX2_{(T-1)} + 0.543*LNX3_{(T-1)} + 0.037$$

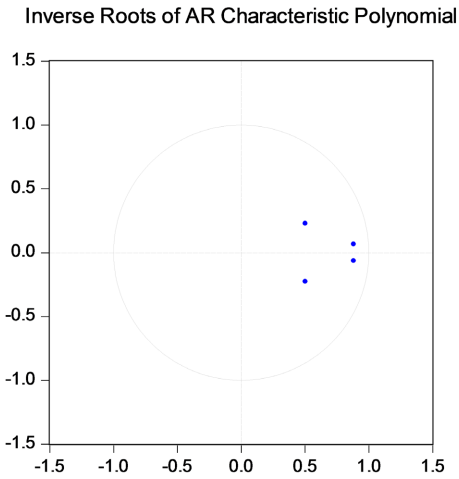

Figure 5. AR root distribution diagram
图 5. AR 根分布图

5.6. 格兰杰因果关系检验

图 6 为格兰杰因果关系检验结果。结果显示：LNX1 与 LNY 的 Granger 因果关系检验，零假设为 LNX1 不是 LNY 的 Granger 因果关系。F 统计量为 0.00544，对应的 P-value 为 0.9421。在 1 个滞后阶数下，LNX1 对 LNY 的 Granger 因果关系不显著。相反的 LNY 与 LNX1 的 Granger 因果关系检验，F 统计量为 5.64543，对应的 P-value 为 0.0303。结果表明，在 1 个滞后阶数下，LNY 对 LNX1 的 Granger 因果关系是显著的。类似地，本文对其他变量之间的 Granger 因果关系进行了类似的检验。

Sample: 2002 2021
Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
LNX1 does not Granger Cause LNY	19	0.00544	0.9421
LNY does not Granger Cause LNX1		5.64543	0.0303
LNX2 does not Granger Cause LNY	19	1.93542	0.1832
LNY does not Granger Cause LNX2		2.17396	0.1598
LNX3 does not Granger Cause LNY	19	1.54340	0.2320
LNY does not Granger Cause LNX3		1.39563	0.2547
LNX2 does not Granger Cause LNX1	19	6.16387	0.0245
LNX1 does not Granger Cause LNX2		2.26947	0.1514
LNX3 does not Granger Cause LNX1	19	5.76457	0.0289
LNX1 does not Granger Cause LNX3		1.41051	0.2523
LNX3 does not Granger Cause LNX2	19	1.74969	0.2045
LNX2 does not Granger Cause LNX3		3.81422	0.0685

Figure 6. Granger causality results
图 6. 格兰杰因果关系结果

最终得到结论为：进出口总额是金融机构数量的格兰杰原因。中外资金融机构存款余额和中外资金融机构贷款余额是金融机构数量的格兰杰原因。可能的原因是：(一) 进出口总额在一定程度上反映了经济的活跃程度和国际贸易的规模。当进出口总额增加时，会带动经济发展和贸易活动的增长，从而需要

更多的金融机构来支持和促进这些活动。因此，进出口总额的增加可能会引起金融机构数量的增加。(二)中外资金融机构存款余额和贷款余额反映了金融机构的资金规模和业务发展。当中外资金融机构的存款余额和贷款余额增加时，说明它们在市场中的活跃度和影响力增强，可能需要增加机构数量以满足需求。这可能是因为更多的存款和贷款需求意味着金融机构需要扩大规模和业务范围，以满足企业和个人的融资需求。

5.7. 脉冲响应

图 7 为脉冲响应结果。对于进出口总额对自身的脉冲响应程度的变化，在第一个期间，进出口总额对自身的冲击程度为 0.109532，为正向响应。然而，在接下来的期间，进出口总额对自身的冲击程度逐渐变为负值，从第三期开始负向的响应。这意味着进出口总额的正向冲击会导致进出口总额的负向变化。在第五期时负向响应达到极值点−0.022625，随后趋于平稳。

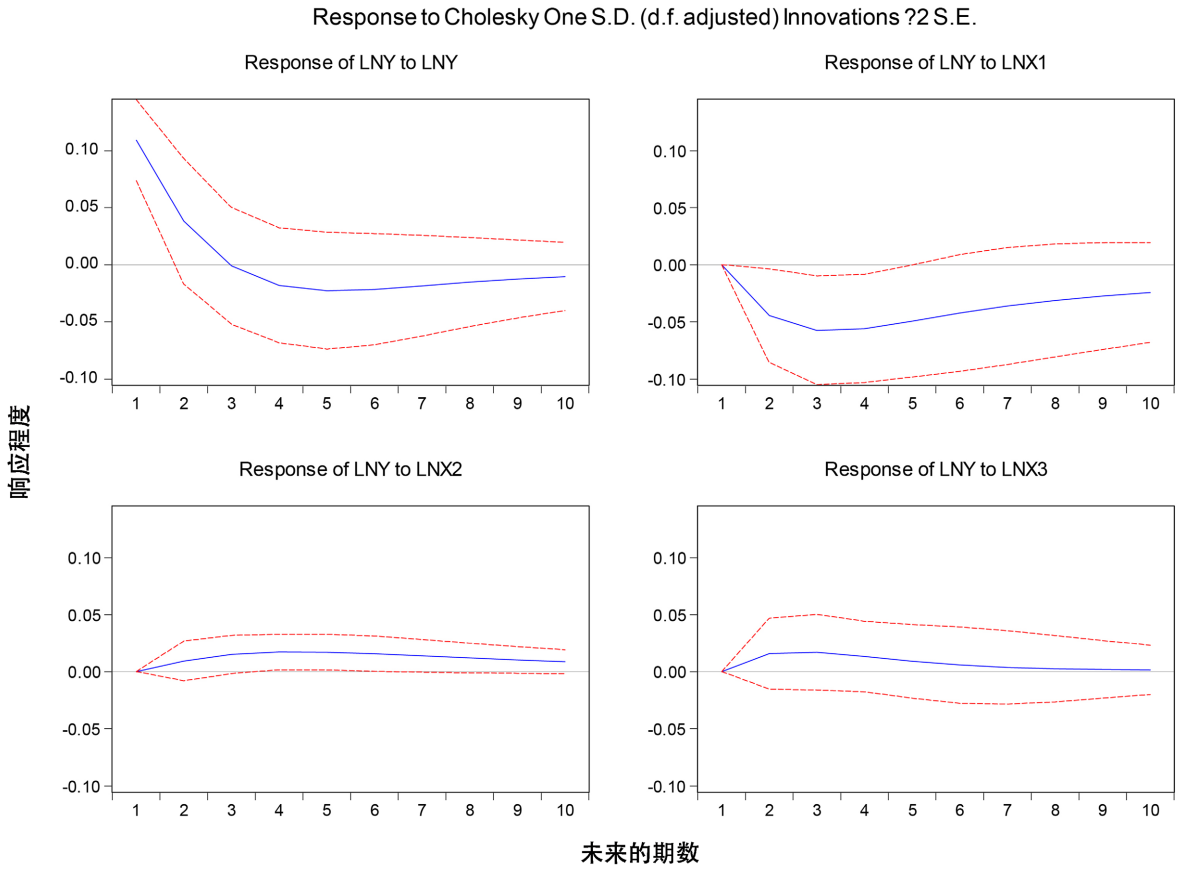

Figure 7. Pulse response results
图 7. 脉冲响应结果

第一期，金融机构数量对进出口总额的冲击程度为 0，表示金融机构数量对进出口总额没有直接的冲击影响。然而，在接下来的期间，本文可以观察到金融机构数量对进出口总额的冲击程度逐渐变为负值，即金融机构数量的冲击会导致进出口总额产生负向的变化。在给定的脉冲响应结果中，金融机构数量对进出口总额的负向响应系数的绝对值在前期逐渐增大，然后在后期逐渐减小。这暗示了金融机构数量对进出口总额的负向影响在一开始时较为强烈，然后逐渐减弱。随着时间的推移，响应程度逐渐收敛于 0。

对于中外资金融机构存款余额，在第一期对进出口总额没有直接的冲击影响(响应系数为 0)。随后中外资金融机构存款余额对进出口总额的冲击程度逐渐增加，且为正值。这意味着中外资金融机构存款余额的增加会对进出口总额产生正向的影响。在给定的脉冲响应结果中，中外资金融机构存款余额对进出口总额的响应系数逐渐增大，第四期为最大值点 0.017281，然后正向响应程度趋近于 0，整体上呈现倒 U 状态。

对于中外资金融机构贷款余额，在第一期对进出口总额没有直接的冲击影响(响应系数为 0)。之后 LNX3 对 LNY 的冲击程度逐渐增加，且为正值，随着时间的推移响应呈现倒 U 状态。表明中外资金机构贷款余额对进出口总额的正向影响在一开始时较小，逐渐增强后趋于稳定，并保持相对稳定的影响程度。

5.8. 方差分解

方差分解是一种用来衡量各个变量对系统整体方差的贡献程度的方法。在 VAR 模型中，方差分解可以理解每个变量对系统波动的影响程度。图 8 为方差分解结果，本文可以得到以下信息。

Period	S.E.	LNY	LNX1	LNX2	LNX3
1	0.109532	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.125651	85.25931	12.58950	0.557258	1.593931
3	0.140039	68.64474	26.97890	1.608536	2.767823
4	0.153393	58.59448	35.73610	2.609833	3.059587
5	0.163839	53.26769	40.36400	3.381151	2.987153
6	0.171361	50.26454	42.95430	3.935376	2.845777
7	0.176673	48.37096	44.58638	4.320182	2.722480
8	0.180478	47.05989	45.72995	4.580573	2.629594
9	0.183270	46.09788	46.58759	4.752843	2.561689
10	0.185363	45.37082	47.25289	4.864359	2.511931

Cholesky Ordering: LNY LNX1 LNX2 LNX3

Figure 8. Variance decomposition results
图 8. 方差分解结果

对于变量 LNY (进出口总额)，在第 1 个期间，它的方差完全由自身决定，贡献率为 100%。随着时间的推移，LNY 的方差逐渐减少到 45.37%，而其他变量的方差逐渐增加。变量 LNX1 (金融机构数量)对系统波动的贡献率逐渐增加，从第 1 个期间的 0%逐渐增加到第 10 个期间的 47.25%。这表明金融机构数量的变化对整个系统的波动起着越来越重要的作用。变量 LNX2 (中外资金融机构存款余额)和 LNX3 (中外资金融机构贷款余额)对系统波动的贡献率相对较小，从第 1 个期间开始就较低，并且在第 10 个期间仍然保持较低水平，贡献率均没有超过 5%。

可能的原因如下：

(一) 在初始阶段，进出口总额的波动可能对整个系统产生较大的影响，因为进出口贸易是经济活动的重要指标，受到多个因素的影响，如全球经济状况、贸易政策等。随着时间的推移，经济体可能逐渐适应外部环境的变化，进出口总额的波动性减少，因此其贡献率降低。

(二) 金融机构数量的变化对系统波动的影响越来越显著。这可能是由于金融机构在经济中的重要性增加。金融机构数量的变化可以反映金融市场的发展和活跃程度，对信贷供给、资金流动等方面产生影响。当金融机构数量增加时，金融市场更加活跃，资金流动更加频繁，可能引起整个系统的波动。因此，随着金融机构数量的增加，其对系统波动的贡献率也增加。

(三) 中外资金融机构存款余额和贷款余额相对稳定，波动性较小。这些资金往往用于长期投资和贷款，相对较为固定，不太容易受到短期经济波动的影响。因此，尽管它们在金融体系中起着重要的角色，但对整个系统的波动影响相对较小[8]。

6. 结论与建议

根据以上的分析本文得到如下结论：

(一) 进出口总额、金融机构、中外资金融机构存款余额、中外资金融机构贷款余额的增长存在长期的协整关系。并且各自的时间序列数据二阶单整，并且服从正态分布。

(二) 最佳滞后阶数为 1，本文建立 VAR(1)模型。进出口总额是金融机构数量的格兰杰原因。中外资金融机构存款余额和中外资金融机构贷款余额是金融机构数量的格兰杰原因。

(三) 进出口总额对自身的脉冲响应程度在第一个期间为正向响应(0.109532)，但随后逐渐变为负向响应。在第五期达到负向响应的极值点(−0.022625)，然后趋于平稳。

(四) 金融机构数量对进出口总额的冲击程度逐渐变为负向响应。在给定的脉冲响应结果中，金融机构数量对进出口总额的负向响应系数的绝对值在前期逐渐增大，然后在后期逐渐减小。这表明金融机构数量对进出口总额的负向影响在一开始时较为强烈，然后逐渐减弱，直至趋近于 0。

(五) 中外资金融机构存款余额对进出口总额的冲击程度呈倒 U 型趋势。起初，中外资金融机构存款余额对进出口总额的冲击程度较小，随后逐渐增加，达到最大值(0.017281)后又趋于稳定，整体呈现倒 U 状态。

(六) 中外资金融机构贷款余额对进出口总额的冲击程度也呈倒 U 型趋势。初始阶段，中外资金融机构贷款余额对进出口总额的冲击程度较小，随着时间的推移逐渐增强，然后趋于稳定，保持相对稳定的影响程度。

(七) 对于进出口总额，在第 1 个期间，它的方差完全由自身决定，贡献率为 100%。随着时间的推移，LNY 的方差逐渐减少到 45.37%，而其他变量的方差逐渐增加。金融机构数量对系统波动的贡献率逐渐增加，从第 1 个期间的 0%逐渐增加到第 10 个期间的 47.25%。这表明金融机构数量的变化对整个系统的波动起着越来越重要的作用。变量中外资金融机构存款余额和中外资金融机构贷款余额对系统波动的贡献率相对较小，从第 1 个期间开始就较低，并且在第 10 个期间仍然保持较低水平，贡献率均没有超过 5%。

根据以上分析的结论，可以给出以下政策建议：

(一) 强化金融机构监管和风险管理：考虑到金融机构数量对进出口总额的负向影响以及其在系统波动中的重要性，政府应加强对金融机构的监管力度，确保金融体系的稳定和可持续发展。同时，需要加强风险管理，防范金融机构可能带来的不利影响。

(二) 促进中外资金融机构的平衡发展：考虑到中外资金融机构存款余额和贷款余额对进出口总额的影响相对较小，政府可以采取措施鼓励中外资金融机构平衡发展，提高其对进出口总额的贡献。这可以包括提供更多的支持政策、创造更好的营商环境以及加强合作与交流等方面的努力。

(三) 优化进出口政策和贸易环境：考虑到进出口总额对自身的脉冲响应呈现负向趋势，政府可以采取措施优化进出口政策和贸易环境，促进进出口贸易的增长。这可能包括减少贸易壁垒、提供更多的贸易便利化措施、加强与其他国家的经贸合作等，以刺激进出口总额的增长[9]。

(四) 维护经济稳定和可持续发展：考虑到不同变量对系统波动的贡献率的变化，政府应保持经济的稳定和可持续发展，以降低整个系统的波动性并提高各变量之间的均衡性。这可以通过采取适当的货币政策、财政政策和结构性改革等措施来实现。

参考文献

[1] 丁益, 凌峰. 安徽省对外贸易对经济的增长影响分析[J]. 商业观察, 2022(29): 66-69.

[2] 陈丽, 童林. 老龄化视域下对外贸易对卫生经济增长的影响——评《出口贸易对经济增长的影响》[J]. 国际贸易,

2021(12): 98.

[3] 吴雯雯. 广东省对外贸易对经济高质量发展影响研究——基于ARDL模型的检验[J]. 特区经济, 2021(12): 81-89.

[4] 励利, 田荣富, 尹玉刚. 对外贸易对经济增长的影响研究——基于动态面板数据系统GMM估计[J]. 商业经济研究, 2020(5): 131-134.

[5] 吴东晟, 余鲁, 杨宜平. 中国对外贸易对经济增长的影响——基于改进的两阶段面板数据分位数回归[J]. 数理统计与管理, 2019(4): 571-579.

[6] 王美霞, 卢垚宇. 国对外贸易影响因素的计量经济学分析[J]. 榆林学院学报, 2023(2): 85-90.

[7] 王瑛, 李舒婷. 中国对外贸易韧性测度与影响因素研究[J]. 北方民族大学学报, 2022(6): 127-136.

[8] 杨东旭, 张茜. 长江经济带入境旅游与对外贸易的时空耦合特征及影响因素研究——基于空间杜宾模型[J]. 天津商业大学学报, 2022(4): 38-45.

[9] 努娜木·吐尔逊买买提. 中国西北地区农产品出口贸易影响因素研究[D]: [硕士学位论文]. 乌鲁木齐: 新疆师范大学, 2022.