

# 武汉城市群消费结构时空演变特征

柯善淦 卢新海

〔摘 要〕 以武汉城市群居民消费支出数据为基础,利用基尼系数、偏离—份额分析法,并结合 GWR 模型对武汉城市群居民消费结构的时空特征及其变化机理进行了研究。结果显示:武汉城市群各类居民消费支出增长基尼系数处于“极低”和“低”水平;消费结构变化呈现出由中心向外围辐射的特点;居民消费结构已实现由物质型消费向服务型消费的转变。上述现象意味着,随着武汉城市群基础设施的改善,区域间发展型消费一体化趋势正在显现;居民消费结构呈现明显的“中心”和“外群”差异。认为在推动城市群一体化进程中,应完善交通基础设施建设,提高居民可支配收入,推动产业结构升级,打造真正意义上的“武汉城市群”。

〔关键词〕 武汉城市群;居民消费结构;基尼系数;偏离—份额法;地理加权回归

〔中图分类号〕 F126.1 〔文献标识码〕 A

## 一 引言

21 世纪以来,中国城市化进程开始进入高速发展期。城镇人口持续快速扩张是当前中国城市化进程的基本特征,在这一过程中,城市群崛起对区域经济效益的影响也因集聚效应和辐射效应的共同作用而有所变化<sup>[1]</sup>。中国“十一五”规划和《国家新型城镇化规划》将城市群作为推动新型城镇化的主体形态,城市群在实现资源优化配置、增强辐射带动作用等方面的功能正日益凸显<sup>[2]</sup>。

作为城市群市场行为的最终形态,居民消费规模及其结构变化是城市群市场经济系统内部各要素

与外部环境不断进行物质和能量交换的结果。目前学者对于消费结构的研究已较为成熟,但对城市群消费结构的研究仍鲜少涉及。

学者对消费结构的研究分为多因素和单因素两个层面。多因素层面的研究主要通过构建收入、利率、股价指数、消费倾向、人口结构和消费信贷等要素与消费结构之间的回归模型,确定居民消费行为的主要推动因素<sup>[3]</sup>。周双燕等选取社会保障水平、受教育水平、技术进步、利率、人口结构、城市化水平等因素,构建其与居民消费结构的模型,并运用单位根检验和格兰杰因果检验研究各要素之间的关系<sup>[4]</sup>。田青等利用 1999—2006 年 30 个省、自治区、直辖市的相关数据,分析了消费习惯、收入、购房支

〔作者简介〕 柯善淦(1991—),男,湖北大冶人,华中科技大学国土资源与不动产研究中心博士研究生,研究方向为城市经济问题和资源利用与保护;卢新海(1965—),男,湖北洪湖人,华中师范大学公共管理学院院长,教授,博士研究生导师,博士,华中科技大学国土资源与不动产研究中心主任,研究方向为土地资源管理、房地产管理、海外耕地投资。

〔基金项目〕 中央高校基本科研业务费项目(2014WE008)。

〔收稿日期〕 2017-04-25

〔修回日期〕 2017-05-25

出、医疗、教育支出、收入波动及利率等因素对消费的影响,认为东、中、西部消费结构的主导因素存在差异<sup>[5]</sup>。在单因素层面,主要是研究单要素对居民消费结构的影响。胡日东等引入城乡居民收入差距影响因素,对传统的 LA/AIDS 模型进行了拓展,以分析中国城乡收入差距对中国城乡居民消费结构的影响机理<sup>[6]</sup>。温涛等则基于省际面板数据,实证分析了我国各地区农民收入结构对其消费水平和消费结构的影响<sup>[7]</sup>。孙文章等选取我国分地区城镇居民消费面板数据,构建双重差分模型,通过 HP 滤波和面板数据回归等方法分析了消费金融公司试点地区居民消费行为的变化,认为消费金融公司对上海市的消费拉动较为强烈,北京市和天津市反应则较为一般,而四川省收效甚微<sup>[8]</sup>。总体而言,既有研究从不同角度对影响消费结构变动的因素进行了深入探索,对城市消费结构的升级具有一定的指导意义。同时也必须看到,在城市群内部资源配置和系统动态调整过程中,伴随着居民消费结构的调整与升级,应当更加重视居民消费结构的市场风向标作用,因此,对城市群居民消费结构的动态变化和驱动因素的研究应当引起充分重视。

城市群是城市发展到成熟阶段的最高空间组织形式,是在地域上集中分布的若干城市和特大城市集聚而成的庞大的、多核心、多层次的城市集团,是大都市区的联合体。武汉城市群指的是以武汉为圆心,包括黄石、鄂州、黄冈、孝感、咸宁、仙桃、天门、潜江周边 8 个城市所组成的城市群,是国务院批复的《长江中游城市群发展规划》的重要组成部分。近年来,随着武汉城市群一体化的推进,城市经济发展和居民消费结构的矛盾日益突出。本研究将以武汉城市群 2000—2014 年的居民消费支出数据为基础,利用基尼系数、偏离—份额分析法,并结合 GWR 模型对武汉城市群消费结构的时空特征及其变化机理进行研究,以期为推动武汉城市群的一体化发展提供理论支撑。

## 二 研究方法和数据来源

### 1. 基尼系数

根据基尼系数的定义,采取臧日宏基尼系数计算公式<sup>[10]</sup>计算各类居民消费支出的基尼系数:

$$G = 1 + \sum Y_i P_i - 2 \sum (\sum P_i) Y_i \quad (i = 1, 2, 3, \dots, m) \quad (1)$$

式中, $G$  表示基尼系数, $Y_i$  表示  $i$  地市单项居民

消费支出额度占区域内该项居民消费支出总额的比重, $P_i$  表示  $i$  地市各项居民消费支出总额占区域内各项居民消费支出总额的比重, $(\sum P_i)^{-1}$  表示累计到  $i$  地市的各项居民消费支出总额占区域内各项居民消费支出总额的比重。

### 2. 偏离—份额分析法

偏离—份额分析法(Shift-share Analysis)最初由美国经济学家丹尼(Daniel)和克瑞姆(Creamer)相继提出,后经众多学者总结并逐步完善,并于 20 世纪 80 年代初由杜恩(Dunn)集各家之所长,总结成现在普遍采用的形式<sup>[11]</sup>。

根据偏离—份额分析法,一个地区的经济增长( $G$ )可以分为 3 个部分:地区增长份额( $RS$ )、产业结构偏离份额( $PS$ )和区位份额(竞争力份额, $DS$ )。关系式表示为:区域经济增长( $G$ ) = 地区增长份额( $RS$ ) + 产业结构偏离份额( $PS$ ) + 区位份额( $DS$ )。从而将区域经济的实际增长量分解为 3 个分量,同理应用到消费结构中:

$$RS = \sum Y_i^0 R_i \quad (2)$$

$$PS = \sum Y_i^0 R_i - \sum Y_i^0 R = \sum Y_i^0 (R_i - R) \quad (3)$$

$$DS = \sum Y_i^0 r_i - \sum Y_i^0 R_i = \sum Y_i^0 (r_i - R_i) \quad (4)$$

式中, $RS$  为假定各地市居民消费均按整个研究区域即武汉城市群整体增长率增长所应实现的增长份额, $PS$  为各地市按武汉城市群第  $i$  类居民消费增长率计算的增长额与按武汉城市群整体居民消费增长率所实现的增长额之差, $DS$  为各地市第  $i$  类居民消费按实际增长率所实现的增长额与按武汉城市群中同一类居民消费所实现的增长额之差,反映的是与武汉城市群相比,各地市在第  $i$  类居民消费方面具有的区位(竞争)优势或劣势; $Y_i^0$  为各地市第  $i$  类居民消费支出的实际值; $R$  为武汉城市群整体居民消费增长率; $R_i$  为武汉城市群第  $i$  类居民消费增长率; $r_i$  为各地市第  $i$  类居民消费的实际增长率。

国家统计局将居民消费支出划分为三层,第一层为大类,划分为食品烟酒、衣着、居住、生活用品及服务、交通和通信、教育、文化和娱乐、医疗保健、其他用品和服务等八大类,本研究采取国家统计局分类方法。各类居民消费数据来源于《湖北统计年鉴》、武汉城市群 9 个地市统计年鉴及《中国经济与社会发展统计年鉴》,并根据各地市居民消费价格指数进行了平减处理。

### 三 武汉城市群居民消费结构特征分析

#### 1. 总体变化特征

2000—2014 年间,武汉城市群居民消费支出呈现出较快增长的趋势,各类居民消费支出也相应增长。其中,武汉城市群居民消费总额由 57828.29 元增长到 100196.17 元,实际增长率高达 73.26%。表 1 反映的是武汉城市群考察期内各类居民消费支出变化的情况:首先,从总体上看,2000—2014 年武汉城市群各类居民消费支出都有大幅度上升;其次,从消费支出增长幅度来看,交通通信、教育文化娱乐和住房消费增长分别为 7392.31 元、5762.23 元和 5606.91 元,是增幅最大的三类,反映出武汉城市群居民在改善生活条件的同时,可能面临着较大的住

房压力;第三,从变化比率分析,交通通信、家庭设备和医疗保健是增幅幅度最大的三类消费支出,这与考察期内居民更加注重生活品质的提高有着密切联系。

为了更精准地研究 2000—2014 年各类居民消费支出增长的均衡程度,本研究根据基尼系数的定义计算了 2000—2014 年武汉城市群中各类居民消费支出的基尼系数(表 1)。根据联合国开发计划署等组织的定义,2000—2006 年武汉城市群各类居民消费基尼系数均低于 0.2,指数等级为“极低”;2007—2014 年除衣着支出和教育、文化、娱乐支出处于 [0.2, 0.29] 区间,指数等级为“低”外,其余均为“极低”水平。从消费类别分析,武汉城市群各类居民消费支出中除医疗保健、交通通信和居住支出外,其他各类消费支出基尼系数明显上升,这说明武汉城市群各地市各类消费支出空间差异呈现扩大趋势。

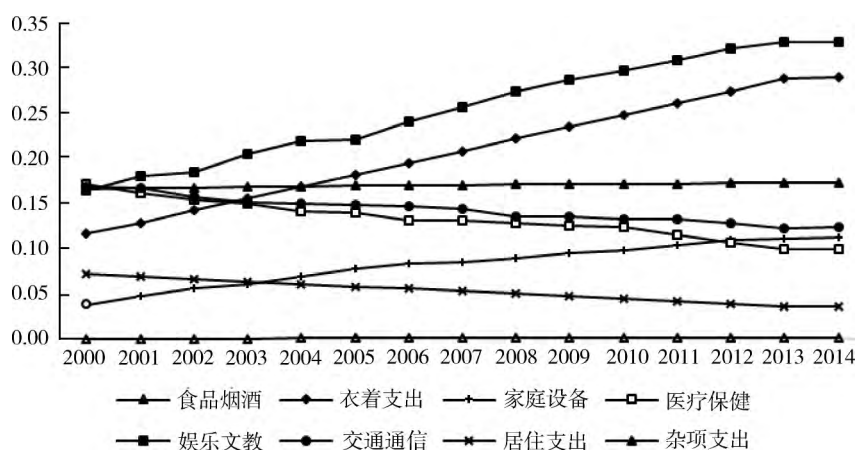


图 1 2000—2014 年武汉城市群各类居民消费支出基尼系数变化

#### 2. 居民消费分类特征

由于基尼系数的差异及下文所用的偏离—份额分析法、ESDA、GWR 的截面数据适用性,本研究将研究期分为 2000—2006 年和 2007—2014 年两个阶段,取各阶段数据平均值,以更全面地对武汉城市群 2000—2014 年居民消费结构特征变化情况及机理进行研究。运用偏离—份额分析法对武汉城市群 9

个城市居民消费的地区增长份额、消费结构偏离份额及竞争力份额进行分析。将地区增长份额 RS 与实际增长水平对比,可得到该地市的总偏离值。该偏离值反映的是某地市居民消费实际变化值与假定平均水平值的差异,与居民消费变化程度正相关。运用 SPSS21 的 K 均值聚类,分别设定聚类数为 2、3、4、5,当聚类数为 3 时,组间差距最为显著(表 1)。

表 1

居民消费地区增长份额偏离值聚类 Anova 结果

| 消费类别  | 食品烟酒   | 衣着     | 家庭设备  | 医疗保健    | 文教娱乐   | 交通通信   | 居住     | 杂项    |
|-------|--------|--------|-------|---------|--------|--------|--------|-------|
| F 统计量 | 10.802 | 47.325 | 4.477 | 143.463 | 16.337 | 13.034 | 25.535 | 5.752 |
| P 值   | 0.010  | 0.000  | 0.045 | 0.000   | 0.004  | 0.007  | 0.001  | 0.040 |

第 I 类为武汉、鄂州、咸宁、黄冈。结合地区增长份额 RS 总偏离值,与武汉城市群居民消费整体

水平相比,该类别特点为:文教娱乐、交通通信、医疗保健、居住等方面的消费增长快于武汉城市群平均

增长水平。

第Ⅱ类为黄石、仙桃、孝感。其特点为: 家庭设备、医疗保健、交通通信、居住消费支出高于武汉城市群的平均增长水平, 文教娱乐低于平均增长水平。

第Ⅲ类为潜江、天门。其特点为: 食品烟酒、衣着、医疗保健消费、交通通信支出增长低于武汉城市群的平均增长水平, 文教娱乐支出高于平均增长水平。

目前, 武汉正处于城市整体功能升级和国家中心城市城市建设进程之中, 居民收入水平和消费水平增长快, 消费结构升级迅速。作为武汉城市群的经济中心, 武汉在地理位置上具有天然优势。以武汉为中心, 其对周围地市产生了辐射作用。鄂州、咸宁、黄冈紧邻武汉, 受中心辐射效应最为明显, 因此在居民消费结构特点上表现出与武汉类似的特点, 食品烟酒、居住等基本需求在消费结构中比重持续下降, 交通通信、文教娱乐等消费增长迅速。黄石、仙桃和孝感市在空间距离上较为远离武汉城市群中心, 受中心辐射作用下降, 表现出生活品质改善型消费项

目如家庭设备、医疗保健、交通通讯等支出与城市群中心区相同的特点, 而更高层次的文教娱乐消费增长则低于整体水平。天门和潜江位于武汉城市群外围, 属湖北省直管市, 其经济实力与其他地级市相比存在一定差距, 居民消费结构升级受到一定限制, 表现为生活品质改善型消费如医疗保健、交通通讯等低于平均水平。

从武汉城市群居民消费结构性偏移量(表2)分析, 武汉城市群目前整体消费结构表现出很强的同质性: 食品烟酒、衣着消费、文教娱乐消费增长低于武汉城市群居民消费平均增长水平, 食品烟酒和衣着消费增长速度低于文教娱乐消费增长速度; 家庭设备、医疗保健、交通通讯、居住等消费支出增长速度高于居民消费平均水平, 其中交通通讯消费增长幅度高于其他消费。这说明 2000 - 2014 年武汉城市群居民消费结构中生存型消费比重降低, 而发展型消费比重上升, 正逐步实现由物质型消费向服务型消费的转变。

表 2 武汉城市群居民消费结构性偏移量(2000 - 2006, 2007 - 2014)

| 消费   | 武汉      | 鄂州      | 黄石      | 黄冈      | 咸宁      | 仙桃      | 潜江      | 天门      | 孝感      |
|------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| 食品烟酒 | -664.04 | -537.23 | -504.03 | -421.31 | -476.80 | -404.33 | -454.69 | -513.83 | -394.03 |
| 衣着   | -318.72 | -241.25 | -305.05 | -237.47 | -237.24 | -175.72 | -148.66 | -117.03 | -235.50 |
| 家庭设备 | 196.37  | 141.06  | 169.94  | 212.75  | 174.21  | 131.61  | 167.90  | 174.75  | 129.36  |
| 医疗保健 | 236.23  | 144.31  | 111.74  | 112.46  | 92.49   | 99.77   | 99.34   | 115.39  | 61.98   |
| 文教娱乐 | -98.37  | 92.56   | -115.20 | -100.09 | -77.41  | -82.09  | -55.13  | -83.06  | -85.48  |
| 交通通信 | 614.22  | 460.73  | 429.62  | 388.68  | 390.10  | 273.05  | 253.29  | 390.79  | 174.68  |
| 居住   | 262.13  | 137.06  | 171.34  | 200.27  | 152.76  | 135.79  | 139.41  | 152.55  | 139.65  |
| 杂项   | 29.22   | 22.39   | 32.65   | 16.83   | 17.08   | 11.93   | 18.37   | 16.52   | 35.30   |

### 3. 空间差异分析

运用 K 均值聚类, 分别对武汉城市群各地市居民八类消费地区份额(竞争性偏移量)进行聚类分析, 并按竞争性偏移量取值大小分为第Ⅰ、Ⅱ、Ⅲ类, 依次表示低值、中值、高值。竞争性偏移量内涵为地市单项消费增长幅度高于武汉城市群该类消费平均增长幅度, 并利用 Arcgis10.1 将聚类结果绘制成图(图2)。结果表明, 武汉城市群中不同地市间居民消费存在较大的空间差异, 这说明空间地理位置对居民消费有一定程度的影响。

武汉城市群居民消费结构的地区份额、结构性偏移份额及竞争性偏移份额均表明, 武汉城市群中各地市居民消费结构存在空间差异, 而这种差异可能与各地市的地理坐标存在一定的关系。引入消费结构信息熵(Information Entropy)来表示武汉城市群各地市的消费结构信息:

$$IE = - \sum_{i=1}^n R_{ij} \ln(R_{ij}) \quad (5)$$

式中,  $IE$  表示居民消费结构信息熵, 表示地区消费结构的有序程度;  $R_{ij}$  表示  $i$  地市  $j$  消费占  $i$  市居民消费的比例。接下里采取 ESDA(探索性空间数据分析)方法分析武汉城市群居民消费结构莫兰指数和空间集聚状况。利用 GeoDa1.8 软件, Queen 模型计算地理权重, 以探索武汉城市群 9 个城市之间居民消费结构信息熵  $IE$  的异质性与空间地理坐标之间的关系(图3)。

根据上文基尼系数分析结果, 2007 年为武汉城市群消费结构基尼系数由“极低”向“低”突变的年份, 因此本研究将空间分析划分为 2000 - 2006 年和 2007 - 2014 年两个阶段, 分别进行分析。Moran's  $I > 0$  表示空间正相关性, 值越大, 空间相关性越明显; Moran's  $I < 0$  表示空间负相关性, 值越小, 空间

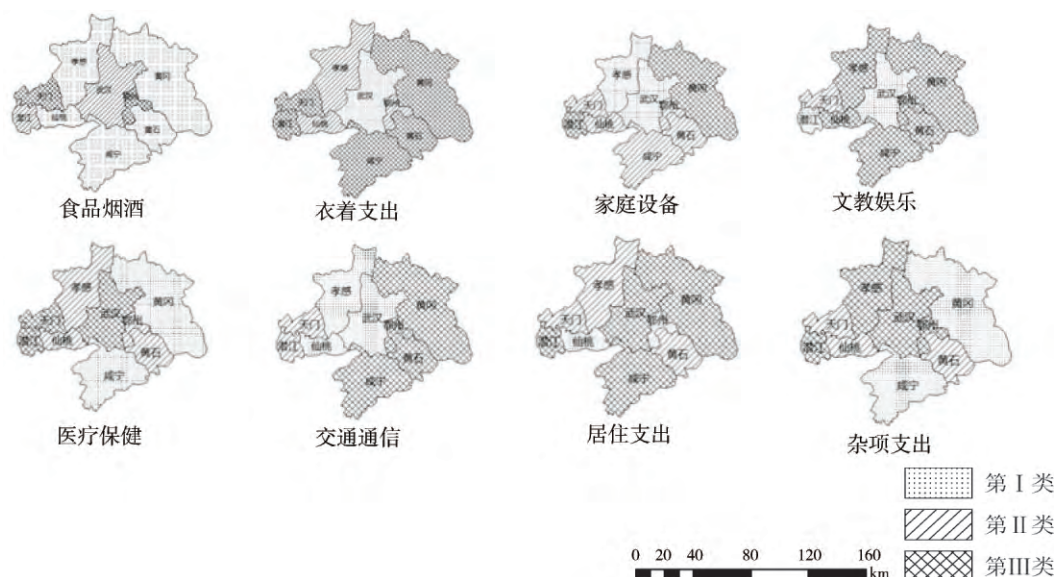


图2 武汉城市群居民消费支出竞争性偏移量聚类分析图(2000 - 2006 2007 - 2014)

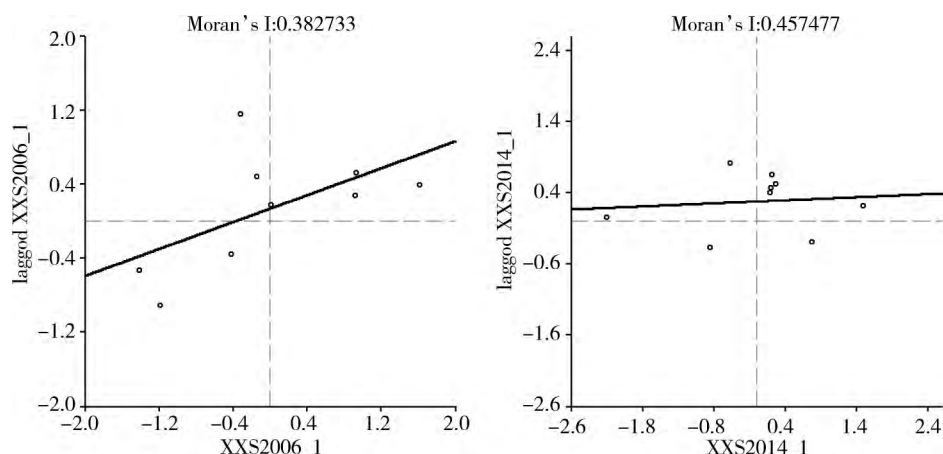


图3 武汉城市群居民消费信息熵全局莫兰指数(2000 - 2006 2007 - 2014)

差异越大;  $Moran's I = 0$ , 表示空间呈随机性。2000 - 2006 年和 2007 - 2014 年居民消费结构信息熵全局莫兰指数分别为 0.3627 和 0.046, 利用 Arcgis10.1 计算出 P 值均为 0.0000, Z 值为 4.446 和 4.469, 在 99% 置信度下显著。这说明消费结构均衡程度与地理空间存在显著正相关。利用局部莫兰指数 LISA 图进一步分析不同地市之间的空间差异和空间关系(图 3)。在 95% 置信度水平, 2000 - 2006 年潜江市处于 Low - Low 区域, 这说明潜江市及其周围地市消费结构信息熵较低; 武汉、黄冈、黄石市处于 High - High 区域, 其本身消费结构信息熵较高, 周围地市消费结构也具有相同特点; 鄂州处于 Low - High 区域, 消费结构信息熵较低, 但周围地市信息熵高于鄂州市。随着城市经济的发展, 城市之间基础设施逐渐改善, 居民消费结构差异逐渐弱化;

潜江由 Low - Low 变为不显著区域; 而咸宁由不显著区域变为 Low - High 区域; 孝感、鄂州从不显著区域和 Low - High 区域变为 High - High 区域, 这说明这些地市居民消费结构信息熵逐渐上升, 与周围地市间的空间差异在弱化。

#### 四 武汉城市群居民消费结构演变机理

居民消费指的是居民对于商品和服务的获取和使用, 是区域经济发展水平、居民收入水平、消费习惯、物价水平、资源禀赋、公共政策等多方面因素的综合反映。消费需求的主要影响因素包括消费主体因素、支付能力因素、消费意愿因素及实现环境因素, 具体包括消费主体规模、地理分布、收入水平、产

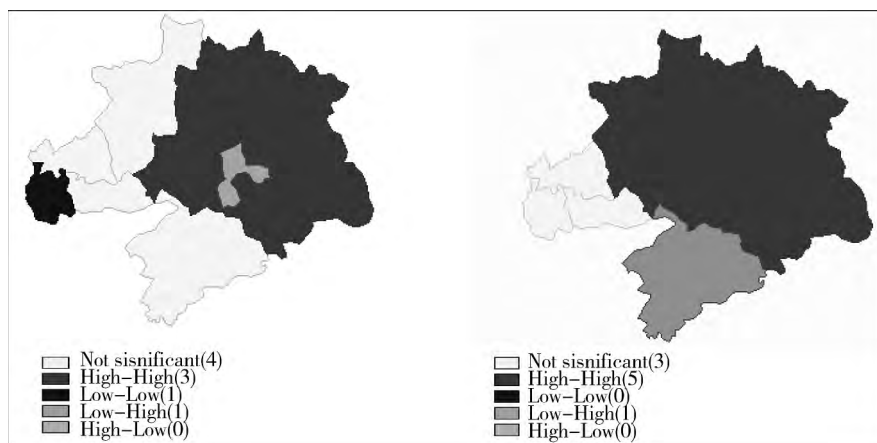


图4 武汉城市群居民消费结构 LISA 图(2000-2006 2007-2014)

业结构、居民消费指数等指标<sup>[3-5, 12-14]</sup>。

### 1. 模型设定与指标选取

根据偏离一份额分析及探索性空间数据分析结论,武汉城市群各地市居民消费结构存在较强的异质性,在空间上则具有空间相关性和空间集聚特征,因此考虑采用地理加权回归(Geographically Weighted Regression,简称GWR)法拟合方程。

GWR模型是将数据的地理位置引入回归参数中,利用邻近观测值的子样本数据信息进行局域回归估计,其参数是随着空间上局域地理位置的变化而变化的,扩展了利用全域信息估计的常数的一般线性回归(OLS)模型。将武汉城市群居民消费结构变化GWR回归模型设定为:

$$XXS_{it} = \beta_0(u_i, v_i) + \beta_1 FGP_{it} + \beta_2 SGP_{it} + \beta_3 TGP_{it} + \beta_4 PR_{it} + \beta_5 IC_{it} + \beta_6 CPI_{it} + \beta_7 GDP_{it} + \varepsilon \quad (6)$$

式中, $XXS_{it}$ 为第*i*市第*t*年居民消费结构信息熵,表示第*i*市第*t*年居民消费结构变动情况; $FGP_{it}$ 、 $SGP_{it}$ 、 $TGP_{it}$ 为第*i*市第*t*年第一、二、三产业产值占第*i*市第*t*年地区生产总值的比重,代表产业结构状况; $PR_{it}$ 为第*i*市第*t*年人口自然增长率,代表消费者规模变动情况; $IC_{it}$ 为第*i*市第*t*年居民可支配收入,代表居民收入水平; $CPI_{it}$ 为第*i*市第*t*年居民消费价格指数,代表居民消费价格水平变动情况; $GDP_{it}$ 为第*i*市第*t*年GDP总额; $\varepsilon$ 表示随机扰动项。

### 2. 模型估计结果与分析

考虑到GWR法适合于进行截面数据分析,为了更全面地对武汉城市群居民消费结构加以分析,同时也为了避免可能存在的偶然性偏差,本研究根据基尼系数分段结果,在GWR模型中将研究期分为2000-2006年和2007-2014年两个阶段,研究

数据分别采用两个阶段的平均值。在进行GWR估计之前,用Eview8对不考虑空间坐标关系 $\beta_0(u_i, v_i)$ 的方程(6)进行全局逐步回归(表3)。按照回归惯例,在进行实证分析前需要对数据进行单位根检验,以检验数据是否存在单位根。但巴塔基指出,对于大N小T(N指横截单位的个数,T指时期数),可以不做单位根检验<sup>[15]</sup>。本研究N=9,T=2,据此判断不需要做单位根检验。回归结果表明,居民可支配收入对数、第二、三产业占地区生产总值的比重、人口自然增长率及居民消费价格指数对居民消费空间差异有显著影响,第一产业比重及GDP在居民消费结构变化中影响并不显著,在回归方程中可予以剔除。F检验显示模型是高度统计显著的,根据调整后的决定系数,2000-2006年模型可解释XXS变异量的78.92%,2007-2014年模型可解释XXS变异量的80.21%。AIC分别为-5.3738和-6.3856,DW取值在[1.6,2.5]合理区间内,这说明方程拟合程度较优,解释力强。

为了进一步研究武汉城市群居民消费结构的时空非平稳性,在GWR4软件中进行Gaussian Model、Fixed Gaussian(distance)、AIC设定,对方程(6)进行拟合,并利用蒙特卡罗方法对各影响因素在空间变异进行显著性检验,估计回归系数的P值,统计结果见表4至表6。用GWR4黄金比例搜索算法计算出2000-2006年、2007-2014年最佳带宽分别为126.04和139.06公里;调整后的 $R^2$ 分别为0.8182和0.8686,均大于原方程,这说明考虑空间关系的方程比原始方程拟合度更好,解释力更强;GWR的AIC(-45.1926,-50.2156)比原始回归方程AIC(-5.3738,-6.3856)小得多,说明GWR模型比原始回归模型显著性更强。

表 3 居民消费变化影响因子回归结果

| 模型变量                | 2000 - 2006 |         | 2007 - 2014 |         |
|---------------------|-------------|---------|-------------|---------|
|                     | 系数          | P 值     | 系数          | P 值     |
| C                   | 4. 7089     | 0. 0021 | 3. 2365     | 0. 0329 |
| LOG( IC)            | -0. 3981    | 0. 0099 | -0. 5176    | 0. 0076 |
| TGP                 | 0. 0141     | 0. 0036 | 0. 0466     | 0. 0049 |
| SGP                 | 0. 0026     | 0. 0137 | 0. 0019     | 0. 0236 |
| PR                  | 0. 0009     | 0. 0094 | 0. 0081     | 0. 0016 |
| CPI                 | 0. 0031     | 0. 012  | 0. 0035     | 0. 0213 |
| AIC                 | -5. 3738    |         | -6. 3856    |         |
| Adj. R <sup>2</sup> | 0. 7892     |         | 0. 802      |         |
| F - Stat.           | 17. 1797    |         | 20. 1269    |         |
| D - W Stat.         | 2. 4166     |         | 1. 9658     |         |

表 4 居民消费变化影响因子 GWR 模型结果

| 模型参数                | 2000 - 2006 | 2007 - 2014 |
|---------------------|-------------|-------------|
| Band Width          | 126. 04     | 139. 86     |
| Residual Squares    | 7. 05778    | 6. 4280     |
| AIC                 | -45. 1926   | -50. 2156   |
| R <sup>2</sup>      | 0. 9773     | 0. 9422     |
| Adj. R <sup>2</sup> | 0. 8182     | 0. 8686     |

GWR 是对每一个空间单元都进行局部回归, 因此与一般 OLS 回归不同, 每一个参数都有一个最大值、最小值、上四分位值、下四分位置、平均数、中位

数(表 5、表 6)。首先对 P 值进行分析, CPI、TGP、PR、LOG( IC) 等因素表现出显著的空间不稳定性, 即其回归系数会随着空间变化发生显著差异, 且 P 值在置信度 95%、99%、99. 9% 标准下通过显著性检验。与此同时, 2000 - 2006 年 SGP 通过 99. 99% 置信度下的显著性检验, 但在 2007 - 2014 年 SGP 未能通过 95% 置信度下的显著性检验, 这说明 SGP (第二产业占地区生产总值) 与居民消费结构变化之间并非稳定系数关系, 而不稳定状况存在时间差异。

表 5 2000 - 2006 年 GWR 模型回归系数和 P 值统计表

| 参数           | 最小值      | 上四分位值    | 中位数      | 下四分位值     | 最大值      | 平均值      | P - Value |
|--------------|----------|----------|----------|-----------|----------|----------|-----------|
| Intercept ** | 1. 7571  | 1. 7587  | 1. 7578  | 1. 7574   | 1. 7595  | 1. 7578  | 0. 0010   |
| SGP ***      | 0. 0049  | 0. 0121  | 0. 0103  | 0. 0067   | 0. 0132  | 0. 0095  | 0. 0007   |
| CPI **       | -0. 0093 | -0. 0005 | -0. 0038 | -0. 0079  | 0. 0012  | -0. 0042 | 0. 0046   |
| TGP **       | 0. 0488  | 0. 0640  | -0. 0611 | 0. 054212 | 0. 0654  | 0. 0595  | 0. 0021   |
| PR **        | 0. 0216  | 0. 0287  | 0. 0260  | 0. 0229   | 0. 0291  | 0. 0259  | 0. 0069   |
| LOG( IC) **  | -0. 0519 | -0. 0392 | -0. 0469 | -0. 0504  | -0. 0332 | -0. 0452 | 0. 0078   |

注: \*\*\* 表示 1% 的显著性水平; \*\* 表示 5% 的显著性水平; \* 表示 10% 的显著性水平, 下同。

表 6 2007 - 2014 年 GWR 模型回归系数和 P 值统计表

| 参数           | 最小值      | 上四分位值    | 中位数      | 下四分位值    | 最大值      | 平均值      | P - Value |
|--------------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|-----------|
| Intercept ** | 1. 7747  | 1. 7763  | 1. 7754  | 1. 7750  | 1. 7771  | 1. 7754  | 0. 0021   |
| SGP **       | 0. 0050  | 0. 0122  | 0. 0104  | 0. 0068  | 0. 0133  | 0. 0096  | 0. 1014   |
| LOG( CPI) ** | -0. 0094 | -0. 0005 | -0. 0038 | -0. 0080 | 0. 0012  | -0. 0043 | 0. 0092   |
| TGP **       | 0. 0493  | 0. 0647  | -0. 0617 | 0. 0548  | 0. 0661  | 0. 0611  | 0. 0042   |
| PR *         | 0. 0218  | 0. 0290  | 0. 0263  | 0. 0231  | 0. 0294  | 0. 0262  | 0. 0138   |
| LOG( IC)     | -0. 0525 | -0. 0396 | -0. 0473 | -0. 0509 | -0. 0335 | -0. 0456 | 0. 0156   |

其次进行回归系数分析。SGP、TGP、PR 系数为正数, 这说明第二、第三产业产值比重、人口自然增长率与武汉居民消费结果信息熵呈正相关, 即当第二、第三产业比重和人口自然增长率上升时, 武汉城市群居民消费结构信息熵会相应提高, 均衡程度上升, 地区之间差异变小。从回归系数大小看, TGP >

PR > SGP, 这说明对武汉城市群消费结构不均衡影响程度而言, 第三产业的影响力最大, 人口自然增长率次之, 第二产业最小。

CPI 和 LOG( IC) 系数为负数, 说明居民消费指数、居民可支配收入水平与武汉城市群消费结构信息熵负相关, 即居民消费价格指数、居民可支配收入

提升时,武汉城市群居民消费结构信息熵会下降,信息熵上升,地区之间差异随之变大。从回归系数大小分析, $\text{LOG}(\text{IC})$ 的系数的绝对值大于CPI,说明居民可支配收入对消费结构的影响力大于居民消费价格。

参数回归系数绝对值按照从大到小排序分别为: $\text{TGP} > \text{LOG}(\text{IC}) > \text{PR} > \text{SGP} > \text{CPI}$ ,即对武汉城市群居民消费结构均衡程度影响力按照从大到小排序为:第三产业比重、居民可支配收入、人口自然增长率、第二产业比重、居民消费价格指数。

下面具体分析GWR模型各变量系数分布情况。产业结构优化和消费结构优化两者之间的关系具体表现为消费结构与产业结构的关系。傅家荣认为,消费需求结构的变动是产业结构变动的根本原因<sup>[16]</sup>。计量分析结果表明,当前三大产业中对消费结构空间差异产生显著性影响的为第二和第三产业,且第二产业影响力增幅放缓,略低于第三产业影响增幅。2000-2006年,在其他要素不变的情况下,第三产业比重增加1个百分点,武汉城市群居民消费结构信息熵增加约0.009547%,2007-2014年这一取值则增加到0.061101%。第二产业比重对消费结构信息熵影响相对较小,2000-2006年,在其他要素不变的情况下,第二产业比重增加1个百分点,武汉城市群居民消费结构信息熵增加0.009547%。

凯恩斯认为,随着收入的增加,消费也会增加,收入水平是影响消费水平的决定性因素。原始回归模型和GWR模型均表明,武汉城市群中消费结构的差异与各地市的可支配收入水平相关性很强。值得注意的是,两种模型中 $\text{LOG}(\text{IC})$ 的回归系数符号均为负,表明收入水平与居民消费结构信息熵负相关。由此可推知,在其他条件不变时和各地市居民可支配收入普遍提高时,居民消费结构空间差异会变大。

人口是居民消费的主体,人口结构、规模及流动均会对居民消费结构产生重大影响。人口变迁是城市消费结构变动的直接原因。人口规模的增加,会直接导致食品、衣着、医疗保障等各项居民消费需求的增加,由此造成各地区之间消费结构的差异。在考察期内,武汉城市群常住人口由2942.14万人增加到3085.1万人,而根据武汉城市群的发展规划,到2020年,武汉城市群七成人口都将成为城市人口,城市化水平将达到70%左右。GWR计量模型中,2000-2006年和2007-2014年中,人口自然增

长率每增加1个百分点,居民消费结构信息熵分别增加0.0259%和0.02612%。

价格是消费者衡量商品价值和品质的直接标准。在消费者对商品品质、性能知之甚少,的情况下,主要通过价格判断商品品质,价格直接影响消费者的需求量。计量模型中,居民消费价格指数与消费结构信息熵呈反比关系,即消费价格指数上升1%,信息熵分别下降-0.00424%和-0.00428%。当商品和服务价格上升时,会抑制部分居民消费需求,即通过价格实现消费分层,扩大各地市之间的消费结构差距。

## 五 结论与启示

本研究综合利用洛伦茨曲线、偏离一份额法、GWR等方法对武汉城市群居民消费结构时空差异特征和变化机理进行了分析,得出以下结论。

第一,从时间上看,2000-2014年武汉城市群各类居民消费支出增长较为均衡。居民消费支出中除医疗保健、交通通讯和居住支出外,其他消费支出基尼系数略微上升,但总体差异处于“极低”和“低”水平,说明武汉城市群各地市各类消费支出空间差异较小。

第二,从空间上看,消费结构的变化与空间地理位置存在显著关系,呈现出由中心向外围辐射的特点。鄂州、咸宁、黄冈紧邻武汉,受中心辐射效应最为明显,在居民消费结构特点上表现出与武汉类似的特点;黄石、仙桃和孝感市距武汉较远,受中心辐射作用下降,生活品质改善型消费项目表现出与城市群中心区相同的特点,而更高层次的消费增长则低于整体水平。天门和潜江位于武汉城市群外围,居民消费结构升级受到一定的限制,改善型消费如医疗保健、交通通讯等低于平均水平。

第三,从偏移量分析,武汉城市群目前整体消费结构表现出很强的同质性:食品烟酒、衣着消费、文教娱乐消费增长低于武汉城市群居民消费平均增长水平;家庭设备、医疗保健、交通通讯、居住等消费支出增长速度高于居民消费平均水平,其中以交通通讯消费增长幅度最快。这说明2000-2014年间武汉城市群居民消费结构中生存型消费比重有所降低,发展型消费比重上升,正逐步实现由物质型消费向服务型消费的转变。

第四,从变化机理分析,居民可支配收入、第三产业产值的比重、人口自然增长率及居民消费价格

指数对居民消费空间差异有显著影响,并表现出显著的空间不稳定性;第二产业产值的比重对消费结构空间差异也有较显著影响,但其与居民消费结构变化之间并非稳定系数关系,而不稳定状况存在时间差异。从影响力分析,对武汉城市群居民消费结构均衡程度影响力按从大到小排序为:第三产业比重、居民可支配收入、人口自然增长率、第二产业比重、居民消费价格指数。

2000—2014 年间武汉城市群居民消费结构迅速升级,交通通讯、医疗保健和居住等服务型消费空间差异缩小,这一趋势说明,随着武汉城市群基础设施的改善,城际劳动力、资本、服务流动趋势增强,区域间发展型消费一体化趋势已经显现;但同时应注意到,武汉城市群居民消费结构呈现出较为明显的“中心”和“外群”差异,这说明空间距离仍是造成该现象的重要因素。因此,在推动武汉城市群一体化的过程中,要进一步完善交通基础设施建设,充分发挥城市群的辐射、联动效应;同时应充分提高居民可支配收入,推动产业结构升级,打造真正意义上的武汉城市群。

**【Abstract】** Based on the data of residents consumption expenditure in Wuhan Agglomeration, the Gini Coefficient, Shift-share Analysis Method and GWR Model were used to study the temporal and spatial characteristics of consumption structure of Wuhan Urban Agglomeration and its changing mechanism. The results show that: Firstly, the Gini Coefficient of all kinds of residents' consumption expenditure in Wuhan Urban agglomeration is in the range of "very low" and "low"; Secondly, the change of consumption structure shows the characteristics of radiation from the center to the periphery; Thirdly, the resident consumption transforms from material consumption to service-oriented consumption. This means that with the improvement of the urban agglomeration of Wuhan, the trend of regional consumption development is obvious; the consumption structure of residents shows obvious "center" and "foreign group" differences. In the process of promoting the integration of urban agglomeration, it needs to improve the transportation infrastructure to improve the disposable income of residents, to promote the upgrading of industrial structure, and to build the "Wuhan urban agglomeration" in the true sense.

**【Key words】** Wuhan Agglomeration; resident consumption structure; Gini Coefficient; Shift-share Analysis; Geographic Weighted Regression

### 参考文献

[1] 余静文,王春超. 城市圈驱动区域经济增长的内在机制分

析——以京津冀、长三角和珠三角城市群为例[J]. 经济评论, 2011(1): 69-78

[2] 匡兵等. 武汉城市群城市用地结构时空演变特征及其机理[J]. 经济地理, 2016(5): 71-78

[3] 田晖. 基于岭回归法的居民消费行为影响因素实证分析[J]. 消费经济, 2007(3): 36-38

[4] 周双燕,郑循刚. 中国居民消费结构影响因素研究[J]. 消费导刊, 2010(3): 5-7

[5] 田青,马健,高铁梅. 我国城镇居民消费影响因素的区域差异分析[J]. 管理世界, 2008(7): 27-33

[6] 胡日东,钱明辉,郑永冰. 中国城乡收入差距对城乡居民消费结构的影响——基于 LA/AIDS 拓展模型的实证分析[J]. 财经研究, 2014(5): 75-87

[7] 温涛,田纪华,王小华. 农民收入结构对消费结构的总体影响与区域差异研究[J]. 中国软科学, 2013(3): 42-52

[8] 孙文章,李延喜,陈克兢. 消费金融公司与地区居民消费的关系研究——基于双重差分模型的估计[J]. 中国软科学, 2014(7): 115-127

[9] 吴克宁等. 基于基尼系数的耕地质量差异程度分析——以广东省南方稻田耕地地力结果为例[J]. 资源科学, 2007(3): 165-169

[10] 臧日宏. 经济学[M]. 北京: 中国农业大学出版社, 2002: 123-125

[11] 徐缓等. 基于偏离一份额分析法的新疆工业结构研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2011(S1): 322-325

[12] 孙国锋. 中国居民消费行为演变及其影响因素研究[D]. 南京农业大学, 2003

[13] 张邦科. 湖北居民消费的影响因素研究[D]. 华中农业大学, 2011

[14] 齐吴珍. 我国居民消费及其影响因素分析[D]. 安徽大学, 2012

[15] Baltagi B. P. Egger. Estimating Models of Complex Fdi: Are There Third-country Effect? [J]. Journal of Econometrics, 2007(140): 260-281

[16] 傅家荣. 消费需求结构是产业结构演进的根本动因——对消费需求结构与产业结构关系问题的思考[J]. 消费经济, 1997(2): 22-26

(责任编辑: 李小敏)