

收入差距与内需不足: 消费需求的非线性特征

苏 鹏¹, 孙 巍²

(吉林大学 1. 商学院; 2. 数量经济研究中心, 长春 130012)

摘要: 本文选择 CHIP2007 城镇家庭调查数据, 通过门限回归模型验证并评估我国城镇居民消费需求的非线性特征, 对收入差距与内需不足的关联进行探讨, 结果表明: 我国城镇居民收入对消费需求具有双门限机制, 并呈现出低收入和高收入阶层消费倾向较高, 中等收入阶层消费倾向最低的“U”型非线性特征。因此, 收入差距可能不是我国现阶段内需不足的主要原因, 中等收入阶层的消费结构困境是症结所在。

关键词: 收入差距; 内需不足; 非线性特征; 门限回归

中图分类号: F126.1; F063.2

文献标识码: A

20 世纪 90 年代中后期以来, 我国消费率尤其是民间私人消费率持续走低, 呈现出有效需求不足的运行态势 (如图 1 所示), 最终消费率由 1990 年的 48.8% 下降到 2011 年的 35.4%, 剔除了政府消费后的同期民间消费率从 35.2% 减少到 21.8%; 国际金融危机、欧债危机等对我国出口贸易的冲击, 使得内需不足问题进一步凸显, 并已经成为制约我国经济发展及其转型的主要瓶颈。目前, 我国经济在经历了长时间的快速增长后已步入了调整转型期, “依赖投资和出口、轻视消费”发展模式的局限性, 经济结构失衡、产能过剩等所引发的一系列后遗症, 让人们将目光聚集到如何扩大内需上来, “十二·五规划”更是把扩大内需提升到了国家经济发展的战略核心地位。

很多国内学者认为我国日益扩大的收入差距导致了内需不足。臧旭恒、张继海 (2005) 采用持久收入消费模型, 验证了收入差距与总消费间的负相关关系; 王小鲁 (2007)^[1] 通过对国家统计局有关收入消费数据的统计分析, 认为收入差距过大致使我国储蓄过度、消费不足; 通过 AIDS 消费系统模型, 王艳、范金 (2007)^[2] 从消费结构的

角度研究了收入差距对居民消费行为的影响, 发现收入差距对消费需求、尤其对耐用品消费具有一定的影响; 基于协整理论和误差修正模型, 程磊 (2011) 发现城镇基尼系数、农村基尼系数和城乡收入比均是消费率下降的 Granger 原因; 张屹山、陈默 (2012) 使用泰尔指数讨论了收入分配与扩大内需的关系, 认为收入差距的拉大是阻碍我国扩大内需战略实施及经济增长方式转变的根本因素。

虽然学者们使用不同的计量模型或方法, 验证了我国收入差距与内需不足间的因果关系, 但认为收入差距的扩大会制约消费的观点, 其理论依据源于 Keynes (1936)^[3] 提出的绝对收入假说, 即著名的“边际消费倾向递减规律”——即高收入者的消费倾向要小于低收入者的消费倾向。目前, 多数研究均不加证明地将其作为前提使用, 但也有学者对该理论提出质疑。李军 (2003)^[4] 在对我国收入差距对消费影响的测算中, 发现我国高收入阶层目前的消费倾向依然较高, 收入差距扩大尚构不成内需不足的主因; 在使用分位数回归对我国居民收入和消费的实证研究中, 陈建宝等 (2009) 也指出消费倾向总是随收入增加而减小的

收稿日期: 2013-05-05

作者简介: 苏鹏 (1985-), 男, 河南安阳人, 吉林大学商学院博士研究生, 研究方向: 微观经济计量、消费经济; 孙巍 (1963-), 男, 吉林人, 吉林大学数量经济研究中心教授, 博士生导师, 研究方向: 微观经济计量。

基金项目: 教育部人文社会科学重点研究基地重大项目, 项目编号: 10JJD790032; 吉林省科技厅软科学项目, 项目编号: 20110616。

直观感觉并不可靠。

基于对收入差距与内需不足问题的已有研究, 本文选择使用 CHIP2007 城镇家庭调查数据, 采用

门限回归模型检验我国城镇居民消费需求的非线性特征, 并进一步讨论收入差距与内需不足之间的关联性。

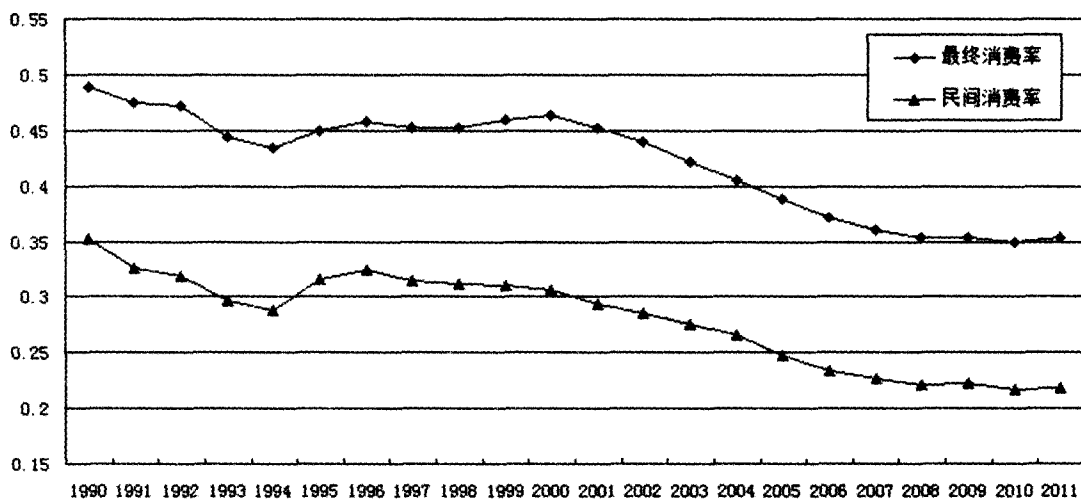


图1 1990-2011年我国消费率变动趋势

(注: 数据来源于中国社会科学院金融统计数据库, 消费率经计算所得)

二、消费需求非线性特征的验证方法

(一) 模型选择

以往的包含结构突变点的非线性模型, 其突变点的选取及其个数的确定主要依靠于人为经验的判断和选定, 这种人为因素的干扰必然会使对潜在突变结构的估计出现偏差。对于我国居民消费需求非线性特征的定量测度, 本文拟采用 Hansen (1999)^[5] 提出的门限回归模型 (Threshold Regression Model, TRM)。门限回归模型是以内生的方式, 从样本估计中分离出以门限变量为基础的两个或几个样本, 能够更为准确地捕捉自变量和因变量之间内在的非线性关系, 对二者间结构性突变的度量也更为可信。

(二) 单门限回归模型估计

对于样本 $\{y_i, x_i, q_i\}_{i=1}^n$, 门限变量 q_i 为连续标量, 而且也可可是自变量 x_i 本身。Hansen (2000)^[6] 给出的一般单门限模型形式如下:

$$y_i = \mu_i + \beta'_1 x_i I(q_i \leq \gamma) + \beta'_2 x_i I(q_i > \gamma) + e_i \quad (1)$$

其中 $I(\cdot)$ 为 Heaviside 示性函数, 当门限变量 $q_i \leq \gamma$ 时, $I(q_i \leq \gamma) = 1$, $I(q_i > \gamma) = 0$, 则 $y_i = \mu_i + \beta'_1 x_i + e_i$, 反之亦然。

(1) 式可进一步改写为以下紧凑的形式:

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

其中 $x_i(\gamma) = (x_i I(q_i \leq \gamma) \quad x_i I(q_i > \gamma))'$, β

$= (\beta'_1 \quad \beta'_2)'$ 。对任意给定的 γ , 通过最小二乘估计 (OLS) 便可得到 (2) 的待估参数 β 的估计值:

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

其对应的残差平方和记为 $S_1(\gamma)$, 由此可见门限回归模型的关键在于如何确定门限值 γ 。Chan (1993)^[7] 和 Hansen (1999)^[5] 建议把门限变量 q_i 的每一个取值作为门限值, 分别对 (1) 或者 (2) 式进行 OLS 估计, 认为其中使得残差平方和 $S_1(q_i)$ 最小的 q_i 变为真实门限值 γ 的估计值, 即:

$$\hat{\gamma} = \arg \min_{q_i} S_1(q_i) \quad (4)$$

得到 $\hat{\gamma}$ 之后, 通过 (3) 式估计得到模型 (2) 的系数估计值 $\hat{\beta} = \hat{\beta}(\hat{\gamma})$, 残差方差 σ_1^2 可用残差平方和除以其自由度来估计, 即:

$$\hat{\sigma}_1^2 = \frac{S_1(\hat{\gamma})}{(n - k - 1)} \quad (5)$$

其中 k 为包含 x_i 在内的模型中的自变量个数, 残差序列自由度为 $(n - k - 1)$ 的原因, 是 OLS 估计中对残差序列施加了 $(k + 1)$ 个约束。

(三) 模型可信性检验

得到门限估计值后, 为确保模型的可信性, 还需验证以下两个问题: 一是门限效应的显著性检验和门限个数的确定; 二是门限估计值的一致性检验, 验证在大样本下 γ 是否为真实值 γ_0 。通过这两个问题的相关性检验, 模型才可用于后续收入分布和内需不足问题的讨论。所以, 对于单门限

效应的检验, 使用 Hansen (1996^[8], 1999^[5]) 的 LR 统计量:

$$LR_1 = \frac{(S_0 - S_1)}{\hat{\sigma}_1^2} \quad (6)$$

假设检验为 $H_0: \beta'_1 = \beta'_2$, $H_1: \beta'_1 \neq \beta'_2$, S_0 表示不存在门限情况下的残差平方和。在初始假设 H_0 成立的情况下, 该检验分布不是标准的, 门限值 γ 并未参与回归, 是不可识别的。Hansen (1996)^[8] 使用在 H_0 假设下回归得到残差 $\{\hat{e}_i\}_{i=1}^n$, 通过多次自举法 (Bootstrap) 计算似然比统计量 (6) 的模拟值, 而后计算其大于临界值的概率 p 值, 如果该值小于给定的显著水平, 便拒绝 H_0 不存在门限效应的初始假设。

对于门限个数的确定, 可重复使用上述检验方法, 检验第二个门限值的显著性。此时 LR 统计量为 $LR_2 = \frac{(S_1 - S_2)}{\hat{\sigma}_2^2}$, 初始假设 H_0 : 有一个门限值, 备选假设 H_1 : 有两个门限值, 其中 S_2 和 $\hat{\sigma}_2^2$ 分别是双门限回归模型:

$$y_i = \mu_i + \beta'_1 x_i I(q_i \leq \gamma_1) + \beta'_2 x_i I(\gamma_1 < q_i \leq \gamma_2) + \beta'_3 x_i I(q_i > \gamma_2) + e_i \quad (7)$$

的残差平方和与残差方差估计值。依次可检验三门限、四门限模型等等, 直至不再显著, 进而可知模型最终的门限个数。

对于门限估计值的一致性检验, Hansen (2000)^[6] 认为最好的方式是通过构造“不拒绝区间”, 构造门限估计值的渐进可信区间。在初始假设 $H_0: \gamma = \gamma_0$ 下, 似然比统计量为:

$$LR_1^*(\gamma) = \frac{(S_1(\gamma) - S_1(\hat{\gamma}))}{\hat{\sigma}_1^2}$$

Hansen 证明了对于给定的显著水平 α , 当 $LR_1^*(\gamma) \leq -2\ln(1 - \sqrt{1 - \alpha})$ 时接受初始假设, 求解不等式便得到其渐进“不拒绝区间”。

(四) 数据说明及回归方程设计

本文数据主要使用中国收入分配研究院“中国家庭收入调查项目”(China Household Income Projects) 2007 年城镇家庭调查的数据, 以下简称“CHIP2007”。该项数据包括我国上海、江苏、浙江、广东、河南、湖北、安徽、四川和重庆共 9 省市 5 000 多户家庭的收入、消费及有关家庭基本信息。在剔除掉少量存有信息缺失的家庭后, 本文最终筛选出满足研究需求的家庭共 5 000 户。相关价格指标使用中经网 (<http://db.cei.gov.cn/>) 综合年度数据库中 2007 年对应省份的价格指数数据, 以“全国=100”进行折算。

随着我国金融市场的逐渐完善, 财产性收入对家庭消费的影响日益显著, 同时考虑到不同收入群体对于价格的敏感性是不同的, 本文把财产性收入比例和价格指数视为解释变量。模型采用指标包括家庭消费性支出 (exp)、家庭总收入 ($hinc$) 和财产性收入比例 ($incK$)、价格指数 (p), 以及一些家庭特征的控制变量: 省份 ($prov$)、户主年龄 (age)、家庭是否发生重大事件 (d)、住宅位置 (h)。其中重大事件包括结婚、子女出生、找到好工作、离婚或分居、生大病或意外伤害、家人去世、家里盖房或买房, 住宅位置分为主城区、城乡结合区、镇中心、镇乡结合区和特殊区域五类, 单门限模型设计如下:

$$\ln(exp_i) = \alpha + \beta'_1 x_i I(hinc_i \leq \gamma) + \beta'_2 x_i I(hinc_i > \gamma) + \theta' Family_i + e_i \quad (8)$$

其中门限变量为 $hinc_i$, $x_i = (\ln(hinc_i) \quad incK_i \quad p_i)'$, $\beta_1 = (\beta_1^1 \quad \beta_1^2 \quad \beta_1^3)'$, $\beta_2 = (\beta_2^1 \quad \beta_2^2 \quad \beta_2^3)'$, 控制变量 $Family_i$ 主要为表征省份、重大事件、住宅位置等信息的一系列“0-1 虚拟变量”。此外, 包含连续变量户主年龄, 用 $\ln(age)$ 度量, $Family_i$ 项具体参与回归形式不再累述。双门限模型回归方程中增加一个示性函数, 如 (7) 所示, 依次类推。

三、收入-消费非线性作用机制的估计结果

(一) 门限值的估计

本文样本容量较大, 对门限变量家庭年收入每一个值带入 (8) 进行估计选择门限值工作量很大。考虑到处于相同收入阶层的家庭消费行为相似, 把能反映整个收入分布的特定分位数带入估计 γ , 本文考察 $\{2.5\%, 5\%, 7.5\%, \dots, 97.5\%\}$ 共 39 个分位点, 循环引入 (8) 式各分位点残差平方和分布曲线如图 2 所示。由图 2 可得以下结论: (1) 曲线 S1 完全处于 S0 线下方, 证明单门限模型较无门限模型对我国居民消费需求拟合得更好, 可初步判断居民消费需求非线性特征的存在性; (2) 单门限值 γ_1 的估计值为处于 60% 分位点处的收入值, 即 $\hat{\gamma}_1 = 52\,800$ (元), 其对应的残差平方和 $S_1(\hat{\gamma}_1) = 845.93$; (3) 很可能存在其他门限, 而且下一个门限值很有可能位于 γ_1 的左边, 因为 S1 曲线存在两个连续极小值, 下一个为 27.5% (残差平方和为 846.54) 分位点。

对于第二个门限值, 当 $\gamma_2 < \hat{\gamma}_1$ 时, 双门限回归方程可设为:

$$\ln(exp_i) = \alpha + \beta'_1 x_i I(hinc_i \leq \gamma_2) + \beta'_2 x_i I(\gamma_2 <$$

$$hinc \leq \hat{\gamma}_1) + \beta_3 x_i I(hinc > \hat{\gamma}_1) + \theta' Family_i + e_i \quad (9)$$

当 $\gamma_2 > \hat{\gamma}_1$ 时相类似, 门限 1 和门限 2 互换位置即可。将 39 个分位点循环代入估计得到残差平方和分布, 结果如图 3。图 3 可看出: (1) 分布曲线 S2 处于直线 S1 下方, 双门限模型拟合效果更

佳; (2) 第二个门限值为 27.5% 分位点处的收入值, 即 $\hat{\gamma}_2 = 30\,337.7$ (元), 其残差平方和 $S_2(\hat{\gamma}_2) = 843.56$; (3) 曲线 S2 仅有一个显著连续极值点, 不存在其他门限值。

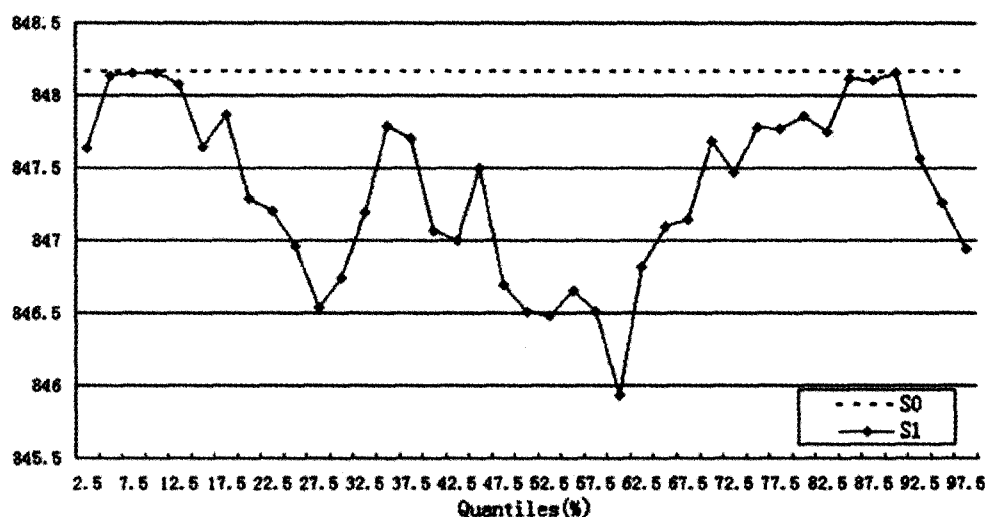


图2 单门限估计残差平方和分布曲线

(注: 直线 S0 是无门限残差平方和估计值, 曲线 S1 是单门限残差平方和分布)

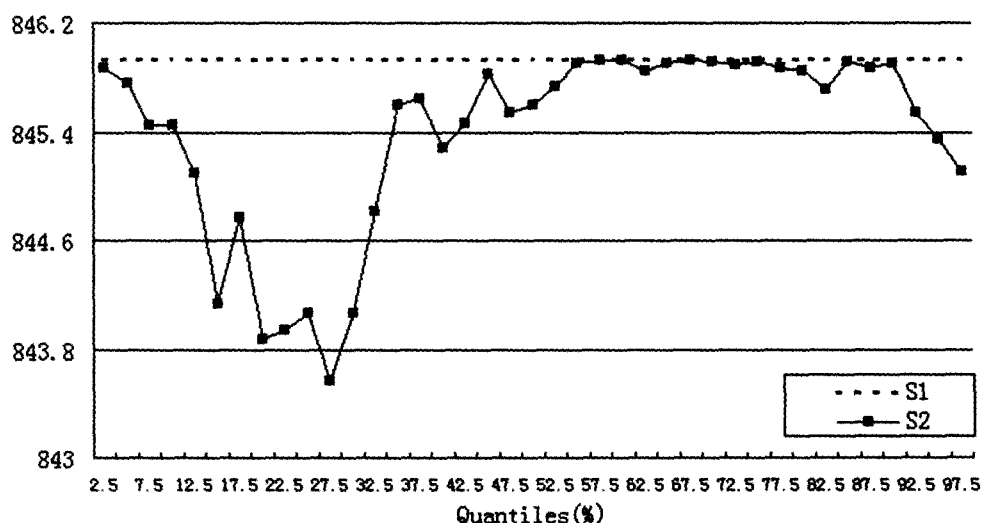


图3 双门限估计残差平方和分布曲线

(注: 直线 S1 是单门限残差平方和估计值, 曲线 S2 是单门限给定情况下双门限残差平方和分布)

综上所述可知我国城镇居民收入-消费存在非线性的作用机制, 且收入对消费具有非线性双门限效应。对 CHIP2007 城镇调查数据的拟合结果, 显示门限区间为 $(0, 30\,337.7]$ 、 $(30\,337.7, 52\,800]$ 和 $(52\,800, +\infty)$, 在接下来的估计中分别称之为“低收入组”、“中等收入组”和“高收入组”, 各收入组主要变量的描述性统计如表 1 所示。

(二) 收入-消费的非线性双门限机制可靠性检验及估计结果

首先, 依次给出门限效应的显著性检验、渐近置信区间等模型可靠性检验结果; 其次, 在确定模型形式基础上进行异方差性检验, 给出模型的估计结果。由表 2 的检验结果可判断: (1) 对于门限估计值 52 800 (元) 和 30 337.7 (元), 两个门限显著性检验的统计量分别为 13.14 和 13.98。由

自举法模拟1 000次计算得到的拒绝原假设的概率均小于1%，可知两个门限效应均很显著。(2) 估计值均位于置信区间内，置信区间内的估计值均满足 $LR_1^*(\gamma) \leq 7.35$ (95%的临界值)，故接受门

限估计值为真实门限一致估计量的初试假设。由此可知收入和消费间的非线性双门限模型是可靠的，由其估计结果进一步讨论收入差距和内需不足的关联性是合理的。

表 1 CHIP2007 数据各收入组主要变量的描述性统计

	区间	样本数	指标	消费	收入	财产性收入比
低收入组	(0,30 337.7]	1 375	均值	17 178.66	21 460.58	0.014
			标准差	8 921.03	6 525.44	0.073
中等收入组	(30 337.7,52800]	1 629	均值	27 654.63	41 196.44	0.019
			标准差	12 910.54	6 441.31	0.083
高收入组	(52 800,+)	1 996	均值	51 569.22	96 470.58	0.032
			标准差	35 009.58	60 073.97	0.105

表 2 模型可信性检验结果

	估计值	95% 置信区间	门限效应检验		LR 值	临界 p 值(1 000 次)
γ_1	52 800	[43 200, 60 000]	H_0 : 无门限	H_1 : 一个门限	13.14	0.003
γ_2	30 337.7	[23 979.8, 32 285.6]	H_0 : 一个门限	H_1 : 两个门限	13.98	0.005

由于本文使用的是大样本横截面数据，估计前需进行异方差性检验，模型的 White 异方差检验结果如表 3 所示。异方差检验结果显示 P 值等于 0.0000，故拒绝同方差的原假设，认为存在异方差。对于异方差的处理，陈强 (2010)^[9] 比较了常用的一些处理方式，认为在大样本下采用“OLS + 稳健标准差”的估计方式，可以保证回归系数和标准差估计的一致性。估计的大样本一致性正是

本文所看重的，故模型将采用“OLS + 稳健标准差”的估计方法，估计结果见表 4。

表 3 White 异方差检验结果

假设检验		Chi2 值	P
H_0 : 不存在异方差	H_1 : 存在异方差	533.99	0.0000

表 4 双门限模型参数的估计结果

变 量	组别	估计值	OLS 标准差	稳健标准差	t 值(稳健)
收入	低	0.575 (***)	0.028	0.034	16.88
	中	0.525 (***)	0.059	0.056	9.41
	高	0.566 (***)	0.023	0.039	14.59
财产性收入比例	低	0.0011	0.0015	0.0015	0.82
	中	0.0014	0.0012	0.0011	1.24
	高	0.0023 (**)	0.0009	0.0011	2.13
物价	低	-0.073 (***)	0.0162	0.0158	-4.60
	中	-0.067 (***)	0.0164	0.0160	-4.18
	高	-0.071 (***)	0.0161	0.0162	-4.37
常数项		11.674 (***)	1.629	1.616	7.22

注：***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平下显著。

四、收入差距与内需不足的讨论

(一) 双门限模型估计结果分析

由表4对消费需求非线性特征的双门限估计结果,可知2007年我国城镇居民整体的消费倾向还是比较高的,与同期的日本最终居民消费率0.573(中经网数据计算得到)相当;在1%显著水平下,各收入组的收入对消费支出的影响均显著,但不同收入组的消费倾向明显不同,低收入组的0.575最高,高收入组的0.566次之,中等收入组消费倾向最低为0.525,我国城镇居民消费需求随收入由低到高呈现“U”型的非线性特征。由此说明我国城镇居民的消费需求相对于收入确实存在非线性特征,但并不满足“边际消费倾向递减”的假设,这说明我国高收入家庭的消费倾向还是较高的,反而中等收入消费热情并不高。另外,财产性收入对高收入家庭来说会略微地增强其消费倾向,但对中低收入家庭并不产生显著影响。另一个对消费影响显著的因素是价格或通胀,中等收入组的消费稳定性最高,高、低收入组对价格敏感性相对

较高,稳定性相对较差,这表明中等收入家庭消费较为谨慎,不会随价格的涨落盲目改变自己的消费支出计划。

(二) 探讨非线性特征下内需不足的成因

通过双门限估计结果的分析,发现收入对我国城镇居民消费需求呈非线性“U”型特征。从整体社会福利的角度考虑,高收入家庭消费的效用低于低收入家庭,收入差距的扩大会降低社会整体福利效用。因此,若单从消费需求的角度考虑,收入差距可能并不是现阶段我国内需不足的主要原因。另外,与邻国日本同期消费率对比,我国城镇居民高低收入组的消费倾向基本与其处于同一水准,而中等收入阶层却明显存在约5%的需求不足。因此,有理由认为中等收入家庭的消费需求不强是我国现阶段内需不足的关键,中等收入消费需求不足必然与其现阶段所处的消费阶段有关。考虑到消费的“攀比效应”,可以拿中等收入的消费支出数据和高收入阶层进行比较,具体见表5对CHIP2007数据的中、高收入组消费结构的统计结果。

表5 CHIP2007 中、高收入组消费结构统计结果比较(%)

	食品	衣着	居住	家设	医保	交通通信	文教	其他
中等收入组	0.474	0.098	0.084	0.057	0.078	0.074	0.098	0.036
高收入组	0.418	0.109	0.091	0.065	0.064	0.100	0.110	0.043

食品和医疗为基础性消费,家庭设备和交通通信涉及家电、汽车等耐用品消费,表征基础消费外的第二级消费,考虑到住房消费的现阶段特征于后者更为相似,把居住也归为第二级,文教娱乐和其他服务消费代表更高一级的消费。由表5的统计结果可知中等收入阶层与高收入阶层相比,其食品、医疗等基础性消费对其需求制约仍较大,约占其60%的支出,其余的6项消费高收入支出比例均高于中等收入,均是中等收入阶层未来潜在消费对象,消费结构级别一般由低到高演变,可判断现阶段中等阶层正处于耐用品消费阶段。一方面,跨越住房、汽车及高档家庭设备的消费阶段本身需要的时间较长;另一方面,现阶段物价、尤其是房价的快速增长,使中等收入阶层陷于耐用品消费阶段的困境,难以实现消费结构进一步升级,导致其消费热情减退,进而形成消费需求的“U”型非线性特征。该特征长时间存在产生累积效应,进而致使内需不足的形成。所以,在我国消费需求的非线性“U”型特征下,一味强调低收入群体的

增收只会使更多人陷入到这种消费结构的困境,致使消费率进一步走低。

五、结论

1. 对于消费需求非线性特征的检验和度量,CHIP2007数据的结果显示我国城镇居民消费需求确实存在双门限的非线性特征,门限值分别为30 337.7元和52 800元,进一步的检验结果表明这一双门限模型是稳健可靠的,可用作分析收入差距和内需不足的讨论。

2. 双门限模型的“OLS+稳健标准差”的估计结果,显示由门限值划分的不同收入组的消费倾向明显不同,低收入组的0.575最高,高收入组的0.566次之,中等收入组消费倾向最低为0.525,我国城镇居民消费需求随收入由低到高呈现“U”型的非线性特征。

3. 在本文的需求非线性特征下,单从需求的角度考虑,我国现阶段的收入差距不足以解释收入差距是内需不足的主要原因。通过对CHIP2007

数据的中、高收入组的消费结构数据对比,发现我国中等收入阶层所面临的以耐用消费品为主的消费结构困境,可能是内需不足的主要症结所在。

基于上述结论,关于收入分配制度改革方面,除了在扩大内需过程中关注低收入群体外,在保证公平的前提下也要着重确保中等收入阶层收入的稳定增长,同时控制物价、尤其是房价等耐用品价格的膨胀,保障其实际消费购买力的增长,助其突破现有消费结构困境,形成以中等收入阶层消费为主导的需求模式,实现居民消费的稳定持久增长,旨在完成我国经济增长方式由投资到消费拉动的转变。

参考文献:

- [1] 王小鲁. 收入差距过大: 储蓄过度消费不足的内在原因[J]. 开放导报, 2007(5): 34-36.
- [2] 王艳, 范金. 收入差距与中国城镇居民消费行为的实证研究[J]. 管理工程学报, 2007, 21(1): 6-11.
- [3] Keynes J M. The General Theory of Employment, Inter-

est and Money[M]. New York, 1936.

- [4] 李军. 收入差距对消费需求影响的定量分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2003(9): 5-11.
- [5] Hansen B E. Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference[J]. Journal of econometrics, 1999, 93(2): 345-368.
- [6] Hansen B E. Sample splitting and threshold estimation[J]. Econometrica, 2000, 68(3): 575-603.
- [7] Chan K S. Consistency and limiting distribution of the least squares estimator of a threshold autoregressive model[J]. The annals of statistics, 1993, 21(1): 520-533.
- [8] Hansen B E. Inference when a nuisance parameter is not identified under the null hypothesis[J]. Econometrica: Journal of the Econometric Society, 1996: 413-430.
- [9] 陈强, 高级计量经济学及 Stata 应用[M]. 北京: 高等教育出版社, 2010: 80-83.

Income Inequality and Insufficient Domestic Demand: Nonlinear Feature of Consumer Demand

SU Peng¹, SUN Wei²

(1. Business School of Jilin University, Changchun 130012, China;

2. Center for Quantitative Economics of Jilin University, Changchun 130012, China)

Abstract: Using urban households survey data of CHIP2007, the paper verified the nonlinear feature of China's urban residents' consumer demand by the threshold regression model, and discussed the question that if income inequality causes the insufficient domestic demand. The results show that China's urban residents' income has dual threshold mechanism on consumer demand, and shows an "U" shaped nonlinear characteristic; low-income and high-income strata show a higher propensity to consumption, and the middle-income group has a lower propensity to consumption. Therefore, the income inequality may not be the main reason for the insufficient domestic demand at this stage, while the consumption structure plight of the middle-income group is likely to be the crux of the matter.

Key words: income inequality; insufficient domestic demand; nonlinear feature; threshold regression

(责任编辑: 关立新)