

居民教育、收入与消费水平关系的实证分析

朱广华^{1,2}, 陈万明¹, 蔡瑞林¹, 钱颖赞²

(1.南京航空航天大学 经济与管理学院,南京 210016;2.南通大学 研究生院,江苏 南通 226019)

摘要:文章运用泰尔指数与莫尔值测算了我国居民教育城乡差距与教育结构变化等指标,采用静态和动态面板数据模型,对我国人口素质结构的居民教育程度、教育城乡差距、教育结构变化以及人均收入、收入差距与居民消费水平进行了回归分析。

关键词:教育差距;收入差距;消费;泰尔指数;莫尔值

中图分类号:F224.9 文献标识码:A 文章编号:1002-6487(2017)06-0104-05

0 引言

我国宏观调控政策处于三期叠加的两难境地:金融危机引起全球经济发展受挫,贸易保护主义抬头,我国外贸出口受到巨大冲击。虽然投资对经济增长拉动效应较为明显,但对我国优化经济结构、保持经济可持续发展呈现出显著的负向效应。因此,投资、出口、消费作为拉动经济增长的“三驾马车”,在国际经济发展的大背景下,扩大内需、提高居民消费成为保持我国经济发展的必由选择。

本文拟在研究居民收入、收入差距与消费水平关系的基础上,进一步研究居民教育素质因素,包括居民受教育程度、教育结构变化、教育差距与消费水平的共变关系。具体采用泰尔系数(TEL系数)刻画城乡居民收入差距和教育差距,运用教育结构变化 Moore 值来反映不同教育程度人口结构的变化;同时为避免半参数模型研究的不足,运用静态和动态面板数据模型探究教育—收入—消费的关系。

1 模型设定与指标构建

1.1 模型设定

本文研究居民教育素质对消费的影响,有必要将教育程度、教育差距、教育结构变化等因素纳入经典消费函数,同时基于准确反映地域差异的需要,拟采用面板数据模型进行实证分析,由此构建了包含居民教育素质与结构的静态居民消费面板数据模型(1),以及包含消费水平自回归的动态面板数据模型(2)。本文所使用数据时间跨度为2002—2012年。2006年我国全面取消了实施2600多年的

农业税政策,政策的出台深刻地影响了我国经济发展的方向,对居民消费水平也产生了极大的影响,故以2006年为时间节点,在模型(1)中加入时间虚拟变量研究当年政策影响情况。

LNCS_{i,t}=c+β₁*LNIN_{i,t}+β₂*TIN_{i,t}+β₃*LED_{i,t}+β₄*TED_{i,t}+β₅*MED_{i,t}+β₆*TT06_{i,t}+P_i+μ_{i,t} (1)

LNCS_{i,t}=c+β₁*LNIN_{i,t}+β₂*TIN_{i,t}+β₃*LED_{i,t}+β₄*TED_{i,t}+β₅*MED_{i,t}+β₆*LCS(-1)_{i,t}+P_i+μ_{i,t} (2)

其中LNCS表示居民消费自然对数变换值, LNIN表示居民收入自然对数变换值, TIN表示收入差距, LED表示教育程度, TED表示教育差距, MED表示教育结构变化, TT06年度政策虚拟变量(考察2006年农业税取消政策对全国居民消费的政策影响), 常数c表示自主消费, β表示消费倾向, P表示截距, μ表示随机误差项, 下标i, t分别表示截面与年份。

研究中拟对模型(1)和模型(2)应用面板数据模型分两阶段(静态、动态模型)、四部分(全国整体、东部地区、中部地区、西部地区)分步进行实证分析, 并以此开展进行不同区域差异的比较。全国整体数据运用变截距模型分析不同地区观念差异(含文化差异、风俗特征等), 此外, 为了降低截面异方差和序列自相关等干扰, 以及本文未考虑的其他因素地区差异影响, 模型分析过程中采用CSW截面加权估计, 并将居民收入和消费支出作对数变换。

模型(1)和模型(2)可以估计得到居民教育素质与教育结构及其收入因素对消费水平的影响结果, 但这一结果尚不足以全面刻画居民教育素质及教育结构与消费水平之间的关系。本文在模型(1)基础上, 利用全国整体面板数据, 构建教育因素中的各个单因素的二次型检验模型,

基金项目: 国家社会科学基金重点项目(11AGL001); 国家软科学研究计划项目(2014GXS4B054); 全国教育科学“十一五”规划课题(DFA100301)

作者简介: 朱广华(1969—), 男, 江苏海安人, 博士研究生, 副研究员, 研究方向: 教育管理与经济政策。

陈万明(1956—), 男, 四川泸州人, 教授, 博士生导师, 研究方向: 人力资源与经济政策。

蔡瑞林(1970—), 男, 江苏常州人, 博士研究生, 教授, 研究方向: 经济政策与人力资源管理。

钱颖赞(1979—), 女, 江苏海门人, 助理研究员, 研究方向: 教育管理与经济政策。

以检视教育类各单因素与消费水平的关系,见模型(3)、模型(4)和模型(5)。

$$LNCS_{i,t} = c + \beta_1 * LNIN_{i,t} + \beta_2 * TIN_{i,t} + \beta_3 * LED_{i,t} + \beta_4 * LED2_{i,t} + P_i + \mu_{i,t} \quad (3)$$

$$LNCS_{i,t} = c + \beta_1 * LNIN_{i,t} + \beta_2 * TIN_{i,t} + \beta_3 * TED_{i,t} + \beta_4 * TED2_{i,t} + P_i + \mu_{i,t} \quad (4)$$

$$LNCS_{i,t} = c + \beta_1 * LNIN_{i,t} + \beta_2 * TIN_{i,t} + \beta_3 * MED_{i,t} + \beta_4 * MED2_{i,t} + P_i + \mu_{i,t} \quad (5)$$

其中LED2、TED2、MED2分别是LED、TED、MED的二次项,其余指标同模型(1)。

1.2 收入差距指标

Theil(1967, 1972)基于广义熵指数提出泰尔指数,在近年来的研究中得到广泛应用。广义熵指数是根据信息理论将人口份额转换成收入份额的期望值,其表达式是:

$$GE(\alpha) = \frac{1}{\alpha - \alpha^2} \sum_{i=1}^n p_i \left[1 - \left(\frac{y_i}{\bar{y}} \right)^\alpha \right]$$

其中y代表收入,n代表样本容量,p代表人口比例, α 代表公平水平视角下度量收入分配不同组的权重大小,常用取值为0和1。

广义熵指数细分为平均对数偏差和泰尔指数,其划分依据为参数 α 的取值。当给予收入分配组中低收入组更大权重以体现分配公平水平时,参数 α 取值趋近于0,此时所得指数称为平均对数偏差(MLD),又称Theil-L指数,表达式为:

$$MLD = GE(0) = \sum_{i=1}^n p_i \ln \left(\frac{\bar{y}}{y_i} \right)$$

泰尔指数是在给予收入分配组中不同收入组均等权重以体现分配公平水平,参数 α 取值趋近于1时所得指数,又称Theil-T指数,表达式为:

$$Theil-T = GE(1) = \sum_{i=1}^n p_i \frac{y_i}{\bar{y}} \ln \left(\frac{y_i}{\bar{y}} \right)$$

泰尔指数在区间差距测量上较好地克服了基尼系数的不足,能同时测量组内和组间收入差距状况,同时泰尔指数可以进一步分解收入差距的构成。由此构建我国城乡收入差距的泰尔指数计算公式为:

$$TIN_{it} = \sum_{j=1}^n \left(\frac{y_{i,j,t}}{y_{i,t}} \right) \ln \left(\frac{y_{i,j,t}}{y_{i,t}} / \frac{P_{i,j,t}}{P_{i,t}} \right)$$

记城乡收入差距泰尔指数为TIN,其中, $i=1,2,\dots,31$ 代表31个省市自治区, $j=1,2$ 分别代表城乡,y代表收入,p人口数。

1.3 教育程度指标

教育程度指标通常采用居民人均受教育年限进行衡量,即特定人口群体平均每人已接受各级教育(专指学历教育)的年数,其统计方法为:

$$LED_{it} = \frac{E_{i,t}}{P_{i,t}}$$

记教育程度指标为LED,其中E表示群体中所有人接

受教育的年限总和,P表示群体人口总数, $i=1,2,\dots,31$ 代表31个省市自治区, $j=1,2,\dots,5$ 代表学历层次,t代表报告期。

由于群体人口总数P可直接通过统计年鉴获得,而E值无法直接获取,故变换统计方法为:

$$LED_{it} = \frac{\sum_{j=1}^5 P_{i,j,t} E_{i,j,t}}{P_{i,t}}$$

记地区教育程度指标为LED,其中P代表各级教育程度人数,E代表各级教育年龄系数, $i=1,2,\dots,31$ 代表31个省市自治区, $j=1,2,\dots,5$ 代表学历层次,t代表报告期。

人口数据选自《中国人口和就业统计年鉴》,以6岁以上人口为统计口径,教育年龄系数设定如下:文盲与半盲为0,小学为6年,初中为9年,高中为12年,大专以上为16年。

1.4 教育差距指标

现有常用替代变量方法不足以反映教育差距实际情况,而泰尔指数正适合衡量此类数据差异,借鉴前文所述衡量收入差距的泰尔指数计算方法,本文构建城乡教育差距的泰尔指数是合适的,具体公式如下:

$$TED_{it} = \sum_{j=1}^n \left(\frac{y_{i,j,t}}{y_{i,t}} \right) \ln \left(\frac{y_{i,j,t}}{y_{i,t}} / \frac{P_{ij,t}}{P_{i,t}} \right)$$

记城乡教育差距泰尔指数为TED,其中y代表教育程度,p代表人口数, $i=1,2,\dots,31$ 代表31个省市自治区, $j=1,2$ 分别代表城乡,t代表报告期。

1.5 教育结构变化指标

目前产业结构变化指标往往采用产业结构层次系数、非农产业比重、产业间生产总值之比、Moore结构变动指数等。本文也运用Moore值来刻画我国各省市居民教育结构变化情况,构建教育结构变化Moore值指标,计算公式如下:

$$MED_{it} = \arccos \frac{\sum_{j=1}^n W_{i,j,t} W_{i,j,t}}{\sqrt{\sum_{j=1}^n W_{i,j,t}^2} \sqrt{\sum_{j=1}^n W_{i,j,t}^2}}$$

记教育结构变化Moore值为MED,其中W为居民人均各级教育程度, $i=1,2,\dots,31$ 代表31个省市自治区, $j=1,2,\dots,5$ 代表教育程度,t1代表基期,t代表报告期。

1.6 描述性统计分析

基于2002年国家统计局对城市与乡村居民统计口径调整的实际情况,本文以2002年为基期,数据选取范围为2002—2012年,涵盖除香港、澳门、台湾外的31个省市自治区,按区域划分为东、中、西部三大经济地带,人口数据的抽样统计比例统一调整为1‰(2005年统计口径为1%)。为准确度量居民收入与居民消费数据,计量检验时选择“城镇家庭平均每人全年实际收入”、“农村家庭人均年纯收入”、“城镇家庭平均每人全年实际支出”、“农村家庭平均每人年消费性支出”等指标,此外,为了扣除通

货膨胀因素,利用消费价格指数对历年收入和消费数据以2002年为基期进行平滑处理。本文数据根据《中国统计年鉴》和《中国人口和就业统计年鉴》整理后提取使用。

本文模型中所使用变量描述性统计值见表1所示。

表1 数据描述性统计值						
项目	消费对数 全国/东/中/西	收入对数 全国/东/中/西	收入差距 全国/东/中/西	教育程度 全国/东/中/西	教育差距 全国/东/中/西	教育结构 Moore 全国/东/中/西
均值	8.60/8.85/ 8.46/8.45	8.90/9.19/ 8.78/8.72	0.28/0.12/ 0.26/0.42	8.54/8.88/ 8.79/8.05	0.0126/0.009/ 0.011/0.016	0.063/0.067/ 0.056/0.064
中值	8.56/8.85/ 8.47/8.43	8.87/9.18/ 8.79/8.70	0.21/0.12/ 0.21/0.36	8.70/8.87/ 8.83/8.24	0.012/0.008/ 0.011/0.015	0.054/0.055/ 0.053/0.058
最大值	9.62/9.62/ 8.94/9.08	10.04/10.04/ 9.26/9.36	1.22/0.69/ 1.22/1.19	10.89/10.89/ 9.59/9.62	0.050/0.020/ 0.022/0.050	0.300/0.300/ 0.187/0.178
最小值	7.9614/8.09/ 7.800/7.96	8.22/8.44/ 8.318.22	0.00/0.00/ 0.03/0.07	4.25/7.36/ 7.61/4.25	0.0003/0.0004/ 0.0004/0.0003	0.011/0.016/ 0.011/0.015
标准差	0.35/0.37/ 0.25/2.24	0.38/0.39/ 0.27/0.27	0.23/0.139/ 0.21/0.23	0.89/0.65/ 0.48/1.08	0.0068/0.0037/ 0.0037/0.0084	0.037/0.049/ 0.032/0.030
样本量	352/121/ 88/132	352/121/ 88/132	352/121/ 88/132	352/121/ 88/132	352/121/ 88/132	352/121/ 88/132
截面	32/11/8/12	32/11/8/12	32/11/8/12	32/11/8/12	32/11/8/12	32/11/8/12

观察图1可知,我国居民收入差距总体呈现缩小趋势,差距缩小趋势体两个方面:(1)全国三大区域与全国总体趋势基本一致,2002—2012年期间总体走势下降,差距缩小速度呈现平稳、迅速、再缓慢的态势,收入差距快速缩小发生在2004年,进而进入平稳下降阶段;(2)东、中、西部三大区域之间的收入差距呈现不断收敛趋势,尤在东部、中部与全国总体有趋向一致之势。对比三大区域数据可知:西部地区收入差距较大,中部地区始终维持在中等水平,东部地区收入差距最小。

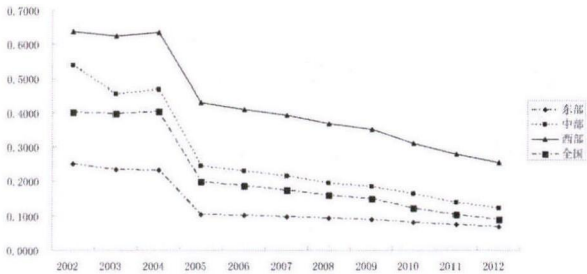


图1 居民收入差距泰尔指数

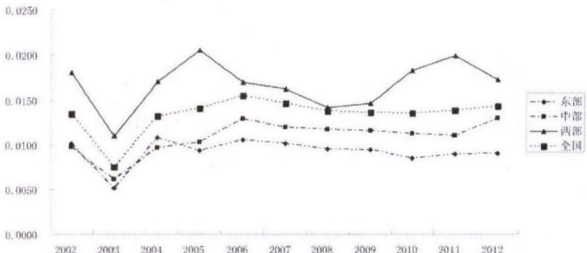


图2 居民教育差距泰尔指数

如图2居民教育城乡差距数据表明,全国居民教育差距在2002—2003年意在所有地区都呈现急速下降趋势,这与我国高等教育大众化趋势基本一致。2003—2006年又掉头呈现差距扩大形态(西部地区2005年教育差距达到最大),随后除西部外全国各地区城乡教育差距缩小并处于较高位徘徊,且三大地区间教育城乡差距呈现收窄趋势(西部地区在2005年后出现教育差距显著缩小的趋势,

但2009—2011年又出现扩大趋势,随后再次显著缩小)。居民教育程度的结构变化图3总体呈现上升趋势,虽然中部2004—2005年出现短暂的一年下降和东部2003—2005年的短暂企稳态势,但其后全国各地区居民受教育结构变化都不断呈现高等化的趋势,表明我国居民素质结构明显改善。

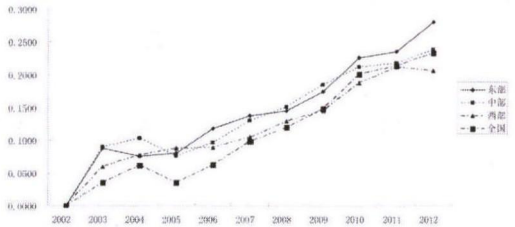


图3 居民教育结构变化 Moore 值

2 实证分析

2.1 全国及东、中、西部区域静态面板数据模型

利用EViews6.0对分区域(全国、东部、中部、西部)的静态面板模型(1)进行豪斯曼检验,结果表明指标构建、数据处理过程一方面较好地降低了全国各省间随机因素的影响,全国整体数据实证模型适合固定效应变截距估计,估计过程采用截面加权法;另一方面,分区域数据模型,包括东部、中部、西部静态数据实证模型因样本数据减少,随机效应显现出来,因此分区域模型采用随机模型进行估计。

根据豪斯曼检验结果,分四部分对全国数据、东部数据、中部数据、西部数据模型(1)分别进行面板数据回归估计,估计结果见表2和表3所示。

表2 静态面板数据模型(1)估计结果				
	全国 (固定效应)	东部 (随机效应)	中部 (随机效应)	西部 (随机效应)
C	0.650*** (0.000)	0.890*** (0.000)	0.357*** (0.018)	0.720*** (0.002)
LNIN	0.916*** (0.000)	0.874*** (0.000)	0.974*** (0.000)	0.908*** (0.000)
TIN	-0.011* (0.323)	-0.041** (0.135)	0.056** (0.014)	-0.109*** (0.000)
TT06	0.005 (0.673)	0.013 (0.137)	0.020** (0.034)	-0.049*** (0.000)
LED	-0.026*** (0.000)	-0.012 (0.263)	-0.061*** (0.000)	-0.010 (0.233)
TED	0.954** (0.005)	1.650* (0.081)	5.192*** (0.000)	-1.715** (0.011)
MED	0.101*** (0.0029)	0.125 (0.019)	0.098 (0.261)	0.145* (0.245)
R平方	0.997	0.992	0.994	0.972
F统计量	2953.514 (0.000)	2472.355 (0.000)	2135.284 (0.000)	715.172 (0.000)
随机效应 Hausman Test-P	0.0036	1	1	0.14

注:***、**、*分别表示在1%、5%和10%水平上显著,括号内为伴随概率,以。下同。

模型(1)常数项估计结果显示,自主消费倾向从高到

表3		模型(1)按地区分截距值											
东部	北京	天津	河北	辽宁	上海	江苏	浙江	福建	山东	广东	海南		
截距	0.067	-0.060	-0.081	0.028	0.102	-0.057	0.015	-0.024	-0.059	0.080	-0.032		
中部	山西	吉林	黑龙江	安徽	江西	河南	湖北	湖南					
截距	-0.056	0.016	-0.005	-0.003	-0.056	-0.072	0.007	0.051					
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	
截距	0.048	-0.012	0.047	0.049	-0.038	-0.017	-0.108	0.095	0.034	-0.015	0.021	0.029	

低依次为东部0.89、西部0.72、中部0.357,全国居民总体消费倾向为0.516(见表2)。根据经典消费理论,自主消费倾向是既定外生变量,反映了地区间居民的消费者嗜好、价格水平、社会风尚等存在较大差异。进一步考察各地区不同省份的自主消费倾向也充分说明了这一点,由表3可知不同省份自主消费倾向也存在较大差异。全国范围内自主消费倾向上海市最强、西藏最弱(截距项分别为0.102174、-0.10847);东部地区上海市第一(0.102174),河北最低(-0.080612);中部地区湖南最高(0.050501)、河南最低(-0.072434);西部地区陕西最高(0.095261),最低的省份是西藏(-0.108468)。

同样由表2可知,全国整体模型的时间虚拟变量系数值未达到显著水平,表明2006年取消农业税政策对全国居民即期消费全局的影响并不明显,但不同经济区域显示出不同效果。东部地区与全国整体情况相同,农业税取消使中部地区的消费受益,系数值为0.020,达到5%显著水平。但西部地区消费水平反而出现抑制,系数值为-0.049。表明东部地区整体经济水平较高,取消农业税带来的直接收益被经济增长所抵消,未能显现为居民消费的快速增长。中部地区经济发展水平适中,农业税取消,激发了农民积极性,增加了农业投入,并且这种投入并没有成为其自身的消费负担,因而中部地区消费水平因此得到增长。反观西部地区经济水平较低,农业税取消的确减轻了农民单位田亩负担,但种田积极性增加,农业投入的增加压抑了其消费水平,西部地区总体消费水平没有得到增长。

模型(1)估计结果表2显示,全国整体状况下居民收入、教育差距、教育结构变化对居民消费处于拉动影响阶段(消费的收入弹性为0.916,教育差距的边际消费效应为0.954,教育结构变化为0.101,均达到显著水平),其对居民消费水平拉动程度从高到低依次为教育差距、居民收入、教育结构变化,各因素水平每增加1%,可以促进消费水平增加0.954%、0.916%、0.101%,结果验证了相对收入假说、持久收入假说、绝对收入假说的消费函数结论,同时提示需要高度重视居民教育素质与教育结构对消费的重要影响,其消费效应不容小觑。

反观我国居民受教育程度与城乡居民收入差距指标,全国整体数据模型表明,此两因素在我国均处于对居民消费的抑制期,其边际效应分别是-0.011、-0.026,其中教育程度系数值达到1%显著水平。结果说明,我国居民收入差距、教育程度每增加一个百分点,分别将抑制消费达0.011%、0.026%,需要引起我们对居民教育程度以及收入差距的合适性的高度关注。

横向对比全国数据模型估计,可以得到以下结论:(1)

居民收入的消费弹性中部地区最高达0.974,高于全国平均水平,其次西部地区为0.908、东部地区为0.874,低于全国平均水平;(2)目前我国居民收入差距在东部、西部地区呈现消费抑制作用(边际效应东部地区为-0.041、西部地区为-0.109),这与调查数据中所反应的西部收入差距最高的事实是一致的。但目前我国中部地区的收入差距对消费水平处于拉动作用阶段(效应值为0.064)。这种不同效应的产生充分说明收入差距与消费并不是简单的线性关系;(3)目前我国居民教育程度处于居民消费抑制阶段,但程度不尽相同。中部地区居民教育程度显著抑制了居民消费(系数达-0.061),而东部和西部表现并不显著(系数值分别为-0.012、-0.01);(4)目前我国居民城乡教育差距对消费的影响东部和中部与全国总体状态表现一致,都呈现出居民消费拉动作用,中部地区强于东部地区,效应值为5.192,达到显著水平。与东、中部不同,西部地区居民教育城乡差距对消费呈现抑制作用(边际效应值为-1.715),这一结果提示我们教育差距与居民消费的关系也应该是非线性的,可能呈现类似于收入与消费的关系;(5)目前我国居民教育结构变化在各个区域表现出对居民消费的正向拉动作用,这种正向关系在只在东部地区达到显著水平,效应值为0.125,与全国整体数据表现一致,而中、西部地区达不到显著水平。

2.2 全国及东、中、西部区域动态面板数据模型(2)

为增加模型估计的稳健性,在静态面板数据模型(1)中,增加前一期居民消费LNLC(-1)作自变量,构成自回归动态面板数据模型(2)。利用2002—2012年数据对动态面板数据模型(2)进行估计,结果见表4所示。

表4 动态面板数据模型(2)估计结果

	全国 (固定效应)	东部 (固定效应)	中部 (固定效应)	西部 (固定效应)
C	0.414*** (0.000)	0.799* (0.000)	0.181 (0.135)	0.132 (0.429)
LNIN	0.581*** (0.000)	0.671*** (0.000)	0.741*** (0.000)	0.572*** (0.000)
TIN	-0.037*** (0.003)	-0.105*** (0.002)	0.0025 (0.914)	-0.005*** (0.828)
LED	-0.018 (0.001)	0.004 (0.652)	-0.053*** (0.000)	-0.021 (0.033)
TED	0.970** (0.008)	0.852 (0.313)	4.106** (0.000)	0.486 (0.369)
MED	0.060* (0.077)	0.047 (0.265)	0.053 (0.360)	0.033 (0.680)
LNCS(-1)	0.370*** (0.000)	0.221*** (0.008)	0.261*** (0.000)	0.417*** (0.000)
R平方	0.997	0.997	0.997	0.992
F统计量	2651.624 (0.000)	2333.936 (0.000)	1772.721 (0.000)	788.506 (0.000)
随机效应 Hausman Test-P	0.000	0.000	0.000	0.004

动态面板数据模型(2)估计结果表明,居民消费的时滞性与习惯的影响确实存在,全国整体及东、中、西部模型系数值分别为0.37、0.221、0.261、0.417,均达到1%显著水平。这种影响的长期性体现在:(1)收入与消费的拉动作

用依然稳健;(2)与模型(1)基本一致,除中部地区外我国目前居民收入差距与居民消费处于抑制阶段;(3)消费时滞性在居民教育素质及其教育结构中也得到了反映,目前我国居民教育结构变化对消费水平依然存在拉动作用,没有变化;(4)全国整体及中、西部地区居民教育程度指标对消费水平的抑制作用依然存在;(5)全国整体及东、中部的教育差距指标对居民消费的拉动作用也同样存在。

由于前期消费时滞性影响,动态模型(2)与静态模型(1)估计结果也确实显示出一些差异:(1)目前我国居民教育程度与居民消费的关系在东部地区发生了改变,由抑制作用变成了拉动关系;(2)西部地区居民教育差距指标系数值由原来的负数变成为正数,其对居民消费的作用也由抑制变成了拉动关系。

这种模型估计结果的变化,一方面表明长期消费关系稳健性消除了部分即时数据关系的估计误差,另一方面也再次提示居民教育素质与教育结构变动与居民消费的关系可能不是单一的正反关系,可能存在其他形式的变化。那么这种关系是否类似收入与消费存在二次型关系呢?为此对模型(3)、模型(4)和模型(5)进行估计。

2.3 教育因素相关指标二次型检验

为避免其他因素影响,教育因素相关指标二次型检验只选取的部分相关指标进行估计,以提高模型估计的稳健性。模型(3)、模型(4)和模型(5)估计结果见表5、表6和表7所示。

表5 全国数据面板模型(3)估计结果

参数	系数	伴随概率
C	1.198***	0.000
LNIN	0.889***	0.000
TIN	-0.029***	0.009
LED	-0.011***	0.003
LED2(教育程度二次项)	0.006***	0.009
R平方	0.997	-
F统计量	2745.361	0.000
随机效应 Hausman Test-P	-	0.017

表6 全国数据面板模型(4)估计结果

参数	系数	伴随概率
C	0.837***	0.000
LNIN	0.871***	0.000
TIN	-0.033***	0.003
TED	1.215	0.121
TED2(教育差距二次项)	-29.116**	0.021
R平方	0.997	-
F统计量	3191.002	(0.000)
随机效应 Hausman Test-P	-	0.0136

表7 全国数据面板模型(5)估计结果

参数	系数t	伴随概率
C	0.827***	0.000
LNIN?	0.874***	0.000
TIN?	-0.038***	0.000
MED?	-0.148	0.261
MED2(教育结构变化二次项)	1.314***	0.028
R平方	0.997	-
F统计量	4796.048	0.000
随机效应 Hausman Test-P	-	0.508

估计结果表明,反应居民教育素质及教育结构变化的教育程度、教育差距、教育结构变化指标与居民消费的二次型关系确实存在,各二次项指标的系数值分别为0.006、-29.116、1.314,其伴随概率分别在1%、5%水平上显著这说明,除正、反向关系外,教育程度、教育结构变化与居民消费存在“U”型关系,教育差距与居民消费呈现倒“U”型关系。

根据上述结论分析,并结合模型(1)和模型(2)估计结果呈现的地区差异及模型差异分析可知:(1)在东部地区,反应我国居民素质的居民受教育程度指标对居民消费作用,从即时数据模型(1)到长期动态表现模型(2)中出现逆转,呈现拉动关系,说明东部地区居民教育平均年限比全国平均及中、西部都高,其对消费水平的影响正在越过“U”形底部,从消费水平的制约因素转为拉动因素。反观全国整体及中、西部地区情况,目前我国反应我国居民素质的居民受教育程度对居民消费水平总体呈现抑制作用,表明全国居民教育程度整体仍显不足,处于消费“U”形曲线左侧,对居民消费水平处于较为显著的制约阶段,需要进一步提升我国居民受教育程度;(2)目前我国居民教育城乡差距西部地区最高,对消费水平的抑制作用明显,与全国整体情况不一致。根据其消费水平倒“U”型关系分析,说明西部地区的教育差距过大,超过了倒“U”型底部,已从对消费水平的拉动作用转换为压抑影响。而全国总体居民教育城乡差距并未越过倒“U”型底部,其对居民消费有显著的拉动作用;(3)反应我国居民整体教育结构变化的居民教育结构变化(即高级化)指标整体处于对消费水平的拉动提升阶段。

3 结论

本文实证分析了反应居民教育素质的居民教育程度与居民教育结构整体变化以及居民收入因素对消费水平的影响,采用2002—2012年全国31个省市面板数据,运用静态和动态面板数据变截距模型,研究了居民消费与居民受教育程度、教育城乡差距、教育结构变化以及居民收入水平、收入城乡差距等指标的关系。实证结果表明:

(1)居民自主消费倾向在全国三大经济区域及省、市、自治区之间存在较大差距,东部最高、中部最低,各省份相比上海最强、西藏最弱。

(2)与学者既有研究结论不同,2006年农业税取消后,中部消费水平提升收益最为明显,东部地区及全国整体消费水平提升并不明显,反观西部因农业投入压力增加,居民消费水平呈现下降势头。

(3)全国整体消费水平除受收入因素影响外,受教育因素也极为深刻,并且这种影响存在明显的地区差异。其中居民收入弹性中部地区最高,收入差距以西部地区最为明显,教育程度、教育差距对消费水平的影响以中部地区为强,教育结构变化的影响东部地区最强。

(4)东部地区居民教育平均年限比全国及中、西部都高,其对消费水平的影响已从制约因素转为拉动因素,而

广东省市场潜力空间特征及其对经济发展影响的实证

薛永刚

(广东药科大学 医药商学院,广州 510006)

摘要:文章采用公路交通里程作为区域间距离测度指标,构建了广东省县域经济市场潜力测度样本集,在分析市场潜力空间分布特征及空间相关性基础上,基于空间误差模型实证检验了市场潜力对经济发展的影响。研究得出以下结论:(1)广东省市场潜力具有以“珠三角”为核心的环状阶梯分布特征,并且核心区域梯度变化明显高于外部区域;(2)广东省市场潜力对经济发展影响显著,并且对不同产业的影响具有非对称性;(3)资本和劳动力要素仍然是广东省经济发展重要影响因素;(4)广东省经济发展对出口和外资的依赖程度呈现逐步降低的趋势。

关键词:市场潜力;区域经济;空间误差模型;经济发展

中图分类号:F061.5 文献标识码:A 文章编号:1002-6487(2017)06-0109-04

0 引言

改革开放以来广东省经济发展取得了令人瞩目的成就,同时也产生了诸如区域发展不均衡等现象,例如“珠三角”地区发展迅速,而粤北、粤西等地区发展缓慢,主要原因除了产业结构、城市功能、企业竞争力等因素以外,还包括区位条件、经济增长机制等因素。不同地区的市场对产地产生大小不同的引力,一般用市场潜力来测度不同区域对产地产生的引力加总,各区域因为到规模不等的市场距离差异从而形成不同规模的市场潜力,而资本和劳动力一般倾向于向市场潜力较高的地区流动,进而对区域经济发展产生显著影响。本文以市场潜力为分析视角,在构建广东省县域市场潜力测度指标基础上,首先研究广东省市场潜力空间特征及其形成原因;然后分析市场潜力对经济发

展影响渠道及其理论基础,进而采用空间计量分析框架实证研究市场潜力对区域经济发展的影响。

1 理论基础和实证模型

传统经济增长理论认为资本、劳动力和其他生产要素的增长引起经济增长的主要因素,新经济增长理论则考虑的科技进步以及人力资本要素对经济增长的贡献,而最近发展的新经济地理理论则认为经济活动的空间地理分布对经济发展具有重要影响,该理论认为经济活动的空间分布是供求关系、公司集聚以及不同区域经济发展差异的重要原因之一,因此一个区域的市场潜力可以使用周边区域的经济总量加权总和测度。

基于Crozet & Koenig(2005)的理论框架,假设有R个区域,每个区域有固定弹性消费倾向的消费者。则:

基金项目:广东省哲学社会科学“十二五”规划项目(GD15CYJ08)

作者简介:薛永刚(1976—),男,河南开封人,博士,副教授,研究方向:宏观经济政策、金融工程、电子商务。

全国整体居民教育年限明显偏低。

(5)西部地区的教育差距过大,超过了倒“U”型底部,已从对消费水平的拉动作用转换为反向压抑;全国居民教育结构变化(即高级化)整体处于拉动消费水平提升阶段。

参考文献:

[1]Goh C, Luo X, Zhu N.Income Growth, Inequality and Poverty Reduction: A Case Study of Eight Provinces in China[J].China Economic Review,2014,20(3).
[2]Démurger S, Fournier M, Li S.Urban Income Inequality in China Revisited(1988—2002)[J].Economics Letters,2006,93(3).
[3]Jin Y, Li H, Wu B. Income Inequality, Consumption and Social-Status Seeking[J].Journal of Comparative Economics,2011,39(2).
[4]Maas J V L, Criell G. Distribution of Primary School Enrollments in Eastern Africa World Bank Staff Working Papers Number 511[M].

Washington D C:World Bank,1982.
[5]Ram R. Education Expansion and Schooling Inequality: International Evidence and Some Implications[J]. Review of Economics and Statistics, 1990,72 (2).
[6]毛中根,孙武福,江涛.中国人口年龄结构与居民消费关系的比较分析[J].人口研究,2013,37(3).
[7]张永梅,庞圣龙.当代中国收入不平等影响因素分析[J].大连理工大学学报:社会科学版,2013,34(3).
[8]王明华,张健.城乡教育差别对城乡收入差距的影响[J].经济研究,2012,(4).
[9]段平忠.中国省际迁移人口的受教育程度差异对经济增长及地区差距的影响分析[J].中国地质大学学报(社会科学版),2013,13(3).
[10]孙楠.城乡教育差距与收入差距关系的实证分析[J].经济研究导刊,2012,(30).

(责任编辑/浩 天)