

# 沿海沿边制度型开放时空分异和影响因素研究

杨洋 闫晓燕 \* 冼瑞钊

云南师范大学经济学院 云南昆明 650092

**摘要:** 在新发展阶段引导沿海沿边开放优势互补、协同发展是重大现实课题。本文基于制度型开放的概念内涵和基本特征,运用熵值法构建适应东南沿海、西南沿边地区的制度型开放水平测度指标体系,利用 Dagum 基尼系数、多元线性回归从时空双视角分析东南沿海和西南沿边地区制度型开放水平的时空演变、空间分异及影响因素。研究表明:1)从时序发展来看,各省制度型开放水平均不断向好,西南沿边地区年均增长速率更快;2)从空间演化来看,形成“东南高—西南低”不均衡的制度型开放格局,区域间差异贡献率是空间差异的主要来源;3)从影响因素来看,产业结构的调整、政府的财政支持、正确的政策导向、合理的城乡规划、工资水平的提高、完备的投资规划和管理可以为该地区的制度型开放提供积极力量。

**关键词:** 制度型开放; 对外开放; 时空分异; 影响因素

## 1. 引言

党的二十大报告和二十届三中全会强调“稳步扩大制度型开放”,标志着制度型开放已成为推动全方位对外开放的主线。沿海和沿边地区既是中国国内经济地理版图中的边缘地带,又是与海陆邻国开放合作的前沿阵地。巩固东部沿海地区开放的先导地位,利用好西部沿边地区在国内国际双循环中的位置和比较优势,是建设更高水平开放型经济新体制、引领新型全球化、构建人类命运共同体的重要举措。

## 2. 文献综述和理论分析

### 2.1 文献综述

在 2018 年党中央提出“制度型开放”这一概念后,国内学者对制度型开放的概念内涵进行了深入的探讨与分析,聂新伟和薛钦源<sup>[1]</sup>认为制度型开放是通过深化体制机制改革与协调对接国际高标准规则而不断消除开放制度壁垒和完善开放制度安排的过程。戴翔和张二震认为,制度型开放就是指规则等制度的“进出口”,具有“境内开放”“政策协调”“规则导向”三大特性。李平等<sup>[2]</sup>认为制度型开放源于但不限于传统意义上的商品和要素流动型开放,一切与跨境经贸合作相关的政策设计制度安排和国际协调都属于制度型开放。任志成等<sup>[3]</sup>创新性运用 Python 爬取我国自由贸易试验区制度型开放文本中的关键词进行归集和打分,实证分析了制度型开放对企业创新能力的影响及其作用机制。

### 2.2 理论分析和研究假说

制度型开放作为高水平对外开放的核心特征,其区域

差异受到多重因素的复杂影响。基于新制度经济学理论,制度变迁具有路径依赖性和空间异质性,沿海与沿边地区因区位条件、历史基础、经济发展路径和政策导向的差异,导致开放水平的差异。根据制度适配性理论,更高的发展阶段需要匹配更先进的制度设计,沿海地区更依赖产业与城镇化的内生驱动,而沿边地区以政府支持和工资补贴等外生干预为主,导致开放路径分异。

假设 1: 产业结构升级、生产能力和城镇化率对制度型开放具有显著正向影响,且沿海地区效应强于沿边地区。

假设 2: 政府支持和工资水平对制度型开放具有显著正向影响,且沿边地区效应强于沿海地区。

## 3. 制度型开放水平测度评价

### 3.1 指标体系构建及数据来源

本文基于制度型开放的概念内涵和基本特征,参考建立东南沿海、西南沿边地区的对外开放水平指标体系。指标体系囊括开放基础、规则制度创新、营商环境升级、贸易投资便利化 4 个维度,下设 14 个二级指标。

东南沿海与西南沿边地区的开放和发展是我国构建制度型开放体系、推动高水平对外开放的重点区域。本文将研究区域定为以山东、江苏、浙江、福建、广东为代表的东南沿海地区和以西藏、云南、广西为代表的西南沿边地区,选取 2006—2020 年数据进行测算评价。

### 3.2 评价结果分析

本研究基于熵值法对 2006—2020 年我国沿海沿边 8 个

省份的制度型开放水平进行测度与排序，使用 Stata17.0 软件计算得出指标权重及各省得分。结果显示，广东以 7.8627 的综合得分位居第一，其在营商环境、贸易投资便利化和制度创新等方面均领先，仅开放基础略低于浙江。浙江、江苏、山东和福建综合得分介于 3.1~4.7 之间，分列第二至第五，其中浙江和江苏表现较为突出，山东和福建则保持相对稳定。云南、西藏和广西排名靠后，各项指标显著落后，表明沿边地区制度型开放水平与沿海省份存在较大差距，亟需通过系统性改革提升对外开放层次。

本文选取 2006、2010、2015、2020 年 4 个时间点，用 ArcGIS 自然间断点分级法，将研究区域制度型开放水平分为低 / 较低 / 中 / 高水平开放 4 层级并可视化。1. 空间格局：始终存在“差异性开放”，东南沿海开放水平显著高于西南沿边，省际差距大；2020 年东南沿海均达高水平开放，西藏、广西仍处较低水平，易在高水平对外开放中掉队。2. 空间演变：各省开放水平呈阶段性变化，15 年间均有质的提升，迈入对外开放新阶梯；广东 2010 年凭资源、区位等优势达高水平开放，西南沿边三省因初始基础弱、提升能力有限，始终难破中水平开放。3. 开放类型：随时代推进，低水平开放省份占比下降；2015 年西藏突破中水平开放，2020 年回落至较低水平；2020 年东南沿海五省凭优势跻身高水平开放。总体看，两地区开放度整体向好，但高水平开放区集中于东南沿海，呈“东南高 – 西南低”格局，凸显我国对外开放区域失调。

### 3.3 空间差异来源及贡献

基于 Dagum 基尼系数，用 MATLAB 测算 2006–2020 年东南沿海、西南沿边地区制度型开放水平，结果如下：1. 整体：总体基尼系数波动平缓且小幅下降，省域开放不均衡有所缓解，但未根本扭转；2. 演变趋势：区域间差异小幅收缩；东南沿海区域内差异平稳（围绕 0.18），西南沿边波动大（0.04–0.99），两省间差距无明显改善，西南易受外界冲击；3. 贡献度：区域内（约 33%）、区域间（约 66%）贡献率整体稳定，区域间均值 66.11%，贡献为区域内两倍；综上，区域间差异是两大区域开放水平空间差异的主因，是今后东西部沿线协同发展重点。

## 4. 实证分析

### 4.1 变量选择和数据说明

为了更充分说明东南沿海和西南沿边地区开放水平的

差距，需深入探讨开放水平的影响因素。将测度的制度型开放水平得分作为被解释变量，借鉴相关理论和文献，选取产业结构 (IS)、政府支持 (GS)、生产能力 (SI)、城镇化进程 (UR)、工资水平 (AW) 等 5 个影响因子作为解释变量。数据来源：中国国家统计局年度数据和各省份历年统计年鉴，《国民经济发展与社会统计公报》。

本文选取东南沿海及西南沿边地区 8 个省区 2006—2020 年的面板数据，使用 Stata17.0 进行多元线性回归估计。模型设定如下：

$$\ln OP_{I,t} = \beta_0 + \beta_1 \ln IS_{I,t} + \beta_2 \ln GS_{I,t} + \beta_3 \ln SI_{I,t} + \beta_4 \ln UR_{I,t} + \beta_5 \ln AW_{I,t} + \varepsilon_{I,t} \quad (1)$$

其中， $OP_{I,t}$  表示 I 省区在第 t 年的制度型开放水平， $\ln IS$  为第二产业占 GDP 比重取对数； $\ln GS$  为人均一般预算支出取对数； $\ln SI$  为社会固定资产投资总额取对数； $\ln UR$  为常住人口城镇化率取对数； $\ln AW$  为职工平均工资取对数。 $\beta_1$ 、 $\beta_2$ 、 $\beta_3$ 、 $\beta_4$ 、 $\beta_5$  代表各个要素对开放水平的贡献程度， $\beta_0$  为截距项， $\varepsilon_{I,t}$  为随机误差项。

### 4.2 多重共线性检验

为防止各变量间存在严重的多重共线性问题，对本文的回归结果产生影响，本文对各变量进行了方差膨胀因子 (VIF) 检验，各变量的 VIF 值均小于 10，VIF 中值为 4.502，证明本文进行假设检验所用模型中不存在各变量间严重的多重共线性问题。

### 4.3 回归分析

将 2006—2020 年东南沿海及西南沿边地区 8 个省区的影响因子面板数据代入公式，使用 Stata17.0 软件进行回归分析，分别对东南沿海及西南沿边 8 个省区、东南沿海地区、西南沿边地区进行多元线性回归。其次，运用面板数据的两种经典模型回归并进行豪斯曼检验发现，随机效应模型优于固定效应模型。

表 1 制度型开放水平影响因素回归结果

解释变量	随机效应模型	固定效应模型	东南沿海	西南沿边
IS	1.119*** (0.224)	0.827*** (0.259)	0.361 (0.315)	0.783** (0.356)
GS	0.968*** (0.086)	0.876*** (0.097)	0.962*** (0.0793)	0.725** (0.321)
SI	-0.664*** (0.065)	-0.504*** (0.088)	-0.634*** (0.0978)	0.107 (0.350)
AW	0.442*** (0.072)	0.862*** (0.171)	0.459*** (0.152)	0.567*** (0.160)

UR	1.544*** (0.160)	1.357*** (0.184)	0.633* (0.359)	-2.021* (1.007)
截距项	-27.344*** (1.355)	-29.948*** (1.876)	-20.99*** (2.006)	-17.15*** (3.588)
样本数	120	120	75	45
R <sup>2</sup>	0.922	0.921	0.956	0.894
chi2			6.991	
Prob > chi2			0.221	

随机效应模型的回归结果显示，产业结构、政府支持、生产能力、城镇化进程、工资水平对8个省区制度型开放水平的影响系数p值都小于0.01，即各自变量都在1%的显著水平下影响制度型开放水平，R<sup>2</sup>的值接近1，模型拟合效果较好。在分别对东南沿海、西南沿边地区的回归结果中，产业结构、生产能力对开放水平的影响不显著。随机效应模型回归结果如下：

$$\ln OP_{l,t} = -27.344 + 1.119 \ln IS_{l,t} + 0.968 \ln PS_{l,t} - 0.664 \ln SI_{l,t} + 1.544 \ln UR_{l,t} + 0.442 \ln AW_{l,t} + \varepsilon_{l,t} \quad (2)$$

回归结果显示，城镇化进程对区域制度型开放具有最显著的促进作用，系数为1.544。城镇化推动人口与产业集聚，形成产业集群和经济带，提升产业竞争力和外资吸引力。随着城镇化水平提高，产业结构逐步从农业主导转向制造业和服务业，有助于区域更深入融入全球经济体系。

产业结构和政府支持在1%的显著水平下也表现出较大推动作用，系数分别为1.119和0.968。较高的第二产业比重反映坚实的工业基础和高附加值产品生产能力，有助于增强出口能力和国际竞争力。政府通过引导高新技术产业发展、推动自贸区制度创新及促进国际合作等方式，有效支持区域开放进程。

工资水平在1%的显著水平下对区域开放产生正向影响，系数为0.442。工资水平直接影响劳动力成本，较低工资有助于增强价格竞争优势并吸引劳动密集型产业，而较高工资则更易吸引技术密集型和高附加值产业投资。

社会固定资产投资则呈现一定的负向影响，系数

为-0.664，可能原因包括资源错配、地方政府或企业债务风险、投资泡沫及产能过剩等问题。

## 5. 结论与政策启示

从时序发展来看，各省的制度型开放水平整体趋势均不断向好，西南沿边地区的开放水平年均增长速率较快。从空间演化来看，形成“东南高-西南低”不均衡的制度型开放格局，区域间差异贡献率是空间差异的主要来源，平衡区域间差异是提升开放度的重点。实证分析发现：产业结构的调整、政府的财政支持、正确的政策导向、合理的城乡规划、工资水平的提高、完备的投资规划和管理可以为该地区的对外开放提供积极力量。

## 参考文献：

- [1] 聂新伟,薛钦源.中国制度型开放水平的测度评价及政策优化[J].区域经济评论,2022,(04):101-111.
- [2] 李平,杨雪,史亚茹.中国式现代化道路下制度型开放的逻辑阐释与发展路径[J].南开经济研究,2024,(06):3-20.
- [3] 任志成,陈一铭.制度型开放与企业创新能力[J].经济问题,2024,(11):10-19.
- [4] 陈威,潘润秋,王心怡.中国省域制度型开放水平时空格局演化与驱动机制[J].地理与地理信息科学,2016,32(03):53-60.
- [5] 黄伟新,龚新蜀.我国沿边地区开放型经济发展水平评价及影响因素的实证分析[J].经济问题探索,2014(01):39-45.

**作者简介：**杨洋（2002-），女，汉族，江西景德镇，云南师范大学在读硕士研究生，研究方向为区域经济学。

**通讯作者：**闫晓燕（1932-），女，汉族，山西寿阳，云南师范大学博士、讲师，研究方向为边疆地理学。

**洗瑞钊**（2000-），男，汉族，广东广州，云南师范大学在读硕士研究生，研究方向为企业管理。