

# 中国居民消费率的可比性调整

## ——基于经验与统计分析的视角

王 松 付志刚 董 昀\*

**〔摘要〕**相关理论和国际经验事实表明,消费是宏观经济中最平稳的变量。这反衬出改革开放以来中国居民消费率统计核算数据的持续大幅下降非比寻常。本文认为,统计核算体系的变化和调整影响了核算数据的可比性,是导致其大幅下降的主要原因。基于对核算体系的分析,选取综合方法对数据进行可比性调整:重新推算社会消费品零售总额,剔除居民消费核算方法变化带来的影响;推算城镇居民住房消费,剔除自有住房虚拟折旧低估带来的影响。调整后的数据表明,1978—2014年中国居民消费率水平总体稳定在45%—50%之间,不存在持续下降。在利用支持向量回归模型验证了调整后数据的合理性后,本文初步讨论了这一基本事实蕴含的若干理论和政策含义,为供给侧结构性改革提供了一定的数据支撑。

**关键词:**居民消费率 统计核算 可比性调整 支持向量回归

**JEL 分类号:**C14 E21 E27

### 一、引言

作为拉动中国经济增长的“三驾马车”之一——消费一直以来备受学界关注。尤其是21世纪初以来,国家统计局统计以消费占支出法GDP比重核算的中国居民消费率呈现出持续下降的情况,即由1978年的48.80%逐步下降到2014年的37.92%,36年间下降了10.78个百分点(详见图1),更使中国居民消费率问题成为学界的研究焦点。

回顾国内相关文献,绝大部分将居民消费率的偏低与持续下降作为研究主题,对其展开分析、判断、解释,大致可归纳如下:基于统计数据所呈现出的偏低和持续下降,判断出中国居民消费不足或不振(刘国光,2002;董辅初,2004;袁志刚,2002;朱国林等,2002);中国居民消费率水平偏低,与钱纳里标准模式相差甚远(范剑平,1999;尹世杰,2001;何刚,2005等;晁钢令和王丽娟,2009);从收入分配、财政收支、城镇化、地方政府行为、市场扭曲、居民储蓄、人口变迁、消费文化和行为等解释中国居民消费不足的原因,并由此提出了一系列的政策建议(金晓彤和杨晓东,2004;李文星等,2008;方福前,2009;叶德珠等,2012;陈斌开,2012;胡永刚和郭长林,2013;陈斌开和杨汝岱,2013;

\* 王松,湖南商学院工商管理学院,讲师,经济学博士;付志刚,湖南商学院数学与统计学院,讲师,经济学博士;董昀,中国社会科学院金融研究所,副研究员,经济学博士,国家金融与发展实验室国际政治经济学研究中心主任。本文获得国家金融与发展实验2017年度课题“供给侧结构性改革研究”、湖南省教育厅科研重点项目“发展中大国的人口、高储蓄率与经济增长研究”(编号16A116)的资助,特此致谢。

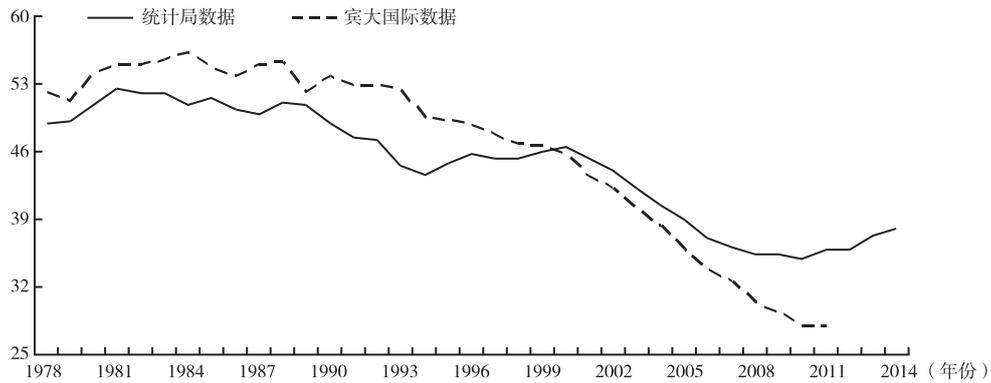


图1 1978-2014年不同统计核算的居民消费率变化趋势

注:(1)统计局数据为国家统计局核算,数据来自《中国统计年鉴2015》。

(2)宾大国际数据为宾西法尼亚大学世界比较中心核算,数据来自 Penn World Table Version 8.1。

雷潇雨和龚六堂,2014;吕冰洋和毛捷,2014;李广泳和张世晴,2015;郭东杰和余冰心,2016)。以上研究取得了不少进展,但普遍存在一个问题:在未对统计核算数据进行甄别和深入分析的情况下,直接采用了可能存在问题的数据,导致对现实的描述和解释都不够准确,当然也就使得由此做出的判断、结论及政策建议可能存在偏差。

也有部分学者跳出以上研究思路,将关注点优先放在数据方面。一是从经验和其他领域判断消费率统计核算数据本身存在问题,即低估。宋国青(2007)根据经验判断,认为中国的居民消费率并未持续下降,进一步推测所谓的下降很可能是统计数据存在问题,但未对存在怎样的问题和产生的原因做进一步分析和研究;黄益平(2012)基于王小鲁(2010)关于灰色收入会低估2008年居民收入、居民消费的判断,推算消费率为50%(核算数据为48.4%);居民消费率为38%(核算数据为35%)。二是通过对消费统计核算数据影响因素的定性分析,指出中国的消费率下降是一个“伪命题”,并做出初步调整。朱天和张军(2012)认为中国居民消费率偏低可能是个“伪命题”,统计核算数据低估了居民消费,其原因是:官方统计数据不能涵盖由公司账户付费的私人消费,此项支出一般被视作企业的经营成本,如果是消费品,则被视作投资支出用消费品,成为了投资支出;居住消费中的自有住房虚拟租金,以建造成本乘以一个固定的折旧率来推算,会低估该部分数据。与之相对,Wan and Wen(2012)、陈斌开等(2014)认为基于对中国居民消费统计口径的质疑,直接把住房投资计入消费来说明中国消费率没有大幅下降,这种处理方法即不合适。不过,他们也认为住房消费、公款消费的统计误差可能会低估居民消费。王松和付志刚(2012)从统计数据和中国实际出发,认为统计数据低估了实际消费水平,并利用误差方法修正了数据。王秋石和王一新(2013)通过对社会消费品零售总额增长率与实物消费增长率的偏差、第三产业增加值增长率与服务性消费增长率的偏差证明中国居民消费率被低估,将低估原因归结为居民消费“企业化”、“投资化”以及“公款化”等三个方面,并基于对实物消费、服务性消费和政府消费与居民消费比值的调整,重新估算了中国真实居民消费率。三是从住户调查方法展开分析,认为1998年以来,随着住房体制市场化的改革,自有住房租金利用虚拟折旧的方法在很大程度上低估了居民消费(徐昕和崔小勇,2011;许宪春等,2012;詹宇波,2013)。如许宪春等(2012)指出:虚拟折旧是以住房的建造成本为基础计算的,既低于住房的历史价格,也低于当期的市场价格,这一核算方法低估了城市化过程中流动人口增长而形成的住房租赁规模,并利用住房租赁支出将2010年全国居民消费率由33.8%调整为38.9%,提升了5.1个百分点。詹宇波(2013)认为采用推断租金(imputed rent)会低估当

前中国的住房消费,而使用按揭支出<sup>①</sup>,能更准确反映现实的住房消费支出。鉴于此,他选择按揭支出取代推断租金,得到的2006-2010年估算数据较估算前提高了0.6-3个百分点不等。

总体来看,估算后的数据表明中国居民消费率的下降并没有原始统计核算数据所体现的那样显著,但因对居民消费率统计核算数据的来源未能做出更为全面、深入、细致的研究,导致估算方法和数据处理不尽理想,未能从根本上解决核算数据存在的问题。鉴此,本文将居民消费率统计核算数据的来源作为研究重心,考察统计核算体系及其相关指标的变化和调整历程,厘清涉及居民消费率统计核算数据的有关事实,分析其对数据可比性的影响,选择相应的调整方法剔除影响,恢复数据的可比性,并选择适当的方法验证其合理性。

本文余下部分的结构安排如下:第二部分分析中国居民消费率统计核算数据的变动、影响因素及后果;第三部分选择合适的方法对居民消费率进行可比性调整,恢复数据的可比性;第四部分构建检验模型验证调整数据的合理性;第五部分为结论及启示。

## 二、居民消费率统计核算数据变动及影响因素分析

### (一)居民消费率统计核算数据的变动分析

从国家统计局公布的统计核算数据来看,1978-2014年居民消费率大致呈现平稳—下降—平稳—下降—平稳的变化趋势:(1)1978-1992年代初,居民消费率在48%到52.5%之间平稳波动;(2)1993年下降阶段,居民消费率从约50%的水平下降到约45%的水平;(3)1994-2003年,居民消费率稳定在45%上下波动;(4)2004-2006年,处于急速下降阶段,居民消费率从约42.2%下降到37.08%(详见图2);(5)2007年至今,处于平稳阶段,居民消费率大致维持在35%以上的水平。通过对1978-2014年居民消费率统计核算数据做HP滤波处理,得到的趋势图更为清晰地反映出统计核算数据变化犹如三个台阶。其中,台阶间的两个节点是1993年、2003-2006年。

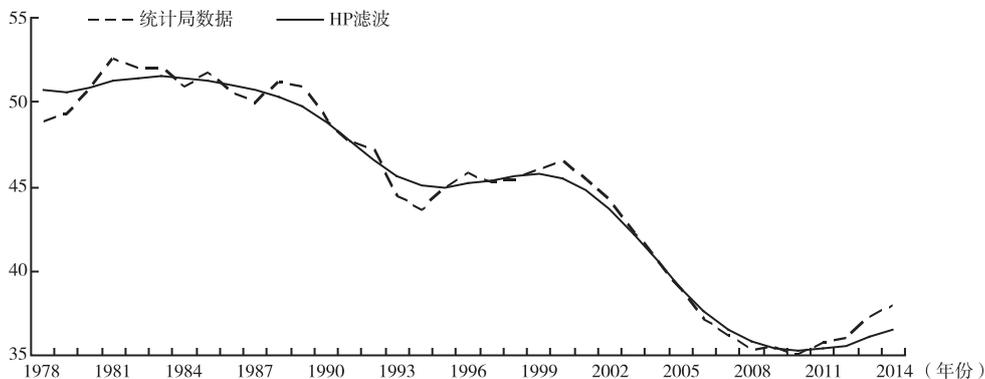


图2 1978-2014年不同居民消费率统计核算数据变化趋势

注:①统计局数据为国家统计局核算,数据来自《中国统计年鉴2015》。

②HP滤波取 $\lambda = 6.25$ ,同时为了保持数据的长期趋势,原始数据从1970年开始滤波后取1978年以来的趋势值。

消费理论表明消费具有平稳性,在现实中消费也一直被视为宏观经济中最平稳的变量之一(如 Fiorito and Kollintzas, 1994)。易行健和杨碧云(2015)通过比较分析不同国家居民消费率数据

① 按揭支出俗称“月供”。

得出:居民消费率具有较强的惯性;没有找到国家社会政治经济系统不确定性显著影响居民消费率的证据,同时也没有找到金融发展与居民消费率具有显著的线性和非线性关系的证据。表1所列的1980-2010年不同国家居民消费率数据的变化趋势为以上观点提供了事实支撑。其中,发展中国家如印度、巴西、俄罗斯1980-2010年的消费率基本保持平稳;发达国家的消费率总体呈现平稳的态势。这反衬出中国居民消费率数据出现的持续大幅变动非比寻常。

表1 1980-2010年不同国家居民消费率(%)

国家	1980年	1985年	1990年	1995年	2000年	2005年	2010年
发展中国家							
印度	74.61	67.66	65.59	63.71	64.15	57.54	63.2
巴西	69.71	65.78	59.3	62.46	64.35	60.27	64.2
南非	47.82	52.36	57.13	62.82	62.98	63.36	56.9
俄罗斯	—	—	48.87	52.09	46.19	48.90	51.3
发达国家							
英国	58.26	59.32	62.00	63.27	65.07	64.32	65.3
日本	54.07	53.86	52.52	55.04	56.22	56.99	59.3
法国	56.42	58.64	57.09	56.61	55.73	56.86	58.0
德国	58.44	59.73	57.64	57.73	58.87	59.09	58.9
美国	63.46	64.96	66.70	67.77	69.02	70.36	71.2

注:资料来自国研网数据库。

针对这一不寻常的情况,国内外学者提出了一系列的解释,都是以中国经济发展的特殊性为关键因素展开分析,解释各不相同,未形成共识。我们认为,谈到中国经济发展的特殊性,首先是中国经济增长的快速和持续性。但只要以这一最为典型的事实为基础,考察中国居民消费率与经济增长率数据的变动关系就可发现:在经济增长率变动比较大的几个时间点上,如1984年(4.32)<sup>①</sup>、1986年(-4.62)、1989年(-7.22)、1991-1992年(5.34及5.06)、2008年(-4.53),居民消费率核算数据基本保持稳定;而在居民消费率核算数据的变动比较大的几个时间点上:1993年(-2.73)、2003-2006年(-1.84, -1.68, -1.59及-1.85),经济增长率的变动较小(详见图2)。这表明中国居民消费率核算数据大幅变动的时期与经济增长率大幅变动的时期并不一致。另外,在1978-2014年间经济增长率与居民消费率核算数据的变动呈现时而正向、时而反向的无序关系。由此可见,中国经济增长、波动及相关经济因素的特征并非居民消费率核算数据的持续大幅变动的原因。

鉴此,我们将目光转向统计数据本身,尤其是核算过程。依据许宪春(2006,2010)的研究,有关经济统计指标与支出法GDP的相应构成项目的对应指标,无论是在内涵上,还是在数据表现上,都存在明显的区别。由此可见,处于调整时期的中国统计核算数据存在着与其他经济体不一样的特点。具体而言,主要是不同阶段的统计核算数据可比性可能存在问题。换言之,中国消费率核算数据之所以持续下降,很可能并不是中国经济发展的特殊性带来的,而仅仅是统计数据来源的特殊性造成不同时期的统计数据可比性不强。为此,本文一方面考察统计核算体系变化和调整对数据的影响;另一方面考察与居民消费率相关的核算方法和口径变化对数据的影响。

<sup>①</sup> 4.32指的是增减百分比,下同。

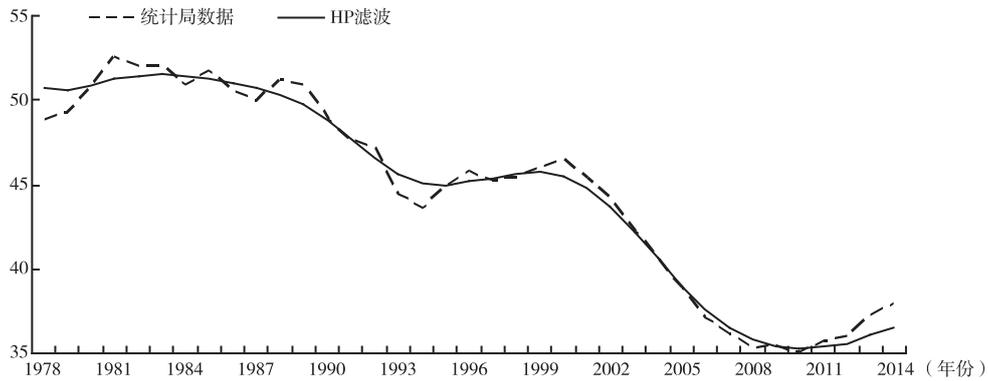


图3 1979-2014年居民消费率及经济增长率变动百分比

(二) 统计核算体系调整及变化对居民消费率数据可比性的影响分析

通过将居民消费率变动情况与统计核算体系的发展历程对比,我们发现居民消费率变动大的年份与统计核算体系变化和调整的年份基本吻合(详见表2)。许宪春(2002)将建国以来国民经济核算划分为三个阶段:MPS体系的建立和发展阶段(1954-1984),MPS体系与SNA体系并存阶段(1985-1992),在SNA体系下的发展阶段(1993以后)。以此为基础,结合对居民消费率统计的实际影响,可将改革开放以来国民经济核算分为三个阶段:第一阶段是1979-1992年,以前苏联MPS(物质产品平衡表体系)为主的统计核算体系。该阶段可分为两个时期:1985年前是MPS时期;1985年后,是从MPS逐步向SNA过渡的时期,该时期统计核算同时运用两套体系指标进行显示。第二阶段是以1993年为分界点,标志SNA体系的建立。国民经济核算发生了根本性的改变,主要表现在MPS与SNA的生产概念差异:MPS中非物质生产部门的收入属于再分配范畴;SNA将国民经济核算范围从物质生产部门扩大到包括非物质生产部门的所有行业。由此也对居民消费核算带来了根本性改变。具体而言,在MPS中,居民消费支出只限于居民对物质产品的购买支出,而不能体现为劳务的购买支出等;在SNA中,居民消费还包括居民对非物质劳务的购买支出,如医疗费用支出、教育支出和房租等。第三阶段是以2004年第一次经济普查为标志,统计核算体系进一步调整和完善。该阶段中2004-2006年间对统计资源来源、生产范围、基本分类和计算方法等方面进行了修订,进一步与国际统计核算接轨。

表2 统计核算调整与居民消费率变动幅度对应关系

阶段与节点	年份	核算调整内容	居民消费率变动幅度	起止点居民消费率变动幅度	经济增长率变动幅度
第一阶段	1979-1992	MPS核算体系	0.58*	-1.99	5.06*
节点	1993	MPS转向SNA体系	-2.73	-2.73	-0.28
第二阶段	1994-2002	没有重大的调整	0.12*	0.54	0.88*
节点	2003	SNA体系完善:消费支出项目变更、城乡调查对象分类变更、经济普查资料完善等	-1.84	-6.96	0.90*
	2004		-1.68		
	2005		-1.59		
	2006		-1.85		
第三阶段	2007-2014	经历第二次经济普查,消费方面的调整较小	0.09*	-0.15	1.65*

注:\*考虑到变动存在正负,相加后相互抵消,因此变动取绝对值后求平均。

由表2可知,在第一阶段内,14年间居民消费率数据的平均变动幅度仅为0.58个百分点;在第二阶段内,9年间平均变动幅度仅为0.12个百分点;第三阶段中的2007-2014,6年间平均变动幅度仅为0.09个百分点。而在体系调整的节点上,如1993年、2003-2006年变动幅度分别达到了-2.73个百分点与-6.96个百分点,也就是说,核算数据大幅变动的年份正好与统计核算调整的节点相吻合<sup>①</sup>。这表明在统计核算体系稳定的阶段中,居民消费率数据极其平稳;而在统计体系调整的节点上居民消费率发生较大变化,呈现显著下降。

第一个节点是1993年,随着国民经济核算体系正式由MPS转入SNA,居民消费统计核算发生了调整,从而直接导致1993年前后居民消费率核算数据的不可比性。具体来看:一方面,SNA体系将文化、生活服务、教育等非物质生产部门视为生产部门,其消费的物质产品为中间消费(如企业业务旅差费),不在最终消费的核算范围内;而MPS体系将这些非物质生产部门视为消费部门,其消费的物质产品则作为最终消费进行核算(宗平,1980)。从而造成了1993年后居民消费核算范围的缩小,另一方面,1993年前后开展了首次第三产业普查,扩大了第三产业的统计范围,丰富了大量的统计核算资料,资料的充实导致GDP范围扩大,进而影响居民消费及居民消费率的可比性。总之,MPS体系转入SNA体系所带来的居民消费统计核算调整,导致1993年前后居民消费率统计数据的可比性受到影响,即1993年后的数据相比1993年调整之前的存在低估。由相关资料可知,统计部门早已意识到体系转换前后核算数据存在的可比性问题,对数据进行了可比性调整,如根据首次第三产业普查资料对1978-1990年的数据进行了系统性的修订(许宪春,2006)。从调整的情况看,数据的可比性得到了较大提高,但调整仍未完全到位。正因如此,在体系转换的1993年,不同体系数据的变化仅相差2.73个百分点。

第二个节点是2004年前后一段时期,国民经济统计核算进行了一系列的调整和完善。一方面,随着GDP生产法、收入法和支出法的核算步骤和数据发布制度日趋规范,居民消费支出核算项目和方法也进行了相应调整,从而影响了居民消费数据的可比性。其一,在居民消费核算方法上,将按社会消费品零售总额和住户调查资料推算改为全部按住户调查资料核算,导致居民消费核算数据偏小(详见《中国年度国内生产总值计算方法》,1997)。原因在于以下几点:(1)原有居民消费(率)主要基于社会消费品零售总额指标进行核算。1993年SNA建立时期居民消费核算采用社会消费品零售总额和住户调查资料相结合的方法,居民消费支出的商品性消费支出主要来源于社会消费品零售总额<sup>①</sup>。(2)居民消费与社会消费品零售总额相关程度非常高(许宪春,2013),从核算公式可以看出,原核算方法中社会消费品零售总额约90%都用来核算居民消费。(3)1993-1999年阶段居民消费与社会消费品零售总额增长率大致相等。其二,核算时城镇居民调查对象从城镇户籍改为城镇市区常住人口和县城关镇区住户,随着城镇分类标准的口径发生变化,必然导致依据单个住户调查加总出推算的总居民消费(率)数据的不可比性。其三,普查年度资本形成总额核算中,包括了原来没有的计算机软件支出,从而增加资本形成总额的核算范围,造成GDP前后不具有可比性,从而导致居民消费率不具有可比性。以上三点,后两点造成的影响较小。

另一方面,2004年随着住房体制市场化改革的深入,以及住房价格的快速上涨,采用虚拟折旧的估算方法在很大程度上低估了居民自有住房服务的消费数据,从而影响该节点前后数据的可比性。考虑到直接把住房投资计入消费并不合适(Wan and Wen,2012;陈斌开等,2014),拟在梳理住房核算过程的基础上提出合适的住房服务估算,这主要源于两点:住房消费、公款消费的统计误差

<sup>①</sup> 根据《中国年度国内生产总值计算方法》(1997)指出,居民消费支出=居民商品性消费支出+自给性消费、住房及水电煤气消费、居住类消费支出等;其中居民商品性消费支出=社会消费品零售额-社会集团消费品零售额(占社会消费品零售总额9%-11%左右)-居民购房支出和建房用的建筑材料支出。

可能会低估居民消费(陈斌开等,2014);住房服务统计发生了较大变化,对数据可比性形成了较大影响。住房核算包括两大块:一是居民在住房(包括租房房租、住房装潢支出、维修用建筑材料支出等)、水电、燃料等方面的支出,但不包括自有住房服务;二是自有住房服务的估算,居民因自己拥有住房而虚拟计算的住房服务消费支出(国家统计局国民经济核算司,2008;许宪春等,2012)。其中,自有住房一直以来按照虚拟折旧的方法估算,当自有住房价格变化不大,估算值基本能反映实际数据,基本不影响数据的可比性。随着2003年以来房地产价格达到了一定水平且保持快速上涨,以及虚拟折旧率从4%调整为2%,这种以建筑成本为基础的虚拟折旧方法存在严重的低估,大大影响数据的可比性。主要原因是:真实的自有住房租金应按市场等效租金进行核算,即与邻近租房价格进行核算(许宪春等,2012;郭万达等,2012),考虑到等效租金数据的难以获取性,可以用消费者购房成本代替。从房地产的市场价格与建筑成本的差异可以看出,居民消费率数据存在较大的低估<sup>①</sup>。

### 三、居民消费的可比性调整

#### (一)可比性调整方法的说明

应该说,这种因统计核算体系的变化与调整而带来的数据可比性问题,并不能否定变化与调整的必要性和合理性。原因在于统计核算方法必须向科学性和规范性方向发展,才有可能使之更如实、更准确反映经济现象。尤其是在中国渐进式体制改革的大背景下,国民经济持续增长,经济结构发生了巨大变化,只有调整统计方法才有可能适应现实的需要。

但也不得不承认,调整导致的数据可比性问题,给数据分析带来了负面影响。因此,恢复数据的可比性是十分必要的。从现有文献来看,对统计数据的可比性调整或估算大致有三种方法。其一、利用计量或统计模型对存在误差的数据进行调整和估算(谢千里等,1995;孟连和王小鲁,2000;阙里和钟笑寒,2005),如孟连和王小鲁(2000)利用工业生产函数对工业增长率数据的合理性进行验证;其二、直接利用变量的相关性进行推算(Rawski,2001<sup>②</sup>;徐昕和崔小勇,2011;郭万达等,2012;詹宇波2013等),如徐昕和崔小勇(2011)以1998-2008年GDP、居民消费支出和全国商品住房销售额数据为基础,重新核算11年间我国城镇居民消费水平及其占当年GDP的比重,2008年修正前后的居民消费率从35.32%上升到42.23%;其三,利用原统计核算方法,根据新口径或数据等重新处理(Maddison,1998,2007;白重恩和钱震杰,2009<sup>③</sup>等)。如Maddison(1998,2007)运用统计加总的方法重新估算中国GDP,认为中国1978-1995年之间的经济增长率高估约2.4个百分点。

考虑到居民消费率的可比性问题源于统计核算体系调整及变化的多个方面,因精确调整所需的部分统计核算资料不可获得<sup>④</sup>,将第二与第三种方法结合起来进行推算。具体如下:对第一节点后的数据不做可比性调整。原因是:一方面统计局已经做了大量的可比性调整;另一方面全面深入的调整受到统计制度、统计方法以及数据的可获得性等一系列客观条件的限制,难以做到位,更无

<sup>①</sup> 在理论上,一次性购房支出能够转化为每年的住房租金。如果购房支出过大,则选择租房,如果购房支出小于每年住房租金之和,则选择购房。

<sup>②</sup> Rawski(2001)利用能源消耗增长、出口、各部门产量、居民消费、就业与高速增长的不一致性说明1990年代经济增长数据可能存在问题,并基于此进行调整。

<sup>③</sup> 白重恩和钱震杰(2009)从统计核算的角度分析我国国民收入要素分配份额,结果认为在1995年到2004年间,劳动收入份额降低了10.73个百分点,其中2003-2004年统计核算方法的改变使劳动收入份额被低估了6.29个百分点。

<sup>④</sup> 如城镇自有住房服务虚拟消费支出中的修理维护费、管理费、城镇居民自有住房率都涉及原始资料等(核算司,2008),这些资料都没有系统性的公开,因此无法获取。

法验证其合理性。对第二节点后的数据进行可比性调整:第一是估算统计核算调整和完善给数据带来的影响;第二是估算自有住房虚拟折旧居民消费低估带来的影响;第三是估算自有住房折旧率的不一带来的影响。

### (二)可比性调整方法及指标数据处理

由前文分析可知,统计核算体系调整及变化中影响居民消费率数据可比性的主要有:居民消费核算方法变化<sup>①</sup>、自有住房虚拟折旧率变化及相应的虚拟租金低估。因此,可比性调整分三步展开:

第一步,剔除居民消费核算方法变化带来的影响。调整依据社会消费品零售总额进行推算,具体根据居民消费率增长率与社会消费品零售总额增长率相等处理,用公式表示为:当年居民消费 = 上年居民消费 \* 当年社会消费品零售总额增长率。

第二步,剔除城镇自有住房虚拟折旧率下调带来的影响<sup>②</sup>。考虑到原虚拟折旧率为4%,现下降到2%,为剔除这种影响,需要运用虚拟折旧支出公式。根据《中国普查年度国内生产总值计算方法》(2008),利用公式如下:城镇居民自有住房虚拟折旧 = 城镇居民人均住房建筑面积 \* 城镇住宅单位面积造价 \* 城镇居民年平均人数 \* 城镇自有住房率 \* 折旧率(4%)。

第三步,剔除自有住房虚拟折旧低估带来的影响。真实的自有住房租金由于统计资料缺失而难以统计,一般采用相关方法进行推算,如徐昕和崔小勇(2011),郭万达等(2012),詹宇波(2013),许宪春等(2012),但都没有考虑到对原自有住房虚拟折旧的扣除,从而在理论上难以成立。为此,本文利用第二步中的公式,根据城镇住宅商品房平均销售价格进行调整。具体公式如下:城镇居民自有住房租金 = 城镇居民人均住房建筑面积 \* 城镇住宅商品房平均销售价格 \* 城镇居民年平均人数 \* 城镇自有住房率 \* 折旧率(4%)。实际处理过程中,考虑到自有住房租金重新调整时存在重复计算,需要扣除原有虚拟折旧部分,即第二步处理结果。因此第二步与第三步放在一起处理,得到如下总公式:城镇居民自有住房租金 = 城镇居民人均住房建筑面积 \* (城镇住宅商品房平均销售价格 - 城镇住宅单位面积造价) \* 城镇居民年平均人数 \* 城镇自有住房率 \* 折旧率(4%)。最后需要指出的是,支出法GDP中,居民消费的变化必然导致GDP数据的变化,因此,最后的居民消费(率)调整公式为:调整居民消费 = 社会消费品零售总额估算的居民消费 + 自有住房折旧率调整部分 + 自有住房建筑成本调整部分;居民消费率 = 调整居民消费 / (支出法GDP + 调整居民消费 - 原官方居民消费)。

除自有住房率指标数据外,其他指标数据均来自《中国统计年鉴》。城镇居民年平均人数,为上年末与当年末城镇居民年末人数加总求平均。城镇住宅单位面积造价在统计年鉴中没有相应指标对应,选择相近的房屋竣工单位面积造价指标代替。自有住房率指标数据来源有两个:全国工商联房地产商会 REICO 工作室抽样调查数据,国家统计局城调队家计调查数据,后者未系统公布,但可通过网络整理得到。考虑到数据的一致性与可比性,本文选择后者。另外,对少量指标缺失的极个别数据,采用线性插值补齐。

### (三)可比性调整结果及比较

根据以上公式和数据,得到调整后的居民消费(率)<sup>③</sup>结果见表4第(8)列。其中第(3)列为经社会消费品零售总额调整后的居民消费,第(4)列为调整后的自有住房虚拟折旧,第(5)列为调整的自有住房租金。第(9)列为原居民消费率<sup>④</sup>,最后一列为调整前后的提高的百分点。

① 即原来按社会消费品零售总额和住户调查资料推算,改为SNA体系的全部按住户调查资料核算,而导致前后的不可比性。

② 需要指出的是,自有住房包括城镇和农村自有住房,考虑到农村自有住房市场化程度较低,且价值与建筑成本相差并不大,且数据获取性困难,此处不予调整。

③ 下称居民消费(率)调整数据。

④ 下称居民消费(率)核算数据。

表3 2003-2014年可比性调整的居民消费率

年份	支出法 GDP	原居民 消费	经社会消费品 零售额估算的 居民消费	自有住房 虚拟折旧	估算自有 住房租金	估算居民 消费总额	估算 GDP	调整居民 消费率	原居民 消费率	提高 百分点
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
2003	136613.4	57649.8	62100.76	6610.1	9588.96	71689.72	150653.34	47.59	42.2	5.39
2004	160956.6	65218.5	70360.2	7759.0	13348.59	83708.79	179446.88	46.65	40.52	6.13
2005	187423.4	72958.7	80827.26	8477.3	17356.75	98184.01	212648.73	46.17	38.93	7.24
2006	222712.5	82575.5	93589.56	9338.0	18582.63	112172.19	252309.22	44.46	37.08	7.38
2007	266599.2	96332.5	110648.84	10241.4	24588.59	135237.43	305504.10	44.27	36.13	8.14
2008	315974.6	111670.4	135787.11	12484.3	24773.79	160560.90	364865.06	44.01	35.34	8.67
2009	348775.1	123584.6	156892.81	14913.9	35982.35	192875.16	418065.62	46.14	35.43	10.71
2010	402816.5	140758.6	185651.32	16820.7	37703.13	223354.45	485412.32	46.01	34.94	11.07
2011	472619.2	168956.6	217484.58	18333.7	40496.57	257981.15	561643.72	45.93	35.75	10.18
2012	529238.4	190423.8	248688.98	18957.8	65922.50	293190.00	632004.64	46.39	35.98	10.41
2013	589737.2	219762.5	278312.62	20174.5	46698.13	325010.75	694985.45	46.77	37.26	9.51
2014	640696.9	242927.4	302831.45	21243.05	50097.08	352928.53	750698.03	47.01	37.92	9.09

注：①从1993年开始，居民消费增长率等于社会消费品零售总额增长率。②自有住房租金利用住宅商品房房价推算，调整时间从2003年开始；自有住房虚拟折旧率利用4%估算，调整时间从2004年开始。③对居民消费进行修正后，则按支出法的计算的GDP也必须进行重新估算，即估算后支出法GDP = 估算居民消费 - 原居民消费 + 原支出法GDP。④估算居民消费率 = 估算居民消费 / 估算GDP。

从调整的结果可以看出，2014年居民消费率调整数据为47.01%，比居民消费率核算数据提高了9.09个百分点，且2003-2014年间，居民消费率调整数据从47.59%下降到47.01%，仅仅下降了0.58个百分点。从整个时间段看，1978年居民消费率核算数据为48.78%，2014年居民消费率调整数据为47.01%，仅下降1.77个百分点，相比于1978-2014年核算数据下降达10.86个百分点有了大幅减少。从波动角度来看，1978-2014年居民消费率调整数据的标准差为2.74，居民消费率核算数据的标准差为5.72，后者约为前者两倍。调整前后居民消费率相关统计指标见表4。

表4 1978-2014年不同时间段调整前后居民消费率描述性统计

	2003-2014			1978-2014		
	下降幅度	均值	标准差	下降幅度	均值	标准差
居民消费率调整数据	6.22	37.23	2.48	12.81	45.05	5.72
居民消费率核算数据	1.2	45.76	1.15	2.40	47.49	2.74

#### 四、可比性调整的合理性检验

##### (一) 支持向量回归理论模型的选择及说明

为验证可比性调整的合理性，借鉴孟连和王小鲁(2000)利用工业生产函数对工业增长率数据

进行检验以验证可靠性的做法<sup>①</sup>,依据消费理论选取与消费密切相关的经济变量建立居民消费影响因素模型,检验调整前后的数据。如果可比性调整后居民消费率调整数据的拟合程度较好,且显著高于调整前核算数据的拟合度。则表明调整前数据存在异常值和不合理的下降趋势,因为只有数据存在以上问题才会导致拟合度下降。同时,也就验证了可比性调整的合理性和调整后数据的可靠性。

考虑中国从1978年改革开放以来,经济转型和市场化发展使居民消费行为及结构都发生了较大变化,采用经典的线性模型难以满足要求,最终选择支持向量回归模型。其原因在于支持向量回归(SVR)模型具有以下特性:一是它建立在 Vapnik and Chervonenkis(1991)提出的支持向量机基础上,基本思想是通过用内积函数定义的非线性变换将输入空间变换到一个高维空间,在这个高维空间中寻找输入变量和输出变量之间的一种非线性关系。二是相比于最大似然估计方法(ML)和人工神经网络方法(ANN)等常见非线性估计方法,其优点明显:支持向量回归的算法是一个凸二次优化问题,保证找到的解是全局最优解,能较好地解决非线性、高维数等实际问题;按任意精度逼近非线性函数,具有全局极小值点、收敛速度快的优点;分析时间变量的非线性关系时表现更好;适用于小样本,估计和预测效果比较好(Müller et al.,1997;Chang et al.,2002;Härdle et al.,2005,2006)。

给定独立同分布样本  $\{x_i, y_i\}_{i=1}^n$ ,  $x_i \in \mathbf{R}^n$  为解释变量向量,  $y_i \in \mathbf{R}$  为被解释变量,  $n$  为样本容量数,对应的回归函数为:

$$y = f(x, \omega) = \sum_{i=1}^n \omega_i \cdot \varphi_i(x) + b \quad (1)$$

其中,  $\varphi_i(x)$  为  $x$  的函数,  $\omega = (\omega_1, \omega_2, \dots, \omega_n)$  为回归参数,以上关系式可看作是非线性函数。SVR方法就是把函数非线性化关系映射到高维线性化关系,具体可通过求解以下约束关系式得到:

$$\text{Min: } \left\{ \frac{1}{2} \|\omega\|^2 + C \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n L_\varepsilon(y_i, f(x_i)) \right\} \quad (2)$$

$$L_\varepsilon(y_i, f(x_i)) = \begin{cases} |y_i - f(x_i)| - \varepsilon, & |y_i - f(x_i)| > \varepsilon \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases} \quad (3)$$

其中,  $\|\omega\|^2$  为正则化项(Regularized term)。 $\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n L_\varepsilon(y_i, f(x_i))$  为由  $\varepsilon$  拓展损失函数( $\varepsilon$ -insensitive loss function)得到的经验误差(empirical error),  $C$  控制对超出误差  $\varepsilon$  的样本的惩罚程度,  $C$  越大表示经验误差越重要,  $\varepsilon$  为给定误差大小(tube size)。  $C$  与  $\varepsilon$  在计算过程中都是事先给定。

由于离群点对支持向量有很大的影响,因此在上述模型中加入考虑离群值模型,则(2)式可转化为:

$$\begin{aligned} \text{Min: } & \left\{ \frac{1}{2} \|\omega\|^2 + C \sum_{i=1}^n (\xi_i + \xi_i^*) \right\} \\ & \text{s. t.} \\ & y_i - \omega \cdot \varphi(x_i) - b \leq \varepsilon + \xi_i \\ & \omega \cdot \varphi(x_i) + b - y_i \leq \varepsilon + \xi_i^* \\ & \xi_i^* \geq 0, \xi_i \geq 0 \end{aligned} \quad (4)$$

其中  $\xi_i$  与  $\xi_i^*$  为松弛变量。

<sup>①</sup> 孟连和王小鲁对GDP可信度估计时,运用了工业生产函数对工业增长率数据进行验证,基于结果拟合度较高,而认定增长率数据具有可靠性。

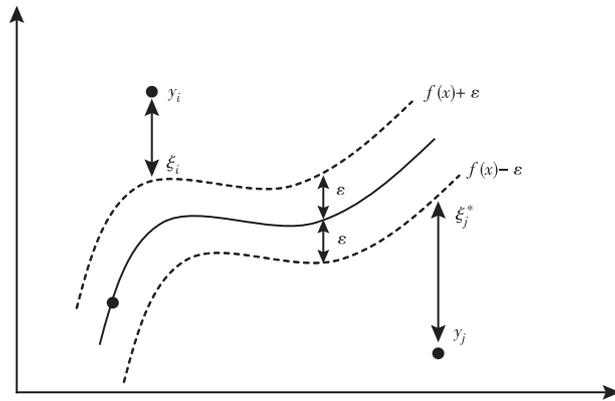


图4  $\epsilon$  拓展损失函数的支持向量回归模型示意图

为了求解(4)式,构造如下拉格朗日函数:

$$f(x) = \sum_{i=1}^n (a_i - a_i^*)K(x_i, x) + b \quad (5)$$

式(5)中,  $a_i^*$  与  $a_i$  为拉格朗日算子,满足:  $a_i \times a_i^* = 0, a_i \geq 0$  且  $a_i^* \geq 0, i = 1, 2, \dots, n$ 。

根据对偶原理(Dual method),最小化(4)式,即下列约束条件下的最大化:

$$W(a_i, a_i^*) = \sum_{i=1}^n y_i (a_i - a_i^*) - \epsilon \sum_{i=1}^n (a_i + a_i^*) - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n (a_i - a_i^*) (a_j - a_j^*) K(x_i, x_j)$$

$$s. t. \sum_{i=1}^n (a_i - a_i^*) = 0, 0 \leq a_i^* \leq C, 0 \leq a_i \leq C, i = 1, 2, \dots, n \quad (6)$$

在二次规划的 Karush-Kuhn-Tucker(KKT)条件下,(5)式中只有部分系数  $a_i - a_i^*$  满足非零值条件,此时对应的  $x_i$  被称为支持向量(Support Vectors)。

在高维特征空间中,非线性问题中的内积运算可以用核函数来代替,即:  $K(x_i, x_j) = \varphi(x_i) * \varphi(x_j)$ 。

常见的核函数为多项式核和正态分布核,其中多项式核为:  $K(x, y) = (x * y + 1)^d$ ,其中  $d$  为多项式核的阶数。

正态分布核,也称为径向基函数(Radial Basic Function, RBF),具体为:  $K(x, y) = \exp(-\gamma ||x - y||^2)$ ,其中  $\frac{1}{2\gamma}$  为正态分布核的带宽(Band Width)。

## (二) 模型构建及指标选择

支持向量回归模型构建如下:

$$consratenew(old)_i = f(X_i) + \mu_i$$

其中,被解释变量为官方居民消费率(consrateold)和可比性调整后居民消费率(consratenew),  $X_i$  为解释变量向量,  $\mu_i$  为随机干扰项。如果对于同一模型、同一解释变量组合下,调整后数据的模型拟合度比调整前的统计核算数据拟合度更高,则说明调整后数据的可靠性和合理性。

选取的解释变量如下:

居民可支配收入。由消费理论可知,可支配收入是决定居民消费的重要因素,可支配收入的变化会影响居民消费率的变化。然而,精确的可支配收入指标不可获得,此时用经济增长作为替代更为理想。考虑到被解释变量为相对指标,最终选择经济增长率( $ggdp_i$ )指标。

产业结构。产业结构对居民消费数据有着重要的影响:产业结构能引起收入的不均等,而收入

的不平等很容易引起消费失衡(万广华,2008);产业结构,尤其是第二产业的比重会影响居民消费率(伍艳艳和戴豫升,2010;易行健等,2013)。因此选择第二产业占GDP的比重( $indrate_t$ )指标。

城镇化水平。理论表明,城镇化的过程中,农村人口不断向城镇迁移,能够拉动居民消费的增长。其中,城镇化结构对居民消费率有重要的影响(胡日东和苏桂芳,2007;蒋南平,2011)。城镇化水平的测算方法有多种<sup>①</sup>,遵循国际上通行的标准,采用各地区非农业人口占总人口的比重来度量城镇化水平( $urbanrate_t$ )。

由此,得到如下支持向量回归模型:

$$consratenew(old)_t = f(ggdp_t, urbanrate_t, indrate_t) + \mu_t$$

指标数据来源于《中国统计年鉴》及国家统计局网站,时间区间为1978-2014年。考虑到调整后的居民消费率数据时间年限只有1993-2014年,为了模型的拟合方便,延长至1978年,数据直接取自原始统计核算数据。其中变量的描述性统计见表5。

表5 变量描述性统计

变量代号	变量名称	1978-1992		1993-2014	
		均值	标准差	均值	标准差
consrateold	居民消费率核算数据	50.23	1.62	41.16	4.42
consratenew	居民消费率调整数据	50.23	1.62	45.59	1.00
ggdp	经济增长率	144.00	3.51	203.00	2.01
urbanrate	城镇人口比重	348.58	3.18	793.66	7.98
indrate	第二产业比重	596.10	2.48	810.90	0.94

从表5来看,1978-1993年时间段与1994-2008年时间段,各指标的均值或标准差发生了根本性的结构变化。如经济增长率指标,两时间段的均值基本一致,但标准差前者近似后者两倍,而线性模型无法刻画以上结构变化带来的影响。这进一步表明,采用支持向量回归模型的合理性和必要性。

### (三) 参数选择及结果分析

其一、核函数的选择。常用的核函数有线性多项核和径向基函数核(RBF)。考虑到径向基函数核的一般性(线性多项式核仅是其特例)(Keerthi and Lin,2003)、参数更少带来的模型选择广泛性,以及进行数值运算的方便性,选择后者进行分析。

其二、外生参数赋值( $\gamma$ 、 $C$ 与 $\varepsilon$ )。这些参数值的选择对估计的精度有很大的影响。参数的选择主要有交叉验证(cross-validation)和先验信息法(Vapnik,1998,1999;Lin et al.,2003;Cherkassky and Ma,2004)。其中,交叉验证方法把样本分为两组:一组用来对模型进行拟合,称为训练集;另一组用来对模型进行验证,称为验证集,在此基础上进行拟合处理。先验信息方法是主观选择参数值,运用指数化增长方式决定模型最优参数,称为网格搜索法(grid search)(Lin et al.,2003;Cherkassky and Ma,2004),并根据数据拟合结果的收敛性选择最优结果。考虑到样本容量较小,选择先验信息方法,具体采用网格搜索法。

参数 $C$ 的选择:根据数据拟合结果的收敛性,选择 $C \in \{2^{-2}, 2^{-1}, 2^0, 2^2, 2^4\}$ 进行分析。

参数 $\gamma$ 的选择:按照Cherkassky and Ma(2004)的做法,多元问题的带宽相关参数 $\gamma$ 区间为: $(1/\sqrt{d})^d \sim (0.1, 0.5)$ ,其中 $d$ 为解释变量的个数。考虑到解释变量为3,可得到 $\gamma$ 的区间为 $\gamma \sim (1.6, 4.6)$ 。又

<sup>①</sup> 包括人口比重指标法、城镇土地利用指标法、调整系数法、农村城镇化指标法和现代城市化指标法等。

考虑到参数变化对结果的影响,采用上述提出的网格搜索法,选择  $\gamma \in \{2,3,4\}$  进行拟合。

参数  $\varepsilon$  的选择:  $\varepsilon$  指事先给定的误差项,考虑到不同精度的需要,选择  $\varepsilon \in \{0.0001,0.001,0.01,0.1\}$  进行拟合。

其三、拟合结果的优劣判别。与经典回归方法不同,支持向量回归方法的拟合结果判别的标准主要基于残差,常见的有均方根误差(RMSE)、绝对离差和(MAD)和正态化的均方误差(Normalized mean squared error,NMSE)等判别拟合程度的优劣(Lu et al.,2009)。具体而言,模型拟合的误差越小,说明模型拟合效果越好。考虑到三者本质都是利用实际观测值与拟合值的离差进行判别,因此

选择均方根误差分析模型拟合程度。其中,均方根误差为  $RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - y_i)^2}{n}}$ ,  $\hat{y}_i$  为模型的拟合值。

表 6 支持向量回归模型的均方根误差

C	$\varepsilon$	核算数据拟合误差			调整数据拟合误差		
		$\gamma = 2$	$\gamma = 3$	$\gamma = 4$	$\gamma = 2$	$\gamma = 3$	$\gamma = 4$
0.25	0.0001	1.9196	3.9102	4.0859	1.8251	1.8812	1.9230
	0.001	1.9196	3.9101	4.0858	1.8252	1.8813	1.9230
	0.01	1.9210	3.9094	4.0855	1.8262	1.8815	1.9230
	0.1	1.9278	3.9214	4.1024	1.8288	1.8875	1.9273
0.5	0.0001	1.3183	2.5250	2.7940	1.2859	1.3395	1.3809
	0.001	1.3186	2.5251	2.7942	1.2860	1.3398	1.3811
	0.01	1.3216	2.5269	2.7959	1.2889	1.3427	1.3821
	0.1	1.3794	2.5649	2.8357	1.3337	1.3808	1.4125
1	0.0001	0.6171	0.8888	1.0201	0.6466	0.6352	0.6444
	0.001	0.6168	0.8887	1.0205	0.6464	0.6350	0.6441
	0.01	0.6122	0.8895	1.0239	0.6437	0.6329	0.6422
	0.1	0.6201	1.0267	1.1393	0.6420	0.6466	0.6603
4	0.0001	0.0480	0.0018	0.0015	0.0645	0.0007	0.0007
	0.001	0.0475	0.0063	0.0063	0.0640	0.0027	0.0028
	0.01	0.0501	0.0577	0.0580	0.0661	0.0269	0.0267
	0.1	0.2804	0.5337	0.5313	0.2583	0.2583	0.2622
16	0.0001	0.0008	0.0018	0.0015	0.0008	0.0007	0.0007
	0.001	0.0032	0.0063	0.0063	0.0029	0.0027	0.0028
	0.01	0.0298	0.0577	0.0580	0.0272	0.0269	0.0267
	0.1	0.2804	0.5337	0.5313	0.2583	0.2583	0.2622

实际处理中,运用 R 3.11 软件对可比性调整前后的模型分别进行拟合。其中, C 选择集为  $\{0.25,0.5,1,4,16\}$ ;  $\varepsilon$  的选择集为  $\{0.0001,0.001,0.01,0.1\}$ ;  $\gamma$  的取值分别为  $\{2,3,4\}$ 。得到不同组合条件下的均方根误差,见表 6。从中可以看出以下两点:

第一、两个模型结果都具有收敛性,且收敛结果已经得到。

一般而言非线性模型容易出现过度拟合,所以模型的拟合误差不是越小越好,需要具体结合实际情况。以核算数据模型为例,选择最优模型的步骤具体如下。

(1) 考虑数据存在异常值(如 1993 年前后),因此对于异常值的考虑应该尽量小,即  $\varepsilon$  应尽量小,又当 C 较小时,均方误差随着  $\varepsilon$  的增大出现先增后减的趋势,因此,最优的  $\varepsilon$  取值为 0.01 或 0.001。

(2)  $C$  表示经验误差的权重,  $C$  越大, 误差越重要, 一般而言, 误差权重不能太大。结果显示, 随着  $C$  的增加, 均方误差不断减小, 但当  $C$  增长到一定程度时, 均方误差不再降低, 如  $C=4$  与  $C=16$  的结果基本一致。基于上述分析, 可以确定最优的  $C=4$ 。

(3) 从参数  $\gamma$  的选择来看, 随着  $\gamma$  的增加, 均方误差在某种程度上呈现先减后增的变化趋势。由此, 可以认为最优的  $\gamma$  为 3。

进一步比较当  $C=4$  且  $\gamma=3$  时,  $\varepsilon$  取值对拟合误差的影响, 可以确定  $\varepsilon$  的最优取值为 0.001。

同理可以得到调整居民消费率模型的最优参数为:  $C=4$ ,  $\gamma$  为 3,  $\varepsilon$  取值为 0.001。

第二、进一步判别居民消费率核算数据与居民消费率调整数据拟合结果的优劣。

(1) 从同一组合参数的结果来看, 绝大多数情况下, 调整数据的拟合均方误差小于核算数据的拟合误差。

(2) 从最优拟合模型来看, 调整数据的拟合误差为 0.0027, 小于核算数据的拟合误差(0.0063)。

综上所述, 调整数据拟合效果更佳, 更有经济意义。

## 五、结论及启示

### (一) 结论

(1) 统计核算体系由 MPS 转入 SNA 所带来的变化和调整影响了居民消费率统计核算数据的水平与变动趋势, 造成了居民消费率一定程度的低估, 降低了核算数据的可比性。而在一系列变化和调整中, 影响核算数据可比性的主要因素有: 居民消费核算方法变化; 城镇自有住房虚拟折旧率下调; 自有住房虚拟折旧低估等三个方面。

(2) 比较居民消费率调整数据和调整前的核算数据可知(详见图 5): 一方面调整数据整体水平大幅提高, 2004-2014 年居民消费率调整前后平均相差近 9 个百分点; 另一方面调整数据波动幅度大幅下降, 变化趋势更平稳。这表明, 1978-2014 年中国居民消费率水平总体保持平稳, 大致稳定在 45%-50% 之间, 并不存在持续下降的趋势。

(3) 利用支持向量回归模型检验的结果显示, 调整后的数据与相关经济指标的拟合程度远高于调整前的核算数据, 证明了调整数据的合理性和可靠性。

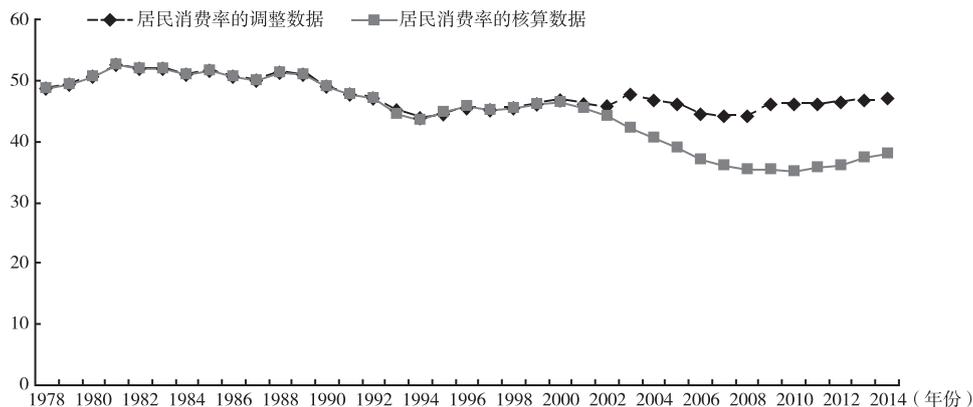


图 5 1978-2014 年可比性调整前后的居民消费率变动图

### (二) 启示

(1) 调整数据的平稳性证明中国居民消费率的持续下降是个伪命题, 这在一定程度上说明目

前出现的所谓“内需不足”、“投资过热”等问题,可能并没有统计核算数据所反映的那么严重,宏观经济政策的基本取向也不应主要定位于“提高居民消费率”或“扩大内需”,这也为当前的供给侧改革,及结构性调整的合理性和必要性做了更好的经验和数据支撑。

(2)调整数据的平稳性,还表明居民消费率的水平与变动趋势是两个不同的现象和问题,在研究过程中必须明确区分。其实,仅从理论的角度来看,居民消费率的水平和变动趋势是源于不同原因的两个现象:前者一般由历史文化、人口结构等长期因素共同作用的结果,是一个长期的现象;后者则不一样,是一个相对短期的现象和问题,受宏观经济走势、经济政策取向、统计方法变化等因素的制约。

(3)调整后的中国居民消费率相对稳定,但较国际水平整体偏低,这是否存在问题值得深入探讨。首先,同时期的中国经济呈现持续快速增长;其次,类似的情况在国际上也存在,如新加坡在经济起飞阶段的居民消费率也是整体稳定在类似于我国现在这样偏低的水平,而在起飞完成后居民消费率才逐步提高。由此可见,居民消费率整体偏低本身不一定是问题,很可能只是中国经济发展的阶段性特点造成的,如体制转轨、经济转型等。也就是说,现阶段居民消费率偏低有其内在原因和基础。这并非否认未来中国居民消费率需要提高,而只是说居民消费率的提高可能是结构转型和经济发展到一定水平的一个自然趋势和结果。当然,以上观点仅是不成熟的思考,深入的探讨有待于今后的研究。

#### 参考文献

- 白重恩、钱震杰(2009):《国民收入的要素分配:统计数据背后的故事》,《经济研究》,第3期。
- 晁钢令、王丽娟(2009):《我国消费率合理性的评判标准——钱纳里模型能解释吗?》,《财贸经济》,第4期。
- 陈斌开(2012):《收入分配与中国居民消费——理论和基于中国的实证研究》,《南开经济研究》,第1期。
- 陈斌开、陈琳、谭安邦(2014):《理解中国消费不足:基于文献的评述》,《世界经济》,第7期。
- 陈斌开、杨汝岱(2013):《土地供给、住房价格与中国城镇居民储蓄——基于中国城镇居民住户调查(UHS)数据的微观实证研究》,《经济研究》,第1期。
- 董辅初(2004):《提高消费率问题》,《宏观经济研究》,第5期。
- 范剑平(1999):《我国居民消费率偏低的原因分析与开拓城镇市场的对策选择》,《宏观经济研究》,第7期。
- 方福前(2009):《中国居民消费需求不足原因研究》,《中国社会科学》,第2期。
- 郭东杰、余冰心(2016):《计划生育、人口变迁与居民消费需求不足的实证研究》,《经济学家》,第8期。
- 国家统计局国民经济核算司(1997):《中国年度国内生产总值计算方法》,中国统计出版社。
- 国家统计局国民经济核算司(2007):《中国经济普查年度国内生产总值核算方法》,中国统计出版社。
- 国家统计局国民经济核算司(2008):《中国非经济普查年度国内生产总值核算方法》,中国统计出版社。
- 何刚(2009):《中国投资与消费的不平衡及其对经济增长的影响研究》,华中科技大学博士毕业论文。
- 胡日东、苏桂芳(2007):《中国城镇化发展与居民消费增长关系的动态分析——基于VAR模型的实证研究》,《上海经济研究》,第7期。
- 胡永刚、郭长林(2013):《财政政策规则、预期与居民消费——基于经济波动的视角》,《经济研究》,第3期。
- 黄益平、常健、杨灵修(2012):《中国的消费复苏与经济再平衡》,《金融发展评论》,第6期。
- 蒋南平、王向南、朱琛(2011):《中国城镇化与城乡居民消费的启动——基于地级城市分城乡的数据》,《当代经济研究》,第3期。
- 金晓彤、杨晓东(2004):《中国城镇居民消费行为变异的四个假说及其理论分析》,《管理世界》,第11期。
- 雷潇雨、龚六堂(2014):《城镇化对于居民消费率的影响:理论模型与实证分析》,《经济研究》,第6期。
- 李广泳、张世晴(2015):《人均收入差距对居民消费率的影响研究——基于我国省际动态面板数据和EG两步法的实证分析》,《上海经济研究》,第2期。
- 李文星、徐长生、艾春荣(2008):《中国人口年龄结构和居民消费:1989—2004》,《经济研究》,第7期。
- 刘国光(2002):《促进消费需求提高消费率是扩大内需的必由之路》,《财贸经济》,第5期。
- 吕冰洋、毛捷(2014):《高投资、低消费的财政基础》,《经济研究》,第5期。

- 毛中根、孙豪、黄容(2014):《中国最优居民消费率的估算及变动机制分析》,《数量经济技术经济研究》,第3期。
- 孟连、王小鲁(2000):《对中国经济增长统计数据可信度的估计》,《经济研究》,第10期。
- 阙里、钟笑寒(2005):《中国地区GDP增长统计的真实性检验》,《数量经济技术经济研究》,第4期。
- 宋国青(2007):《国民收入分配倾斜导致消费率下降》,《董事会》,第4期。
- 万广华(2008):《不平等的度量与分解》,《经济学(季刊)》,第8期。
- 王秋石、王一新(2013):《中国居民消费率真的这么低么——中国真实居民消费率研究与估算》,《经济学家》,第8期。
- 王松、付志刚(2012):《中国居民消费率:数据误差与修正》,《湖南商学院学报》,第5期。
- 伍艳艳、戴豫升(2010):《我国产业结构变化对居民消费率影响的实证研究》,《中央财经大学学报》,第9期。
- 谢千里、罗斯基、郑玉歆(1995):《改革以来中国工业生产率变动趋势的估计及其可靠性分析》,《经济研究》,第12期。
- 徐昕、崔小勇(2011):《商品住房支出核算与消费率问题研究》,《武汉金融》,第4期。
- 许宪春(2006):《GDP数据修订对若干问题的影响》,《经济界》,第7期。
- 许宪春(2008):《中国国民经济核算:发展·改革·挑战》,《统计研究》,第7期。
- 许宪春(2010):《中国国民经济核算统计问题研究》,北京大学出版社。
- 许宪春、唐杰、殷勇、郭万达(2012):《居民住房租赁核算及对消费率的影响——国际比较与中国的实证研究》,《开放导报》,第2期。
- 叶德珠、连玉君、黄有光、李东辉(2012):《消费文化、认知偏差与消费行为偏差》,《经济研究》,第2期。
- 易行健、刘胜、杨碧云(2013):《工业化国家与发展中国家居民消费率决定因素差异的实证检验:基于民生性财政支出结构视角》,《经济社会体制比较》,第6期。
- 易行健、杨碧云(2015):《世界各国居民消费率决定因素的经验检验》,《世界经济》,第1期。
- 尹世杰(2001):《关于我国最终消费率的几个问题》,《财贸经济》,第12期。
- 袁志刚、朱国林(2002):《消费理论中的收入分配与总消费——及对中国消费不振的分析》,《中国社会科学》,第2期。
- 詹宇波(2013):《被低估的中国住房消费》,《中国经济报告》,第5期。
- 朱国林、范建勇、严燕(2002):《中国的消费不振与收入分配:理论和数据》,《经济研究》,第5期。
- 朱天、张军(2012):《中国的消费率太低?》,《经济导刊》,第12期。
- 宗平(1980):《谈谈〈国民帐户体系〉和〈物质产品平衡表体系〉核算国民收入的差别和资料换算方法》,《中国统计》,第1期。
- Angus M.(1998):“Development Centre Studies Chinese Economic Performance in the Long Run”, OECD Publishing.
- Chang, C. and C. Lin (2011): “LIBSVM: A Library for Support Vector Machines”, *ACM Transactions on Intelligent Systems and Technology (TIST)*, 2, 27.
- Cherkassky, V., Y. Ma (2004): “Practical Selection of SVM Parameters and Noise Estimation for SVM Regression”, *Neural Networks*, 17, 113–126.
- Fiorito, R. and T. Kollintzas (1994): “Stylized Facts of Business Cycles in the G7 from A Real Business cycles Perspective”, *European Economic Review*, 38, 235–269.
- Härdle, W., R. Moro and D. Schäfer (2005): “Predicting Bankruptcy with Support Vector Machines, Statistical Tools for Finance and Insurance”, Springer Berlin Heidelberg, 225–248.
- Keerthi, S. and C. Lin (2003): “Asymptotic Behaviors of Support Vector Machines with Gaussian Kernel”, *Neural Computation*, 15, 1667–1689.
- Lu, C., T. Lee and C. Chiu (2009): “Financial Time Series Forecasting Using Independent Component Analysis and Support Vector Regression”, *Decision Support Systems*, 47, 115–125.
- Maddison A. (2007): “Chinese Economic Performance in the Long Run”, OECD Publishing.
- Müller, K., A. Smola and G. Rätsch (1997): “Predicting time series with support vector machine”, *Artificial Neural Networks—ICANN97*, Springer Berlin Heidelberg, 999–1004.
- Vapnik, V. and A. Chervonenkis (1971): “On the Uniform Convergence of Relative Frequencies of Events to Their Probabilities”, *Theory of Probability & Its Applications*, 16, 264–280.
- Vapnik, V. and V. Vapnik (1998): *Statistical Learning Theory*. New York: Wiley.
- Vapnik, V. (1999): “An Overview of Statistical Learning Theory. Neural Networks”, *IEEE Transactions On*, 10, 988–999.
- Wang, X. and Y. Wen (2012): “Housing Prices and the High Chinese Savings Rate Puzzle”, *China Economic Review*, 23, 265–283.

(责任编辑:周莉萍)