

# 中国居民消费信贷 行为路径的供给侧影响研究

□张艾莲 □李萍 □刘柏

(吉林大学 商学院,吉林 长春 130012)

2016年作为供给侧改革的第一年,供给侧改革需要需求侧的对应和提升,从而构成新的经济增长点。国家“十三五”规划提出了“发挥消费对增长的基础作用,着力扩大居民消费”。消费的增长依赖于消费信贷的拓展,因为消费信贷的行为特征决定居民采用信贷方式进行消费的规模。消费信贷行为的路径特征直接影响消费的形成和发展潜力。消费信贷行为有助于供给侧的实现,而供给侧变革和创新能够创造出新的消费产品和服务消费,拓展居民消费的选择范畴,从而扩大消费规模。经过检验,我国居民消费信贷行为具有长记忆性。这种长记忆性使得政府的相关调控措施对后续消费信贷的发展具有持续稳定的影响,并进一步传递到消费行为,从而影响经济的长期发展。并促进供给侧改革与消费信贷行为形成的消费水平相互推进。

**关键词:** 消费信贷; 行为路径; ARFIMA模型; 供给侧

**中图分类号:** F830 **文献标识码:** A **文章编号:** 1003—5656(2016)07—0017—08

对于经济增长而言,供给和需求是内在推动的双重动力。我国供给与需求的不匹配正成为经济发展面临的主要问题和障碍。因此,2015年11月10日,中央财经领导小组第十一次会议提出了“加强供给侧结构性改革”。2016年作为供给侧改革的第一年,投资、消费和净出口等因素仍然具备经济拉动作用,但是需要从供给侧的改革和效率的提高才能拓展发展空间,从而构成新的经济增长点。2016年同时作为“十三五”规划的首年,基于“十二五”规划中的“坚持扩大内需特别是消费需求的战略”提出了“发挥消费对增长的基础作用,着力扩大居民消费”的要求。可见,消费一直是经济发展的重点。

## 一、引言与文献综述

如何挖掘居民消费以实现供给侧改革和对经济的推动,首先就是探析促使消费产生和提升的动因。在西方传统消费理论中,凯恩斯(1936)<sup>[1]</sup>在《就业、利息和货币通论》中提出的绝对收入假说具有基石作用,该假说认为当期收入决定当期消费,消费和收入之间的函数关系较为稳定,平均消费倾向随着收入的增加出现递减趋势。但是,库兹涅茨(1941)<sup>[2]</sup>通过对美国个人消费与收入的实证研究发现,长期内平均消费倾向并未出现明显的递减趋势,成为了“库兹涅茨悖论”,而且提出了消费和收入非同期的预期。杜森贝里(1949)<sup>[3]</sup>认为居民消费水平受到自身过去消费行为和其他消费者消费水平的影响,由此导致消费与收入的比例在短期与长期内是相异的。弗里德曼(1957)<sup>[4]</sup>的持久收入假说则将居民收入

**基金项目:** 国家社会科学基金项目“人民币双边波动新常态下货币政策与汇率政策的冲突与协调研究”(15BJY156); 吉林大学哲学社会科学基金项目“人民币汇率市场化形成机制及制度模式研究”(2014QY058)

分为暂时收入和持久收入两种类型,同时强调持久收入是决定消费的关键性因素,这是消费者一生收入的期望值,因此可以借助于持久收入提升消费水平,从而突破当期收入的限制,亦即未来收入可以提前至当期使用。莫迪利安尼(1970)<sup>[6]</sup>的生命周期假说认为消费者为了实现整个生命周期的效用最大化,在不同阶段进行合理分配收入,在青年时期,消费水平通常超出收入水平;而在中年时期,收入水平高于消费水平;老年时期消费水平再次低于收入水平。因此,在青年时期,为了维持预期消费水平,通过借贷方式实现效用目标;而在老年时期,消费水平的维持依靠的是中年时期的储蓄。

上述的理论研究表明,消费水平的提升虽然取决于多种因素,但是收入是其中最为重要的决定因素。因为消费和储蓄是居民收入的两个组成部分,消费支出是居民从收入分割储蓄之后的部分。理论上虽然将收入作为关键影响要素,但是消费受到其和储蓄在收入中分配比例的影响。如果仅仅依赖当期收入,消费发展必然会受到收入水平的制约,只有将储蓄部分向消费部分转移,才能拓宽并推高消费水平的发展,因此缓解消费需求与资金短缺矛盾的消费信贷成为最有效的措施之一。消费信贷是居民消费行为的选择,通过将未来收入提前到当前进行消费,能够显著提升消费水平。早在1930年,费雪<sup>[6]</sup>的利息理论就认为,居民消费存在跨期行为,消费者根据自身偏好在当期和未来之间进行资源分配以实现效用最大化。当期消费不再仅仅取决于当期收入,这成为消费信贷产生发展的重要理论基础之一。

Chen Hao(2006)<sup>[7]</sup>通过对中国1985—1998年28个省份的分析得出,国有企业资金改贷和居民储蓄动员,使得金融中介有助于经济发展。Cheng Xiaoqing和Hans Degryse(2010)<sup>[8]</sup>针对的是中国1995—2003年的数据,探讨了银行和非银行金融机构对地方经济的影响,认为银行对经济增长的贡献比非银行金融机构更为明显。Brady(2011)<sup>[9]</sup>通过分类月度消费者信用数据检验表明,消费贷款的供给作用随着时间的推移而减弱。Banu(2013)<sup>[10]</sup>证明在缺乏信用的情况下,经济无法发展,而且GDP、公众信用和家庭信用之间存在相关性,尤其是家庭信用对GDP的贡献更为突出。Saten Kumar(2015)<sup>[11]</sup>研究表明,消费信贷的长期关系是非对称的,这与20世纪80年代个人贷款利率的结构断点有一定的关系。在我国消费信贷的研究方面,李炜(2004)<sup>[12]</sup>指出消费信贷在我国起步较晚,是因为居民消费习惯、信贷政策滞后以及收入不均衡等诸多因素的影响,而要突破这些瓶颈,就要加强信贷基础设施建设,建立信贷风险防范系统等。焦继军(2006)<sup>[13]</sup>指出可以从征信体系、保险、法律法规、数据库、抵押品五个方面完善消费信贷体系,促进我国消费信贷的健康发展。陈稚萍(2008)<sup>[14]</sup>则认为我国启动和发展消费信贷能有效拉动国内需求。臧旭恒等(2012)<sup>[15]</sup>利用2004—2009年中国省际面板数据对消费信贷与我国城镇居民消费行为的关系进行了实证检验。研究表明,城镇居民消费行为对收入变动和信贷条件变动同时呈现出“过度敏感性”,但信贷敏感性系数要远远小于收入敏感性系数。李燕桥等(2014)<sup>[16]</sup>利用2004—2011年我国各省城镇居民作为研究样本,运用动态面板GMM估计量对居民储蓄率决定因素的实证检验表明,消费信贷确实能在一定程度上抑制我国城镇居民的高储蓄率水平。

消费信贷的行为特征决定居民采用信贷方式进行消费的规模,也关系到政府对消费进行干预时采取措施的实施效果。事实上,消费信贷的发展受市场经济自身和政府宏观调控的双重影响,在不同时间点之间存在稳定的相关性,呈现一定的非线性态势,体现为长记忆性。这种长记忆性对于政府对消费的调控至关重要,使得政府的相关调控措施对后续消费信贷的发展具有持续稳定的影响,并进一步传递到消费行为,从而影响经济的长期发展。本文通过对居民消费信贷行为的长期刻画,有效甄别其对供给侧的影响路径。

## 二、中国经济发展动力与居民消费信贷行为路径

在一国市场经济的推进中,经济的可持续增长是一国始终秉持的发展目标,而且是国际竞争力的

重要基础。虽然经济发展是供给和需求层面的合力所致,但是供给的最终实现依赖于需求水平和规模。在需求层面,经济的稳定发展离不开投资、消费和净出口这三个推动力。自我国改革开放以来,1980年至2014年,投资、消费、净出口对经济增长的贡献率呈现较大的波动状态(见图1)。在这三个拉动因素中,净出口的贡献率波动幅度最大。净出口的贡献率曾出现超过50%的贡献率,但是在1985年、1993年和2009年等年份还出现了负贡献率,这几个年份阶段也是国际经济发生突变的时期,体现了净出口对国外贸易政策、政治稳定性等诸多因素的敏感度较高,在外部经济状况低迷尤其是金融危机波及下,会导致净出口下滑甚至出现严重衰退,由此导致对国内生产总值的拉动效果不稳定。相比较而言,投资的贡献率在进入20世纪90年代之后基本上处于较高水平,尤其是在2008年金融危机引致的世界经济不景气条件下,国内投资规模不断膨胀,带动贡献率出现了攀升。投资所形成的资本因素受国外经济形势的影响要低于净出口,由于其政策主导性较强,成为拉动我国经济增长的主要动力。但是历史上的数次经济危机昭示,投资规模过度会引致通货膨胀以及经济泡沫等问题,为经济的发展埋下隐患。我国资本投资贡献率虽然达到了预期目标,但是近几年拉动作用日益乏力,且过度投资容易造成产能过剩而引致泡沫。与投资 and 净出口相对比,消费的拉动效果持续性更为稳定,不仅对国外经济形势的敏感性低于净出口,而且泡沫促发性低于投资,因此对经济发展具有持久性影响。对于消费的经济拉动效果,我国消费贡献率虽然保持了较为稳定的趋势,但是在2000年左右到达高水平之后,贡献率反而出现了下降的趋势,整体而言低于投资的贡献率,这与发达国家的消费拉动主导型相比迥然不同,远低于美国等国家消费对国内生产总值的贡献率。

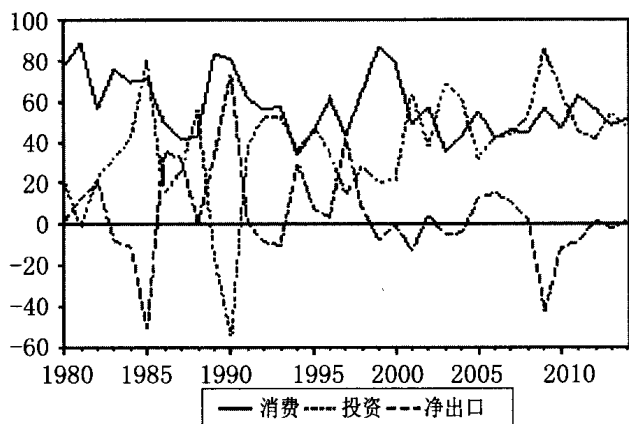


图1 1980—2014年消费、投资、净出口对我国经济增长的贡献率

注:数据来源于国家统计局《中国统计年鉴》。

由于2007年以来我国经济增长的速度有所减缓,需求拉动的效果出现了乏力,因此供给侧改革应运而生,这一改革策略解决了供需之间的错配问题。但是,供给侧方面的改革依然需要需求侧方面的对应和匹配,只有两项相结合,才能达到加倍的效果。现行的需求侧方面的主要拉动力是消费,无论是“十二五”规划还是“十三五”规划中都提出了坚持扩大消费需求战略。2015年12月份,我国社会消费品零售总额达到28635亿元,同比名义增长11.1%。固定资产投资完成额累计增长10%,而进出口总值同比增长下滑了4.1%,在投资和出口增长欠缺的条件下,消费成为需求侧的重中之重。因此,消费的发展变化关乎供给侧的实现和扩展,通过居民消费行为的发展路径能够寻求

供需匹配的时点和状态,从而推动供给侧发展和改革。

近些年,我国居民消费行为的主要改变是从当期收入决定消费向未来收入决定消费改变,亦即消费信贷行为的增加。自2007年1月至2015年12月,我国居民的消费信贷走势显示(见图2),消费信贷整体呈现了上升的趋势,2007年至2010年有较大的增幅,但是在2010年至2012年增速较为平缓,规模没有大的变化。其后,在“十二五”规划对消费推动下,近两年消费信贷增速有所加快,并出现新高位。2015年年末我国短期和长期消费贷款占各项贷款总额的比例大约为20%左右,而居民存款占各项存款的比例高达40%。高储蓄率反映了我国居民消费水平依然较低,储蓄存款的期限较长且稳定性强,可以作为银行稳定的资金来源运用到中长期的消费信贷业务,消费信贷在国内的发展具有稳定的资金来源和巨

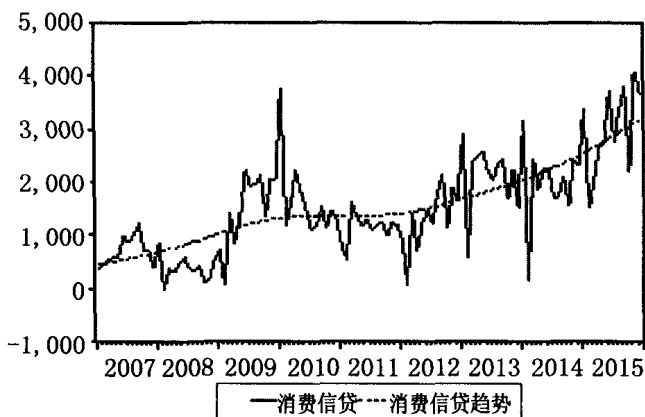


图2 2007—2015年消费信贷走势图

注:数据来源于中国人民银行网站。

大的发展空间,这为消费信贷的发展提供了前提基础。由此可见,我国消费信贷存在较大的发展空间,对经济的拉动潜力依然巨大。居民消费信贷行为的转变直接影响供给方面的实现。

事实上,对于一国而言,经济发展总规模在数量上的增长仅仅是一种表象的体现,经济发展质量上的提升才是一国可持续发展的最根本动因,这需要供给和需求双方面的时点配合和共同提高。由于投资易产生通货膨胀和净出口易受外界干扰等因素,通过宏观调控手段有效引导消费投向和推动消费规模,不仅能够实现扩大内需的目标,而且实现经济的持续平衡发展。

居民消费信贷行为是激励消费行为和引导消费的重要工具,因此其作用路径能够体现消费的潜力及其未来发展水平,以及对供给侧的拉动,因此需要对消费信贷行为进行刻画。

### 三、中国居民消费信贷供给路径的实证检验

和发达国家相比,我国居民消费信贷的发展历史较为短暂。但是,在发展过程中,这一消费行为已经体现出自有的发展特点和路径,这种行为特征是居民消费水平的决定因素,同时也是政策调控措施实施反应效果的判断基础。在居民消费信贷行为特征中,前后期消费行为的跨时影响尤为重要,这主要体现为消费行为的长记忆过程。

#### 1. 长记忆模型

如果消费信贷在不同时点存在长期稳定的相关性,则传统的度量方法如标准差就无效,因为标准差对时间序列的度量有效性的前提条件是序列随机无相关。而时间序列的重要特征之一就是长记忆,这是对时间序列进行度量的重要因素。当时间序列具有短期记忆性时,随着时间的推移,不同时点观察值之间的时间距离不断增大,前期观测值对后期观测值的影响衰减速度很快趋于零,通常表现为时间序列值之间的相关系数递减为零。而具有长记忆性的时间序列的表现不同于短期记忆,不同时间序列值之间的相关性衰减速度缓慢,并未体现出快速趋于零,序列表现为不平稳。对消费信贷长记忆的检验能够有效地甄别和辨识消费信贷行为路径,从而实施针对性的调控措施,以发挥供给侧的需求效应。

对于时间序列 $\{y_t\}$ ,如果序列自相关函数 $\rho_\tau = \frac{\gamma_\tau}{\gamma_0} = \frac{\text{Cov}(y_t, y_{t+\tau})}{\gamma_0}$ 满足 $\lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{\tau=1}^n |\rho_\tau| \rightarrow \infty$ ,其中, $\tau$ 为滞后阶数,则时间序列 $\{y_t\}$ 具有长记忆性。长记忆性说明时间序列在不同时点的观察值之间存在相关性,前期时间序列的表现直接影响后期变量的变化。

在度量时间序列长记忆性的方法中,早期的方法是Hurst指数,由英国水利学家Hurst(1951)<sup>[17]</sup>提出,主要用于测量尼罗河水库的最佳吞吐量。在Hurst指数的度量过程中,首先将时间序列划分为若干个分序列,假设序列个数为 $m$ ,每个序列长度为 $n$ ,每一时点的观察值为 $y_{k,l}$ ,其中, $k$ 为时点观测值在分序列中的长度,取值范围为 $k \in [1, n]$ ;  $l$ 为子序列的次序,取值范围为 $l \in [1, m]$ 。则各个分序列重标极差的平均值为:

$$(R/S)_n = \frac{1}{m} \sum_{l=1}^m \left( \frac{R_l}{S_l} \right) \quad (1)$$

其中,  $R_i$  表示特定分序列的极差, 计算方法为  $R_i = \max(y_{k,i}) - \min(y_{k,i})$ ;  $S_i$  表示分序列的标准差。由此可得序列的累积均值离差为  $y_{k,i} = \sum_{l=1}^k (y_{k,l} - \bar{y}_l)$ , 其中,  $\bar{y}_l$  是分序列的平均值。

Mandelbrot (1971)<sup>[18]</sup>证明  $(R/S)_n$  与序列长度  $n$  存在下述关系, 即

$$\log(R/S)_n = \alpha + H \log(n) \tag{2}$$

其中,  $H$  的估计值  $\hat{H}$  就是 Hurst 指数。通过 OLS 方法可以求得  $H$  值, 其取值范围处于区间  $[0, 1]$  内, 不同的  $H$  值体现了相异的时间序列特征。当  $H=0.5$  时, 时间序列是标准的布朗运动, 时间序列是相互独立且随机的,  $H$  值可以作为判别一个序列是否为随机序列的方法。当  $0 < H < 0.5$  时, 时间序列在时间上具有反相关性, 当前期的趋势是向下(向上)时, 则相邻的下一个时期, 系统的趋势很可能是向上(向下)的,  $H$  值与 0 的距离越接近, 序列的反向持续性强度越大。当  $0.5 < H < 1$  时, 序列表现出稳定的正向相关性, 序列后期的发展趋势与前期趋同, 历史事件会对现期及未来变动产生影响, 这种类型的时间序列就是长记忆过程。这种正向相关性的强度取决于  $H$  值与 1 之间的距离, 距离越小, 强度越大。当  $H=1$  时, 时间序列表现为完全正相关。Hurst 指数与分整参数估计量之间存在近似线性关系, 即

$$\hat{H} \approx \hat{d} + 0.5 \tag{3}$$

Granger 和 Joyeux (1980)<sup>[19]</sup>、Brockwell 和 Davis (1991)<sup>[20]</sup>将分数差分噪声模型与 ARMA 模型结合起来, 形成了分整自回归移动平均模型(简称 ARFIMA)。如果时间序列  $\{y_t\}$  是平稳且满足以下条件, 即  $(1-B)^d y_t = \Delta^d y_t = \alpha_t$ , 则称时间序列为 ARFIMA 模型, 其中白噪声序列  $\{\alpha_t\}$  满足  $E\alpha_t = 0, E\alpha_t^2 = \sigma^2 < \infty$ 。如果  $|d| < 0.5$ , 模型存在平稳解。

在 ARFIMA  $(p, d, q)$  模型中, 参数  $d$  的不同取值范围体现了序列的相异性质。当  $|d| \geq 0.5$  时, 时间序列  $\{y_t\}$  是非平稳过程而且方差是无限的。当  $|d| < 0.5$  时, 则分为三种情况: 当  $-0.5 < d < 0$  时, 序列  $\{y_t\}$  具有反向持续性; 当  $d=0$  时, ARFIMA  $(p, 0, q)$  模型即为 ARMA  $(p, q)$  模型, 序列  $\{y_t\}$  具有短期记忆性; 当  $0 < d < 0.5$  时, 时间序列的 ARFIMA 过程具有长期记忆性。

## 2. 居民消费信贷行为的稳定性检验

随着改革的推进, 我国居民消费信贷行为发生了本质性改变, 直接表象为规模的扩大, 也推动了近两年对经济的贡献率提升。本文针对 2007 年 1 月至 2015 年 12 月的我国居民消费信贷行为 (Consumer Credit, 简称为 CC) 进行分析。

首先, 对消费信贷时间序列进行季节调整。其次, 对消费信贷进行正态分布检验, 检验结果表明, 时间序列的偏度为 0.59, 这说明序列是右偏的; 峰值结果为 2.93, 说明序列是相对平坦; J-B 统计量为 6.2, 概率为 0.04, 说明消费信贷时间序列不是正态分布。因此, 需要对时间序列进行非线性分析。再次, 在对时间序列进行长记忆检验之前, 需要采用 ADF 检验和 KPSS 检验判断消费信贷时间序列的平稳性。由于传统的 DF 检验没有考虑误差项之间的序列相关问题, 因此 Said 和 Dickey (1984)<sup>[21]</sup>将范围扩展至 ARMA  $(p, q)$ , 体现了更为一般化的状态, 称为 Augmented Dickey-Fuller  $j$  检验。其原假设设定模型存在单位根, 在统计含义上, 无法拒绝原假设不等同于单位根的存在, 通常表示的是没有充足的证据拒绝单位根的存在。鉴于此, Kwiatkowski et al. (1992)<sup>[22]</sup>提出了原假设为稳态的检验方法。由于这两种检验方法的原理不同, 将二者结合起来检验结果更具备有效性, 同时可以区别出序列是否存在长记忆性特征。对时间序列消费信贷的 ADF 和 KPSS 检验结果如表 1 所示。

在 10% 的显著水平下, ADF 检验接受原假设, 说明消费信贷时间序列存在单位根, 为非平稳序列, 即非  $I(0)$  过程; 而 KPSS 检验值在 10% 的

表 1 消费信贷序列的单位根检验

检验类型	检验值	临界值
ADF	-1.09	-2.59
KPSS	0.92	0.34

显著水平下拒绝了原假设,即消费信贷非  $I(0)$  过程。从上述联合检验结果可知,我国消费信贷存在长记忆特性,即序列为分数单整  $(FI(d))$  过程。因此进一步对时间序列一阶差分进行单位根检验,检验结果如表2所示。检验结果表明,在10%的显著水平下,两种检验方法都证明时间序列是稳定性的。

表2 消费信贷序列一阶差分的单位根检验

检验类型	检验值	临界值
ADF	-9.61	-2.59
KPSS	0.11	0.34

### 3. 居民消费信贷行为的长记忆性检验

首先,计算消费信贷时间序列的Hurst指数以判断其长记忆性。计算消费信贷时间序列Hurst指数时,首要的是需要确定子序列的长度,根据Davies和Harte(1987)<sup>[23]</sup>提出的几何级数法划分子序列,即P-Hurst分组法。利用几何级数的方式能够使得分序列的长度逐渐减少。计算得出Hurst指数为0.95,  $R^2=0.99$ ,模型对序列模拟效果很好。当Hurst指数处于区间(0.5, 1)时,不同时点的序列观察值之间存在长期稳定的相关性,并且随着时间推移,这种稳定关系没有衰减,而是持续存在。并且,当指数越趋于0.5,序列的相关性越弱,近似于随机序列;当指数越趋近1时,序列的长期稳定关系越明显。消费信贷时间序列的Hurst指数结果表明序列存在稳定的长期相关性。根据方程式(3)可得分数单整参数估计值为  $\hat{d}=0.45$ ,这一数值位于区间(0, 0.5)内,说明消费信贷时间序列是长记忆过程。

首先,计算消费信贷时间序列的Hurst指数以判断其长记忆性。计算消费信贷时间序列Hurst指数时,首要的是需要确定子序列的长度,根据Davies和Harte(1987)<sup>[23]</sup>提出的几何级数法划分子序列,即P-Hurst分组法。利用几何级数的方式能够使得分序列的长度逐渐减少。计算得出Hurst指数为0.95,  $R^2=0.99$ ,模型对序列模拟效果很好。当Hurst指数处于区间(0.5, 1)时,不同时点的序列观察值之间存在长期稳定的相关性,并且随着时间推移,这种稳定关系没有衰减,而是持续存在。并且,当指数越趋于0.5,序列的相关性越弱,近似于随机序列;当指数越趋近1时,序列的长期稳定关系越明显。消费信贷时间序列的Hurst指数结果表明序列存在稳定的长期相关性。根据方程式(3)可得分数单整参数估计值为  $\hat{d}=0.45$ ,这一数值位于区间(0, 0.5)内,说明消费信贷时间序列是长记忆过程。

其次,采用ARFIMA模型判断消费信贷行为的长记忆性。在估计ARFIMA(p, d, q)模型中的参数d之前,需要对p和q进行确定阶数,这一过程等同于对模型ARMA(p, q)进行定阶。运用模型ARMA(p, q)对差分后的时间序列进行模拟,并根据消费信贷时间序列的偏相关系数和自相关系数的特征初步确定ARMA(p, q)模型的阶数,然后根据AIC和SC准则最小为最优的选择标准,对ARMA(p, q)模型进行甄选。表3是对ARMA(p, q)模型参数估计的结果,综合考量AIC和SC准则结果之后,最终确定采用ARMA(1, 2)模型。

表3 ARMA(p, q)模型参数估计结果

ARMA(p, q)模型								
	AR(1)	MA(1)	AR(2)	MA(2)	ARMA(1, 1)	ARMA(1, 2)	ARMA(2, 1)	ARMA(2, 2)
AIC	16.06	16.32	15.73	16.10	15.69	15.61	15.63	15.62
SC	16.11	16.37	15.80	16.18	15.77	15.71	15.73	15.75

在使用ARMA(p, q)模型对消费信贷时间序列进行模拟时,需要对数据进行差分处理,差分在一定程度上滤除了原序列的长

记忆性。运用ARFIMA(p, d, q)模型分析时间序列等同于对差分后的序列使用ARMA(p, q)模型的。不同的是,ARFIMA(p, d, q)涵盖了时间序列的长记忆性。根据ARMA(p, q)模型的定阶,可以得出  $p=1, q=2$ 。因此,对模型ARFIMA(1, d, 2)中的参数d进行估计,估计所采用的方法是最大似然法,得到  $d=0.3$ 。在分整中,当  $0 < d < 0.5$  时,消费信贷行为ARFIMA过程具有长记忆性。这验证了ADF和KPSS检验关于消费信贷是分整序列的结果,同时也证实了R/S分析中Hurst指数推导的分数整合参数估计量。

## 四、消费信贷行为的供给侧推动和政策启示

供给侧改革的推进和实现是建立在对需求侧的了解和掌握基础上,因为供给侧改革的目标就是为了满足需求,从而实现即时交易。因此对需求侧行为和发展路径的刻画有助于供给侧与之符合,并实现资源的最佳配置。

首先,在拉动经济的需求侧的投资、消费和净出口中,随着经济发展的不断推进,投资和净出口的拉动效应陷入了一定瓶颈。消费的潜在推动动力成为拉动经济增长的重要因素,可持续发展战略侧重经济发展质量和国民生活水平的提升,因此扩大内需政策成为“十三五规划”中的重要内容。改革开放

的推进不仅提升了经济水平,也改变了人们的思想观念和消费理念。当消费需求超越当期收入水平的限制时,消费信贷这一新型消费辅助行为通过为人们提供资金融通,扩大了消费范围和消费数量,并改善了生活水平。与此同时,消费信贷行为的发展提高了供给侧方面的消费品生产的升级换代速度,并推动了家电等耐用消费品的生产和销售规模,对于供给侧企业的市场规模和竞争实力都具有提升作用,从而刺激经济增长。进入到“十三五”时期,供给侧改革将是我国经济最为关键的要素之一,这同时需要需求侧的提升。2015年11月23日,国务院印发了《关于积极发挥新消费引领作用加快培育形成新供给新动力的指导意见》,主要部署消费升级来引领产业升级,并通过制度创新、技术创新、产品创新来增加新供给,满足创造新消费,形成新动力。消费信贷对社会消费资金具有明显的导向作用,并通过资金的流向变动对供给侧资金产生方向性改变。因此,在支出端要提升消费在GDP中的比重和贡献率,与之相对应的,在供给端是要推进消费品的生产和服务等产业的发展,并逐步增加其在GDP中的比重。

其次,Hurst指数和ARFIMA模型检验证实,中国居民的消费信贷行为是一个典型的长记忆过程,这意味着消费信贷行为即使相距较远的时期,依然存在较为稳定的相关性,过去的消费信贷行为对现时的消费信贷状况有影响,而且现时的消费信贷行为改变会作用于未来发展趋势。这种长记忆性体现了我国消费信贷行为具有持续性。因为我国依然秉持着勤俭节约的传统观念,这在一定程度上约束了消费支出,因此改变消费观念并增强消费意愿是增加消费行为的首要条件,因为消费信贷行为的长记忆性使得消费行为增加后具有长期持续性。应该通过网络、报纸等媒介对居民进行消费信贷和消费行为的理性引导,以挖掘居民的消费潜力。政府出台刺激消费的政策措施成为导向型的重要手段,商务部已经明确,2016年商务工作重点要抓好六个方面,其中“大力改善市场环境,充分挖掘消费增长潜力”是重点。并结合国务院2015年出台的《关于积极发挥新消费引领作用加快培育形成新供给新动力的指导意见》,在传统消费领域基础上,开拓新型消费领域,并给予扶持和宣传,从而形成持久消费能力。

最后,消费信贷行为的长记忆性说明消费信贷是非线性结构,政府部门如果仍然按照市场信息体现的线性关系进行调控将无法达到预期效果,甚至会引致相反的效应。首先,横向审时度势与纵向瞻前顾后需要同时兼顾。虽然消费信贷行为存在的长记忆特征能够强化刺激消费的信贷提升效应,但是推出措施时需对现时经济状况和延后作用进行审时甄别,以防止事前判断失误造成政策效果失效,甚至产生反向效果。居民的消费信贷行为具有记忆持续性,一旦形成,不会轻易改变,而外部措施的冲击只会随着时间的推移逐渐衰减。在扩大内需的政策导向下,消费信贷的规模将逐步扩大,政府在刺激消费方面应完善消费信贷条件或降低申请门槛,但是在措施实施的强度方面不但要针对时下的经济状况,而且要掌握过去相关措施的实施方向和作用力度。当过去实施的措施与现时所要采取的措施作用方向是同向的,则要适当降低现时政策的力度,以避免政策的叠加强化效果,产生副作用。其次,要掌控消费信贷政策措施力度,对未来形成合理预期。政府可以提升调控消费信贷市场的能力,引导消费信贷行为并形成合理预期,有效的措施能够刺激居民采用消费信贷抵补收入不足,而且这种冲击会经历长时期才会衰退消失,所以对消费信贷的调控要掌握实施时点和政策力度强度,避免信贷膨胀导致的经济泡沫和居民负债扩大。另一方面,可以适时阶段性推出小幅度的刺激消费信贷的措施,以保持消费信贷的持续增长。消费作为整个生产环节的终端,是生产的最终目的,刺激消费成为我国未来长时期的主要方向,放宽消费信贷政策成为鼓励消费的主要手段之一,所以,在采用消费信贷提升消费水平时,需要兼顾信贷政策的适用范围和强度,同时结合经济调控的多类型政策措施,以达到推动经济增长的目标。

居民消费信贷行为的发展直接影响我国消费水平和未来发展规模,并是实现供给侧改革的消费动力。供给侧的改革与消费信贷行为形成的消费水平相互推进,供给侧变革和创新能够创造出新的消费产品和服务消费,拓展居民消费的选择范畴,并增加了消费规模。另一方面,供给侧的改革要针对居民

的新型消费领域与传统消费领域的延展,以实现供给侧的有效供给。并且随着供给侧的不断创新和变革,突破消费攀升的供给瓶颈,解放消费潜能,推动消费的经济拉动力。

#### 参考文献:

- [1] KEYNES, J. The General Theory of Employment, Interest, and Money[M]. New York: Harcourt, Brace, Inc, 1936.
- [2] KUZNETS, SIMON. National Income and Its Composition, 1919-1938[C]. National Bureau of Economic Research, No. 40, 1941.
- [3] JAMES STEMBLEDUESEN BERRY. Income, Saving and the Theory of Consumer Behavior[M]. Harvard University Press, 1949.
- [4] FRIEDMAN, M. A Theory of the Consumption Function[M]. Princeton: Princeton University Press, 1957.
- [5] MODIGLIANI, FRANCO., The Life Cycle Hypothesis of Saving and Intercountry Differences in the Saving Ratio[C]. in Induction, Growth and Trade, Essays in Honor of Sir Roy Harrod. W. A. Elits, M. F. Scott, and J. N. Wolfe, eds. Oxford, 1970.
- [6] FISHER, I. The Theory of Interest[M]. Macmillan, New York, 1930.
- [7] HAO CHEN, Development of Financial Intermediation and Economic Growth: the Chinese Experience[J]. China Economic Review, 2006, 27(4): 347-362.
- [8] XIAOQIANG CHENG and HANS DEGRYSE. The Impact of Banks and Non-Bank Financial Institutions on Local Economic Growth in China[J]. Journal of Financial Services Research, 2010, 37(2-3): 179-199.
- [9] RYAN R. BRADY, Consumer Credit, Liquidity, and the Transmission Mechanism of Monetary Policy[J]. Economic Inquiry, 2011, (1): 246-263.
- [10] IOANAMĂDĂLINABANU, The Impact of Credit on Economic Growth in the Global Crisis Context[C]. International Economic Conference of Sibiu 2013 Post Crisis Economy: Challenges and Opportunities, IECS, 2013.
- [11] SATEN KUMAR, Is the US Consumer Credit as Asymmetric? [J]. Scottish Journal of Political Economy, 2016, 63(2): 194-215.
- [12] 李 炜. 我国消费信贷的发展现状和对策[J]. 经济经纬, 2004, (4): 133-135.
- [13] 焦继军. 消费信贷发展的制约因素及促进策略[J]. 经济问题, 2006, (11): 73-74.
- [14] 陈稚萍. 消费信贷与扩大需求[J]. 中国经济问题, 2008, (3): 47-51.
- [15] 臧旭恒, 李燕桥. 消费信贷、流动性约束与中国城镇居民消费行为——基于2004—2009年省际面板数据的经验分析[J]. 经济学动态, 2012, (2): 61-66.
- [16] 李燕桥, 刘明伟. 消费信贷降低中国居民储蓄率的效果验证[J]. 财经科学, 2014, (8): 49-48.
- [17] HURST, Long Term Storage Capacity of Reservoirs[J]. Transactions of the American Society of Civil Engineers, 1951, 116: 770-799.
- [18] MANDELBROT, B. B., When Can Price Be Arbitraged Efficiently? A Limit to Validity of The Random Walk and Martingale Models[J]. Review of Economics and Statistics, 1971, 2: 225-236.
- [19] GRANGER, C. W. J. and R. JOYEUX, An Introduction to Long-memory Time Series and Fractional Differencing[J]. Journal of Time Series Analysis, 1980, 1(1): 15-29.
- [20] P. J. BROCKWELL and R. A. DAVIS, Time Series: Theory and Methods[J]. Springer, 1991, 15(2): 159-181.
- [21] SAID, S. E. and DICKEY, D. A., Testing for Unit Roots in Autoregressive-moving Average Model of Unknown Order. Biometrika, 1984, 71: 599-608.
- [22] KWIATKOWSKI, D. PHILLIPS, P. C., SCHMIDT, P. J. and SHIN, Y., Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root: how sure are we that Economic Time Series have a Unit Root[J]. Journal of Econometrics, 1992, 54: 159-178.
- [23] DAVIES, R. B. and D. S. Harte, Tests for Hurst Effect[J]. Biometrika, 1987, (74): 95-101.

(收稿日期: 2016-04-29 责任编辑: 赵爱清)