

河北省对外贸易、现代物流和经济发展关系研究

张 丛

贵州大学经济学院, 贵州 贵阳

收稿日期: 2024年7月19日; 录用日期: 2024年10月30日; 发布日期: 2024年11月6日

摘 要

本文研究探讨了河北省对外贸易、现代物流与经济发展之间的关系, 利用1993年至2022年的有关数据, 通过协整检验、格兰杰因果检验和VAR模型等方法, 揭示了进口总额、出口总额、货物周转量与地区生产总值之间的动态关系。结果表明, 河北省的对外贸易、现代物流与经济增长之间存在长期且稳定的协整关系, 对外贸易和现代物流对经济增长具有显著的促进作用, 其中进口贸易对现代物流和经济增长的影响尤为显著。

关键词

对外贸易, 现代物流, 经济增长, 格兰杰因果检验

Research on the Relationship between Foreign Trade, Modern Logistics, and Economic Development in Hebei Province

Cong Zhang

School of Economics, Guizhou University, Guiyang Guizhou

Received: Jul. 19th, 2024; accepted: Oct. 30th, 2024; published: Nov. 6th, 2024

Abstract

The article explores the relationship between foreign trade, modern logistics, and economic development in Hebei Province. Using data from 1993 to 2022, the dynamic relationship between total imports, total exports, goods turnover, and regional GDP is revealed through cointegration tests,

文章引用: 张丛. 河北省对外贸易、现代物流和经济发展关系研究[J]. 电子商务评论, 2024, 13(4): 1557-1566.

DOI: 10.12677/ecl.2024.1341307

Granger causality tests, and VAR models. The results indicate that there is a long-term and stable cointegration relationship between foreign trade, modern logistics, and economic growth in Hebei Province. Foreign trade and modern logistics have a significant promoting effect on economic growth, with import trade having a particularly significant impact on modern logistics and economic growth.

Keywords

Foreign Trade, Modern Logistics, Economic Growth, Granger Causality Test

Copyright © 2024 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

在全球经济一体化的背景下，对外贸易和现代物流作为经济发展的重要引擎，日益受到各国和地区的关注。河北省，作为中国重要的经济大省，其对外贸易和现代物流的发展在推动经济增长中发挥了重要作用。然而，随着国际经济环境的变化和国内经济结构的调整，如何有效地提升对外贸易和现代物流的水平，进而促进区域经济的高质量发展，成为亟待研究的课题。

本文研究聚焦于河北省 1993 年至 2022 年间的对外贸易、现代物流和经济发展的关系。通过对进口总额、出口总额、货物周转量和地区生产总值等关键变量的实证分析，揭示了三者之间的动态关系和相互作用机制。实证结果表明，河北省的对外贸易、现代物流与经济增长之间存在长期且稳定的协整关系，且对外贸易和现代物流对经济增长具有显著的促进作用。其中，进口贸易对现代物流和经济增长的作用尤为突出，而出口贸易则对经济增长的影响更为持久。

本文的创新性在于将河北省 1993~2022 年经济增长、对外贸易和现代物流的数据纳入同一模型，通过 VAR 模型和 Granger 因果检验揭示三者的长期协整关系和双向因果关系。研究结果不仅有助于厘清河北省对外贸易和现代物流在经济发展中的地位和作用，还为其他地区探索经济高质量发展的路径提供了借鉴和参考。通过进一步优化对外贸易结构、提升物流效率、深化产业协同发展，河北省有望实现更高水平的经济增长和更强的国际竞争力。

2. 文献综述

一是经济增长和对外贸易之间的关系研究。左静怡和李文芳(2022)运用 VAR 模型研究江苏省外贸对经济发展的影响，结果显示：江苏省外贸对当地经济发展具有促进作用，且出口贸易促进作用更加显著，而进口贸易对经济增长的拉动还有进一步提升的空间[1]。张树艳和李冉(2024)通过实证研究了广东省的对外贸易与经济增长的现状，发现进出口总额、进口和出口额与经济增长之间是单向因果关系[2]。朱子尧(2022)按照地区划分研究贸易对经济增长影响，发现东部地区出口贸易影响最大，西部地区进口贸易影响最大[3]。

二是对外贸易和现代物流之间的关系研究。霍惠惠(2018)发现深圳市现代物流业的发展可以在一定程度上提高其进出口贸易的水平[4]。郭湖斌等(2018)研究发现我国现代物流业与对外贸易存在长期稳定的协同发展关系。杨维霞(2022)采用耦合协调模型研究表明中西部地区现代物流与对外贸易的耦合状态及协调度不断优化[5]。

三是现代物流与经济增长之间的关系研究。刘琪和索馨(2020)研究发现武汉市现代物流业的发展与GDP增长之间存在长期协整关系[6]。王明严和巫世珍(2022)研究发现海南省物流业发展水平对区域经济增长具有一定的拉动作用[7]。李凤娇(2022)通过实证分析发现江苏省现代物流业对经济增长产生显著正向影响[8]。张毅晨等(2023)研究发现交通运输能力的提高对成渝地区双城经济圈整体具有显著的促进作用[9]。

总体来看,国内学者对经济增长、现代物流和对外贸易两两之间的相互关系有较多的研究,得出的结论也因地或因时而异,而对三者之间的相互影响研究得比较少。因此,本文基于河北省1993年至2022年的时间序列数据,将经济增长、对外贸易和现代物流三个指标纳入同一个模型进行分析,填补了关于河北地区没有类似实证研究的空白。

3. 理论基础

英国学者罗伯特逊提出了“对外贸易是经济增长发动机”的理论。随后,经济学家迈尔指出,出口增加会带动进口增长,而进口中的资本品在经济发展中起着重要作用,有助于优化资源配置和提高社会生产率,从而促进经济发展。对外贸易的发展规模和速度是现代物流发展的基础,保证了物流量,并推动了物流行业的迭代升级。经济发展刺激了社会总需求,增加了对物流行业的投资,提高了物流效率,降低了流通成本,从而为对外贸易的发展创造了有利条件。经济发展、对外贸易和现代物流关系的理论模型如图1所示。

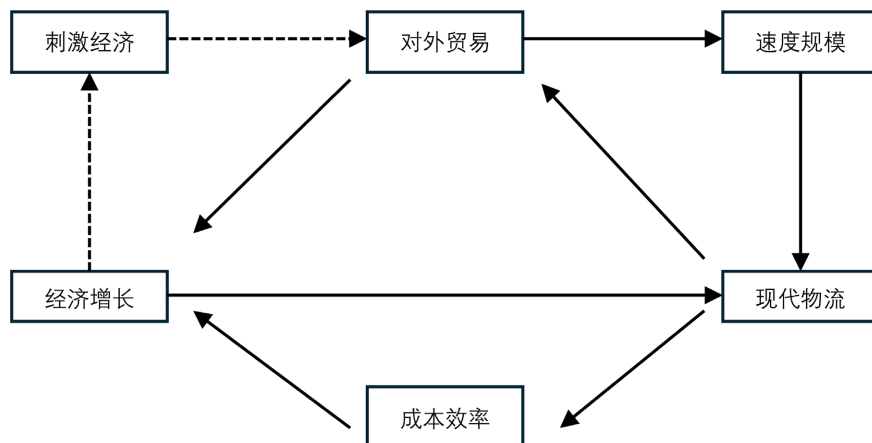


Figure 1. Theoretical model of the relationship among economic growth, foreign trade, and modern logistics
图1. 经济增长、对外贸易和现代物流关系理论模型图

4. 研究设计

本文通过文献研究选取地区生产总值(GDP)作为衡量地方经济发展的指标;选取进口总额(IM)和出口总额(EX)作为对外贸易程度的指标;选取货物周转量(TRUN)作为现代物流发展程度的指标。本文选取河北省1993~2022年间地区生产总值、进出口总额和货物周转量进行实证分析,所有数据均来自于国泰安CSMAR数据库,用EViews10对收集的数据进行处理。

为缓解异方差影响,文章对样本数据进行了对数化处理。主要变量描述性统计结果见表1。

本次研究对象是从1993年到2022年,共包含30个观测值,通过描述性统计可以看出,河北省对外贸易活动中一直是出口贸易金额大于进口贸易金额,且出口金额标准差大于进口金额标准差,说明河北省出口水平高于进口水平。其次货物周转量和地区生产总值均是平均值远高于中位数,说明河北省的GDP

和货物周转量后期发展迅速。最后观察标准差发现四个变量的标准差均低于各自的平均值，说明这四项指标在这 30 年内发展相对平稳。

Table 1. Descriptive statistics of variables
表 1. 变量描述性统计

	GDP	EX	IM	TURN
Mean	17954.75	1294.30	843.47	7285.13
Median	14809.65	1182.21	800.11	5965.96
Maximum	42370.4	3314.87	2383.83	14769.5
Minimum	1690.84	96.75	45.08	1585
Std.Dev.	13559.98	954.62	719.46	4844.51
Observations	30	30	30	30

5. 实证研究

5.1. 相关性检验

见表 2，观察四个指标之间的相关系数可以发现，地区生产总值、进口贸易金额、出口贸易金额和货物周转量之间互相存在高度的正相关关系，反映了这些经济指标在河北省的紧密关联，即当一个指标增加时，其他指标往往也会呈现类似的变化趋势。

Table 2. Variable correlation coefficient table
表 2. 变量相关系数表

	LNGDP	LNEX	LNIM	LNTURN
LNGDP	1.0000	0.9869	0.9826	0.9875
LNEX	0.9869	1.0000	0.9881	0.9795
LNIM	0.9826	0.9881	1.0000	0.9768
LNTURN	0.9875	0.9795	0.9768	1.0000

5.2. ADF 单位根检验

本文所选取的外贸、总产出和货物周转率等相关数据均为时间序列，为了确保回归分析的可靠性和准确性，并避免由于数据的不平稳而导致伪回归现象，必须对各变量进行平稳性检验。本文准备采用 ADF 单位根检验的方法对变量进行平稳性检验，并将具体结果整理在表 3 中。这样的操作可以确保我们在进行回归分析时使用的变量是平稳的。

在表 3 中可以发现，原序列 LNGDP、LNIM、LNEX 和 LNTRUN 的 P 值分别为 0.9352、0.9993、0.9986 和 0.9829，都是非平稳序列。在此基础上，分别取它们的一阶差分，得到 DLNGDP、DLNIM、DLNEX 和 DLNTRUN，各自的 P 值为 0.0441、0.0950、0 和 0.0101，所以，DLNGDP 和 DLNTRUN 在 5% 的显著性水平下为平稳序列，DLNIM 在 10% 的显著性水平下为平稳序列，DLNEX 在 1% 的显著性水平下为平稳序列。这说明原始序列数据经过一阶差分处理后变得平稳，属于 I(1) 阶单整序列，通过了单位根检验。

Table 3. ADF unit root test
表 3. ADF 单位根检验

变量	ADF 检验值	1% level	5% level	10% level	P 值	检验结果
LNGDP	-0.9507	-4.3240	-3.5806	-3.2253	0.9352	不平稳
LNIM	3.2071	-2.6471	-1.9529	-1.6100	0.9993	不平稳
LNEX	2.9453	-2.6471	-1.9529	-1.6100	0.9986	不平稳
LNTRUN	-0.3947	-4.3098	-3.5742	-3.2217	0.9829	不平稳
DLNGDP	-2.0123	-2.6501	-1.9534	-1.6098	0.0441	平稳**
DLNIM	-1.6362	-2.6569	-1.9544	-1.6093	0.0950	平稳***
DLNEX	-5.1765	-2.6501	-1.9534	-1.6098	0.0000	平稳*
DLNTRUN	-2.6481	-2.6501	-1.9534	-1.6098	0.0101	平稳**

注：D 表示变量的一阶差分，*表示在 1%的显著性水平上拒绝原假设，**表示在 5%的显著性水平上拒绝原假设，***表示在 10%的显著性水平上拒绝原假设。

5.3. 确定最优滞后阶数

从表 3 可以看出，各变量都是一阶单整，满足建立 VAR 模型的条件。由于协整检验对滞后阶数的选择较为敏感，若滞后阶数设置过大，模型的自由度会降低；而滞后阶数过小，则可能会导致自相关问题。

Table 4. Optimal lag order selection
表 4. 最优滞后阶数选择

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	25.3481	NA	2.28E-06	-1.6422	-1.4486	-1.5864
1	140.7959	186.4925*	1.10e-09*	-9.2920*	-8.3242*	-9.0133*
2	149.7465	11.7046	2.10E-09	-8.7497	-7.0078	-8.2481
3	166.4134	16.6669	2.63E-09	-8.8010	-6.2848	-8.07646
4	188.5531	15.3274	3.08E-09	-9.2733	-5.9829	-8.3258

表 4 是 VAR 模型滞后期的选择结果，结合 LR 准则、FPE 准则、AIC 准则、SC 准则和 HQ 准则五个准则，在选择带*最多的哪一行作为最有滞后阶数，得出模型的最佳滞后期为 1 期，所以接下来可以进行协整检验。

5.4. 协整检验

检验协整关系是构建 VAR 模型的关键一步，变量之间如果不存在协整关系，那么就不能建立 VAR 模型，同时不进行协整检验，接下来要做格兰杰因果检验将没有实际意义。本文利用 Johansen 协整检验法来检验地区生产总值、进口贸易金额、出口贸易金额和货物周转量之间是否存在长期稳定均衡关系。在确定协整向量的长期稳定关系时，选择滞后阶数为 1 阶，得出表 5。

根据给定的协整检验结果，可以看出 Atmost2 和 Atmost3 的 P 值分别为 0.0249 和 0.0974，说明在 5% 的显著性水平下，LNGDP、LNIM、LNEX 和 LNTRUN 之间存在 3 个协整关系，在 10%的显著性水平下，则存在 4 个协整关系。

5.5. VAR 模型的构建

依据前面的结果，选取滞后 1 阶作为最佳滞后阶数构建 VAR 模型，运用软件进行分析，得出 VAR(1) 模型，如表 6 所示：

Table 5. Johansen cointegration test
表 5. Johansen 协整检验

原假设	特征值	迹统计量	5%的置信水平	P 值
None*	0.8127	90.8349	47.8561	0.0000
Atmost1*	0.5745	42.2529	29.7971	0.0011
Atmost2*	0.3982	17.4741	15.4947	0.0249
Atmost3	0.0904	2.7471	3.8415	0.0974

Table 6. VAR regression results
表 6. VAR 回归结果

	DLNGDP	DLNEX	DLNIM	DLNTURN
DLNGDP (-1)	0.5990	-0.1243	-0.0793	0.0738
	-0.1787	-0.5478	-0.7122	-0.2647
	[3.3517]	[-0.2268]	[-0.1114]	[0.2786]
DLNEX (-1)	-0.0590	-0.3277	-0.1376	-0.2150
	-0.0748	-0.2294	-0.2982	-0.1109
	[-0.7888]	[-1.4285]	[-0.4614]	[-1.9397]
DLNIM (-1)	0.0769	0.1887	0.2365	0.1442
	-0.0646	-0.1979	-0.2572	-0.0956
	[1.1921]	[0.9536]	[0.9194]	[1.5080]
DLNTURN (-1)	0.1146	1.0452	0.0239	0.5263
	-0.1399	-0.4289	-0.5576	-0.2073
	[0.8190]	[2.4367]	[0.0428]	[2.5391]
C	0.0252	0.0449	0.1123	0.0268
	-0.0189	-0.0579	-0.0752	-0.0280
	[1.3338]	[0.7757]	[1.4925]	[0.9570]

具体的 VAR 模型如下：

$$\begin{bmatrix} \ln GDP_t \\ \ln EX_t \\ \ln IM_t \\ \ln TRUN_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -0.06 & -0.06 & 0.07 & 0.11 \\ -0.12 & -0.33 & 0.19 & 1.05 \\ -0.08 & -0.14 & 0.24 & 0.02 \\ 0.07 & -0.22 & 0.14 & 0.53 \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} \ln GDP_{t-1} \\ \ln EX_{t-1} \\ \ln IM_{t-1} \\ \ln TURN_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0.03 \\ 0.05 \\ 0.11 \\ 0.03 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \\ \varepsilon_{4t} \end{bmatrix}$$

构建 VAR 模型后，可以通过 AR 特征根的分布来检验模型参数的稳定性。如图 2 展示了特征根的分布情况，该图中心为原点，特征根以点的形式在该坐标系内呈现。图中横轴表示特征根的实部，纵轴表

示特征根的虚部。每个特征根的具体位置由其复数形式的实部和虚部决定，其在复平面中的位置由横纵坐标确定。特征根到原点的距离(即模的大小)决定了其是否位于单位圆内。

单位圆作为关键参照，可以看到所有特征根均分布在单位圆内，即特征根的模小于 1，表明该 VAR 模型是稳定的。稳定的 VAR 模型意味着模型中的时间序列冲击会逐步消散，不会产生持续的累积影响，故接下来可以进行脉冲响应函数。

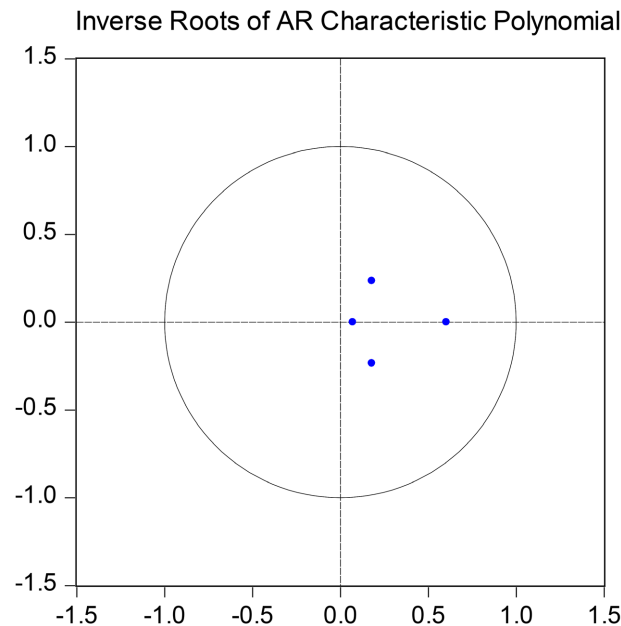


Figure 2. Model robustness test
图 2. 模型稳健性检验

5.6. Granger 因果检验

尽管协整检验可以用来评估变量之间是否存在长期稳定关系，但它无法确定变量之间的相互影响关系，协整检验主要关注变量之间是否存在共同的长期趋势，而 Granger 因果检验则更专注于揭示变量之间的因果关系，相比之下，Granger 因果检验则能够检验变量之间的因果关系，并确定其方向和强度。

Table 7. Granger causality test results
表 7. Granger 因果检验结果

原假设	F 统计量	P 值
LNGDP does not Granger Cause LNEX	1.8924	0.1807
LNEX does not Granger Cause LNGDP	5.1013	0.0325
LNIM does not Granger Cause LNEX	8.2709	0.0079
LNEX does not Granger Cause LNIM	0.1869	0.6691
LNTURN does not Granger Cause LNEX	7.0813	0.0132
LNEX does not Granger Cause LNTURN	0.0682	0.7960
LNIM does not Granger Cause LNGDP	20.9512	0.0001
LNGDP does not Granger Cause LNIM	0.0200	0.8886

续表

LNTURN does not Granger Cause LNGDP	3.6943	0.0656
LNGDP does not Granger Cause LNTURN	0.9631	0.3354
LNTURN does not Granger Cause LNIM	0.0047	0.9459
LNIM does not Granger Cause LNTURN	6.8646	0.0145

见表 7，发现在 5% 的显著性水平下，LNEX、LNIM 均是 LNGDP 的格兰杰原因，LNIM 和 LNTURN 是 LNEX 的格兰杰原因，LNIM 是 LNTURN 的格兰杰原因，在 10% 的显著性水平下，LNTURN 是 LNGDP 的格兰杰原因。由此可以看出，河北省的进口和出口总额，以及货物周转率是河北省总产出的单向 Granger 原因，说明河北省的对外贸易和现代物流推动了经济发展，而经济发展不能推动对外贸易和现代物流的发展；并且河北省进口总额和货物周转率是出口总额的单向 Granger 原因，进口总额也是货物周转率的单向 Granger 原因，说明河北省的进口总额的增长和现代物流的发展能拉动当地出口总额的长期增长，同时进口总额的增长也促进了现代物流的发展。但是在表中可以发现变量与变量之间大都是单向因果关系，说明河北省对外贸易、现代物流和经济发展之间还未形成相互促进的良性循环，表明河北省对外贸易和现代物流发展仍有进一步改进的空间。

5.7. 脉冲响应函数

在脉冲响应函数图中，横轴表示冲击的时间滞后期数。本文将滞后期数设定为 10 期，以观察各变量对该省地区生产总值的冲击效果。由于样本数据为年度观测值，期数在本文中即表示年份。纵轴则代表被观测变量对冲击的响应值，其数值反映了各变量在不同滞后期对冲击的响应强度。本文构建的 VAR 模型基于原始时间序列数据取对数并进行一阶差分处理，因此，纵轴的单位可以理解为被观测变量对冲击的同比变化率或增长率的近似值。

脉冲响应图中被夹在中间的曲线表示脉冲响应函数的变化曲线，最上方和最下方的两条曲线表示的是上下两个标准差的波动范围。

通过对 VAR(1)模型的脉冲响应函数分析，各变量对该省地区生产总值的冲击效果如图 3 所示。进出口总额和货物周转量均对 GDP 产生正向冲击，出口额开始对 GDP 产生最大的冲击，随着期数增加，冲击慢慢消退，进口额和货物周转率均从 0 开始，在第 2 期达到最大的正向冲击随后开始下降，其中可以明显发现，相比货物周转量，进出口额对 GDP 的冲击期数更长，消退得更慢。同时进口额和货物周转量对出口额有正向的冲击作用，也是在第二期达到顶峰随后消退，值得注意的是货物周转量在第 4 期开始对出口额有轻微的负向冲击。最后进口额对货物周转量有很明显的正向冲击，第 2 期开始时就有冲击，在第 2 期达到顶峰后开始消退。

6. 结论及政策建议

实证分析结果如下：(1) 从长期来看，河北省对外贸易、现代物流和经济增长之间存在稳定的协整关系；(2) Granger 因果检验结果表明，河北省的对外贸易和现代物流对经济增长有单向促进作用，而经济增长对对外贸易和现代物流没有显著影响。此外，进口贸易和现代物流是出口贸易的 Granger 原因，且进口贸易也是现代物流的 Granger 原因。这表明进口在促进现代物流和经济增长方面具有显著作用，而出口和现代物流主要对经济增长有显著影响。(3) 通过构建 VAR(1)模型，脉冲响应分析显示进出口贸易和现代物流对河北省 GDP 均有正向影响，对外贸易对 GDP 的冲击持续时间长于现代物流，且出口对 GDP 的影响大于进口。

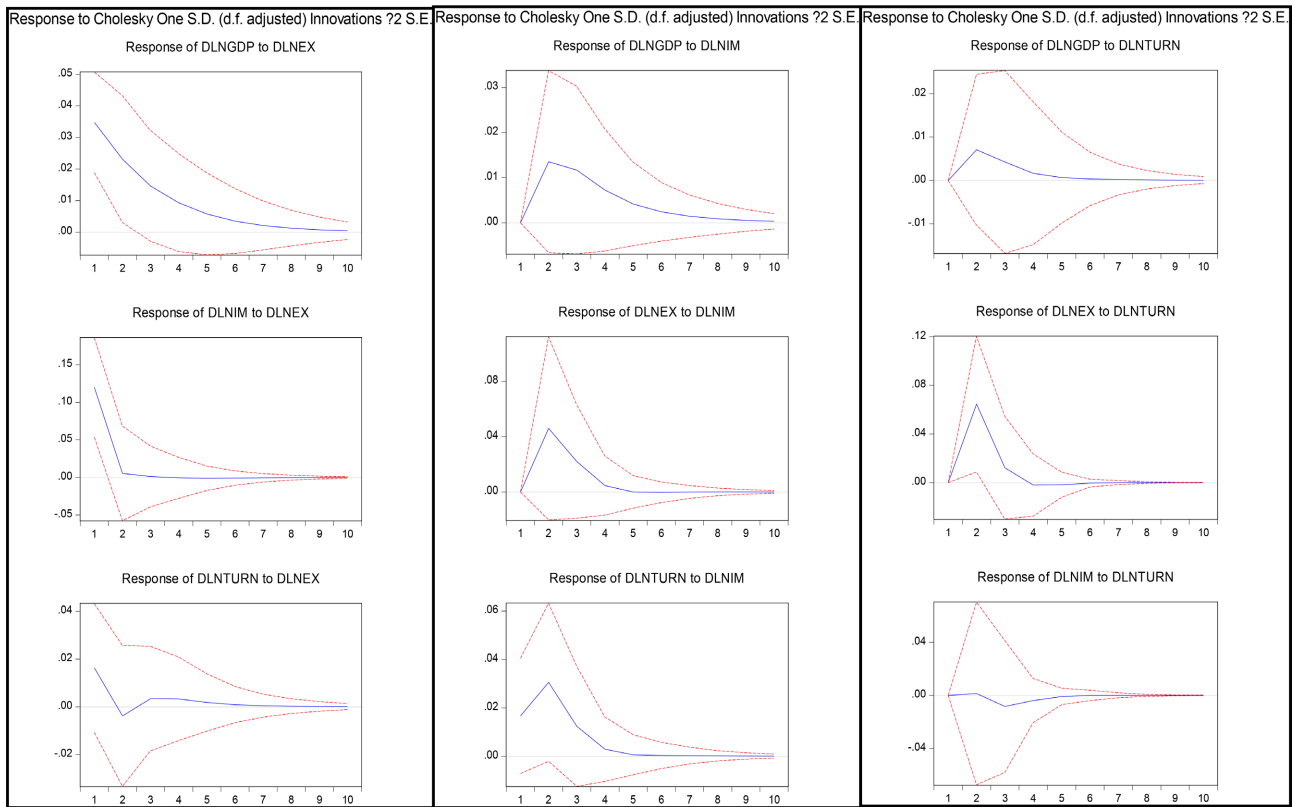


Figure 3. Pulse response results
图 3. 脉冲响应结果

基于上述结论，笔者提出以下对策，以促进河北省经济发展、对外贸易和现代物流之间的协调发展：

首先，河北省应提升对外贸易水平，特别是加强进口贸易的力度，优化进口商品结构，引进高技术、高附加值的产品，从而带动相关产业链的升级和现代物流的发展。同时，促进出口贸易，巩固和拓展国际市场，提高出口产品的质量和附加值，推动出口贸易的稳定增长。优化现代物流体系也是关键，需加大物流基础设施的投资，提升物流服务水平，降低物流成本，鼓励物流企业进行技术创新，提升物流管理和运营的智能化水平。

此外，河北省应促进对外贸易与物流产业的协同发展，建立健全相关政策和机制，推动两者的良性互动。深化物流产业与制造业、服务业的融合，推动产业链上下游的协同发展，提升整体经济的竞争力。政府需优化营商环境，简化行政审批流程，提供优质高效的政府服务，创造公平透明的市场环境。同时，积极参与“一带一路”建设，深化与沿线国家和地区的经济合作，拓展国际市场。最后，加强人才培养和引进，提升本地人才素质，制定有吸引力的人才政策，吸引国内外高端人才，为对外贸易和现代物流的发展提供人才保障。通过这些对策，河北省可以充分发挥对外贸易和现代物流对经济增长的促进作用，实现经济的高质量发展。

参考文献

- [1] 左静怡, 李文芳. 江苏省外贸对经济发展的影响——基于 VAR 模型的实证分析[J]. 湖北工业大学学报, 2022, 37(6): 62-66.
- [2] 张树艳, 李冉. 广东省对外贸易与经济增长关系的实证分析[J]. 北方经贸, 2024(4): 122-125.
- [3] 朱子尧. 我国进出口贸易对经济增长的影响——基于省际面板数据的实证研究[J]. 环渤海经济瞭望, 2022(6):

60-62.

- [4] 霍惠惠. 深圳市现代物流业对进出口贸易影响实证分析[J]. 合作经济与科技, 2018(6): 92-93.
- [5] 杨维霞. 中西部城市现代物流与对外贸易耦合协调发展研究——基于五大中西部国家中心城市的实证分析[J]. 甘肃科学学报, 2022, 34(2): 126-136.
- [6] 刘琪, 索馨. 基于 VAR 模型的武汉市现代物流业与经济增长互动关系的实证研究[J]. 物流工程与管理, 2020, 42(5): 37-39, 8.
- [7] 王明严, 巫世珍. 海南现代物流业发展与经济增长的关联性分析[J]. 特区经济, 2022(9): 87-90.
- [8] 李凤娇. 江苏省现代物流业与经济增长关系实证分析[J]. 统计与管理, 2022, 37(9): 48-61.
- [9] 张毅晨, 杨竹节, 李雨晨. 现代物流交通运输对成渝地区双城经济圈经济增长的影响及机制分析[J]. 现代商业, 2023(10): 144-148.