

中国消费跨期替代弹性的测度研究

——兼论中国低消费高储蓄现象

张梦洁

西南大学经济管理学院, 重庆

收稿日期: 2023年8月31日; 录用日期: 2023年9月12日; 发布日期: 2023年11月2日

摘要

消费跨期替代弹性有极强的经济含义, 同时对理解我国低消费高储蓄现象有着重要意义。本文通过1988年至2021年30个省(市)的消费和利率数据, 结合动态随机一般均衡模型(DSGE), 实证测度了中国宏观的消费跨期替代弹性水平, 并从一个新视角看待中国的低消费高储蓄现象。研究发现: 第一, 在国际层面上, 中国消费跨期替代弹性水平较高。第二, 消费跨期替代弹性和储蓄率同向变动, 具有强相关关系。以上结论为中国消费跨期替代弹性水平的估计提供理论依据, 并为中国深入消费储蓄改革提供了政策参考——未来应该侧重于缩小消费跨期替代弹性水平, 通过降低未来消费对现期消费的替代性, 进而提高当期消费水平。

关键词

消费跨期替代弹性, 动态随机一般均衡模型, 低消费高储蓄

A Study on the Measurement of China's Cross Period Substitution Elasticity of Consumption

—On the Phenomenon of Low Consumption and High Savings in China

Mengjie Zhang

School of Economics and Management, Southwest University, Chongqing

Received: Aug. 31st, 2023; accepted: Sep. 12th, 2023; published: Nov. 2nd, 2023

Abstract

The cross period substitution elasticity of consumption has strong economic implications and is of

great significance for understanding the phenomenon of low consumption and high savings in China. This article uses consumption and interest rate data from 30 provinces (cities) from 1988 to 2021, combined with the Dynamic Stochastic General Equilibrium Model (DSGE), to empirically measure the level of China's macro consumption intertemporal substitution elasticity, and to view China's low consumption and high savings phenomenon from a new perspective. Research has found that, firstly, at the international level, China has a relatively high level of intertemporal substitution elasticity in consumption. Secondly, there is a strong correlation between the intertemporal substitution elasticity of consumption and the co directional changes in savings rates. The above conclusions provide a theoretical basis for estimating the level of cross period substitution elasticity of consumption in China, and provide policy reference for deepening China's consumption savings reform. In the future, we should focus on reducing the level of cross period substitution elasticity of consumption, reducing the substitutability of future consumption to current consumption, and thereby improving the current consumption level.

Keywords

Cross Period Substitution Elasticity of Consumption, Dynamic Stochastic General Equilibrium Model, Low Consumption and High Savings

Copyright © 2023 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



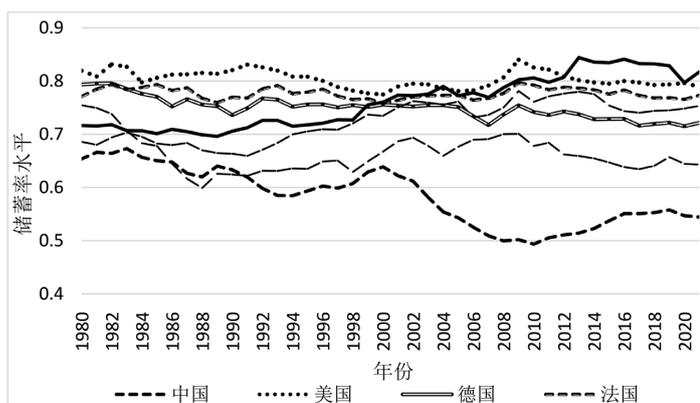
Open Access

1. 引言

近年来,关于中国低消费高储蓄现象的讨论层出不穷,引起不同方面的关注。自从莫迪利亚尼和曹于2004年提出了“中国高储蓄率之谜”概念之后,中国低消费高储蓄率问题就引起了许多学者的关注。

由图1可知,中国的消费率在主要发达国家美国、德国、法国、英国、日本和韩国中处于较低水平,由图2得到在金砖五国,巴西、印度、俄罗斯和南非的比较中,中国的消费率仍然是低水平。

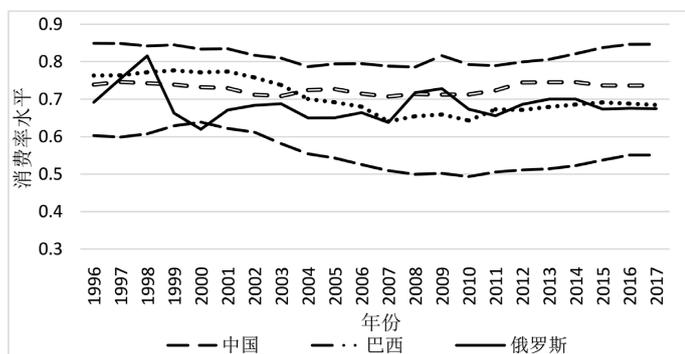
无论是发达国家,还是代表性发展中国家,中国的消费率确实处于较低水平,与之相对应的是储蓄率的较高水平。如果低消费率意味着消费不足,高储蓄率意味着储蓄过剩,那么长期以来必然会在一个国家的宏观经济形势中得以体现。



数据来源: choice 数据库和 EPS DATA。

Figure 1. Final consumption rates between China and major developed countries from 1980 to 2021

图 1. 1980 年至 2021 年中国与主要发达国家的最终消费率



数据来源: choice 数据库和 EPS DATA。

Figure 2. Final consumption rates of the BRICS countries from 1996 to 2017

图 2. 1996 年至 2017 年金砖五国的最终消费率

纵观中国社会经济的发展, 尤其改革开放以后, 中国已经发生了翻天覆地的变化。中国的宏观经济形势并不支持中国存在消费不足、储蓄过剩问题这一论断。中国消费率偏低, 不是因为消费不足, 而是由于储蓄水平更高, 而储蓄又是未来的消费, 因此当期消费和未来消费的选择中, 中国更倾向于未来消费, 即储蓄, 以达到长期消费最大化的目的。

消费跨期替代弹性(EIS)就是在预算约束的限制下, 消费者结合自身情况, 比较当期消费效应和未来消费效应做出的选择。所以消费跨期替代弹性能够很好的衡量消费和储蓄之间的关系, 进而对中国低消费高储蓄这一事实做出合理性的解释。本文将通过动态随机一般均衡模型来测算中国的消费跨期替代弹性, 进而解释中国高储蓄的原因和合理性。

2. 文献综述

各国各界对于中国“低消费高储蓄”现象的研究从未停止, 本文通过文献梳理, 将中国“低消费高储蓄”现象的原因总结为以下几点:

首先, 高经济增长率一般被认为是导致我国高储蓄率的最主要原因之一。王弟海和龚六堂[1] (2007) 严格从微观经济学基础出发, 通过数值模拟分析中国高储蓄率的原因。得到因为高经济增长率导致高投资回报率, 进而提升居民当期相对消费成本, 最终导致了高储蓄率。曹志强和崔文俊[2] (2020) 基于生命周期理论, 实证得出经济增长是推动我国储蓄率不断提高的主要推动力。其次, 人口老龄化问题也被认为是导致我国目前高储蓄率的主要原因之一。王德文和蔡昉[3] (2004) 证明了我国人口年龄的转变同样对储蓄率的提高有促进作用, 但是促进作用会随着人口老龄化速度的加快而降低。最后, 还有一些研究认为中国的高储蓄率主要来源于消费者的预防性储蓄, 进而调整自己的储蓄水平。宋振学和藏旭恒[4] (2007) 提出了分段递增的边际效用函数假说, 该假说从内部原因探索了消费者的预防性储蓄行为。

以上这些关于中国高储蓄率的文献可以看出, 关于中国高储蓄原因的解释, 研究已经非常丰富和全面了。但是大家在试图寻找出消费和储蓄的最根本原因时, 似乎都默认消费和储蓄是对立的关系, 而忽略了储蓄也是消费, 只不过是未来的消费。

关于中国跨期替代弹性的研究, 学者们研究如下。

从宏观角度, 通过消费增长率和储蓄收益率历史数据可估计 EIS。顾六宝[5] (2004) 基于拉姆齐模型, 得出中国在 1985 年至 2002 年的风险回避系数平均水平为 3.17, 变化区间为-2.37 至 8.97。另外依据风险回避系数测算模型(A-P), 得出中国 1985 年至 2002 年风险回避系数均值为 3.012, 变化区间为-2.52 至 10.33。但是此方式是通过固定折旧率计算, 非实证方法得到, 所以结果还有待商榷。陈学彬[6] (2005) 使

用中国宏观经济数据估算出 EIS, 实证得出在 1994 年以前阶段得到的数值为 0.11, 之后的数值等于 1.11。而更多的关于中国 EIS 估计结果表明, 中国的 EIS 水平处在一个较低水平, 甚至不通过显著性检验。刘仁和[7] (2007)使用 2SLS 方法对我国投资者在 1993 年至 2004 年的跨期替代弹性进行了估计。得到我国的跨期替代弹性很低接近于 0, 并且没有显著异于 0。杨子暉[8] (2006)在研究亚洲政府消费与私人消费的期内替代和跨期替代问题中, 计算包括巴基斯坦、菲律宾、印尼和香港等 10 个国家在 1977 年至 2002 年的 EIS。在面板协整估计结果中, 不带共同时间变量时, 样本的私人消费跨期替代弹性估计值的总体水平为 0.73, 带共同时间变量则为 0.30, 均小于 1。其中中国的私人消费跨期替代弹性为 0.14, 小于样本平均值。陈国进[9] (2010)引入习惯形成偏好进行 EIS 水平的估计, 得出 1998 年 1 月至 2009 年 10 月中国进口商品消费对国内商品消费的修正期内替代弹性为 0.07, 国内商品消费的修正跨期替代弹性为 0.136。综上所述, 在宏观层面, 关于中国消费跨期替代弹性的测度没有一个公认的结果, 大部分学者测度的中国 EIS 处于一个较低的水平。

在中国消费跨期替代弹性的估计研究上, 国内的文献较少。在仅有的测度中国 EIS 水平文献中, 中国宏观 EIS 水平在文献上没有丰富的理论支撑。

3. DSGE 模型构建与推导

考虑经济体中的代表性家庭, 最终目标是通过消费 C_t 和劳动 N_t 来获得自身效用最大化。假设经济体中家庭主体由同质化家庭构成, 最大化终身贴现效用函数形式为:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left(\frac{C_t^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} - \theta \frac{N_t^{1+\phi}}{1+\phi} \right) \quad (1)$$

其中, E_0 为初始期的期望算子; $\beta (0 < \beta < 1)$ 为贴现因子, C_t 为家庭实际消费的一篮子商品; N_t 为家庭提供的劳动; θ 是劳动的负效用系数。 σ 是跨期替代弹性的倒数(相对风险厌恶系数), ϕ 是劳动的价格供给弹性的倒数。

假设代表性家庭在 $t (t = 0, 1, 2, \dots)$ 时期进入经济体中, 在 t 期的总支出分别为消费 C_t 、新投资 I_t 、以及 B_t 单位的债券购入; 总收入则包括代表性家庭为企业提供劳动 N_t , 企业相应支付的工资 $w_t N_t$ 、中间厂商支付的红利 π_t 、以及上一期的实物资本租金收入 $R_t K_{t-1}$ 和债券的本金及收入 $(1+r_{t-1})B_{t-1}$ 。根据家庭在 t 期的总支出不能超过 t 期的总收入, 得到代表性家庭的流动性预算约束, 如(2)示:

$$C_t + I_t + B_t \leq w_t N_t + R_t K_{t-1} + (1+r_{t-1})B_{t-1} + \pi_t \quad (2)$$

另外结合资本积累方程(3)式:

$$K_t = (1-\delta)K_{t-1} + I_t \quad (3)$$

得到家庭终身效用最大化问题的拉格朗日函数为:

$$L = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left\{ \frac{C_t^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} - \theta \frac{N_t^{1+\phi}}{1+\phi} + \lambda_t \left[w_t N_t + R_t K_{t-1} + (1+r_{t-1})B_{t-1} + \pi_t - C_t - (K_t - (1-\delta)K_{t-1}) - B_t \right] \right\} \quad (4)$$

其中, λ_t 为拉格朗日乘子, 预算约束的影子价格, 反映了当预算约束放松一个单位时所获得的效用。

$$\begin{aligned} \ln C_t - \ln C_{t-1} &= \frac{1}{\sigma} \ln \beta + \frac{1}{\sigma} r_{t-1} \\ \Delta C_t &= \frac{1}{\sigma} \ln \beta + \frac{1}{\sigma} r_{t-1} \end{aligned} \quad (5)$$

估计消费跨期替代弹性的方程最终表现为(5)式。等式左边的 ΔC_t 为消费增长率，等式右边利率 r_{t-1} 的系数 $\frac{1}{\sigma}$ ，即为本文要估计的跨期消费的替代弹性(EIS)。跨期消费的替代弹性刻画了消费增长率对实际利率的敏感程度。跨期消费的替代弹性较大说明实际利率的较小变化会促进消费增长率的较大提高。

4. 实证过程

4.1. 计量模型设定

为估计中国宏观消费跨期替代弹性水平，通过上述第三部分一般随机动态均衡模型的推导，本文构建计量模型如下：

$$\Delta C_{it} = \frac{1}{\sigma} \ln \beta + \frac{1}{\sigma} r_{i(t-1)} + control_{it} + \varepsilon_{it}$$

其中，被解释变量为 ΔC_{it} ，表示 i 地区在第 t 年的社会实际总消费增长率；核心解释变量为 $\frac{1}{\sigma} r_{i(t-1)}$ ，表示 i 地区在第 $t-1$ 年的实际利率水平，其系数 $\frac{1}{\sigma}$ 即为消费跨期替代弹性； $control_{it}$ 为控制变量，主要是影响社会实际总消费的因素； ε_{it} 为随机扰动项。

一方面，本文根据方程 $\Delta C_t = \frac{1}{\sigma} \ln \beta + \frac{1}{\sigma} r_{t-1}$ ，测度消费跨期替代弹性的实际水平；另外一方面，为了探究利率水平和消费增长率间的因果关系，加入可能会影响到社会实际消费水平的控制变量，以准确得到消费增长率对利率的影响。本文提出假设如下：

假设 1：实际利率水平和消费增长率表现为因果关系，并且实际利率水平的提高促进消费增长率的上升。
假设 2：中国宏观消费跨期替代弹性水平为正数，并且显著区别于 0。

4.2. 变量选取和数据说明

4.2.1. 被解释变量：社会消费增长率

参考陈国进和陈创练(2010)，本文使用社会消费品零售总额表示社会实际总消费水平，并使用居民消费与政府消费之和得到的总消费作为替代变量进行稳健性检验。

4.2.2. 解释变量：实际利率水平

由于我国股票市场成立时间晚，发展完善也需要时间，因此数据时间跨度不长，前期数据的可靠性不高。本文使用定期存款一年期实际利率表示实际利率水平，另外使用中长期贷款一至三年期实际利率作为稳健性检验的替代变量。

4.2.3. 控制变量

为探究消费增长率和实际利率间的因果关系，本文另外选择可能会影响到社会消费水平的控制变量，具体包括：(1) 经济发展水平，用支出法国内生产总值(GDP)除以总人口得到的人均国内生产总值表示；(2) 基础设施，用省级公路里程衡量；(3) 社会总劳动水平，用就业人员数取自然对数衡量；(4) 受教育程度，用普通高等学校在校学生数表示；(5) 财富水平，城镇居民和农村居民分别用城镇居民人均可支配收入和农村居民人均纯收入取自然对数表示。

4.2.4. 数据说明

本文选取 1988 年至 2021 年期间的省级年度面板数据作为样本。由于数据缺失，吉林、辽宁、浙江、安徽和海南 1988 年的数据，以及重庆和四川 1989 年的常住人口数据，使用该地区当年的总人口

数代替；重庆 1988 年至 1995 年的普通高等学校在校学生数据，利用 Stata 代码进行补缺，具体如表 1 所示。

Table 1. Descriptive statistics of variables

表 1. 变量描述性统计

| 变量 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 50 分位 | 最大值 |
|-----------------|-------|-------|-------|-------|--------|
| 社会消费品零售总额 | 4362 | 6796 | 22.10 | 1517 | 44,188 |
| 居民消费 | 3363 | 4983 | 27.79 | 1464 | 37,548 |
| 政府消费 | 1214 | 1747 | 5.600 | 521.1 | 13,338 |
| 定期存款 1 年期利率 | 0.044 | 0.033 | 0.015 | 0.029 | 0.111 |
| 中长期贷款 1 至 3 年利率 | 0.070 | 0.024 | 0.048 | 0.061 | 0.132 |
| 资本形成总额 | 4815 | 6830 | 25.08 | 1831 | 43,435 |
| 固定资本形成总额 | 4560 | 6637 | 16.23 | 1599 | 41,549 |

注：*、**和*** 分别表示在 10%、5%和 1%水平上通过显著性检验。

4.3. 实证结果及分析

利用 1988 年至 2021 年省级数据，通过定期存款 1 年期实际利率和消费增长率的回归，选择比较可靠的拟合模型，以得到尽可能准确的中国宏观 EIS 值。

4.3.1. 基准回归

表 2 报告了本文的基准回归结果。其中，前两列是普通最小二乘法(OLS)回归结果，第二列在第一列的基础上加入控制变量；第三列是固定效应模型(FE)回归结果，第四列是最小二乘虚拟变量(Least Square Dummy Variable, LSDV)法。

Table 2. Benchmark regression results

表 2. 基准回归结果

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|---------|----------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|
| | OLS_1 | OLS_2 | FE | LSDV |
| 被解释变量 | 消费增长率 | 消费增长率 | 消费增长率 | 消费增长率 |
| 实际利率水平 | 0.508*** (15.613) | 0.362*** (11.375) | 0.505*** (15.477) | 0.505*** (15.248) |
| 经济发展水平 | | -0.013*** (-4.349) | | |
| 基础设施 | | -0.001 (-1.606) | | |
| 社会总劳动水平 | | 0.152*** (5.520) | | |

Continued

| | | | | |
|----------------|----------------------|------------------------|-----------------------|-----------------------|
| 受教育程度 | | -0.000 (-0.213) | | |
| 城镇居民财富水平 | | 0.054*** (6.775) | | |
| 农村居民财富水平 | | -0.008 (-0.815) | | |
| 常数项 | 0.076*** (26.852) | -0.426*** (-11.152) | 0.076*** (347.439) | 0.063*** (179.155) |
| 观测值 | 990 | 990 | 990 | 990 |
| R ² | 0.089 | 0.219 | 0.092 | |

注：*、**和***分别表示在10%、5%和1%水平上通过显著性检验。

从回归结果来看，采用不同的估计方法，核心解释变量的回归系数都显著为正，即该作用是稳健的。在 OLS 回归添加控制变量后，解释变量的系数有所下降，但仍通过显著性检验，表明实际利率水平和社会消费增长率间存在较强的因果关系——实际利率水平的提高，有利于社会消费率的上升。另外 EIS 的大小，即实际利率水平的系数稳定在 0.5 水平的上下，不仅通过了 1% 水平的显著性检验，还显著区别于 0，是一个比较可靠的结果，与假设 2 一致。

使用 OLS 估计、固定效应模型估计和 LSDV 估计，虽然 EIS 都显著为正，但数值上存在差异，表明存在个体效应的影响。为解决个体效应导致的遗漏变量偏差，需要采用排除个体效应的估计方法。

从列(3)和列(4)解释变量的系数可知，固定效应模型估计和 LSDV 估计在排除个体效应的影响上完全等价，但是 LSDV 还可以将个体效应具体到每个省(市)，由列(4)知，我国大部分省(市)存在显著的个体效应，因此 LSDV 估计不可忽略。

4.3.2. 固定效应回归

为了更好的排除个体效应，本文进行固定效应和随机效应的回归，结果如表 3 所示。其中列(1)为固定效应回归；列(2)为随机效应回归；列(3)为控制时间效应 t 的固定效应回归；列(4)在列(3)的基础上添加控制变量回归。

Table 3. Fixed and random effects regression

表 3. 固定效应和随机效应回归

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|--------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | FE_1 | RE_1 | FE_2 | FE_3 |
| 被解释变量 | 消费增长率 | 消费增长率 | 消费增长率 | 消费增长率 |
| 实际利率水平 | 0.505*** (15.477) | 0.507*** (15.593) | 0.450*** (13.796) | 0.349*** (10.636) |
| t | | | 0.001*** (3.656) | 0.002 (0.909) |

Continued

| | | | | |
|----------------|-----------------------|----------------------|------------------|-----------------------|
| 经济发展水平 | | | | -0.017*** (-4.345) |
| 基础设施 | | | | 0.000 (0.172) |
| 社会总劳动水平 | | | | 0.977** (2.401) |
| 受教育程度 | | | | -0.000 (-0.452) |
| 城镇居民财富水平 | | | | 0.034*** (2.865) |
| 农村居民财富水平 | | | | -0.009 (-0.507) |
| 常数项 | 0.076*** (347.439) | 0.076*** (26.859) | 0.006 (0.314) | -0.954*** (-3.355) |
| 观测值 | 990 | 990 | 990 | 990 |
| R ² | 0.092 | | 0.115 | 0.228 |

注：*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%水平上通过显著性检验。

由表 3 可知，实际利率水平均通过显著性检验且为正值，表明了实际利率水平对消费增长率促进作用的稳健性，与表(1)得到的结论一致。同时 EIS 的大小在未控制时间效应时为 0.500 左右，控制时间效应后为 0.450，为排除随时间变化因素的影响，EIS 为 0.450 结果更可靠，假设 2 得到证实。

为进行固定效应模型和随机效应模型的选择，进行异方差检验，结果显示存在异方差，即适用于同方差的传统豪斯曼检验失效。因为随机效应要求所有解释变量与个体效应都不相关，所以本文通过过度识别检验来检验是否所有解释变量与个体效应都不相关。结果拒绝原假设，所有解释变量与个体效应都不相关不成立，因此本文使用固定效应模型估计。

4.3.3. 稳健性检验

为了确保消费增长率对实际利率水平的影响的可靠性，进而得到 EIS 结果的准确性，有必要进行相关稳健性检验。本文通过三种方式展开，具体如下：

(1) 更换被解释变量，使用居民消费与政府消费的和得到的社会总消费，代替社会消费品零售总额。根据数据可得性，采用 1988 年至 2017 年的省级面板数据进行双向固定效应模型回归，结果如表 4 的列(1)和列(2)所示。从回归结果看，更换被解释变量后，核心解释变量实际利率水平的系数 0.203 为仍然显著为正，EIS 的大小为 0.239，同样通过检验并显著区别于 0，与本文实证部分的结论一致。

(2) 更换解释变量，使用中长期贷款 1 至 3 年期的实际利率代替定期存款 1 年期的实际利率。本文采用 1991 年至 2021 年的省级面板数据，排除省(市)的个体效应和时间效应进行回归。表 4 的列(3)和列(4)显示，核心解释变量的回归系数显著为正，即本文回归结果较为稳健。

(3) 工具变量回归，以滞后一阶的定期存款 1 年期的实际利率为工具变量进行回归。在一定程度上减

弱内生性问题的干扰，具体结果如表4的列(5)和列(6)所示，实际利率水平的回归系数依然显著为正，且数值更大，表明本文实证部分结果没有高估实际利率水平对消费增长率的正向促进作用和EIS的大小。

检验结果见表4所示。

Table 4. Robustness test regression results

表 4. 稳健性检验回归结果

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|----------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|---------------------|-----------------------|
| 被解释变量 | 消费增长率 | 消费增长率 | 消费增长率 | 消费增长率 | 消费增长率 | 消费增长率 |
| 实际利率水平 | 0.239*** (5.193) | 0.203*** (3.974) | 0.238*** (5.873) | 0.150** (3.109) | 0.558*** (4.838) | 0.381*** (3.409) |
| t | 0.002*** (7.569) | 0.000 (0.050) | -0.000 (-0.414) | 0.007*** (2.988) | 0.001** (2.342) | -0.001 (-0.574) |
| 经济发展水平 | | -0.012*** (-5.196) | | -0.014*** (-3.396) | | -0.010*** (-6.286) |
| 基础设施 | | -0.001 (-0.731) | | 0.002 (1.425) | | -0.000 (-0.769) |
| 社会总劳动水平 | | 0.031 (0.101) | | 0.967** (2.265) | | 0.125*** (3.084) |
| 受教育程度 | | -0.000 (-0.165) | | -0.000 (-0.855) | | -0.000 (-0.137) |
| 城镇居民财富水平 | | 0.098*** (3.023) | | -0.007 (-0.601) | | 0.048*** (4.326) |
| 农村居民财富水平 | | -0.063*** (-3.181) | | -0.038* (-1.873) | | -0.010 (-0.938) |
| 常数项 | 0.079*** (245.426) | -0.295 (-1.483) | 0.076*** (68.038) | -0.623* (-2.012) | 0.046*** (3.129) | -0.312*** (-5.909) |
| 观测值 | 870 | 870 | 900 | 900 | 960 | 960 |
| R ² | 0.077 | 0.243 | 0.020 | 0.096 | 0.005 | 0.117 |

注：*、**和***分别表示在10%、5%和1%水平上通过显著性检验。

5. 对中国高储蓄率现象的解释

关于中国低消费高储蓄现象的原因一直讨论不断，通过前文分析知，中国低消费不是由于消费不足，而是储蓄率水平更高。储蓄实际上是未来的消费，消费者选择消费还是储蓄，实际上是选择当期消费还是未来消费。因此本文试图从一个新视角，即消费跨期替代弹性入手，探究中国高储蓄的原因。

本文试图通过相关性检验，来探究EIS和储蓄率之间的关系。若两者之间存在强相关性，即EIS越大，储蓄率越高；或者说储蓄率越高，EIS越大，那么中国高储蓄率现象就可以得到合理的解释。

将中国分为东部地区、中部地区、西部地区以及东北地区，利用 1988 年至 2021 年的省级面板数据，分别对其进行消费增长率以及实际利率水平的回归，得到的结果如表 5 所示。

Table 5. Fixed effects regression in the eastern, central, western, and northeastern regions
表 5. 东、中、西、东北地区固定效应回归

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|----------------|----------------------------------|----------------------------------|----------------------------------|----------------------------------|
| | 东部地区 | 中部地区 | 西部地区 | 东北地区 |
| 被解释变量 | 消费增长率 | 消费增长率 | 消费增长率 | 消费增长率 |
| 实际利率水平 | 0.501 ^{***} (6.181) | 0.395 ^{***} (3.765) | 0.581 ^{***} (5.958) | 0.474 ^{***} (3.368) |
| 常数项 | 0.074 ^{***} (19.089) | 0.086 ^{***} (17.520) | 0.077 ^{***} (17.536) | 0.056 ^{***} (10.585) |
| 观测值 | 330 | 198 | 363 | 99 |
| R ² | 0.107 | 0.069 | 0.092 | 0.107 |

注：*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%水平上通过显著性检验。

由上表可知，四个地区中，实际利率水平全部通过 1%水平的显著性检验，在实际利率水平和消费增长率的影响回归中分地区进行讨论，结论依然稳健。另外 EIS 水平分别为 0.501、0.395、0.581 和 0.474，即中部地区的 EIS 最大，其次是东部地区，东北地区位居第三，中部地区最小。

为进一步通过数据来分析 EIS 和储蓄率间的相关性，需要进行四个地区储蓄率的计算。由于估计的是宏观层面的 EIS，与之对应的储蓄率实质上是投资率，因此本文通过社会形成总额测度地区间 1988 年至 2021 年的储蓄率水平，如表 6 所示。

Table 6. Savings rate levels in the eastern, central, western, and northeastern regions
表 6. 东、中、西、东北地区储蓄率水平

| 地区 | 储蓄率 |
|------|-----------|
| 东部地区 | 0.4828056 |
| 中部地区 | 0.4639867 |
| 西部地区 | 0.5584858 |
| 东北地区 | 0.4725102 |

对四个地区间的 EIS 和储蓄率水平进行相关性检验，得到相关系数为 0.8957，说明两者保持高度的一致性。从经济含义上分析，EIS 水平越大，储蓄率会越高；或者说储蓄率越高，会表现为 EIS 越大。本文通过数据的检验，证实了上述结论，实现经济理论分析和现实情况的统一。

6. 结论和政策建议

消费跨期替代弹性作为一个重要的经济指标，在风险厌恶和跨期替代都发挥着重要作用；同时中国的低消费高储蓄问题讨论层出不穷，而未有论断。本文从这两个方面出发，使用省级面板数据进行中国宏观消费跨期替代弹性的测度，并以此为切入点，解释中国消费储蓄现象。

本文首先基于经典效用函数和代表性家庭的流动性预算约束,构建动态随机一般均衡模型,推导消费跨期替代弹性估计方程。然后利用1988年至2021年30个省(市)的消费和利率面板数据,估计中国宏观消费跨期替代弹性水平。最后采用东、中、西、东北地区,以及南、北地区两种分类方式,探究消费跨期替代弹性和储蓄率的相关关系,进而解释中国低消费高储蓄现象。

研究结论如下:第一,实际利率水平和消费增长率表现为因果关系,并且实际利率水平的提高促进消费增长率的上升。第二,中国消费跨期替代弹性显著区别于0,水平较高,为0.450。通过进一步分析表明,即第三,我国消费跨期替代弹性和储蓄率同向变动,具有强相关关系。即消费者是为了追求长期最大消费而选择储蓄,因此中国的高储蓄率现象是合理的。

一方面,我国宏观的消费跨期替代弹性水平为0.450且显著区别于零,为风险厌恶和跨期替代模型提供可靠的参数;另外一方面,中共中央、国务院印发《扩大内需战略规划纲要(2022~2035年)》中强调,实施扩大内需战略、培育完整内需体系,是加快构建以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局的必然选择,是促进我国长远发展和长治久安的战略决策。因此为有效扩大内需,根据消费跨期替代弹性和储蓄率的强相关性,从消费跨期替代弹性的影响因素(财富水平、年龄、健康状况等)入手,通过降低消费跨期替代弹性,降低未来消费对现期消费的替代性,进而扩大内需。

参考文献

- [1] 王弟海, 龚六堂. 增长经济中的消费和储蓄——兼论中国高储蓄率的原因[J]. 金融研究, 2007(12): 1-16.
- [2] 曹志强, 崔文俊. 住房价格、人口年龄结构对储蓄率的影响研究——基于省级面板数据的研究[J]. 价格理论与实践, 2020(6): 68-71+177.
- [3] 王德文, 蔡昉, 张学辉. 人口转变的储蓄效应和增长效应——论中国增长可持续性的人口因素[J]. 人口研究, 2004(5): 2-11.
- [4] 宋振学, 臧旭恒. 边际效用分段递增的效用函数与预防性储蓄行为[J]. 消费经济, 2007(1): 3-6.
- [5] 顾六宝, 么海亮, 陈博飞. 中国居民消费跨期替代弹性的年序递推统计估算研究[J]. 经济统计学(季刊), 2013(1): 95-100.
- [6] 陈学彬, 杨凌, 方松. 货币政策效应的微观基础研究——我国居民消费储蓄行为的实证分析[J]. 复旦学报(社会科学版), 2005(1): 42-54.
- [7] 刘仁和, 郑爱明. 风险厌恶、跨期替代与股权溢价之谜[J]. 上海经济研究, 2007(8): 67-72.
- [8] 杨子晖. 政府消费与私人消费的期内替代和跨期替代——来自亚洲国家的面板协整分析[J]. 统计研究, 2006(8): 27-32.
- [9] 陈国进, 陈创练. 人民币升值背景下进口商品消费与国内商品消费关系研究[J]. 世界经济, 2010, 33(7): 25-43.