

文章编号: 1002-1566 (2015) 02-0307-09
DOI: 10.13860/j.cnki.sltj.20150322-042

收入分布变迁与消费结构转变 —— 基于门限模型的非线性计量分析

孙巍^{1,2} 杨程博^{1,2}

(1. 吉林大学 数量经济研究中心, 吉林 长春 130012; 2. 吉林大学 商学院, 吉林 长春 130012)

摘要: 当前我国消费存在着明显的结构性转变特征, 且居民收入分布上不同收入层次人群的消费偏好具有显著的差异。由此选取 CHIP 数据并运用门限回归模型, 根据城镇居民收入与消费 (关系) 的非线性特征划分出不同的收入组群, 来对居民消费进行更为细致的分析。结果表明, 城镇居民消费存在显著的收入组群差异, 同时各类消费市场的发展阶段也存在区别, 收入分布变迁正促使城镇居民消费结构由生存型消费向更高级的享受发展型消费转变。可见当前我国经济中, 居民收入水平对消费的影响与消费对经济增长的贡献, 都已不再具有明显的整体效应。因此, 拉动消费以促进经济增长就需要关注重点的收入组群以及具有显著成长性的消费市场。

关键词: 收入分布变迁; 消费结构; 门限回归; 家庭调查数据

中图分类号: O212

文献标识码: A

Income Distribution Change and Consumption Structural Transformation: Based on the Analysis of Nonlinear Threshold Model

SUN Wei^{1,2} YANG Cheng-bo^{1,2}

(1. Center for Quantitative Economies of Jilin University, Jilin Changchun 130012, China,

2. Business School of Jilin University, Jilin Changchun 130012, China)

Abstract: The consumption of current our country exists obvious structural transformation characteristics, And the consumer preferences of different income level on income distribution also exists significant differences. This paper selects CHIP data and use threshold regression model, according to the nonlinear characteristics of income and consumption divided into different income groups, to carry out a more detailed analysis. The results show that urban residents' consumption exist significant differences between income groups, meanwhile all kinds of consumer market development stage is not the same. Income distribution change is promoting the consumption structural transformation from the living type consumption to enjoying/development type consumption. Thus it can be seen that, the impact of income on consumption and the contribution of consumption to economic growth, are no longer has the significant overall effect. Therefore, stimulating consumption to promote economic growth need to focus the main income groups and keep a watchful eye on the consumer market with the remarkable growth.

Key words: income distribution change, consumption structure, threshold regression model, micro-data

收稿日期: 2014年10月24日

基金项目: 教育部人文社会科学重点研究基地重大项目 (10JJD790032), 吉林省科技厅软科学项目 (20110616) 和教育部人文社会科学重点研究基地自设项目 (JLUCQE14010)。

0 引言

国际经济环境的持续动荡,使我国过去依靠投资和出口的经济增长方式受到了严重冲击,拉动经济增长的动力结构面临着转变与调整。于此同时,十八届三中全会提出“使市场在资源配置中起决定性作用”来进一步深化经济体制改革。由此在外部环境的驱使下、以及我国市场经济改革不断深入的驱动下,国内消费的重要性越来越突显出来。正因如此,如何拉动国内消费成为了当前中国经济最为热点也最为棘手的问题。目前学术界对我国消费的普遍认识和担忧,大多集中于居民消费率的连年走低,最近十年来已降到 40% 以下。而在现实经济中却呈现出另外一番景象,在过去十年中我国社会消费品零售总额年均增长 13.5%,各类单项消费屡创新高,汽车消费从 2006 年以来始终保持着 20%-50% 的增速,汽车销量跃居世界第一,同时住宅销售额 2013 年达到 6.77 万亿元,电子产品、奢侈品消费市场的火爆程度也向世界彰显着中国居民的购买力。这种矛盾的现象突出地表明了目前宏观消费分析的结论并不能完全反映出中国消费的现实情况。

从本质上讲,居民消费率具体应分解为平均消费倾向与收入占 GDP 的比重这两个部分,如表 1 可以看到城镇居民人均收入占人均 GDP 的比重自 2000 年以来已经下降了 15.6%,如果再考虑农村居民,这个比重下降的幅度将进一步扩大。由此可想而知,即使我国居民的平均消费倾向没有下降,甚至有所提升,那么在收入占 GDP 比重的作用下,也必然会导致我国居民消费率的下降。可以说,居民消费率偏低的提法对认识我国当前真实消费状况具有误导性。在认识到上述问题后,即使将研究的关注点转向直接与居民消费相关的平均消费倾向和边际消费倾向上,依然还会发现宏观消费的持续低迷状态,据“十一五”经济发展报告显示,2010 年城镇居民的平均消费倾向为 70.5%,较 2005 年下降 5.2%。

因此,本文认为用这种概括性的宏观经济指标,来描述我国消费问题具有其先天的局限性。这是由于我国拥有众多不同收入阶层的消费群体,其消费偏好存在明显的差异性,这就决定了我国居民消费具有以下两点特征:其一,在不同商品市场中我国各收入阶层居民的消费状况明显不同;其二,当收入分布状况发生变化时,将从根本上改变各收入阶层居民的消费偏好,进而打破原有的消费格局,对各个消费市场产生冲击影响,最终各消费市场的综合影响将导致消费结构发生系统性转变。以上特征对于研究我国消费问题来说是不可忽视的。

表 1 我国城镇居民人均收入占人均 GDP 比重

年度	2013	2012	2011	2010	2009	2008	2007
人均 GDP (元)	41907.59	38459.47	35197.79	30015.05	25607.53	23707.71	20169.46
人均收入 (元)	26955.1	24564.7	21809.8	19109.4	17174.7	15780.8	13785.8
占比 (%)	64.32	63.87	61.96	63.67	67.07	66.56	68.35
年度	2006	2005	2004	2003	2002	2001	2000
人均 GDP (元)	16499.7	14185.36	12335.58	10541.97	9398.05	8621.71	7857.68
人均收入 (元)	11759.5	10493	9421.6	8472.2	7702.8	6859.6	6280
占比 (%)	71.27	73.97	76.38	80.37	81.96	79.56	79.92

1 文献评述

对于我国居民消费的认识,大多数学者都热衷于分析和解决“居民消费率下降”这个宏观经济现象,如张全红(2009)^[1]、陈斌开(2012)^[2]的研究均认为收入的差距扩大是居民消费率下降的原因。而蒋春秀(2010)^[3]的研究则认为收入差距扩大并不是造成居民消费下降的主因。甚至,王宋涛(2014)^[4]还认为收入差距扩大在一定程度上提高了居民消费率。对于一个问题

同时存在多种截然相反的结论,其原因就在于上述研究均将“居民消费率下降”这个宏观消费指标作为分析的基础,却从未质疑过这个基础的可靠性,简单地提居民消费率偏低是否就能诠释我国现阶段消费发展的深刻内涵,对于这个问题也有学者提出了自己的观点,如王雪峰等(2011)^[5]就通过对“消费率偏低”观点及其论证方法的分析,得出我国消费率问题不是简单的“高低”问题,称其论证“消费率偏低”观点的方法存在适用性缺陷。

由于宏观消费指标更多地关注于均值效应,而忽略了居民收入分布状况对消费可能带来的影响,严重地掩盖了我国消费的真实情况。其实这种“均值”的思想由来已久,在凯恩斯之后的新古典主义经济学家为了寻求宏观经济与微观经济之间的桥梁,均采用了一种“代表性个体”的分析思路。而现有消费理论也同样遵循这种分析方式,大多采用“代表性消费者”为基础的分析框架。但是针对这个问题,Stoker(1986)^[6]就首先指出在把微观变量加总为宏观变量常会存在“分布效应”问题,宏观消费函数的形式和系数,不仅决定于微观函数,还取决于变量分布的特征,并认为使用“代表性消费者”方式构建模型是不合适的。这是最早从理论上提出从“分布”视角研究问题的必要性。

国内一些学者也开始重视“分布效应”对消费的影响并进行了初步探索。如李培林等(2000)^[7]通过对数据单纯的统计分析,从消费分层的视角分析发现对于不同层次、不同收入人群的消费之间存在着显著差异。段先盛(2009)^[8]在构建了收入分配对总消费影响的数学模型的基础上,利用普通的统计分析阐述了阶层间的收入分配恶化将阻碍总消费的提高。郑志浩等(2012)^[9]通过估算收入弹性和数值模拟方法,分析了收入分布状况的变化对城镇居民家庭在外食物消费的影响。孙巍等(2013)^[10]通过对AIDS模型的扩展研究,从收入分布变迁的角度揭示了我国居民消费结构转变与升级的规律和特征。虽然上述研究从研究思路或是理论模型构建上,或多或少地体现了“分布”的思想,但其运用的数量分析方法都还相对简单,因而不能对居民消费结构进行更为深入的分析。

由此本文期望以收入分布为切入点,来更准确地把握我国消费的现实情况。将运用门限回归模型,刻画不同市场中城镇居民收入水平与消费的非线性特征,以此为依据对各类消费市场上的总体人群进行组群划分。并通过不同收入组群消费者对各类商品的平均消费倾向和边际消费倾向,来深入探讨居民消费结构的现状特征以及收入分布变迁将对居民消费带来的结构性影响。

2 我国城镇居民消费的门槛回归模型构建与数据说明

2.1 门槛回归模型

门槛回归模型的一般形式如式(1)所示。

$$y_i = \beta_1' x_i I(q_i \leq \gamma) + \beta_2' x_i I(q_i > \gamma) + e_i, \quad (1)$$

其中, y_i 是因变量, x_i 是自变量, q_i 为门槛变量(门槛变量可以为自变量 x_i 自身), e_i 为残差项。 $I(\cdot)$ 为示性函数, 当门槛变量 $q_i \leq \gamma$ 时, $I(q_i \leq \gamma) = 1$, $I(q_i > \gamma) = 0$ 。式(1)可进一步写成如式(2)所示的紧凑形式:

$$y_i = \beta' x_i(\gamma) + e_i, \quad (2)$$

其中, $x_i(\gamma) = (x_i I(q_i \leq \gamma) \quad x_i I(q_i > \gamma))'$, $\beta = (\beta_1' \quad \beta_2')'$ 。对任意给定的 γ , 进行最小二乘估计便可获得式(2)的待估参数 β 的估计值以及残差平方和 $S_1(\gamma)$, 如式(3)、(4)所示。

$$\hat{\beta}(\gamma) = (x(\gamma)' x(\gamma))^{-1} x(\gamma)' y, \quad (3)$$

$$S_1(\gamma) = \hat{e}'_i(\gamma)\hat{e}_i(\gamma). \quad (4)$$

而对于门限回归模型来说, 最关键的在于门限值 γ 的确定, Chan (1993)^[11]、Hansen (1999)^[12] 建议将门限变量 q_i 的全部取值均作为备选门限值, 并通过最小二乘估计, 使得残差平方和 $S_1(\gamma)$ 最小的 γ 即为估计的门限值, 如式 (5) 所示。而如果在对横截面数据进行分析时, 有可能存在异方差的情况, 这时估计则需采用怀特异方差修正来得到稳健的回归系数标准误 (稳健标准误或怀特异方差一致标准误)。

$$\hat{\gamma} = \operatorname{argmin} S_1(\gamma). \quad (5)$$

在得到门限估计值后, 为保证模型的准确性, 需要进一步检验以下两个问题: 其一, 是检验门限效应的显著性和门限值的个数; 其二, 是检验门限估计值的一致性, 验证在大样本情况下所估计的门限值 γ 是否与真实门限值 γ_0 一致。

对于单门限模型, 检验是否存在门限效应的假设检验为 $H_0: \beta'_1 = \beta'_2$, $H_1: \beta'_1 \neq \beta'_2$, 对应的拉格朗日乘子 (Lagrange Multiplier, LM) 检验的 F 统计量如式 (6) 所示。

$$F_1 = \frac{S_0 - S_1(\hat{\gamma})}{\hat{\sigma}_1^2}, \quad (6)$$

其中, S_0 表示零假设条件下, 即不存在门限效应情况下的残差平方和; S_1 表示备择假设条件下, 即存在门限效应情况下的残差平方和。在零假设成立的条件下, 门限值无法识别, 导致传统检验统计量的分布是非标准的。为此, Hansen (1996)^[13] 通过自助抽样法 (Bootstrap) 来计算式 (6) 的 p 值, 如果小于给定的显著水平, 则拒绝零假设。

而要确定门限值的个数, 可重复通过上述方法, 在得到第二个门限估计值 $\hat{\gamma}_2$ 的基础上检验其显著性, 此时的零假设为 H_0 : 存在唯一门限值, 备选假设为 H_1 : 存在两个门限值。对应的 LM 检验的 F 统计量如式 (7) 所示。其中, S_2 和 $\hat{\sigma}_2^2$ 分别是式 (8) 的残差平方和, 以及残差方差的估计值。而由此得到的双门限模型可表示为式 (8) 的形式。

$$F_2 = \frac{S_1(\hat{\gamma}_1) - S_2(\hat{\gamma}_2)}{\hat{\sigma}_2^2}, \quad (7)$$

$$y_i = \beta'_1 x_i I(q_i \leq \gamma_1) + \beta'_2 x_i I(\gamma_1 < q_i \leq \gamma_2) + \beta'_3 x_i I(q_i > \gamma_2) + e_i. \quad (8)$$

在获得第二个门限后, 还需要重新检验第一个门限值, 因为第一个门限值是在零假设为不存在门限的条件下得到的, 并不具备一致性。由此可利用如下方式重新估计第一个门限值, 即反过来先假设 γ_2 为第一个门限 γ_2^* , 从而获得使残差平方和最小的另一门限值 $\hat{\gamma}_1^*$, 及对应的残差平方和 $S_1^*(\gamma_1)$, 如式 (9)、(10) 所示。重复上述步骤可依次检验三门限、四门限甚至更多门限的模型, 直至不再拒绝零假设为止, 从而最终确定门限个数。

$$\hat{\gamma}_1^* = \operatorname{argmin} S_1^*(\gamma_1), \quad (9)$$

$$S_1^*(\gamma_1) = \begin{cases} S(\gamma_1, \hat{\gamma}_2^*), & \text{如果 } \gamma_1 < \hat{\gamma}_2^*, \\ S(\hat{\gamma}_2^*, \gamma_1), & \text{如果 } \gamma_1 > \hat{\gamma}_2^*. \end{cases} \quad (10)$$

最后, 需要关注上述所有门限估计值的一致性检验问题, 这里是通过极大似然法来检验门限值 γ 。假设检验为 $H_0: \gamma = \gamma_0$, $H_1: \gamma \neq \gamma_0$, 似然比统计量如式 (11) 所示。

$$LR_n(\gamma) = \frac{S_n(\gamma) - S_n(\hat{\gamma})}{\hat{\sigma}_n^2}. \quad (11)$$

Hansen (2000)^[14] 证明了对于给定的置信水平 α , 当 $LR_n(\gamma) \leq -2 \ln(1 - \sqrt{1 - \alpha})$ 时, 不能拒绝零假设, 从而通过求解不等式便可得到其渐进置信区间。而如果在分析横截面数据时存在异方差的情形, 则需要定义一个新的似然比统计量如式 (12) 所示。

$$LR_n^*(\gamma) = \frac{LR_n(\gamma)}{\hat{\eta}^2} = \frac{S_n(\gamma) - S_n(\hat{\gamma})}{\hat{\sigma}_n^2 \hat{\eta}^2}. \quad (12)$$

式 (12) 中的 $\hat{\eta}^2$ 可以通过计算 Nadaraya-Watson 核估计量得到, 其形式如式 (13) 所示。

$$\hat{\eta}^2 = \frac{\sum_{i=1}^n K_h(\gamma - q_i)(\hat{\beta}'x_i)^2 \hat{\varepsilon}_i^2}{\sum_{i=1}^n K_h(\gamma - q_i)(\hat{\beta}'x_i)^2 \hat{\sigma}^2}, \quad (13)$$

其中, $K_h(u) = h^{-1}K(u/h)$ 是带宽为 h 的核函数, 如 Epanechnikov 核函数 $K_h(u) = \frac{3}{4}(1 - u^2)\{ |u| \leq 1\}$ 。而带宽 h 的选择应遵循最小均方误差准则 (见 Hardle 和 Linton (1994)^[15])。

2.2 我国城镇居民消费的门槛回归模型构建

首先建立城镇居民各项消费的支出方程, 如式 (14) 所示。

$$Expenditure_i = \beta_{0i} + \beta_i Income + \sum_{j=1}^n \delta_j Family_j + \varepsilon_i, \quad (14)$$

其中, $Expenditure_i$ 表示城镇居民消费结构中的第 i 项消费的支出, $Income$ 表示城镇居民的真实收入, $Family_j$ 表示家庭特征的控制变量, 如家庭所在省份、户主年龄、家庭是否发生重大事件等。 β_i 表示第 i 类商品的边际消费倾向, 它是划分收入组群的重要依据。 ε_i 为残差项, β_{0i} 和 δ_j 为待估参数。

由于各收入组群偏好差异导致其边际消费倾向完全不同, 所以本文选择收入作为门限变量, 通过刻画收入对消费影响的非线性特征来完成组群划分以体现“收入分布”的思想。当城镇居民的第 i 类消费仅存在一个收入门限时, 式 (14) 将转变为式 (15) 所示的形式。

$$Expenditure_i = \beta_{0i} + \beta_{1i} Income I(Income \leq \gamma_i) + \beta_{2i} Income I(Income > \gamma_i) + \sum_{j=1}^n \delta_j Family_j + \varepsilon_i, \quad (15)$$

其中, γ_i 为第 i 类消费的收入门限值, 这只是举一个简单的例子, 当然不同类型消费的收入门限个数是存在差异的, 有可能更多, 也有可能不存在门限。这要根据具体情况来分析, 同样门限的个数的确定, 及其估计值的一致性检验都要严格遵从上述步骤进行。

2.3 数据说明与整理

本文采用中国家庭收入调查项目 (Chinese Household Income Project, CHIP), 2002 年和 2007 年的截面数据。其中, 2002 年包含了 13 个省 (或直辖市、自治区) 的 6835 户城镇家庭样本; 2007 年则包括了 9 个省 (或直辖市、自治区) 的 5000 户城镇家庭样本。由于该数据是具有详尽的消费支出信息的微观大样本数据集, 这对于准确划分组群以及细致刻画组群消费特征具有重要价值。选取我国城镇居民家庭收入、七大类消费支出 (食品、衣着、家庭设备、医疗保健、交通通讯、教育娱乐、居住) 以及家庭特征数据。并通过提取《中国统计年鉴》中的价格指数数据, 以 2002 年不变价对收入和消费支出数据进行平减, 以消除价格的影响。同时, 将每年数据按收入的每 0.02 分位数为间隔, 构造一个暗含收入分布信息的收入门限数据集, 以

代替原数据集进行门限的搜索, 两年的样本容量均为 500。通过这种方式, 可以极大的降低搜索门限过程中回归的次数 (Hansen, 1999)^[12], 从而优化程序的运行。

3 我国城镇居民收入分布与消费结构关系的实证分析

3.1 城镇居民消费的收入门限估计结果分析

表 2 给出了对我国城镇居民消费结构中各类型消费的收入门限估计结果, 相关结果是采用基于 Hansen (2000)^[14] 的论文编写的程序包, 并运用 STATA13.0 软件估计得到。其中, 门限估计值包含在 95% 的置信区间内, 表示其估计值在 95% 以上的置信水平上通过了一致性检验。而 LM 检验以及由 Bootstrap 方法模拟得出的 p 值, 则是用来检验门限效应是否具有显著性, 在这里 Bootstrap 的重复次数设定为 500 次, 且根据 Hansen (1999)^[12] 的建议剔除了样本前后各约 15% 的观测值以确保门限存在的意义。以交通通讯消费为例, 2002 年该消费存在一个门限值为 23575.85 元, 其 95% 的置信区间范围为 [23512.54, 23575.85], 因而估计得到的为真实门限值; 检验门限效应的 LM 统计量为 13.24, p 值为 0.00, 因此拒绝不存在门限的零假设。

在表 2 中各收入门限值的检验指标均表明其估计结果具有较好的显著性和稳定性, 这充分说明了我国城镇居民的收入与消费存在十分明显的非线性特征。且可以发现, 各类消费的收入门限数量会随着时间的推移而发生变化, 如从 2002 年至 2007 年食品消费的门限数量由两个减少至一个, 衣着消费的门限数量从一个增至两个等等, 这种门限数量的变动本质上暗含着消费者组群的分化与融合。同时, 也可看到有些消费在特定时期内并不存在门限特征, 如 2002 年的医疗保健和居住消费以及 2007 年的家庭设备和教育娱乐消费, 说明这些市场中的消费者具有一致的消费偏好, 所以收入对其消费的影响并不存在非线性特征。

表 2 城镇居民消费的收入门限估计结果

项目	2002 年				2007 年			
	门限估计值	95% 置信区间	LM 检验	p 值	门限估计值	95% 置信区间	LM 检验	p 值
食品	14956.10	[5584.94, 19754.10]	13.99	0.01	54333.93	[54333.93, 54333.93]	19.57	0.00
	20466.46	[12103.39, 20646.70]	35.09	0.00				
衣着	25363.49	[25363.49, 25363.49]	49.49	0.00	24787.36	[2850.04, 56387.55]	11.30	0.03
					67993.37	[67624.06, 88934.01]	12.22	0.01
家庭设备	13409.92	[2527.94, 14460.88]	12.32	0.04	—	—	—	—
医疗保健	—	—	—	—	23995.70	[23995.70, 23995.70]	11.12	0.02
交通通讯	23575.85	[23512.54, 23575.85]	13.24	0.00	34728.41	[34728.41, 34728.41]	13.35	0.01
教育娱乐	12942.54	[4805.28, 16777.31]	11.79	0.03	—	—	—	—
居住	—	—	—	—	24549.96	[24549.96, 24549.96]	10.86	0.02

3.2 城镇居民消费结构的收入组群特征

上述各收入门限估计将各类消费的人群划分为若干个具有相同偏好特征的组群, 在这里值得注意的是对居民消费进行分析时, 不仅要关注平均消费倾向, 也要考察边际消费倾向, 因为这个指标刻画了消费进一步的动向, 同时还要适当兼顾居民的人均绝对消费支出。以上三个指标均有由表 3 给出。从整体上看, 在消费结构中各类消费的人均支出这个绝对量, 都伴随着收入组群等级的提高而有所提升, 即高收入组群的各类消费支出均大于低收入组群, 这表明居民消费确实存在等级划分, 或者说高档的商品更容易得到高收入组群消费者的青睐。其次, 伴随收入组群等级的提高, 居民各类商品的平均消费倾向的变化方向存在非一致性, 如食

品的平均消费倾向就随着组群等级的提高而下降, 而交通通讯却恰恰相反, 且边际消费倾向也呈现出类似的性质。可见居民平均消费倾向并没有出现整体下降的情况, 由此本文下面将主要来探讨居民各类消费与收入关系的组群特征, 以及收入水平的提升将对各类消费产生怎样的影响。

首先关注食品和衣着两类消费, 在两个观察期内高收入组群的平均消费倾向以及边际消费倾向均低于低收入组群, 这说明食品和衣着消费占收入的比重, 会随着收入水平的提高而进一步降低, 居民将更多的收入用来满足其他类型的消费需求; 同时也会发现在这两项消费中存在中等收入组群出现或消失的情况, 这是商品内部结构升级过程的体现, 如衣着消费在 2007 年出现了中等收入群体, 且该群体的平均消费倾向及边际消费倾向分别为 0.0755 和 0.0663, 均高于其他收入组群, 这是由于随着整体居民收入的不断提升, 其中一部分收入群体对于衣着类消费的观念发生了改变, 由原来的“穿得暖”转变为“穿得好”, 这种偏好的变化及其诱发的大量消费支出使我们看到了中等收入组群的出现。这对拉动国内消费具有重要启示意义, 中等收入组群其实属于一个潜在的消费群体, 只有当某类商品市场出现消费升级或档次品质的提升且其收入水平能够满足该商品的消费能力时, 才会引发该群体展现出强大的购买力, 而当商品市场缺乏活力的时, 该群体便会隐藏起来伺机而动。

表 3 我国城镇居民各收入组群的消费状况

项目	2002 年				2007 年			
	组群	人均消费支出	平均消费倾向	边际消费倾向	组群	人均消费支出	平均消费倾向	边际消费倾向
食品	低	4382.78	0.4023	0.2864	低	8484.74	0.2704	0.1752
	中	5971.75	0.3380	0.2965				
	高	8666.90	0.2534	0.1264	高	15822.68	0.1671	0.0353
衣着	低	1293.42	0.0809	0.0827	低	1286.81	0.0742	0.0515
					中	3164.52	0.0755	0.0663
	高	2607.50	0.0664	0.0314	高	7092.92	0.0651	0.0134
家庭设备	低	356.36	0.0359	0.0352	无组群	2268.46	0.0441	0.0272
	高	1402.34	0.0496	0.0494				
医疗保健	无组群	1273.57	0.0523	0.0407	低	1656.42	0.0982	0.0565
					高	2707.64	0.0448	0.0098
交通通讯	低	1032.78	0.0676	0.0705	低	1338.36	0.0580	0.0431
	高	2953.72	0.0789	0.0806	高	5012.94	0.0703	0.0512
教育娱乐	低	1055.15	0.1094	0.0702	无组群	3809.32	0.0741	0.0408
	高	3198.21	0.1144	0.1221				
居住	无组群	1832.45	0.0753	0.0596	低	1068.88	0.0623	0.0269
					高	3150.63	0.0519	0.0281

接下来对于家庭设备、教育娱乐和交通通讯消费来说, 2002 年高收入组群的平均消费倾向和边际消费倾向均高于低收入组群, 说明高收入组群并没有因为收入的增长而降低对这三类商品的消费热情, 反而会投入更多的支出, 这在一定程度上表明该三类消费此刻正处于起步的成长阶段。但随后出现了一个比较特殊的现象, 即家庭设备和教育娱乐消费到了 2007 年时组群效应消失了。其原因在于伴随居民整体收入的提升, 至 2007 年低收入组群对于这两类消费已经完全跨越了收入不足所导致的消费门槛, 同时随着市场的逐渐成熟, 高收入组群的消费倾向也出现了下滑, 高、低收入组群的消费偏好逐渐趋于一致, 共同致使了组群融合的发生, 可发现 2007 年这两类消费的整体平均消费倾向为 0.0441 和 0.074, 介于 2002 年高低收入组群之间。但这两类消费的边际消费倾向却大幅度下降, 甚至低于 2002 年的低收入组群, 表

明家庭设备和教育娱乐市场的稳定发展状态中还存有需求萎缩的风险。而交通通讯消费并没有发生类似的现象,在 2007 年高收入组群的平均消费倾向及边际消费倾向依然高于低收入组群,并且高收入组群的人均消费较 2002 年提高 69.71%,而低收入组群仅提高 29.59%,市场继续呈现出成长态势且具有巨大上升空间。另外,在 2002 年的家庭设备和教育娱乐消费,以及整个观察期内的交通通讯消费,均没有出现中等收入的消费群体,这主要是因为当时的收入水平还不足以使中等收入群体形成相应的购买能力,而随着收入的提升,当前消费结构升级的重点正由已经稳定发展的家庭设备和教育娱乐消费转向交通通讯消费,呈现出一种渐进式升级的态势,由此可见,中等收入群体的收入水平的提高将对于消费结构的顺利转型与升级具有重要意义。

最后,余下的医疗保健和居住是消费结构中受改革政策影响最大的两类消费,并伴随着改革进程的不断深入,开始逐步展现出了活力。该两类消费均从原有的单一消费群体衍生出了高、低收入组群这两个消费群体。其中,对于 2007 年的医疗保健消费来说,低收入组群的平均消费倾向及边际消费倾向为 0.0982 和 0.0565,均明显高于高收入组群,并且是在低收入组群的全部各项消费中也是最高的,由此可见低收入组群对医疗保健消费的迫切需求意愿,该组群应该被列为医疗改革的重点关注对象。而对于 2007 年的居住消费来说,虽然高收入组群的平均消费倾向低于低收入组群,但其边际消费倾向要高于低收入组群。这样的数量分析结果展示了如下一种情形:低收入组群的居住消费占收入的比例较高且需求欲望较低,在满足了基本居住需求后希望增加对其他商品的消费;而高收入组群的居住消费占其收入的比重较低,且边际消费倾向为 0.0281,高于低收入组群,是一个兼有需求欲望和购买能力的消费群体。在这种情况下,我国政府实施的保障住房和商品住房双管齐下的发展政策是适合时宜的。

同时,通过对 2002 年和 2007 年城镇居民消费结构变化情况进行对比,可以发现,收入分布的变迁对城镇居民消费带来了结构性的转变:第一,食品和衣着类的边际消费倾向持续走低,表明居民的消费正在转向其他领域。第二,家庭设备和教育娱乐等初级享受发展型消费在经历成长期后,于 2007 年开始趋于平稳;而交通通讯的边际消费倾向虽有小幅下降,但依然属于消费热点。第三,在改革的助力下,居住和医疗保健领域消费开始出现消费群体的分化,从而初步具备了成长的可能性。综上所述,收入分布变迁正将居民消费结构的重心由生存型消费(食品、衣着)过渡到初级享受发展型消费(家庭设备、教育娱乐),并逐步转向更高级的享受发展型消费(交通通讯、医疗保健和居住)。

4 结论及启示

本文开篇指出了用宏观消费指标来描述我国居民消费状况是存在偏差的。由此,从我国拥有众多不同收入阶层消费者的特殊情况出发,运用非线性门限回归模型以实现区分消费类别基础上的收入组群划分,来研究上述问题进而深入探讨收入分布变迁对我国当前居民消费结构的影响效果。

首先,城镇居民消费的门限回归模型的估计值均通过了 LM 检验且包含在 95% 的置信区间内,表明居民收入与各类型消费确实存在明显的非线性特征。且各类消费的收入门限个数会随着时间的推移而发生变化,这种门限数量的改变实质上就暗示着收入分布的变迁与消费结构的转变。

其次,以收入门限值作为划分组群的依据,来探讨居民消费结构的组群特征,具体分为以下几点:第一,对于食品和衣着等消费,高收入组群的平均消费倾向、边际消费倾向均低于低

收入组群,说明随着居民收入水平的提高,此两类消费会进一步下降。第二,对于家庭设备、教育娱乐和交通通讯消费,都曾出现了高收入组群的平均消费倾向、边际消费倾向高于低收入组群的情况,表明此三类消费当时均处于成长阶段,其消费占收入的比重快速上升,并会随着收入水平的上升继续增加,但2007年后只有交通通讯消费依然处于这种状态,其余两类消费已经趋于稳定并存有消费萎缩的风险。

再次,受改革政策影响最大的医疗保健和居住消费已经开始展现活力,由原来的单一消费群体衍生出了高、低收入组群这两个消费群体。其中,2007年低收入组群关于医疗保健的平均消费倾向及边际消费倾向分别为0.0982和0.0565,在低收入组群的各项消费中最高,可见低收入组群对医疗保健消费的迫切需求意愿,应引起医疗改革政策的重点关注,而居住消费的消费特征则恰恰证明了我国政府实施保障住房和商品住房双管齐下的发展政策的有效性。

最后,通过对比2002年和2007年城镇居民消费结构的变化情况,可以发现收入分布变迁诱发了居民消费的结构转变,即由生存型消费(食品、衣着)过渡到初级享受发展型消费(家庭设备、教育娱乐),并进一步向高级享受发展型消费(交通通讯、医疗保健和居住)转变。

综上所述,通过城镇居民各收入组群的消费特征以及消费结构的转变趋势,可以看出居民收入水平对消费的影响与消费对经济增长的贡献,都已不再具有显著的整体效应。因此,拉动消费以促进经济增长就需要关注重点的收入组群以及发现具有显著成长性的消费市场。这就要求收入分配制度的进一步完善,以促进和加快居民消费结构的转变与升级;要求产业政策的制定具有一定的前瞻性,以适应中国消费市场快速、显著的变化。

[参考文献]

- [1] 张全红. 中国低消费率问题探究——1992—2005年中国资金流量表的分析[J]. 财贸经济, 2009, (10): 99-105.
- [2] 陈斌开. 收入分配与中国居民消费——理论和基于中国的实证研究[J]. 南开经济研究, 2012, (1): 33-49.
- [3] 蒋春秀. 我国居民消费率偏低的省际因素分析——来自省级面板数据的证据[J]. 上海经济研究, 2010, (6): 12-18.
- [4] 王宋涛. 中国居民消费率缘何下降?——基于宏观消费函数的多因素分解[J]. 财经研究, 2014, (6): 132-144.
- [5] 王雪峰, 荆林波. 我国“消费率偏低”观点的分析及研究建议[J]. 南京社会科学, 2011, (10): 17-21.
- [6] Thomas S. Stoker, simple tests of distributional effects on macroeconomic equations[J]. Journal of Political Economy, 1986, 94(4): 763-795.
- [7] 李培林, 张翼. 消费分层: 启动经济的一个重要视点[J]. 中国社会科学, 2000, (1): 52-62.
- [8] 段先盛. 收入分配对总消费影响的结构分析——兼对中国城镇家庭的实证检验[J]. 数量经济技术经济研究, 2009, (2): 151-161.
- [9] 郑志浩, 赵殷钰. 收入分布变化对中国城镇居民家庭在外食物消费的影响[J]. 中国农村经济, 2012, (7): 40-50.
- [10] 孙巍, 苏鹏. 引入收入变迁因素的 AIDS 模型的扩展及实证检验[J]. 数理统计与管理, 2013, 32(4): 658-668.
- [11] Chan K S. Consistency and limiting distribution of the least squares estimator of a threshold autoregressive model[J]. The Annals of Statistics, 1993, 21: 520-533.
- [12] Hansen B E. Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference[J]. Journal of Econometrics, 1999, 93: 345-386.
- [13] Hansen B E. Inference when a nuisance parameter is not identified under the null hypothesis[J]. Econometrica, 1996, 64: 413-430.
- [14] Hansen B E. Sample splitting and threshold estimation[J]. Econometrica, 2000, 68: 575-603.
- [15] Hardle W, Linton O. Applied nonparametric methods[J]. Handbook of Econometrics, 1994, 4: 2295-2339.