

中国居民网络消费的区域差异 测度及收敛性研究

魏晓敏¹ 王林杉²

(1. 安徽财经大学工商管理学院; 2. 中央财经大学经济学院)

研究目标: 测度城市居民网络消费的区域差异, 揭示城市居民网络消费的收敛特征。**研究方法:** 采用 Dagum 基尼系数对城市居民网络消费的区域差异进行测度, 并采用空间计量技术对网络消费的收敛性进行研究。**研究发现:** 居民网络消费的总体差异呈先下降后上升趋势, 东部地区居民网络消费的差异远远高于中部和西部地区, 区域间差异是居民网络消费差异的主要来源。东部地区网络消费存在 σ 收敛趋势, 而中、西部地区不具有 σ 收敛特征。东、中、西三大地区城市居民网络消费均存在绝对 β 收敛和条件 β 收敛特征。**研究创新:** 采用 Dagum 基尼系数对网络消费的区域差异进行测度并揭示其收敛特征。**研究价值:** 对缩小网络消费的地区差异、促进城市居民网络消费的协调发展具有重要意义。

关键词 网络消费 基尼系数 区域差异 收敛性

中图分类号 F126.1 **文献标识码** A

引言

伴随着“宽带中国”战略的实施, 电子商务和互联网经济得到迅速发展, 网络消费以其产品购买多样化、消费环境隐私化、客户需求个性化等优势, 成为居民主流的消费方式(闫学元和张蕊, 2014)。蚂蚁金服研究院的最新研究显示, 2016年4月的网络消费规模指数比2011年1月提高了12.1倍, 其增速是社会消费品零售总额增速的2倍以上。季节调整后的网络消费水平从2011年1月的96.0上升到2016年4月的122.2, 网络消费呈现良好的发展势头。作为一种全新的消费方式, 网络消费成为促进经济发展的重要驱动力量。从微观层面来看, 网络消费有助于转变居民的消费方式, 促进居民消费方式的优化升级, 有助于企业敏锐地寻找新投资点, 推动企业由传统型向信息化、网络化转型升级; 从宏观层面来看, 网络消费能够有效助力供给侧结构性改革, 对稳增长、调结构、扩内需、促就业等方面具有重要的推动作用。居民网络消费无论在总体规模还是在人均水平方面都表现出较为强劲的发展态势。然而, 在经济发展水平相对滞后的西部地区、贫困山区或农村地区, 由于物流服务水平滞后、互联网未充分普及等现实性问题所导致的区域网络消费发展不平衡现象越来越成为阻碍网络消费发展的瓶颈制约因素。区域间网络消费的不平衡主要表现为以下两个方面: 一方面, 区域间网络消费水平存在较大差异, 物流配送能力成为实现网络消费的“最后一公里”。交通、信息不发达的西部地区, 由于物流配送难以触及、配送周期长等原因, 导致网络消费发展缓慢, 而经济发达的东部地区, 由于交通便捷、信息通畅, 网络消费水平较高。另一方

面,区域间网络消费水平的发展速度存在较大差异,网络消费发达的东部地区,由于自身拥有的巨大发展优势,网络消费的发展速度较快,而网络消费水平较低的西部地区,其网络消费的发展速度较为缓慢。因此,在供给侧结构性改革的背景下,科学测度区域间网络消费水平的差异并揭示其收敛特征,对于促进网络消费发展以及供给侧结构性改革具有重要的理论意义和现实意义。

对于网络消费问题的已有研究更多的是将网络消费视为一种新的消费行为,研究的重点集中于网络消费的行为特征以及影响因素方面(施颖,2017;闫学元和张蕊,2014),而对于网络消费发展差异的研究较少。由于受到网络消费数据获取的限制,更多的研究将视角局限于传统消费方面,对于传统消费差异方面的研究主要集中在消费的城乡收入差异(高帆,2014)和区域差异(韩立岩和杜春越,2012;纪江明,2010)两个方面。已有对居民消费区域差异的研究主要分为以下三类:第一,采用描述性统计的方法,通过对比不同区域居民消费的数据大小,对居民消费的区域差异进行客观描述。纪江明(2010)基于国家统计局公布的数据对1978~2007年的居民消费数据进行描述性统计,研究显示1978~1992年东、中、西三大区域的消费水平相差不大,1992~2007年三大区域人均消费水平不断扩大的同时,居民消费的区域差距也逐渐扩大。韩立岩和杜春越(2012)通过构建静态的面板数据回归模型对不同区域居民消费的收入弹性进行计量回归,研究发现东部地区的消费收入弹性最高,其次是西部和中部,以此来说明居民消费的区域差异特征。第二,从地理学视角出发,采用ArcGIS软件绘制居民网络消费的空间分布图,研究居民网络消费的空间分布及空间差异特征,对比不同地理区域居民网络消费的发展状况,进而得到网络消费存在区域差异的结论。唐红涛等(2017)采用337个城市的居民网络消费指数数据,利用Geoda绘制省级及地级市居民网络消费的空间分布图,进而得到网络消费存在空间差异特征。席广亮等(2015)采用变异系数和Theil指数对网络消费的区域差异进行了分析,网络消费增长呈现东部高、中西部低的特征,并且东、中、西三大地区内发展差异显著。第三,部分学者从收敛的视角出发研究中国消费的地区差距问题。吴玉鸣和陈志建(2009)基于1994~2006年31个省份的面板数据,采用空间计量回归技术对居民消费的 β 收敛进行研究。金晓彤和闫超(2010)基于Beyaert和Camacho(2008)的方法将面板数据的线性单位根检验,扩展到TAR模型,分析不同区域农村和城镇居民消费的收敛和发散问题。

已有文献为居民消费区域差异的研究奠定了一定的理论基础,但是由于数据和方法的限制,现有研究仍存在以下三方面的局限:首先,在数据选择上,现有研究均基于国家统计局公布的城乡居民消费数据,不能反映当前网络消费的现实。一方面,传统消费数据由于受到价格因素的干扰所导致的统计误差问题成为研究中无法回避的难点;另一方面,随着互联网的普及和电子商务的发展,网络消费成为主流的消费方式,这是传统消费方式所不能比拟的。其次,在研究方法上,采用描述性统计、分地区计量回归、地理学视角下绘制网络消费的空间分布图等方法只是证明居民消费区域差异的存在,但并没有采用科学的方法对消费的区域差异进行测度,即使有些研究采用变异系数和Theil指数对居民网络消费进行测度,但是并没有对差异进行分解。最后,采用省级层面的研究样本,忽视了省份内部网络消费发展的异质性。由于电子商务发展水平、物流速度等因素的影响,同一个省份中不同城市的网络消费水平存在较大差异。在已有研究的基础上,本文的边际贡献主要体现在以下三个方面。第一,本文从大数据视角出发,采用蚂蚁金服大数据平台公布的2014年3月~2015年12月中国314个城市居民网络消费指数作为网络消费的衡量指标。第二,本文采用Dagum基

尼系数科学测度网络消费的区域差异并按子群分解的方法将其分解为区域间、区域内、超变密度三个部分以揭示其差异的来源。第三,本文从 σ 收敛、绝对 β 收敛和条件 β 收敛三个层面对网络消费的区域收敛性进行检验。

一、方法与数据

1. 居民网络消费区域差异的分解方法

本文采用Dagum基尼系数分解方法从整体上描述居民网络消费的区域差异。根据Dagum (1997)提出的基尼系数及其按子群分解的方法,基尼系数的定义为:

$$G = \sum_{j=1}^k \sum_{h=1}^k \sum_{i=1}^{n_j} \sum_{r=1}^{n_h} |y_{ji} - y_{hr}| / 2n^2 \bar{y} \quad (1)$$

其中, y_{ji} (y_{hr}) 是 j (h) 区域内任一城市的网络消费指数, $\bar{y}$ 是各省份网络消费指数的平均值, n 是城市的个数, k 是区域划分的个数, n_j (n_h) 是 j (h) 区域内城市的个数, G 是总体基尼系数, j 、 h 为区域划分个数, i 、 r 为区域内城市的个数。

在进行基尼系数分解时,首先要依据网络消费的均值对区域进行排序,即 $\bar{Y}_1 \leq \dots \leq \bar{Y}_j \leq \dots \leq \bar{Y}_k$ ($\bar{Y}$ 为区域内网络消费的均值),然后将基尼系数分解为三个部分:区域内差异的贡献 G_w 、区域间差异的贡献 G_{wb} 、超变密度的贡献 G_t ,三者间的关系满足 $G = G_w + G_{wb} + G_t$ 。式(2)和式(3)表示 j 区域的基尼系数 G_{jj} 和区域内差异的贡献 G_w ,式(4)和式(5)分别表示 j 和 h 地区的区域间基尼系数 G_{jh} 和区域间差异的贡献 G_{wb} ,式(6)则表示超变密度的贡献 G_t 。

$$G_{jj} = \frac{1}{2\bar{Y}_j} \sum_{i=1}^{n_j} \sum_{r=1}^{n_j} |y_{ji} - y_{jr}| / n_j^2 \quad (2)$$

$$G_w = \sum_{j=1}^k G_{jj} p_j s_j \quad (3)$$

$$G_{jh} = \frac{\sum_{i=1}^{n_j} \sum_{r=1}^{n_h} |y_{ji} - y_{hr}|}{n_j n_h (\bar{Y}_j + \bar{Y}_h)} \quad (4)$$

$$G_{wb} = \sum_{j=2}^k \sum_{h=1}^{j-1} G_{jh} (p_j s_h + p_h s_j) D_{jh} \quad (5)$$

$$G_t = \sum_{j=2}^k \sum_{h=1}^{j-1} G_{jh} (p_j s_h + p_h s_j) (1 - D_{jh}) \quad (6)$$

其中, $p_j = n_j/n$, $s_j = n_j \bar{Y}_j / n \bar{Y}$, $j=1, 2, \dots, k$; D_{jh} 为 j 、 h 区域间网络消费指数的相对影响(其定义见式(7)); d_{jh} 为区域间网络消费指数的差值(其定义见式(8)),可以理解为 j 、 h 区域中所有 $y_{ji} - y_{hr} > 0$ 的样本值加总的数学期望; p_{jh} 定义为超变一阶矩,表示 j 、 h 区域中所有 $y_{hr} - y_{ji} > 0$ 的样本值加总的数学期望。

$$D_{jh} = \frac{d_{jh} - p_{jh}}{d_{jh} + p_{jh}} \quad (7)$$

$$d_{jh} = \int_0^\infty dF_j(y) \int_0^y (y-x) dF_h(x) \quad (8)$$

$$p_{jh} = \int_0^\infty dF_h(y) \int_0^y (y-x) dF_j(x) \quad (9)$$

其中, F_j (F_h) 为 j (h) 地区的累积密度分布函数。

我们根据上述方法测算和分解了中国 314 个城市 2014 年 3 月~2015 年 12 月居民网络消费的基尼系数, 并据此进行地区分解。

2. 居民网络消费的收敛方法

城市居民网络消费的收敛性指随着时间的变化居民网络消费的差距呈现逐渐缩小的态势。本文所采用的收敛方法包括 σ 收敛和 β 收敛, 其中 β 收敛包括绝对 β 收敛和条件 β 收敛。

(1) σ 收敛是指不同区域网络消费水平的离差随着时间的变化呈现不断下降趋势。 σ 收敛的衡量有变异系数、Theil 指数等, 本文采用变异系数来衡量 σ 收敛, 表示为:

$$\sigma_j = \frac{\sqrt{[\sum_i^{n_j} (C_{ij} - \bar{C}_{ij})^2]/n_j}}{\bar{C}_{ij}} \quad (10)$$

其中, j ($j=1, 2, 3$) 表示我国东、中、西部三个区域, i ($i=1, 2, 3, \dots$) 表示区域内各城市, n_j 为 j 区域内城市个数。 C_{ij} 为 j 区域 i 城市网络消费水平。 $\bar{C}_{ij}$ 为 j 区域城市网络消费的均值。

(2) β 收敛。 β 收敛是根据新古典经济学中经济趋同理论提出来的, 指初始网络消费水平低的城市相比网络消费水平高的城市具有较快的增长速度, 不同城市网络消费水平的增长率与其初始水平呈负相关, β 收敛可分为绝对 β 收敛和条件 β 收敛两类。

绝对 β 收敛是指在互联网投资水平、互联网支付水平等因素完全相同的情况下, 随着时间的推移各城市网络消费的发展将逐渐收敛到相同的水平, 即网络消费水平较低的城市与网络消费水平较高的城市相比具有较高的增长速度。考虑到面板数据具有大量的信息优势以及其他地区对本地区网络消费水平的影响, 本文构建了空间面板数据回归模型:

$$\ln\left(\frac{C_{i,t+1}}{C_{i,t}}\right) = \alpha + \beta \ln C_{i,t} + \rho w_{ij} \ln \frac{C_{i,t+1}}{C_{i,t}} + \epsilon_{ij} \quad (t=0, 1, 2, \dots, t-1) \quad (11)$$

其中, $\ln(C_{i,t+1}/C_{i,t})$ 表示第 i 个城市网络消费在第 t 期的增长率, $C_{i,t+1}$ 表示末期网络消费指数, $C_{i,t}$ 表示初期网络消费指数, ρ 是空间回归系数, 反映变量在地理距离邻近区域的网络消费水平对本区域网络消费水平的影响。 w_{ij} 为空间权重矩阵, 本文采用地理距离平方的倒数作为空间权重, 如式 (12) 所示, 即随着地理距离的拉大, 城市居民网络消费的相互影响就越小, 反之则越大。 β 为收敛系数, 若 $\beta < 0$ 说明中国城市居民网络消费存在收敛特征, 若 $\beta > 0$ 说明存在发散特征, 收敛速度的表达式为 $v = -\frac{1}{T} \ln(1+\beta)$ 。

地理距离权重的设置原则为:

$$w_{ij} = \begin{cases} 1/d^2 & i \neq j \\ 0 & i = j \end{cases} \quad (12)$$

条件 β 收敛是指由于各城市互联网投资水平、互联网支付水平等因素的影响, 各地区表现出不同的收敛特征, 因此在充分考虑诸多影响因素的基础上, 各地区网络消费最终会收敛

到各自的稳态水平。因此在构建条件 β 收敛模型的时候,需要设置若干控制变量,因此本文构建的条件收敛的模型为:

$$\ln\left(\frac{C_{i,t+1}}{C_{it}}\right) = \alpha + \beta \ln C_{it} + \delta \ln invest_{ij} + \xi \ln pay_{ij} + \epsilon_{ij} \quad (13)$$

$$\epsilon_{it} = \lambda W_{ij} \epsilon_{it} + \mu_{ij}$$

其中, $invest$ 为互联网投资指数, pay 为互联网支付指数, 互联网投资和支付指数的数值越大说明互联网投资和互联网支付水平越高, ϵ_{ij} 为残差项, λ 为空间误差系数, μ_{ij} 为随机误差向量, 回归模型中对控制变量进行了自然对数处理。

3. 样本数据

本文选择中国 314 个城市作为研究样本, 时间跨度为 2014 年 3 月~2015 年 12 月。城市网络消费指数、互联网投资指数、互联网支付指数均来自蚂蚁金服研究院大数据平台。居民网络消费指数是以支付宝公司海量用户的线上和线下大量真实交易数据为依据的, 并以其维度广、时间长、时效强等优点全面反映中国居民网络消费水平。蚂蚁金服研究院公布的居民网络消费支出仅包括支付宝与消费相关的支付业务, 具体而言, 网络消费支出只包括通过支付宝交易的电子商务消费支付、个人缴费和充值支付等。城市之间的地理距离是基于 ArcGIS 平台计算的城市间的球面距离。

二、中国城市居民网络消费的典型化事实

1. 三大区域居民网络消费的空间差异

为了揭示考察期内三大区域网络消费水平的演变趋势, 本文对三大区域各城市的网络消费指数进行取均值处理, 并绘制了 2014 年 3 月~2015 年 12 月三大区域网络消费的演变趋势, 如图 1 所示。根据图 1 我们可以发现三大区域网络消费水平呈现以下三方面特征。首先, 中国城市居民网络消费水平的发展受到节假日的影响呈波动变化趋势。2014 年 4~11 月三大区域网络消费水平均呈上升趋势, 这是因为随着“双十一购物狂欢节”的到来, 网络消费水平逐渐提高且在 2014 年 11 月达到峰值。2014 年 11 月~2015 年 2 月中国城市居民网络消费水平呈急剧下降趋势, 这是因为随着“双十一”购物风潮过后, 居民适当减少了网络消费的数量, 加之临近春节受到“春节休市”等因素影响, 城市居民网络消费水平迅速下降, 2015 年 2 月达到考察期内的最低点。2015 年 3~11 月网络消费指数又呈增长趋势且在 2015 年 11 月达到最大值, 2015 年 11 月之后又呈下降趋势。其次, 由于受到经济发展、互联网普及程度、物流发展水平的影响, 三大区域网络消费存在明显的区域差异性, 网络消费水平的排名依次是东部地区、中部地区、西部地区, 其中东部地区的网络消费水平最高, 远远高于中部和西部地区。最后, 考察期内东部与中、西部地区间的差异比较大, 而中部和西部地区之间的差距较小, 这说明经济发达、市场活跃的东部地区网络消费水平与中、西部地区相比呈现较大差异。

为了佐证由图 1 得出的三大区域网络消费存在区域差异的结论, 我们对三大区域网络消费水平取均值后绘制了图 2, 根据图 2 我们发现三大区域之间存在显著的差异, 其中, 东部地区网络消费水平较高且高于全国平均水平。这说明经济发达的东部地区网络消费水平较高, 而中、西部地区网络消费水平较低, 该结果与这两个地区经济欠发达、交通通达度低有密切关系。

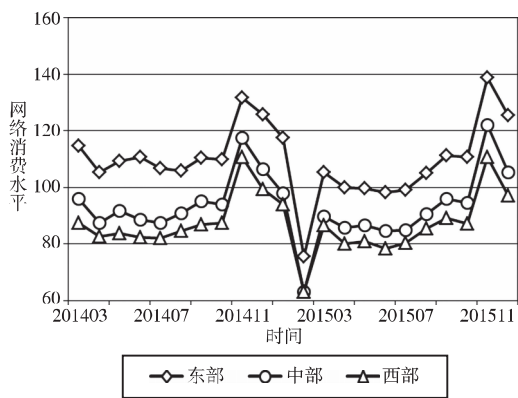


图1 居民网络消费指数的演变趋势

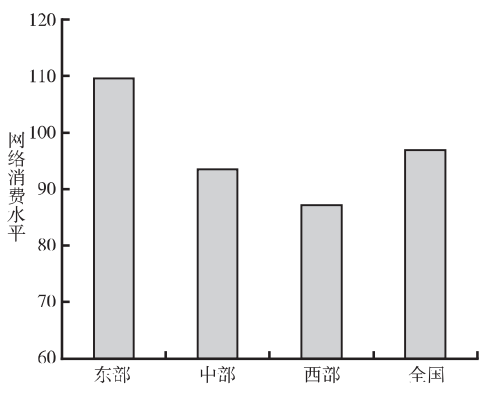


图2 三区域及全国网络消费发展情况

2. 区域内居民网络消费的空间差异

本文以东部地区内部 10 个省会城市^①为例绘制了图 3，进一步刻画区域内居民网络消费的空间差异特征。根据图 3 我们发现东部地区内部居民网络消费的差异主要包括以下两方面特征。一方面，考察期内东部地区 10 个省会城市的居民网络消费水平呈现较为明显的波动变化态势且演变趋势相同。2014 年 3~10 月网络消费的波动较为平稳，随着“双十一购物狂欢节”的到来，淘宝和天猫商城通过举办大规模的网络促销活动促进了网络消费的发展，因此 2014 年 10~11 月网络消费水平迅速上升，网络消费在 2014 年 11 月达到最大值，“双十一”成为中国网络消费和电子商务发展的年度盛会。“双十一风潮”过后，特别是由于“春节休市”等因素的影响，2014 年 11 月~2015 年 2 月网络消费水平呈迅速下降趋势。

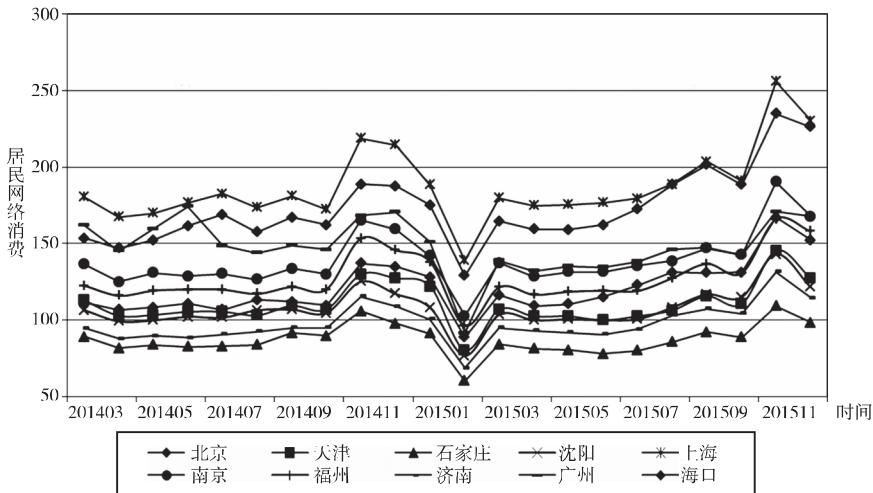


图3 东部地区内部居民网络消费的差异

另一方面，考察期内东部地区 10 个省会城市网络消费水平存在较大差异，网络消费水平从高到低依次是上海、北京、广州、南京、福州、海口、天津、沈阳、济南、石家庄，其中上海、北京、广州的网络消费水平位居前三，网络消费指数分别为 187.27、173.03、

^① 由于香港、澳门、台北的数据缺失，所以东部地区的省会城市不包括香港、澳门和台北。

148.3, 这三个城市分别是长三角城市群、京津冀城市群、珠三角城市群的核心城市, 其经济发展水平、物流水平、互联网普及程度均位居全国前列。从网络消费的平均水平来看, 网络消费水平最高的上海的网络消费指数为 187.27, 是网络消费水平排名最末位石家庄的 2.15 倍, 这再次表明区域内各城市居民网络消费水平呈现明显差异。

三、中国居民网络消费的区域差异及其来源

为了科学测度中国城市居民网络消费的区域差异并揭示其来源, 本文将中国 314 个城市划分为东部、中部、西部三大区域, 采用 Dagum 基尼系数及其分解方法对 2014 年 3 月~2015 年 12 月东、中、西三大区域网络消费的地区差距进行分解, 测算结果如表 1 所示。

表 1 基尼系数及其分解

时 间	G	G_{jj}			G_{jh}			贡献率 (%)		
		东部	中部	西部	东一中	东一西	中一西	G_w	G_b	G_t
201403	0.127	0.160	0.092	0.081	0.114	0.163	0.095	29.367	47.910	22.724
201404	0.118	0.142	0.082	0.085	0.135	0.150	0.087	29.408	46.281	24.310
201405	0.122	0.149	0.089	0.079	0.138	0.156	0.092	29.109	48.473	22.418
201406	0.136	0.171	0.089	0.091	0.157	0.176	0.095	29.178	48.881	21.942
201407	0.130	0.155	0.094	0.095	0.147	0.163	0.099	29.689	45.623	24.688
201408	0.115	0.138	0.088	0.085	0.128	0.142	0.091	30.079	43.308	26.612
201409	0.116	0.142	0.088	0.079	0.129	0.145	0.092	29.684	46.124	24.193
201410	0.112	0.134	0.084	0.082	0.124	0.140	0.089	29.814	45.301	21.885
201411	0.108	0.139	0.085	0.076	0.122	0.128	0.085	30.930	36.107	32.964
201412	0.119	0.151	0.088	0.078	0.138	0.149	0.088	29.715	44.571	25.715
201501	0.119	0.144	0.082	0.092	0.136	0.148	0.089	29.903	42.022	28.075
201502	0.119	0.147	0.084	0.096	0.139	0.142	0.091	30.671	33.613	35.716
201503	0.112	0.138	0.082	0.086	0.128	0.136	0.086	30.469	39.227	30.304
201504	0.111	0.131	0.076	0.087	0.121	0.140	0.088	29.676	44.512	25.812
201505	0.112	0.136	0.081	0.084	0.123	0.139	0.088	30.019	41.935	28.046
201506	0.116	0.141	0.081	0.088	0.128	0.146	0.092	29.759	43.332	26.909
201507	0.120	0.142	0.088	0.099	0.131	0.147	0.098	30.462	38.709	30.829
201508	0.116	0.137	0.086	0.095	0.127	0.142	0.095	30.498	39.901	29.601
201509	0.120	0.142	0.090	0.093	0.130	0.148	0.098	30.122	41.641	28.238
201510	0.115	0.132	0.084	0.086	0.125	0.147	0.093	29.200	46.951	23.849
201511	0.121	0.143	0.092	0.090	0.130	0.148	0.101	29.965	41.753	28.281
201512	0.128	0.150	0.094	0.096	0.142	0.160	0.101	29.621	44.609	25.770

资料来源: 作者基于蚂蚁金服研究院提供的网络消费指数, 采用 Matlab 基尼系数的测算结果。

1. 网络消费的总体差异

为了揭示中国城市居民网络消费的总体差异, 我们绘制了图 4。根据图 4 可以发现 2014

年3月~2015年12月,中国城市居民网络消费的总体差异在波动中呈先下降后上升的演变态势。从演变过程看,网络消费的总体差异由2014年3月的0.127下降到4月的0.118,此后迅速上升至6月的0.136,达到了考察期内的最大值,此后基尼系数呈迅速下降趋势,由2014年6月的0.136下降至同年11月的0.108,月平均下降率达4.506%。此后,基尼系数由2014年11月的0.108上升至同年12月的0.119,且在2014年12月、2015年1月、2015年2月稳定在0.119,这说明随着元旦、春节的到来,全国范围内城市居民网络消费的总体差异较为稳定。2015年2月以后,基尼系数经过三次下降(2015年2~4月、2015年7~8月、2015年9~10月)和三次上升(2015年4~7月、2015年8~9月、2015年10~12月),至2015年12月基尼系数达到0.128。

2. 网络消费的区域差异

图5为2014年3月~2015年12月东、中、西三大区域居民网络消费区域内差异的演变趋势,根据图5我们发现网络消费区域内差异的两个特征。第一,从数值大小看,样本考察期内东部地区网络消费的差异最大,且远远高于中部和西部地区。从网络消费的发展程度看,东部地区的网络消费水平远高于中部和西部地区,这说明经济发展水平、网络普及程度对网络消费的发展具有深刻的影响。此外,东部地区各城市群之间网络消费也存在不平衡现象,东部地区的100个城市中网络消费水平排名前三位的城市依次是金华、杭州、上海,这些城市主要位于长三角城市群,其中金华的网络消费指数高达235.94,网络消费水平排名后三位的城市依次是滨州、沧州、莱芜,这些城市位于京津冀城市群和山东半岛城市群,其中滨州的网络消费指数仅为73.716。第二,从演变趋势看,东部地区基尼系数在波动中呈下降趋势,基尼系数由2014年6月的0.171下降至2015年10月的0.132,月平均下降1.633%。中部地区基尼系数的演变趋势主要分两个阶段,第一阶段为2014年3月~2015年4月,基尼系数从波动中呈下降趋势,基尼系数由2014年3月的0.092下降至2015年4月的0.076,月平均下降率为1.428%;第二阶段为2015年4~12月,基尼系数从波动中呈上升趋势,由2015年4月的0.076上升至2015年12月的0.094,月平均增长率为2.603%。西部地区基尼系数经过三轮上升和下降后呈上升的演变态势,基尼系数由2014年3月的0.081上升至2015年12月的0.096,月平均增长率为0.796%。

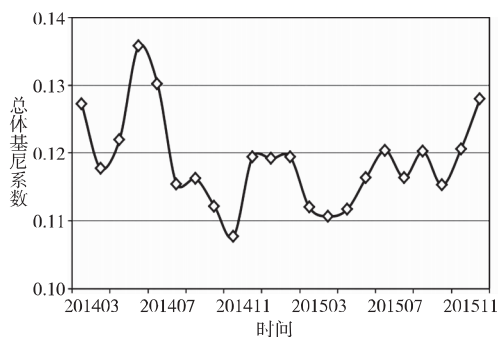


图4 网络消费指数的总体差异

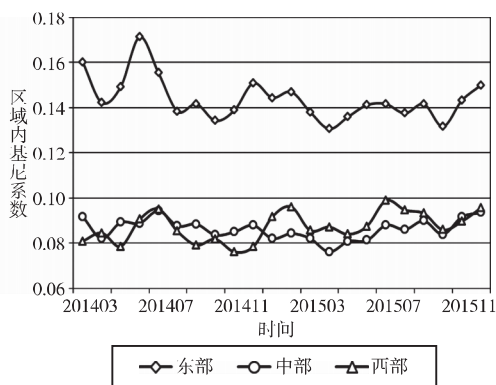


图5 网络消费指数的区域内差异

3. 网络消费的区域间差异

根据图6, 本文发现网络消费的区域间差异呈现波动变化趋势, 除中部和西部的差异呈缓慢上升态势外, 东部和中部、东部和西部的差异整体上呈逐渐下降趋势。从区域间差异的大小看, 考察期内区域间网络消费差异由大到小依次是东部和西部、东部和中部、中部和西部。其中东部和西部的差异始终高于东部和中部、中部和西部。这说明网络消费的区域间差异主要受到经济发展、物流发展的影响。中部和西部的差异远远小于东部和西部、东部和中部, 这可能因为中部和西部地区的经济发展水平、交通物流水平相近。从区域间差异的演变趋势看, 东部和西部、东部和中部的差异具有共同变化趋势, 先后经历了三个阶段的下降—上升, 第一阶段是2014年3~6月, 区域间差异在较大幅度的下降后在2014年4月开始上升, 6月达到考察期内的最大值(东部和西部为0.176, 东部和中部地区为0.157); 第二阶段是2014年6~11月, 区域间差异由2014年6月的0.176(东部和西部)和0.157(东部和中部)下降至2014年11月的0.128和0.122, 月平均下降率为5.025%和6.161%, 此后又上升至2014年12月的0.149和0.138; 第三阶段是2014年12月~2015年12月, 东部和西部的区域间差异由2014年12月的0.149下降至2015年3月的0.136, 东部和中部的区域间差异由2014年12月的0.138下降至2015年4月的0.121, 此后东部和西部、东部和中部地区间差异呈逐渐增长趋势。

4. 网络消费区域差异的贡献

为了揭示网络消费区域差异的来源, 本文采用基尼系数按子群分解的方法对其进行分解, 并测算区域内、区域间、超变密度的贡献率, 图7展示了贡献率的演变趋势。由图7可以发现, 样本考察期内区域间差异、区域内差异、超变密度的平均贡献率分别是43.217%、29.879%、26.904%, 这说明网络消费区域差异的来源依次是区域间差异、区域内差异和超变密度, 其中区域间差异是导致网络消费区域差异的主要来源。考察期内区域间差异贡献率的演变趋势分为两个阶段, 第一阶段是2014年3月~2015年2月, 区域间差异的贡献率在波动中呈下降趋势, 由2014年3月的47.91%下降到2015年2月的33.613%; 第二阶段为2015年2~12月, 区域间差异的贡献率在波动中呈上升趋势, 由2015年2月的33.613%上升至44.609%。样本考察期内区域内差异的贡献率变化并不明显, 贡献率基本稳定在29.11%~30.93%。除2014年11月和2015年2月外, 超变密度的贡献始终低于区域间差异的贡献率和区域内差异的贡献率。

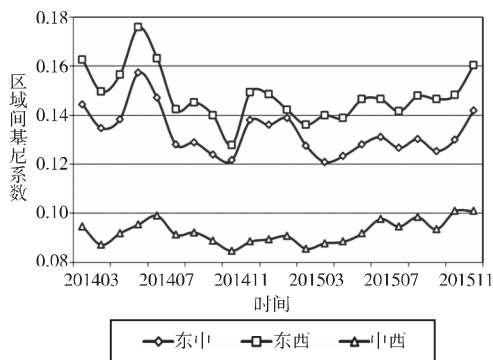


图6 网络消费指数的区域间差异

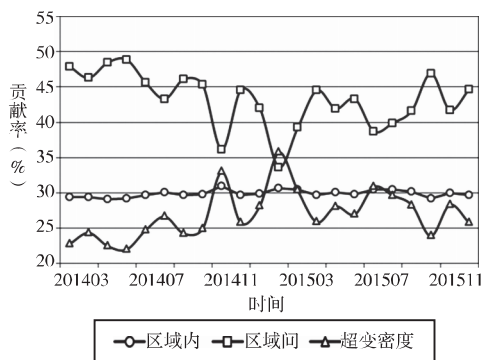


图7 网络消费指数差异的来源

四、中国居民网络消费的收敛性研究

本文前一部分采用 Dagum 基尼系数衡量了网络消费的区域差异,然而,中国城市居民网络消费的区域差异不仅表现在发展水平上,而且表现在发展速度上,因此需要对网络消费的收敛性进行考察。网络消费的收敛是指网络消费的区域差异随着时间推移呈现逐渐缩小的趋势,本文采用 σ 收敛、绝对 β 收敛、条件 β 收敛对网络消费的收敛性进行检验。

1. σ 收敛

本文通过测度 2014 年 3 月~2015 年 12 月全国及三大区域网络消费的变异系数,对网络消费的 σ 收敛进行检验,图 8 展示了全国以及东、中、西三大区域网络消费变异系数的演变趋势。从变异系数的演变态势看,全国与东部地区呈明显的下降趋势,这说明全国与东部地区网络消费存在 σ 收敛趋势,西部地区变异系数在样本考察期内呈上升趋势,表明西部地区网络消费呈现发散特征,中部地区变异系数没有呈现明显的上升或下降趋势,说明中部地区城市居民网络消费并没有呈现明显的收敛或发散特征。就存在收敛特征的全国和东部地区来看,在收敛速度上也表现出不同的特征,具体而言,东部地区的变异系数由 2014 年 3 月的 0.329 下降至 2015 年 12 月的 0.278,月平均下降率为 0.7958%,全国的变异系数由 2014 年 3 月的 0.272 下降至 2015 年 12 月的 0.249,月平均下降率为 0.4209%,这说明东部地区网络消费的收敛速度要高于全国,这说明东部地区城市由于经济发展水平以及互联网普及程度较高,城市间网络消费的差异缩小的速度较快。

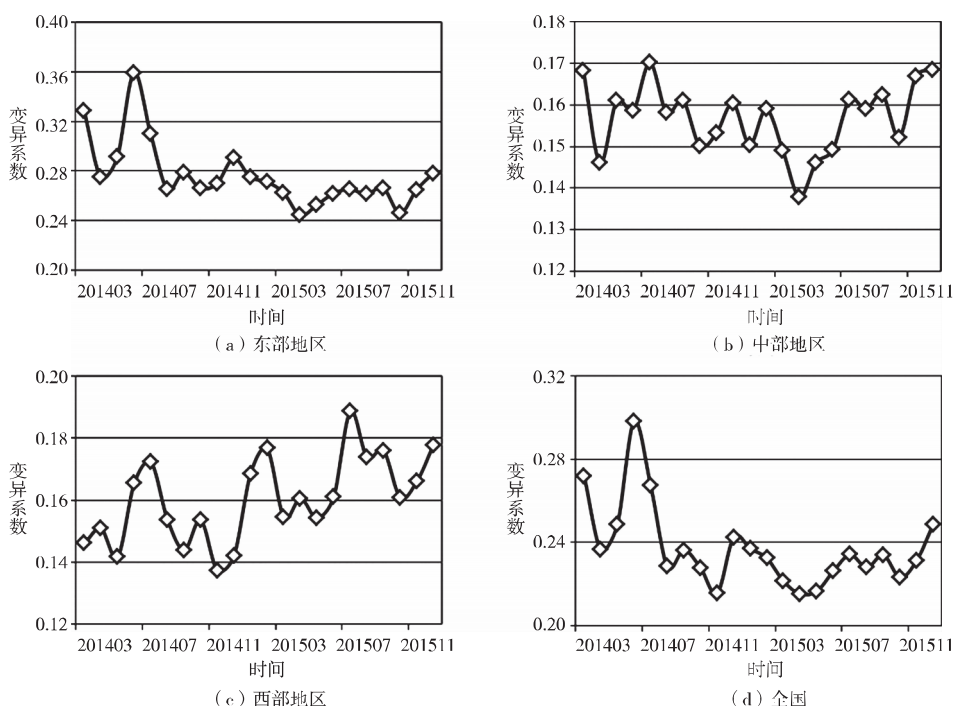


图 8 网络消费的 σ 收敛

2. β 收敛

为了揭示空间因素对城市居民网络消费收敛性的影响,首先,本文通过测算 2014 年 3

月~2015年12月的网络消费的 Moran's I 指数对全局空间相关性进行检验;其次,通过绘制 2014 年 3 月和 2015 年 12 月中国 314 个城市 Moran 散点图对局域空间相关性进行考察;最后,通过建立空间滞后动态面板数据回归模型和空间误差模型对网络消费的绝对 β 收敛和条件 β 收敛进行经验考察。

(1) 空间自相关检验。在进行空间计量回归之前,需要对中国城市居民网络消费是否存在空间相关性进行检验。本文通过测度 Moran's I 指数 (Anselin, 1988) 对居民网络消费的空间相关性进行检验。

$$\text{Moran's } I = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}}$$

其中, $S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$, $\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$, n 为城市个数, w_{ij} 为空间权重矩阵元素,

$\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}$ 则表示所有空间权重之和。本文以地理距离平方的倒数作为空间权重矩阵; x_i 表示第 i 城市网络消费的观测值。Moran's I 指数的取值范围为 $[-1, 1]$, 大于 0 时表示存在空间正相关; 小于 0 时表示空间负相关; 接近于 0 则表示空间分布是随机的; 若等于 0 则表示空间独立分布。Moran's I 指数绝对值表征空间相关程度的大小, 绝对值越大表明空间相关程度越大; 反之则越小。Moran's I 指数揭示的是全局空间自相关, 而通过绘制 Moran 散点图可以直观地描绘局域的空间集聚特征。其中空间权重矩阵的设计原则采用的是地理距离平方的倒数, 表示网络消费水平随着地理距离的拉大, 各城市间网络消费的影响程度将逐渐减小。

表 2 报告了城市居民网络消费的 Moran's I 指数, 根据表 2 我们发现城市居民网络消费的 Moran's I 指数均为正值且均通过了 1% 的显著性水平检验, 这意味着中国城市居民网络消费呈现典型的空间集聚特征, 网络消费的空间分布呈现 H-H 型空间集聚模式与 L-L 型空间集聚模式的正向空间相关性。这表明网络消费水平较高的地区, 往往与其他网络消费水平较高的地区相邻 (H-H 型空间集聚模式), 同理, 网络消费水平较低的地区, 往往被网络消费水平较低的其他城市包围。样本考察期内 Moran's I 指数稳定在 0.388~0.466, 且在 2014 年 12 月达到最大值 0.466, 这说明网络消费的空间集聚性持续稳定在较高水平。

表 2 城市居民网络消费的空间自相关检验

时 间	I	E (I)	Sd (I)	z	P 值
201403	0.412	-0.003	0.026	16.106	0.000
201404	0.454	-0.003	0.026	17.421	0.000
201405	0.444	-0.003	0.026	17.127	0.000
201406	0.402	-0.003	0.025	15.913	0.000
201407	0.418	-0.003	0.026	16.204	0.000
201408	0.436	-0.003	0.026	16.699	0.000
201409	0.432	-0.003	0.026	16.610	0.000
201410	0.434	-0.003	0.026	16.687	0.000
201411	0.464	-0.003	0.026	17.839	0.000
201412	0.466	-0.003	0.026	17.912	0.000

(续)					
时 间	I	E (I)	Sd (I)	z	P 值
201501	0.444	—0.003	0.026	17.056	0.000
201502	0.388	—0.003	0.026	14.828	0.000
201503	0.421	—0.003	0.026	16.121	0.000
201504	0.428	—0.003	0.026	16.350	0.000
201505	0.432	—0.003	0.026	16.477	0.000
201506	0.418	—0.003	0.026	15.945	0.000
201507	0.401	—0.003	0.026	15.309	0.000
201508	0.398	—0.003	0.026	15.221	0.000
201509	0.402	—0.003	0.026	15.343	0.000
201510	0.423	—0.003	0.026	16.124	0.000
201511	0.408	—0.003	0.026	15.559	0.000
201512	0.429	—0.003	0.026	16.353	0.000

资料来源：作者根据蚂蚁金服研究院公布的网络消费指数，采用 Stata15 软件计算而得。

为了考察中国城市居民网络消费的局域空间相关性，本文绘制了 2014 年 3 月和 2015 年 12 月 314 个城市网络消费的 Moran 散点图。Moran 散点图的横坐标表示标准化了的网络消费指数，纵坐标表示标准化了的网络消费指数的空间滞后值，Moran 散点图以二者的平均值为中心轴，将图分为四个象限，分别表示为 H-H 模式、L-L 模式、L-H 模式、H-L 模式四种空间集聚模式。其中，H-H 模式和 L-L 模式表示的是空间正相关，而 L-H 模式和 H-L 模式表示的是空间负相关。如图 9 所示，无论是 2014 年 3 月还是 2015 年 12 月，中国 314 个城市中绝大多数城市位于 H-H 模式和 L-L 模式范围内。2014 年 3 月的 Moran 散点图显示杭州、温州、宁波、台州、绍兴、嘉兴、舟山、湖州等城市属于 H-H 模式，这些城市均位于网络消费水平较高的长三角地区。酒泉、兰州、张掖、白银、金昌、嘉峪关、陇南等城市属于 L-L 模式，这些城市位于网络消费水平较低的西部地区。2015 年 12 月 Moran 散点图显示上海、南京、杭州、金华、深圳、广州等城市属于 H-H 模式，这些城市主要位于经济发达、人口稠密的长三角和珠三角地区，渭南、酒泉、海东、银川、甘南等城市属于 L-L 模式，这些城市主要位于经济欠发达、网络消费水平较低的西部地区。通过对比 2014 年 3 月和 2015 年 12 月中国 314 个城市的空间集聚模式，我们发现虽然局域 Moran's I 指数的数值有些变化，但是就空间集聚特征而言并没有发生太大改变，仍然表现出正向的空间集聚和空间依赖特征。

(2) 绝对 β 收敛。本文通过构建空间动态滞后模型对网络消费的绝对 β 收敛性进行检验，表 3 报告了空间动态滞后模型的回归结果。从表 3 我们发现东部和中部地区空间滞后模型的空间滞后系数 ρ 均大于 0，且均通过了 1% 的显著性检验，这说明东部和中部地区网络消费存在较为明显的空间相关性，西部地区空间滞后系数为 2.834，但是没有通过显著性水平检验，这说明西部地区网络消费不具有空间相关性。通过对比空间动态滞后模型和 OLS 模型的拟合优度，我们发现无论是东部还是中部空间动态滞后模型的拟合优度都优于 OLS 回归。无论是传统 OLS 回归还是空间动态滞后模型，东、中、西三大地区的 β 系数均小于 0，这说明东、中、西三大区域网络消费存在绝对 β 收敛趋势，即在经济发展水平、互联网

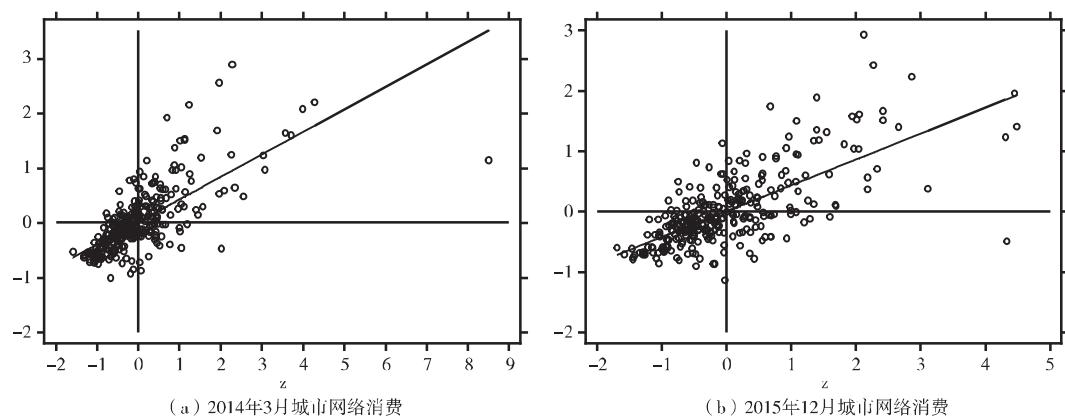


图9 网络消费的 Moran 散点图

资料来源：作者采用 Stata15 软件绘制。

投资水平、互联网支付水平相似的情况下，随着时间的推移各城市网络消费的发展将逐渐收敛到相同的水平，网络消费水平较低的城市与网络消费水平较高的城市相比具有较高的增长速度。根据空间自相关检验结果我们发现，中国城市网络消费存在东部地区高一高集聚、西部地区低—低集聚，这说明各地区网络消费水平在具有相似互联网投资水平、互联网支付水平的前提下趋于收敛。从三大区域的收敛速度来看，东、中、西三大区域的收敛速度分别为 0.00207、0.00637、0.00442，中部地区的收敛速度最快，西部次之，东部最慢，这说明网络消费水平较高的东部地区具有较慢的收敛速度，而网络消费水平较低的中、西部地区具有较高的收敛速度，这符合新古典经济学关于收敛的理论。值得注意的是，当网络消费受到空间溢出、互联网投资水平、互联网支付水平等因素的影响时，网络消费收敛性可能会发生较大变化，因此有必要对网络消费的条件收敛作进一步的检验。

表3 居民网络消费的绝对 β 收敛

	东部地区		中部地区		西部地区	
	OLS	SLM	OLS	SLM	OLS	SLM
β	-0.1456*** (0.01145)	-0.0425*** (0.00686)	-0.3083*** (0.01581)	-0.1253*** (0.01173)	-0.279*** (0.0147)	-0.0886*** (0.0089)
$C(t-1)$	—	-0.3542*** (0.0185)	—	-0.4192*** (0.0092)	—	0.2615*** (0.0745)
$W \cdot C$	—	216.819*** (6.314)	—	33.897*** (2.923)	—	2.834 (34.250)
ρ	—	216.819***	—	33.897***	—	2.834
常数项	0.6821*** (0.05339)	0.275*** (0.0432)	1.395*** (0.0714)	0.815*** (0.0751)	1.2431*** (0.0655)	0.295*** (0.0306)
R^2	0.0710	0.4504	0.1493	0.5315	0.1326	0.0466
F 值	161.53	1640.084	380.29	779.37	357.18	36.817
ν	0.00749	0.00207	0.01755	0.00637	0.01558	0.00442

注：***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。

(3) 条件 β 收敛。为了检验网络消费是否存在条件 β 收敛, 同时为了检验本地区网络消费水平是否受到与之地理距离邻近地区网络消费增长率随机误差的冲击, 本文构建了空间滞后模型, 表 4 为三大区域空间滞后模型的回归结果。东部和中部地区 SEM 模型的拟合优度要优于 OLS 模型, SEM 模型的空间误差系数分别为 0.918 和 0.759, 且均通过了 1% 的显著性水平检验, 这说明一个城市居民网络消费的增长率不仅与初始的网络消费水平有关, 而且还与地理距离与之邻近的城市网络消费增长率的随机误差项的冲击有关。东、中、西三大区域的回归结果显示 OLS 模型与 SEM 模型的 β 系数均为负值, 且通过了 1% 的显著性水平检验, 这说明在充分考虑各地区互联网投资水平和互联网支付水平的差异之后, 各地区均存在条件 β 收敛趋势。东、中、西三大区域的收敛速度分别为 0.0105、0.0104、0.0223, 其中, 西部地区的收敛速度最快, 东部地区次之, 中部地区速度最慢, 这说明在考虑各地区自身互联网投资水平和互联网消费水平之后, 收敛速度随之发生变化。从影响因素的回归结果来看, 除中部地区外, *invest* 的回归系数均为负值且通过了 1% 的显著性检验, 在居民收入一定的情况下如果将更多的收入用于互联网投资理财, 相应的用于网络消费的就会减少, 说明互联网投资理财的发展有助于缩小网络消费的区域差异。*pay* 的回归系数均为正值, 通过了 1% 的显著性检验, 中国第三方互联网支付交易规模达到 4.6 万亿, 同比增长 61.9%, 环比增长 12.3%, 网络购物、生活缴费普遍进入人们的日常生活, 这都促进了网络消费的发展, 这说明互联网支付水平的提高能够促进网络消费水平的提升。

表 4 居民网络消费的条件 β 收敛

	东部地区		中部地区		西部地区	
	OLS	SEM	OLS	SEM	OLS	SEM
β	-0.328*** (0.016)	-0.198*** (0.0183)	-0.370*** (0.0171)	-0.1969*** (0.0201)	-0.3739*** (0.0167)	-0.209*** (0.037)
<i>lninvest</i>	-0.071*** (0.0096)	-0.021** (0.0102)	-0.0106*** (0.0091)	0.00501 (0.0103)	-0.0469*** (0.0077)	-0.0024 (0.0104)
<i>lnpay</i>	0.222*** (0.016)	0.119*** (0.018)	0.1441*** (0.01765)	0.056*** (0.1977)	0.1369*** (0.01263)	0.0513*** (0.0156)
λ	—	0.918*** (0.0567)	—	0.759** (0.3766)	—	-7.879*** (1.079)
常数项	0.8076*** (0.0522)	6.399*** (4.431)	1.2151*** (0.0744)	2.926 (4.539)	1.289*** (0.0657)	0.0915*** (1.07)
调整 R^2	0.159	0.123	0.1772	0.1196	0.1770	0.838
F 值	133.27	138.815	156.23	139.522	166.83	4256.24
ν	0.0189	0.0105	0.0220	0.0104	0.0223	0.0112

注: 同表 3。

五、结论与政策启示

本文基于蚂蚁金服研究院公布的 2014 年 3 月~2015 年 12 月中国城市居民网络消费数据, 采用 Dagum 基尼系数及其按子群分解的方法对网络消费的区域差异进行分解, 并揭示差异的来源, 在此基础上采用 σ 收敛、绝对 β 收敛、条件 β 收敛对网络消费的收敛性进行检

验,研究发现:第一,考察期内中国城市居民网络消费的总体差异在波动中呈先下降后上升的演变态势。东部地区区域内差异最大,且远高于中部和西部地区。区域间差异的大小依次是东部和西部、东部和中部、中部和西部,其中东部和西部的差异始终高于东部和中部、中部和西部。第二,全国与东部地区的变异系数呈明显的下降趋势,这说明全国与东部地区网络消费存在 σ 收敛趋势,西部地区的变异系数呈上升趋势,说明西部地区网络消费不具有 σ 收敛趋势,中部地区并没有呈现明显的收敛或发散特征。第三,东、中、西三大区域的 β 系数均小于0,这说明三大区域网络消费存在绝对 β 收敛的态势,在互联网投资水平、互联网支付水平相似的情况下,网络消费的初始值随着时间推移将逐渐收敛到相同的水平。第四,东、中、西三大区域的 β 系数均为负值,且通过了1%的显著性水平检验,这说明在充分考虑各地区互联网投资水平和互联网支付水平的差异之后,各地区均存在条件 β 收敛趋势。

根据以上研究结论,本文得出以下启示:第一,要充分重视网络消费的空间非均衡特征,由于各城市经济发展水平、互联网投资和支付水平发展存在差异,因此,为了缩小区域间网络消费的差距,各级政府应积极采取措施有效缩小各地区经济发展水平、互联网投资水平、互联网支付水平;同时针对各地区的特殊情况,因地制宜地制定网络消费协同发展的区域政策。第二,网络消费的区域间差距是地区差距的主要来源,东部和西部、东部和中部之间的差距远远高于中部和西部,政府在制定网络消费的协调发展政策时要加大对中部和西部地区的政策倾斜,促进中部和西部地区网络消费水平的提高;并充分发挥东部地区的网络人才、网络技术优势,促进这些生产要素向中西部地区流动。第三,在着力推进网络消费协同提升的过程中,要注重网络消费的收敛特征。既要缩小居民网络消费水平的区域差异性,又要促进区域间网络消费发展速度的协调性。对于网络消费水平较低的中、西部地区而言,吸收东部地区先进的发展经验固然重要,但这不是促进网络消费提升的关键,着力提高本地区居民的收入水平才是促进网络消费的主要决策变量。

参 考 文 献

- [1] Anselin L., 1988, *A Test for Spatial Autocorrelation in Seemingly Unrelated Regressions* [J], *Economics Letters*, 28 (4), 335~341.
- [2] Beyaert A., Camacho M., 2008, *TAR Panel Unit Root Tests and Real Convergence* [J], *Review of Development Economics*, 12 (3), 668~681.
- [3] Dagum C., 1997, *Decomposition and Interpretation of Gini and the Generalized Entropy Inequality Measures* [J], *Statistica-Bologna*, 57 (3), 295~308.
- [4] 闫学元、张蕊:《我国网络消费行为影响因素实证研究》[J],《商业经济研究》2014年第33期。
- [5] 施颖:《消费者的网络消费行为特征与影响因素实证分析》[J],《商业经济研究》2017年第4期。
- [6] 高帆:《中国城乡消费差距的拐点判定及其增长效应》[J],《统计研究》2014年第12期。
- [7] 韩立岩、杜春越:《收入差距、借贷水平与居民消费的地区及城乡差异》[J],《经济研究》2012年第s1期。
- [8] 纪江明:《公共福利投入公平性与地区居民消费差距研究》[J],《经济与管理研究》2010年第9期。
- [9] 储德银、黄文正、赵飞:《区域差异、收入不平等与城乡居民消费》[J],《经济学动态》2013年第1期。
- [10] 吴玉鸣、陈志建:《居民消费水平的空间相关性与地区收敛分析》[J],《世界经济文汇》2009年第5期。

[11] 金晓彤、闫超：《我国不同区域农村居民消费：收敛还是发散？》[J]，《管理世界》2010年第3期。

[12] 金晓彤、闫超：《我国不同区域城镇居民消费与收入收敛性的实证研究》[J]，《经济科学》2011年第2期。

[13] 唐红涛、郭凯歌、朱晶晶：《中国网络消费的空间差异及影响因素》[J]，《消费经济》2017年第3期。

[14] 席广亮、甄峰、张敏、尹罡、蒋金亮：《网络消费时空演变及区域联系特征研究——以京东商城为例》[J]，《地理科学》2015年第11期。

The Regional Difference Measurement and Convergence Research on Chinese Residents' Online Consumption

Wei Xiaomin¹ Wang Linshan²

(1. School of Business Administration, Anhui University of Finance and Economics;

2. School of Economics, Central University of Finance and Economics)

Research Objectives: This paper measures the regional difference of urban residents' online consumption in China, and reveals the convergence characteristics of their online consumption. **Research Methods:** This paper uses the Dagum Gini coefficient to measure the regional difference, and uses spatial econometrics to analyse the convergence of online consumption. **Research Findings:** The overall difference in residents' online consumption is declining firstly, and then increasing. Such difference in the eastern region is much higher than that in the central and western regions. Regional difference is the main source of residents' online consumption difference. There is a sigma convergence trend of the online consumption in the eastern region, but not in the central and western regions. The online consumption has the characteristics of absolute beta convergence and conditional beta convergence in all the three regions. **Research Innovations:** This paper uses Gini coefficient to measure the regional differences of online consumption and reveals the convergence characteristics. **Research Value:** It is of great significance to reduce the regional differences of online consumption and promote the coordinated development of Chinese residents' online consumption.

Key Words: Residents' Online Consumption; Gini Coefficient; Regional Difference; Convergence

JEL Classification: E21; R13

(责任编辑：焦云霞)