

黄巧龙,周 磊,陈 钦.我国水产品市场价格波动的时空特征分析[J].江苏农业科学,2018,46(12):340-344.  
doi:10.15889/j.issn.1002-1302.2018.12.078

# 我国水产品市场价格波动的时空特征分析

黄巧龙,周 磊,陈 钦

(福建农林大学经济学院,福建福州 350002)

**摘要:**水产品在居民食品消费中占有核心地位,探寻水产品市场价格的波动规律对把握我国水产品市场的运行状况、提高渔民收入、保证国家食品安全具有重要的现实意义。基于 1995—2014 年我国 30 个省份的面板数据,采用空间计量经济学的方法,利用 Moran's I 指数和 Moran 散点图分析我国水产品市场价格波动的时空特征。结果表明,我国水产品市场价格持续走高,全局 Moran's I 指数高且显著,说明地区间水产品市场价格波动存在扩散效应。Moran 散点图说明当前我国水产品市场价格较高的地区集中在北京、天津等地区;而价格较低的地区集中在华东沿海地区,水产品市场的分割现象仍然存在。

**关键词:**水产品;市场价格;Moran's I 指数;市场整合;面板数据;Moran 散点图

**中图分类号:** F323.7;F326.4 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002-1302(2018)12-0340-05

随着居民生活水平的提高,高蛋白低脂肪的水产品广受消费者青睐,已成为我国乃至全球食品消费的重要组成部分。由于渔业生产对海、淡水资源的依赖性较强,产地一般是“傍江靠海”,同时水产品属于不易运输、不易保存的鲜活农产品,具有原产原销的特性,因此各地区的水产品市场相对封闭,地区间水产品市场价格存在差异。据我国统计年鉴数据表明,2014 年我国省份间水产品的最高价格(浙江省)是最低价格(黑龙江省)的 1.39 倍;另外,南部地区平均水产品市场价格比北部地区高 2.29 倍,可见无论从省份还是区域来看,我国水产品市场的价格差异显著,存在市场分割的现象。市场分割会引发地区间产品市场价格扭曲,导致居民收入分配不均,对企业的生产决策和政府的发展布局造成不良影响,弱化抵抗国家市场风险的能力<sup>[1]</sup>。陆铭等认为,如果市场分割程度超过某个临界值时,经济增长会受到阻碍<sup>[2]</sup>。测度水产品市场整合情况并采取有效措施稳定市场价格有利于促进水产品市场长期稳定发展。在现有的关于测度市场整合的文献中采用的方法以价格法为主,其主要基于“一价定律”的理论框架,分析不同地区之间的商品价格差异,发现商品流通过程中产生的运输费用及其他交易成本导致不同市场的同种商品价格存在一定的差异,也就产生市场分割。

当前对农产品价格的研究大多集中在粮食、果蔬、禽和畜类,针对水产品价格的研究不多,探讨水产品价格波动时空特征的研究较少。本研究基于 30 个省、市、自治区和直辖市(下文统一简称为省)1995—2014 年水产品零售价格数据,以“修正的一价定律”为理论基础,利用空间相关性来测度每个省份产品价格波动的空间属性,从时间维度上探寻我国水产品市场价格空间特征的变化和市场整合情况,从而提出如何

打破市场分割现状,进一步促进市场整合的政策建议。

## 1 我国水产品市场价格的时空波动特征

1985 年我国水产品市场完全开放,水产品市场价格不再由政府主导,而是逐渐转变为由市场形成,在此过程中水产品市场价格呈波动趋势。由于零售价格能够较好地反映商品市场价格的波动<sup>[3]</sup>,因此采用 1995—2014 年水产品市场零售价格指数为指标,同时考虑到 5 年以上的长期价格趋势分析应采用具有可比性的定基指数,将环比指数转换为以 1995 年为基期的定基指数(图 1-a),并用居民消费价格指数(consumer price index,简称 CPI,1995 年 CPI 为 100)剔除通货膨胀的影响(图 1-b)。

由图 1 可知,我国名义水产品零售价格指数的趋势呈上升—下降—上升的“U”形,实际水产品零售价格指数的趋势呈先下降后上升的“V”形,在 2004 年后二者的增长趋势一致。将 1995—2014 年我国水产品实际零售价格按照下降—上升的趋势分为 2 个阶段:1995—2003 年的波动下滑阶段和 2004—2014 年的稳定上涨阶段。

(1)波动下滑阶段。改革开放以来,我国渔业遵循“以养为主,以捕为辅”的发展战略,水产养殖业的蓬勃发展带来水产品产量的急剧上升(涨幅 86.95%),同时 1996 年《水产品批发市场管理办法》出台,水产品市场体系不断完善,市场的供求机制、价格机制开始发挥作用。在市场上水产品的有效供给增加导致其市场价格的持续下跌。1995—2003 年水产品市场价格下跌 20.66%,2003 年跌至 19 年间的谷底。

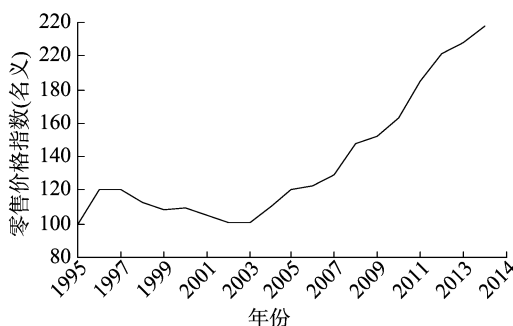
(2)稳定上涨阶段。2004 年后我国经济进入快速发展阶段,居民生活水平提高,对水产品的需求增加,供求机制作用拉高水产品市场价格,另外渔业生产成本的上升推动水产品市场价格上涨<sup>[4]</sup>。渔业生产必须依赖机动渔船,2004 年我国柴油价格为 220 元/t,2014 年则上升到 500 元/t,上浮 1.27 倍。我国大部分机动渔船以柴油作为燃料,油价的上涨提高了渔民的生产成本。此外,鱼苗、饲料和劳动力等成本的上升也拉高了渔业生产成本。2014 年我国水产品生产价格指数

收稿日期:2017-11-20

基金项目:福建省第一次全国海洋经济调查(编号:KH1701010)。

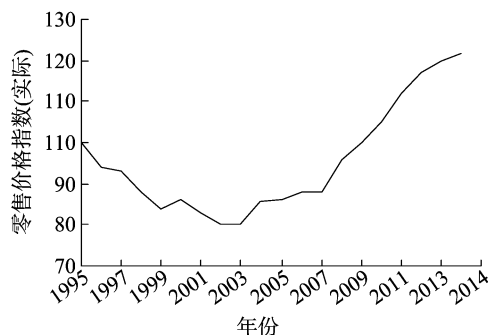
作者简介:黄巧龙(1989—),女,福建南安人,博士研究生,主要从事渔业经济、生态经济等研究。E-mail:812935618@qq.com。

通信作者:陈 钦,博士,教授,博士生导师,主要从事森林生态经济、林业财务会计等研究。E-mail:956585977@qq.com。



a. 1995—2014 年我国名义水产品零售价格指数

数据来源于《中国统计年鉴》和 EPS (economy prediction system) 数据平台



b. 1995—2014 年我国实际水产品零售价格指数

图1 1995—2014 年我国水产品零售价格指数波动趋势

(193.40)比2004年(110.531)增长74.97%。在成本推动和市场拉动双重作用下,我国水产品的实际零售价格指数从2004年的0.859上升到2014年的1.219,上涨41.91%,且在2010年后处于持续上升的态势。

我国水产品市场价格的长期波动是各省水产品市场价格波动的集合体。为探寻不同省份水产品市场价格差异的变化,引入时间维度的水产品市场价格变异系数指标进行逐年比对。考虑到环比数据对短期价格波动反映更加灵敏,这里采用1995—2014年我国30个省份的水产品零售价格指数(上年=100)。

由图2可知,我国水产品市场价格变异系数波动剧烈,说明我国水产品市场价格不稳定,省份间水产品市场价格差异明显,这是因为目前我国处在计划经济向市场经济转型的过程中,市场整合程度不高,省份间没有形成真正的水产品市场联动机制。2004年水产品市场价格变异系数达到峰值(0.054),说明2004年各省份间水产品市场价格差异最大,水产品市场区域分割严重。随后水产品市场价格变异系数开始持续波动下滑,到2013年跌至谷底(0.017),此时,我国水产市场整合程度最高。

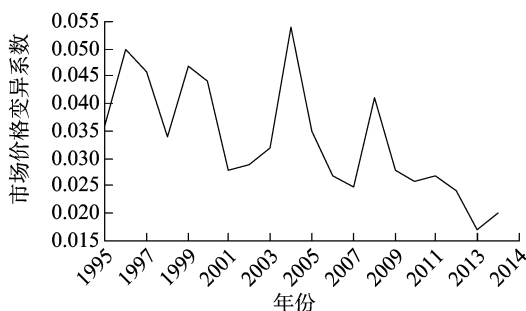


图2 1995—2014 年我国省份水产品市场价格变异系数

通过上述分析可知,我国水产品市场零售价格呈现较为稳定的上涨趋势,从区域看各省份间水产品市场价格变异系数参差不齐,但总体呈现波动下降趋势,说明各省份间水产品的市场联动性在增强,存在空间相关性。然而,变异系数仅能反映各省份间水产品市场价格的离散程度,无法度量各省份间水产品市场价格的空间特征。因此,基于1995—2014年我国30个省份的水产品零售价格指数面板数据(上年=100),利用全局 Moran's I 指数和 Moran 散点图发掘我国水产品市场价格波动的空间特征。

## 2 我国水产品市场价格时空特征的实证分析

### 2.1 研究方法

水产品市场价格具有明显的空间属性,可以利用探索性空间数据分析(exploratory spatial data analysis,简称ESDA),通常使用的方法是全局 Moran's I 指数和局部 Moran's I 指数。全局 Moran's I 指数能够辨析研究区域内水产品市场价格是否存在空间相关性<sup>[5]</sup>,计算公式为

$$\text{全局 Moran's I} = \left[ \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (Y_i - \bar{Y})(Y_j - \bar{Y})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}} \right] \quad (1)$$

式中: $S$ 、 $\bar{Y}$ 分别为 $Y_i$ 的标准差、平均值; $Y_i$ 、 $Y_j$ 分别表示第 $i$ 、 $j$ 个省份的水产品零售价格指数; $n$ 为省域总数( $n=30$ ); $W_{ij}$ 为空间权重矩阵中的元素。全局 Moran's I 指数取值在 $[-1, 1]$ 区间内,其统计量越接近于0,表明研究区域内水产品市场价格空间相关性越低,即水产品市场联动性越差。若全局 Moran's I 指数为正且显著,表明地区间水产品市场价格特征相近,关系密切;若全局 Moran's I 指数为负且显著,表明水产品市场价格分布不集中,差异较大。全局 Moran's I 指数的缺陷是无法反映某区域具体的空间集聚情况,因此,须利用局部 Moran's I 指数探测这类空间特征<sup>[6]</sup>。计算公式为

$$\text{局部 Moran's I} = (Y_i - \bar{Y}) / S^2 \times \sum_{j=1}^n W_{ij} (Y_j - \bar{Y}) / S^2 \quad (2)$$

若局部 Moran's I 指数为正,说明某地区的水产品市场价格对其他地区水产品的市场价格有正向影响,出现“热点效应”或“冷点效应”,即高-高集聚或低-低集聚;若局部 Moran's I 指数为负,说明某地区的水产品市场价格对其他地区水产品的市场有负向影响,产生高-低或低-高集聚。一般来说,局部 Moran's I 指数可用 Moran 散点图来直观表示。

### 2.2 空间权重的选取

Moran's I 指数计算的核心部分是空间权重的建立与选取。空间权重属于外生变量,用来反映研究区域的空间属性<sup>[7]</sup>。研究对象是水产品市场价格,如果选取经济权重或竞争权重容易导致由空间权重引发的内生性问题,而且此类空间权重是动态变化的,具有滞后特征,不易进行逐年比较。因此,构建基于 ROOK 邻近的0-1空间权重矩阵:省份间存在地理位置接壤取值为1,反之取值为0。省份间地理距离是外生的,不具有动态特征,不存在内生性及滞后性问题。另外,稀疏的0-1空间权重矩阵能够保证空间模型的稳定。

2.3 我国水产品价格全局空间相关性分析

为反映每年我国水产品价格空间特征的变化趋势,利用公式(1)通过 Stata 12.0 软件分别求出 1995—2014 年的全局 Moran's I 指数(表 1)。

表 1 我国水产品价格的全局 Moran's I 指数及其统计检验

年份	Moran's I 指数	标准差	标准偏差	P 值
1995	0.092	0.120	1.055	0.291
1996	0.078	0.112	1.007	0.314
1997	0.562	0.121	4.932	0.000
1998	0.176	0.116	1.814	0.070
1999	0.383	0.121	3.439	0.001
2000	0.458	0.121	4.060	0.000
2001	0.099	0.118	1.129	0.259
2002	0.323	0.119	2.989	0.003
2003	0.069	0.110	0.943	0.346
2004	0.144	0.118	1.514	0.130
2005	0.247	0.116	2.415	0.016
2006	0.096	0.122	1.062	0.288
2007	-0.008	0.121	0.216	0.829
2008	0.163	0.119	1.656	0.098
2009	0.191	0.122	1.852	0.064
2010	0.254	0.116	2.489	0.013
2011	0.110	0.118	1.226	0.220
2012	0.112	0.120	1.220	0.223
2013	0.266	0.121	2.483	0.013
2014	0.303	0.121	2.775	0.006

由表 1 可知,除 2007 年外,1995—2014 年其他年份我国水产品价格的空间相关性均为正相关,说明我国水产品价格存在一定的区域聚集特征,但部分年份的全局 Moran's I 指数的 P 值大于 10%,说明这些年份水产品价格不存在空间相关性,市场联动性差。

由图 3 可知,全局 Moran's I 指数值越大,其 P 值越接近于 0,表示空间相关性越强。把图 3 和图 2 进行比较可以发现,二者的波动趋势相反,图 2 中水产品价格变异系数大的年份(如图 2 中 1996 年的 0.05 为波峰)表示省份间水产品价格相差较大,在图 3 中反映为全局 Moran's I 指数较小(如图 3 中 1996 年的 0.07 为波谷)且不显著,表示水产品价格整合的程度低,可见图 2 和图 3 的结果是一致的。

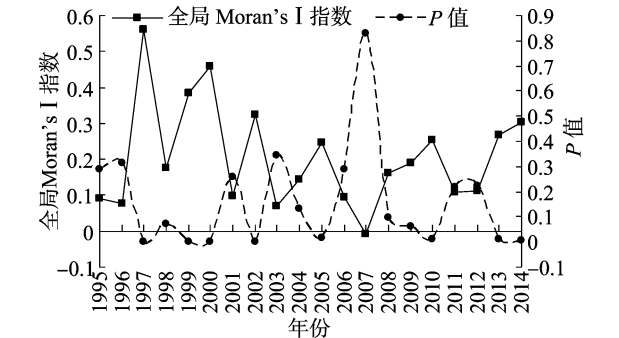


图3 1995—2014 年我国水产品价格空间特征趋势

1995—2014 年我国水产市场价格空间相关性经历了从减弱到增加的过程,据此将其分为 2 个阶段。第一阶段是 1995—2007 年,省份间水产品价格的空间相关性下降,水产品市场的联动性减弱。这是因为我国各地区经济发展不

均衡,城镇居民的消费水平不一,同时考虑地区间饮食文化的差异,部分地区消费者偏好是猪肉、羊肉等水产品的替代品,而其他地区消费者可能偏好水产品居多,从而导致了地区间水产品价格差距;我国水产品的运输成本高,运输手段简陋,水产品难以保鲜,导致不同地区水产品市场的供给量有差异,同时运输过程中的“冰山成本”加剧了各个地区间水产品价格的不一致。第二阶段是 2008—2014 年,省份间水产品价格的空间相关性波动上升,水产品市场的联动性增加。这是因为这个阶段内我国居民生活逐渐达到小康水平,消费观念从“吃得饱”向“吃得好”转变,追求生活质量和身体健康的饮食观念驱使消费者的偏好向水产品倾斜,省份间水产品需求量差距在缩小,水产品价格波动开始趋同;在我国交通运输体系功能完善的背景下,国家越发重视鲜活农产品的运输问题。2009 年国务院在《关于 2009 年促进农业稳定发展农民持续增收的若干意见》中明确指出,必须长期执行并完善鲜活农产品运销绿色通道政策,提供水产品运输方面的政策优惠。另外,水产品运输过程中保鲜和仓储技术的进步降低了运输成本,同时随着城镇化水平的提升,水产品市场体系更加完善,省份间水产品市场的供给和消费开始趋同,进而导致省份间水产品价格差异减小。

2.4 我国水产品价格的空间集聚特点分析

全局 Moran's I 指数仅能够反映全局空间相关性,接着利用局部 Moran's I 指数对 30 个省份水产品价格进行局部空间分析。根据局部 Moran's I 指数将 30 个省份分为 4 类,分别对应 Moran 散点图的 4 个象限:热点集聚(第一象限)、低-高集聚(第二象限)、冷点集聚(第三象限)和高-低集聚(第四象限)。为反映我国 20 年间水产品价格整体的空间变化特征,选取 1995 年和 2014 年的我国水产品价格零售价格指数进行计算。

由图 4-a 可知,1995 年我国大部分地区的水产品价格集中在第一、第三象限区域内,有 9 个省份落在第二、第四象限内。相较于图 4-a,图 4-b 中关于 2014 年我国水产品价格的空间局部 Moran's I 指数并不收敛于 0,而是分散在 4 个象限中,表明空间相关性强。第一象限有 10 个省份,第三象限有 11 个省份,其他省份分布在第二、第四象限,共有 9 个。总体来看,1995 年和 2014 年我国各省的水产品价格中,均有 21 个省处于第一、第三象限,即热点集聚和冷点集聚区域;有 9 个省处于第二、第四象限,呈现出空间差异特征。但 2 年内各象限内所包含的省份个体均有所不同(表 2)。

由表 2 中的 1995 年和 2014 年水产品价格空间特征对比可知以下几点。

(1) 水产品价格热点集聚区由南向北转移。1995 年水产品价格热点集聚地区包含我国的华东、华南及部分西部地区共 11 个省份,通过局部 Moran's I 指数显著性检验的省份为浙江、福建、江西;2014 年水产品价格热点集聚区明显向我国北部移动,主要包括东北、华北及华南地区沿海地带的 9 个省份,通过局部 Moran's I 指数显著性检验的省份为北京和天津。根据显著性检验结果来看,1995 年水产品价格热点集聚分布在我国华东的沿海地带,一方面是因为沿海地区经济发展快,居民消费水平相对较高,而且沿海城市城镇居民的饮食偏好是水产品,对水产品有需求;另一

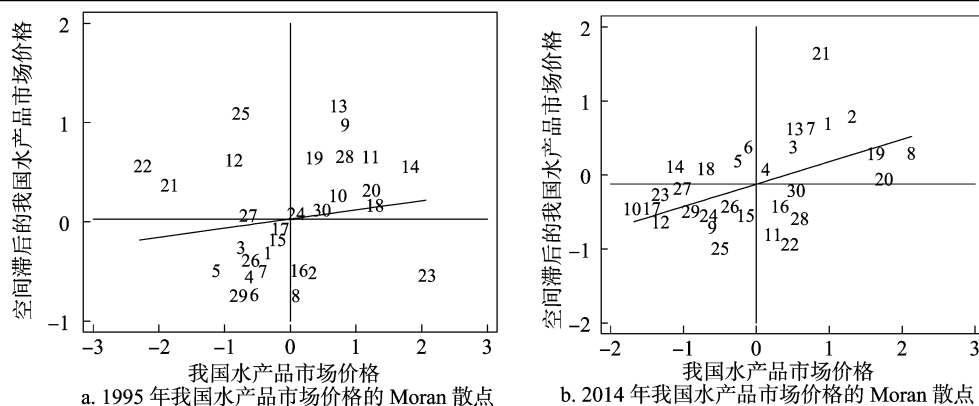


图4 我国水产品市场价格的 Moran 散点

表 2 我国各省水产品市场价格的空间集聚特征

集聚类型	1995 年		2014 年	
	省份个数	省份名称	省份个数	省份名称
热点集聚	11	上海、江苏、浙江***、福建***、江西***、湖北、广东、广西、贵州、青海、新疆	9	北京*、天津*、河北、山西、吉林、黑龙江、福建、广东、广西
低-高集聚	5	安徽***、海南、重庆***、云南*、甘肃	4	内蒙古、辽宁、江西、湖南
冷点集聚	10	北京、河北、山西***、内蒙古、辽宁、吉林、山东、湖南、陕西、宁夏	12	上海、江苏***、安徽***、山东、湖北***、海南***、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、宁夏
高-低集聚	4	天津、黑龙江、河南、四川***	5	浙江、河南、重庆、青海、新疆

注：\*、\*\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 水平上差异显著。

方面是由于 1995 年的渔业生产处于“从捕转养”的过渡时期，水产品特别是远洋捕捞的水产品价格高昂，同时水产品仅靠捕捞导致供给量不足，在人工养殖不成熟和运输条件简陋的双重制约下，导致大部分水产品只能在沿海地区销售，进而形成较为封闭的水产品市场。2014 年我国水产品市场价格的热点集聚区域转向北京、天津，一方面由于 2 市是“京津冀经济圈”的核心，区域经济水平较高。2014 年天津和北京的人均 GDP 分别为 10.523 万、9.999 万元，分别占全国人均 GDP 总额的 6.69%、6.356%，分别位居全国第 1、第 2；经济发达地区的居民收入水平较高，对价格较贵的水产品具备足够的消费能力。另一方面是居民对水产品消费需求快速增加。我国农村社会统计年鉴数据表明，1995 年北京市和天津市的年人均水产品占有量分别为 6.8、16.4 kg/人，到 2014 年 2 市人均水产品占有量分别上升至 21.959、155.647 kg/人，分别上涨 1.229、7.491 倍。此外，北京和天津地理位置十分接近，根据万有引力定律，地区间空间效应的强弱和地理距离成反比，因此北京和天津 2 市水产品市场价格能互相影响，进而形成了热点集聚区。

(2) 水产品市场价格的冷点集聚区由北向南转移。1995 年的水产品市场价格冷点集聚区主要位于我国的北部地区，共 10 个省份，其中仅山西省通过空间相关性检验。与 1995 年相比，2014 年水产品市场价格的冷点集聚区共包含 12 个省份，主要分布于我国南部地区和西北地区，其中江苏、湖北、海南、安徽等 4 个省份均通过空间相关性检验。根据显著性检验的结果来看，1995 年山西省水产品市场价格在冷点集聚区。其中一个原因是山西省属于内陆地区，接触的水产品多为淡水鱼、虾，此类水产品生产成本低，市场价格不高；另一个原因是山西省的饮食文化中对水产的偏好较弱，导致市场需求不大。1995 年山西省水产品年人均占有量为

0.858 4 kg/人，排全国倒数第 3。以上 2 个原因共同导致了山西省水产品市场价格处于冷点集聚区。2014 年我国水产品市场价格冷点集聚区显著的省份增加到 4 个，其共同特征是当地渔业生产资源丰富，水产品能够满足本地需求，而不须从其他省份进货。近年来，我国水产养殖业发展迅速，大部分的水产品通过养殖获取。据我国渔业统计年鉴数据表明，2014 年江苏、湖北、安徽和海南水产养殖量分别为 429.386 万、412.494 万、190.84 万、73.219 万 t，与 1995 年相比分别上涨 68.023%、68.075%、66.923%、88.514%。通过养殖方式获取的水产品能够常年稳定地满足消费者的需求，提高水产品市场的供给量，江苏、湖北、安徽、海南等 4 省本地均有水产养殖产业，不须通过外省输入，节省了运输成本，因此水产品市场价格较低。另外，江苏、湖北和安徽属于我国渔业主产区，通过农产品运输体系将本省水产品销往各地，相较于其他地区的水产品市场，江苏、湖北和安徽的水产品市场价格较便宜，形成冷点集聚区。

(3) 水产品市场价格的空间差异在减弱。1995 年我国中西部地区的 5 个省份位于水产品市场价格的低-高集聚区，其中安徽、重庆、云南均通过局部 Moran's I 指数显著性检验，说明这 3 个省份间水产品市场价格差异显著，且本地水产品市场价格低于周边地区的水产品市场价格。到 2014 年时水产品市场价格的低-高集聚区域裂变分散于我国华中和华北 2 个地区内，包含 4 个省，然而各个省份之间无显著性差异。1995 年我国水产品市场价格高-低集聚的省份有天津、黑龙江、河南和四川 4 个地区，其中四川省的空间差异显著。到 2014 年时水产品市场价格的高-低集聚区较为分散，同 1995 年相似，省份空间未达到显著性差异。从 1995 年水产品市场价格存在空间差异性到 2014 年不存在空间差异性，说明我国水产品市场处于整合阶段。空间差异性的本质是空间位置上

的离散,即邻近地区水产品价格差别大,如 1995 年的低—高集聚区域,某地区水产品价格低,但是周边地区水产品价格高;高—低集聚区域则相反,某地区水产品价格高,周边地区水产品价格低,出现此类现象说明 1995 年我国水产品市场处于严重的分割状态,缺乏开放市场中价格一升俱升、一降俱降的联动性。2014 年我国水产品市场低—高集聚区和高—低集聚区均没通过局部 Moran's I 指数显著性检验,说明这几个省份间水产品价格差异不显著,相反是“热点集聚”和“冷点集聚”空间相关性显著的省份较多。这说明水产品市场呈现出联动性特点:水产品价格高的区域,其周边地区水产品价格也高,水产品价格低的区域,其周边地区水产品价格同样也是低的,也就是说水产品价格能够通过各地区的水产品市场进行传导,进而影响邻近地区的水产品价格,从而证明了我国改革开放后水产品市场整合的成效明显。

通过上述分析可知,我国水产品价格的空间特征从空间差异向空间同质转变,空间相关性从不显著转变为显著,反映出我国水产品市场的整合程度在不断上升。从 1995 年至 2014 年,水产品价格冷点集聚区是从北往南迁,而热点集聚区是从南往北迁,迁移路径和我国淡水养殖业的集聚及我国经济区域发展趋势相呼应。同时,2014 年我国水产品价格的空间特征和各省份的地理位置及区域特点相吻合,例如热点集聚区的北京和天津,冷点集聚区的湖北、江苏和安徽,不仅行政边界接壤,还分别处于京津冀经济圈和长江经济圈内,说明本研究分析结果和现实相吻合,是可信的。

### 3 结论与政策建议

基于 1995—2014 年我国 30 个省份水产品市场零售价格的面板数据,利用变异系数、全局 Moran's I 指数、Moran 散点图从时间和空间 2 个维度上分析我国水产品市场价格的波动特征。结果表明,我国水产品价格上涨趋势明显,一方面是由于消费者对水产品需求增加拉动,另一方面是渔业生产成本提高推动。考虑到如今水产品消费占食品消费比例上升,水产品价格上升会拉高 CPI,易带动农产品市场价格的上涨。我国水产品价格的冷点集聚和热点集聚区域发生南北调转,2014 年水产品价格的热点集聚区分布在我国经济发达区域,冷点集聚区主要分布在水产品的主产区。导致各地区水产品价格不一致的原因可能是区域经济发展水平差异、饮食文化导致的水产品需求差异和运输成本差异等。我国水产品价格的变异系数和全局 Moran's I 指数的波动特征相吻合,且全局 Moran's I 指数呈现出波动上升趋势,说明我国水产品价格的空间集聚效应越加明显,水产品市场的整合程度在提高。根据上述结论,提出以下政策建议:

(1) 构建水产品市场价格的长效稳定机制。渔民是渔业生产的主体,确保渔民生产的积极性才能保障水产品的长期供应,而水产品的长期稳定供应是水产品价格维持稳定

的关键。各地区政府应鼓励渔民开展精细化水产养殖,充分利用海、淡水资源,在湖泊、河流、水库及沿海水域上实现立体化养殖模式;同时各级政府应重视水产技术推广队伍的建设,优化技术推广员的待遇,提高推广队伍的整体水平,促进先进的科技成果向应用层面快速转换,并在渔民的生产中普及;另外在渔业资金投入方面,政府一方面要加大对渔民购置渔船的资金补贴及渔船燃油补贴力度,提高渔业水上作业效率;另一方面要开展水产养殖保险,建立风险基金池,分担渔民在水产养殖中受到风险而导致的经济损失。

(2) 调控水产品价格须分区而治。从长期来看我国水产品市场整合程度较高,短期内各地区间水产品价格还存在差异,因此国家在水产品价格的调控上要注重分区控制。针对水产品价格热点集聚的地区和冷点集聚的地区,通过对地理位置中心且经济发达的省份实施相关政策,通过由点到面的辐射效应来实现对热点集聚或冷点集聚区域的水产品价格调控。另外,针对热点集聚区域和冷点集聚区域的水产品价格调控政策有所不同,针对热点集聚区须稳定水产品价格波动,使其处于维稳状态;针对冷点集聚区要推动水产品价格缓慢上涨,带动当地渔业的发展,提高渔民的收入。

(3) 推进水产品市场整合的进程。提高我国水产品市场的一体化水平,关键是要打破各地区地理位置上的限制,加快水产品在省份间的运输。对于经济相对落后的区域,各级政府要推进城镇化进程,完善当地的基础设施建设,创建多个水产品批发市场,同时还须简化水产品的运输环节,从而降低水产品的运输成本,为水产品的运输提供便利条件。在经济发达的区域,各级政府应做好水产品批发市场与超市或集贸市场的对接,减少从批发环节到零售环节中间的成本,加强水产品市场的监督和管理,使水产品主产区和主销区的市场价格差缩小。另外,各地政府要减少对渔业发展的直接干预,打破原有的政治分割局面,坚持对外开放的发展战略,同时建立健全各地区水产品市场的信息共享平台,减少市场整合的交易成本,为我国水产品市场整合提供良好的发展环境。

### 参考文献:

- [1] 邓明. 中国地区间市场分割的策略互动研究[J]. 中国工业经济, 2014(2): 18-30.
- [2] 陆铭, 陈钊. 分割市场的经济增长——为什么经济开放可能加剧地方保护? [J]. 经济研究, 2009(3): 42-52.
- [3] 高静, 尹徐念, 汪恒, 等. 城镇居民消费价格指数的空间相关性研究[J]. 价格理论与实践, 2015(12): 89-91.
- [4] 高金田, 李京梅, 刘铁鹰. 中国水产品居民消费需求趋势及影响因素分析[J]. 东岳论丛, 2013, 34(1): 118-123.
- [5] 邵燕斐, 王小斌. 中国省域碳强度的空间相关性及其驱动因素研究[J]. 工业技术经济, 2014(11): 118-128.
- [6] 张可云, 杨孟禹. 国外空间计量经济学研究回顾、进展与述评[J]. 产经评论, 2016(1): 5-21.
- [7] 叶阿忠, 吴继贵, 陈生明, 等. 空间计量经济学[M]. 厦门: 厦门大学出版社, 2015: 77-78.