

中国农产品国际贸易空间自相关性分析

——基于均值数据视角

赵亮¹, 陶红军²

(1.福建师范大学 外国语学院, 福建 福州 350007; 2.福州大学 管理学院, 福建 福州 350108)

摘要: 利用空间计量经济学模型分析了2004—2007年中国各地区农产品国际贸易空间自相关关系。实证分析结果表明,我国农产品国际贸易相似发展水平地区显著性集聚,并且集聚程度不断递增。东部地区凭借其区位、资源、市场、产业优势,人均农产品国际贸易额远远高于中西部地区。中西部地区农产品国际贸易发展水平差异缩小,与东部发达地区差异扩大。因此,中国农产品国际贸易的发展应突出地区特色,发挥农产品贸易促进资金的区域导向作用及通过落实农业功能区划,实现农业生产的集聚和差异化,提高各地区农产品国际贸易空间依赖性。

关键词: 农产品; 国际贸易; 空间计量经济学模型; 空间自相关; 中国

中图分类号: F752.8

文献标识码: A

文章编号: 1009-2013(2009)04-0017-05

An Analysis on Spatial Autocorrelations of China's Agricultural Trade

——Based on Per Capita Data

ZHAO Liang¹, TAO Hong-jun²

(1.Foreign Language Institute, Fujian Normal University, Fuzhou 350007, China; 2. School of Management, Fuzhou University, Fuzhou 350108, China)

Abstract: The paper analyzes spatial autocorrelations and spatial scattering patterns of China's agricultural trade volume per capita since 2004-2007 by applying ESDA model. The empirical analysis reveals that the clustering effect of agricultural trade exists, the gap of agricultural trade volume per capita between the east and the rest regions of China widens due to the differences in geography and resources. Agricultural production regionalization, using agricultural trade promotion fund effectively are possible policy recommendations.

Key words: farm products; agricultural trade; ESDA; SAR; China

在我国工业化和现代化进程中,农产品国际贸易额在全国对外贸易总额中所占比重不断下降,但是农产品国际贸易在调整产业结构,促进农业现代化,解决农民就业,提高农民收入,发挥区域、资源、产业基础优势,以及确保国家经济安全和改善生态环境等方面仍然具有重要的意义。

相关学者结合我国农产品专业带建设及WTO多哈回合谈判实际进展,采用恒定市场份额模型(CMS)、引力模型以及国际经济学中的供求模型,对我国农产品出口影响要素、农产品比较优势及竞争力等问题进行了大量研究,提出了许多创新性结论^[1-13]。但是相

关研究忽略了我国农产品国际贸易的空间依赖性。笔者以我国大陆31个省(自治区、直辖市)人均农产品国际贸易额为研究对象,以区域经济学中增长极和梯次发展理论为基础,采用空间计量经济学模型ESDA分析我国农产品国际贸易的空间依赖性和自相关关系。

一、研究理论与方法

ESDA(exploring spatial data association)模型是分析地区间某一观测值空间依赖和空间自相关关系的空间计量经济学模型,其存在的基础有两个:第一,每一个区域不是孤立的决策单元,与系统内的其它异质单元之间存在相互作用。相互作用可以表现为社会标准效应、邻近效应、模仿效应等。相互作用形成集体行为和集聚效应。第二,地理信息系统(GIS)技术以及社会经济数据的地理化(geo-coded)需要新的统计方法来体现这些数据的特征(Luc Anselin, 1999)^[14]。ESDA

收稿日期: 2009-05-01

基金项目: 福建省教育厅基金资助(JA080315S); 福州大学博士引进基金资助(826468)

作者简介: 赵亮(1974-),女,黑龙江汤原人,讲师,管理学博士。

模型通过计算各地区某观测值的空间相关系数、描绘空间布局散点图及对加入空间滞后变量的模型进行估计等方法来反映该观测值空间依赖和自相关关系,在许多领域得到了应用^[15-19]。

(一) 全局 Moran's I 指数

全局 Moran's I 指数反映的是空间邻接或空间邻近的区域单元某观测值的相似程度,其表达式为:

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j \neq i}^n W_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j \neq i}^n W_{ij}} \quad (1)$$

其中, x_i 为区域 i 的观测值, x_j 为区域 j 的观测值, W_{ij} 为空间权重矩阵, 并且

$$S^2 = \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2, \bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i \quad (2)$$

全局 Moran's I 指数的检验统计量为标准化 Z 值, 表达式为:

$$Z = \frac{I - E(I)}{\sqrt{\text{VAR}(I)}} \quad (3)$$

检验统计量可以对零假设 H_0 (n 个区域单元的观测值之间不存在空间自相关) 进行显著性检验。显著性水平可以由标准化 Z 值的 P 值检验来确定: 如果 P 值小于给定的显著性水平 α (一般取 0.05), 则拒绝零假设; 否则接受零假设。P 值可以通过正态分布、随机分布或置换方法来获取。

当 Z 值为正且显著时, 表明存在正的空间自相关, 即相似的观测值趋于空间集聚; 当 Z 值为负且显著时, 表明存在负的空间自相关, 相似的观测值趋于空间分散; 当 Z 值为零时, 观测值呈随机的空间分布。

计算全局 Moran's I 指数时首先要建立空间权重矩阵。笔者采用二进制邻接空间权重矩阵。建立二进制邻接空间权重矩阵有 Rook and Queen 标准^[20]。Rook 标准通常适合所有具有共同边界的邻接地区, 而 Queen 标准适用于具有共同邻接点的地区。Rook 标准对一些没有共同边界的所谓角落邻接地区 (corner neighbors) 会产生丢失现象, 而 Queen 标准则不会产生此类现象 (Luc Anselin, 1995)。Queen 标准对邻接单元的定义是只要地区间有共同的连接点, 包括共同边界或共同的邻接角落, 就可以把这些地区看作是邻居。对于任何地区单元, Queen 标准定义的邻接地区的数量等于或大于 Rook 标准。考虑到我国大陆 31 个省(自治区、直辖市)之间的地理边界不规则的特点, 拟采用 Queen 标准有关邻接地区的概念建立空间权重矩阵。

此外, 空间计量经济学还提出 2 个高阶邻接的定义: 第一, 纯粹的, 不包含与次阶相邻的地区。第二, 累积性的, 包含所有次阶相邻的地区。根据 Anselin and Smirnov (1996) 的结论, 高阶邻接权重矩阵可以消除在矩阵建立过程中的冗余和重复。考虑到研究所用的横截面样本只有 31 个, 采用高阶邻接权重会减少估计的自由度, 所以只采用 1 阶邻接权重矩阵。笔者参考鲁凤, 徐建华 (2007) 的处理方法, 设海南省和广东省互为邻居。理由是, 虽然两省空间上并不相邻接, 但是两地经济联系密切。

(二) 局部空间自相关 (LISA)

当需要进一步考虑观测值是否存在局部空间集聚, 哪个区域单元对于全局空间自相关的贡献更大, 以及空间自相关的全局评估在多大程度上掩盖了局部不稳定性时, 就需要使用局部空间自相关分析 (LISA, local indicators of spatial association), 包括局部 Moran's I 指数、Moran 散点图等。

Moran 散点图 (Moran scatter plot) 对 Z 和 W_z 数据进行了可视化的二维图示, 其中 Z 是由观测值与均值之间的高差组成的向量, W_z 是其空间加权平均值, 又称为空间滞后向量 (spatial lag)。向量形式的全局 Moran's I 指数表达式为:

$$I = \frac{n}{S_0} \frac{z' W_z}{z' z} \quad (7)$$

其中 $S_0 = \sum_i \sum_j W_{ij}$ 。当 W_{ij} 为行标准化的空间权重矩阵时, $S_0 = n$, 此时全局 Moran's I 指数即为 W_z 对于 Z 的线性回归斜率。 (z, W_z) 数据对在 Moran 散点图中已进行了标准化处理, 因此不同年份的结果具有可比性。对全局 Moran's I 指数具有强烈影响的区域单元, 可通过标准回归诊断出来。值得注意的是, 全局和局部分析角度下的 Moran's I 指数不一样。

Moran 散点图中第 1, 3 象限代表正的空间相关性, 第 2, 4 象限代表负的空间相关性。其中第 1 象限代表了高观测值的区域单元为高值区域所包围 (高-高); 第 2 象限代表了低观测值的区域单元为高值区域所包围 (低-高); 第 3 象限代表了低观测值的区域单元为低值区域所包围 (低-低); 第 4 象限代表了高观测值的区域单元为低值区域所包围 (高-低)。

研究使用的农产品国际贸易数据来自 2004—2007 年商务部和中国食品及土畜进出口商会《中国进出口月度统计报告-农产品》。在计算各地区人均农产品国际贸易额时, 人口数据采用 2004—2007 年《中国

统计年鉴》中各省(自治区、直辖市)常住人口数据。2007年常住人口数据来自各省(自治区、直辖市)统计公报。笔者没有采用农产品国际贸易额为研究对象是因为总量指标存在异方差,不能真实反映各地区农产品国际贸易实际发展水平。研究所涉及的地区只包括我国大陆地区31个省(自治区、直辖市),不包括香港、澳门和台湾地区。

二、实证分析与结论

(一) 人均农产品国际贸易额全局 Moran's I 指数

采用 Luc Anselin 免费提供的 GEODATM 软件,对我国各地区农产品国际贸易进行空间自相关分析。2004—2007年我国31个省(自治区、直辖市)人均农产品国际贸易额全局 Moran's I 指数计算结果见表1。

表1 2004—2007年我国人均农产品国际贸易额全局 Moran's I 指数

年份	Moran's I 指数	Moran's I 标准差	Z 值	P 值
2004	0.159 9	0.072 4	2.668 508	0.01
2005	0.227 8	0.078 2	3.338 875	0.01
2006	0.299 3	0.098 3	3.383 520	0.02
2007	0.295 0	0.090 3	3.635 659	0.02

备注: P 值都是通过 999 次随机置换 (randomization) 获得

2004—2007年,我国各地区人均农产品国际贸易额全局 Moran's I 指数基本是逐年递增,Z 值都为正并且能够通过 0.05 置信水平显著性检验,说明我国人均农产品国际贸易额存在极化效应,空间集聚现象明显。我国各地区农产品国际贸易发展受到周边邻接地区农产品国际贸易发展的影响越来越大。2007年全局 Moran's I 指数略小于 2006 年的同类指标,说明我国各地区人均农产品国际贸易额初露收敛趋势。由于数据所限,这种收敛趋势是否能够持续还待观察。

(二) 人均农产品国际贸易额 LISA 分析

1. 人均农产品国际贸易额 Moran 散点图

2004—2007年我国各地区人均农产品国际贸易额 MORAN 散点图如图1所示。图1中 TRADEPER 是标准化的人均农产品国际贸易额指标,W_TRADEPER 是标准化的人均农产品国际贸易额指标的空间滞后变量。LISA 条件下全局 Moran's I 指数值在图形的上方,也就是拟合曲线的斜率。图1中的某1个点代表着某1个地区,其离拟合的曲线距离越远,说明这个地区人均农产品国际贸易额与其它地区的差异越大。

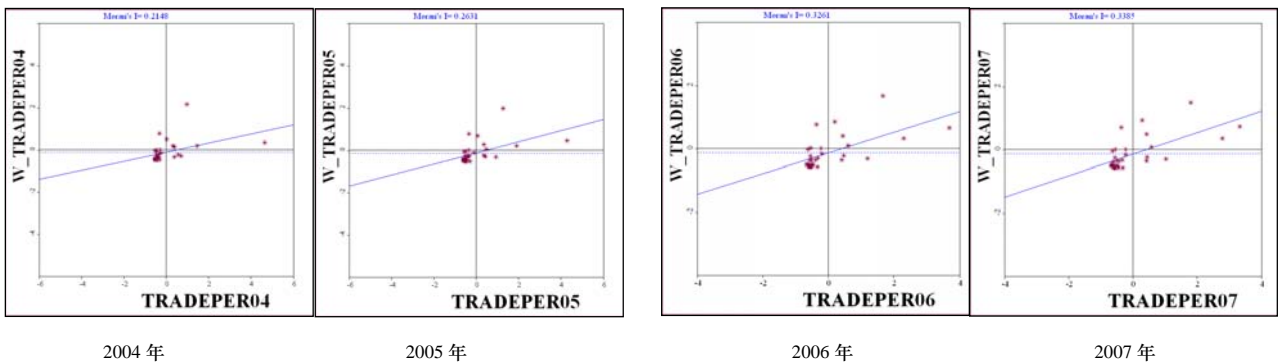


图1 2004—2007年我国人均农产品国际贸易额 MORAN 散点图

MORAN 散点图显示,2004—2007年,LISA 条件下我国人均农产品国际贸易额全局 Moran's I 指数逐年递增,依次为 0.2148, 0.2631, 0.3261 和 0.3385。研究期间,我国各地区农产品国际贸易空间依赖关系不断加深,差异程度提高,空间集聚效应明显。

2004年,全国31个省(自治区、直辖市)中有6个落入高-高区域,都是东部发达地区。有18个省(自治区、直辖市)落入低-低区域,都是属于中西部地区。因此,体现正的空间依赖关系的地区数有24个,占全国地区数 77.42%。落入低-高区域的有安徽、江西、海南和河北,主要是靠近东部发达地区的中西部地区。

而落入高-低区域的有山东、广东和辽宁,分别是区域内农产品国际贸易增长极和核心地区。

2004年,我国人均农产品国际贸易空间集聚效应明显,31个地区主要被划分成2大阵营。东部地区凭借其区位、资源、市场、产业优势,人均农产品国际贸易额远远高于中西部地区。落入高-高和高-低区域的9个地区及落入低-高和低-低22个地区人均农产品国际贸易额的几何平均值分别为 111.94 美元和 7.04 美元,前者是后者的 15.91 倍。中部地区人均农产品国际贸易额与西部地区处于同一量级,我国农产品国际贸易区域梯级增长效应没有出现。同年,中西部区

域内人均农产品国际贸易额最高的地区是吉林省,为24.56美元,大约是东部区域内人均农产品国际贸易额最少地区江苏省的二分之一。中西部区域内人均农产品国际贸易额最低的地区是青海省,仅为0.92美元,是东部区域内人均农产品国际贸易额最高地区北京市的五分之一。

与2004年相比,2005—2007年我国31个地区人均农产品国际贸易额空间布局没有发生变化,只是区域间空间自相关作用加强。

2004—2007年我国人均农产品国际贸易额MORAN散点图对应的地区分布见表2。

表2 2004—2007年我国人均农产品国际贸易额Moran散点图对应地区

高-高	低-高	高-低	低-低
江苏、浙江、福建、天津、上海、北京	安徽、江西、海南、河北	山东、广东、辽宁	黑龙江、新疆、山西、宁夏、西藏、河南、湖北、湖南、云南、贵州、广西、吉林、青海、甘肃、陕西、内蒙古、重庆、四川

2. 人均农产品国际贸易额 LISA 集聚图

LISA 集聚图可以将空间自相关关系显著的地区用不同的颜色表示出来,对MORAN散点图有补充说明作用。2004年,能通过0.05显著性水平检验,人均农产品国际贸易额呈现高-高集聚的地区只有天津市。河北省和海南省则显著地位于低-高空间异质区域。中西部地区的甘肃省、陕西省、重庆市、湖北省和四川省则表现出显著地低-低空间集聚(图2)。许多中部地区人均农产品国际贸易额空间自相关关系是显著的低-低集聚,出现了“中部塌陷”。

2005,2006年人均农产品国际贸易额LISA集聚图与2004年一致,在此时间段内我国各地区人均农产品国际贸易额空间关系没有发生实质性的改变。2007年人均农产品国际贸易额LISA集聚图中(图2),江苏省和天津市显著地位于高-高区域,表明我国京津地区、东部长江三角洲地区及山东省人均农产品国际贸易额集聚效应明显。这些东部地区是我国农产品国际贸易的核心地区。

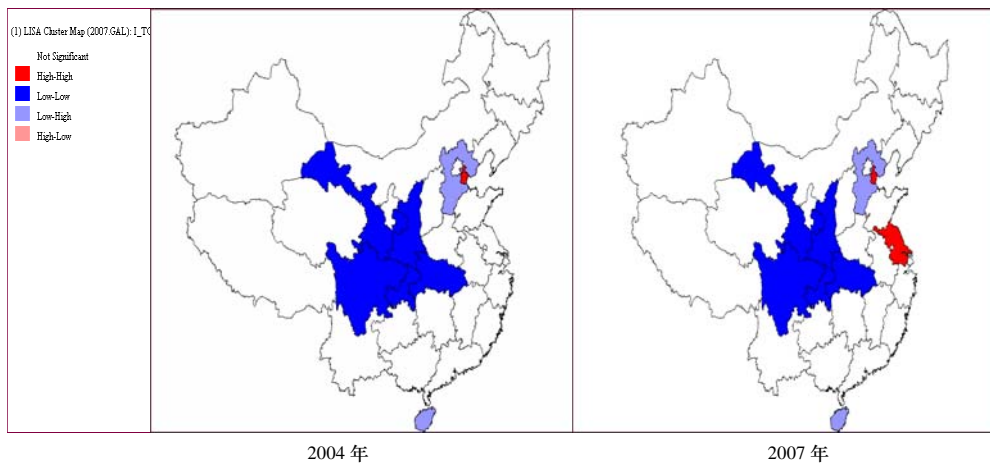


图2 2004,2007年我国人均农产品国际贸易额LISA集聚图

(三) 结论

研究期间,农产品国际贸易相似发展水平地区显著性集聚,并且集聚程度不断递增。我国东、中、西部农产品国际贸易差异性增强。东部地区凭借其区位、资源、市场、产业优势,人均农产品国际贸易额远远高于中西部地区。中西部地区农产品国际贸易发展水平差异缩小,与东部发达地区差异扩大。

三、政策建议

(1) 农产品国际贸易促进策略要突出地区特色。在农产品出口方面,各地区要切实落实《农产品出口

“十一五”规划》要求,发挥区域农业生产优势,出口有特色和竞争力的农产品^[21]。东部地区要继续发挥在水产品、蔬菜、畜产品、水果等农产品方面的出口优势;加大科技投入,开发具有自主知识产权的农产品;培育一批具有辐射带动作用的龙头企业和合作经济组织;优化出口商品结构,立足发展加工食品出口产业,打造名牌产品。中部地区应当进一步调整粮食生产结构,优化品种,提高质量;建立水产、水果、蔬菜、中药材的出口基地;同时,利用丘陵、山地、草坡等资源发展草地畜牧业,重点是肉牛和肉羊生产,建成我国优质畜产品的出口基地。西部地区应该发展

特色农产品、有机农产品和原产地标记注册农产品的出口,提高特色农产品的附加值;发展各种地方风味和特色产品的传统技术生产,培育我国农产品出口的新增长点;同时,应大力发展边境贸易,开拓农产品出口市场。农产品进口主要决定于我国的人均国民收入水平和边际进口倾向。随着经济发展水平的提高,我国居民收入水平不断增加,人们开始追求农产品消费的多元化,我国农产品进口将会有较大幅度的增加。缩小地区间农产品进口差异的主要措施就是落实国家的区域经济发展战略,努力使落后的中、西部地区实现对东部地区的赶超,实现地区间协调和均衡发展。

(2) 发挥农产品贸易促进资金的区域导向作用。利用农产品贸易促进资金扶持东部农产品国际贸易核心区和中西部农产品国际贸易重点地区的农产品行业公共技术平台和农产品质量可追溯体系建设,提高对这些地区的资助比例,提升其农产品国际贸易竞争力,最终缩小我国农产品国际贸易的区域差异^[22]。

(3) 通过落实农业功能区划,实现农业生产的集聚和差异化,提高各地区农产品国际贸易空间依赖性。农业功能区化是国家整体功能区划在农业领域内的表现形式,目的在于根据各地农业资源禀赋、经济发展程度、资源承载能力、市场发育状况等条件,促使农业从食物保障、原料供给和就业增收的传统功能向更加广泛的生态保护、休闲观光、文化传承等功能领域扩展。合理开展农业功能区划,对于各地区培育优势,更好地规范农业发展空间秩序,加快形成现代农业空间格局,推进现代农业建设意义重大。根据不同区域农业主导功能,明确各自不同的发展要求,实行更具体的区域农业政策、绩效评价和考核标准,引导区域农业比较优势的发挥,加快区域农业协调发展^[23]。同时,农业功能区划可以引导农业活动在空间上的合理集聚,与外界农产品贸易量增加,空间依赖和自相关性也会增强。

参考文献:

- [1] 林 坚, 霍尚一. 中国水产品出口贸易影响因素的实证分析[J]. 农业技术经济, 2008(4): 95-101.
- [2] 钟 钰, 黄 军. 我国农产品贸易逆差成因及诱发因素分析[J]. 农业技术经济, 2005(6): 10-15.
- [3] 屈小博, 霍学喜. 我国农产品出口结构与竞争力实证分析[J]. 国际贸易问题, 2007(3): 9-15.
- [4] 刘学忠. 山东省蔬菜出口竞争力之实证分析[J]. 国际贸易问题, 2008(8): 75-81.
- [5] 毛凤霞, 王朝阳. 陕西省果业出口中的障碍分析及措施探讨[J]. 国际贸易问题, 2008(4): 60-64.
- [6] 张淑荣, 李 广, 刘 稳. 我国大豆产业的国际竞争力实证研究与影响因素分析[J]. 国际贸易问题, 2007(5): 10-15.
- [7] 马惠兰. 我国棉花生产比较优势与出口竞争力的区域差异分析[J]. 国际贸易问题, 2007(7): 61-65.
- [8] 周 星, 范燕平. 我国食品出口竞争力的实证分析[J]. 国际贸易问题, 2008(3): 60-66.
- [9] 吴凌燕, 刘小和, 李众敏. 东北亚农产品贸易竞争性与互补性分析[J]. 农业技术经济, 2006(2): 21-25.
- [10] 孔 媛. 东北亚地区水产品贸易的竞争性与互补性研究[J]. 国际贸易问题, 2007(4): 65-70.
- [11] 王维芳. 多哈回合中的农业问题对中国的影响[J]. 国际贸易问题, 2007(6): 3-7.
- [12] 田东文, 叶科艺. 安全标准与农产品贸易: 中国与主要贸易伙伴的实证研究[J]. 国际贸易问题, 2007(9): 108-113.
- [13] 李芳芳, 冷传惠, 王燕青. “肯定列表制度”对辽宁省水产品出口贸易的影响[J]. 国际贸易问题, 2007(8): 78-83.
- [14] Luc Anselin. Spatial Econometrics[EB/OL]. <http://sal.uiuc.edu/1999-04/26>.
- [15] 吴玉鸣, 李建霞. 中国省域能源消费的空间计量经济分析[J]. 中国人口·资源与环境, 2008(3): 93-98.
- [16] 吴玉鸣. 中国省域经济增长趋同的空间计量经济分析[J]. 数量经济与技术经济, 2006(12): 101-108.
- [17] 彭建超, 徐春鹏, 吴 群, 等. 长三角地区城市土地利用集约度区域分异研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2008(2): 103-109.
- [18] 鲁 凤, 徐建华. 中国区域经济差异的空间统计分析[J]. 华东师范大学学报, 2007(2): 44-51.
- [19] 戴平生, 陈建宝. SAR 模型在省域和县域农民收入中的应用研究[J]. 统计研究, 2007(9): 48-52.
- [20] Luc Anselin. Exploring Spatial Data with GeoDa™: A Workbook[EB/OL]. <http://sal.uiuc.edu/1999-04/26>.
- [21] 商务部. 农产品出口“十一五”发展规划[EB/OL]. <http://zhs.mofcom.gov.cn/aarticle/subject/guihua/subjectaa/200612/20061204195879.html/2006-08/24>.
- [22] 商务部、财政部关于做好2008年度农产品贸易促进资金项目申报工作的通知[EB/OL]. <http://wms.mofcom.gov.cn/aarticle/subject/ncp/subjectnqf/200809/20080905777755.html/2008-09/11>.
- [23] 杨 坚. 在全国部分省(区、市)农业功能区研讨会上的讲话[J]. 中国农业资源与区划, 2007(6): 1-5.

责任编辑: 李东辉