

中国城市群市场分割的 时空特征及分异机理

王 菲 王梓豪

摘 要：中国城市群作为建设全国统一大市场的“排头兵”，探索其市场分割的地区差距、动态演进趋势及分异机理，对建设全国统一大市场 and 推进区域协调发展具有重要意义。本文基于中国 2001~2022 年 19 个城市群的面板数据，采用 Dagum 基尼系数、空间核密度估计、空间马尔可夫链和地理探测器等方法，从静态和动态双重视角全面考察了中国城市群市场分割的空间格局、分布动态演进及影响机理。研究发现：第一，样本考察期内，中国城市群的市场分割程度总体呈波动下降趋势；第二，各城市群市场分割的总体差异呈“M”型下降趋势，其中区域间交叉重叠程度的超变密度是差异的主要来源，平均贡献率为 51.47%；第三，不考虑空间条件时，城市群市场分割存在向中低和低程度转移的“俱乐部收敛”效应，各城市群较难实现跨越式的等级跳跃；考虑空间条件时，各城市群实现跨越式跳跃的可能性增强，中等和低市场分割程度的相邻城市群间存在趋同性，而高市场分割程度的城市群则不易与相邻城市群形成空间关联性。第四，城市群市场分割空间差异的驱动因素具有多元化特征，财政分权、经济密度、基础设施建设等多维度因子对城市群市场分割空间分异具有较强的驱动作用，且因子之间存在交互增强效应。

关键词：城市群；市场分割；统一大市场；区域协调发展

一、引言与文献综述

构建新发展格局是新阶段中国经济社会发展的重大战略部署（黄群慧，2021），而畅通国内大循环、巩固和增强国内统一大市场，则是筑牢新发展格局的关键所在（王振华等，2024）。市场分割作为制约统一大市场建设的关键堵点，长期受到国家高度重视。2023 年 12 月，习近平总书记在中央经济工作会议发表重要讲话，提出“加快全国统一大市场建设，着力破除各种形式的地方保护和地方保护主义”^①；2025 年《政府工作报告》进一步指出“纵深推进全国统一大市场建设”；同年 1 月 7 日，国家发展和改革委员会发布《全国统一大市场建设指引（试行）》，明确提出将“强化市场基础制度规则统一”作为首要任务。因此，准确识别市场分割的程度及其形成机制，探索

作者简介：王菲，湖州师范学院经济管理学院讲师，邮箱：wf083126@126.com；王梓豪，西北农林科技大学经济管理学院博士研究生，邮箱：zihao.wang@nwfufu.edu.cn。

基金项目：国家社会科学基金哲学社会科学领军人才项目（22VRC152）。

^① 中央经济工作会议在北京举行[N]. 人民日报, 2023-12-13(01).

有效破除路径,对推进全国统一大市场建设具有重要作用。《中共中央 国务院关于加快建设全国统一大市场的意见》也强调,要“结合区域重大战略、区域协调发展战略实施,鼓励京津冀、长三角、粤港澳大湾区以及成渝地区双城经济圈、长江中游城市群等区域,在维护全国统一大市场前提下,优先开展区域市场一体化建设工作”。由此可见,城市群作为城市化进程中演化出的高级空间组织形态,具备探索统一大市场建设的良好基础。目前,中国已经形成了 19 个城市群的空间发展格局,这些城市群集中了全国 78% 的人口,创造了超过 80% 的国内生产总值(赵传松和刘华军,2023),具有超大规模市场优势。此外,在国家“十四五”规划中,城市群建设被提及 34 次,明确统一了城市群数量和范围,凸显了其重要战略地位。

然而,有研究发现,由于城市群是成片区域,内部包含相互独立的地方政府,易造成政治分割和政府间协调不足的问题(Gaigné 等,2016),进而导致城市群在市场基础制度、设施联通、要素流动等方面存在诸多障碍。尤其是随着改革进入“深水区”,面临的困难更加严重,致使城市群内的市场分割现象长期存在(刘昊和祝志勇,2021;倪克金等,2023)。在此背景下,准确把握城市群市场发展方向,精准高效强化城市群之间的协作,成为推动全国统一大市场建设的重点和难点。深入分析中国 19 个城市群市场分割的地区差异、分布动态演进特征及空间分异机理,有助于揭示城市群市场分割的发展现状与演变规律,对于推动中国统一大市场建设具有重要的理论价值和现实意义。

目前学术界围绕市场分割问题的研究已取得一定成果,主要集中在成因、测度方法和发展效应三方面。在成因方面,现有文献指出中国市场分割形成的深层次根源在于行政性分权(李善同等,2004;范子英和张军,2010)。同时,地方文化和方言(刘毓芸等,2017)、交通设施建设(Jensen 和 Miller,2018;马鑫和黄涛,2023)、地方官员的地区偏袒行为(曹春方等,2017)等非制度性因素也会影响市场分割程度。在测度方法方面,现有研究主要采用生产法(Young,2000)、贸易法(Poncet,2003)、经济周期法(Xu,2002)、问卷调查法(李善同等,2004)和相对价格法(桂琦寒等,2006;余泳泽等,2022)等,对国家(Ma 等,2024)、省域(黄贇琳和姚婷婷,2024)、市域(吕冰洋和贺颖,2020;马草原等,2023;李杰和倪容,2025)、城市群(周正柱和冯加浩,2023)等不同维度的市场分割程度进行测度与分析。其中,相对价格法因其数据可获取性高、具备理论支撑、便于测度等优势,受到广泛应用(吕越等,2018)。在发展效应方面,现有文献实证分析了市场分割对产业结构(宿伟健等,2023)、资源配置效率(倪克金等,2023)、经济增长(景维民和张景娜,2019)和环境污染(Li 和 Lin,2017)等方面的影响。

综上所述,既有文献为本文探究中国城市群市场分割程度及其时空动态演进提供了理论基础与方法借鉴,但仍存在如下不足:第一,当前研究多聚焦于国家、省际或城市层面,对城市群这一区域经济发展关键单元的关注不足,且研究对象主要集中于长三角、珠三角等市场发育较成熟的地区,尚未系统覆盖国家“十四五”规划中明确提出的 19 个城市群。第二,现有研究虽已关注市场分割的测度、空间分布、区域差异、形成机制及时空演化特征,但相关研究仍存在视角分散、内容割裂、方法单一等局限,尚未系统整合区域差异、形成机制与动态演进等核心维度。第三,大多数关于市场分割影响机理的研究仍利用多元线性回归方法,较少纳入空间异质性视角,且交互机制的识别通常在回归模型中以交乘项表征,但交乘项并不一定表征交互关系。地理探测器作

为一种度量空间异质性的新兴统计方法，在识别时空演进背后的影响机理方面具有独特优势（陈明华等，2021）。

基于此，本文基于 2001 ~ 2022 年中国 19 个城市群 196 个地级市的面板数据，从城市群层面科学测度和评估市场分割程度，利用 Dagum 基尼系数、空间核密度估计、空间马尔可夫链和地理探测器方法，分别对城市群市场分割的区域差异、动态演进特征及空间异质性驱动因素的独立和交互影响进行探究，致力于揭示中国城市群市场分割的真实程度、地区差距、时空演化特征及分异机理，为建设全国统一大市场提供经验证据和政策建议。

二、研究方法与数据来源

（一）研究方法

1. 相对价格法

本文主要基于八大类居民消费价格指数（包括食品、烟酒、衣着、家庭设备及维修服务、医疗保健和个人用品、交通和通信、娱乐教育文化用品、居住相关用品），采用广泛使用的相对价格法对各地区的市场分割程度进行测算。相对价格法的理论基础来源于“冰川成本”模型。由于交易成本的存在，相同商品在两个地区的价格不会绝对相等，相对价格会在一定区间内波动。如果两个地区之间不存在严重的市场分割，则价格差异会比较小并趋于收敛。具体做法为：

首先，计算地区 i 和地区 j 在年份 t 商品 k 上的相对价格绝对值 $|\Delta Q_{ijt}^k|$ ：

$$|\Delta Q_{ijt}^k| = \left| \ln(p_{it}^k/p_{it-1}^k) - \ln(p_{jt}^k/p_{jt-1}^k) \right| \quad (1)$$

其中， p_{it}^k 和 p_{jt}^k 分别代表年份 t 商品 k 在地区 i 和地区 j 的商品价格。

其次，为消除商品异质性导致的不可相加效应，对上述相对价格绝对值进行去均值处理，从而仅保留与地区间的市场分割因素和随机因素相关的信息：

$$q_{ijt}^k = |\Delta Q_{ijt}^k| - |\Delta \bar{Q}_t^k| \quad (2)$$

其中， q_{ijt}^k 代表给定年份 t 去均值后的商品 k 的相对波动价格，剔除了商品自身异质性（如全国性价格冲击）的影响，仅保留地区间特异性因素； $|\Delta \bar{Q}_t^k|$ 代表商品 k 在所有地区间价格波动绝对值的均值。

再次，计算 q_{ijt}^k 的方差 $\text{var}(q_{ijt}^k)$ 。该方差既综合了给定时期 i 和 j 两地区商品的价格信息，又能分析造成市场分割的非地理因素，对市场分割程度做整体评价。最后，求解某地区与相邻地区相对价格方差的平均值，作为该地区的市场分割程度。本文将测算得到的原始市场分割程度乘以 1000，以避免回归系数过小导致的可读性问题。

2. 地区差距及分布动态研究方法

（1）Dagum 基尼系数方法。本文采用 Dagum（1997）提出的基尼系数方法测算中国城市群市场分割的地区差异。其主要思想是将基尼系数（ G ）按照子群分解的方式，划分为群内差距（ G_w ）、群间差距（ G_{nb} ）及超变密度（ G_t ），从而更好地揭示空间差距的来源，且满足 $G = G_w + G_{nb} + G_t$ 。其中，群内差距衡量同一个城市群内部不同城市之间发展的不平衡性；群间差距将每个城市群视为一个整体，衡量不同城市群间发展的不平衡性；超变密度反映了城市群之间交叉重叠引起的发

展不平衡性问题。具体的计算过程参考杨骞等（2019）的做法。

（2）空间核密度估计方法。核密度估计方法是一种重要的非参数估计方法，能够通过分布位置与形态有效展示城市群市场分割分布的整体情况。估计方法如下：

$$f(x) = \frac{1}{Nh} \sum_{i=1}^N K\left(\frac{X_i - x}{h}\right) \quad (3)$$

$$K(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{x^2}{2}\right) \quad (4)$$

其中， $f(x)$ 为随机变量 X 的密度函数； $K(\cdot)$ 为高斯核密度函数； N 为观测值的个数； X 为单个观测值； x 为观测值的均值； h 为带宽，决定核密度估计过程中的精准度和曲线绘制的光滑度，带宽越大，估计曲线越光滑，但估计精度也越低。

由于传统核密度估计无法考虑空间条件下的演化影响，因此本文借鉴沈丽等（2019）的做法，在传统核密度估计基础上加入时间和空间因素，利用空间核密度方法对随机变量的概率密度进行估计，以期从时间和空间双重视角考察城市群市场分割的时空动态演进过程及特点。相较于传统核密度分析，空间核密度估计方法具有同步分析时间信息和空间信息的优势，具体表达式如公式（5）和公式（6）所示：

$$f(x, y) = \frac{1}{Nh_x h_y} \sum_{i=1}^N K_x\left(\frac{X_i - x}{h_x}\right) K_y\left(\frac{Y_i - y}{h_y}\right) \quad (5)$$

$$g(y|x) = \frac{f(x, y)}{f(x)} \quad (6)$$

其中， $g(y|x)$ 为考虑空间条件下的核密度估计值， $f(x, y)$ 为 x 与 y 的联合概率密度。

（3）空间马尔可夫链分析方法。马尔可夫链反映的是一个随机过程，本文通过构建状态转移矩阵来刻画各城市群市场分割的内部动态演进过程。传统马尔可夫链满足如下公式（7）和公式（8）：

$$P\{X_t = j | X_{t-1} = i, X_{t-2} = i_{t-2}, \dots, X_0 = i_0\} = P\{X_t = j | X_{t-1} = i\} = P_{ij} \quad (7)$$

$$P_{ij} = \frac{n_{ij}}{n_i} \quad (8)$$

其中， X 在 t 时期的状态 j 的概率分布只取决于 $t-1$ 时期的状态，与之前时期 $(0, \dots, t-2)$ 的状态 (i_0, \dots, i_{t-2}) 无关。 P_{ij} 为样本考察期间内各城市群的市场分割从 t 时期的 i 类型转移到 $t+1$ 时期的 j 类型的转移概率； n_i 为第 i 种市场分割状态出现的总次数； n_{ij} 为市场分割从第 i 种状态转移到第 j 种状态发生的次数。

空间马尔可夫链分析方法利用“空间滞后”的概念，考察空间因素即相邻城市群的市场分割程度对本城市群转移概率的影响。其具体做法是，设定空间权重矩阵，通过加入空间滞后项 N ，将传统的 $N \times N$ 的转移概率矩阵拓展为 N 个 $N \times N$ 的转移概率矩阵，由此表示在不同的邻域背景下，城市群的市场分割程度向上或向下转移的可能性。本文定义市场分割在相邻类型发生变动的现象为转移，对于跨相邻类型的变动为跨越式跳跃。

3. 地理探测器

地理探测器是一种用于探测城市群市场分割空间分异特征，并识别其驱动因素及交互作用强度的重要工具。其基本思想是若某个驱动因子对城市群市场分割的空间分异有重要影响，那么该驱动因子的空间分布应与市场分割的空间分布模式趋于一致，或者在统计上表现出显著相关性。同时，地理探测器的交互作用探测可以研究两个驱动因子的交互作用，判断二者共同作用对城市群市场分割空间异质性的影响是相互独立，还是具有增强或削弱的叠加效应。计算公式如下：

$$q = 1 - \frac{SSW}{SST} = 1 - \frac{\sum_{m=1}^M N_m \sigma_m^2}{N \sigma^2} \quad (9)$$

$$SSW = \sum_{m=1}^M N_m \sigma_m^2, \quad SST = N \sigma^2 \quad (10)$$

其中， q 代表某驱动因子对城市群市场分割的空间异质性的影响程度， q 值越大说明该因子的影响越强，在 $[0, 1]$ 区间内取值； SST 、 SSW 分别代表全国和各分类区域的城市群市场分割程度的总方差； N 和 N_m 分别代表全国城市群和第 m 个城市群的样本量； σ^2 和 σ_m^2 分别代表全国城市群和第 m 个城市群的市场分割程度的方差。

（二）数据来源

本文以《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和 2035 年远景目标纲要》中提及的 19 个城市群作为研究对象，具体包括长三角、珠江三角洲、京津冀、长江中游、成渝、辽中南、山东半岛、粤闽浙沿海、哈长、中原、关中平原、北部湾、天山北坡、晋中、呼包鄂榆、滇中、黔中、兰西和宁夏沿黄城市群。基于数据的可获得性，上述城市群涵盖中国 196 个地级市，时间跨度为 2001 ~ 2022 年。其中，各城市群所管辖的城市范围根据中央和地方出台的城市群发展规划而划定。本文用于测度市场分割程度所需要的居民消费价格指数数据，由笔者根据各城市历年的统计年鉴、国民经济和社会发展统计公报手工整理而成。由于部分城市未公开居民消费价格指数及分类指标，这部分数据由笔者通过询问当地国家统计局调查支队收集而得。

三、城市群市场分割的事实描述及区域差异分析

（一）城市群市场分割的事实描述

2001 ~ 2022 年中国城市群市场分割程度的平均水平结果（图 1）显示，在样本期间内，城市群的平均市场分割程度呈现波动下降趋势，表明城市群市场一体化水平在制度演进与政策驱动下逐步提高。从时间维度来看，2001 ~ 2007 年间，城市群的平均市场分割程度明显下降。这段时间正值中国加入 WTO 后的初期阶段，外贸和外资增长为城市群经济带来积极外溢效应，更关键的是“以开放促改革”的政策路径推动了国内市场机制的深层次调整。中央政府推动破除城乡二元壁垒、放宽人口流动限制、逐步打破行政分割，加强要素流通基础制度建设（如取消居住证制度、推动银行跨区域经营等），为城市群之间的商品与要素自由流动创造了条件，削弱了地方保护和市场封闭的基础。2008 ~ 2009 年间，金融危机冲击加剧了地方政府对本地市场的依赖与干预，某些地区通过行政手段保护地方企业、限制资源外流，强化了区域间的制度壁垒，市场分割程度略有

回升。2010~2018年间,市场分割水平呈现先下降后上升的趋势。可能的原因在于,前期,党的十八大后新一轮改革强调“市场在资源配置中起决定性作用”,行政审批制度改革、“营改增”等政策相继实施,推动资源跨区域配置效率提升;但中后期,尤其是2015年后,中国经济增长动能转弱,部分地方政府出于稳增长考虑再度采取区域保护性措施,市场一体化进程受到一定干扰,导致市场分割水平波动上升。2019~2020年间,疫情等公共卫生事件对城市群内部经济活动与企业间合作造成严重冲击,进一步加剧了区域间的市场分割,各城市群的平均市场分割程度显著上升。2022年,市场分割收敛至样本期内的最低水平,表明全国统一大市场战略实施初见成效。尤其是《关于加快建设全国统一大市场的意见》出台后,国家在破除地方保护、清理隐性壁垒、统一市场标准等方面持续推进改革举措,为城市群内部要素的自由流动提供了有力的制度保障,显著提升了城市群的市场一体化水平。各城市群的平均市场分割程度结果(图2)表明中国的城市群存在着明显的区域差异。具体来说,珠三角(0.337)、北部湾(0.341)、山东半岛(0.342)、长三角(0.358)、京津冀(0.365)等城市群的平均市场分割程度较低;相比较而言,兰西(0.470)、黔中(0.468)、关中平原(0.436)、天山北坡(0.427)等城市群的市场分割程度远超平均水平(0.390)。这一结果可能与制度性因素、经济发展因素及自然地理因素有关。中国区域经济发展长期呈现空间非均衡特征,长三角、珠三角和京津冀三大区域不仅是经济活动的核心区,也是绝大多数万亿元GDP城市的集聚地;然而,这种集中趋势导致了城市群发展所需的资源分布不平衡且不充分。

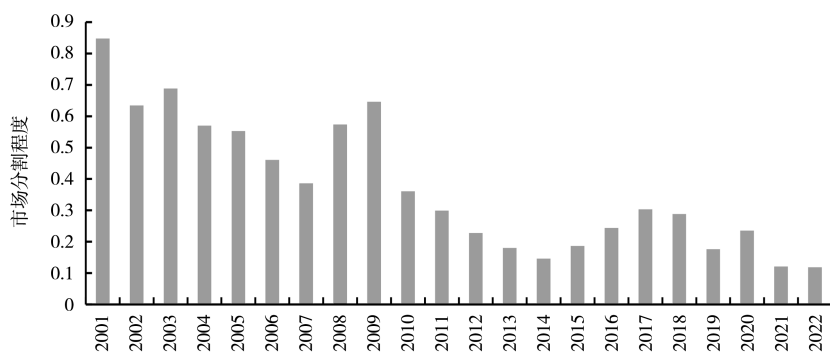


图1 城市群平均市场分割程度时变趋势

数据来源: 作者根据相对价格法计算得到

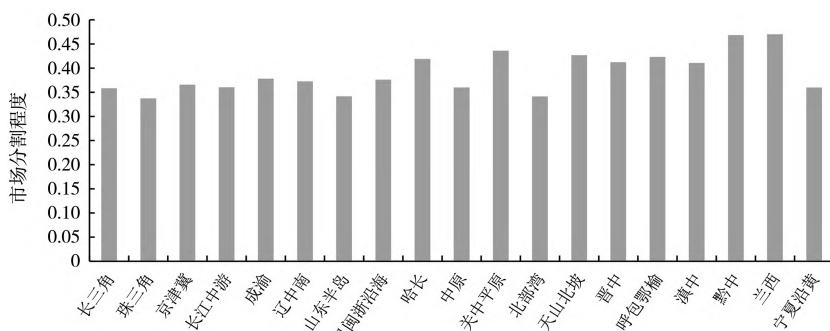


图2 城市群平均市场分割程度比较

数据来源: 作者根据相对价格法计算得到

(二) 市场分割的区域差异

1. 总体差异及来源分解

本部分利用 Dagum 基尼系数分解方法，对 19 个城市群市场分割的区域差异进行计算。总体差异结果（表 1）显示，城市群市场分割呈现出不规则的“M”型波动下降趋势，具有明显的阶段性特征。具体而言，2001~2009 年间，市场分割总体差异呈现上升趋势，2009~2015 年间则呈波动下降趋势，而 2015~2020 年间再次呈波动上升趋势，2020~2022 年间市场分割总体差异有所回落。值得注意的是，2009 年和 2020 年总体差异均达到相应阶段的峰值，说明面对金融危机、疫情等外部冲击，政府倾向于出台倾斜性政策以保护本地企业，进而加剧了城市群的市场分割程度。但总体而言，城市群市场分割的总体差异呈现逐渐缩小趋势，说明近年来全国统一大市场战略取得显著成效，城市群市场分割的不均衡性得到一定程度的改善。

表 1 中国城市群市场分割的总体差异及差异来源分解结果

年份	总体差异	群内差异		群间差异		超变密度	
		贡献度	贡献率 (%)	贡献度	贡献率 (%)	贡献度	贡献率 (%)
2001	0.205	0.013	6.343	0.100	48.914	0.092	44.742
2002	0.225	0.019	8.288	0.049	21.74	0.157	69.972
2003	0.217	0.016	7.542	0.084	38.429	0.118	54.028
2004	0.225	0.016	6.982	0.097	42.940	0.113	50.078
2005	0.220	0.015	6.693	0.097	43.926	0.109	49.381
2006	0.257	0.019	7.200	0.118	46.042	0.120	46.758
2007	0.215	0.015	7.063	0.104	48.196	0.096	44.740
2008	0.233	0.016	6.879	0.106	45.445	0.111	47.675
2009	0.248	0.018	7.262	0.116	46.548	0.115	46.191
2010	0.216	0.017	7.827	0.081	37.44	0.118	54.733
2011	0.190	0.014	7.171	0.068	35.701	0.109	57.128
2012	0.209	0.013	6.393	0.113	53.918	0.083	39.689
2013	0.199	0.014	7.163	0.082	41.033	0.103	51.803
2014	0.207	0.015	7.267	0.087	42.031	0.105	50.702
2015	0.220	0.015	6.886	0.081	36.573	0.125	56.541
2016	0.252	0.018	7.267	0.109	43.545	0.124	49.188
2017	0.236	0.019	8.315	0.093	39.221	0.124	52.464
2018	0.238	0.016	6.594	0.103	43.301	0.119	50.105
2019	0.226	0.018	8.033	0.071	31.236	0.137	60.730
2020	0.254	0.017	6.655	0.148	58.364	0.089	34.981
2021	0.208	0.014	7.002	0.077	37.093	0.116	55.904
2022	0.217	0.017	7.969	0.059	27.314	0.141	64.717
均值	0.224	0.016	7.218	0.093	41.316	0.115	51.466

从差异来源的分解结果（表 1）来看，2001~2022 年中国城市群市场分割差异的来源主要为超变密度，呈现出“超变密度高于群间差异、群间差异高于群内差异”的贡献率分布格局。其中，

超变密度衡量了不同城市群之间市场分割程度离群值的跨城市群交叉重叠程度,表现为部分城市群整体的市场分割程度较低(高),但该城市群内个别城市的市场分割程度高(低)于其它城市群的大部分城市。依据弗里德曼的“核心—外围”理论,因为资源的有限性,各城市的市场发展并非同时进行。在经济发展初期,资源、要素等会高度集中于少数具有区位优势或政策倾斜的核心区,此时核心区率先建立起密切的经济联系和一体化市场,表现为较低的市场分割;然而,广大的外围区域发展则相对滞后,与核心区之间存在较高的制度壁垒,导致较高的市场分割。因此,高市场分割程度城市群的核心区城市的市场分割程度可能会低于低市场分割程度城市群的外围区城市的市场分割程度。群间差异也是导致总体差异的重要来源,其原因可能是部分城市群受自然条件差、经济发展慢、基础设施不完善等因素的制约,导致后发城市群的统一市场建设难以在短期内赶上先发城市群,不同城市群之间发展存在极大不均衡。群内差异对总体差异的影响最小,这是因为同一城市群内的城市在地理位置、资源禀赋、经济社会等方面具有一定的相似性。

从差异来源的贡献率演变趋势看,样本期间内群内差异的贡献度波动幅度最小(0.013~0.019),群间差异的贡献度波动幅度居中(0.1~0.148),超变密度贡献度的波动幅度最大(0.092~0.157)。其中,群内差异的贡献率变动趋势平稳,群间差异的贡献率震荡下降,超变密度的贡献率震荡上升,群间差异与超变密度呈现背向波动趋势,这意味着城市群市场分割的交叉重叠在不断提高,从而有助于缩小城市群市场分割程度的群间差异。此外,超变密度的贡献率在多数年份维持在40%以上,这说明不同城市群之间的交叉重叠问题对总体差异的影响不容忽视。

2. 群内差异

中国城市群市场分割的群内差异结果(表2)显示,2001~2022年19个城市群市场分割程度的群内差异年度均值为0.165。具体来看,关中平原(0.218)、京津冀(0.213)、长江中游(0.206)、哈长(0.205)、中原(0.198)、长三角(0.196)、呼包鄂榆(0.195)、粤闽浙沿海(0.194)、山东半岛(0.177)和辽中南(0.169)城市群内部差异的年度均值大于总体城市群均值,表明这些城市群内部市场分割分布的非均衡性较强。这一结论与唐为(2021)的研究结果一致。造成群内差异较高的可能原因在于,群内城市的市场分割出现了明显的断层现象,集中体现在平凉、承德、抚州、大庆、漯河、马鞍山、鄂尔多斯、泉州、东营和鞍山等城市的市场分割程度远高于其所属城市群的其他城市;相对而言,天山北坡城市群的群内基尼系数均值最低(0.095),表明该城市群内部各城市间的市场分割程度差异相对较小。进一步从地区层面对群内差异进行划分发现,市场分割的群内差异呈现“东部地区最大,西部地区最小”的特点。究其原因,东部地区的城市群有上海、北京、天津、广州、南京、青岛等全国核心城市,这些核心城市对于群内其他城市的资源虹吸效应大于辐射溢出效应,资源的稀缺性和逐利性使得各类要素向核心城市集聚。例如,2022年北京和天津的GDP之和占京津冀城市群GDP总量的58%以上,城市间的发展不平衡加剧了市场分割;相对而言,西部地区的城市群因为整体经济发展水平较低,故在区域一体化政策的引领下,区域内的差异正快速缩小。

从变化趋势来看,各城市群内的市场发展步调不一致。具体而言,珠三角、成渝、辽中南、天山北坡、滇中、黔中和兰西城市群的群内基尼系数整体呈现下降趋势,年均递减率分别为1.071%、0.033%、1.824%、9.428%、8.077%、12.478%、1.251%,而长三角、京津冀、长江中游、

山东半岛、粤闽浙沿海、哈长、中原、关中平原、北部湾、晋中、呼包鄂榆、宁夏沿黄城市群的群内基尼系数整体呈现上升趋势，年均递增率分别为 2.027%、3.529%、1.451%、0.690%、0.761%、0.063%、0.616%、1.097%、0.609%、1.332%、4.930% 和 2.359%。

表 2 中国城市群市场分割的群内差异

年份	2001	2003	2005	2007	2009	2011	2013	2015	2017	2019	2021	2022
长三角	0.166	0.190	0.248	0.140	0.174	0.168	0.276	0.202	0.227	0.127	0.190	0.253
珠三角	0.084	0.066	0.130	0.189	0.179	0.104	0.102	0.214	0.131	0.295	0.147	0.067
京津冀	0.112	0.276	0.154	0.142	0.273	0.283	0.202	0.178	0.185	0.203	0.266	0.232
长江中游	0.150	0.274	0.107	0.184	0.282	0.172	0.141	0.167	0.339	0.246	0.195	0.203
成渝	0.144	0.245	0.169	0.103	0.142	0.162	0.169	0.197	0.192	0.144	0.157	0.143
辽中南	0.184	0.226	0.214	0.102	0.209	0.222	0.156	0.078	0.087	0.149	0.162	0.125
山东半岛	0.148	0.158	0.227	0.146	0.147	0.196	0.176	0.288	0.297	0.152	0.162	0.171
粤闽浙沿海	0.226	0.263	0.209	0.253	0.118	0.169	0.199	0.206	0.133	0.257	0.231	0.265
哈长	0.227	0.257	0.203	0.193	0.242	0.110	0.126	0.184	0.234	0.094	0.239	0.230
中原	0.167	0.078	0.165	0.243	0.262	0.147	0.145	0.122	0.162	0.338	0.125	0.190
关中平原	0.202	0.191	0.286	0.290	0.238	0.136	0.125	0.341	0.139	0.168	0.197	0.254
北部湾	0.103	0.047	0.144	0.089	0.148	0.147	0.035	0.293	0.218	0.331	0.212	0.117
天山北坡	0.224	0.053	0.063	0.150	0.020	0.046	0.039	0.173	0.119	0.100	0.038	0.028
晋中	0.178	0.111	0.093	0.238	0.298	0.170	0.033	0.035	0.077	0.127	0.130	0.235
呼包鄂榆	0.099	0.134	0.110	0.232	0.151	0.136	0.173	0.180	0.341	0.096	0.161	0.272
滇中	0.299	0.083	0.082	0.103	0.213	0.163	0.165	0.026	0.059	0.060	0.040	0.051
黔中	0.230	0.007	0.320	0.076	0.082	0.167	0.248	0.114	0.009	0.071	0.079	0.014
兰西	0.099	0.111	0.059	0.124	0.132	0.074	0.104	0.045	0.153	0.053	0.025	0.076
宁夏沿黄	0.144	0.117	0.107	0.086	0.093	0.096	0.051	0.287	0.050	0.108	0.057	0.235

3. 群间差异

19 个城市群的区域间基尼系数均值结果（表 3）显示，2001~2022 年 19 个城市群市场分割的区间差异的总体年度均值为 0.208。具体来看，京津冀（0.217）、长江中游（0.211）、哈长（0.218）、中原（0.209）、关中平原（0.223）、呼包鄂榆（0.230）、黔中（0.227）和兰西（0.216）这 8 个城市群，它们各自与其余 18 个城市群间基尼系数的年度均值，均高于所有城市群两两之间基尼系数的总体均值。结合表 2 可知，上述大部分城市群的群内差距均值也高于总体群内差距均值，这表明城市群内部的极化和非均衡现象同样会间接影响城市群之间的市场分割差异。其中，群间差异最大的是黔中和呼包鄂榆城市群，群间基尼系数达到 0.275；群间差异最小的是宁夏沿黄和成渝城市群，群间基尼系数为 0.175。

分地区来看，东部地区的城市群之间的群间基尼系数均值较小（0.215），表明其联系程度最为紧密。西部地区的城市群的群间基尼系数均值较高（0.223），表明城市群之间的联系比较松散。这一研究结果与陆铭和李杰伟（2021）基于汽车流表征城市群市场分割程度的研究结果相一致。造成这一差异的原因可能在于，东部地区得益于其沿海的地理位置和早期经济开放政策，其产业

结构更为多元化。因此,各城市群之间在产业链上的合作更为紧密,容易产生相互依赖关系;同时,东部地区的基础设施建设较为完善,这也为城市群之间的紧密联系提供了有力支撑。相对而言,西部地区的经济基础较为薄弱,产业结构相对单一,主要以资源型产业为主;此外,基础设施建设和交通网络发展相对滞后,限制了城市群之间的资源流动,导致市场分割的群间差异较大。

表3 中国城市群市场分割的群间差异

city	G _{nb}	city	G _{nb}	city	G _{nb}	city	G _{nb}	city	G _{nb}	city	G _{nb}	city	G _{nb}	city	G _{nb}	city	G _{nb}
1-2	0.195	2-4	0.202	3-7	0.221	4-11	0.246	5-16	0.194	7-10	0.205	8-18	0.228	10-18	0.232	13-16	0.193
1-3	0.224	2-5	0.185	3-8	0.229	4-12	0.208	5-17	0.227	7-11	0.235	8-19	0.193	10-19	0.195	13-17	0.229
1-4	0.213	2-6	0.190	3-9	0.237	4-13	0.226	5-18	0.224	7-12	0.197	9-10	0.230	11-12	0.241	13-18	0.229
1-5	0.203	2-7	0.187	3-10	0.231	4-14	0.229	5-19	0.175	7-13	0.232	9-11	0.242	11-13	0.227	13-19	0.201
1-6	0.202	2-8	0.193	3-11	0.252	4-15	0.249	6-7	0.198	7-14	0.207	9-12	0.231	11-14	0.224	14-15	0.229
1-7	0.199	2-9	0.226	3-12	0.216	4-16	0.216	6-8	0.205	7-15	0.235	9-13	0.232	11-15	0.252	14-16	0.191
1-8	0.209	2-10	0.202	3-13	0.225	4-17	0.247	6-9	0.218	7-16	0.199	9-14	0.206	11-16	0.219	14-17	0.238
1-9	0.228	2-11	0.226	3-14	0.221	4-18	0.236	6-10	0.210	7-17	0.235	9-15	0.249	11-17	0.249	14-18	0.211
1-10	0.218	2-12	0.188	3-15	0.253	4-19	0.199	6-11	0.234	7-18	0.233	9-16	0.230	11-18	0.233	14-19	0.188
1-11	0.239	2-13	0.212	3-16	0.227	5-6	0.201	6-12	0.207	7-19	0.178	9-17	0.257	11-19	0.220	15-16	0.234
1-12	0.204	2-14	0.203	3-17	0.264	5-7	0.189	6-13	0.210	8-9	0.229	9-18	0.216	12-13	0.215	15-17	0.275
1-13	0.215	2-15	0.232	3-18	0.232	5-8	0.202	6-14	0.202	8-10	0.218	9-19	0.211	12-14	0.219	15-18	0.260
1-14	0.218	2-16	0.192	3-19	0.212	5-9	0.231	6-15	0.239	8-11	0.233	10-11	0.243	12-15	0.248	15-19	0.222
1-15	0.238	2-17	0.229	4-5	0.208	5-10	0.216	6-16	0.202	8-12	0.211	10-12	0.213	12-16	0.218	16-17	0.206
1-16	0.209	2-18	0.219	4-6	0.210	5-11	0.224	6-17	0.236	8-13	0.225	10-13	0.232	12-17	0.251	16-18	0.210
1-17	0.228	2-19	0.176	4-7	0.207	5-12	0.200	6-18	0.215	8-14	0.214	10-14	0.207	12-18	0.227	16-19	0.190
1-18	0.232	3-4	0.230	4-8	0.216	5-13	0.189	6-19	0.182	8-15	0.246	10-15	0.241	12-19	0.192	17-18	0.243
1-19	0.188	3-5	0.223	4-9	0.238	5-14	0.210	7-8	0.205	8-16	0.211	10-16	0.213	13-14	0.214	17-19	0.226
2-3	0.215	3-6	0.218	4-10	0.223	5-15	0.237	7-9	0.224	8-17	0.225	10-17	0.247	13-15	0.235	18-19	0.216

注:为方便显示,对19个城市群分别编号,1~19分别代表长三角、珠江三角洲、京津冀、长江中游、成渝、辽中南、山东半岛、粤闽浙沿海、哈长、中原、关中平原、北部湾、天山北坡、晋中、呼包鄂榆、滇中、黔中、兰西、宁夏沿黄城市群。city代表配对的城市群,如1-2代表长三角与珠江三角洲配对,以此类推;G_{nb}代表配对城市群的群间基尼系数。

四、市场分割的动态演进

(一) 市场分割的核密度估计

为了系统识别城市群市场分割的动态演进趋势,本文依次采用四种核密度估计方法:首先,利用传统核密度估计方法考察城市群市场分割的分布形态演化趋势;其次,采用无条件核密度估计方法,以3年为时间跨度考察市场分割的动态演进趋势;再次,设定空间权重矩阵,从静态角度分析各城市群与相邻城市群市场分割的空间交互关系;最后,加入时间因素,考虑时间跨度下的空间动态核密度估计,剖析相邻城市群对本城市群的市场分割的动态影响。其中,在空间条件的核密度估计中,本文选取标准化的地理权重矩阵考察中国各城市群之间的空间关联性。

1. 传统核密度估计

(1) 全国总体城市群市场分割动态演进。从分布位置来看，2001~2022 年城市群市场分割的核密度分布曲线重心右偏，且呈现出“大幅左偏—小幅右偏—急剧左偏—微弱右偏—明显左偏”的演化特征，但整体上表现出向左偏移的动态演进特征（表 4）。右偏特征说明高市场分割程度城市群占比较多，整体市场分割程度较高；向左偏移则说明市场分割程度整体呈现下降趋势。从分布形态来看，核密度分布曲线的波峰高度表现出明显波动，特别是在 2009 年和 2020 年呈现显著下降趋势。如前文所述，受全球金融危机和疫情的影响，相应年份城市群的市场分割差距急剧扩大。但总体来看，核密度曲线的波峰高度在最近几年呈现出上升趋势，且曲线宽度呈现收紧的态势，说明全国城市群市场分割的离散程度有所下降，差距在不断缩小。同时，分布曲线的波峰存在由“双峰”（主峰+侧峰）向“单峰”演变的趋势，表明全国城市群市场分割的极化现象逐步减弱。从分布延展性看，核密度分布曲线表现出右拖尾现象，即部分城市群的市场分割程度远高于其他城市群，这种现象制约了全国统一大市场的形成。

表 4 城市群市场分割的分布动态演进特征

城市群	分布位置	分布形态	分布延展性	极化趋势
总体	左移	主峰变高，宽度变窄	右拖尾	双峰—单峰
长三角	左移	主峰变高，宽度变窄	右拖尾	多峰—单峰
珠三角	左移	主峰变高，宽度变窄	右拖尾	双峰—单峰
京津冀	左移	主峰变高，宽度变窄	右拖尾	双峰—单峰
长江中游	左移	主峰变高，宽度变窄	右拖尾	多峰—单峰
成渝	左移	主峰变高，宽度变窄	右拖尾	双峰—单峰
辽中南	左移	主峰变高，宽度变窄	右拖尾	双峰—单峰
山东半岛	左移	主峰变高，宽度变窄	右拖尾	双峰—单峰
粤闽浙沿海	左移	主峰变高，宽度变窄	右拖尾	双峰—单峰
哈长	左移	主峰变高，宽度变窄	右拖尾	双峰—单峰
中原	左移	主峰变高，宽度变窄	右拖尾	双峰—双峰
关中平原	左移	主峰变高，宽度变窄	右拖尾	双峰—单峰
北部湾	左移	主峰变高，宽度变窄	右拖尾	双峰—单峰
天山北坡	左移	主峰变高，宽度变窄	右拖尾	双峰—单峰
晋中	左移	主峰变高，宽度变窄	右拖尾	双峰—单峰
呼包鄂榆	左移	主峰变高，宽度变宽	右拖尾	单峰—双峰
滇中	左移	主峰变高，宽度变窄	右拖尾	双峰—单峰
黔中	左移	主峰变高，宽度变窄	右拖尾	双峰—单峰
兰西	左移	主峰变高，宽度变窄	右拖尾	多峰—单峰
宁夏沿黄	左移	主峰变高，宽度变窄	右拖尾	单峰—单峰

(2) 19 个城市群市场分割动态演进。从分布位置看，所有城市群的核密度分布曲线的中心均呈现向左移动的趋势（表 4），这说明受到市场开放程度提高、经济结构优化及跨区域合作加强等

因素的综合影响,随着时间的推移,各城市群的市场分割程度逐渐下降。从分布形态看,除了呼包鄂榆城市群外,其余城市群均呈现主峰变高、宽度变窄,由多峰或双峰向单峰演变的变化趋势,表明大部分城市群的市场分割空间差异表现出缩小的态势,极化趋势正在减弱。这一趋势在一定程度上验证了区域一体化政策、促进区域经济均衡发展举措的积极成效。而呼包鄂榆城市群横跨“两省四市”,跨省域的发展模式存在协调难的隐患,城市分布分散,中心城市呼和浩特并不处于城市群的核心位置,例如,与榆林市之间地理距离达 330 公里,空间带动效应受限。这导致城市之间的市场发展关联性较低,市场分割呈现差异扩大的趋势。从分布延展性看,所有城市群均呈现右拖尾趋势,这表明各个城市群中都存在市场分割程度较高的城市。这些城市往往经济发展水平较低、区位条件欠佳或资源禀赋不足,地方政府出于保护本地产业的需要,设置市场准入壁垒、采取行政主导型产业政策等,客观上加剧了市场分割程度。

2. 无条件核密度估计

图 3 (a) 和图 3 (b) 分别报告了中国城市群市场分割的无条件核密度及密度等高线。从图 3 (a) 可知,在无条件核密度估计下,概率主体主要分布于正 45° 对角线下方,这说明中国各城市群的市场分割程度在 $t+3$ 年是下降的,并且存在俱乐部收敛的可能性。由图 3 (b) 进一步分析发现,当市场分割程度小于 0.15 时,各城市群的市场分割程度具有一定的持续性,在 3 年的时间跨度内无较大的变化;当市场分割程度位于 0.15~0.35 区间时,概率主体大致集中于 Y 轴取值 0.15 附近,说明低市场分割程度的城市群在 3 年后倾向于向 0.15 收敛;当市场分割程度大于 0.35 时,各城市群的市场分割状态发生显著变化,在 3 年后呈现明显下降趋势。

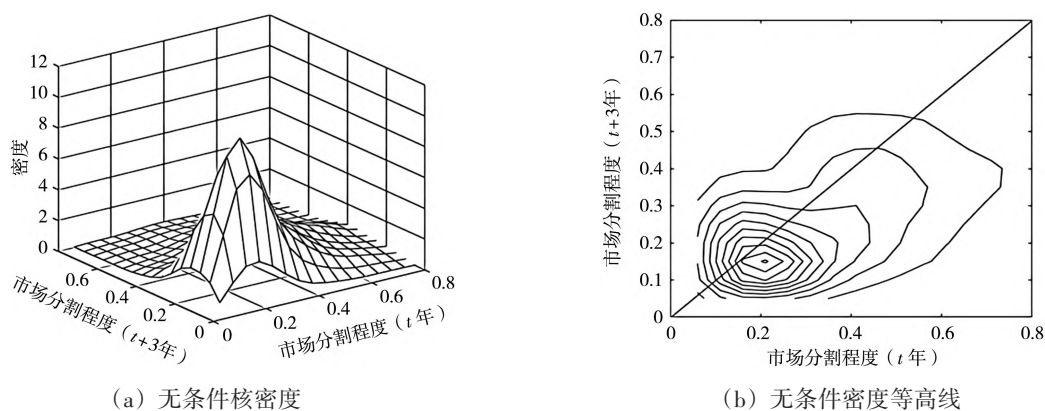


图3 市场分割的无条件核密度及密度等高线^①

① 图 3 (a) 中的 X 轴是 t 年城市群的市场分割程度, Y 轴是城市群 $t+3$ 年的市场分割程度, Z 轴是核密度, 表示 $X-Y$ 平面内每点的条件密度。由 X 轴做平行于 Y 轴的切面, 所得切面代表市场分割由 t 年到 $t+3$ 年的转移概率分布; 图 3 (b) 中 X 和 Y 轴同样代表不同年份的市场分割程度, 密度等高线代表不同的密度值, 内部等高线密度越高、分布越密集, 对应核密度曲线越陡峭, 表明转移概率越大。如果概率主体在特定范围内沿正 45° 对角线附近集聚, 说明市场分割从 t 年到 $t+3$ 年整体上分布状态一致; 如果概率主体分布于负 45° 对角线附近, 说明市场分割出现重大转变, 原本高市场分割程度的城市群变为低市场分割程度, 低市场分割程度城市群变为高市场分割程度城市群; 若概率主体分布于 45° 对角线的上方 (下方) 时, 说明市场分割程度显著提升 (下降); 若概率主体分布集中在 Y 轴的某个刻度且平行于 X 轴, 说明无论 t 年各城市群的市场分割处于何种程度, 在 $t+3$ 年后都会收敛于某一分割程度。

3. 空间条件下静态核密度估计

空间静态核密度估计主要用于分析同一时期内各城市群与其相邻城市群的市场分割的空间关联关系。图 4 (a) 和图 4 (b) 分别展示了城市群市场分割的空间静态核密度及密度等高线。如图 4 (a) 所示, 空间核密度曲线集中在正 45° 对角线上并沿对角线分布, 表明二者的市场分割存在较高的空间相关性, 呈现“低—低、高一高”的集聚特征。从图 4 (b) 可以看出, 若以 0.4 为相邻城市群市场分割程度的分界线, 城市群市场分割表现出不同的演进趋势。当本城市群的市场分割程度小于 0.4 时, 相邻城市群的市场分割程度也主要分布在 0.4 以下的区域范围内, 波峰沿着正 45° 对角线两侧, 表明城市群的市场分割具有正向空间溢出效应; 当相邻城市群的市场分割程度处于 0.4~0.5 区间时, 空间静态核密度等高线呈现出在正 45° 对角线之下偏离的特征, 主要分布在 Y 轴为 0.4~0.7 区间内, 这意味着此时各城市群的市场分割的空间关联效应呈减弱态势。

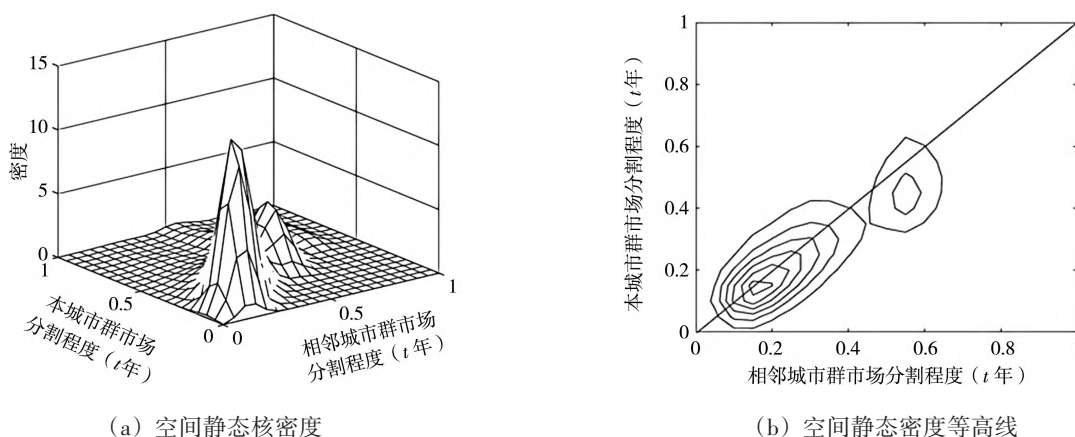


图4 空间条件下市场分割的静态核密度及密度等高线

注: 图 4 (a) 中 X 轴表示 t 年相邻城市群的市场分割程度, Y 轴表示 t 年本城市群的市场分割程度, Z 轴表示在 X 条件下 Y 的概率密度分布状态。若存在明显的正 (负) 空间效应, 那么概率密度的分布应该在正 (负) 向 45° 对角线附近集聚。

4. 空间条件下动态核密度估计

空间动态核密度估计是在空间静态核密度的基础上引入时间跨度, 用以考察当期相邻城市群对本城市群市场分割的动态影响 (图 5)。与图 4 相比, 图 5 中概率主体的整体分布趋势相似, 但存在一定差异, 说明时间因素对城市群市场分割间的相互作用产生影响。具体而言, 当相邻城市群的市场分割程度在 X 轴 0.15~0.17 处时, 此时概率主体分布位于正 45° 对角线附近, 说明城市群间的市场分割开始表现出正向空间相关性, 但是与空间静态核密度曲线相比, 动态核密度曲线更为分散, 说明在考虑时间因素条件下, 城市群市场分割的空间相关性有所减弱; 当相邻城市群的市场分割程度位于 0.17~0.3 区间时, 本城市群的市场分割程度存在概率主体平行于 X 轴, 集中于 Y 轴取值为 0.15 附近处的现象, 说明此时市场分割存在向某一特定值收敛的趋势; 当相邻城市群的市场分割程度位于 0.3~0.6 区间时, 本城市群的市场分割程度并未完全分布在同一区间范围内, 这表明, 对于市场分割程度高区间的城市群而言, 3 年的观察期未能显著改善其市场一体化状况。

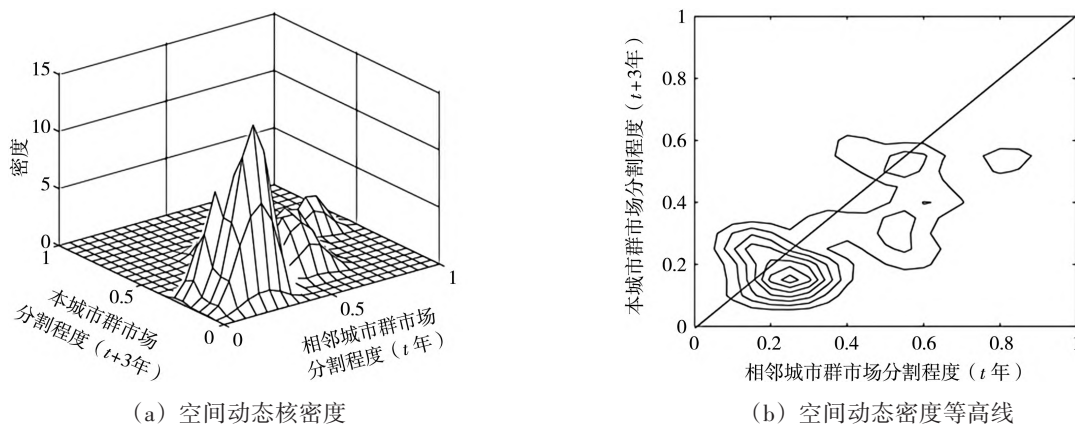


图5 空间条件下市场分割的动态核密度及密度等高线

注：X轴为相邻城市群 t 年的市场分割程度，Y轴为本城市群 $t+3$ 年的市场分割程度，Z轴为在X条件下Y的分布状态。

(二) 市场分割的马尔可夫链分析

尽管空间核密度估计可以有效描绘样本整体分布的形态及密度分布变化，但无法反映状态变化的概率。为详细刻画中国不同市场分割程度的城市群之间发生转移的概率大小和转移方向，本文运用传统和空间马尔可夫链探究市场分割的演进趋势。

1. 传统马尔可夫链分析

本文将各城市群的市场分割按照程度高低划分为4个等级：25%以内为低程度（小于0.171）、26%~50%为中低程度（0.172~0.288）、51%~75%为中高程度（0.289~0.479）、高于75%为高程度（大于0.479），进而得出2001~2022年时间跨度为1年、2年、3年、4年和5年的中国城市市场分割状态转移的马尔可夫链转移矩阵。在不包含空间因素的情况下，本文运用传统马尔可夫链分析方法得到的转移概率矩阵如表5所示。其中，在每一个时期，都对应一个4×4阶的转移概率矩阵，矩阵中主对角线数值代表市场分割的稳定程度，对角线左下方代表市场分割程度下降的概率；对角线右上方代表市场分割程度上升的概率；数值为零代表不同类型的城市群之间未发生动态转移。

表5结果显示，在时间跨度为1年时，主对角线上的概率值远大于其他位置的概率值，此时意味着不同类型的城市群的市场分割的发展趋势较为稳定，发生动态转移的概率较低。但是随着时间跨度增加，主对角线上的概率值有所下降，说明随着时间推移，各城市群的市场分割维持原有现状的能力有所下降，内部流动性逐渐提升。同时，各城市群市场分割的流动趋势为相邻的等级区间概率值更高，表明在不考虑空间因素的影响下，各城市群的市场分割转移速度较慢，实现跨越式等级跳跃的概率较小。另外，随着年份的推进，市场分割的状态转移主要趋向低程度，其次是中低程度，向中高程度和高程度转移的概率较小。例如，当 $t=1$ 时，低、中低、中高和高程度的城市群向低程度转移的概率为0.616、0.384、0.073和0.033；当 $t=5$ 时，低、中低、中高和高程度的城市群向低程度转移的概率变为0.435、0.444、0.314和0.188，除了低程度向低程度转移的概率降低了0.181，其余程度向低程度转移的概率都有所提升。这也侧面说明中国城市群的市场分割程度总体来看在持续下降，国内市场趋于整合，这一结论与前文分析保持一致。

表 5 市场分割的传统马尔可夫转移概率矩阵

时间跨度（年）	类别	低	中低	中高	高
1	低	0.616	0.299	0.067	0.018
	中低	0.384	0.405	0.153	0.058
	中高	0.073	0.251	0.428	0.248
	高	0.033	0.101	0.367	0.499
2	低	0.495	0.373	0.099	0.033
	中低	0.488	0.322	0.124	0.066
	中高	0.151	0.272	0.366	0.211
	高	0.042	0.166	0.390	0.402
3	低	0.405	0.418	0.133	0.044
	中低	0.548	0.303	0.104	0.045
	中高	0.195	0.297	0.307	0.201
	高	0.084	0.189	0.439	0.288
4	低	0.311	0.494	0.142	0.053
	中低	0.528	0.333	0.103	0.036
	中高	0.286	0.289	0.277	0.148
	高	0.136	0.204	0.398	0.262
5	低	0.435	0.424	0.102	0.039
	中低	0.444	0.401	0.116	0.039
	中高	0.314	0.344	0.224	0.118
	高	0.188	0.198	0.386	0.230

2. 空间马尔可夫链分析

本文将距离空间权重矩阵纳入传统马尔可夫链分析方法中，以构建空间马尔可夫链来进一步反映周边城市群的市场分割程度对本城市群的影响（表 6）。结果显示，在 $t = 1$ 和 $t = 5$ 的时间跨度下，主对角线上的概率值都不一定高于其他非主对角线位置的概率值，这说明在考虑相邻城市群市场分割和时间滞后的影响下，各城市群的市场分割流动趋势增强。例如，当 $t = 5$ 时，传统马尔可夫链转移矩阵中本城市群保持中高程度状态的概率为 0.224，而当加入相邻城市群的影响后，分别与中高程度组与低程度、中低程度、中高程度和高程度的城市群相邻时，相应概率转变为了 0.125、0.135、0.155 和 0.294。加入空间条件后，整体而言，各城市群的市场分割仍倾向于向低程度和中低程度转移，这与传统马尔可夫转移矩阵的结果较为一致。进一步观察发现，无论在何种时间跨度下，当相邻城市群为低和中低程度类别的市场分割时，市场分割处于中高和高程度类别的本城市群向下转移的概率均大于向上转移的概率，且主要向低程度跳跃式转移的概率更大；当相邻城市群为中高、高类别的市场分割程度时，相较于低、中低市场分割程度的相邻城市群而言，中高和高市场分割程度的本城市群向上转移的概率提高，向下转移的概率降低。可见，城市群的市场分割行为在时间和地理空间效应的影响下，呈现出空间依赖性，且存在“以邻为善”的特征。

表6 市场分割的空间马尔可夫转移概率矩阵

$t = 1$	类别	低	中低	中高	高	$t = 5$	类别	低	中低	中高	高
低	低	0.766	0.179	0.049	0.006	低	低	0.742	0.194	0.051	0.013
	中低	0.667	0.187	0.146	0.000		中低	0.548	0.387	0.000	0.065
	中高	0.615	0.154	0.154	0.077		中高	0.625	0.250	0.125	0.000
	高	1.000	0.000	0.000	0.000		高	0.000	0.500	0.000	0.500
中低	低	0.526	0.374	0.078	0.022	中低	低	0.295	0.530	0.123	0.052
	中低	0.480	0.378	0.107	0.035		中低	0.370	0.408	0.175	0.047
	中高	0.359	0.472	0.122	0.047		中高	0.338	0.446	0.135	0.081
	高	0.468	0.340	0.128	0.064		高	0.391	0.391	0.130	0.087
中高	低	0.625	0.208	0.083	0.083	中高	低	0.667	0.167	0.167	0.000
	中低	0.263	0.453	0.198	0.086		中低	0.505	0.388	0.077	0.030
	中高	0.073	0.358	0.379	0.190		中高	0.373	0.441	0.155	0.031
	高	0.078	0.262	0.326	0.333		高	0.323	0.423	0.200	0.054
高	低	0.000	0.000	0.000	0.000	高	低	0.000	0.000	0.000	0.000
	中低	0.000	0.400	0.400	0.200		中低	0.000	1.000	0.000	0.000
	中高	0.000	0.114	0.541	0.345		中高	0.259	0.253	0.294	0.194
	高	0.000	0.063	0.387	0.550		高	0.163	0.159	0.419	0.259

五、中国城市群市场分割的驱动因素分析

（一）中国城市群市场分割的驱动因子选择

市场分割包括“非自然意义上的市场分割”和“自然意义上的市场分割”（卞元超和白俊红，2024）。前者主要源于以邻为壑的政府行为所引发的歧视性收费、贸易壁垒、市场封锁、经营地限制等问题，这类问题依赖“软”的制度性改革加以解决，其驱动因素对应制度性层面；后者主要是空间摩擦所导致的信息不对称、物流运输成本及空间可达性约束等问题，需要“硬”的物理设施投入来突破地理阻隔，其驱动因素对应经济地理层面。因此，本文从这两个维度出发，使用地理探测器的因子探测和交互探测方法对中国城市群市场分割空间分布差异的驱动因素进行考察。具体说明如下：

在制度性维度上，第一，政府干预意味着政府可以通过资源配置、制造壁垒等形式直接干预本地的经济活动，但出于地方保护动机，其干预手段是逆市场化的，这加剧了地区的市场分割程度。因此，本文采用各地区政府财政支出占当地 GDP 的比重衡量政府干预因子（GIN）。第二，在财政分权模式下，城市群的经济发展和当地的财政收入密切挂钩，为了获取短期经济利益，地方政府通过制定分割性政策限制本地资源流出和外地资源流入，导致市场处于分割状态（Zhao 和 Ni，2018）。因此，本文采用各地方人均财政支出占中央人均财政支出的比重衡量财政分权因子（FDE）。第三，地方保护主义在一定程度上是地方政府为了保护本地区的经济利益而采取的地方发展战略（陈斌开和索昊，2024），对市场分割具有明显影响。因此，本文借鉴丁一兵和梁佳杨（2024）的做法，采用第一大姓氏人口占比衡量地方保护主义因子（PRO）。

在经济地理维度上，第一，经济因素是市场一体化的核心驱动力，地区的经济密度越高，代表消费能力和对企业的吸引力越强，越能促进市场范围的扩大，降低市场分割程度（付阳奇和朱玉春，2024）。因此，选取地区实际 GDP 与城市面积的比值表征经济密度因子（*EDN*）。第二，贸易开放有助于降低关税、消除非关税壁垒，使商品和服务能够更加自由地流动，这减少了城市群之间的市场壁垒，促进了城市群内部和城市群之间的经济一体化（任志成等，2014）。因此，以各地区的进出口贸易总额占 GDP 的比重表征贸易开放因子（*TRA*）。第三，外资的跨地区布局有助于促进各地区的资源流动，弱化市场分割程度。因此，本文采取各地区的外商直接投资额与 GDP 的比值衡量外商直接投资因子（*FDI*）。第四，基础设施建设通过信息化与智能化升级传统交通网络，显著降低要素流动成本与信息黏性，从而缓解市场分割（夏杰长等，2023）。因此，参考国家发展和改革委员会对基础设施建设的解读，选取各地区信息传输、软件和信息技术服务、电力、热力、燃气及水的生产和供应、交通运输、仓储和邮政、水利、环境和公共设施管理、科学研究和技术服务、卫生和社会工作等多个行业的固定资产投资额表征基础设施建设因子（*INF*）。第五，地理因素是市场分割的关键所在（Redding 和 Rossi-Hansberg，2017；马草原等，2021）。因此，选取地理起伏度表征地理条件因子（*GEO*）。

（二）地理探测结果

1. 因子探测结果

本文采用 Jenks 最佳自然断点法对在制度性维度和经济地理维度下的因子数据进行分级聚类，并通过地理探测器模型进行因子探测（表 7）。可以看出，全部因子均通过显著性检验（所有 p 值 < 0.05 ），表明其均是城市群市场分割空间差异化的重要驱动因素。从驱动因子的作用强度来看，各影响因素对市场分割的贡献度呈现显著差异。具体而言，财政分权的影响最为突出（0.096），其次为基础设施建设（0.088）和经济密度（0.043）。政府干预（0.022）和外商直接投资（0.010）的影响相对有限，而地理条件（0.007）、地方保护主义（0.003）及贸易开放度（0.002）的作用强度则最为微弱。综上，从单因子的探测结果来看，财政分权、基础设施建设、经济密度在城市群市场分割空间分异中的解释力较强。进一步将结果聚焦到不同地区发现，财政分权在全国及东部城市群中是主导因素，中、西部地区则以经济密度为主。原因可能在于，东部城市群财政收入规模大、地方政府财权较高，有更大的自主调配权和动机去发展本地产业、招商引资。因此，这些地区地方政府更倾向于采取地方保护主义、设立隐性壁垒，以保障本地税源和财政稳定，从而导致制度性市场分割问题更突出。中西部地区受制于人口密度、产业分布和交通条件，市场空间结构相对分散，本地市场规模小，经济密度低，这意味着交易成本高、市场联通能力弱，因此市场分割的形成更多源于地区经济基础薄弱，而非人为的制度性干预。

2. 交互探测结果

地理探测器不仅能够识别各驱动因素的独立影响，还可进一步探测任意两个驱动因子之间的交互作用。表 8 展示了全国层面的 8 项驱动因子的交互探测结果。结果显示，对角线上的数值均小于其所在行列的交互作用值，表明单个因子对城市群市场分割空间分异的作用能力有限，但任意两个驱动因子交互以后对城市群市场分割分异的解释能力均显著提升，即各驱动因子的交互作用均属于增强关系，不存在独立及减弱的关系。其中，财政分权、基础设施建设与其他因子之间

的交互作用值均明显高于其他因子的交互作用值。这表明财政分权、基础设施建设能够与其他因素形成有效的协同效应。

表7 基于地理探测器的因子分析

因子	全国		东部		中部		西部	
	q 值	p 值	q 值	p 值	q 值	p 值	q 值	p 值
<i>GIN</i>	0.022	0.000	0.006	0.007	0.047	0.000	0.072	0.000
<i>FDE</i>	0.096	0.000	0.135	0.000	0.007	0.000	0.097	0.000
<i>PRO</i>	0.003	0.008	0.003	0.003	0.002	0.000	0.003	0.000
<i>EDN</i>	0.043	0.000	0.035	0.000	0.150	0.000	0.170	0.000
<i>TRA</i>	0.002	0.000	0.005	0.000	0.001	0.000	0.011	0.090
<i>FDI</i>	0.010	0.000	0.057	0.000	0.107	0.000	0.003	0.000
<i>INF</i>	0.088	0.000	0.001	0.000	0.075	0.000	0.151	0.000
<i>GEO</i>	0.005	0.000	0.006	0.007	0.003	0.000	0.004	0.000

表8 基于地理探测器的因子交互分析

驱动因子	<i>GIN</i>	<i>FDE</i>	<i>PRO</i>	<i>EDN</i>	<i>TRA</i>	<i>FDI</i>	<i>INF</i>	<i>GEO</i>
<i>GIN</i>	0.023							
<i>FDE</i>	0.114	0.091						
<i>PRO</i>	0.034	0.099	0.002					
<i>EDN</i>	0.054	0.127	0.024	0.022				
<i>TRA</i>	0.031	0.100	0.008	0.032	0.002			
<i>FDI</i>	0.044	0.098	0.018	0.036	0.021	0.010		
<i>INF</i>	0.114	0.157	0.102	0.113	0.098	0.101	0.096	
<i>GEO</i>	0.058	0.132	0.010	0.027	0.014	0.026	0.106	0.007

六、结论与政策建议

（一）主要结论

本文基于 2001 ~ 2022 年居民消费价格指数数据，运用相对价格法测度中国 19 个城市群的市场分割程度，并利用 Dagum 基尼系数对城市群市场分割的差异进行测算与分解。在此基础上，运用空间核密度估计、空间马尔可夫链、地理探测器方法进一步揭示其时空格局、动态演进趋势及空间分异机理。主要结论如下：

第一，中国城市群的市场分割程度整体呈现波动下降态势，并形成了珠三角、北部湾、山东半岛、长三角等市场一体化程度较高的城市群。

第二，城市群市场分割的总体差异呈现出“M”型波动下降趋势，2001 ~ 2009 年市场分割程度持续攀升，2009 ~ 2015 年震荡下行，2015 ~ 2020 年再度波动上升，2020 ~ 2022 年显著缓解。Dagum 分解结果显示，总体差异的主要来源由超变密度和群间差异共同构成，群内差异的贡献相对较小，区域上表现为西部地区城市群的群间差异大，东部地区城市群的群内差异大。

第三，核密度估计结果显示，除呼包鄂榆城市群外，大多数城市群市场分割的变化趋势较为

一致，均呈现区域差异缩小、极化现象减弱的态势。当不考虑空间条件时，各城市群的市场分割存在俱乐部收敛效应；而考虑空间条件时，相邻城市群的市场分割存在溢出效应及交互效应，静态与动态的估计结果存在差别但总体类似，当相邻城市群的市场分割处于高程度时，静态与动态的估计结果均表明不存在城市群间的正空间相关性；当相邻城市群处于中低、中高程度时，随着时间因素的加入，城市群间的正空间相关性会显著降低。

第四，马尔可夫链分析结果表明，无论是否加入空间因素，随着时间跨度的增加，各城市群市场分割向中低和低程度转移的流动性均增强；传统马尔可夫链分析结果表明，各城市群市场分割实现跨越式等级跳跃的概率较小，但考虑空间因素后，各城市群的市场分割可以实现跨越式提升，且空间上存在“以邻为善”的特征。

第五，基于地理探测器分析的因子分析结果表明，在驱动因子的独立作用方面，全样本下财政分权是影响各城市群市场分割空间分异的主导因子。分区域来看，东部地区的主导因子为财政分权，中西部地区的主导因子为经济密度。在驱动因子的交互作用方面，每对双因子组合共同作用都会增强各自对城市群市场分割的空间差异的影响。

（二）政策建议

上述研究结论对于推动我国城市群降低市场分割程度、加快建设全国统一大市场具有重要的政策参考价值。由此提出如下政策建议：

第一，推进城市群一体化体制机制创新。研究表明，尽管中国城市群市场分割程度总体呈下降趋势，但整体现状仍不容乐观，实现“质”的突破迫在眉睫。为此，需要以城市群为重要发展载体，通过破除地方保护主义与行政壁垒，全方位构建统一的国内大市场。要实现城市群一体化发展战略，需加强各城市群内的政府部门之间的协调配合和政策执行，建立健全的城市群政策沟通体制，确保各项政策的衔接和协同实施。同时，建立健全数据监测和评估体系，实时追踪和评估城市群市场发展情况，切实保证城市群一体化发展战略的顺利推进和有效实施。

第二，差异化推动区域间城市群市场一体化。从研究结果来看，市场分割总体差异的主要来源为超变密度和群间差异，表现为西部地区的城市群区域间差异最大，东部地区的城市群区域内差异最大。因此，在推进一体化的进程中，应该有所侧重，充分考虑不同城市群的市场分割情况，避免实施“一把抓”的政策。特别要给予西部地区等欠发达地区更多的政策支持，在保证东部地区自身发展优势的基础上，通过制定优惠政策，鼓励人才、资金、技术、信息等要素有序自由流动至西部地区。对于东部地区城市群内的各城市，尤其是核心城市，应该将城市群的全局利益置于首位，充分发挥自身的辐射带动能力，重点培育和扶持中小城市的发展，以增强城市群内部的经济凝聚力，促进资源优势互补，推动产业链条的完善与延伸，以便持续地利用超大规模市场优势。

第三，构建城市群发展的空间联动协同发展格局。实证结果表明城市群的市场分割存在俱乐部收敛效应，且空间溢出在城市群的市场发展过程中发挥着重要作用。因此，针对不同城市群的市场分割分布特征及动态演进趋势，明确各城市群的发展定位和互补关系，建立跨城市群的空间规划和治理机制，引导低市场分割程度的城市群与高市场分割程度的城市群开展各种形式的互动与合作，如通过建立城市群之间的合作发展基金、加强城市群之间的交通、物流等基础设施、建立跨城市群的空间规划机制等方式，提高城市群之间的互联互通水平。

第四,优化多元因子的协同作用。本文的实证结果表明,财政分权、经济密度和基础设施建设分别在不同区域成为主导因子,不同双因子组合共同作用时会显著增强市场分割的空间差异。首先,在全国范围内继续深化财政分权改革,特别是在东部地区。其次,在中西部地区,鼓励在具备交通区位优势、产业基础和公共服务能力的城市群核心区发展紧凑型城市,吸引人口流入,提升人力资本密度。通过户籍制度、居住权利、公共服务供给等机制改革,降低人口自由流动的制度壁垒。再次,在全国范围内加大基础设施建设投资,在东部地区重点布局高端基础设施,推动产业转型升级;在中部和西部地区,加强交通、物流等基础设施建设,提升区域发展的承载力,促进区域经济协调发展。最后,针对不同区域和时期的主导交互因子,制定综合性的政策组合。

参考文献

- [1] 卞元超,白俊红.全国统一大市场、地区技术多样化与企业技术复杂度[J].数量经济技术经济研究,2024(06):129-150.
- [2] 曹春方,张婷婷,范子英.地区偏袒下的市场整合[J].经济研究,2017(12):91-104.
- [3] 陈斌开,索昊.市场一体化的测度、影响因素与经济效应:研究评述与展望[J].北京交通大学学报(社会科学版),2024(04):50-59.
- [4] 陈明华,岳海珺,郝云飞,等.黄河流域生态效率的空间差异、动态演进及驱动因素[J].数量经济技术经济研究,2021(09):25-44.
- [5] 丁一兵,梁佳杨.国内市场一体化对利用外资“稳中提质”的影响研究[J].国际贸易问题,2024(10):1-18.
- [6] 范子英,张军.财政分权、转移支付与国内市场整合[J].经济研究,2010(03):53-64.
- [7] 付阳奇,朱玉春.数字基础设施建设对农产品市场分割的影响——基于“宽带中国”战略试点的准自然实验[J].中国农村经济,2024(01):62-81.
- [8] 桂琦寒,陈敏,陆铭,等.中国国内商品市场趋于分割还是整合:基于相对价格法的分析[J].世界经济,2006(02):20-30.
- [9] 黄群慧.新发展格局的理论逻辑、战略内涵与政策体系——基于经济现代化的视角[J].经济研究,2021(04):4-23.
- [10] 黄毓琳,姚婷婷.市场分割与地区生产率:作用机制与经验证据[J].财经研究,2020(01):96-110.
- [11] 景维民,张景娜.市场分割对经济增长的影响:基于地区发展不平衡的视角[J].改革,2019(09):103-114.
- [12] 李杰,倪容.数字经济政策缓解了市场分割吗?——基于“宽带中国”战略的准自然实验[J].经济发展研究,2025(01):56-69.
- [13] 李善同,侯永志,刘云中,等.中国国内地方保护问题的调查与分析[J].经济研究,2004(11):78-84,95.
- [14] 刘昊,祝志勇.从地区性市场走向区域性市场——基于五大城市群市场分割的测算[J].经济问题探索,2021(01):124-135.
- [15] 刘毓芸,戴天仕,徐现祥.汉语方言、市场分割与资源错配[J].经济学(季刊),2017(04):1583-1600.
- [16] 陆铭,李杰伟.连接、分割与整合:“流”数据视角下的城市群[J].北大金融评论,2021(01):312-324.
- [17] 吕冰洋,贺颖.迈向统一市场:基于城市数据对中国商品市场分割的测算与分析[J].经济理论与经济管理,2020(04):13-25.
- [18] 吕越,盛斌,吕云龙.中国的市场分割会导致企业出口国内附加值率下降吗[J].中国工业经济,2018(05):5-23.
- [19] 马草原,李廷瑞,孙思洋.中国地区之间的市场分割——基于“自然实验”的实证研究[J].经济学(季刊),

2021(03):931-950.

- [20] 马草原,孙思洋,张昭.中国地区间要素市场分割的识别与影响因素分析[J].金融研究,2023(02):78-95.
- [21] 马鑫,黄涛.交通基础设施建设与区域间市场整合——以高速公路为例[J].数量经济技术经济研究,2023(12):111-132.
- [22] 倪克金,刘修岩,张蕊,等.城市群一体化与制造业要素配置效率——基于多维分解视角的考察[J].数量经济技术经济研究,2023(04):136-159.
- [23] 任志成,张二震,吕凯波.贸易开放、财政分权与国内市场分割[J].经济学动态,2014(12):44-52.
- [24] 沈丽,张好圆,李文君.中国普惠金融的区域差异及分布动态演进[J].数量经济技术经济研究,2019(07):62-80.
- [25] 宿伟健,高雨辰,李启航.市场分割对产业结构高级化的影响:促进抑或抑制?[J].改革,2023(05):74-89.
- [26] 唐为.要素市场一体化与城市群经济的发展——基于微观企业数据的分析[J].经济学(季刊),2021(01):1-22.
- [27] 王振华,代瑞婕,白冰.中国国内大循环的测度、解构及内生动力研究:基于构建全国统一大市场的视角[J].中国软科学,2024(02):55-63.
- [28] 夏杰长,李鑫,刘怡君.数字经济如何打破省际贸易壁垒——基于全国统一大市场建设的中国经验[J].经济纵横,2023(02):43-53.
- [29] 杨骞,王珏,李超,等.中国农业绿色全要素生产率的空间分异及其驱动因素[J].数量经济技术经济研究,2019(10):21-37.
- [30] 余泳泽,胡山,杨飞.国内大循环的障碍:区域市场分割的效率损失[J].中国工业经济,2022(12):108-126.
- [31] 赵传松,刘华军.基于城市群视角的中国经济发展南北差距研究[J].中国人口·资源与环境,2023(02):134-142.
- [32] 周正柱,冯加浩.长三角城市群市场一体化对技术创新影响的门槛效应研究[J].重庆大学学报(社会科学版),2023(05):18-36.
- [33] Dagum C. A New Approach to the Decomposition of the Gini Income Inequality Ratio [J]. Empirical Economics, 1997, 22: 515-531.
- [34] Gagné C, Riou S, Thisse J F. How to Make the Metropolitan Area Work? Neither Big Government, nor Laissez-Faire [J]. Journal of Public Economics, 2016, 134, 100-113.
- [35] Jensen R, Miller N H. Market Integration, Demand, and the Growth of Firms: Evidence from a Natural Experiment in India [J]. American Economic Review, 2018(12): 3583-3625.
- [36] Li J, Lin B. Does Energy and CO2 Emissions Performance of China Benefit from Regional Integration? [J]. Energy Policy, 2017, 101, 366-378.
- [37] Ma M, Delgado M S, Wang H H. Risk, Arbitrage, and Spatial Price Relationships: Insights from China's Hog Market under the African Swine Fever [J]. Journal of Development Economics, 2024, 166, No.103200.
- [38] Poncet S. Measuring Chinese Domestic and International Integration [J]. China Economic Review, 2003(01): 1-21.
- [39] Redding S J, Rossi-Hansberg E. Quantitative Spatial Economics [J]. Annual Review of Economics, 2017(01): 21-58.
- [40] Xu X. Have the Chinese Provinces Become Integrated under Reform? [J]. China Economic Review, 2002(02): 116-133.
- [41] Young A. The Razor's Edge: Distortions and Incremental Reform in the People's Republic of China [J]. The Quarterly Journal of Economics, 2000(04): 1091-1135.
- [42] Zhao Y, Ni J. The Border Effects of Domestic Trade in Transitional China: Local Governments' Preference and Protectionism [J]. The Chinese Economy, 2018(05): 413-431.

[责任编辑: 李宁宁; 责任校对: 孙哲]