

收入分布变迁的城乡消费 市场效应差异研究

——基于 CHFS 数据的汽车消费实证

孙 巍¹ 杨程博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: 文章以居民收入分布变迁和城乡二元结构现状为切入点, 选择中国家庭金融调查 (CHFS) 2011 年有关汽车消费的微观数据, 采用分位数回归技术对城乡汽车消费分布中不同分位数上异质群体的消费特征进行分析, 在此基础上构造城乡消费的反事实假设。通过分位数分解方法在消费领域的扩展应用, 在揭示了收入分布变迁对城乡消费差异的影响机制的同时也提供了一种度量消费潜力的新视角。结果表明: 对于如汽车等大型耐用品来说, 城镇消费分布中不同分位数上的收入弹性呈现独特的“U”型特征, 且资产对消费的影响依然占主导; 农村消费分布的中位数以下群体的收入对其消费的影响较为敏感, 而资产对整体分布的影响均不显著; 城乡消费差异的深层次原因在于城乡收入分布变迁不同步导致的购买力水平差距以及消费市场发展失衡, 这两方面的改善将带给农村中低档消费市场巨大的上升空间。

关键词: 收入分布变迁; 城乡消费; 分位数分解; 反事实分析; 家庭调查数据

中图分类号: F224.0 **文献标识码:** A **文章编号:** 0257-0246 (2015) 03-0051-10

十八届三中全会提出了我国市场化改革的新方向, 强调将市场在资源配置中的基础性作用提升为决定性作用, 预示着我国全面市场化改革的开端。政府将进一步向市场放权, 在不损害社会公平和正义的前提下, 通过市场机制实现资源配置效益的最大化和效率的最优化, 以避免以往地方政府主导的过度投资造成的中国式产能过剩。尽管如此, 在实际经济运行中, 由于市场经济自身无法克服的盲目性和滞后性等, 依然会存在生产过剩的可能性。我国尚处于发展中国家阶段, 居民收入快速的上升态势促使我国基数庞大的消费群体偏好的迅速改变, 从而诱发多种商品市场呈现从初期供不应求到中期投资过热的持续非均衡发展模式, 致使产能过剩频繁连续出现, 这种特殊现象可被认为是市场失灵情况下收入分布变迁的消费市场效应作用的结果。对于上述情况, 需要着眼于两个问题: 一是针对市场失灵的问题, 在我国全面进行市场化的同时, 政府应在不干预市场活动的基础上, 针对各类市场构建合理的引导和预警机制, 以克服市场经济自身的缺陷, 从而避免产能的过度浪费; 二是关于收入分布变迁对我国消费市场的影响问题, 在国际环境持续动荡、外部市场逐步收缩的同时, 应更加关注国内消费需求特征的变化趋势、关注城乡消费市场的发展规律, 使看似过度的产能, 通过政府和市场共同的作用, 被尚不均衡的城乡二元消费格局所充分合理吸收, 进一步以国内消费为主导形成经济增长的

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); 吉林大学数量经济研究中心创新性项目 (JLUCQE14010)。

作者简介: 孙巍, 吉林大学商学院教授, 吉林大学数量经济研究中心副主任, 研究方向: 数量经济学; 杨程博, 吉林大学商学院博士生, 专业方向: 数量经济学。

内生动力,以保障我国社会主义市场经济在兼顾公平和效率同时的可持续发展。

由于我国存在城乡二元经济结构特征,城乡居民的收入分布、消费倾向和意愿均表现出完全不同的情况。与此同时,居民收入持续呈现快速上升的势头,2000—2012年,城镇居民人均可支配收入从6280.0元增长到24564.7元,农村居民人均纯收入从2253.4元上升到7916.6元,城乡居民人均收入分别增长了2.9倍和2.5倍。在居民收入如此快速变迁的背景下,城乡消费结构的转变和升级正在悄然发生,汽车、住房等发展型耐用品正在成为消费热点而逐渐进入普通居民的消费视野。由于耐用品行业的产业链长、关联度高等特点,使其在国民经济中扮演着重要的角色。而近年来我国多种耐用品消费市场在爆发性增长后的需求不足和生产过剩,以及城乡消费市场发展的极端失衡现象,已经严重阻碍了我国消费结构升级与产业结构调整的步伐。以汽车市场为例,^①从2000年的61.27万辆到2011年的1447.24万辆,呈现快速的的增长趋势。在2003年和2009年两次出现井喷式增长后,需求不足现象逐渐凸显,2000年初我国汽车市场库存量仅为3.65万辆,而2011年,累计库存量已经超过200万辆。同时,2012年城镇居民每百户家庭拥有车辆已达到21.5辆,而农村居民的汽车消费却还处于起步阶段。十八大提出的“国民收入倍增”目标,将进一步加速我国居民收入分布的变迁,扩大中等收入群体的规模,该群体背后蕴藏着巨大的耐用品消费潜力,以形成“橄榄型”社会结构。而这种潜力的释放是使产能过剩现象继续加剧,还是能够成为扩大国内消费需求的有力武器,将关系到我国能否顺利走向以消费为主导的经济发展方式的转型之路。

面对这种情况,本文在利用分位数回归技术对家庭调查数据进行分析的基础上,采用反事实分析的思想,将分位数分解方法应用到消费领域。以汽车市场作为典型耐用品消费市场,从微观层面探讨收入分布变迁过程中城乡大型耐用品消费市场将会呈现怎样的发展规律;城乡不同层次消费者选择行为的影响因素会出现怎样的分化特征;城乡消费差异产生的深层次原因是什么等问题。上述问题的研究将为如何充分解放消费者在市场体系中的主导力量,促进我国经济由生产导向型向消费导向型转变,进而带动消费结构与产业结构的优化升级;发掘农村市场的巨大消费潜力,改变城乡消费市场发展不平衡的格局,缓解市场供需矛盾;促使政府合理构建针对消费市场的长效引导机制,扩大国内消费需求和消化过剩生产能力等方面具有重要的理论与现实意义。

一、文献回顾及评述

经济学界对于收入和消费关系的讨论从未有过定论。不同的历史时期,不同的国家和地区,针对其社会发展的特定阶段,收入与消费的关系也不同。就西方消费经济理论的发展而言,从新古典主义的马歇尔需求理论到凯恩斯宏观经济体系中构造的消费函数,从弗里德曼的持久收入假说和莫迪利亚尼的生命周期假说到霍尔的随机游走假说,以及新近发展的预防性储蓄假说和流动性约束假说,西方学者们提出了关于收入与消费的不同看法,从而促使消费经济理论逐步发展和完善。

国内学者在西方经典理论的基础上也提出了符合中国国情的消费理论,臧旭恒研究发现由于经济转型前后居民收入内部结构改变,使居民的消费行为呈现明显的阶段性特征,此外,还提出二元经济结构将导致城乡居民的消费行为存在完全不同的特征。^②余永定、李军认为中国居民并非平滑消费,而是大多追求当前阶段的效用最大化,从而导致其消费具有明显的阶段性特征;其次,是存在信贷不完善导致的储蓄积累型消费。^③由此可知,居民消费的阶段性和城乡二元性是我国消费突出的特征。在借鉴前人消费经济理论的基础上,孙巍等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

① 本文中汽车的含义所指的是狭义汽车,即包含轿车、MPV和SUV。数据来自《中国统计年鉴》和《中国汽车市场年鉴》。

② 臧旭恒:《持久收入、暂时收入与消费》,《经济科学》1994年第1期。

③ 余永定、李军:《中国居民消费函数的理论与验证》,《中国社会科学》2000年第1期。

级的规律和特征,认为我国居民收入的持续显著变化是导致多种商品市场持续非均衡现象的根本原因,^①而本文的研究将沿用这一理论假说。

大型耐用品的消费具有两方面特征,一是由于其价格较高,其消费不仅依赖于居民收入水平,也与居民家庭财富水平息息相关;二是其商品种类繁多,不同收入和财富水平的居民对应不同的消费层次。因此,市场需求不足以及产能过剩的问题不能简单地通过总量的调整得到解决,而是要深入微观消费层面,观测不同层次消费人群的特征。以往关于耐用品消费的实证研究中,大多运用 Grossman 和 Laroque 最早构建的 (S, s) 模型,^②以及 Probit 模型等离散选择模型,如 Attanasio、^③Bertola 等^④和 Giles 等。^⑤本文根据所采用数据的类型以及研究侧重点,将首先选用分位数回归技术对不同层次人群的消费特征进行研究。有关分位数回归的研究,Deaton 首先在消费需求领域论述了关于分位数回归技术的潜在应用。^⑥Ronning 等利用分位数回归技术对微观家庭的消费特征进行了实证研究。^⑦近年来,国内消费领域的分位数回归研究也逐渐发展起来,陈娟等基于分位数回归对中国居民消费进行研究,结果发现不同消费量下各变量的消费影响率有所不同且城乡有别。^⑧陈建宝等发现城乡不同收入阶层居民的边际消费倾向存在很大差异。^⑨张世伟等通过对城镇居民消费支出方程的研究发现,收入是决定家庭消费支出的最主要因素,并且边际消费倾向随消费水平的提高呈现先上升后下降的倒 U 型趋势,资产与家庭消费支出正相关且影响逐渐增强。^⑩段玉认为普通最小二乘法得到是社会平均化水平,不能反映各种消费阶层的消费倾向,同时发现随着收入的增加,处于低和高消费水平居民的消费增加幅度大于中等水平,且城镇居民的边际消费倾向和平均消费倾向都高于农村居民。^⑪

由此可以看出,分位数回归技术在分析不同消费层次(水平)人群的消费特征方面有其独到的优势和特点。本文将在上述消费理论和实证研究的基础上,进一步通过分位数分解方法,对城乡消费差异产生的深层原因进行剖析。

二、计量方法与模型设计

1. 分位数回归模型

分位数回归(Quantile Regression)是由 Koenker 和 Bassett 最早提出来的,^⑫它是一种利用因变量的条件分布来拟合自变量的线性函数回归技术,是均值回归即最小二乘法的推广。

① 孙巍、杨程博、谢淑萍:《现阶段城镇居民耐用消费品消费行为特征变化的计量研究》,《学习与探索》2013年第1期;孙巍、苏鹏:《引入收入变迁因素的 AIDS 模型的扩展及实证检验》,《数理统计与管理》2013年第4期。

② Grossman S. & Laroque G., "Asset Pricing and Optimal Portfolio Choice in the Presence of Illiquid Durable Consumption Goods," *Econometrica*, Vol. 58, No. 1, 1990, pp. 25-51.

③ Attanasio O. P., "Consumer Durables and Inertial Behavior: Estimation and Aggregation of (S, s) Rules for Automobile Purchases," *Review of Economic Studies*, Vol. 67, No. 4, 2000, pp. 667-696.

④ Bertola G. L. & Guiso L. P., "Uncertainty and Consumer Durables Adjustment," *Review of Economic Studies*, Vol. 72, No. 4, 2005, pp. 973-1007.

⑤ Giles J. & K. Yoo, "Precautionary Behavior, Migrant Networks and Household Consumption Decisions: An Empirical Analysis Using Household Panel Data from Rural China," *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 89, No. 3, 2007, pp. 534-551.

⑥ Deaton A., *The Analysis of Household Surveys: A Micro-econometric Approach to Development Policy*, Baltimore and London: Johns Hopkins University Press, 1997.

⑦ Ronning G. & Schulze N., "A Micro-econometric Characterization of Household Consumption Using Quantile Regression," *Applied Economics Quarterly*, No. 4, 2004, pp. 183-208.

⑧ 陈娟、林龙、叶阿忠:《基于分位数回归的中国居民消费研究》,《数量经济技术经济研究》2008年第2期。

⑨ 陈建宝、杜小敏、董海龙:《基于分位数回归的中国居民收入和消费的实证分析》,《统计与信息论坛》2009年第7期。

⑩ 张世伟、郝东阳:《分位数上城镇居民消费支出的决定》,《财经问题研究》2011年第9期。

⑪ 段玉:《基于分位数回归的城乡居民收入与消费需求分析——以湖南省为例》,《求索》2011年第11期。

⑫ Koenker R. & Bassett G., "Regression Quantiles," *Econometrica*, Vol. 46, No. 1, 1978, pp. 33-50.

假设随机变量 Y 的概率分布为如式 (1) 所示的形式。

$$F(y) = \text{Prob}(Y \leq y) \quad (1)$$

Y 的 τ 分位数定义为满足 $F(y) \geq \tau$ 的最小 y 值, 如式 (2) 所示。

$$q(\tau) = \inf\{y: F(y) \geq \tau\}, 0 < \tau < 1 \quad (2)$$

$F(y)$ 的 τ 分位数 $q(\tau)$ 可以通过最小化关于 λ 的目标函数获得, 具体形式如式 (3) 所示。

$$\begin{aligned} q(\tau) &= \operatorname{argmin}_{\lambda} \left\{ \tau \int_{y > \lambda} |dF(y)| + (1 - \tau) \int_{y < \lambda} |dF(y)| \right\} \\ &= \operatorname{argmin}_{\lambda} \left\{ \int \rho_{\tau}(y - \lambda) dF(y) \right\} \end{aligned} \quad (3)$$

式 (3) 中 $\operatorname{argmin}_{\lambda} \{\cdot\}$ 函数表示在函数取最小值时 λ 的值, 其中 $\rho_{\tau}(\mu) = \mu(\tau - I(\mu < 0))$ 为检查函数, 根据 μ 取值符号实现非对称的加权。

假设 Y 的条件分位数由 k 个解释变量组成的矩阵 X 线性表示为 $q(\tau | x_i, \beta(\tau)) = x_i' \beta(\tau)$, 其中, $x_i, i = 1, 2, \dots, n$ 为解释变量向量, $\beta(\tau)$ 为 τ 分位数下的系数向量, 通过线性规划的方法使加权误差绝对值之和最小, 从而得到如式 (4) 所示的各分位数的参数估计。

$$\hat{\beta}_N(\tau) = \operatorname{argmin}_{\beta(\tau)} \left(\sum_{i=1}^N \rho_{\tau}(y_i - x_i' \beta(\tau)) \right) \quad (4)$$

由以上分位数回归的原理可知, 分位数回归使误差的绝对值加权之和最小, 而不是使误差平方和最小, 因此避免了由误差项序列相关、异方差等因素带来的影响, 并且分位数回归方法对数据的正态性和对称性没有严格要求, 因此其估计结果也更具稳定性。

针对本文所要研究的问题, 将模型设定为如式 (5) 所示形式。

$$Q_{\tau}(y | x) = \alpha(\tau) + \beta_1(\tau)x_1 + \beta_2(\tau)x_2 + \delta_i(\tau)Z_i + \varepsilon_{\tau} \quad (5)$$

其中, y 表示家庭汽车消费支出的对数; x_1 和 x_2 分别表示家庭收入和资产的对数; $Z_i, i = 1, 2, \dots, 7$ 依次表示家庭规模、户主年龄、性别、婚姻状况以及是否具有收入风险和所在地区的虚拟变量等。 $\alpha(\tau), \beta_1(\tau), \beta_2(\tau), \delta_i(\tau)$ 分别表示各变量第 τ 个分位数的系数估计。在此模型基础上, 通过平滑算法分别计算出各分位数上的参数, 并采用 Bootstrap 自助抽样法计算标准差, 对估计结果进行检验。由于该计量模型为双对数模型, 因此所得到的 $\beta_1(\tau)$ 为汽车消费支出的收入弹性。

2. 城乡消费的反事实假设构建与分位数分解方法

本文在借鉴 Machado 和 Mata 关于工资差异研究的反事实分析思想的基础上,^① 进一步将其扩展到消费领域, 对消费分布上不同分位数的城乡居民消费差异进行分解研究。在此将城乡消费差异分解为两部分: 第一部分假设农村居民的解释变量分布与城镇居民相同, 农村居民的消费支出分布会出现怎样的变化; 第二部分假设农村居民按照城镇居民的消费偏好进行消费, 农村居民的消费支出分布将会如何改变。上述两个反事实假设的消费分布变化总和, 等于城乡居民整体消费分布的差异。

反事实分析主要目的是为构造边际消费分布, 以城镇居民消费为例, 具体步骤如下:

首先, 从均匀分布 $[0, 1]$ 中随机抽取一个容量为 k 的样本, $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_k$ 。其次, 利用城镇居民的数据分别以 $\tau = \theta_1, \theta_2, \dots, \theta_k$ 为分位数进行回归, 其模型形式如式 (6) 所示。

$$Q_{\tau}(y_u | x_u) = x_u' \beta(\tau) \quad (6)$$

其中, y_u 表示城镇居民的消费支出状况, x_u 为影响消费支出的解释变量, 通过回归得到 k 个分位数回归的系数向量 $\hat{\beta}(\theta_i), i = 1, 2, \dots, k$ 。然后, 从解释变量 x_u 中有放回地进行重复随机抽样, 提取一个容量为 k 的样本, 将其表示为 $\{x_i^*(u)\}, i = 1, 2, \dots, k$ 。最后, 将第二步中的回归系数与第三步中的随机抽样数据相结合, 就得到一个新的样本, 如式 (7) 所示, 将其称之为城镇居民消

① Machado J. & Mata J., "Counterfactual Decomposition of Changes in Wage Distributions Using Quantile Regression," *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 20, 2005, pp. 445-465.

费的边际分布样本。

$$\{y_i^*(u)\} = x_i^*(u)\hat{\beta}^u(\theta_i) \quad (7)$$

根据上述原理,现假设城乡居民的消费支出方程为如式(8)、(9)所示的形式,为简单起见,假设该方程为线性方程,并仅含有两组解释变量。

$$y_u = \beta_1^u x_1^u + \beta_2^u x_2^u \quad (8)$$

$$y_r = \beta_1^r x_1^r + \beta_2^r x_2^r \quad (9)$$

其中, y_u 和 y_r 分别表示城乡居民的消费支出, x_1^u 和 x_2^r 分别表示影响城乡居民消费的解释变量,如家庭收入和资产。由此则可以推导出城乡居民消费分布的 τ 分位数上的支出差异分解模型,具体形式如式(10)所示。

$$\begin{aligned} & Q_\tau(y_u | x_u) - Q_\tau(y_r | x_r) \\ &= \beta_1^u(\tau) x_1^u + \beta_2^u(\tau) x_2^u - [\beta_1^r(\tau) x_1^r + \beta_2^r(\tau) x_2^r] \\ &= \underbrace{\beta_1^u(\tau) x_1^u + \beta_2^u(\tau) x_2^u - [\beta_1^u(\tau) x_1^r + \beta_2^u(\tau) x_2^r]}_I + \underbrace{[\beta_1^u(\tau) x_1^r + \beta_2^u(\tau) x_2^r - [\beta_1^r(\tau) x_1^r + \beta_2^r(\tau) x_2^r]]}_{II} \end{aligned} \quad (10)$$

其中, $\beta_1^u(\tau) x_1^r + \beta_2^u(\tau) x_2^r$ 表示农村居民按照城镇居民的消费偏好进行消费的反事实假设,这部分估计将通过上述构造边际分布的方法得出,只不过这里需要用从农村居民消费样本中随机抽取的子样本 $\{x_i^*(r)\}$, $i=1,2,\dots,k$,来替代城镇居民随机抽取的子样本 $\{x_i^*(u)\}$, $i=1,2,\dots,k$,之后再与城镇消费支出方程的分位数回归系数相结合,由此式(7)转变为如式(11)从而实现分解。

$$\{y_i^*(u, r)\} = x_i^*(r)\hat{\beta}^u(\theta_i) \quad (11)$$

相应地,在消费分布的不同分位数上,第I部分表示在系数相同的情况下,由于影响因素变量分布不同所引起的城乡消费差异;第II部分则表示在影响变量分布相同的情况下,由于系数不同所引起的城乡消费差异。在实际问题分析中,分解出的这两部分将被赋予具体的经济学含义。

三、数据来源说明

本文采用中国家庭金融调查(China Household Finance Survey, CHFS) 2011年的微观数据。^①调查样本分布在全国除西藏、新疆、内蒙古自治区和港澳地区外的25个省(自治区、直辖市),80个县(区、市),320个村(居)委会,共涉及8400多个家庭。虽然仅有1年的截面数据,但该数据拥有较为详尽的居民家庭消费、各项收入和资产、人口特征等微观信息,这对于从微观层面上探索家庭收入以及资产财富等因素对城乡居民消费的影响情况具有重要的支撑作用。

本文通过利用CHFS调查问卷中的相关项目测算家庭汽车消费支出状况,由于家庭汽车消费支出是通过购车时的价格信息所得,因此在模型估计时不再引入价格变量。家庭收入包括工资收入、经营性收入、利息及分红收入等,由于选取的均为已购车的家庭样本,则表明这些家庭自身的未来收入风险相对较小,因此该收入可看作当前一段时期内的家庭稳定收入。家庭资产则包含有非金融资产和金融资产并剔除负债。另外提取户主年龄、性别及婚姻状况,家庭的规模和所在地区以及是否拥有保险账户余额等信息,设置了包含家庭特征因素的虚拟变量。^②为了避免模型内生性问题,本文在数据处理过程中剔除了具有汽车盈利性收入的家庭样本,也剔除了具有异常值和数据不全的家庭样本。最后得到符合本文研究问题的拥有汽车消费的有效家庭样本规模为1126个,其中城镇家庭样本为910

① 中国家庭金融调查(CHFS)数据由西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心提供。

② 其中,性别虚拟变量设置男性为1,女性为0;将婚姻状况的六种情况(包括未婚、已婚、同居、分居、离婚、丧偶)分为两类,已婚设为1,未婚则为0;拥有社会保障设为1,否则设为0;地区虚拟变量的设置是以东部地区为基准的,中部为(0,1),西部为(1,0)。

个,农村家庭样本为216个。最终选取样本数据如表1所示,城镇拥有汽车家庭的收入均值为14.72万元,资产均值达55.76万元,汽车消费平均价值为16.59万元;农村家庭收入均值为10.85万元,资产均值为40.09万元,汽车消费平均价值为10.35万元。可以发现,城乡家庭从消费、收入到资产均存在着较大的差距,且资产结构也有所不同。农村居民的金融资产均值明显落后且负债均值较高,说明农村金融市场发展相对滞后,这对于农村消费市场的发展十分不利。

表1 指标描述性统计

指标名称	城镇				农村			
	均值	标准差	最小值	最大值	均值	标准差	最小值	最大值
汽车消费(元)	165 948.1	245 127.8	2000.0	3 600 000.0	103 477.8	98 636.2	3000.0	680 000.0
家庭收入(元)	147 220.8	317 697.8	0.0	3 000 000.0	108 494.4	192 425.2	0.0	1 259 660.0
家庭资产(元)	557 571.81	278 767.0	200.0	1.15E+07	400 863.5	712 175.0	3905.0	5 355 500.0
非金融资产	352 421.51	042 184.0	-93 950.0	8 399 200.0	286 508.7	640 942.1	-50 986.0	5 210 500.0
金融资产	206 831.3	520 254.6	0.0	7 230 000.0	118 332.8	304 746.6	0.0	2 960 000.0
负债	1680.9	14 175.3	0.0	316 820.0	3977.9	30 777.4	0.0	400 000.0
家庭规模(人)	3.5	1.3	1.0	8.0	4.3	1.4	1.0	9.0
户主年龄(岁)	43.1	11.7	6.0	81.0	45.1	10.3	23.0	77.0
户主性别	0.7	0.5	0.0	1.0	0.9	0.4	0.0	1.0
婚姻状况	0.9	0.2	0.0	1.0	0.9	0.1	0.0	1.0
社保虚拟变量	0.6	0.5	0.0	1.0	0.5	0.5	0.0	1.0
地区虚拟变量_1	0.2	0.4	0.0	1.0	0.3	0.4	0.0	1.0
地区虚拟变量_2	0.1	0.3	0.0	1.0	0.2	0.4	0.0	1.0

四、实证结果分析

本文主要研究城乡不同层次消费群体在大型耐用品市场中选择行为的影响因素及其特征。以汽车市场为例,分别对城乡家庭汽车对数消费分布中0.1至0.9的9个分位数上,采用分位数回归技术对式(5)进行估计,结果如表2所示。在分析之前,首先需要明确消费分布上分位数的经济含义。它表示消费者的消费层次、水平或等级,较高的分位数对应的是较高层次的消费水平,较低分位数对应的则是较低层次的消费水平。而对于消费来说,消费水平的高低必定与家庭收入的高低密切相关,因此,消费分布上分位数的高低同样也暗含着该家庭收入的多少。所以,随着消费分布上分位数的不断升高,同样体现的是收入水平不断提升的过程中消费选择的变化趋势。

根据估计结果可以发现,对于城镇居民来说,只有收入、资产以及社保虚拟变量对整体汽车消费分布的各分位数存在显著的影响。

以家庭收入的视角来分析,可以看出0.1和0.9分位数上群体的汽车消费收入弹性分别为0.1601和0.1058,表明消费层次较低和较高的群体,也即低收入和高收入群体。收入对其汽车消费的影响程度较大,其原因是低档汽车的购买人群主要是低收入群体,且该群体的收入与低档汽车的价格相适应;而对于高档汽车消费者也是如此,因此随着这两个群体收入的增加,其选择更高档次汽车的意愿将会显著提升。而处于0.5分位数,即中等消费层次的群体,其收入对其消费的影响并不显著,表明现阶段城镇中档汽车消费群体购买行为趋于稳定,当收入有所提升时,该群体的汽车消费升级倾向并不敏感,而是更多地满足其他类型的消费。从整体消费分布上来看,随着消费层次的上升,也即家庭收入等级的提高,城镇居民收入对汽车消费的影响先减弱后增强,收入弹性变化呈现“U”型特征。这与总消费和收入所呈现的倒“U”型特征明显不同,这也是如汽车等具有档次区分的大型耐用品消费所独有的特征。在这种情况下,随着居民整体收入的不断提升,不同收入等级群体在分布上将呈现“升级”的趋势,即较低收入人群进入中等收入等级,中等收入人群进入高收入等级。因此,不同消

费层次群体间的收入弹性变化特征也同样可以刻画出城镇居民收入从低到高的变迁过程中,其汽车消费倾向先降低后升高的非线性变化趋势。

表2 城乡居民汽车消费支出在各分位数上的估计结果

城镇	对数收入	对数资产	家庭规模	年龄	性别	婚姻状况	社保虚拟变量	地区虚拟变量_1	地区虚拟变量_2	常数项
0.1	0.1601**	0.0793*	0.0002	0.0047	-0.1464	-0.3696	0.3664**	-0.2896**	-0.5514**	7.9752***
0.2	0.1088	0.1319***	0.0081	-0.0014	-0.0352	-0.0910	0.3386***	-0.4245***	-0.4014**	8.2587***
0.3	0.0912**	0.1517***	0.0000	0.0022	-0.0649	-0.0494	0.3020***	-0.4679***	-0.4753***	8.3347***
0.4	0.0505	0.1629***	-0.0189	0.0045	-0.0457	-0.2946	0.2829***	-0.2666*	-0.2750*	9.0333***
0.5	0.0260	0.1529***	-0.0076	0.0066**	-0.0733	-0.3395*	0.2154**	-0.1741	-0.2603	9.5746***
0.6	0.0444**	0.1541***	0.0094	0.0068**	-0.0954	-0.5182***	0.1805**	-0.1940***	-0.0795	9.6567***
0.7	0.0536***	0.1688***	-0.0012	0.0053*	-0.0644	-0.3983**	0.1351*	-0.2715***	-0.0884	9.5289***
0.8	0.0919***	0.1652***	0.0217	0.0096***	-0.1300	-0.6225***	0.0791	-0.1923*	-0.0567	9.3864***
0.9	0.1058***	0.1681***	0.0090	0.0086*	-0.0384	-0.8329**	0.0230	-0.0749	-0.1476	9.7848***
农村	对数收入	对数资产	家庭规模	年龄	性别	婚姻状况	社保虚拟变量	地区虚拟变量_1	地区虚拟变量_2	常数项
0.1	0.2036**	0.0643	0.0199	-0.0069	-0.3589	-1.2567***	-0.2655	-0.8340*	-0.6952*	9.3352***
0.2	0.1833**	0.1000	0.0948	-0.0104	-0.4820*	-0.9011***	-0.1476	-0.4573	-0.5891**	9.0071***
0.3	0.2081**	0.0683	0.0294	-0.0056	-0.3107	-0.8609**	-0.0063	-0.4122**	-0.4342**	9.1154***
0.4	0.1794**	0.0361	0.0324	-0.0081	-0.4199	-0.6985	-0.1216	-0.4030*	-0.5093**	10.0980***
0.5	0.1765*	0.0570	-0.0150	0.0032	-0.3142	-0.9721**	-0.0128	-0.3990*	-0.5647**	9.9465***
0.6	0.1530	0.0546	-0.0148	-0.0037	-0.1331	-0.5633	-0.0545	-0.4771	-0.6790**	10.2281***
0.7	0.0971	0.0299	-0.0169	-0.0108	-0.0679	-0.3193	0.0553	-0.3546	-0.6865***	11.3367***
0.8	-0.0148	0.0402	-0.0540	-0.0025	-0.0840	-1.3992**	0.2509	-0.3314	-0.5850**	13.4689***
0.9	0.0086	0.0303	0.0175	-0.0096	-0.0739	-0.9634	0.1378	-0.2418	-0.6856***	13.2522***

说明: *、**、***分别表示在10%、5%以及1%的置信水平下显著。

再从家庭资产的角度来分析,可以发现在城镇居民汽车消费分布的各个分位数上,家庭资产的估计参数均十分显著。其中除了0.1分位数上汽车消费的资产影响率小于1以外,其余分位数上的资产影响率均大于1,且家庭资产对汽车消费的影响率均大于收入的影响率。这表明虽然城镇居民收入逐渐成为其购买大额耐用物品的重要影响因素,但就目前来说家庭资产依然是影响此类商品购买的主导因素,但是对于低档汽车而言由于其价格较低,家庭收入自身足以决定其购买行为的发生。城镇居民的社会保障对于汽车消费的影响整体较为显著,且随着分位数的上升而逐渐降低。这表明社会保障对低消费层次(收入等级)群体的消费影响更大,且社保体系的不断完善和收入风险的有效降低对促进城镇居民整体消费的增长具有非常积极的作用。婚姻状况对于0.4分位数以下群体的汽车消费影响并不显著,对于0.5分位数以上的群体均产生了显著的负向作用,这在一定程度上体现了城镇居民的消费升级意愿与家庭负担(如子女教育等)之间的矛盾。其他的如家庭规模、户主性别等变量的估计参数均不显著,说明这些变量对现阶段居民汽车消费的影响微乎其微。而年龄变量对0.5分位数以上群体的汽车消费存在显著正效应,这可能是由于随着年龄的增长,家庭累积财富不断增长且家庭所面临的收入风险逐渐减弱的原因。同时由于地区虚拟变量的系数大多为负,可以看出我国城镇消费还是呈现明显的地域特征,并且从整体上看,中部和西部的消费明显落后于东部。

对于农村来说,家庭资产和社保虚拟变量对汽车消费的影响均不显著,而家庭收入只对于0.5分位数以下群体的汽车消费存在显著影响。这表明家庭收入是农村居民购车行为的主要驱动因素,由于农村家庭的生活负担普遍偏重,社会保障体系暂不健全,导致农村居民潜在消费能力无法得到充分释放。从局部分布上看,在0.1分位数到0.5分位数区间,家庭收入对汽车消费的影响先增强后减弱,其中0.3分位数群体的收入弹性最大,0.5分位数群体的收入弹性最小,分别为0.2081和0.1765,

且均大于城镇水平。这说明农村汽车消费主要集中于中低档市场,且整体具有较强需求意愿,这种强烈需求愿望与实际低迷消费矛盾背后的原因将在后面继续探讨。而其余的如家庭规模、户主的年龄和性别以及婚姻状况等控制变量对于整体汽车消费分布的影响规律并不十分明显。同时,可以看出农村居民的消费也呈现明显的地域特征,西部地区明显落后。在未来一段时间,由居民收入的持续上升、社保体系的逐渐完善,引起的农村居民收入分布形态的改变,将使其消费分布形态进一步向城镇居民消费分布靠拢,在这个变迁过程中所带来的消费潜能将不容小视。

为了进一步剖析城乡消费差异产生的深层次原因,本文将城乡消费差异的原因分解为式(10)所示的变量效应和系数效应,并在城乡汽车消费分布的各个分位数上进行分解,且通过 Bootstrap 方法估计标准差以衡量分解结果是否通过假设检验,由于此部分为了给出差异的具体值,所以采用的数据并没有经过对数转换而是原始值,具体结果如表3所示。

在分析之前,同样需要赋予分解出的两部分以经济学含义,以更好地分析收入分布变迁对城乡消费的影响。其中变量效应是指式(10)的第Ⅰ部分,其中解释变量分布的不同主要是由于家庭收入和资产分布的城乡差距,因此这部分可认为是城乡收入分布变迁差异导致的城乡购买力水平差距所造成的,是对消费市场需求端的影响;系数效应是指式(10)的第Ⅱ部分,由于该部分是在城乡购买力趋同的假设下分解得到的,因此造成这部分差异的主要原因可认为是城乡收入分布变迁差异持续造成的农村市场发展相对滞后、商品相对短缺的城乡消费市场发展失衡的现状,是对消费市场供给端的影响。同时,系数效应也是上述在农村市场中所呈现的强烈需求与低迷消费矛盾的根本原因。

表3 城乡汽车消费差异的分位数分解结果

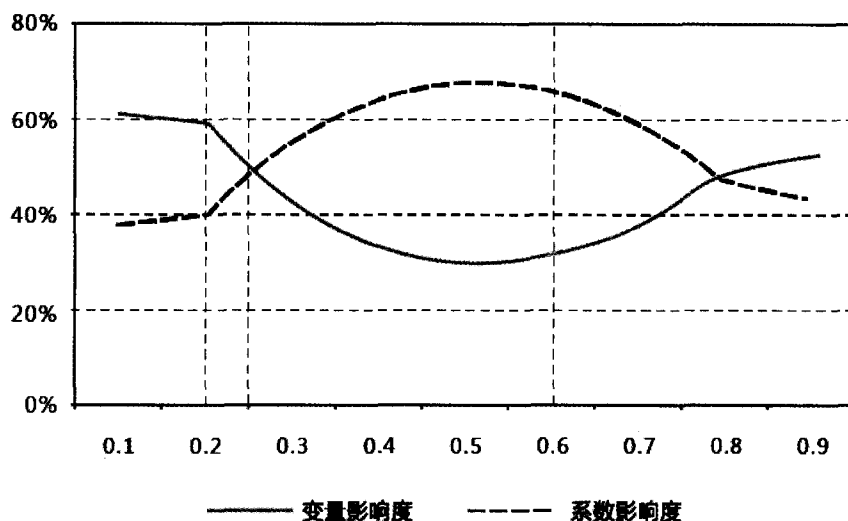
分位数	城乡差异	变量效应	变量影响度	系数效应	系数影响度
0.1	9795.02***	6019.75	61.46%	3775.27	38.54%
0.2	19 500.40***	11 683.20***	59.91%	7817.14*	40.09%
0.3	30 527.00***	12 889.70***	42.22%	17 637.30***	57.78%
0.4	40 217.70***	13 440.60***	33.42%	26 777.10***	66.58%
0.5	43 303.20***	13 361.10***	30.85%	29 942.10***	69.15%
0.6	40 496.40***	12 954.00***	31.99%	27 542.40***	68.01%
0.7	36 199.50***	14 081.90	38.90%	22 117.60***	61.10%
0.8	38 320.50***	19 630.70	51.23%	18 689.80	48.77%
0.9	84 273.40***	46 192.40	54.81%	38 081.00	45.19%

说明: *、**、***分别表示在10%、5%以及1%的置信水平下显著。

由此来对城乡汽车消费差异进行具体分析,从整体来看差异十分显著,且随着分位数的上升,汽车消费差距不断拉大。从0.1分位数上的9795.02元增长到0.9分位数的84 273.40元,扩大了8.60倍。这主要是因为随着收入的提升,居民汽车消费的档次也将随之攀升,但由于城乡收入分布变迁的差异致使城乡消费升级速度明显不同,从而造成分位数上的消费差距逐步增大。从0.2到0.6分位数的区间上,变量效应和系数效应对城乡汽车消费差异的解释十分显著,而在其他分位数上的解释并不充分。这表明这部分人群的消费差异可以由城乡收入分布变迁差异导致的购买力水平差距以及消费市场发展失衡来解释,并且随着分位数的上升,在这段区间上变量效应的影响度逐渐下降,系数效应的影响度却逐步上升。此外,城乡消费差异存在的同时也体现了农村市场的巨大消费潜力。根据反事实分析的思想,变量效应和系数效应也可以认为是城乡购买力水平和消费市场发展逐渐趋同后,农村市场所释放出来的汽车消费潜力。以农村消费分布中0.5分位数的群体为例,变量效应和系数效应所释放出来的汽车平均消费潜能分别为13 361.10元和29 942.10元,可以看出随着城乡一体化与新型城镇化的推进,农村居民的购买力水平和消费市场发展状况均提升至城镇水平,那么该群体的汽车消费将释放出平均43 303.20元的上升潜力。0.4和0.6分位数上的群体也分别拥有平均40 217.70元以及40 496.40元的消费上升潜力。可见,相对于汽车消费分布上的其他消费群体,除0.9分位数以外,

农村中等消费层次群体的消费上升潜力最大。

为了更直观地考察变量效应和系数效应对城乡汽车消费差异的影响程度,将其拟合成变量影响度曲线和系数影响度曲线,如下图所示。可以发现,0.2至0.25分位数之间的消费差异主要源自城乡收入分布变迁差异导致的购买力水平差距,且随着分位数的上升这种影响逐渐减弱。这说明随着城乡一体化进程的不断推进,农村居民的生活条件逐步得到改善,城乡该消费群体的这部分消费差异将首先得到消除。同时,0.25分位数到0.6分位数之间的消费差异主要来自城乡收入分布变迁差异导致的消费市场发展失衡,且程度不断增强。这表明随着农村居民购买力水平的不断提高,其关于商品的基础性消费需求得到满足后,消费升级的诉求将不断凸显,但由于收入分布变迁差异已经严重限制了农村消费市场发展,最终导致城乡消费差异的主要矛盾从购买力水平差距转向消费市场的失衡,而解决消费市场的城乡失衡问题最有效的突破口就在于政府合理的市场引导。至于造成0.2分位数以下和0.6分位数以上家庭的消费差异原因,有待于今后进一步研究。



城乡汽车消费差异分解因素的影响程度趋势图

总需求量大和发展不均衡是中国汽车市场最突出的两个特征,过去十年的高速增长主要是由城镇带来的,但随着限购范围的扩大、保有量的提高,其消费增长的速度将会有所减缓。这种城乡二元发展模式同样也存在于其他新兴耐用品市场中。随着农村居民购买力水平的不断提升,消费的重心也需要逐步向农村转移。同时上述分析也表明,对于形成拉动内需的新动力应该更多地关注农村中低档消费市场。根据本文对城乡汽车消费差异的分解,在推进城乡一体化和新型城镇化以消除变量效应的同时,政府应对城乡消费市场的发展进行合理、有效的引导以消除系数效应的影响。这将有利于充分释放农村市场消费潜力,进而缓解产能过剩与需求不足之间的矛盾。

结 论

本文以居民收入分布变迁和城乡二元结构现状为切入点,认为我国居民收入的持续显著变化是导致多种商品市场持续非均衡以及加剧产能过剩程度的重要原因。在该理论框架下,利用中国家庭金融调查(CHFS)2011年的数据,以汽车消费为例,在采用分位数回归分析的基础上,构造城乡消费的反事实假设并通过分位数分解方法在消费领域的扩展应用,探索居民收入分布变迁背景下城乡各消费层次群体消费需求的特征以及消费市场的发展规律,并通过分解研究发现收入分布变迁对城乡消费差异的影响机制,从而为政府构建长效合理的消费市场引导机制提供理论和现实依据。

首先,城乡居民的家庭收入已经成为影响如汽车等大型耐用品消费的主要因素。对于城镇居民来

说,在不同分位数上汽车消费的收入弹性呈现出“U”型特征,其中0.1和0.9分位数上的收入弹性分别为0.1601和0.1058,而中位数上的收入弹性较小且不显著。这与总消费和收入所呈现的倒“U”型特征明显不同,这也是如汽车等存在档次差别的大型耐用品消费所独有的特征。这一特征同样表明,在城镇居民汽车消费在从低层次跃迁到高层次的过程中,经历了消费倾向先降低后升高的非线性变化。这意味着城镇汽车消费市场在经历依靠数量所带来的增长后,品质和档次的提升将是下一轮增长的主要动力。上述特征的揭示将对于进一步认识耐用品市场的发展规律,从而加强政府对市场经济活动的合理引导和预警,以更好地发挥市场机制的有效性具有重要借鉴意义。而农村居民的中低层次汽车消费的收入弹性均大于1,且全部超出城镇水平。表明农村汽车消费市场还处于起步阶段,收入对消费的影响明显且强烈,因此农村消费市场拥有吸收城镇过剩产能的能力是未来汽车消费市场新的增长点和战略方向。随着农村居民收入分布形态的改变,即收入分布变迁,将使其消费分布进一步向城镇居民消费分布靠拢,在这个变迁的过程中农村耐用品消费市场将释放出巨大的消费潜能,这将对扩大国内消费需求,形成我国经济发展的内生新动力,以增强经济稳定性具有重大的战略意义。

其次,从家庭资产对汽车消费的影响程度来看,城镇居民消费的资产效应较强,除0.1以外其他分位数上的资产弹性均大于1,说明家庭资产在如汽车等大型耐用品消费中的影响程度依然占主导地位;而农村居民消费的资产效应并不明显,暗示农村家庭的资产量以及资产类型均较为贫乏,消费支出主要由家庭收入而非资产所决定。因此,短期来看,收入的提升对于农村消费市场的刺激作用将更为显著;而从中长期看,赋予农民更多的财产权利将是提升农村整体消费的有力手段。社会保障对于城镇来说,除了0.9分位数上的群体,均对消费支出具有显著的促进作用;而对于农村来说,影响均不明显。因此,社会保障体系的不断完善,将有利于在农村整体消费水平进一步提升的同时改善农村居民生活质量,是保障农村消费市场健康发展的重要基石。此外,通过地区虚拟变量的设置,发现我国消费市场存在城乡二元结构的同时,还具有显著的地域发展不均衡特征。

最后,通过对城乡居民汽车消费差异的分位数分解研究,发现整体差异十分显著,且随着消费层次(收入等级)的提高而不断扩大,0.9分位数上的消费差异平均高达84 273.40元。对于消费分布上0.2至0.6分位数之间的群体所在的中低档消费市场来说,城乡收入分布变迁差异所导致的购买力水平差距(变量效应)和消费市场发展失衡(系数效应)是造成城乡消费差异的深层次原因。伴随消费层次(收入等级)的上升,差异的诱因更多地集中于系数效应。这表明随着收入的提升,农村居民的强烈需求愿望与农村市场产品相对短缺之间的矛盾愈发突出,从而引发了农村市场巨大的需求缺口。根据反事实分析也可以发现,如果农村的居民购买力水平和消费市场规模达到城镇水平,农村汽车消费分布中0.4至0.6分位数之间群体的消费,也即中低档汽车消费,将释放出平均40 000元以上的上升潜力,且均高于分布上除0.9分位数以外的其他群体的潜在消费水平。因此,化解我国汽车市场过剩产能的问题应着眼于农村中低档消费市场。中国汽车市场乃至其他新兴耐用品市场中最突出的两个特征就是总需求量大和发展不均衡,随着城镇需求的逐渐饱和,其消费增长的速度将会有所减缓。根据分解结果,在不断推进城乡一体化和新型城镇化进程以提升农村居民购买力的同时,引导消费重心从城镇向农村合理转移、大力发展和建设农村消费市场,将有利于进一步解放农村消费潜力、缓解城镇市场供求矛盾,以达到扩大国内消费需求和消化过剩生产能力的目的,从而保障我国社会主义市场经济更有效率、更加公平、更可持续发展。

责任编辑:刘雅君