

中国城乡居民信息消费新增效应和替代效应的实证研究

张 肃

(同济大学 经济与管理学院, 上海 200092; 中原工学院 经济管理学院, 郑州 450007)

摘要:基于中国城乡居民2002—2013年信息消费的省际面板数据,构建了信息消费效应估计的面板协整模型。在面板单位根检验和协整检验的基础上,运用FMOLS估计方法,对中国城乡居民信息消费效应进行了实证研究。在此基础上,对中国城乡居民信息消费效应的区域差异进行了对比。结果表明:城镇居民信息消费表现为替代效应,而农村居民信息消费表现为新增效应;随着地区发展水平的提高,按照由西部、中部、东部的顺序,农村居民信息消费的新增效应逐渐下降,进而逐渐过渡到替代效应,但随着整体消费水平提高和消费结构的升级,城镇居民的替代效应呈现出先增强后减弱的趋势。

关键词:信息消费;面板数据;FMOLS估计;新增效应;替代效应

中图分类号:F49 **文献标志码:**A **文章编号:**1671-1807(2016)07-0129-05

随着全球范围内信息技术创新不断加快,信息领域新产品、新服务、新业态大量涌现,不断激发新的消费需求,居民消费意愿在不断增强,信息消费成为日益增长的消费热点^[1]。而传统领域消费则呈现消费乏力,边际消费倾向下降的现象。那么信息消费对其它领域的消费有什么影响呢?是正面还是负面影响呢?信息消费效应在城乡、地区间有无差异?本文将对此问题进行探讨。

1 文献综述

学术界的研究成果集中于基本概念、理论的研究,对信息消费内涵的界定尚不统一。朱红分析了信息消费的内涵,对信息产品、服务及信息市场、信息消费者行为和信息消费者权利及其保护等内容进行了阐述^[2]。杨京英对信息消费系数测算方法进行了研究^[3]。马哲明探讨信息消费的起源、概念、消费监督评价及权益保护、影响因素及环境等内容的研究现状^[4]。朱琛对城乡居民信息消费水平进行了比较^[5]。郑英隆综述了2006—2011年居民信息消费差异问题研究现状,指出已有研究成果存在相似性较高、不够深入的问题^[6]。沈小玲系统研究了信息消费的相关理论^[7]。任兴洲对新型信息消费内涵进行了分析^[8]。

实证研究成果多集中在信息消费函数的构建、信息消费发展水平预测、信息消费与经济增长关系方

面。王平运用ARMA模型对城乡信息消费差距进行了分析^[9]。汪卫霞根据1981—2007年的统计资料计算了中国城乡居民的信息消费额^[10]。王林林研究了中国城镇居民信息消费的地区差异和时间差异^[11]。朱琛运用时变参数模型对城镇居民的信息消费问题进行实证研究^[12]。崔海燕基于习惯形成理论对城乡居民的消费行为进行了研究^[13-14]。田风平基于半参数回归对城乡居民信息消费行为进行了研究^[15]。郑丽研究了居民信息消费的区域差异及与经济增长关系^[16]。

程永波只是从理论角度说明了信息消费具有双重效应,一是“新增效应”,二是“替代效应”,并给出了信息消费的“新增效应”要大于“替代效应”的结论,缺乏实证研究^[17]。本文基于2002—2013的省际面板数据,通过信息消费效应的区域差异对比,对此问题进行了研究,测度了信息消费效应。

2 数据说明及模型构建

关于信息消费的内涵,一种观点认为居民所有用于信息类商品和服务的支出;另一种观点认为信息消费是对基于互联网的新型信息产品和新型信息服务的消费,新型信息产品包括功能手机、智能手机、平板电脑、微型计算机、智能电视、IPTV终端等网络化终端产品;信息服务主要包括语音服务、互联网接入服

收稿日期:2016-03-21

基金项目:国家社会科学基金项目(14CTJ002)。

作者简介:张肃(1980—),男,河南巩义人,中原工学院,讲师,博士后,研究方向:决策分析、计量经济学。

务、信息内容服务以及软件应用服务。可以看出,后一种观点认为的新型信息消费包括在第一种观点中。

鉴于目前信息消费统计数据获取的难度,参照大多数学者的做法,本文将中国城乡居民人均消费性支出的交通通讯、娱乐文化教育、医疗保健三项消费支出总额加总作为居民信息消费支出的替代。

考虑到 2002 年来城乡居民信息水平的迅猛发展,城镇居民选取 31 个省,2002—2013 年的样本数据。农村居民选取 27 个省(不包含直辖市),2002—2013 年的样本数据。所有数据均来源于历年的中国统计年鉴和各省(区、市)的统计年鉴。为了剔除物价因素的影响,利用以 2002 年为基期的分省城乡居民消费价格指数对相关数据进行了平减。同时,为了揭示居民信息消费效应的区域差异性,首先按照常规的区域划分方法,将中国 31 个省区划分为东部、中部和西部三个区域^①。

为了研究居民信息消费的新增效应和替代效应,建立模型(1)如下:

$$NXF_{it} = \beta_1 XF_{it} + \beta_2 SR_{it} + u_i + \epsilon_{it} \tag{1}$$

其中,被解释变量 NXF_{it} 为省份 i 的不包含信息消费的人均总消费支出;解释变量 XF_{it} 为省份 i 的人均信息消费支出;同时考虑到收入对消费的影响,选取控制变量为 SR_{it} ,表示省份 i 的居民人均可支配收入; u_i 为省份 i 的个体效应; ϵ_{it} 为扰动项。而 β_1 即为信息消费效应,如果 $\beta_1 > 0$,则产生新增效应,如果 $\beta_1 < 0$ 则产生替代效应。 β_2 为收入效应。

进一步,考虑居民非信息消费和信息消费惯性作用,可以构建模型(2)如下:

$$NXF_{it} = \gamma_1 NXF_{i,t-1} + \beta_1 XF_{it} + \gamma_2 XF_{i,t-1} + \beta_2 SR_{it} + u_i + \epsilon_{it} \tag{2}$$

其中,解释变量 $NXF_{i,t-1}$ 表示滞后一期的居民非信息消费支出, γ_1 表示相应的回归系数;解解释变量 $XF_{i,t-1}$ 表示滞后一期的居民信息消费支出, γ_2 表示相应的回归系数。

3 实证分析

3.1 面板单位根检验

面板数据大都是非平稳变量,用非平稳变量进行回归分析结果很大程度上表现为伪回归。为避免时间序列的不平稳所造成的伪回归问题,我们需要对数

据进行面板单位根检验^②。考虑全国范围 2002—2013 年样本数据短面板的特点,本节采用 HT 检验和 IPS 检验^[18]。另外,考虑可能存在的截面相关,先将各面板数据减去各截面单位的均值,然后进行检验。结论如表 1 所示,均为一阶单整变量。

表 1 城乡居民(全国)面板数据
单位根检验结果

变量	HT 检验	IPS 检验	结论
CZNXF	0.929 7(0.999 9)	6.006 6(1.000 0)	I(1)
D. CZNXF	−0.122 2(0.000 0)	−6.084 4(0.000 0)	I(0)
CZXF	0.824 0(0.903 0)	1.461 9(0.928 1)	I(1)
D. CZXF	−0.209 1(0.000 0)	−6.937 6(0.000 0)	I(0)
CZSR	0.986 9(1.000 0)	7.723 2(1.000 0)	I(1)
D. CZSR	0.004 0(0.000 0)	−5.758 8(0.000 0)	I(0)
NCNXF	0.864 9(0.982 8)	2.775 1(0.997 2)	I(1)
D. NCNXF	−0.258 5(0.000 0)	−6.654 0(0.000 0)	I(0)
NCXF	0.909 9(0.999 1)	4.639 9(1.000 0)	I(1)
D. NCXF	−0.291 3(0.000 0)	−4.882 3(0.000 0)	I(0)
NCSR	1.072 5(1.000 0)	12.302 0(1.000 0)	I(1)
D. NCSR	0.083 1(0.000 0)	−5.615 2 (0.000 0)	I(0)

注:括号内的数据为相应检验统计量的 P 值;所有检验均考虑存在个体截距项;D 表示相应变量的一次差分;前缀 CZ 表示城镇居民、NC 表示农村居民。

3.2 面板协整检验

上节的面板单位根检验结果表明模型的各变量都是一阶单整序列,满足面板协整性检验的要求,可继续进行面板协整检验^③。Pedroni 面板协整检验以协整方程的回归残差为基础包括 7 个统计量来检验面板数据变量之间的协整关系,其中有 4 个组内统计量和 3 个组间统计量^[19]。在小样本中,即对于 $T < 20$ 这类时间较短时间序列的计量分析,Panel ADF 和 Group ADF 的检验效果更为可靠。考虑到本文实证研究的样本期间只有 12 年(属于小样本),所以以 Panel ADF 和 Group ADF 检验为准,具体结果见表 2 示,据此可判定变量之间存在协整关系。另外,Kao 面板协整检验结果,由于 ADF 统计量的概率值为 0.000 0,在 1%的显著性水平上拒绝原假设,所以 Kao 检验进一步支持了变量之间存在协整关系的结论。

注:①东部:北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南;中部:山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南;西部:内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆。

②限于篇幅,本文只给出了全国范围所有变量的面板单位根检验结果,而东部、中部、西部地区所有变量的面板单位根检验结果也均为一阶单整变量,在文中省略。

③同上,限于篇幅,本文只给出了全国范围所有变量的面板检验结果,其余结果也存在协整关系,文中省略。

表 2 城乡居民(全国)面板数据协整检验结果

Pedroni 检验	统计量	城镇居民	农村居民
	Panel v-Statistic	1.135 5 (0.128 1)	-0.076 6 (0.530 5)
	Panel rho-Statistic	1.617 9 (0.947 2)	0.524 9 (0.700 1)
	Panel PP-Statistic	-0.647 5 (0.258 6)	-2.624 2 (0.004 3)
	Panel ADF-Statistic	-2.616 8 (0.004 4)	-2.989 1 (0.001 4)
	Group rho-Statistic	3.752 3 (0.999 9)	2.386 9 (0.991 5)
	Group PP-Statistic	-6.196 9 (0.000 0)	-3.771 9 (0.000 1)
	Group ADF-Statistic	-4.810 3 (0.000 0)	-4.211 3 (0.000 0)
Kao 检验	ADF-Statistic	-4.978 8 (0.000 0)	-5.144 3 (0.000 0)

注:括号内的数据为相应检验统计量的 P 值;所有检验均考虑存在个体截距项。

3.3 面板 FMOLS 估计

为了测度城乡居民信息消费效应,在面板单位根检验和面板协整检验的基础上,根据模型(1)对全国、东部、中部、西部分别进行协整估计。由于模型(1)中所有的变量均为 I(1)的非平稳变量,所以传统的固定效应、随机效应模型并不适用。并考虑到由于可能的遗漏变量引起解释变量的内生性以及存在的相关性问题,本节运用完全修正的 FMOLS 方法进行估计。并考虑面板异质性,每个截面单元有不同的长期协方差矩阵,利用 Pedroni 提出的 Group-Mean FMOLS 方法进行估计^[21-22]。具体结果如表 1、2 所示。

从表 3、4 中模型(1)的结论,可以得出:从全国范围来看,城镇居民的信息消费表现为替代效应,而农村居民表现为新增作用。从分地区来看,按照由西部、中部、东部的顺序,城镇居民的信息消费替代效应呈现 U 型曲线,即先增强,后减弱至作用不显著;而农村居民信息消费新增效应呈现递减趋势,甚至东部农村作用不显著。而收入效应在城乡和地区间,表现较为稳定,略有差别但不大。

表 3 城镇居民模型(1)估计结果

解释变量	全国范围(1)	东部(1)	中部(1)	西部(1)
XF	-0.322 7***(-4.451 9)	-0.073 8(-0.682 1)	-0.753 3***(-3.591 2)	-0.263 8***(-3.499 3)
SR	0.479 4*** (32.114 5)	0.396 1*** (17.167 5)	0.577 0*** (13.815 8)	0.490 5*** (30.176 2)
R ²	0.845 0	0.906 4	0.641 0	0.705 8

注:括号中数值为 t 统计量,***、**、* 分别表示在 1%、5%和 10%的显著性水平上显著(下文同)。

表 4 农村居民模型(1)估计结果

解释变量	全国范围(1)	东部(1)	中部(1)	西部(1)
XF	0.441 0*** (4.236 0)	0.119 1 (0.792 9)	0.335 6*** (2.280 7)	0.7517*** (3.672 0)
SR	0.479 7*** (23.478 7)	0.470 87*** (14.225 2)	0.434 7*** (12.984 8)	0.518 8*** (14.159 7)
R ²	0.677 7	0.921 6	0.713 5	0.111 6

在此基础上,考虑居民非信息消费和信息消费惯性对信息消费效应的影响,得到的模型(3)为包含被解释变量滞后期的动态面板,所以应考虑到解释变量

的内生性以及可能存在的相关性问题,利用 Pedroni 提出的 Group-Mean FMOLS 方法进行估计^[21-22]。具体结果如表 5、6 所示。

表 5 城镇居民模型(2)估计结果

解释变量	全国范围(2)	东部(2)	中部(2)	西部(2)
L. NXF	0.277 9*** (8.288 6)	0.264 2*** (4.344 2)	0.551 8*** (11.513 9)	0.112 8* (1.904 0)
XF	-0.261 8*** (-7.546 5)	-0.127 7*** (-2.790 2)	-0.578 6*** (-7.484 7)	-0.169 2*** (-2.607 7)
L. XF	-0.006 8 (-0.188 9)	0.118 0** (2.417 6)	-0.173 3*** (-2.117 307)	-0.009 0 (-0.139 1)
SR	0.342 2*** (22.917 6)	0.272 6*** (11.847 8)	0.334 3*** (13.779 6)	0.408 5*** (14.129 0)
R ²	0.737 4	0.640 8	0.887 5	0.532 3

从表 5、6 中模型(2)的结论,可以得出:从全国范围来看,城镇居民的信息消费表现为替代效应,而农

村居民表现为新增作用,但是由于非信息消费和信息消费惯性作用的影响,比照模型(1)的结论,城乡居民

的信息消费效应均有所减弱。

从分地区来看,按照由西部、中部、东部的顺序,城镇居民的信息消费替代效应呈现 U 型曲线,即先增强,后减弱,但是由于非信息消费和信息消费惯性作用的影响,比照模型(1)的结论,西部、中部地区替

代效应减弱,而东部地区替代效应加强;而由于非信息消费和信息消费惯性作用的影响,西部、中部农村居民新增效应减弱,但东部变化为替代效应。而收入效应比照模型(1)的结论,整体有所下降。

表 6 农村居民模型(2)估计结果

解释变量	全国范围(2)	东部(2)	中部(2)	西部(2)
<i>L</i> . <i>NXF</i>	0.178 9*** (5.450 3)	0.174 547*** (3.070 843)	0.184 8** (2.556 0)	0.184 8*** (3.907 1)
<i>XF</i>	0.298 9*** (4.948 2)	−0.252 123** (−2.542 046)	0.333 6*** (3.367 3)	0.669 5*** (6.096 1)
<i>L</i> . <i>XF</i>	0.120 0* (1.721 1)	0.405 786*** (3.911 550)	0.201 1* (1.837 0)	−0.142 6 (−1.063 7)
<i>SR</i>	0.382 8*** (18.258 8)	0.405 549*** (11.859 50)	0.311 8*** (7.694 8)	0.414 8*** (11.832 9)
<i>R</i> ²	0.821 0	0.951 8	0.537 4	0.612 8

4 结论

本文通过 2002—2013 年的省际面板数据,进行了实证分析,可以得出以下结论:越不发达地区,信息消费会产生越强的新增效应,但随着经济发展和人民生活水平的提高,信息消费会加快消费结构升级的步伐,客观上导致一些传统消费的衰落和消亡,按照由西部、中部、东部的顺序,信息消费新增效应下降,并逐渐过渡到替代效应,但是由于信息消费将显著缓解当前面临的传统消费规律性下降、新兴消费供给不足的问题,从而创造新的消费需求,推动消费结构升级,提高消费水平,所以随着其它消费水平的提高,替代效应呈现先增强后减弱的趋势。至于随着进一步发展,替代效应会不会又转换为新增效应,需要进一步的数据来证明。

参考文献

[1] 国务院关于促进信息消费扩大内需的若干意见[M]. 北京:人民出版社,2013.

[2] 朱红. 信息消费:理论、方法及水平测度[M]. 北京:社会科学文献出版社,2005.

[3] 杨京英,吴钢华,阎海琪. 信息消费系数初探[J]. 数据,2006(7):14—15.

[4] 马哲明,靖继鹏. 国内信息消费研究综述[J]. 情报科学,2007(3):471—475.

[5] 朱琛. 我国城乡居民信息消费的比较分析:基于 1992—2008 年的实证[J]. 图书情报工作网刊,2010(12):37—41.

[6] 郑英隆. 基于发展方式转变的我国城乡居民信息消费差异研究述评[J]. 图书馆论坛,2013(2):17—25.

[7] 沈小玲. 我国城镇居民信息消费问题研究[M]. 北京:人民出版社,2013.

[8] 任兴洲,王微,王青. 新时期我国消费新增长点研究[M]. 北

京:中国发展出版社,2014.

[9] 王平,陈启杰. 基于 ARMA 模型的我国城乡居民信息消费差距分析[J]. 消费经济,2009(5):3—6.

[10] 汪卫霞. 我国居民信息消费核算及其特征分析[J]. 情报理论与实践,2010(8):104—108.

[11] 王林林,黄卫东,仲伟俊. 中国城镇居民信息差异性研究[J]. 情报科学,2010(9):103—107.

[12] 朱琛,蒋南平. 20 世纪 90 年代以来中国城镇居民信息消费问题研究——基于 1993—2008 年经验数据的实证检验[J]. 当代财经,2011(3):22—25.

[13] 崔海燕,范纪珍. 习惯形成与中国城镇居民信息消费行为[J]. 情报科学,2012(5):657—661.

[14] 崔海燕. 习惯形成对我国农村居民信息消费的影响[J]. 情报科学,2014(3):76—80.

[15] 田凤平,周先波,林健. 中国城乡居民信息消费的半参数估计分析[J]. 统计与信息论坛,2013(1):32—40.

[16] 郑丽. 居民信息消费的区域差异及与经济增长关系[J]. 北京邮电大学学报:社会科学版,2015(1):62—67.

[17] 程永波. 江苏省健康和信息消费发展研究报告[M]. 南京:南京大学出版社,2013.

[18] 陈强. 高级计量经济学及 stata 应用[M]. 北京:高等教育出版社,2013.

[19] 王志刚. 面板数据模型及其在经济分析中的应用[M]. 北京:经济科学出版社,2008.

[20] PHILLIPS P C B, MOON H R. Linear regression limit theory for nonstationary panel data[J]. Econometrical,1999,67:1057—1111.

[21] PEDRONI P. Fully modified OLS for heterogeneous cointegrated panels[J]. Advances in Econometrics,2000,15:93—130.

[22] PEDRONI P. Purchasing power parity tests in cointegrated panels[J]. The Review of Economics and Statistics,2001,83:727—731.

Study on the Information Consumption Increasing Effect and Replacing Effect of China Urban and Rural Residents Based on the Empirical Method

ZHANG Su

(School of Economics and Management, Tongji University, Shanghai 200092, China;

School of Economics and Management, Zhongyuan University of Technology, Zhengzhou Henan 450007, China)

Abstract: Based on the information consumption panel data of China provinces from 2002 to 2013, the models of panel co-integration to estimate information consumption effect are established. Firstly, the variables checking of the panel unit root and panel co-integration are applied. Then by using the estimating method of FMOLS, the information consumption effect of urban and rural residents is studied. By comparing the information consumption effect of regional difference, the results are obtained. The information consumption effect of urban residents shows the increasing effect and the rural residents' shows the replacing effect. The increasing effect of rural residents is gradually decreased with the increasing of regional developing level, and then transits into replacing effect from the region of west, middle to east. However, with the increasing of information level and upgrading of information structure, the replacing effect of urban residents gradually presents the trend of firstly increasing, then decreasing.

Key words: information consumption; panel data; FMOLS estimation; increasing effect; replacing effect

(上接第 87 页)

市广场,满足不同年龄层次和背景的人们在广场进行多种多样的活动。

进行多层次功能协同化发展,既要满足一些人的低层次需求,也要能满足一些人的高层次需求,坚持保护生态、回归自然,将可持续发展的理念,创造充满生机和美好的环境。

参考文献

[1] 俞孔坚,李迪华. 可持续景观[J]. 城市环境设计,2007(1):7—12.
[2] 俞孔坚. 绿色景观:景观的生态化设计[J]. 建设科技,2006(7):28—31.

[3] 刘滨谊. 景观规划设计三元论——寻求中国景观规划设计发展创新的基点[J]. 新建筑,2001(5):1—3.
[4] 张军,高鹤翔. 文化符号在现代城市广场设计中的应用——以哈尔滨阿城区市民广场设计为例[J]. 华中建筑,2013(5):96—99.
[5] 周安伟. 现代城市景观规划中的广场设计构思[J]. 湖南城市学院学报,2003(6):38—39.
[6] 宗彦. 城市公共休闲空间的建设初探[J]. 艺术科技,2014(1):286.
[7] 何霞. 论中国现代城市休闲空间规划的创新发展——基于“巴塞罗那模式”[J]. 现代商贸工业,2009(23):122—123.
[8] 文国玮. 关于现代城市公共交通系统的思考[J]. 规划师,2006(11):83—87.

Research on Modern Urban Plaza Comprehensive Function

——A case of HY international plaza

JIANG Juan¹, ZENG Cui-hua²

(1. Lingnan Normal University, Zhanjiang Guangdong 524048, China;

2. School of Art, Hunan University of Science and Technology, Xiangtan Hunan 411201, China)

Abstract: Modern urban plaza's function will be more diversified, three-dimensional space structure, place spirit, trend to sustainable development. To follow the people-oriented, local characteristics, benefits and highlight the theme of the principle of comprehensive functions of the design of urban plaza. A case of HY International Plaza, analysis the commercial function, public space, public transport systems and facilities, barrier free road and lighting system, medical and educational function and so on. Finally, put forward the optimization countermeasure for the existing problems of its comprehensive functions.

Key words: modern urban plaza; comprehensive function; regional culture