

收入变迁对耐用品消费行为演变的影响研究

——来自城镇居民乘用车需求的实证检验*

孙巍^{1, 2} 张馨月²

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

摘要: 伴随经济的高速增长, 中国居民的财富水平和当期可支配收入水平都在显著提高, 因而消费决策行为必然随之不断变化。满足基本生存需求以后, 从较低生活水平开始的耐用品需求急剧扩张, 很大程度上取决于实际拥有的财富水平。本文在定义和测度了转型时期城镇居民实际财富水平的基础上, 基于新古典需求模型以及结构突变检验和变结构的协整分析, 进一步研究其对现阶段以乘用车为例的耐用品新增需求的影响。实证结果显示, 在对典型耐用品购买决策中, 尽管2007年末财富水平的下降对当期购买行为产生了负相影响, 但其长期影响仍是正向的, 且通常情况下财富水平的短期波动对耐用品消费带来的负向冲击效果并不明显。

关键字: 经济转型; 财富水平; 耐用品消费行为; 结构突变

中图分类号: F062

文献表示码: A

Income Changes Effects and Consumer Durables Consumptive Behaviour Evolution

——A Case of the Urban Residents' Demand for Automobiles

Abstracts: Facing the high income risk during the transformation period, the dramatic increase of consumer durables which lead by the upgrading of consumption structure depends much on the society actual wealth. Firstly, this paper defined and measured the actual wealth level of urban residents during the transformation period. And then, based on the neoclassical demand model and structure change cointegration analysis, the new demand for consumer durables, a case of automobiles, which effected by the wealth level are discussed. The results showed that when making the purchasing decision of typical consumer durables, although the decreasing of wealth had a

*[投稿日期]: 2011-01-15

[基金项目]: 教育部人文社会科学重点研究基地重大项目(10JJD790032)和教育部新世纪优秀人才支持计划。

[作者简介]: 孙巍(1963—), 男, 吉林省吉林市人。教授, 博士生导师, 主要从事数量经济研究。E-mail: sunwei@jlu.edu.cn; 张馨月(1983—), 女, 辽宁沈阳人, 博士研究生, 研究方向: 数量经济学。Email: zhangxy08@mails.jlu.edu.cn。

negative influence of purchasing in 2007, the long term effect is still positive. Generally speaking, the short impact of wealth level may not have a marked effect on durables consumption.

Key words: economic transformation; wealth level; consumer durables ; structure change

引言

市场经济中,由经济波动、通货膨胀以及金融市场波动带来的未来收入收入风险,均将导致收入具有较高的不确定性,这一事实在美国市场中已经得到验证(Hall and Mishkin, 1982)。与计划经济相比,当处于转轨时期的中国面临原有收入分配制度被逐渐打破的局面时,城镇居民的收入风险迅速上升。在市场经济条件下,未来各期收入的不确定性将与当期收入一起影响消费者的购买决策,从而带来消费结构的变异。改革开放以来中国居民的生活水平发生了巨大变化,灵活的收入分配制度使得计划经济时期被压低的劳动收入得到了大幅提高,中国居民在摆脱低收入制约的同时消费结构也发生了改变。在1978—2008年间,城镇居民人均可支配收入增长了7倍,恩格尔系数下降了34%。现阶段,城镇居民已经基本解决了吃、穿和部分用的问题,正在向以提高住、行和生活质量水平为重点的阶段过渡(表1)。

在未来收入面临较高风险的情况下,消费者做出购买决策通常是十分困难的,因为这不仅涉及到当期收入水平,同时也涉及到当期支出对未来购买决策的影响,而这种困境将通过消费结构的变异,对耐用品的购买或整个耐用品市场的新增需求有着更为明显的影响(樊潇彦,袁志刚,2007)。国外对耐用品新增需求的研究较为成熟,其中有关乘用车新增需求模型的文献相对丰富,因此本文也将以乘用车为例做进一步探讨。在传统Marshall需求模型基础上,Roos和Schultz(1939)提出了加入时间因素 t 的动态时间序列模型,以此度量那些随时间缓慢平稳变化的影响因素,对一定时期内的收入曲线尽可能做出精确的刻画。Chow(1956)基于非耐用品需求理论构建乘用车存量需求和新增需求模型,通过对收入水平对乘用车新增需求影响的实证分析指出,在模型的拟合优度方面Friedman提出的“预期收入”可能比可支配收入更加好,但是却无法反映居民储蓄对耐用品需求的重要影响。Bandeem(1957)首次指出收入水平替代价格因素对新增需求的重要影响,构建了关于收入水平和新增需求的对数线性方程。Suits(1958)通过加入信贷、经销成本以及二手车供应量等丰富了模型影响因素的构建,并通过差分变量度量收入变化的动态影响。

表1 1978—2008中国城镇居民人均收入及恩格尔系数(1978=100)

年份	城镇居民家庭			年份	城镇居民家庭		
	人均可支配收入		恩格尔系数 (%)		人均可支配收入		恩格尔系数 (%)
	绝对值	指数			绝对值	指数	
1978	343.4	100.0	57.5	1998	5425.1	329.9	44.7
1985	739.1	160.4	53.3	2000	6280.0	383.7	39.4
1990	1510.2	198.1	54.2	2005	10493.0	607.4	36.7
1995	4283.0	290.3	50.1	2008	15780.8	815.7	37.9

不难发现,对乘用车新增需求模型的不断完善主要体现在三个方面:第一,传统需求模型的静态估计已经无法满足时间序列数据的需要,如何更好的刻画需求的动态变化成为首要

任务；第二，在传统需求曲线通常是价格的函数，而在耐用品的研究中通常被看作外生变量的收入水平起到了更为重要的作用；第三，越来越多的学者意识到，仅用当期可支配收入无法满足对动态需求模型的深入揭示，但对居民当期实际支付能力的度量仍存在分歧。目前，国内外学者对居民耐用品实际消费能力的度量多体现在财富水平的度量方面。其中，在国外的相关文献中，Browning 等（2003）认为家庭财富除了可支配收入还应包括债券、存款、抵押契据、房产和股票等。延续这种思路，李爱华和成思危（2006）将有关财富度量的分析用于对家庭支付住房能力的分析，得到了一些有借鉴价值的成果和规律。孙巍等（2008）在以轿车为代表的耐用品消费实证研究中指出，轿车的需求并非仅受当期收入的单独影响，而是在更多情况下受到消费者当期拥有实际财富能力的影响。

综上所述，正因为以乘用车为例的耐用品具有单位价值较高和购买率较低的特性，居民实际财富水平的度量及其波动将对当期和未来的购买决策产生重要的影响。而以往研究中基于财富度量的居民消费行为分析通常是对传统消费函数的改进，并未从更深层次挖掘转轨时期的收入特征对目前迅速扩张的耐用品新增需求的影响。鉴于此，本文对转轨时期的财富度量提出了新的要求，并将这一指标定义为财富水平，力图对转轨时期的居民收入特征做出准确的刻画描述。同时以乘用车为例，通过耐用品新古典需求模型的构建，基于结构突变的实证理论基础，进一步探讨财富水平对耐用品消费行为演变过程中的长期影响和短期冲击效果。

1 转型时期的城镇居民的消费结构与乘用车需求

自 1978 年中国对优先发展重工业的战略决策进行调整以来，灵活的收入分配制度使劳动收入得到了大幅度提升。在劳动收入迅速增长的作用下，城镇居民的财富水平也得到了显著提高。从消费结构看，中国城镇居民用于食品和衣着消费支出占总消费的比重从 1985 年的 52.25% 和 14.56% 下降至 2008 年的 37.89% 和 10.37%，均下降约 28%；家用设施及服务以及教育文化娱乐服务消费比重分别从 1985 年的 2.48% 和 8.17% 增至 2008 年的 6.15% 和 12.6%，均增长约 150%；交通通信和居住消费比重涨幅略低，分别为 54% 和 18%（图 1）。由此可见，在食品极大丰富和衣着选择多样化的情况下，现阶段城镇居民对生活质量的提高给予了更多关注。在中国统计年鉴的指标构建中，耐用品是家用设施及服务的重要构成因素之一。相对于食品和衣着消费支出的平稳下降，居住和家庭出行消费的消费则呈现上升走势，尤其是家庭出行消费始终保持稳定增加的态势。基于对城镇居民财富水平不断提升的预期，以及传统家用耐用消费品购买需求变化趋于稳定的现状，中国城镇居民的消费结构正面临巨大调整，消费结构的改变为汽车走入中国居民家庭奠定了基础。

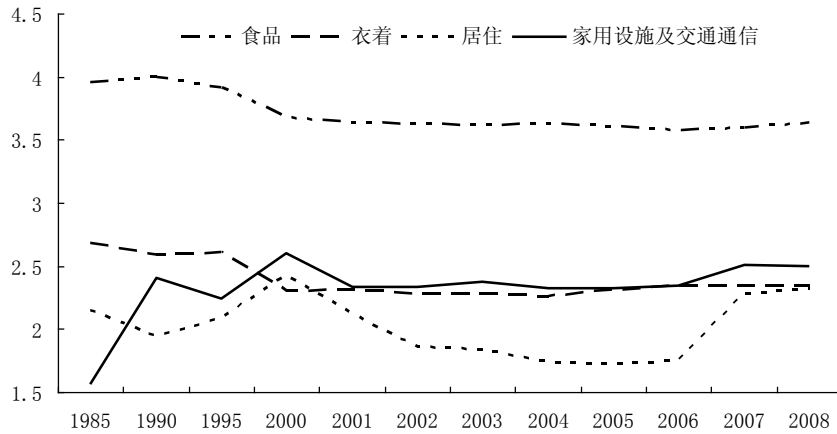


图1 中国城镇居民四类消费支出增长率

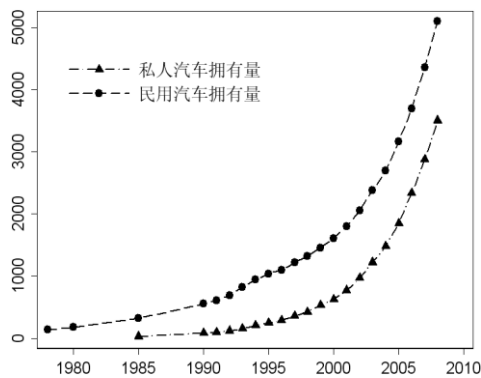


图2 民用车、私人汽车拥有量 (万辆)

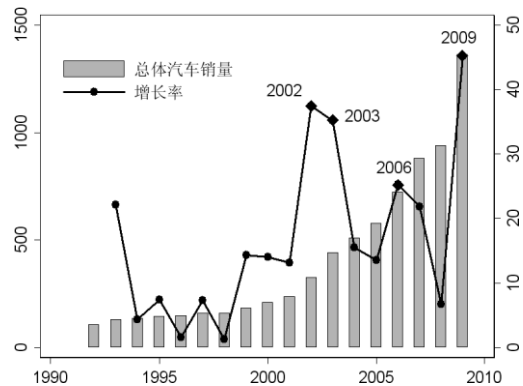


图3 乘用车销量 (万辆)

汽车工业是国家“十一五”规划明确提出的重点发展的国民经济支柱产业之一，同时也是实现国家工业化进程不可或缺的重要动力。自转型以来，中国汽车需求呈现出世界历史上前所未有的攀升。2009年中国正式跨入了汽车月销量过百万的时代，截至2010年11月底中国汽车累积销量完成1639.54万辆，同比增长34.5%。这意味着在国际金融危机的冲击仍然延续的背景下，中国汽车产销规模已经超过美国1700万辆的历史最高纪录。30年间，中国民用汽车拥有量从135.84万辆增长到7000多万辆，其中乘用车比重从2002年的39%上升至2009年的76%（图2和图3），增长近两倍，无论从销量增长的绝对数值和相对比重来看，均发挥了不可或缺的重要作用。作为整个汽车产业的重要组成部分，私人汽车拥有量的激增是导致整体乘用车市场需求剧增的主要原因。“十二五”规划提出了全面建设小康社会的发展目标，还会加速这一增长趋势。这种超常的需求状态是中国居民消费结构升级过程中的阶段性特征，而转型时期的居民财富水平显然是与这种现象密切相关的最重要影响因素之一。因此对乘用车市场新增需求的研究不仅可以对产业结构的长期战略调整提供依据，同时对其他高档的耐用消费品市场的研究也具有重要的借鉴价值。

2 转型时期城镇居民财富水平的度量

永久收入和持久财产假说下消费函数的一般形式可分别表示为式（1）和（2）

$$C_t = \alpha W_t + \beta Y_t \quad (1)$$

$$C_t = \gamma\theta Y_t + \gamma(1-\theta)Y_{t-1} \quad (2)$$

其中， W 代表个人财富， Y 代表收入， α 为财富的边际消费倾向， β 为收入的边际消费倾向， $\theta \leq 0$ 。当 $\theta = 1$ 时，Keynes 消费函数就是永久收入消费函数的一个特例。此后，一个更一般的消费函数被提出

$$C_t = \alpha W_t + \gamma\theta Y_t + \gamma(1-\theta)Y_{t-1} \quad (3)$$

由于上述被称为生命周期—持久收入（LC—PI）的模型在后来的实证检验中被质疑，因此很多学者对消费模型的构建重新回归到经典的生命周期假说基本消费模型。在本文的后续分析中，也将采用 Modigliani 的持久财产消费函数作为基本模型。此外，收入预期是影响耐用品购买的一个重要因素，耐用品需求会因当期收入的变化呈现特别不稳定的状态。因此，本文认为我国居民对耐用品的消费需求更应该取决于当期拥有的累计财富和可支配收入的加总，即前文所提出的财富水平概念。由此可得到耐用品消费需求的一般形式

$$C_t = \alpha L W_t \quad (4)$$

其中， CW_t 表示财富水平，即当期的累计财富与可支配收入的总和。根据前述，我国城镇居民家庭的财富水平总构成可以表示为

$$LW = I + W \quad (5)$$

其中， W 代表累计财富， I 代表城镇居民家庭的当期收入。根据 2002 年出版的居民财产调查报告，本文认为（5）式中财富可由储蓄、股票、债券和房产四部分组成，如式（6）所示

$$W = D + S + B + H \quad (6)$$

其中， D 表示储蓄资产， S 表示股票资产， B 表示债券资产， H 表示房产资产。根据城镇居民家庭财富来源于资产累积的理念，我国城镇居民家庭累积财富模型可以写成

$$W_t = [\Delta D_t + \Delta S_t + \Delta B_t + \Delta H_t] + [W_{t-1} - C_t] \quad (7)$$

将基期的财富水平 W_0 表示为

$$W_0 = D_0 + S_0 + B_0 + H_0 - C_0 \quad (8)$$

结合式（5）和（7），即可推算出第 t 期的城镇居民财富水平 PW_t 为

$$CW_t = [I_t + \Delta D_t + \Delta S_t + \Delta B_t + \Delta H_t] + [W_{t-1} - C_t] \quad (9)$$

根据基本模型的设定，本文主要考虑当期收入（I）、储蓄资产（D）、股票资产（S）、债券资产（B）、房产资产（H）和当期消费（C）几个变量指标。其中，I 采用城镇居民家庭人均总收入数据；D 主要刻画当月储蓄所产生的利息；S 指城镇居民人均拥有的股票财富变化值；B 采用的是我国发行的除了股票之外的有价证券的总和；H 表示人均房产财富；C 代表城镇居民家庭人均生活消费支出。本文所用样本为 2003 年至 2008 年的月度数据，在计算时将以 2002 年 12 月作为基期，依此计算样本区间内各期财富水平指数。根据（9）式计算得到的财富水平如图 4 所示。其中，实线表示城镇居民财富水平，虚线表示城市居民消费价格指数。

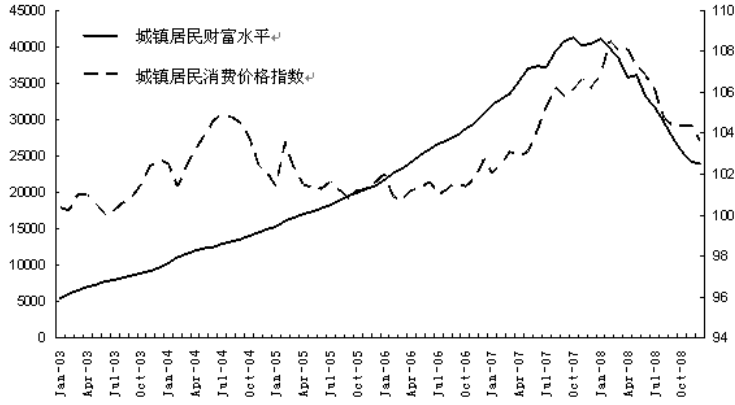


图4 2003-2008年中国城镇居民财富水平和消费价格指数

3 耐用品的新古典需求模型构建

具有线性预算约束和完全市场假设的消费者行为的简单新古典需求模型也能推广到有耐用品的情形。讨论有一种非耐用品和一种耐用品的简单两期模型。用 S 表示耐用品的存量，在每期的末尾度量。原则上，效用来源于耐用品提供的服务流量，并且对于给定的耐用品存量，这种流量随使用密度或其他商品或劳动的投入而变化。考虑最简单的情形，即服务流量与 S 成正比，存量本身出现在效用函数中，偏好由如下方程表示

$$u = v(q_1, q_2, S_t; S_0)$$

其中 S_0 表示虽然其影响偏好，但不受消费者控制。存量 S 以每期 δ 的速率递减，从而第 t 期末的 S_t 变为第 $t+1$ 末的 $(1-\delta)S_t$ 。用 d_t 表示第 t 期耐用品的购买，则第 t 期存量 S_t 可表示为

$$S_t = d_t + (1-\delta) S_{t-1}$$

再回顾简单情形的消费，两个时期由一个金融资产连结，在每个时期末度量，在每期开始时支付利息。如果假设 A_0 是第 0 期末资产的值，则有两个预算约束如下

$$\begin{aligned} A_1 &= A_0(1+r_1) + y_1 - p_1q_1 - v_1d_1 \\ A_2 &= A_1(1+r_2) + y_2 - p_2q_2 - v_2d_2 \end{aligned}$$

其中， q 表示消费， p 表示相应价格， y 表示收入， r 表示利率， v 表示耐用品的价格。将偏好方程并入消费者的预算约束，替代之后得到单个预算约束

$$\begin{aligned} p_1q_1 + \left(\frac{p_2}{1+r_2} \right) q_2 - \left[v_1 - v_2 \frac{(1-\delta)}{1+r_2} \right] S_1 \\ = y_1 + \frac{y_2}{1+r_2} + A_0(1+r_1) + v_1(1-\delta)S_0 \end{aligned}$$

上式可近似写成如下简化形式

$$p_1q_1 + p_2^*q_2 + v_1^*S_1 = W_1$$

其中， W_1 是包含了舒适的耐用品存量的估值，而 $v_1^* = v_1 - v_2(1-\delta)/(1+r_2)$ 。由此可见，效用函数和预算约束在新古典框架内定义了一个标准问题，使用来分析非耐用品的工具

方法同样可以用来估计耐用品。

将上述假设扩展到生命周期假说，仅考虑第 1 期的决策，效用函数可写为

$$u = v(q_1, q_2, \dots, q_L, S_1, S_2, \dots, S_L, A_L / p_L; \bar{q}_{01}, \bar{q}_{02}, \dots, \bar{q}_{0L})$$

这里 q_t 是在时间 t 非耐用品购买量的加总； L 是计划期限； A_L / p_L 是累积财富在第 L 期末的实际价值；它和 S_L 一起代表消费者的馈赠； \bar{q}_{0t} 表示第 t 期的闲暇，可以自由变化并把工资效率作为自变量求解需求。这里仅讨论时间限制为 $q_{0t} = \bar{q}_{0t}$ 的情形。由于逐期的预算约束具有以下形式

$$\begin{aligned} A_t &= A_{t-1}(1+r_t) + y_t - p_t q_t - v_t d_t \\ &= A_{t-1}(1+r_t) + y_t - p_t q_t - v_t [S_t - (1-\delta)S_{t-1}] \end{aligned}$$

由递推得到连接 A_0 和 A_L 的跨期预算约束，形式如下

$$\sum_{t=1}^L \rho_t p_t q_t + \sum_{t=1}^L \{\rho_t v_t^*\} S_t + \rho_L A_L = W_1$$

其中， $W_1 = v_1(1-\delta)S_0 + (1+\gamma_1)A_0 + \sum_1^L \rho_t y_t$ ，且 $v_t^* = v_t - v_{t+1}(1-\delta)/(1+\gamma_{t+1})$ 是耐用品使用

用成本。在预算约束下，第 1 期效用函数的最大化解为

$$\begin{aligned} q_1 &= g_1(W_1, \rho_1 p_1, \dots, \rho_L p_L, \rho_1 v_1^*, \dots, \rho_L v_L^*) \\ S_1 &= f_1(W_1, \rho_1 p_1, \dots, \rho_L p_L, \rho_1 v_1^*, \dots, \rho_L v_L^*) \end{aligned}$$

耐用品的购买量由以下方程给出

$$d_1 = f_1(W_1, \rho p, \rho v^*) - (1-\delta)S_0$$

这里 ρp 和 ρv^* 是长度为 L 的贴现价格向量和使用者成本向量。基于上述耐用品新增需求模型，本文拟构建中国乘用车新增需求的基本理论方程为

$$D_t = f(LW_t) - (1-\delta)S_{t-1}$$

其中， D 表示新增需求，具体度量指标采用销量， LW 表示广义的收入水平，具体度量指标采用第 2 节中构建的财富水平， S 表示存量水平， δ 表示折旧。然而，纵观已有的乘用车新增需求研究文献，存量水平对新增需求的影响或不显著或远低于收入的影响。因此，本文对理论模型进行改进，最终得到中国城镇居民乘用车新增需求模型如下

$$D_t = LW_t + \varepsilon_t。$$

4 基于财富水平的城镇居民乘用车新增需求实证分析

4.1 乘用车新增需求模型的结构突变检验

平稳性检验是经济时间序列研究需要解决的首要问题。由于许多时间序列数据经常受到多种常规的和突发性因素的影响,因此来自不同数据生成过程的非平稳变量的处理方法也截然不同。传统时间序列平稳性分析采用的单位根检验理论,主要针对的是趋势平稳的检验:当随机冲击只具有暂时效应,而变量的长期运动是由时间去世函数主导时称为趋势平稳;若时间序列本身含有单位根,但经过差分后能获得平稳则称为差分平稳(Nelson&Plosser, 1982; Phillips&Perron, 1988)。然而,当经济时间序列受到自然、经济或政治结构等突发事件影响,产生异常性的强烈波动时,则会具有结构突变特征(李子奈等, 2005; 周建等, 2009)。如果带有结构突变的趋势平稳经济时间序列被误认为是单位根过程,则将得出错误结论,此时,具有结构突变的单位跟检验会更加符合现实。Perron (1989)在 ADF 检验的基础上引入结构突变成分,其建立的相对完备的理论体系是结构突变研究的一个重要突破。其在实证研究中指出结构突变和一阶单整过程具有截然不同的经济含义:前者偶然发生的剧烈变化,而后者则是频繁的微小的随机变化累积。Christiano (1992)、Banerjee (1992)及 Zivot 和 Andrews (1992)采用内生检验方法,克服了 Perron 检验只能判断一个外生结构突变点的缺点。在内生结构突变检验的过程中,通过假定结构突变点未知,将所有数据样本中的所有点作为可能的突变点进行逐一排查检验,在进行单位根检验的同时推断突变点的准确位置。由于内生结构突变的单位根检验方法包含了全部数据样本,因而比较全面的反应了时间序列的完整特征,因此被广泛应用与目前的研究中。此后的学者进一步扩展到有两个结构突变点的情况,得到了十分有意义的结论(Lumsdaine&Papell, 1997; Lee&Strazicich, 2003; 2004)。

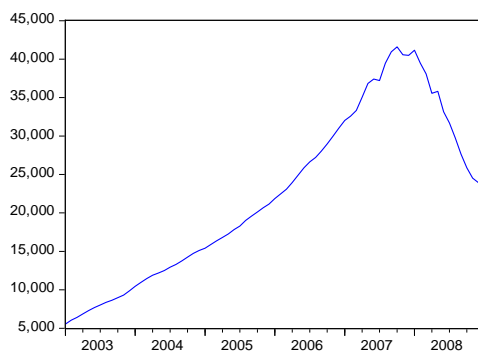


图5 中国城镇居民财富水平

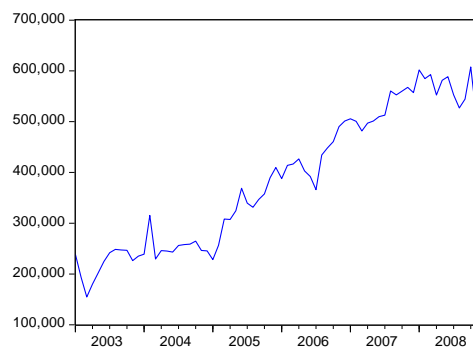


图6 乘用车销售量

对数据观察发现,中国城镇居民的财富水平在2007年末存在明显的剧烈变化(见图5),而乘用车购买量相对平稳(见图6)。在应用传统的ADF检验时,结果显示两个序列均服从I(1)过程;进一步对其进行协整检验时,Johansen的两种检验(Trace Test 和 Max-Eigen Test)均表明两者间不存在显著的协整关系。这种结论与我们通常看到的理论支持和实际情况并不相符。由于,传统的单位跟检验极可能会使趋势平稳的时间序列数据的分析结果产生偏误。鉴于此,进一步采用趋势平稳的结构突变检验。

为了防止先验结构突变点设定存在的主观性,本文将选用内生结构突变检验,力图准确搜寻乘用车市场的新增需求和城镇居民财富水平结构突变的时机。内生结构突变点检验主要通过检验过程确定结构突变的发生时机,王少平和李子奈(2003)详细介绍了时间序列数据内生结构突变的检验步骤。本文将依据王少平和李子奈(2003)的基本思路,同时借鉴张晓峒(2003)带有结构突变单位根检验程序,对乘用车市场新增需求和城镇居民财富水平序列

进行递归检验、滚动检验、均值变动循序检验和趋势变动循序检验，以判断两时间序列的内生结构突变点。

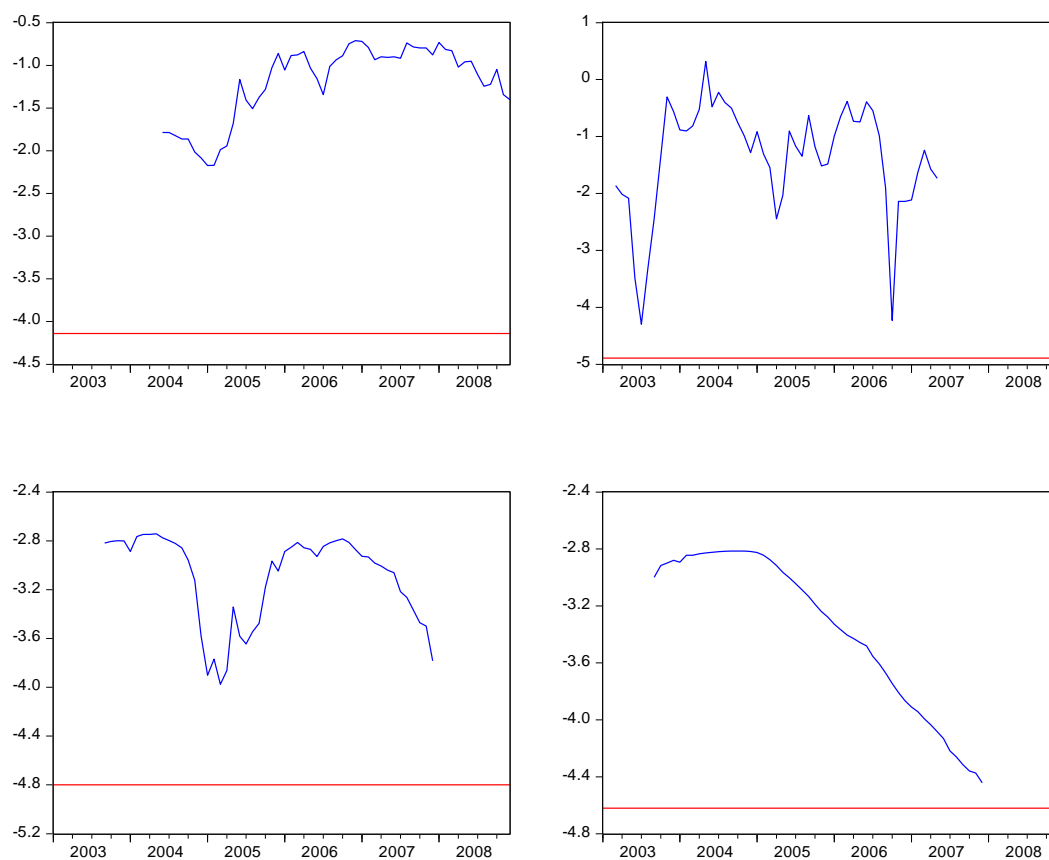


图7 中国乘用车新增需求的结构突变检验

图7给出了乘用车新增需求结构突变的四种检验结果。按由左到右、由上到下的顺序依次为，递归检验、滚动检验、均值变动的循序检验和趋势变动的循序检验结果。结果显示，无论是递归检验、滚动检验还是循序检验均未检验出乘用车新增需求的结构突变点，即样本的 ADF 统计量均高于 5% 的显著水平下的临界值，表明乘用车的购买不存在结构突变。结合之前的 ADF 检验结果，说明乘用车新增需求时间序列数据是一个一阶单整的趋势稳定过程。下面再对城镇居民财富水平进行带有结构突变的单位根检验。

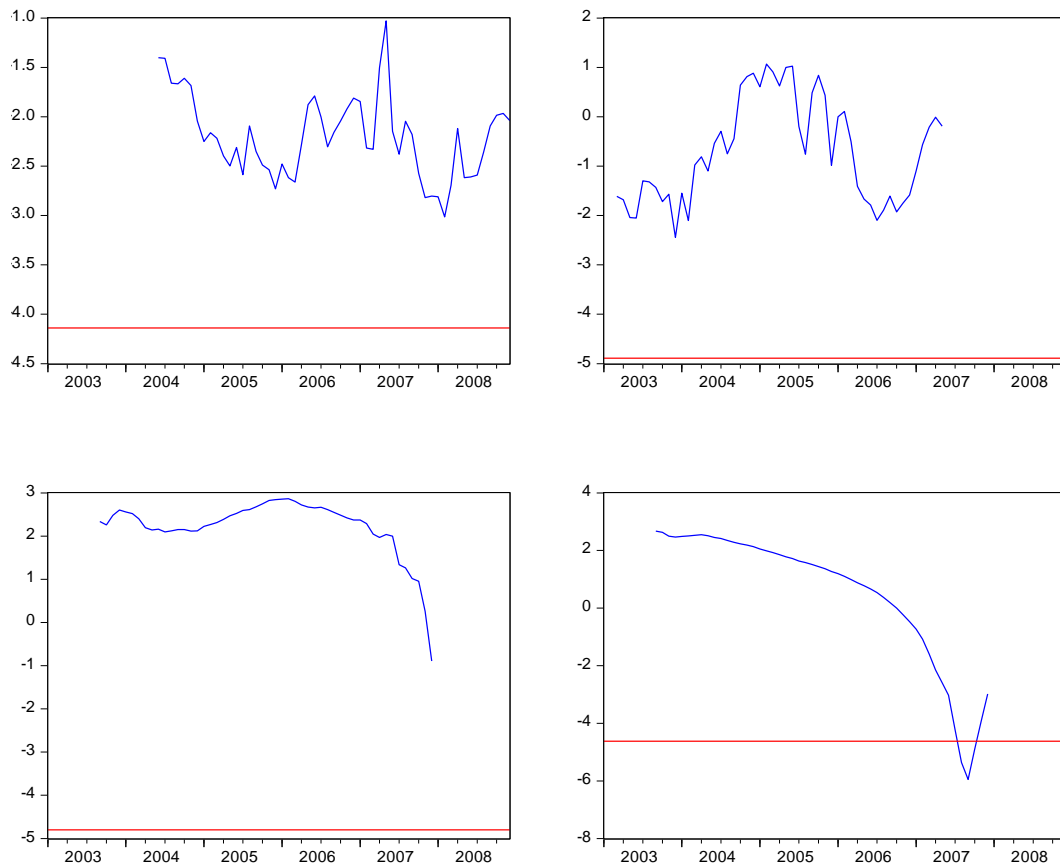


图 8 中国城镇居民财富水平的结构突变检验

图 8 显示了城镇居民财富水平的结构突变的单位根检验结果。结果表明，趋势变动的循序检验检验出财富水平存在结构突变点，即在 5% 显著水平下结构突变发生在 2007 年 10 月。其它三种检验未检验出结构突变点，即三种检验中样本的 ADF 统计量均高于 5% 的显著水平下的临界值。综上，中国城镇居民财富水平的结构突变发生在 2007 年 10 月。

4.2 乘用车新增需求的变结构协整分析

在经济计量学的研究中，当数据生成过程发生的结构变化，序列间的协整关系也很可能变化，或是从无协整关系变成有协整关系，从一种协整关系转换成另一种协整关系。由于两个变量之间不存在同期的结构突变，因此无法通过在 VAR 模型中引入带有结构突变的外生变量建立协变模型，对其进行协变模型研究（栾惠德、张晓峒，2007）。综合上述分析，本文更适合采用 Engle 和 Granger 的两步法对两者进行变结构的协整分析。

变结构突变模型实际上就是考虑协整向量的时变性来建立协整方程。根据已经测算到的结构突变点（2007 年 10 月），可以将时间序列数据化为两段，并引入如下的虚拟变量

$$d = \begin{cases} 0, & \text{其它} \\ 1, & \text{2007年10月-2008年12月} \end{cases}$$

Gregory 和 Hansen（1996）的研究指出，模型的结构变化可以考虑水平漂移（常数项变化）、水平与均值漂移（常数项和趋势项均变化）和状态开关型（常数和参数均变化）三种形式。由于无法判断之前测定的结构突变究竟是发生在常数项还是在斜率项，亦或二者兼有，

这里选用最复杂的状态开关模型，建立如下变结构的协整模型

$$D_t = \alpha_1 + \alpha_2 d + \beta_1 LW_t + \beta_2 (d \cdot LW_t) + u_t$$

根据上式，首先对模型进行 OLS 回归，有

$$D_t = 119354.6 + 162654.5d + 11.63 LW_t - 4.55(d \cdot LW_t) + u_t$$

(6.249) (3.747) (8.682) (-2.549)

其中，括号中值表示 t 检验统计量，调整 $R_2 = 0.91$ ， F 统计量为 243.6；残差序列的自相关表明在 5% 的水平上残差不具有相关性；残差序列亦通过平稳性的 ADF 检验。根据上述结果可判定两者之间存在变结构的协整关系，上式即为二者的变结构协整方程。

考虑结构突变后，从协整方程的估计结果来看，城镇居民的财富水平与乘用车需求存在协整关系。从长期看，城镇居民财富水平对乘用车购买的影响系数为 11.63，这表明了财富水平对居民乘用车购买行为的正向影响效应，与传统的理论假设和社会现状相符。再分析发生在 2007 年 10 月的结构突变。从协整方程的估计结果看， d 和 $d \cdot LW$ 对 D 的影响系数分别为 162654.5 和 -4.55，且在 5% 的水平下显著（ t 检验值分别为 3.747 和 -2.549），这一结果说明了 2007 年 10 月在财富水平上发生的结构突变从截距和斜率两方面影响了乘用车的购买行为。 d 的显著影响说明，除财富水平以外的其他因素对此次结构突变同样产生了影响，而 $d \cdot LW$ 呈现出的显著性影响则表明此次结构突变种财富水平确实起到了至关重要的作用。鉴于居民财富水平是基于中国特殊经济环境下的度量指标，从长期经济发展目标来看毕竟是暂时存在的，因此居民财富水平对乘用车购买行为的影响应该是不连续的和暂时的。

为了进一步更完善财富水平对乘用车购买的影响研究，下面建立结构突变情形下的误差修正模型，以期更好地考察两者间的短期动态作用关系。根据 E-G 两步法的基本思想，以及之前建立的结构突变协整方程及其残差序列，误差修正项可以表示为

$$ECM_t = D_t - 119354.6 - 162654.5d - 11.63LW_t + 4.55(d \cdot LW_t) + u_t$$

进一步可以得到误差修正模型的估计结果如下

$$\Delta D_t = -0.37ECM_{t-1} + 0.51\Delta LW_t + 4001.179$$

(-4.060) (0.498) (1.225)

其中，括号中值表示 t 检验统计量，调整 $R_2 = 0.23$ ， $D.W.$ 统计量为 2.17。在误差修正模型中，差分项反映了短期波动的影响。乘用车购买的短期变动可以分为两部分：一部分是短期财富水平波动的影响；另一部分是购买行为偏离长期均衡的影响。从系数估计值看，当购买行为的短期波动偏离长期均衡时，将以 (-0.38) 的调整力度将非均衡状态拉回到均衡状态；而短期财富水平的波动则不会对乘用车的购买行为产生显著影响。

综上所述，在不考虑结构突变的情形下，财富水平与乘用车购买并不存在协整关系；但变结构的协整分析却表明两者之间存在变结构的协整关系，且产生在斜率上的结构突变对乘用车的购买行为产生了负向影响；基于结构突变的误差修正模型估计结果进一步表明，在短期，财富水平的突然变化并不会对乘用车整体购买决策产生显著的负向影响。

5 结论

针对经济转型过程中伴随消费结构升级产生的典型耐用品消费急剧扩张的现状,本文以耐用品的新古典需求模型为基础,采用2003至2008年城镇居民可支配收入、储蓄、股票、债券和房产资产数据,构建和计算了样本区间内居民的财富水平指标,应用结构突变理论,研究了收入变迁过程中城镇居民的收入水平对以乘用车为例的耐用品消费行为演变的影响,得到如下结论。

首先,居民财富水平对耐用品市场新增需求具有毋庸置疑的长期拉动作用。尽管由于中国以及世界金融市场的不稳定性,变迁过程中的财富水平容易出现剧烈波动,但这种波动并不会影响中国耐用品市场持续增长的演化进程。金融危机过后,随着居民财富拥有状态的日趋平稳,2009年以乘用车为例的耐用品市场仍迎来了需求增长的新高峰。

其次,收入变迁过程中居民财富水平的突然剧烈变化对耐用品需求带来了重要冲击,但这种短暂的冲击效果并无法带来其长期影响带来的稳定增长。例如,尽管出现在2007年末居民财富水平的急转直下导致了乘用车销量的下滑,但当年以及下一年乘用车市场的整体需求却未因此而有所减少,仅是乘用车的新增需求增幅有所下降。

最后,立足于长期视角,变迁过程中财富水平波动的短期冲击效果不仅低且持续时间短暂。由于财富水平仅是转型时期中国居民收入特征的特殊表达,如果居民当期可支配收入水平提高到一定程度,财富水平的影响可能显著弱化。因而,财富水平的波动对以乘用车为例的典型耐用消费品市场短时负面影响不仅不连续,而且不显著(误差修正模型中短期冲击的影响系数结果并不显著)。同时,这种处于非均衡状态的短期波动将在其它因素共同的影响下迅速调整至均衡增长状态。

诚然,本文所提出的财富水平是对收入变迁过程中特殊时期收入水平的刻画,是转型时期财富水平和当期可支配收入水平共同提高过程中消费决策行为演变的一种体现。正因如此,其对耐用品消费行为演变的解释仍具有一定的局限性,而这种收入形态也很可能随着经济的发展和转型的深入不断转变缺乏更广义的说服力。鉴于此,寻找更具有一般特征的收入变迁规律,探讨其对中国居民消费行为和消费结构的影响,将成为笔者下一步的研究重点。

参考文献

- [1]Bandeem, R.A.. Automobile Consumption,1940—1950[J]. *Econometrica*, 1957, 25(2): 239-248.
- [2]Banerjee, A., Lumsdaine, R.L. and Stock, J.H.. Recursive and Sequential Tests of the Unit-root and Trend-break Hypothesis: Theory and International Evidence[J]. *Journal of Business and Economic Statistics*, 1992, 10:271-287.
- [3]Browning, T.R. and Ramasesh, R.V. A Survey of Activity Network-Based Process Models for Managing Product Development Projects[J]. *Production and Operations Management*, 2007, 16(2):217-240.
- [4]Chow G.C.. The Demand for Automobiles in the U.S.[J]. *Econometric*, 1956, 24(3): 338-353.
- [5]Christinao, L.J.. Searching for a Break in GNP[J]. *Journal Business and Economic Statistics*, 1992, 10:237-250.
- [6]Gregory, A.W. and Hansen, B.E.. Residual based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts[J]. *Journal of Econometrics*, 1996, 70(1):99-126.
- [7]Hall, R.E. and Mishkin, F.S.. The Sensitivity of Consumption to Transitory Income: Estimates from Panel

Data on Households[J]. *Econometrica*, 1982, 50:461-481.

[8]Lee, J. and Strazicich, M.C.. Minimum LM Unit Root Test with Two Structural Breaks[J]. *Review of Economics and Statistics*, 2003, 85:1082-1089.

[9]Lumsdaine, R.L. and Papell, D. Multiple Trend Breaks and the Unit Root Test[J]. *Review of Economics and Statistics*, 1997, 79:212-218.

[10]Nelson, C.R. And Plosser, C.I.. Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implication[J]. *Journal of Monetary Economics*, 1982, 10: 139-162.

[11]Perron P.. The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis[J]. *Econometrica*, 1989, 57(6):1361-1401.

[12]Roos, C.F. And Szeliski, V.. The Concept of Demand and Price Elasticity—The Dynamics of Automobile Demand[J]. *Journal of the American Statistical Association*, 1939, 34(208): 652-664.

[13]Suits, D.B.. The Demand of New Automobiles in the United States 1929—1956[J]. *The Review of Economics and Statistics*, 1958, 40(3): 273-280.

[14]Zivot, E. and Andrews, D.. Further Evidence on the Great Crash, the Oil-price Shock and the Unit-root Hypothesis[J]. *Journal of Business and Economic Statistics*, 1992, 10:251-270.

[15]李爱华, 成思危. 城镇居民住房购买力研究[J]. *管理科学学报*, 2006, 9 (5): 8-11.

[16]李子奈, 周建. 宏观经济统计数据结构突变分析及其对中国的实证[J]. *经济研究*, 2005 (1): 15-26.

[17]栾惠德, 张晓峒. 协整还是协变: 来自中国进出口是时间序列的经验证据 (1950-2004) [J]. *南开经济研究*, 2007 (2): 140-152.

[18]樊潇彦, 袁志刚. 收入风险对居民耐用品消费的影响[J]. *经济研究*, 2007 (4): 124-136.

[19]孙巍, 王文成, 李何. 基于PI-LC理论的现阶段居民消费行为研究[J]. *中国软科学*, 2008 (10): 148-160.

[20]王少平, 李子奈. 结构突变与人民币汇率的经验分析[J]. *世界经济*, 2003 (8): 22-27.

[21]周建, 杨秀祯. 我国农村消费行为变迁及城乡联动机制研究[J]. *经济研究*, 2009 (1): 83-95.