

# 美国家庭债务与消费同步运动的周期性研究

宋玉华 叶绮娜

**摘要：**美国家庭债务是战后美国经济运行的重要微观机制之一，对近70年来美国家庭消费与债务经济的发展有着极为重要的作用。21世纪以来美国家庭债务的爆炸式增长引发了学界对美国家庭债务与消费内在关系的广泛关注。本文旨在探讨美国家庭债务与消费行为的内在关系与动态变化，在分析二战以来美国家庭债务规模的历史演变与发展趋势的基础上，分析美国实际家庭债务与消费增长之间的同步运动特征，并利用LSTR非线性模型定量验证和探讨美国家庭债务与消费同步运动的周期规律。研究表明，家庭债务与消费的内在关联性随着经济环境的变化而变化，在经济扩张阶段与经济收缩阶段呈现出差异性的同步运动规律，家庭债务与消费同步运动具有明显的周期特征，与经济的周期运行具有较高的耦合度。

**关键词：**家庭债务；家庭消费；经济周期

## 一、引言

纵观二战以来美国经济的发展，快速扩张的家庭债务与强劲增长的消费支出共同构成美国经济增长的重要特征，成为美国债务经济发展模式的重要基础。家庭债务的循环与运行机制是美国经济微观运行机制的重要内容，而伴随着战后家庭债务的不断积累，家庭部门的消费支出呈现强劲的增长趋势，并逐渐成为美国经济的主要驱动力。21世纪以来美国家庭债务的爆炸式增长引发了学界对美国家庭债务与消费内在关系的广泛关注。

近年来，不少美国学者针对家庭债务与消费的关联性展开了相关研究，但研究结论的分歧较大，莫衷一是。Bacchetta与Gerlach（1997）、Ludvigson（1999）、McCarthy（1997）、Parker（1999）、Mian与Sufi（2009）等人的研究结果发现家庭债务与消费增长存在相互促进的正相关关系，不断积累的家庭债务水平反映了家庭部门信贷交易成本与信贷市场准入门槛的下降，家庭更容易获得信贷来弥补收入缺口，从而促进跨期消费增长。McCarthy（1997）、Murphy（1999）、Dunn & Ekici（2006）、Johnson（2007）等学者则认为，从过度负债和家庭债务负担的角度分析，债务水平对家庭消费存在着抑制作用，过高的债务水平可能使得金融部门提高对过度负债家庭的借贷标准，收紧家庭的信贷约束，并导致家庭债务偿付压力的加大，从而减少家庭未来用于消费的收入部分。此外，不少研究（Johnson & Li，

[基金项目]本文得到国家社科基金重点项目《世界经济结构变化与世界经济失衡对中国的影响及对策研究》（项目批准号：07AGJ002）的支持。

宋玉华：浙江大学经济学院 310027 电子邮箱：syuhua@126.com；叶绮娜：浙江大学经济学院。

2007; Benito et al., 2007; Treeck, 2009) 也指出, 债务可以通过不同的渠道影响家庭消费, 影响渠道和机制将会随着债务水平、消费水平或是经济环境的变化而变化。

事实上, 美国家庭债务与消费之间并不存在单一的线性关系, 二者的运动规律和经济周期波动密切相关。因此, 本文将从家庭债务与消费同步运动与经济周期运动的耦合度的视角出发, 重点探讨美国家庭债务与消费行为的内在关系与动态变化, 更好地理解和研究美国家庭债务的基本特征, 揭示二者同步运动的周期规律。文章将依循以下思路展开: 首先分析二战以来美国家庭债务规模的历史演变与发展趋势, 在此基础上分析美国实际家庭债务与消费增长之间的同步运动特征, 并利用非线性实证模型定量验证和探讨美国家庭债务与消费同步运动的周期规律。研究得出二者的同步运动将随着经济周期活动而动态变化的结论, 为进一步探讨债务与消费的作用机理提供了新的研究视角。

## 二、战后美国家庭债务的历史演变

研究美国家庭债务的历史阶段与发展现状是分析美国家庭债务与消费关联性的基础。考察1945-2010年美国家庭债务<sup>①</sup>的增长轨迹可以看出, 美国家庭部门的债务水平呈现稳定、快速的增长趋势。

从债务绝对规模来看, 家庭债务规模从1945年的253.7亿美元增加至2010年的12.5万亿美元。若以2005年的不变价格计算, 与战后2287.4亿美元的家庭债务相比, 2010年的家庭债务规模为11.2万亿美元, 增长幅度为48倍。从相对规模来看, 过去66年间美国家庭债务的增长同样引人注目。图1中分别给出了以家庭收入和家庭资产为参照物的家庭债务相对规模。以收入为衡量标准, 家庭债务与个人收入的比率从14.78%上升至100.89%, 与个人可支配收入的比率从16.67%上升至111.66%, 与GDP的比率从11.38%上升至85.93%。在金融危机爆发之前, 家庭债务与家庭收入的比率在2007年均达到历史最高值, 分别为109.95%、125.65%和93.36%。以家庭资产为衡量标准, 家庭债务与总资产的比率从3.65%上升至17.4%, 与家庭金融资产的比率从4.94%上升至25.84%, 与家庭非金融资产的比率从13.99%上升至53.31%, 并且前两者在2008年分别达到19.91%和31.7%的历史峰值, 后者则在2009年达到54.08%的历史峰值。

综合考察美国家庭债务与家庭资产、财富的发展可以发现, 美国家庭债务的增长呈明显的阶段性特征, 具体分为以下五个阶段。

第一阶段为二战结束至1965年, 其间美国家庭债务规模迅速增长, 家庭债务与收入比率从1945年的14.78%增长至1965年的57.05%, 家庭债务资产比率也有了较快增长, 从3.65%上升至10.99%。这一阶段为战后经济复苏并逐步走向繁荣的重要时期, 美国家庭收入水平不断提高, 从而刺激住房设备、家用电器、汽车等耐用消费品的消费以及住房投资的增长, 使得住房抵押贷款和以耐用品消费为主的消费者信

<sup>①</sup>本文中家庭债务的数据均为美国联邦储备局的统计数据, 其中不仅包括了家庭部门的债务, 还包括了非营利性机构 (non-profit organizations) 的债务, 但非营利性机构所占比重较小, 不影响整体分析, 而且相关文献中大多使用这一数据, 故本文将不加区分。

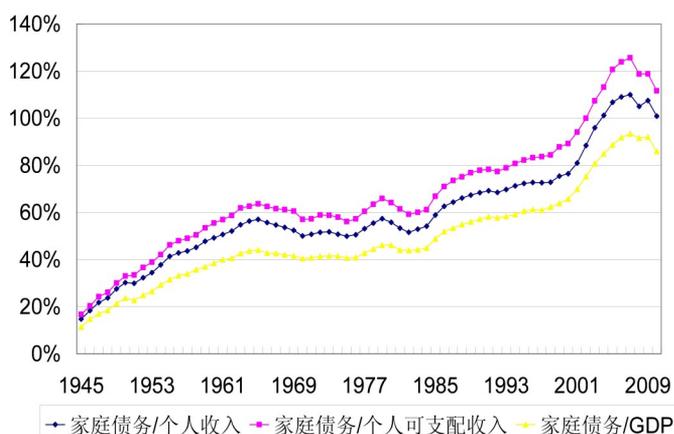


图 1.a 以收入衡量的美国家庭债务水平

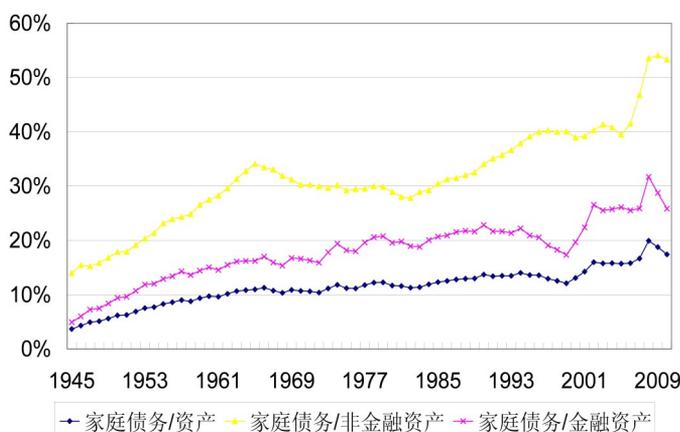


图 1.b 以资产衡量的美国家庭债务水平

资料来源: Flows of Funds Accounts, Board of Governors of Federal Reserve System; National Economic Accounts, Bureau of Economic Analysis, U.S. Department of Commerce.

胀率推高了家庭消费支出,使得家庭不得不更多地依靠举债来维持消费水平,债务收入比率在1974-1979年间出现短期攀升。而后,随着保罗·沃尔克就任美联储委员会主席后采取通胀调控措施,通胀率从1974年的12%下降为1982年的4%,但这一措施使得美国失业率居高不下,并加深了1981-1982年的经济衰退。在经济衰退的冲击下,美国家庭消费与收入增长大幅放缓,家庭对于举债消费的态度趋于谨慎,使得债务规模从1979年开始小幅走低。

第三阶段为1985-2000年,美国家庭债务开始出现较快增长,家庭债务收入比率从67.72%上升至86.18%,而家庭资产与财富也呈现快速增长,家庭债务资产比率仅从12.36%上升至13.06%。这一阶段,从信贷供给面来说,美国各类金融创新工具层出不穷,对利率、抵押物要求等监管逐步放松,使得家庭信贷约束进一步放宽;从债务需求面来说,受宽松的货币政策、新经济等因素刺激,美国经济逐步走

贷均开始平稳增长。

第二阶段为1966-1984年,其间受变化复杂的国内外经济形势影响,美国家庭债务规模呈现明显的波动性但基本保持稳定,家庭债务收入比率在55%的水平附近小幅波动,家庭债务资产比率则基本稳定在11%左右。1966-1973年是美国经济“大繁荣”时期“最后的盛宴”,美国家庭收入快速增长,且这一增长趋势超过了债务增长速度,导致家庭债务收入比率在短期内小幅下跌(罗伯特·赖克,2011)。此后,由于布雷顿森林体系解体、石油价格持续上涨、财政赤字大幅上升以及经济增长乏力等原因,美国经济步入“滞涨”时期。其间美国家庭收入增长放慢,但高企的通货膨

向繁荣,家庭消费与收入增长恢复平稳增长,但这一阶段收入增长明显低于消费增长,因而家庭债务在弥补消费与收入的缺口、平滑跨期消费水平等方面的作用突出,驱动家庭债务快速增长。

第四阶段为2001-2007年,美国家庭债务出现爆炸性增长,家庭债务收入比率突破100%,2007年达到历史峰值109.95%,债务资产比也首次突破20%,达到历史最高位。这一阶段家庭债务的增长主要源于2000年以后低利率刺激、住房价格不断上涨以及随之而来的住房抵押贷款迅猛增长。自2000年以后,以美国标准普尔/CS房价指数<sup>②</sup>来衡量,美国房地产价格不断攀升,与2000年相比,2007年的房价已上涨2倍多。住房价格的上涨使得家庭住房资产、房产权益与财富快速增长,新申请住房抵押贷款规模也随之不断扩张。美国抵押贷款银行协会(Mortgage Bankers Association, MBA)所发布的采购指数与再融资指数<sup>③</sup>的变化趋势表明,美国家庭首次申请住房抵押贷款和住房抵押贷款再融资的数额不断提高。正是家庭住房抵押贷款与再融资的迅猛发展促成了这轮家庭债务的爆炸性增长。

第五阶段为2008年至今,受全球金融经济危机的冲击,美国家庭债务规模开始迅速缩减,债务收入比率自2007年的峰值开始大幅下跌。由于美国家庭的资产价值普遍缩水严重,债务与资产、财富的比率在2008年达历史最高值21.69%与27.7%后逐步小幅下降。美联储统计数据表明,受金融危机以来经济增长疲软、失业率高企和消费者信心不足等问题困扰,美国家庭仍在通过偿还抵押贷款、增加储蓄等方式不断缩减家庭债务规模(Chakrabarti et al., 2011)。

总起来看,美国家庭债务的发展经历1945-1965年的平稳增长、1966-1984年的窄幅波动、1985-2000年的快速增长以及2001-2007年的爆炸性增长后,最终在金融经济危机冲击下迈入下降通道。战后美国家庭债务规模的变化轨迹说明,适度的家庭信贷规模将是弥补消费支出与家庭收入缺口、平滑并促进家庭消费支出的重要动力,但过度膨胀的家庭债务规模将会增加家庭部门的信用风险,加剧家庭部门面对经济冲击时的脆弱性。

### 三、美国家庭债务与消费的同步运动特征

1945-2010年,美国家庭债务规模不断扩张的同时,美国家庭的消费支出也呈现快速增长态势,尤其是20世纪80年代中期以来,消费支出占GDP的比重明显提高,近年来均维持在70%左右。可见,消费俨然已成为美国经济增长的最重要动力。分析1945-2010年期间美国实际家庭债务、消费与收入增长率的变化路径(见图2),可以发现战后美国家庭债务与消费的增长具有以下特点。

(1) 实际债务与实际消费的增长率呈现较为明显的同步性。如图2所示,家庭债务与消费之间的波动趋势基本保持一致,两者均表现出明显的周期性波动特征,

<sup>②</sup>资料来源:Wind资讯。

<sup>③</sup>资料来源:Wind资讯。MBA采购指数测度了为使用普通贷款或政府担保贷款来采购私有房产的抵押贷款申请,MBA再融资指数则包括了所有用来为已有抵押贷款提供资金的抵押贷款申请。这两个指数为房地产市场以及经济的领先经济指标,故两者从最高位开始下降的时间要早于金融危机与经济衰退发生的时间。

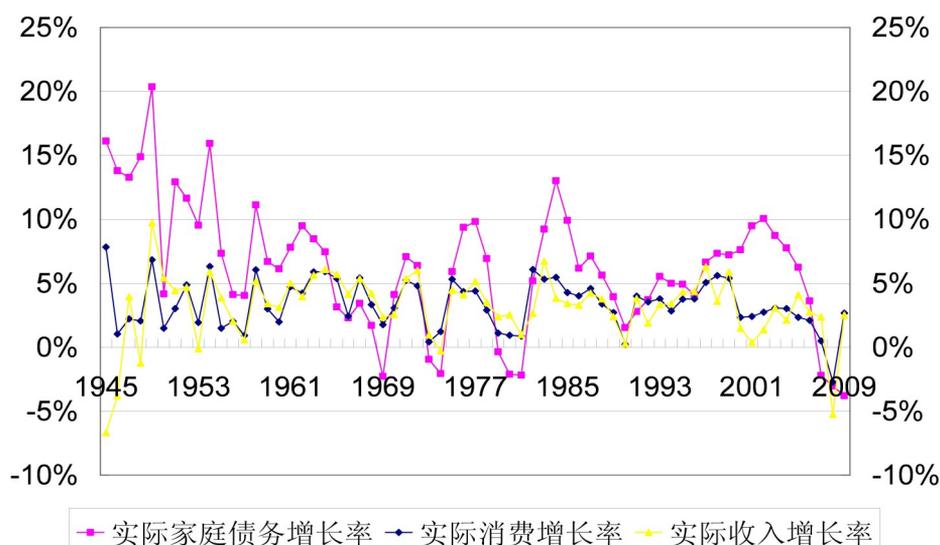


图2 美国实际家庭债务、消费与收入增长情况

资料来源：Flows of Funds Accounts, Board of Governors of Federal Reserve System; National Economic Accounts, Bureau of Economic Analysis, U.S. Department of Commerce.

注：实际值按2005年不变价格计算。

但实际债务的波动幅度明显大于实际消费。

(2) 综合考虑消费与收入的相对增长情况，可以发现，实际债务与实际消费的同步运动呈现明显的不对称特征，而且这种不对称性与美国经济周期活动密切相关。如图2所示，在1947-1948年、1951-1953年、1963-1964年、1976-1977年、1983-1988年、1993-1994年与2001-2005年等年份期间，实际消费增长率高于实际收入增长率，实际债务增长率也高于实际消费增长率，美国实际债务与消费增长之间的同步性较强。将这些时期与美国国家经济研究局（NBER）商业周期测定委员会公布的美国60年代以来的经济周期起止时间<sup>④</sup>相比较，可以发现，这些时期均处于上一轮经济周期的波谷（trough）与下一轮经济周期的波峰（peak）之间，即在经济活动扩张（expansion）时期，家庭债务与消费增长之间的关联性相对较强。而在经济活动收缩（contraction）时期，消费增长与债务增长的同步性明显减弱，而与收入增长的关联性增强。由此可见，家庭债务与消费的同步运动规律会随着经济环境的转变而发生变化。

(3) 家庭债务规模收缩与增长率放缓可能预示着经济衰退的风险。观察债务与消费同步性较强的时期及随后的债务增长情况可以发现，实际家庭债务增长率与债务规模一般先于整体经济活动到达其短期内的峰值，然后逐渐下降，并在经济衰退阶段表现出更大程度的收缩。家庭债务与消费经历了1963-1964年、1976-1977

<sup>④</sup>根据NBER商业周期测定委员会公布的测度，1945年以来美国共有12次经济周期。波峰与波谷分别为：1945年2月-1945年10月，1948年11月-1949年10月，1953年7月-1954年5月，1957年8月-1958年4月，1960年4月-1961年2月，1969年12月-1970年11月，1973年11月-1975年3月，1980年1月-1980年7月，1981年7月-1982年11月，1990年7月-1991年3月，2001年3月-2001年11月，2007年12月-2009。

年、1983-1988年与2001-2005年<sup>⑤</sup>较强的同步增长后，消费增长开始放缓，而家庭债务仍表现出强劲的增长趋势，使得家庭债务相对于收入的规模在1967年、1979年、1991年和2007年达到了短期内的峰值，随后先于收入与消费增长率进入持续下降通道，经济活动由此进入衰退阶段。因此，在一定程度上，家庭债务水平与增长率是整体经济周期运行趋势的风向标。

综上所述，从美国家庭债务与消费增长的数据特征来看，美国家庭债务与消费的不同步运动与经济周期密切相关，二者在经济繁荣和衰退时期分别呈现出不同的同步运动特征。因此，美国家庭债务与消费增长之间并不存在单一的线性关系，而是在不同的经济阶段呈现不同的内在联系。

#### 四、美国家庭债务与消费同步运动的周期性：基于LSTR模型实证分析

基于上述对美国家庭债务与消费同步运动的基本特征的判断，下文将利用非线性模型对美国1960-2010年<sup>⑥</sup>的家庭债务与消费的不同步运动情况进行实证分析。为反映不同的经济环境对家庭债务与消费关联性的影响，实证分析将采用能够以临界值指标反映经济状态变换的对数平滑转换回归（LSTR，Logistic Smooth Transition Regression）模型。

##### （一）对数平滑转换回归（LSTR）模型

作为刻画变量间非线性关系的重要工具之一，对数平滑转换模型（LSTR）模型是平滑转换模型（STR）模型的一种形式，它刻画了解释变量在不同状态间实现连续平滑转换的情况。LSTR模型的一般形式为：

$$y_t = x_t' \phi + (x_t' \theta) F(\gamma, c; s_t) + \varepsilon_t, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (1)$$

$$F(\gamma, c; s_t) = [1 + \exp(-\gamma(s_t - c))]^{-1}, \quad \gamma > 0 \quad (2)$$

其中， $y_t$  为被解释变量； $x_t'$  为解释变量的向量，包括被解释变量的k阶滞后变量和m个其他解释变量，故  $x_t = (1, x_{1t}, \dots, x_{pt})' = (1, y_{t-1}, \dots, y_{t-k}; z_{1t}, \dots, z_{2t})'$ ，且  $p = k + m$ ； $\phi$  和  $\theta$  分别为系数向量； $\varepsilon_t$  为独立同分布的误差项。 $s_t$  为转换变量，转换函数  $F(\gamma, c; s_t)$  为取值区间[0,1]上的有界连续函数，反映了模型在不同状态之间的平滑转换过程。参数  $\gamma$  反映了不同状态转换的速度：当  $\gamma$  取值很大时，转换变量的微小变化也能导致剧烈的状态转换；当  $\gamma$  较小时，状态转换的过程则相对缓慢平稳。门限值参数  $c$  是状态转换的临界值，其反映了状态转换的时刻和条件。被解释变量  $y_t$  在  $s_t > c$  和  $s_t < c$  的条件下有不对称的经济行为，当  $s_t > c$  时， $s_t$  对  $y_t$  产生持久影响。因此，LSTR模型给出了解释变量在不同状态间转换的临界值、速度以及平滑变化过程。

##### （二）模型构建与估计

###### 1. 变量与数据说明

根据模型构建和分析需要，本文考虑美国个人消费支出（CX）、国民生产总值

<sup>⑤</sup>1993-1994年的债务增长情形是例外，家庭债务经济衰退中并未出现短暂收缩，这可能与20世纪90年代中期开始的住房价格上涨与克林顿政府政策有关。

<sup>⑥</sup>由于美联储对消费者信贷的统计方法与统计口径在1960年发生较大变化，为保证实证过程中不受数据结构的影响，本文的实证分析将使用1960-2010年的数据。

(Y) 和美国家庭负债 (DB) 三个变量。CX 和 Y 均来源于美国商务部经济分析局 (BEA, Bureau of Economic Analysis, U.S. Department of Commerce.) 的经季节性调整的季度数据; DB 为美联储资金流动数据统计 (Flows of Funds Accounts, Board of Governors of Federal Reserve System) 的住房抵押债务和消费信贷债务季度数据的加总, 并采用 Census X12 中的加法调整 (Additive X11 Method) 进行季节性调整。为进一步分析债务与消费增长率的相关性, 本文数据均取对数值。样本区间为 1960 年第 1 季度到 2010 年第 4 季度。

### 2. 单位根检验

LSTR 模型对变量数据的平稳性有严格要求, 故本文首先采用 ADF (augmented dickey-fuller) 单位根检验方法对  $\ln CX$ 、 $\ln Y$  和  $\ln DB$  三个变量的时间序列数据分别进行检验。检验过程中滞后期的确定采用 AIC (Akaike information criterion) 最小准则, 以保证残差值不存在自相关性。

由表 1 的检验结果可知,  $\ln CX$ 、 $\ln Y$  和  $\ln DB$  均为非平稳序列, 其一阶差分序列均为平稳序列, 故可以用于 LSTR 模型构建和参数估计, 即式 (1) 中的解释变量向量  $x_t = (1, d \ln CX_{t-1}, \dots, d \ln CX_{t-k}; d \ln Y, d \ln DB)$ 。

### 3. 非线性检验

由式 (2) 的形式可知, 当参数  $\gamma$  不满足识别性条件, 即  $\gamma=0$  时, LSTR 模型将退化为一般的自回归模型, 即不存在非线性作用。因此, 在对 LSTR 模型进行参数估计之前, 还需要对变量进行非线性检验。目前常用的非线性检验方法是由 Luukkonen 和 Saikkonen (1988) 提出的对转换函数  $F(\gamma, c; s_t)$  在  $\gamma=0$  处进行三阶泰勒展开, 即:

$$F^*(\gamma, c; s_t) = \delta_0 + \delta_1 s_t + \delta_2 s_t^2 + \delta_3 s_t^3 + U(\gamma, c; s_t) \quad (3)$$

其中,  $U(\gamma, c; s_t)$  为泰勒展开的余项, 将式 (3) 带入式 (1) 得出:

$$y_t = x_t' \beta_0 + (x_t s_t)' \beta_1 + (x_t s_t^2)' \beta_2 + (x_t s_t^3)' \beta_3 + u_t^* \quad (4)$$

根据 Teräsvirta (1994) 的研究结果, 只需要构造渐近服从  $F(3p, T-4p-1)$  的 F 统计量, 通过判断式 (4) 的系数  $\beta_i$  是否为零从而考察变量间的非线性关系, 即当 F 统计量在显著性水平下能够拒绝原假设  $H_0: \beta_i = 0, i=1, 2, 3$  时,  $\gamma \neq 0$  成立, 表明变量存在非线性关系。因此, 本文将按照 Teräsvirta (1994) 提出的这一方法进行非线性检验。

第一步, 确定被解释变量  $d \ln CX$  的滞后阶数 k。Seiner 和 Osborn (2002) 提出将模型的最高滞后阶数设定为 8, 从 t 值最不显著的滞后阶数开始剔除, 并根据 AIC

表 1 单位根检验结果

变量	检验类型 (C, T, L)	ADF 统计量	临界值
$\ln CX$	(C, T, 2)	1.167899	-4.004365**
$\ln Y$	(0, 0, 2)	4.393671	-2.576518**
$\ln DB$	(0, 0, 2)	1.481905	-2.576518**
$D \ln CX$	(C, 0, 1)	-5.245782	-3.462901**
$D \ln Y$	(C, 0, 1)	-5.941923	-3.462901**
$D \ln DB$	(C, 0, 1)	-2.534489	-2.375752*

注: Eviews 6.0 软件计算得出。检验类型 (C, T, L) 分别表示单位根检验方程包括常数项, 时间趋势和滞后期, 0 表示无时间趋势。D 表示差分算子。\* (\*) 表示在 1% (5%) 的显著性水平上拒绝原假设。

准则和SC准则确定最优滞后阶数。本文将从8阶滞后开始，分别做  $d\ln CX$  对其自身滞后变量与  $d\ln Y$ 、 $d\ln DB$  的回归。由表2中的回归结果可知， $d\ln CX$  滞后2阶的拟合效果最为显著，AIC值、SC值和DW值均较为理想，因而， $k=2$ ，对应的残差平方和记为  $SSR_0$ ，残差序列记为  $v_t$ 。

表2 判断  $d\ln CX$  滞后阶数的回归结果

	8	7	6	5	4	3	2	1
C	0.002164 1.771484	0.002195 1.963903	0.002301 2.070101	0.002664 2.303902	0.003073 2.573122	0.002919 2.393325	0.003619 3.352364	0.004495 4.081986
$d\ln CX (-1)$	-0.090591 -1.243403	-0.090137 -1.251481	-0.086468 -1.220450	-0.078160 -1.110683	-0.068880 -0.996551	-0.060305 -0.891133	-0.021999 -0.352584	0.015313 0.258305
$d\ln CX (-2)$	0.068835 1.125951	0.075744 1.265143	0.077607 1.312282	0.090132 1.561247	0.100166 1.732790	0.117669 1.977252	0.153887 2.511235	
$d\ln CX (-3)$	0.100428 1.601343	0.099915 1.591165	0.098611 1.585517	0.113188 1.817853	0.137605 2.230800	0.130768 2.136923		
$d\ln CX (-4)$	-0.059329 -1.062920	-0.056209 -1.019167	-0.055510 -1.024909	-0.011465 -0.204504	0.011457 0.205756			
$d\ln CX (-5)$	0.070961 1.194020	0.074262 1.276726	0.078302 1.458371	0.101203 1.865590				
$d\ln CX (-6)$	0.120540 2.410593	0.130036 2.756791	0.135907 2.871535					
$d\ln CX (-7)$	0.020659 0.335705	0.022036 0.356592						
$d\ln CX (-8)$	0.020794 0.300839							
$d\ln Y$	0.572729 8.949348	0.568568 9.009284	0.569489 9.161389	0.570157 9.233555	0.563743 9.022095	0.562979 9.091953	0.543886 9.103449	0.572964 10.22246
$d\ln DB$	0.060866 1.315032	0.059309 1.288194	0.059741 1.302404	0.067759 1.455805	0.081724 1.779706	0.081037 1.774400	0.110430 2.504475	0.139098 3.471468
AIC	-7.723958	-7.737344	-7.751994	-7.718093	-7.714035	-7.710791	-7.694654	-7.645651
SC	-7.539327	-7.570093	-7.602000	-7.585234	-7.598190	-7.611842	-7.612482	-7.580141
DW	2.116596	2.111515	2.120909	2.110837	2.064663	2.052504	2.101484	2.120165

注：回归结果均由Eviews6.0软件计算所得，系数估计值下方为对应的t统计值。

第二步，利用上步得出的残差序列记  $v_t$  对自变量  $x_t$ 、 $x_t s_t$ 、 $x_t s_t^2$  和  $x_t s_t^3$  做回归，从而得出构造F统计量所需的残差平方和  $SSR_1$ 。首先，利用与第二步中相同的办法确定滞后阶数，分别从  $d\ln DB$  和  $d\ln Y$  的滞后8阶开始检验，以此确定转换变量  $s_t$ ，表3给出了回归结果的AIC、SC和DW值。综合判断  $d\ln DB$  和  $d\ln Y$  滞后各阶变量的回归结果可知，将  $d\ln DB (-2)$ 、 $d\ln Y (-2)$  与  $d\ln Y (-7)$  作为转换变量，其对应的回归残差平方和分别记作  $SSR_i$ ， $i=1,2,3$ 。

第三步，构造F统计量判断变量间的非线性特征。根据Terasvirta (1994) 的研

表3 判断  $d \ln DB$  与  $d \ln Y$  滞后阶数的回归结果

	AIC	SC	DW		AIC	SC	DW
d lnDB (-8)	-7.671144	-7.335452	2.153082	d lnY (-8)	-7.759680	-7.423987	2.220823
d lnDB (-7)	-7.664233	-7.329732	2.180007	d lnY (-7)	-7.818272	-7.483771	2.150200
d lnDB (-6)	-7.689331	-7.356011	2.187820	d lnY (-6)	-7.663210	-7.329890	2.232599
d lnDB (-5)	-7.659035	-7.326887	2.175918	d lnY (-5)	-7.658666	-7.326518	2.152113
d lnDB (-4)	-7.642538	-7.311552	2.126735	d lnY (-4)	-7.639619	-7.308633	2.160657
d lnDB (-3)	-7.602615	-7.272783	2.154769	d lnY (-3)	-7.616880	-7.287048	2.130179
d lnDB (-2)	-7.740887	-7.412200	2.094385	d lnY (-2)	-7.754366	-7.425679	2.174143
d lnDB (-1)	-7.733614	-7.404927	2.246428	d lnY (-1)	-7.621325	-7.292638	2.005969
d lnDB	-7.688742	-7.409358	2.125523	d lnY	-7.716376	-7.436992	2.150633

注：回归结果均由 Eviews 6.0 软件计算所得。

究，F 统计量的表达式为： $F = \frac{(SSR_0 - SSR_i)/3p}{SSR_i/(T-4p-1)}$ 。本文构造的债务与消费的 LSTR

模型中， $p=k+m=4$ ， $T-4p-1=187$ ，所以各转换变量对应的 F 统计量分别为 3.367962、3.624556 和 5.517286。根据 F 分布临界值，在显著性水平为 0.01 的情况下， $F(12, 187) = 2.281082$ ，故拒绝原假设  $H_0: \beta_i = 0, i=1, 2, 3$ 。这表明，在 1960 年第 1 季度至 2010 年第 4 季度期间，美国家庭债务与 GDP 增长对消费存在着明显的非线性特征，LSTR 模型形式的设定合理。

#### 4. LSTR 模型估计

由上述非线性检验分析可知， $d \ln CX$  的滞后阶数为 2 阶，转换变量  $s_t$  分别为  $d \ln DB (-2)$ 、 $d \ln Y (-2)$  与  $d \ln Y (-7)$ 。另外，为避免对平滑性参数  $\gamma$  的过度估计，利用转移变量的标准差  $\tilde{\sigma}$  对转移函数进行标准化处理，故本文需要估计的模型形式如下：

$$d \ln CX_t = \varphi_1 + \varphi_2 d \ln CX_{t-1} + \varphi_3 d \ln CX_{t-2} + \varphi_4 d \ln Y + \varphi_5 d \ln DB + (\varphi_6 + \varphi_2 d \ln CX_{t-1} + \varphi_3 d \ln CX_{t-2} + \varphi_9 d \ln Y + \varphi_{10} d \ln DB) * [1 + \exp(-r(s_t - c)/\tilde{\sigma})]^{-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

式 (5) 的非线性模型不仅需要估计变量系数  $\varphi_i$ ，还需要估计转换函数的平滑系数  $\gamma$  与门限值  $c$ 。不同于线性计量模型的估计，大多经济研究和计量工具使用的非线性估计方法对参数的初始值要求较高，不同的初始参数值设定将可能求得不同的局部最优解。一旦参数初始值设定不当，非线性拟合的迭代过程将难以收敛。因此，为消除模型参数初始值的影响，本文将使用 1stOpt 计量软件中的通用全局最优化算法

表4 状态转换参数估计结果

	d lnDB (-2)	d lnY (-2)	d lnY (-7)
r	7.97381	3.77723	-291.22589
c	0.01315	0.01263	0.03316
R <sup>2</sup>	0.78475	0.79575	0.75859
迭代次数	29	19	41

注：上表均由 1stOpt 软件绘制所得。

(Universal Global Optimization, UGO), 该方法能够通过任意随机初始值得出非线性拟合的全局最优解。1stOpt 计量软件使用的非线性拟合优化算法为通用全局优化法, 局部搜索类型为麦夸特法 (Levenberg-Marquardt), 搜索过程重复数为 30 次, 表 4 给出 1stOpt 1.5 软件对状态转换参数的估计结果。

由于 LSTR 模型中要求平滑性参数始终大于零, 而转换变量为  $d \ln Y (-7)$  时,  $r = -291.22589$ , 因此剔除  $d \ln Y (-7)$ , 本文仅考虑转换变量为  $d \ln DB (-2)$  与  $d \ln Y (-2)$  时的情况。

### (三) 实证结果分析

根据 1stOpt 软件计算的估计值, 以  $d \ln DB (-2)$  与  $d \ln Y (-2)$  为转换变量的 LSTR 模型分别表示为:

$$d \ln CX_t = 0.006 + 0.667 * d \ln CX_{t-1} - 0.103 * d \ln CX_{t-2} + 1.309 * d \ln Y_t + 1.416 * d \ln DB_t + (-0.002 - 0.541 * d \ln CX_{t-1} + 0.539 * d \ln CX_{t-2} - 1.693 * d \ln Y_t + 1.423 * d \ln DB_t)^* + [1 + \exp(-7.97381 * (d \ln DB(-2) - 0.01315) / \tilde{\sigma}_{d \ln DB(-2)})]^{-1} \quad (6)$$

$$d \ln CX_t = 0.002 + 0.659 * d \ln CX_{t-1} - 0.371 * d \ln CX_{t-2} + 1.063 * d \ln Y_t + 1.784 * d \ln DB_t + (-0.013 - 0.604 * d \ln CX_{t-1} - 0.048 * d \ln CX_{t-2} - 1.928 * d \ln Y_t + 1.987 * d \ln DB_t)^* + [1 + \exp(-3.77723 * (d \ln Y(-2) - 0.01263) / \tilde{\sigma}_{d \ln Y(-2)})]^{-1} \quad (7)$$

从模型的整体拟合程度来看, 分别以滞后 2 季度的债务增长率和 GDP 增长率为转换变量的 LSTR 模型的解释力度均达到 78% 以上, 较理想地刻画了 1960-2010 年美国家庭消费增长率与债务增长率之间的非线性关系及其周期性变化。

状态转换函数值在 1 和 0 之间的转换决定着 LSTR 模型中变量关系的变化。从状态转换函数  $F(\gamma, c; s_t)$  来看, 以  $d \ln DB (-2)$  与  $d \ln Y (-2)$  为转换变量的状态转换函数较好地描绘了不同的经济环境下家庭债务与消费同步运动的状态转换特征。图 4 给出了 LSTR 模型中状态转换函数的运行轨迹。状态转换函数随着转换变量的变化在 0 和 1 之间不断变化。当经济活动处于扩张阶段时, 状态转换函数值较接近 1。当经济活动处于收缩阶段时, 如 1969-1970 年、1973-1975 年、1981-1982 年、1990-1991 年以及 2007-2009 年<sup>⑦</sup>, 转换函数则明显偏离 1 而更接近 0。

状态转换函数的门限值  $c$  反映了 LSTR 模型中变量关系发生变化的时刻和临界值。从门限值  $c$  来看, 门限值  $c$  的估计值分别为 0.01315 和 0.01263, 即当转换变量  $d \ln DB (-2)$  与  $d \ln Y (-2)$  分别超过 0.01315 与 0.01263 时, 债务与消费的关联性将发生状态转换, 转换变量将对当期消费增长产生持久影响。在以  $d \ln DB (-2)$  为转换变量的情况下, 1960-2010 年大部分时间内, 美国家庭债务季度增长率基本高于临界水平 0.01315, 即滞后 2 期的债务增长对家庭消费有着持久的非线性影响。低于临界水平的时期则分别对应于美国在 20 世纪 70 年代、80 年代中期、90 年代初与 2007-2009 年的经济衰退时期。在以  $d \ln Y (-2)$  为转换变量的情况下, 转换函数的非线性影响周期性特征则相对不明显, 1960-2010 年间 GDP 季度增长率的波动性更大, 低于临界水平 0.01263 的时期较普遍, 但偏离临界值程度大的

<sup>⑦</sup>值得注意的是, 转换函数也表现出无法用经济周期活动的状态转换解释的波动性, 如 20 世纪 90 年代中期美国经济活动仍处在上升周期, 但转换函数明显靠近 0。

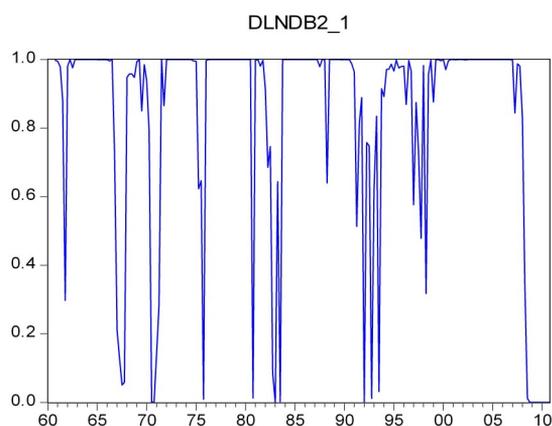


图4.a 以dlnDB(-2)为转换变量的转换轨迹

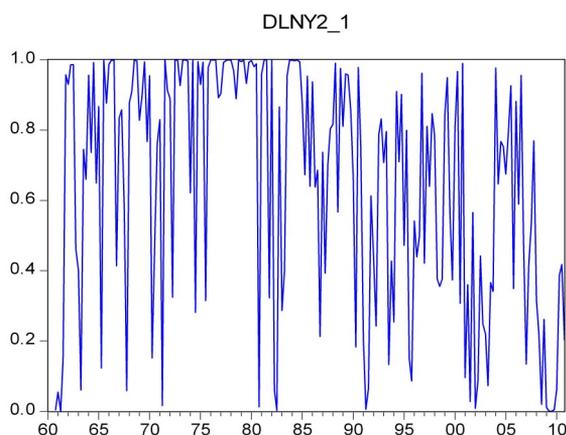


图4.b 以dlnY(-2)为转换变量的转换轨迹

注：上图均由Eviews 6.0绘制所得。

可知，LSTR模型线性部分中， $d\ln CX_{t-1}$ 与 $d\ln CX_{t-2}$ 的系数反映了过去的家庭消费增长对当期消费增长的影响，且滞后1期的消费增长系数估计值均为正，滞后2期的系数估计值均为负。这表明，前一季度的消费增长对当期消费有正向作用，但前两季度的消费增长则会制约当期消费。这表明，在收入约束一定的情况下，过去的消费增加将使得消费者不得不削减当期消费，但这种影响的方向可能与滞后期数有关，滞后期数较小时，这种负向影响将被消费偏好和习惯的连续性所抵消而呈现正向相关。在非线形部分中，当转换函数趋向1，即经济扩张时期， $d\ln CX_{t-1}$ 对当期消费的正向作用减弱。在以dlnDB(-2)为转换变量的情形下， $d\ln CX_{t-2}$ 的影响将逐渐由负转正，而在以dlnY(-2)为转换变量的情形下， $d\ln CX_{t-2}$ 的负向影响则逐渐加强。这可能是由于在以家庭收入作为转换变量的情况下，当期消费受收入约束的影响更大，故过去消费的增长对当期消费的抑制作用更大。

时期也分别对应于美国1960年以来的经济衰退时期。

平滑性参数 $r$ 给出了变量关系在不同状态间转换的速度。从平滑性参数 $r$ 的估计值来看，不同的转换变量使得转换函数呈现截然不同的运动规律。以dlnDB(-2)为转换变量时，平滑性参数 $r$ 的估计值为7.97381，这表明转换函数对滞后2期的债务增长相对于门限值的微小变动的反应较为迅速，将以较快的速度实现不同状态间的转换。以dlnY(-2)为转换变量时，平滑性参数 $r$ 的估计值为3.77723，滞后2期的GDP增长相对于门限值 $c$ 的微小变化将以此速度产生影响，状态转换的实现过程相对缓慢曲折，故转换轨迹的波动性较大（见图4.b）。

为进一步分析LSTR模型的状态转换函数对家庭债务与消费内在关联性的影响，以下将重点考察LSTR模型的系数估计值。

由式(6)和式(7)可知

另一方面， $d\ln Y$  与  $d\ln DB$  的系数估计值表明当期家庭收入增长与债务增长是解释当期消费增长的重要变量，对家庭消费有着极为重要的促进作用。当期家庭收入的增长反映了家庭预算约束的向外扩张，而当期家庭债务的增长则反映了家庭部门信贷约束的放松，即家庭信贷可用性的提高和借贷成本的下降，家庭更容易通过信贷市场获得贷款来弥补当期收入与消费的缺口。观察两模型线性与非线性部分中  $d\ln Y$  与  $d\ln DB$  的系数估计值可知，当转换函数逐渐趋向 1，即经济扩张时期，家庭收入对消费的影响将逐渐减弱，而家庭债务对消费的促进作用明显加强；当转换函数逐渐趋向 0，即经济衰退时期，家庭收入对消费的影响相对较强，家庭债务与消费间的关联性则相对减弱。这进一步表明家庭消费与债务在不同经济阶段呈现不同的同步运动规律。



图 5.a 美国家庭债务季度增长率与门限值比较

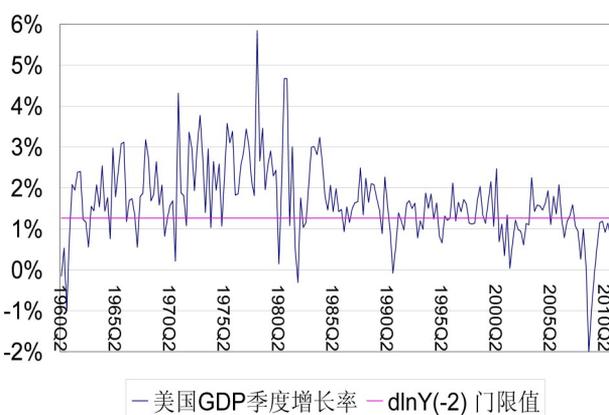


图 5.b 美国 GDP 季度增长率与门限值比较

资料来源：Flows of Funds Accounts, Board of Governors of Federal Reserve System; National Economic Accounts, Bureau of Economic Analysis, U.S. Department of Commerce。

### 五、结论

本文致力于研究美国家庭债务与消费的内在联系与动态变化，在分析美国家庭债务的历史演变与发展趋势的基础上，进一步分析家庭债务与消费增长的同步运动特征，并利用 1960 年 1 月至 2010 年 12 月的季度数据，通过构建 LSTR 模型实证检验与研究美国家庭债务与消费同步运动的周期性规律。

LSTR 模型较好地拟合了 1960-2010 年美国家庭债务与消费的同步运动轨迹。研究结果表明，美国家庭债务与消费增长的运动呈明显的同步性，但二者间并不存在单一的线性关系，而是表现出较强的周期性。家庭债务与消费的同步运动与宏观经济的周期运动表现出较强的耦合度，在经济扩张和收缩时期分别表现出差异性的同步运动特征：在整体经济扩张时期，债务与消费之间的同步性更为突出，而在整

体经济收缩时期，债务与消费增长的同步性明显减弱。

LSTR模型中的状态转换函数给出了家庭债务与消费同步运动在经济扩张阶段与经济收缩阶段之间的转换规律。研究表明，以滞后2季度的家庭债务增长率和GDP增长率分别是识别家庭债务与消费的同步运动发生状态变化的临界指标。当滞后2季度的债务和GDP增长水平分别超过临界值1.315%和1.263%，即转换函数数值较接近1时，此时经济处于扩张阶段，家庭债务规模增长较快，家庭消费增长不仅受当期债务增长水平影响，还受由滞后2季度的债务和GDP增长决定的非线性因素所影响，与家庭债务表现出较强的同步增长趋势。当转换变量明显低于临界值，即转换函数较接近0时，经济处于收缩阶段，滞后2季度的债务和GDP增长的非线性影响减弱，家庭消费增长主要受当期债务和GDP增长水平所约束。

### [参考文献]

- 罗伯特·赖克，(2011)《美国的逻辑——为什么美国的未来如此堪忧》，中信出版社。
- 舒曼，(2011)“美国区域经济一体化的贸易效应分析”，《国际商务——对外经济贸易大学学报》第6期。
- Bacchetta, P. & Gerlach, S., (1997) “Consumption and Credit Constraints: International Evidence,” *Journal of Monetary Economics* 40 (2): 207-238.
- Ekici, T. & Dunn, L., (2010) “Credit Card Debt and Consumption: Evidence from Household-Level Data,” *Applied Economics* 42 (4): 455-462.
- Mian, A. R. & Sufi, A., (2009) “Household Leverage and the Recession of 2007 to 2009,” NBER Working Paper No.15896.
- Seiner, M., Osborn, D. R., (2002) “Asymmetric Interest Rate Effects for the UK Real Economy,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 64 (4): 315-339
- Treeck, T., (2009) “The Macroeconomics of “Financialisation” and the Deeper Origins of the World Economic Crisis,” Macroeconomic Policy Institute (IMK) Working Paper No.9/2009.

(责任编辑 郑宝银)

## Research on the Cyclical Characteristic of the Co-movement between the U.S. Household Debt and Consumption

SONG YU-hua YE Qi-na

**Abstract:** The household debt is one of the most important micro mechanisms in U.S. economy, which has been the driving power of consumption and debt-economy since 1970s. The explosive growth of household debt since 2000 has attracted enormous attention on its relationship with consumption. To further explore this relationship, this paper analyzes the historical changes and developing trends of household debt, points out the statistical characteristic of the co-movement, and uses a LSTR non-linear model to verify and explore the cyclical characteristic. The results show that, the relationship between household debt and consumption would alter according to the economic environment. The co-movement demonstrates obvious differences in expansion and contraction times, which further verifies its cyclical characteristic and its coupling with the business cycle

**Keywords:** Household debt; Consumption; Business cycle