Statistics and Application 统计学与应用, 2025, 14(8), 209-217
Published Online August 2025 in Hans. https://www.hanspub.org/journal/sa
https://doi.org/10.12677/sa.2025.148228

Hans汉斯

我国国家财政收入与支出序列分析

兰亦欣，马嘉祎*，乔　舰

中国矿业大学(北京)理学院，北京

收稿日期：2025年7月14日；录用日期：2025年8月4日；发布日期：2025年8月18日

摘　要

本文以1980~2024年我国国家财政收支序列为研究对象，系统剖析了二者之间的动态关联。首先，单位根检验表明我国财政收支对数序列均为1阶单整时序，Engle-Granger协整检验证实二者存在长期均衡关系；然后，协整模型表明我国财政收支具有稳定的正向关联，接着基于协整模型对我国财政支出序列进行短期预测，并与单变量财政支出序列的预测进行了对比；接着，通过误差修正模型分析了短期调整机理，发现短期波动会以0.606的调整速度回归长期均衡；最后，格兰杰因果检验表明我国财政收入对数序列的增量对财政支出序列的增量具有单向预测能力，这一发现为理解我国财政收支动态关系提供了新的实证依据。

关键词

财政收支，协整模型，误差修正模型，格兰杰因果关系

Analysis of China’s National Fiscal Revenue and Expenditure Series

Yixin Lan, Jiayi Ma*, Jian Qiao

School of Science, China University of Mining and Technology-Beijing, Beijing

Received: Jul. 14th, 2025; accepted: Aug. 4th, 2025; published: Aug. 18th, 2025

Abstract

This paper takes China’s National Fiscal Revenue and Expenditure Series in 1980~2024 as the object of research, and systematically analyzes the dynamic correlation between the two. Firstly, the unit root test shows that the logarithmic series of China’s fiscal revenues and expenditures are all order 1 single-integrated time series, and the Engle-Granger cointegration test confirms that there is a long-run equilibrium relationship between the two; then, the cointegration model shows that China’s fiscal revenues and expenditures are stably and positively correlated, and then short-term forecasts are

*通讯作者。

文章引用: 兰亦欣, 马嘉祎, 乔舰. 我国国家财政收入与支出序列分析[J]. 统计学与应用, 2025, 14(8): 209-217.
DOI: 10.12677/sa.2025.148228

made for the sequence of China's fiscal expenditures based on the cointegration model, which is contrasted with that for the sequence of univariate fiscal expenditures; then, the short-term adjustment mechanism is analyzed through the error correction model, and it is found that the short-term fluctuations will return to the long-term equilibrium with an adjustment speed of 0.606; finally, the Granger causality test indicates that the increment of the logarithmic sequence of China's fiscal revenue has a one-way predictive power over the increment of the fiscal expenditure sequence. This finding provides new empirical evidence for understanding the dynamic relationship between fiscal revenue and expenditure in China.

Keywords

Fiscal Revenue and Expenditure, Cointegration Model, Error Correction Model, Granger Causality

Copyright © 2025 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

财政是国家治理的基础与重要支柱，财政收入与支出的动态关系，深刻影响着宏观经济运行、资源配置及政策导向。1980 年后，我国经济体制改革持续深化，财政体制从包干制向分税制推进，财政收支规模、结构随时代发展显著变革。研究 1980~2024 年财政收支序列，对理清我国经济发展脉络、预判财政趋势意义重大。

本文运用现代时间序列分析方法，系统考察 1980~2024 年间我国财政收入与支出序列的统计特性，通过构建协整模型揭示其长期均衡关系，建立误差修正模型分析短期波动机制，并运用格兰杰因果检验明确二者的因果关系，这一发现为深入理解我国财政运行规律提供了重要的实证支持。

2. 数据来源及预处理

数据来自国家统计局官网，选取 1980~2024 年我国财政收入与财政支出序列作为研究对象。原始序列时序图如图 1 所示，收入(income)与支出(export)序列显然都是非平稳的。考虑对原始数据进行对数变换，分别记为 *lin* 与 *lex*，时序图如图 2 所示，可见两时序仍非平稳，但它们变化趋势几乎一致且相互交错，初步判定相应时序间可能存在长期稳定的均衡关系，即它们的某种线性组合可能是平稳的，考虑构建协整模型。

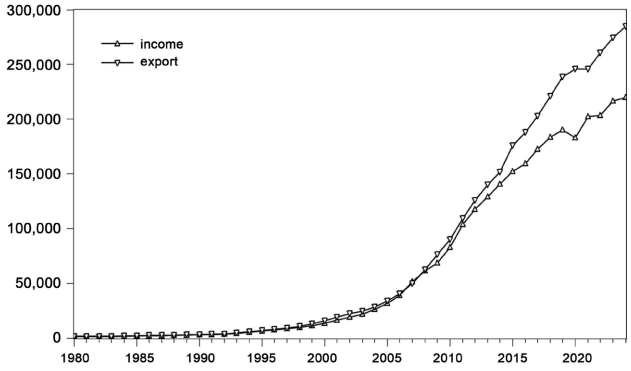


Figure 1. Raw sequence timing diagram
图 1. 原始序列时序图

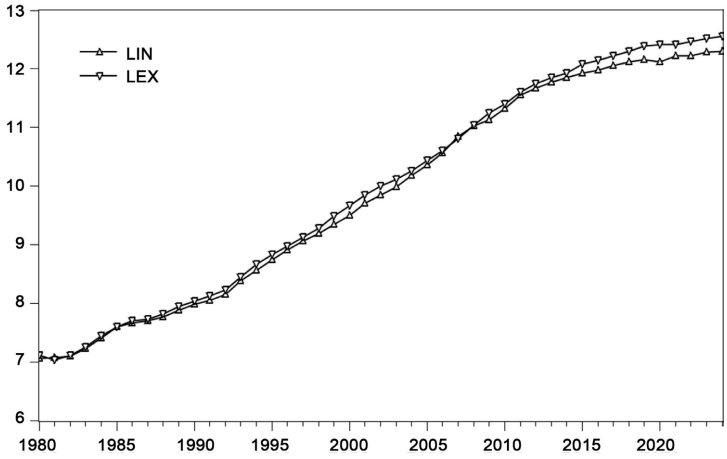


Figure 2. Log-transformed timing diagram
图 2. 对数变换后时序图

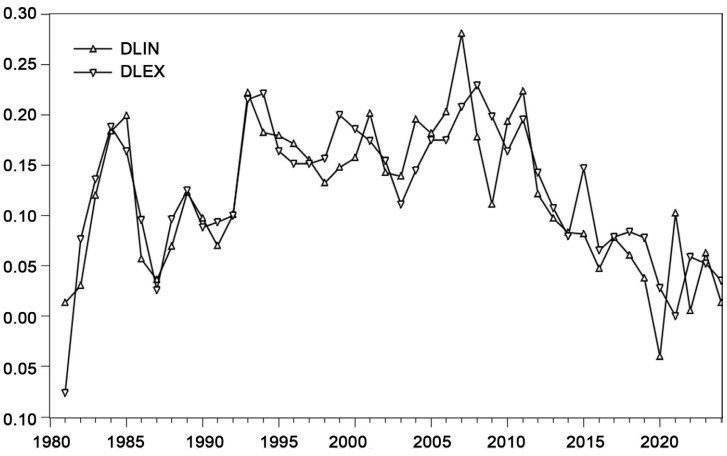


Figure 3. Timing diagram after first-order differencing
图 3. 一阶差分后时序图

3. 协整模型的构建与预测

进行 EG 检验之前，首先需要确认两序列是否为同阶单整[1]。对 *lin*、*lex* 两序列分别进行一阶差分，结果如图 3 所示，相应的单位根检验结果如表 1 所示，可见一阶差分后的两序列是平稳的，即两序列都是 1 阶单整时序。

Table 1. Unit root test results after 1st order differencing
表 1. 1 阶差分后单位根检验结果

序列	模式	t-Statistic	*P* 值
D(*lin*)	Intercept	−3.0557	0.0377
D(*lex*)	Intercept	−3.6420	0.0088

以对数支出序列为因变量，对数收入序列为自变量构建回归模型，拟合结果如表 2，两者线性关系明显。

Table 2. Regression model fitting results
表 2. 回归模型拟合结果

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	*P*值
C	1.0231	0.1590	6.4355	0.0000
LIN	0.8504	0.0233	36.4643	0.0000
t	0.0250	0.0033	7.6542	0.0000

Table 3. Regression model residual unit root test results
表 3. 回归模型残差单位根检验结果

	t-Statistic	*P*值
ADF test statistic	−4.4422	0.0000
Critical values: 1% level	−2.6186	
5% level	−1.9485	
10% level	−1.6121	

表 3 给出了回归模型对应残差单位根检验，检验统计量样本实现值 $\tau=-4.4422$。鉴于本研究回归模型含常数项与趋势项，且时序个数 $N=2$，样本容量 $T=45$，可知显著性水平 0.05 下的临界值 $C(0.05)=-3.9977$ [2]。由 $\tau<C(0.05)$，拒绝原假设，说明对数收支序列间存在协整关系。

残差序列的(偏)自相关函数如图 4，自相关函数与偏自相关函数均呈现出拖尾特征，尝试对残差序列构建 ARMA(p,q)模型，设置最大 $p=12, q=17$，在此范围内逐个进行模型检验(模型的有效性检验、参数的显著性检验以及平稳可逆性检验)，最终拟合结果如表 4 所示，通过检验的模型的比较如表 5 所示。

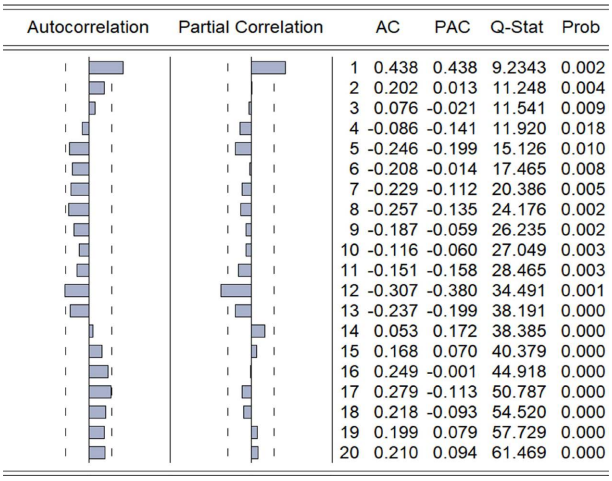


Figure 4. Plot of residual series (biased) autocorrelation function differencing
图 4. 残差序列(偏)自相关函数图

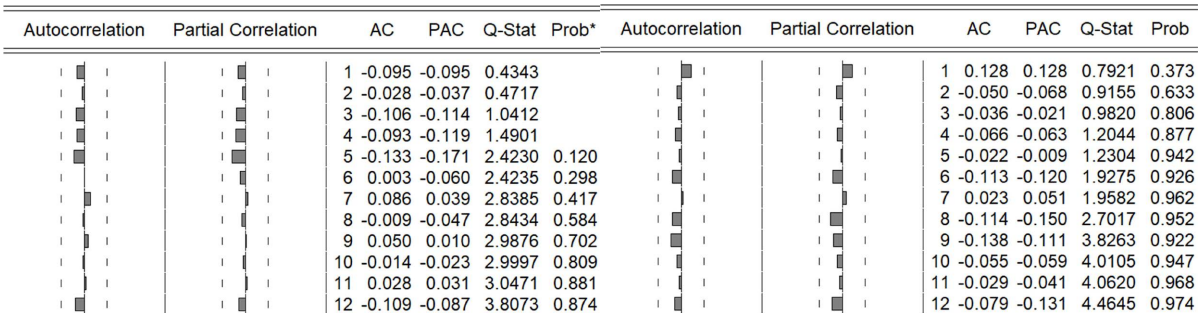
Table 4. Model test results
表 4. 模型检验结果

AR \ MA	0	1	12	17
0	×	MA(1)	×	×
1	AR(1)	×	×	ARMA(1, (12, 17))
12	AR(1, 5, 7, 12)	×	×	×

Table 5. Model comparison results
表 5. 模型比较结果

模型 \ 准则	AIC	BIC	HQC
MA(1)	−3.7707	−3.5610	−3.6959
AR(1)	−3.8049	−3.6042	−3.7301
AR(1, 5, 7, 12)	−4.0114	−3.7202	−3.9217
ARMA(1, (12, 17))	−3.8835	−3.6024	−3.7787

由表 5 可知在三种准则下 AR(1, 5, 7, 12)模型占优，故为最终选择。该模型残差序列以及残差平方序列的(偏)自相关函数如图 5 所示，可见残差序列经 Ljung-Box 检验，滞后各期 P 值均不显著，残差为白噪声序列，说明模型有效；并且残差序列经 Portmantea-Q 检验，滞后各期 P 值也不显著，说明残差平方序列间无短期自相关性，无需考虑异方差模型。



(a) (b)

Figure 5. Model residual series (left panel) and residual squared series (right panel) (biased) autocorrelation function
图 5. 模型残差序列(左图)与残差平方序列(右图) (偏)自相关函数

综上，最终的协整模型为：

$$\ln(\text{export}) = 1.0505 + 0.0257t + 0.8460\ln(\text{income}) + \frac{\varepsilon_t}{1 - 0.2689B + 0.3787B^5 + 0.3242B^7 + 0.5294B^{12}}, \sigma_\varepsilon^2 = 0.0006.$$

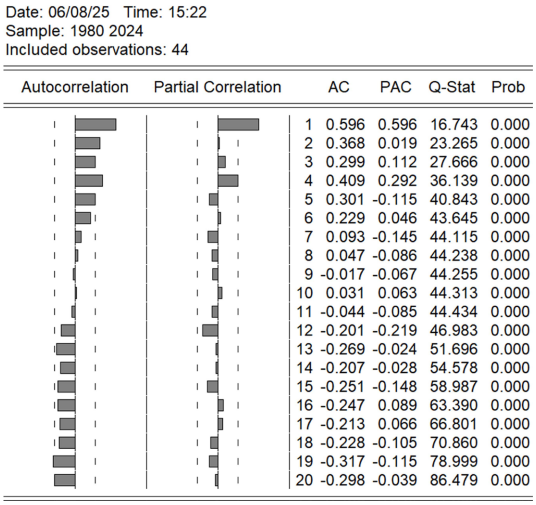
接下来基于以上协整模型对支出序列将来取值进行预测。先对 *lin* 序列进行一阶差分，得到(偏)自相关函数如图 6 所示，自相关函数明显拖尾，偏自相关函数虽在第 4 期之后全部落入两倍标准差之内，但仍存在些许波动，考虑构建 ARMA(p, q)模型，初步设置最大 $p = 4, q = 5$，逐个对拟合后模型进行检验，所得结果如表 6 所示，通过检验的模型的比较如表 7 所示。

尽管在 BIC 准则下，AR(1)优于 ARMA((2, 4), 1)，但在 AIC，HQC 准则下，均是 ARMA((2, 4), 1)最优，因此，最终构建的 ARIMA 模型为：

$$\left(1 - 0.4467B^2 - 0.4510B^4\right)\nabla\ln(\text{income}) = (1 + 0.7530B)\varepsilon_t, \sigma_\varepsilon^2 = 0.0025.$$

基于上述模型进行未来 3 年预测，所得结果如图 7 所示。

基于上述财政收入序列预测，及前面所构建的协整模型，可得到因变量的预测值，进一步通过指数变换，可得到财政支出的预测值与 95%的置信区间，如图 8 所示。同样地，可对因变量进行 ARIMA 模型预测，所得到的结果如图 9 所示。



	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.596	0.596	16.743	0.000
2	0.368	0.019	23.265	0.000
3	0.299	0.112	27.666	0.000
4	0.409	0.292	36.139	0.000
5	0.301	-0.115	40.843	0.000
6	0.229	0.046	43.645	0.000
7	0.093	-0.145	44.115	0.000
8	0.047	-0.086	44.238	0.000
9	-0.017	-0.067	44.255	0.000
10	0.031	0.063	44.313	0.000
11	-0.044	-0.085	44.434	0.000
12	-0.201	-0.219	46.983	0.000
13	-0.269	-0.024	51.696	0.000
14	-0.207	-0.028	54.578	0.000
15	-0.251	-0.148	58.987	0.000
16	-0.247	0.089	63.390	0.000
17	-0.213	0.066	66.801	0.000
18	-0.228	-0.105	70.860	0.000
19	-0.317	-0.115	78.999	0.000
20	-0.298	-0.039	86.479	0.000

Figure 6. Plot of the first-order differential (biased) auto-correlation function of the dependent variable
图 6. 自变量一阶差分(偏)自相关函数图

Table 6. Model test results
表 6. 模型检验结果

AR \ MA	0	1	2	3	4	5
0	×	×	MA(2)	×	×	×
1	AR(1)	×	×	×	×	×
4	×	ARMA((2, 4), 1)	×	×	×	×

Table 7. Model comparison results
表 7. 模型比较结果

模型 \ 准则	AIC	BIC	HQC
AR(1)	−2.8470	−2.7253	−2.8019
MA(2)	−2.7738	−2.6116	−2.7137
ARMA((2, 4), 1)	−2.9006	−2.6979	−2.8254

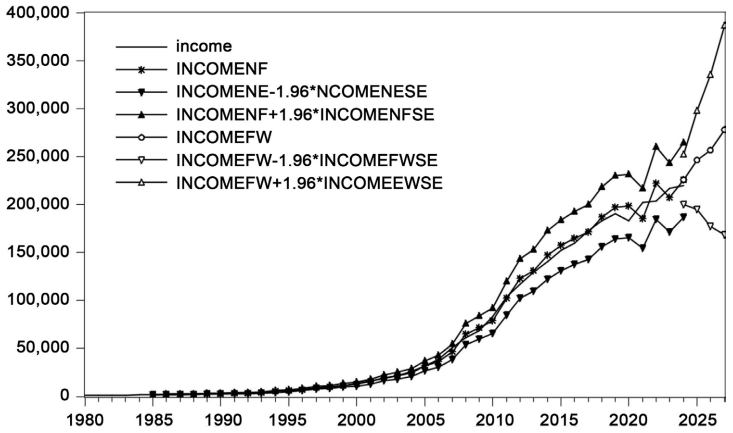


Figure 7. Fiscal revenue forecast based on ARIMA((2, 4), 1, 1) model
图 7. 基于 ARIMA((2, 4), 1, 1)模型的财政收入预测图

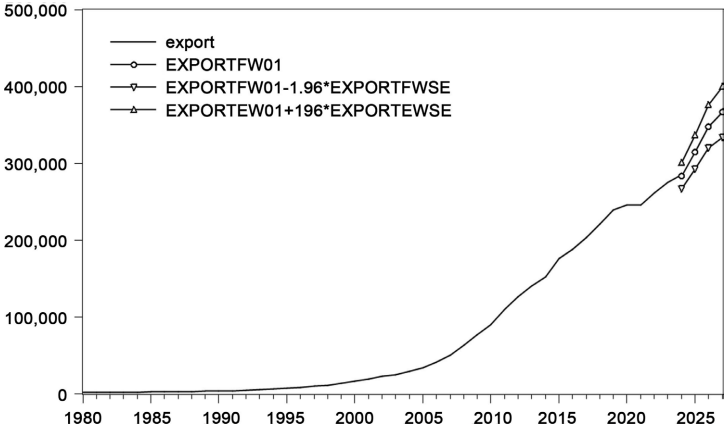


Figure 8. Graph showing the results of fiscal expenditure forecasts based on the cointegration model
图 8. 基于协整模型得出的财政支出预测结果图

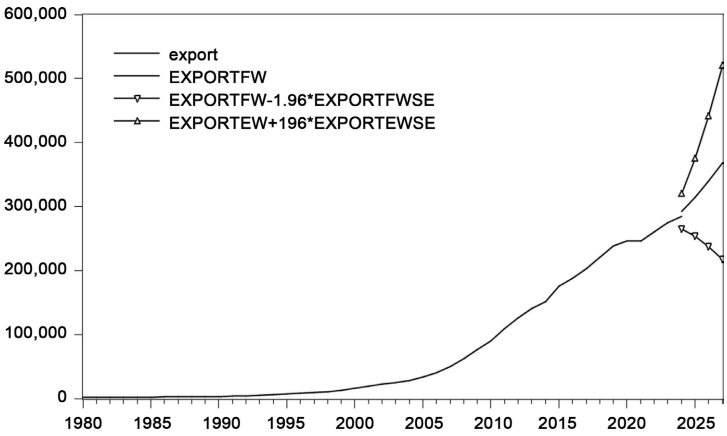


Figure 9. Fiscal expenditure forecast results based on ARIMA(1, 1, 0)
图 9. 基于 ARIMA(1, 1, 0)得出的财政支出预测结果图

可以看出，尽管预测结果走势大致相同，但是协整模型所得出的预测区间更窄，拟合精度更高，效果更稳定，简而言之，加入了财政收入序列的信息后，对财政支出有了一个更好的预测效果。

4. 误差修正模型

接下来通过误差修正模型来解释财政收支序列间的短期波动。误差修正模型拟合结果如表 8 所示。

Table 8. ECM model estimation results
表 8. ECM 模型估计结果

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	*P* 值
DLOG (INCOME)	0.7155	0.0658	10.8806	0.0000
C	0.0388	0.0090	4.2893	0.0001
ECM(−1)	−0.6060	0.1243	−4.8733	0.0000

相应误差修正模型可表示为：

$$\nabla lex_t = 0.7155\nabla lin_t + 0.0388 - 0.6060ECM_{t-1} + \varepsilon_t$$

其中，$ECM_{t-1} = lex_{t-1} - 0.8504lin_{t-1} - 1.0231 - 0.0250(t-1)$。

误差修正模型显示，我国财政收入当期波动对财政支出当期波动有显著性影响，上期误差修正项对当期波动也影响显著。从长期视角来看，财政收支存在含趋势的长期均衡关系，收入增长是支出增长的基础，弹性为 0.7155，即收入对数增加 1 个单位，支出对数长期均衡增加 0.7155 个单位，且随时间推移，收支规模呈系统性扩张趋势(年增长 2.50%)。从短期视角来看，收支短期正向联动紧密(收入波动直接传导至支出)，但短期波动会偏离长期均衡，不过误差修正机制会以 60.6%的速度强制回归均衡[3] (避免偏离失控，保障财政可持续性)。这种负向调整，意味着收入与支出之间存在稳定的长期均衡关系，且市场对偏离均衡的反应速度较快。

因此对于经济政策制定者来说，长期需关注收支弹性与趋势，避免收入增长乏力导致支出失衡；短期可利用误差修正机制，通过调节收入或支出(如税收、转移支付)快速纠偏，稳定财政运行。

5. 格兰杰因果关系检验

格兰杰因果检验的一个前提是两个时序必须是平稳的。本文中对数财政收支序列均为 1 阶单整时序，即时序 ∇lin_t 与 ∇lex_t 都是平稳时序，故对 ∇lin_t 与 ∇lex_t 在不同滞后期数下进行格兰杰因果检验，结果如表 9 所示。

Table 9. Results of Granger causality test (the data in the table are hypothesis test *P*-values)
表 9. 格兰杰因果关系检验结果(表中数据为假设检验 *P* 值)

滞后期数 / 原假设	2	3	4	5	6
∇lex_t does not Granger Cause ∇lin_t	0.0984	0.1830	0.0642	0.1379	0.3845
∇lin_t does not Granger Cause ∇lex_t	0.0183	0.0074	0.0000	0.0003	0.0014

在给定显著性水平 0.05 下，拒绝“对数财政收入增量不是对数财政支出增量的格兰杰原因”的原假设，而“对数财政支出增量不是对数财政收入增量的格兰杰原因”这一原假设无法被拒绝，说明 ∇lin_t 与 ∇lex_t 之间存在单向的因果关系，即对数财政收入增量的历史值对对数财政支出增量的当前及将来取值具有预测能力，但对数支出增量却不具备对对数收入增量现在取值的预测能力。这与误差修正模型中的分析是一致的，符合“以收定支”的财政管理逻辑[4]。因此，可以认为对数财政收入增量是对数财政支出增量的格兰杰原因。

6. 结论与建议

综上，本研究通过建立协整–误差修正模型，实证分析了 1980~2024 年我国国家财政收支序列间的统计关系，并通过格兰杰因果关系检验揭示了二者在统计层面的因果关系。研究发现，财政收支数据呈现出“量入为出”的基本特征，这一发现与既有财政管理实践具有一致性。需要说明的是，这种统计关系可能反映了多重政策逻辑的共同作用，包括但不限于预算约束机制、财政纪律要求等。研究结果为理解我国财政运行规律提供了新的经验证据，未来研究可进一步结合制度背景和政策文本，深入探讨统计关系背后的政策传导机制。随着国家治理体系现代化进程的推进，财政收支关系的动态演变值得持续关注。

基于本文研究发现的财政支出与财政收入协整关系，建议政策制定者在尊重统计规律的基础上，通

过制度创新(如构建跨周期预算平衡机制[5])和技术赋能(如财政大数据预测[6]),实现财政政策从“被动平衡”向“主动引导”的转变,同时需警惕债务规模对长期均衡关系的潜在扰动,在维持支出与收入动态适配的基础上,推动财政可持续性与国家治理效能的协同提升。

基金项目

中国矿业大学(北京)教改项目:高等数学教学中辅以软件实现的教学实践(J250704)。

参考文献

[1] 李子奈, 潘文卿. 计量经济学[M]. 北京: 高等教育出版社, 2010.

[2] 乔舰, 彭夏. 应用时间序列分析实验导学[M]. 北京: 应急管理出版社, 2023: 342-343.

[3] 杰弗里·M·伍德里奇. 计量经济学导论: 现代观点[M]. 第 6 版. 费剑平, 林相森, 等, 译. 北京: 中国人民大学出版社, 2019.

[4] 袁振宇, 朱青, 沈伟基, 刘肖原. 财政与信贷自学指导[M]. 北京: 北京经济学院出版社, 1991.

[5] 中国财政部预算司. 国务院关于深化预算管理制度改革的决定(国发〔2014〕45 号) (摘录) [EB/OL]. http://yss.mof.gov.cn/zhuantilanmu/dfzgl/zcfg/201701/t20170125_2527454.htm, 2017-01-25.

[6] 谢波峰. 基于大数据的税收经济分析和预测探索[J]. 大数据, 2017(5): 15-24.