

产业链视角下的经济复杂度与经济增长

——基于ARDL模型

潘 娇¹, 杨洲木^{1,2}, 蔡 茜³

¹南京信息工程大学数学与统计学院, 江苏 南京

²南京信息工程大学江苏省应用数学中心, 江苏 南京

³南京审计大学数学学院, 江苏 南京

收稿日期: 2023年12月1日; 录用日期: 2023年12月20日; 发布日期: 2024年2月28日

摘 要

当前, 中国经济增速出现换挡, 实现可持续的经济增长成为重要发展目标。相比于GDP, 经济复杂度指数更能反映一个国家的产业结构的紧密程度与生产能力水平。本文基于中国1987至2020年投入产出数据, 利用平均波及步数法测度了中国经济复杂度指数及其演变。然后, 以经济复杂度指数作为被解释变量, 运用ARDL模型进一步探究中国经济发展水平、FDI、以及贸易开放度之间的短期动态效应和长期均衡关系。研究结果表明: (1) 中国经济复杂度呈现上升趋势, 2020年经济复杂度为3.058, 相对于1987年的2.355, 整体上升了29.85%。(2) 边界协整检验结果表明经济发展水平、FDI、贸易开放度与经济复杂度之间存在长期均衡关系, 且都具有显著的正向关系。(3) ARDL模型的短期效应表明, 经济发展水平、贸易开放度对经济复杂度的影响均与长期均衡关系一致, 而FDI在短期发展中, 对于经济复杂度的影响并不显著。

关键词

ARDL模型, 平均波及步数法, 经济复杂度

Economic Complexity and Economic Growth from the Perspective of the Industrial Chain

—Based on the ARDL Model

Jiao Pan¹, Zhoumu Yang^{1,2}, Qian Cai³

¹School of Mathematics and Statistics, Nanjing University of Information Science and Technology, Nanjing Jiangsu

²Jiangsu Applied Mathematics Center, Nanjing University of Information Science and Technology, Nanjing Jiangsu

³School of Mathematics, Nanjing Audit University, Nanjing Jiangsu

Received: Dec. 1st, 2023; accepted: Dec. 20th, 2023; published: Feb. 28th, 2024

文章引用: 潘娇, 杨洲木, 蔡茜. 产业链视角下的经济复杂度与经济增长[J]. 运筹与模糊学, 2024, 14(1): 380-390.

DOI: 10.12677/orf.2024.141036

Abstract

Currently, China's economic growth rate is stagnating and achieving sustainable economic growth has become an important development goal. Compared to GDP, the economic complexity index better reflects the closeness of a country's industrial structure and the level of productive capacity. Based on China's input-output data from 1987 to 2020, this paper measures China's economic complexity index as well as its evolution using the average wave and step method. Then, the short-term dynamic effects and long-term equilibrium relationship between China's economic development level, FDI, and trade openness are further explored based on the ARDL model with the economic complexity index as the explanatory variable. The results of the study show that: (1) China's economic complexity is on an upward trend, with an economic complexity of 3.058 in 2020, an overall increase of 29.85% relative to 2.355 in 1987. (2) The results of the boundary co-integration test indicate that there is a long-run equilibrium relationship between the level of economic development, FDI, trade openness and economic complexity, and all of them have a significant positive relationship. (3) The short-term effects of the ARDL model show that the effects of the level of economic development and trade openness on economic complexity are all consistent with the long-run equilibrium relationship, while the effect of FDI on economic complexity is not significant in short-term development.

Keywords

ARDL Model, Average Propagations Lengths, Economic Complexity

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

随着全球化的加剧,各国产业开始出现进入“链时代”,而产业链的稳定与复杂度则是影响产业安全的主要因素。2022年,二十大报告中指出要进一步提升产业链与供应链的韧性和安全水平,推动经济实现质的有效提升和量的合理增长[1]。中国自经济危机以来,经济发展的增速便开始停滞不前,增长率也由2011年的9.5%下降至2019年的2.1% [2]。2022年,中国受新冠疫情、乌克兰危机等因素影响,经济增速再次创新低,仅达3.0% [3]。在全球产业链重构,中美贸易摩擦升级的大背景下,中国产业结构复杂度已成为新发展阶段下的重要经济特征。目前,已有学者[4]通过测度各个区域产业结构的复杂度,对区域内部产业链的关联关系进行定量分析。一个经济系统中,若产业链的长度越长,则各部门之间的紧密程度越高,生产产品的技术复杂度也越高。作为一个度量标准,经济复杂度指数可以很好地衡量生产力和经济结构的复杂性。因此,对于经济复杂度的探究可以从另外一个角度更深刻地理解国家经济的发展状况[5] [6]。

西方学者对于经济复杂度的研究始于上世纪中叶。关于经济复杂度的测度方法有相关测度法、循环测度法,平均波及步数法[7]以及相互依赖测度法,这些方法都是基于投入产出理论。2009年,Hidalgo和Hausmann [8]首次通过运用网络方法来测度经济复杂度。此后,Tacchella、Cristelli [9]等多个学者又在此方法上进行改正,提出了非线性耦合映射法、三维网络算法等方法。国外关于经济复杂度的研究又成为了新的热点。国内也有学者在进行经济复杂度方面的研究,吴三忙等人[5]借助平均波及步数法,利用1987至2007年投入产出数据,测度了中国经济复杂度及其演变规律,发现中国在不同时期经济复杂度

呈现不同的趋势。Gao 等人[10]量化了区域经济复杂度指数,发现各省域经济复杂度指数的整体时间演变是相对稳定和缓慢的,并且 CI 与经济发展水平显著正相关,与收入不平等显著负相关,这表明 CI 有潜力成为一个很好的反映区域经济发展状况的非货币指标。

经济复杂度的量化可以更深入了解一个国家经济发展的状况,而对经济复杂度的影响因素的研究则是制定切实可行经济策略的关键。Dominik 等人[11]研究了经济复杂性与收入不平等之间的关系,结果表明经济复杂性指数和收入不平等之间具有强有力的相关性。Pegah Sadeghi 等人[12]的研究则表明经济复杂性是 FDI 流入的主要决定因素之一。任卓然等(2022) [13]人借助中国 2000~2016 年地级市出口数据构建经济复杂度与产业技术复杂度指数,研究外资效应对内资企业进入新出口市场和出口额增长的影响,结果表明,外资企业和内资企业在经济复杂度不同的城市发展会产生溢出效应和竞争效应。基于上述研究可知,经济发展、贸易开放程度以及外商投资都是影响经济复杂度的关键因素。反观中国,自改革开放以来,进出口贸易从 1978 年的 355 亿元增加到 2020 年的 322215 亿元,实际利用外商投资额从 1983 年的 66.4 亿元增加到 2020 年的 10105.83 亿元。这 43 年中国在对外贸易与对内投资两方面都有了很大的提升,这也是中国经济取得举世瞩目成就的重要原因之一。进出口贸易尤其是出口可以通过增加外部需求来拉动经济的增长,外商投资额则可以通过提供资金和技术方面的支持,提升产品复杂度,从而增加东道主国家的贸易量来促进经济发展[14],两者通过“互补效应”共同促进产业链的复杂度,从而带动经济的增长。因此,对外贸易与外商直接投资(FDI)也是影响和促进中国经济发展的关键因素。

综上所述,深入分析中国经济复杂度,既有利于把握中国经济整体运行状态,又有助于国民经济总体战略及相关产业政策的制定。当前中国经济发展停滞不前,产业链的稳定性也亟待保障。那自 1978 年中国改革开放以来,中国经济生态系统这 40 多年来的经济复杂度是怎样的?中国自身经济发展对其影响又是如何?针对上述问题,本文以中国 1987~2020 年非竞争型投入产出表数据为切入点,对中国产业结构以及产业链的信息进行度量,参考 Erik 和 Romero 提出的平均波及步数法,构建中国产业链的经济复杂度指数,再基于 ARDL 模型,进一步去探讨中国经济发展、实际利用外商资本、贸易依存度对产业链的复杂度指数的影响,以期为中国经济发展战略的调整与优化以及产业链韧性的增强提供启示。

2. 数据来源与模型设定

2.1. 数据来源与经济复杂度的测度

本文投入产出数据源自 1987~2020 年《中国统计年鉴》,其他数据来自中国国家数据库网站。由于各年份投入产出表划分的产业部门存在一些差异,为了便于不同年份间产业部门的分析和比较,现将所有的投入产出表的产业部门进行重新划分。本文结合吴三忙[5]部门划分的处理方法以及《国民经济行业分类》的标准,将所有产业重新划分为 17 个部门。部门划分结果及编号如下表 1 所示:

Table 1. Sectoral classification

表 1. 部门分类

编号	部门名称	编号	部门名称
S1	农业	S10	机械设备制造业
S2	采矿业	S11	其他制造业
S3	食品制造及烟草加工业	S12	建筑业
S4	纺织、服装及其他纤维制品制造业	S13	运输邮政、信息传输、计算机服务软件业
S5	石油加工、炼焦、煤气及核燃料加工	S14	批发零售、住宿和餐饮业
S6	电力、热力及水的生产和供应业	S15	金融保险业
S7	化学工业	S16	房地产及社会服务业
S8	非金属矿物制品业	S17	其他服务业
S9	金属产品制造业		

在一个经济系统中，产业间既可能是彼此生产的直接投入与产出，也可能是生产过程中的中间投入与产出。产业间连接得越紧密，互相影响的波及就越多。Erik 和 Romero [7]提出的平均波及步数法可以测度经济系统中某一部门的成本变动与需求变动对其他部门产生的平均影响，即经济复杂度(Complexity Index)，简称 CI，该方法是基于投入产出表进行核算的。

本文将以后向视角进行推导(前向视角分析基本相同)。假设一个经济系统中存在 n 个产业部门，投入系数矩阵为 A ，其中元素 $a_{ij} = x_{ij}/x_j$ 表示 j 部门单位产出对于 i 部门中间投入的需求量。就部门 j 对于部门 i 的影响而言，可以通过一步直接影响，大小为 a_{ij} ，也可以通过中间部门 l 进行间接影响，大小为 $a_{il}a_{lj}$ ，还可以通过中间部门 l 和 k 影响部门 i ，大小为 $a_{il}a_{lk}a_{kj}$ ，以此类推。可以通过计算部门间的平均波及步数，来反映出经济系统内部各部门间互关联的程度以及产业链的长度。

投入产出模型的基本恒等关系为： $X = (I - A)^{-1}Y$ 。若矩阵 A 中的投入系数保持不变，增加 ΔY 的最终需求则会要求总产出增加 ΔX 。其中，里昂惕夫逆矩阵 $L = (I - A)^{-1}$ ，若对 L 按照幂级数展开，则恒等关系变化为：

$$X = (I + A + A^2 + A^3 + \dots)Y \quad (1)$$

由(1)式可知，当部门 j 增加一个单位的最终需求时，部门 i 总产出的增量为：

$$\Delta X_i = l_{ij} = a_{ij} + \sum_l a_{il} \cdot a_{lj} + \sum_l \sum_k a_{il} \cdot a_{lk} \cdot a_{kj} + \dots \quad (2)$$

式(2)中， a_{ij} 是 j 部门需求变动对 i 部门产出的直接影响，即式(1)中的 A ， $\sum_l a_{il}a_{lj}$ 是 j 部门经过两步对 i 部门产出的影响，即式(1)中的 A^2 。依次类推，可得到 j 部门单位需求变动经多步而对部门 i 的产出产生的影响。

当 $i=j$ 时，部门 j 一个单位的最终需求增加将首先导致自身总产出增加一个单位。因此，部门 j 增加一个单位的最终需求，导致部门 j 总产出的增加量为：

$$\Delta X_j = l_{jj} = 1 + a_{jj} + \sum_l a_{jl} \cdot a_{lj} + \sum_l \sum_k a_{jl} \cdot a_{lk} \cdot a_{kj} + \dots \quad (3)$$

综上，平均波及步数(Average Propagations Lengths)可以被推导出来。思路如下。

如果部门 j 最终需求增加一个单位，部门 i 总产出将增加 $\Delta x_i = l_{ij}$ ，则其中通过一步影响得到的份额为 $\frac{a_{ij}}{l_{ij}}$ ，通过两步得到的份额为 $\frac{\sum_l a_{il}a_{lj}}{l_{ij}}$ 。如此类推，部门 j 的最终需求增加一单位，导致部门 i 总产出增加所经历的平均步数为：

$$\begin{aligned} APL_{ij} &= 1 \times \frac{a_{ij}}{l_{ij}} + 2 \times \frac{\sum_l a_{il}a_{lj}}{l_{ij}} + 3 \times \frac{\sum_l \sum_k a_{il}a_{lk}a_{kj}}{l_{ij}} + \dots \\ &= \frac{a_{ij} + 2 \times \sum_l a_{il} \cdot a_{lj} + 3 \times \sum_l \sum_k a_{il} \cdot a_{lk} \cdot a_{kj} + \dots}{l_{ij}} \end{aligned} \quad (4)$$

当 $i=j$ 时， j 部门最初的一单位产出与生产结构无关。因此，部门 j 一单位最终需求的增加，通过生产过程波及导致部门 j 总产出的增加为： $\Delta X_j - 1 = l_{jj} - 1$ 。所以，可得：

$$APL_{jj} = \frac{a_{jj} + 2 \times \sum_l a_{jl} \cdot a_{lj} + 3 \times \sum_l \sum_k a_{jl} \cdot a_{lk} \cdot a_{kj} + \dots}{l_{jj} - 1} \quad (5)$$

以上是从后向视角(需求拉动视角)得到的 APL。同理，从前向视角(成本推动视角)也可以得到部门 i 的成本变动对于部门 j 总产出的平均波及影响，与后向视角所得 APL 相一致。因此，就整个经济系统而言从前向视角来看所有部门成本上升对其他部门波及影响的平均步数和从后向视角来看所有部门需求增

加对其他部门波及影响的平均步数就可以表示为:

$$CI = \frac{1}{n^2} \sum_i^n \sum_j^n APL_{ij} \quad (6)$$

式(6)是对 APL 矩阵求均值,即整个经济系统的复杂度。 CI 越大,产业链的长度越长,反之产业链的长度越短,各部门间的联系越松散, CI 越低。本文以产业链视角下的经济复杂度指数作为被解释变量,来探究中国产业结构的发展与经济发展之间的关系,相比与以往的研究,切入点更具创新性。

2.2. 变量选取与模型设定

本文对于经济复杂度的解释变量的选取是从经济增长与对外贸易两个角度进行考虑。经济增长的含义属于宏观经济学的范畴,一般选取一段时间内的人均产出或人均收入来反映了一个国家或地区的整体经济实力。因此,本文以实际人均 GDP 作为经济发展水平的代理变量。另外,参考一些学者的研究,以实际利用外商投资额(FDI)作为对内投资的指标,以进出口总额(TOP)象征一个区域的贸易开放程度的指标。

在多元线性模型中,如果数据存在非平稳序列,则可能会产生伪回归。后来的学者提出了协整理论,对于两个变量的非平稳序列,可以采用 E-G 两步法进行协整检验。而对于多变量的同阶单整序列,可以采用 Johansen 法进行协整检验。然而,上述两种方法在研究中国经济现象时普遍存在着样本数据时间跨度短的问题,即在样本量较小的情况下, Johansen 法和 E-G 两步法的检验值会出现偏差,导致变量间的协整关系不可靠。因此,在本研究中采用 Pesaran 等人提出的自回归分布滞后模型(Autoregressive Distributed Lag Approach)的边界协整检验法来检验变量间的长期均衡关系,此方法能够在小样本情况下确保协整检验的稳健性。另外,ARDL 模型的边界协整检验对于 0 阶单整和 1 阶单整的混合序列也适用。

长期以来,对于中国经济复杂度的研究大多只考虑经济发展,本文在单一多变量框架中引入 $\ln FDI$ 、 $\ln TOP$ 。因此,计量经济学基准回归模型如下:

$$\ln CI = \alpha_0 + \alpha_1 \ln GDP_t + \alpha_2 \ln FDI_t + \alpha_3 \ln TOP_t + \zeta_t \quad (7)$$

其中, $\ln CI$ 代表经济复杂度指数, $\ln GDP$ 为人均国内生产总值,表示经济发展状况, $\ln FDI$ 表示实际利用外商投资的比重, $\ln TOP$ 表示贸易依存度。 ζ_t 表示随机扰动项, α_0 表示截距项; $\alpha_i (i=1,2,3)$ 对应各变量的系数。在此基础上,进一步构建 ARDL 模型进行分析:

$$\begin{aligned} \Delta \ln CI = c + \sum_{k=1}^{n_1} \beta_1 \Delta \ln CI_{(t-k)} + \sum_{k=0}^{n_2} \beta_2 \Delta \ln GDP_{(t-k)} + \sum_{k=0}^{n_3} \beta_3 \Delta \ln FDI_{(t-k)} + \sum_{k=0}^{n_4} \beta_4 \Delta \ln TOP_{(t-k)} \\ + \lambda_1 \Delta \ln CI_{(t-1)} + \lambda_2 \Delta \ln GDP_{(t-1)} + \lambda_3 \Delta \ln FDI_{(t-1)} + \lambda_4 \Delta \ln TOP_{(t-1)} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (8)$$

其中, Δ 表示取差分; $\beta_i (i=1,2,3,4)$ 为短期弹性系数; $m_i (i=1,2,3,4)$ 分别为对应变量的最大滞后阶数; $\lambda_i (i=1,2,3,4)$ 分别为长期弹性系数; c 为常数项; ε_t 为随机扰动项。

3. 中国经济复杂度演变规律

根据经济复杂度指数的测度方法,利用中国 1987 至 2020 年 15 份非竞争型投入产出表计算出中国在这 15 年的经济复杂度指数,具体结果见表 2。由于中国 1987~2020 年共发布了 15 份投入产出数据,因此中国经济复杂度的数据只有 15 个样本,为避免出现龙格现象,缺失数据通过三次样条插值法补全。具体结果见时序图 1。

Table 2. China's economic complexity index, 1987~2020
表 2. 1987~2020 年中国经济复杂度指数

时间	CI	变化率	时间	CI	变化率
1987	2.355	--	2007	3.448	3.66%
1990	2.586	9.80%	2010	3.511	1.84%
1992	2.938	13.63%	2012	3.417	-2.67%
1995	2.982	1.51%	2015	3.591	5.09%
1997	3.013	1.03%	2017	3.142	-12.53%
2000	3.148	4.46%	2018	3.102	-1.273%
2002	2.905	-7.70%	2020	3.058	-1.418%
2005	3.326	14.50%			

从表 2 可知, 自 1987 年中国经济复杂度指数总体呈现上升趋势, 1987 年 CI 为 2.355, 2020 年 CI 为 3.058, 上升了 29.85%。研究期内有两阶段具有明显的涨势, 第一阶段为 1990~1992 年, 增长率为 13.63%, 第二阶段为 2002~2005 年, 该时期增加率最大, 为 14.5%。相对于增长, 在 2015~2017 年也出现了一次明显的下降, 增长率为-12.53%。从数值上看, 经济复杂度指数在 2015 年达到最大值, 相对比 1987 年的 2.355, 提高了 52.5%。这表明随着市场经济的发展, 中国产业规模的日益壮大, 各产业部门之间的联系更加紧密, 经济复杂度也在显著提高。但 2015 年之后, 由于乌克兰危机、新冠疫情以及中美贸易战等原因, 中国经济复杂度指数开始呈现下降趋势, 一直持续到 2020 年, 其中 2015~2017 年下降了 14.8%, 2017~2018 年下降了 1.273%, 2018~2020 年下降了 1.418%, 但下降率是在逐渐减小的。

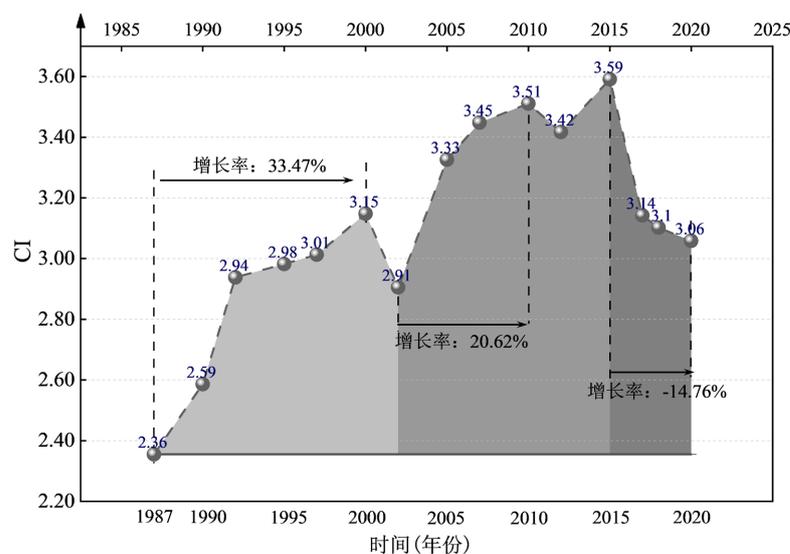


Figure 1. Time series of China's economic complexity index
图 1. 中国经济复杂度指数时序图

从图 1 的变化趋势可知, 中国的经济复杂度演变趋势并不是沿直线上升, 而是呈现出阶段性增长形态。1987 年至 1992 年间, 中国正在改革开放阶段, 相继开辟许多新的经济开放区, 促进了中国与世界的接轨, 经济复杂度从 2.355 上升到 2.938, 在短短的 5 年上升幅度达到了 25%。1992 至 2002 年中国经济复杂度指数, 虽有上涨, 但相比上一阶段缓慢了很多。在 2002 年中国经济复杂度指数出现了第一次的下降, 下降的幅度为 7.7%, 从 2000 年 3.148 降至 2002 年 2.905。2002 年, 中国正式加入世界贸易组织,

全球价值链不断向中国延伸，加快了中国产业的融合与深化。因此在 2002 年之后，中国经济复杂度出现第二次大幅度上涨，产业链的复杂度从 2002 年的 2.905 上升到 2010 年的 3.511。2008 年，全球爆发金融危机，此后经济复杂度增长率持续下降，2012 年，增长率仍然为负。2012 到 2015 年中国经济复杂度出现小幅度上升，这期间中国政府提出“互联网+”行动计划，计算机时代将各产业部门联系更加紧密，经济复杂度也因此由 3.417 上升到 3.591。2015 年之后，中国经济逐渐转入新常态，经济从高速增长转为中高速增长，加上重工业面临产能过剩，经济体系内部出现结构性调整[15] [16]。2015 年之后中国经济复杂持续在降低。虽然中国经济复杂度一直处于下降的趋势，但下降的幅度有所减小，2020 年经济复杂度为 3.058，相比 2015 年的 3.591，下降了 14.8%，但相较于 1987 年的 2.355，整体上升了 29.85%。

4. 基于 ARDL 模型的实证分析

对变量 $\ln CI$ 、 $\ln GDP$ 、 $\ln FDI$ 、 $\ln TOP$ 进行相关性分析，具体结果见表 3。相关性检验的结果显示各个变量间的相关系数都是小于临界值 0.8，表明变量间不具有多重共线性。

Table 3. Variable correlation test

表 3. 变量相关性检验

	$\ln CI$	$\ln GDP$	$\ln FDI$	$\ln TOP$
$\ln CI$	1.000000			
$\ln GDP$	0.400885	1.000000		
$\ln FDI$	-0.047521	-0.606467	1.000000	
$\ln TOP$	0.6311116	0.0165165	0.0304563	1.000000

4.1. 单位根检验

$\ln CI$ 、 $\ln GDP$ 、 $\ln FDI$ 、 $\ln TOP$ 都是时间序列数据，为了确保所建立模型的稳定性，首先对各变量数据进行单位根检验，本文采用 ADF 检验(Augmented Dickey-Fuller)检查序列是否满足平稳性的条件，检验结果如表 4 所示：

Table 4. Smoothness test of variables

表 4. 变量的平稳性检验

变量	ADF 检验概率值	1%水平	5%水平	10%水平	检验形式(C, T, L)	结论
$\ln CI$	-3.908787	-4.296729	-3.568379	-3.218382	(C, T, 3)	平稳**
$\ln GDP$	-0.310849	-4.284580	-3.562882	-3.215267	(C, T, 2)	不平稳
$\Delta \ln GDP$	-3.644806	-4.284580	-3.562882	-3.215267	(C, T, 1)	平稳**
$\ln FDI$	-2.206952	-4.262735	-3.552973	-3.209642	(C, T, 0)	不平稳
$\Delta \ln FDI$	-3.965813	-2.639210	-1.951687	-1.610579	(0, 0, 0)	平稳***
$\ln TOP$	-1.800495	-3.653730	-2.957110	-2.617434	(C, 0, 1)	不平稳
$\Delta \ln TOP$	-4.443193	-2.639210	-1.951687	-1.610579	(0, 0, 0)	平稳***

注： Δ 表示差分处理，***表示在 1%水平下显著，**表示在 5%水平下显著，*表示在 10%水平下显著。

由表 4 可知，在 ADF 检验下， $\ln GDP$ 、 $\ln FDI$ 、 $\ln TOP$ 在零阶时都存在单位根，即变量为非平稳序列。一阶差分后， $\ln GDP$ 、 $\ln FDI$ 、 $\ln TOP$ 均在 5%显著性水平下拒绝原假设，即一阶差分序列平稳。被解释变量 $\ln CI$ 在 5%显著性水平下接受原假设，为平稳序列。

4.2. 边界协整检验

本文基于 AIC 准则确定 ARDL 模型的最优滞后阶数，采用 Eviews-13 计算边界检验 F 统计量的值，

进行边界检验，以判断本文研究中选取的变量间是否存在协整关系。结果如表 5 所示，F 统计量的值约为 7.216，在 1% 显著性水平下拒绝原假设，即各个变量之间均存在长期稳定的均衡关系。

Table 5. Boundary cointegration test results for ARDL model

表 5. ARDL 模型的阶数选择及边界协整检验结果

因变量	模型形式	滞后阶数	F 统计量	结论
$\ln CI$	$\ln CI = f(\ln GDP, \ln FDI, \ln TOP)$	ARDL (4, 4, 4, 4)	7.216***	有长期协整关系
Boundstest 上下边限临界值				
0.01 临界值		0.05 临界值		0.1 临界值
0	1	0	1	0
2.370	3.200	2.790	3.670	3.650
				1
				4.660

4.3. 模型结果与分析

确定各变量间具有协整关系后，进一步构建 ARDL 模型考察应经济发展水平、FDI、贸易开放度与经济复杂度指数之间的长期均衡和短期动态关系。ARDL 模型的长期弹性系数估计结果如表 6 所示，短期 ECM 估计参数结果如表 7 所示。

Table 6. Estimated results of ARDL long-term elasticity coefficients

表 6. ARDL 长期弹性系数估计结果

变量	系数	标准误差	T 统计量(P 值)
$\ln GDP$	0.044829**	0.045422	0.986954 (0.0328)
$\ln FDI$	6.004349**	3.538943	1.696650 (0.017)
$\ln TOP$	1.839990***	0.451835	4.072260 (0.0004)
C	2.016117***	0.195773	10.29824 (0.0000)

由表 6 可知，经济发展水平对于经济复杂度指数具有正向作用，当人均国内生产总值增加 1%，CI 正向增加 0.0448%。实际利用外商直接投资额和贸易开放度对经济复杂度也都具有正向影响，FDI 增加 1%，经济复杂度指数增加 6.0043%，贸易开放度增加 1%，经济复杂度增加 1.8400%，且都在 5% 水平下显著，但贸易开放度对经济复杂度的促进作用小于 FDI。现有文献也表明，FDI 的流入会促进全要素生产率提高，而对外开放度的提高可能会抑制全要素生产率的改进[17]。全球化的开放政策对中国产品复杂化、多样化以及经济复杂性等都具有潜在影响，外商直接投资以及贸易开放度都在一定程度上促进了中国市场产品的多元化，通过知识与技术的溢出，间接提升中国经济复杂度[18]，因此，从长期发展来看，应继续采用积极政策扩大投资并保持开放，促进 FDI 的流入，同时也要避免贸易开放度的持续扩大，通过相关外贸政策和措施促进经济增长方式转变。

Table 7. ARDL short-term ECM parameter estimates

表 7. ARDL 短期 ECM 参数估计

变量	短期 ECM 参数估计		
	系数	标准误差	T 统计量值(P 值)
COINTEQ	-0.423913***	0.059648	-7.106913 (0.0000)
$\Delta \ln(CI(-1))$	1.393987***	0.142673	9.770526 (0.0000)
$\Delta \ln(CI(-2))$	-0.856736***	0.236070	-3.629164 (0.0027)
$\Delta \ln(CI(-3))$	0.739744***	0.158001	4.681886 (0.0004)

续表

$\Delta \ln GDP$	-0.525702***	0.104249	-5.042758 (0.0002)
$\Delta \ln GDP((-1))$	0.198363	0.138302	1.434276 (0.1735)
$\Delta \ln GDP((-2))$	0.068904	0.130320	0.528732 (0.6053)
$\Delta \ln GDP((-3))$	0.626855***	0.122925	5.099504 (0.0002)
$\Delta \ln FDI$	1.383965	0.124191	1.231076 (0.2386)
$\Delta \ln FDI((-1))$	-3.091607*	1.510520	-2.046717 (0.0599)
$\Delta \ln FDI((-2))$	-1.452044	1.519359	-0.955695 (0.3554)
$\Delta \ln FDI((-3))$	-2.245774*	1.230742	-1.824731 (0.0895)
$\Delta \ln TOP$	0.826837***	0.203244	4.068203 (0.0012)
$\Delta \ln TOP((-1))$	-0.277372	0.208368	-1.331162 (0.2044)
$\Delta \ln TOP((-2))$	-0.069372	0.196641	-0.352783 (0.7295)
$\Delta \ln TOP((-3))$	0.542519***	0.171476	-3.163826 (0.0069)

R-squared = 0.983724

Durbin-Watson stat = 2.180588

F-statistic (prob) = 54.40994 (0.000000)

注: COINTEQ = $\ln CI - (0.044829 * \ln GDP + 6.004349 * \ln FDI + 1.839990 * \ln TOP + 2.016117)$ 。

从短期结果来看,经济复杂度自身的短期弹性系数会随着滞后期数不同而存在波动,且均为1%显著性水平下显著,但其正负不能确定。经济发展水平当期对于经济复杂度的影响为负,其每增加1%,经济复杂度反向增加0.5257%,但其滞后项对于经济复杂度的影响均为正向的,与长期均衡关系一致,滞后3期时,人均GDP增加1%,经济复杂度同向增加0.6268%,且在1%水平下显著。这说明经济发展对于经济复杂度的影响具有时滞性。FDI当期对于经济复杂度的影响为正,但结果并不显著,其滞后项的短期弹性系数均为负,且只有滞后1期和3时在10%显著性水平上显著,意味着短期FDI的增加并不会直接提升经济复杂度,技术积累与知识吸收都需要时间才能在生产中体现出来。贸易开放度当期的短期弹性系数为正,其增加1%,经济复杂度将同向提升0.8268%,且在1%水平下显著,与长期均衡关系一致,在滞后3阶时,对于经济复杂度的影响也为正向,贸易开放度提升1%,经济复杂度提升0.5425%,且在1%水平下显著,这意味着贸易开放度对于经济复杂度的影响也具有滞后性。误差修正项ECM(-1)系数为-0.423913,且在1%的置信水平下显著。这再次证实了解释变量和被解释变量之间存在稳定的长期关系。当短期波动偏离长期均衡时,将以每年42%的速度将模型从非均衡状态拉回长期均衡状态。

4.4. 模型结果与分析

为保证模型的稳定性,采用Serial Correlation LM Test和Breusch-Pagan-GodfredTest分别检验模型是否存在序列相关和异方差问题。由表8可知,F统计量和 X^2 统计量的p值高于0.05,则在5%显著性水平上不能拒绝原假设。本文构建的ARDL模型既不存在序列相关,也不存在异方差。

Table 8. ARDL model diagnostic test results

表 8. ARDL 模型诊断检验结果

	Serial Correlation LM Test 检验	Breusch-Pagan-Godfred 检验
F 统计量	0.555148 (0.4752)	0.490606 (0.9128)
X^2 统计量	1.742980 (0.1868)	14.47326 (0.7554)

对模型参数进行稳定性检验是实证研究的重要环节,本文利用递归残差累计和(CUSUM)和递归残差平方累计和(CUSUMSQ)对模型稳定性进行检验。如图 2 所示, CUSUM 值与 CUSUMSQ 值都没有超出 5% 显著性水平的误差限,因此,本文构建的 ARDL 模型的系数是稳定的。

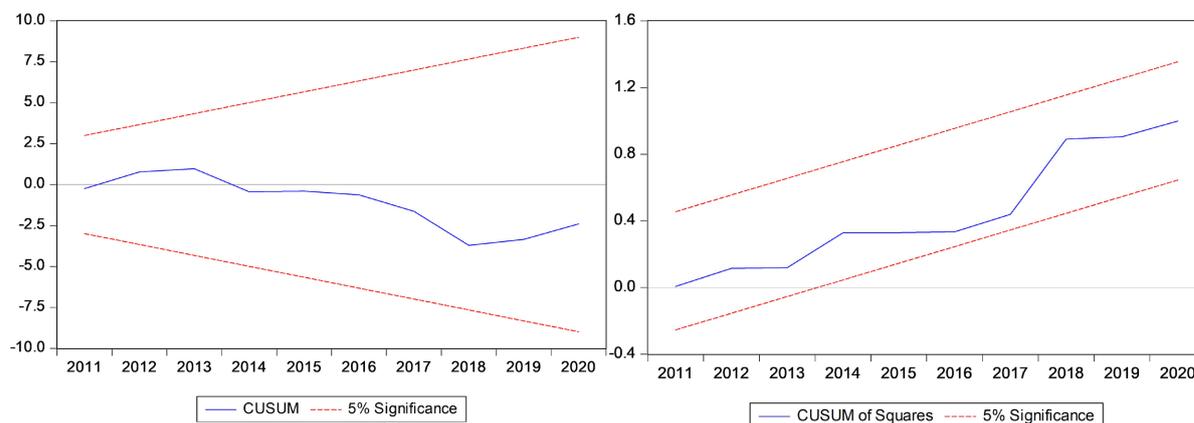


Figure 2. Results of the CUSUM vs. CUSUMSQ test

图 2. CUSUM 与 CUSUMSQ 检验结果

5. 结论与政策建议

本文以中国 1987~2020 年的非竞争投入产出表为样本数据,利用平均波及步数法测度中国自 1987 年以来的经济复杂度,并结合基本国情分析其演变规律;其次,进一步探究经济复杂度的影响因素,选取经济发展水平、FDI 和贸易开放度为解释变量,基于 ARDL 模型从长期均衡与短期动态角度去分析变量之间的关系。实证结果表明:

(1) 中国经济复杂度指数随时间呈现上升趋势。1987 年 CI 为 2.355, 2020 年 CI 为 3.058, 整体上升了 29.85%。中国经济复杂度的演变趋势并不是沿直线上升,而是呈现出阶段性增长形态,1987~2000 年为第一增长阶段,增长率为 33.47%, 2002~2010 年为第二增长阶段,增长率为 20.62%, 2012~2015 年为第三增长阶段,增长率为 5.09%。相对应,中国经济复杂度指数在 2002、2012 和 2017 年出现三次明显的下降,下降幅度分别为 7.7%、2.67% 以及 12.53%。

(2) ARDL 模型的边界协整检验结果表明,经济发展水平、实际利用外商投资额、贸易开放度与经济复杂度指数都具有稳定的长期均衡关系。从长期关系来看,经济发展水平、FDI、贸易开放度对于经济复杂度在 5% 显著性水平下具有显著的正向影响。但不存在即期传导关系,传导具有时滞性。其中,FDI 对经济复杂度的影响最大,其次为贸易开放度,经济发展所占的比重十分微小。因此,在政策制定方面,可以通过降低税率,吸引外商投资,并持续保持对外开放等方式促进中国经济复杂度的提升。

(3) 从 ARDL 模型的短期效应来看,经济发展水平的滞后项与长期均衡关系一致,对于经济复杂度都具有显著正向影响,但影响都不大。FDI 对于经济复杂度的短期效应都不显著,意味着在短期发展中,FDI 并不能快速促进经济复杂度的提升。贸易开放度对经济复杂度指数具有同向影响,且与长期关系一致。同时也要避免贸易开放度的持续扩大。通过相关外贸政策和措施促进经济增长方式转变,在进行外商投资与对外开放的过程中,通常伴随着技术和知识的溢出效应,与此同时,国内供应商需要提高技术和生产水平,以满足跨国公司准时交货和产品质量的更高要求,从而促进中国经济稳定发展,进而间接促进中国经济复杂度指数的提升。

基金项目

国家社会科学基金重大项目(项目编号: 17ZDA092)和 2020 年江苏高校“大学素质教育与数字化课程建设”专项课题(项目编号: 2020JKDT032)。

参考文献

- [1] 中华人民共和国中央人民政府门户网站. 《习近平: 高举中国特色社会主义伟大旗帜为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告》[EB/OL]. https://www.gov.cn/xinwen/2022-10/25/content_5721685.htm, 2023-09-05.
- [2] 陈斌开, 伏霖. 发展战略与经济停滞[J]. 世界经济, 2018, 41(1): 52-77.
- [3] 中国社会科学院·经济研究所门户网站. 《在再平衡中重拾增长动能——2022 年中国经济回顾与 2023 年经济展望》[EB/OL]. http://ie.cass.cn/academics/economic_trends/202301/t20230128_5584374.html, 2023-09-18.
- [4] 全诗凡, 江曼琦. 京津冀区域产业链复杂度及其演变[J]. 首都经济贸易大学学报, 2016, 18(2): 42-49.
- [5] 吴三忙, 李善同. 中国经济复杂度及其演变: 基于 1987 年至 2007 年的投入产出表测度[J]. 管理评论, 2013, 25(3): 3-11+17.
- [6] 陈小勇, 伍业君. 经济复杂度: 测算与应用[J]. 宏观经济研究, 2021(12): 23-37+68.
- [7] Erik, D. and Romero I. (2007) Production Chains in an Interregional Framework: Identification by Means of Average Propagation Lengths. *International Regional Science Review*, **30**, 48-60. <https://doi.org/10.1177/0160017607305366>
- [8] Hidalgo, C.A. and Hausmann, R. (2009) The Building Blocks of Economic Complexity. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, **106**, 10570-10575. <https://doi.org/10.1073/pnas.0900943106>
- [9] Cristelli, M., Gabrielli, A., Tacchella, A., et al (2013) Measuring the Intangibles: A Metrics for the Economic Complexity of Countries and Products. *PLOS ONE*, **8**, e70726. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0070726>
- [10] Gao, J. and Zhou, T. (2018) Quantifying China's Regional Economic Complexity. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, **492**, 1591-1603. <https://doi.org/10.1016/j.physa.2017.11.084>
- [11] Hartmann, D., Guevara, M.R., Jara-Figueroa, C., et al. (2017) Economic Complexity, Institutions, and Income Inequality. *World Development*, **93**, 75-93. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2016.12.020>
- [12] Sadeghi, P., Shahrestani, H., Kiani, K.H., et al. (2020) Economic Complexity, Human Capital, and FDI Attraction: A Cross Country Analysis. *International Economics*, **164**, 168-182. <https://doi.org/10.1016/j.inteco.2020.08.005>
- [13] 任卓然, 徐青文, 贺灿飞, 李伟. 外资效应、经济复杂度与内资企业出口市场拓展[J]. 地理研究, 2022, 41(6): 1554-1576.
- [14] 龙少波, 张军. 外贸依存度、外资依存度对中国经济增长影响——基于 ARDL-ECM 边限协整方法[J]. 现代管理科学, 2014(9): 42-44.
- [15] 朱春筱, 张可云. 京津冀地区经济复杂度及其演变——基于省级投入产出表的分析[J]. 河北学刊, 2021, 41(4): 173-181.
- [16] 伍业君, 王磊, 赵庆国. 中国地区经济复杂度的影响因素分析[J]. 现代财经(天津财经大学学报), 2013, 33(1): 11-20.
- [17] 韩家彬, 张振, 李豫新. 进出口贸易、FDI 对金砖 5 国经济增长影响的比较研究[J]. 国际贸易问题, 2012(11): 66-73.
- [18] Ullah, S., Luo, R., Adebayo, T.S, et al. (2023) Paving the Ways toward Sustainable Development: The Asymmetric Effect of Economic Complexity, Renewable Electricity, and Foreign Direct Investment on the Environmental Sustainability in BRICS-T. *Environ Dev Sustain*. <https://doi.org/10.1007/s10668-023-03085-4>