

## 消费文化、认知偏差与消费行为偏差\*

叶德珠 连玉君 黄有光 李东辉

**内容提要：**文化影响消费是一个基本共识，但对该命题的理论分析和经验支持还较为有限。本文放松了理性经济人假设，在行为经济学双曲线贴现模型框架下，以“自我控制”认知偏差及相应的模型参数设定对东西方消费文化差异进行了技术表达，进而阐明了消费过度（欧美国家）和消费不足（东亚国家）这两类消费行为偏差的形成机制。最后，我们采用全球48 个国家和地区 1978-2007 年的面板数据，以儒家虚拟变量和性生活指数作为消费文化的替代变量检验了文化与消费的关系。结果表明，在解释东西方消费率差异时，预防性储蓄等传统理论的解释力远低于不可观测的国家个体效应。儒家虚拟变量和性生活指数能分别解释国家个体效应的 28%和 58%，这表明消费文化等不随时间改变的个体因素比传统变量更能解释各国居民的消费差异。实践层面上，双曲线贴现模型中锁定技术能有效纠正“自我控制”认知偏差，从而消解儒家文化对消费的深度抑制，可为扩大内需政策创新提供思路启发和技术支撑。

**关键词：**消费文化 自我控制认知偏差 双曲线贴现 扩大内需

### 一、引言

对于各国在消费率/储蓄率上的显著差异，前期学者从多个角度进行了研究，主要集中于经济、人口和制度等方面。其一，经济因素（如收入、利率等）。根据凯恩斯消费函数，消费率是收入的减函数。利率一般被认为是储蓄的补偿，因此会与消费率负相关（Summers, 1984）。其二，人口因素。“生命周期假说”认为，消费者根据一生预期总收入来平滑各期消费，因此会在工作期内进行净储蓄，而在其他生命阶段进行净消费（Modigliani and Brumberg, 1954）。因此，一国的赡养率越高则消费率越低，反之亦然。其三，制度因素。预防性储蓄理论（Leland, 1968）认为，人们会因为未来的不确定性而进行谨慎性储蓄，因此，完善的社会保障体系有助于刺激消费（Hubbard et al., 1995）。流动性约束理论认为，金融市场发展滞后会限制消费者借贷，刺激储蓄（Deaton, 1991）。此外，影响消费的因素还包括保险、习惯性坚持、相对消费等因素（Harbaugh, 2003）。

在上述理论中，收入和人口因素可以较好地解释日本、新加坡等国的居民消费行为，但却无法解释中国与欧美发达国家之间的消费行为差异。预防性储蓄理论和流动性约束理论能够同时解释欧美居民的过度消费和中国居民的消费不足（龙志和和周浩明, 2000；万广华等, 2001；罗楚亮, 2004），却难以解释为什么社会保障体系和金融市场发展都较发达的日本、新加坡等国，仍然面临“低消费、高储蓄”的困境。因此，要更全面地理解消费/储蓄行为，或许还需要补充对其他因素的分析。

---

\* 叶德珠，暨南大学金融研究所及金融系，邮政编码：510632，电子邮箱：gzydz@126.com；连玉君，中山大学岭南学院，邮政编码：510275，电子邮箱：15889968888@163.com；黄有光，澳大利亚莫纳什大学，电子邮箱：kwang.ng@monash.edu；李东辉，澳大利亚新南威尔士大学，电子邮箱：donghui@unsw.edu.au。本文受国家自然科学基金项目（71002056）、国家社会科学基金项目（10CJL010、11AJY013）、教育部人文社会科学研究基金项目（09YJC790269），以及中山大学经济研究所基地建设经费资助。感谢匿名审稿人的宝贵建议，使本文得到实质性改进。当然，文责自负。

一个值得注意的现象是，消费不足主要集中在东亚儒家思想圈国家，而消费过度则主要集中在欧美国家。因此，一个朴素而直观的猜想就是消费文化导致了消费行为的国别差异（Harbaugh, 2003）。然而，由于技术上的困难，延循这一研究路线的文献还很有限。相关研究主要集中在市场营销等微观层面（Briley et al., 2000; Johar et al., 2006），宏观层面研究较少，且都局限于个别国家，对文化是否影响消费也未有定论（Carroll et al., 2000; Mouawiya and Elhiraika, 2003）。更为重要的是，文化对消费行为的作用机制仍然处于黑箱状态，缺乏规范的政治学理论分析。主要原因可能是对消费文化的政治学技术表达存在瓶颈。跨期消费/储蓄决策涉及消费者的风险偏好和时间偏好，而消费文化可能同时对这两个偏好产生影响。鉴于已有大量基于预防性储蓄理论的文献从风险偏好角度研究了东西方消费/储蓄行为的差异（朱信凯和骆晨，2011），本文着重分析消费文化对消费者时间偏好的影响。

消费文化主要通过影响消费者的自我控制力并进而影响其消费行为。自我控制力具有明显的文化特征，同时又是消费者时间偏好的重要决定因素（Fisher, 1930），但这种文化及相应的消费行为差异在以传统的新古典时间偏好理论为基础的指数贴现模型中很难得到技术表达。该模型以“理性经济人、固定贴现率”为前提，主要通过贴现率来刻画消费行为的差别。要解释东西方消费差异，就需要假设欧美消费者的贴现率很高、东亚消费者的贴现率很低，但这往往难以让人信服。

行为经济学中的双曲线贴现模型能够在一定程度上克服上述困扰。它放松了“理性经济人”假设，认为消费者存在自我控制认知偏差，因而会形成短期和长期不一致的贴现率结构。为此，该模型无需设定极端的贴现率就可以很好地解释吸毒、过度饮食等消费行为偏差（Akerlof, 1991; Gruber and Koszegi, 2001）。这为解释东西方消费行为差异提供了一个可能的技术途径，但目前还仅用于解释一些较为具体的消费行为，很少上升到消费文化层面。

本文采用双曲线贴现模型来分析消费文化对东西方消费行为差异的影响。本文的理论逻辑是，在消费文化影响下，消费者会形成程度各异的自我控制认知偏差，这在双曲线贴现模型中可以用短期贴现因子 $\beta$ 来表达。 $\beta < 1$ 表示消费者具有自我控制不足认知偏差，主要反映欧美消费文化； $\beta > 1$ 表示过度自我控制，主要反映儒家消费文化。自我控制认知偏差使得消费者在制定长期消费计划时较为理性，但在实际消费时却经常偏离原有计划，从而出现消费过度或消费不足。本文基本理论预期是：居民受儒家文化影响越大，自我控制力越强，过度自我控制认知偏差越严重，则消费率越低，反之亦然。

我们采用全球 48 个国家和地区在 1978-2007 年期间的面板数据，对上述理论预期进行了实证检验。本文以自我控制力作为消费文化的替代变量，并用两组代理变量来表示：一是儒家文化圈虚拟变量，二是性生活指数。我们发现，前期文献中提及的经济、人口和制度等因素（如收入、社会保障等）对消费率国别差异的解释力不足 5%，而不随时间改变的国家个体因素（如风俗、文化等）则能够解释约 79% 的消费差异。这些个体因素中，约有 28% 可以藉由儒家文化虚拟变量来解释，有 58% 可以归因为以性生活指数为代表的文化因素。具体来说，消费率与代表文化的自我控制力变量显著负相关；消费行为偏差程度与自我控制认知偏差程度显著正相关，与教育水平显著负相关。这些结果表明，文化是造成消费行为偏差的主要原因，而一国理性居民比例越低，消费文化的影响越大，消费行为偏差越严重。

本文的主要贡献可以归结如下：其一，在理论层面上，用自我控制认知偏差对两类对立的消费文化进行了统一的技术表达，尤其是用规范的政治学模型分析了儒家消费文化抑制居民消费的作用机制。其二，在实证层面上，采用儒家文化虚拟变量和性生活指数来衡量消费文化，并基于跨国面板数据，对文化与消费之间的关系进行了检验，凸显了文化因素在解释消费率国别差异上相对于收入等传统变量的优越性。其三，在政策干预方面，本文的分析为各国纠正消费行为偏差尤其是中国的扩大内需政策提供了微观基础及技术创新的思路。

后文结构安排如下：第二部分对消费文化与认知偏差之间的关系进行梳理和技术表达。第三部分建立双曲线贴现模型，剖析消费不足和消费过度的形成机制。第四部分建立实证模型对消费文化与消费率之间关系进行回归分析。第五部分是政策讨论。最后是结论。

## 二、消费文化与自我控制认知偏差

### (一) 东西方消费文化的典型特征

欧美国家消费文化的典型特征是超前消费，居民往往利用金融市场的便利，将未来的收入提前透支到当期进行消费；东亚国家的消费文化则表现为谨慎消费和节俭消费。

东西方消费文化的形成具有深刻的社会根源。在 20 世纪以前，由于生产力低下和基督教义的影响，欧美国家居民也同样尊崇节俭。但随着消费信贷金融创新的普及，以及二战后物质水平的大幅提高，人们生活质量得以提高。尤其是为应对 20 世纪 30 年代经济大危机而兴起的凯恩斯主义理论更是强调刺激消费需求的重要性，提出“消费即是爱国”的口号，从而使消费主义开始盛行，认为人的满足和快乐的第一位要求是占有和消费物质产品。在这种思潮的影响下，无节制地消耗物质财富得到社会认可甚至鼓励。日益发达的金融市场更是推波助澜，将这种寅吃卯粮的消费模式引向极致。东亚儒家思想在对待消费与储蓄问题上则一直非常内敛，一直保持着“崇俭黜奢”的禁欲倾向。孔子指出“奢则不孙，俭则固。与其不孙也，宁固”，并把“俭”和温、良、恭、让同视为重要的德目。儒家思想的长期熏陶使人们在消费生活必需品时心安理得，而在消费奢侈品时则容易产生负罪感，并将改善消费的希望寄望于将来，形成对消费的过度抑制。

### (二) 消费文化的技术表达——自我控制认知偏差及短期贴现因子

道德文化历来被认为是时间偏好形成与决定的重要因素（Fisher, 1930; Becker and Mulligan, 1997）。因此，要对东西方消费文化进行技术表达，时间偏好理论可以作为一个合适的分析框架。对于不同消费行为差异，在时间偏好分析技术上有两种表达方法：一种是设定时间偏好率（贴现率）的绝对数值，另一种是设定时间偏好率的结构特征。

在以新古典经济学时间偏好理论为基础的指数贴现模型中，时间偏好率（贴现率）是一个固定常数，消费者的消费行为主要通过贴现率的高低来刻画。因此要解释东西方消费行为差异，就需要为欧美消费者设定很高的贴现率，而为东亚消费者设定极低的（甚至是负的）贴现率（Lu and McDonald, 2006），但这并不符合经济学直觉。

以行为经济学时间偏好理论为基础的双曲线贴现模型采用的是允许时间偏好率发生结构变化的思路。该模型确认了消费者存在的自我控制认知偏差，并增加了一个短期贴现因子（贴现率）对此进行了刻画。在该模型框架下，消费者的跨期效用为（Laibson, 1997）：

$$U(t, s) = u_t + \beta \sum_{s=t+1}^{\infty} \delta^{s-t} u_s \quad (1)$$

其中，消费者的贴现因子结构设定为  $\{1, \beta\delta, \beta\delta^2, \dots, \beta\delta^t\}$ ，消费者在未来  $t$  期与  $t+1$  期（长期）之间使用的长期贴现因子为  $\delta$ ，在 0 期与 1 期（短期）之间的短期贴现因子为  $\beta\delta$ 。其中， $\beta$  用来刻画消费者短期贴现时存在的自我控制认知偏差。作为特例， $\beta = 1$  表示消费者没有认知偏差，此时模型退化为指数贴现模型。当  $\beta \neq 1$  时，表示消费者存在认知偏差，长期贴现率与短期贴现率不同，从而可能导致消费异常。 $\beta < 1$  代表着自我控制不足认知偏差， $\beta > 1$  代表着自我控制过度认知偏差（Krusell et al., 2002）。

为表达消费者存在自我控制不足认知偏差，欧美学者多通过设定  $\beta < 1$  以得到“短期高、长期低”的贴现率结构，可以刻画出欧美国家居民易受到短期诱惑而形成的过度消费行为。

儒家消费文化认为冲动型消费是不可取的，强调消费者要“禁奢崇俭”，使消费者逐渐形成过强的自我控制，在双曲线贴现模型中相应的技术表达是  $\beta > 1$ 。此时，会出现“短期低、



长期高”的贴现率结构，从而可以较好地与儒家消费文化“重未来、轻现在”倾向性态度相契合。虽然 $\beta > 1$ ，但由于长期贴现因子 $\delta < 1$ ， $\beta\delta'$ 还是会小于1，消费者的跨期效用之和仍然可以收敛，符合跨期贴现模型的技术要求。因此，本文对 $\beta > 1$ 的设定在逻辑上是前后一致的，在技术上也是可行的。

### 三、消费文化与消费异常的模型分析

为解构消费文化对消费行为的作用机制，本文将 [Koszegi \(2005\)](#)等文献中使用的双曲线贴现模型引入消费文化分析，以自我控制认知偏差 $\beta$ 来表征消费文化。技术上的改进之处在于：其一，对 $\beta$ 进行两个方向的设定，以方便将儒家消费文化及相应的消费拖延行为纳入分析框架。其二，根据本文分析对象重新设定消费者效用函数。其三，对消费者根据其理性程度进行分类。本文的讨论主要集中在创造性奢侈品领域，<sup>①</sup>与生活必需品相比，创造性奢侈品的消费更容易受到消费文化和心理认知等因素的影响，因此是本文的分析重点。

#### （一）基本模型

设消费者生存三期， $t = 0, 1, 2$ 。消费行为只在 $t = 1$ 期发生，消费者需在 $t = 0$ 时决定最优的消费数量。对创造性奢侈品的消费在 $t = 1$ 期会产生即期效用，在 $t = 2$ 时发生成本（如分期付款）。例如，假设消费者决定在 $t = 1$ 时消费 $x$ 单位的奢侈品 $X$ ，则他可以得到的即期效用为 $U(x)$ ， $U(x)$ 是凹函数，即 $U'(x) > 0$ ， $U''(x) < 0$ ；付出的成本是 $xc$ （ $c$ 是单位成本），该成本在 $t = 2$ 时才支付。

假设消费者在 $t = 1$ 期的总收入为 $I$ ，除去奢侈品消费之外剩余的部分用来消费生活必需品 $y$ 。<sup>②</sup>由于奢侈品的消费延迟至 $t = 2$ 时才付款 $xc$ ，因此，若根据市场利率水平假设 $t = 2$ 到 $t = 1$ 期之间的贴现因子为 $\gamma$ ，则消费者在时期1除消费奢侈品之外剩余部分为： $I - \gamma xc$ 。为便于分析，在比较奢侈品 $x$ 和必需品 $y$ 的效用时，可将必需品 $y$ 的消费效用单位化，令 $U(x, y) = U(x) + U(y) = U(x) + y$ ，即令 $U(y) = y$ ，则在 $t = 1$ 时，消费者消费必需品的效用为 $U[(I - \gamma xc)] = I - \gamma xc$ 。

消费者具有自我控制认知偏差，根据双曲线贴现模型，消费者在 $t = 0$ 期的贴现因子结构是 $\{1, \beta\delta, \beta\delta^2\}$ ，消费者时期0的效用最大化的目标函数是：

$$\text{Max}_x \beta\delta[(I - \gamma xc) + U(x)] - \beta\delta^2 xc \quad (2)$$

由最优化一阶条件可得：

$$U'(X^*) = \gamma c + \delta c \quad (3)$$

其中， $X^*$ 为最优的奢侈品消费数量。到了 $t = 1$ 时消费者再次考虑这个消费计划时，从 $t = 2$ 贴现到 $t = 1$ 的贴现因子是 $\beta\delta$ ，因此消费者的效用最大化问题又变成：

$$\text{Max}_x (I - \gamma xc) + U(x) - \beta\delta xc \quad (4)$$

此时的一阶条件是

$$U'(X'') = \gamma c + \beta\delta c \quad (5)$$

$X''$ 为 $t = 1$ 期消费者在受到过度自我控制的干扰而又没有采取任何措施的情况下，实际愿意消费的奢侈品数量。显然，此时消费者的最优条件发生了改变，其结果是消费者的后期消费实践与其早期消费计划相背离，表现为消费异常。

对比（3）式和（5）式可知，当 $\beta > 1$ 时， $U'(X'') > U'(X^*)$ ，由于效用函数是凹函数，因此可以推知 $X'' < X^*$ ，即实际消费量少于最优消费量，出现消费不足；当 $\beta < 1$ 时， $X'' > X^*$ ，出现消费过度。综上所述，通过 $\beta \neq 1$ 的技术设定，本文的模型能够在统一

① 奢侈品可分为创造性奢侈品和浪费性奢侈品（拉茨勒，2003）。前者指可以推动技术进步，提升生活质量的奢侈品如旅游消费等。后者则指纯粹为炫耀性质的高消费，如“人情面子”消费等。

② 剩余的收入如果用来必需品消费还有剩余，就以现金储蓄形式出现，现金某种程度上也相当于必需品。

的模型框架下解释消费过度和消费不足行为。

## (二) 扩展模型

虽然东西方消费文化对各自区域的消费行为影响深远，但即使在一国之内，消费者也还是会存在差别，因此消费文化影响程度也会各有不同。按理性程度可将消费者分为两类，一类是理性消费者， $\beta=1$ ，比例为 $\theta$ ，另一类是存在认知偏差的消费者， $\beta \neq 1$ ，比例为 $1-\theta$ 。则在 $t=0$ 期进行计划时的社会总效用函数是：

$$\text{Max}_x (1-\theta) \{ \beta \delta [(I - \gamma xc) + U(x)] - \beta \delta^2 xc \} + \theta \{ \delta [(I - \gamma xc) + U(x)] - \delta^2 xc \} \quad (6)$$

相应的一阶最优条件为：

$$U'(X^*) = \gamma c + \delta c \quad (7)$$

在 $t=1$ 期，实际消费购买时的总效用函数是：

$$\text{Max}_x (1-\theta) [(I - \gamma xc) + U(x) - \beta \delta xc] + \theta [(I - \gamma xc) + U(x) - \delta xc] \quad (8)$$

相应的一阶最优条件变为：

$$U'(X'') = \gamma c + \delta c + (1-\theta)(\beta-1)\delta c \quad (9)$$

不考虑消费者分层，比较式(3)和(5)可知，消费最优条件的差别是 $U'(X'') - U'(X^*) = (\gamma c + \beta \delta c) - (\gamma c + \delta c) = (\beta-1)\delta c$ ；考虑消费者分层之后，比较(7)、(9)式可知该差别变成了 $U'(X'') - U'(X^*) = (1-\theta)(\beta-1)\delta c$ ，偏差程度缩小到原来的 $(1-\theta)$  ( $\theta < 1$ )倍。 $\theta$ 值越小，偏差程度越大，消费异常程度越严重。

综合上述分析，可以得到如下两个推论：

**推论 1:** 消费率与自我控制力负相关，即自我控制力越强， $\beta$ 越大，消费率越低。

**推论 2:** 理性消费者占比 $\theta$ 越小，异常消费程度越严重。

## 四、实证分析：消费文化与消费率

### (一) 核心变量的衡量指标

#### 1. 消费文化（自我控制力）的衡量指标

本文的分析逻辑是，在消费文化影响下，消费者会形成不同方向和程度的自我控制认知偏差，进而导致不同的消费行为异常。模型的基本结论是：自我控制能力越强，消费率越低。因此，一个合理的消费文化替代变量，既要能够代表消费者的自我控制力，又要具有明显的文化特征。本文采用儒家虚拟变量和性生活指数作为自我控制力的替代变量。

(1) 儒家虚拟变量 (*Rujia*)。前文已经反复提到，欧美文化则强调自我实现，而儒家文化则使人们过度自我克制。这意味着，儒家虚拟变量可以定性地（虽然较为粗略）衡量两类自我控制认知偏差：儒家国家表现为过度自我控制，而非儒家国家则表现为自我控制不足。

(2) 性生活指数，包括三个指标：一年中的性生活频率 (*Sex\_Freq*)、不采取安全措施的行为占总体性行为的比例 (*Sex\_Unsafe*)、初次性生活的年龄 (*Sex\_Age*)。前两个指标与自我控制力负相关，*Sex\_Age* 与自我控制力正相关。选择性生活指数作为自我控制力的替代指标主要是因为性行为与自我控制力密切相关，这在心理学和性科学文献中得到了大量的经验支持。例如，在自我控制力低的人群中，性生活频率明显较高 (Gailliot and Baumeister, 2007)，经历初次性行为的年龄相对较低 (Toates, 2009)，在性行为过程中更倾向于不采取安全措施 (Trost et al, 2002, Quinn and Fromme, 2010)。更为重要的是，Gailliot and Baumeister (2007) 发现，在其他行为中（如理财、消费、按期完成任务等）表现出较强的自我控制力的人，也能够较好地控制其性行为。

#### 2. 理性消费者占比的替代指标

O'Donoghue and Rabin (2001) 在双曲线贴现模型框架下将消费者分为两类，一类完全不

知道自己认知偏差程度，称为无知的消费者；另一类知道自己存在认知偏差，并会通过各种途径来纠正自己的消费偏差行为，称为精明的消费者，即本文中的理性消费者。Lawrance (1991) 和 Sourdin (2008) 指出，教育水平是影响消费者理性程度的重要变量。Gailliot and Baumeister (2007) 将自控能力分为两种：特质型和状态型。前者更多地归因为先天因素，例如，有些人在很小的时候便表现出很强的自我控制力。后者则主要强调外部环境的影响，如文化、法律、教育等。因此，虽然我们无法获取理性消费者占比的一手资料，但可以采用教育水平作为替代指标，因为教育能有效改变个体的状态型自控能力（Pongratz, 2006）。

### 3. 异常消费率

异常消费率定义为实际消费率与正常消费率之间的偏差，可以采用两步法估算。第一步，我们选取了一些前期文献中已经确认的重要变量，并采用它们的线性拟合值来衡量正常消费率。具体而言，我们首先估计了如下线性模型：

$$Consum_{it} = \alpha + Z_{it}\beta + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

其中， $Consume$  为居民的最终消费率，定义为居民最终消费占 GDP 的比例， $Z$  为影响消费率的变量：收入水平 ( $GDPper$ )、真实利率 ( $Real\_i$ )、社会保障水平 ( $SocialSecu$ )、赡养率 ( $Depend$ )、金融发展水平 ( $FinanDev$ )。第二步，利用模型 (10) 的 OLS 估计值  $\hat{\alpha}$  和  $\hat{\beta}$  可以得到  $Consume$  的拟合值  $NormConsum_{it} = \hat{\alpha} + Z_{it}\hat{\beta}$ ，异常消费率可以用残差衡量，即：

$$Ex\_Consume_{it} = Consume_{it} - NormConsum_{it} \quad (11)$$

#### (二) 消费率与消费文化的实证模型设定

为验证推论 1，本文设定了如下线性回归模型：

$$Consum_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_{it} + \beta_2 Controls_{it} + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

其中， $Consume$  的定义同前， $\varepsilon_{it}$  为随机干扰项。 $X$  为消费文化（自我控制力）的代理变量，分别由上一小节的儒家文化虚拟变量 ( $Rujia$ ) 和性生活指数 ( $Sex\_Freq$ 、 $Sex\_Age$ 、 $Sex\_Unsafe$ ) 来衡量。 $Controls$  表示前期文献中提及的一系列可能影响消费率的控制变量，包括：居民收入 ( $GDPper$ )、社会保障支出 ( $SocialSecu$ )、实际利率水平 ( $Real\_i$ )、长短期利差 ( $Rategap$ )、儿童和老年负担系数 ( $Depend$ )、金融市场发展程度 ( $FinanDev$ )。

为验证推论 2，本文设定了如下模型：

$$|Ex\_Consume_{it}| = \alpha + \beta_1 Edu_{it} + \beta_2 |Ex\_Sex_{it}| + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

其中， $Ex\_Consume$  为(12)式中对应的异常消费率。由于这里重点关注的是实际消费率与正常消费率的偏离程度（不再区分消费不足或消费过度），在(13)式中采用  $Ex\_Consume$  的绝对值 ( $|Ex\_Consume|$ ) 作为被解释变量。 $Edu$  表示教育水平，用大学入学率来衡量，该值越高则理性消费者比重越高。 $Ex\_Sex$  表示自我控制认知偏差，用第  $i$  个国家在第  $t$  年的性生活频率与样本均值的离差来衡量，即  $Ex\_Sex_{it} = Sex\_Freq_{it} - \overline{Sex\_Freq}$ 。前文已经提到，自我控制力可以分为特质型和状态型两类，而文化和教育等外部因素只能影响后者，而无法改变前者。我们假设特质型自控能力不存在国别和时间差异，采用  $\overline{Sex\_Freq}$  来衡量，因此， $Ex\_Sex_{it}$  主要衡量了状态型自控能力。此外，类似于  $|Ex\_Consume|$  的设定思路，同样采用  $Ex\_Sex_{it}$  的绝对值，即  $|Ex\_Sex_{it}|$  作为解释变量。

若推论 2 是合理的，则可以预期，在控制自我控制认知偏差程度 ( $|Ex\_Sex_{it}|$ ) 的前提下， $Edu$  的系数  $\beta_1$  应显著为负。

#### (三) 数据来源和基本统计分析

本文的数据主要来源于世界银行发展数据库，包含 48 个国家和地区在 1978-2007 年期间的面板数据。<sup>①</sup>性生活指数的相关数据来源于 Durex 公司针对全球范围进行的调查报告。

① 这 48 个国家和地区分别是：阿根廷、澳大利亚、奥地利、比利时、巴西、加拿大、智利、中国、哥伦比亚、捷克、埃及、丹麦、芬兰、法国、德国、希腊、香港、匈牙利、冰岛、印度、印尼、伊朗、爱尔兰

表 1 列示了文中主要变量的计算方法、基本统计量和数据来源。

变量名称	平均值	标准差	最小值	最大值	定义及数据来源
<i>Netsaving</i>	0.115	0.076	-0.290	0.420	净的国民储蓄占 GDP 比例 <sup>a</sup>
<i>Domsaving</i>	0.233	0.075	-0.040	0.540	居民国内储蓄占 GDP 比例 <sup>a</sup>
<i>Consume</i>	0.771	0.082	0.480	1.047	居民最终消费占 GDP 比例 <sup>a</sup>
<i>GDPper</i>	3.912	0.511	2.453	4.750	收入：人均 GDP 取对数 <sup>a</sup>
<i>Edu</i>	0.046	0.015	0.010	0.080	教育：大学生入学率 <sup>a</sup>
<i>Real_i</i>	-0.008	0.119	-0.928	0.176	真实利率：一年期储蓄率-CPI 增长率 <sup>a</sup>
<i>Rategap</i>	0.023	0.046	-0.328	0.365	利差：市场长期利率-短期利率 <sup>b</sup>
<i>SocialSecu</i>	0.276	0.152	0.007	0.565	社会保障：社会保障支出/政府总支出 <sup>c</sup>
<i>Depend</i>	0.563	0.116	0.379	0.968	负担系数：≤15 岁和≥65 岁人口数/总就业人数 <sup>a</sup>
<i>FinanDev</i>	0.109	0.336	0.000	1.417	金融市场发展：ln(国内信贷总额/GDP) <sup>a</sup>
<i>Rujia</i>	0.158	0.365	0.000	1.000	儒家思想圈国家为 1，其他为 0 <sup>d</sup>
<i>Sex_Freq</i>	0.294	0.030	0.203	0.384	性生活频率：一年当中性生活次数/360 天 <sup>e</sup>
<i>Sex_Unsafe</i>	0.510	0.124	0.245	0.735	不采取安全措施性生活的比例 <sup>e</sup>
<i>Sex_Age</i>	17.352	1.162	15.600	23.000	最早开始性生活的年龄 <sup>e</sup>

注：(1) *Sex\_Freq*、*Sex\_Unsafe* 和 *Sex\_Age* 的样本数分别为 590、590 和 624，其它变量的样本数均为 822。(2) 数据来源简写如下，a：世界银行发展数据库；b：IMF 国际金融数据库；c：IMF 政府财政年鉴；d：本文整理，儒家文化圈包括中国、香港、印度尼西亚、日本、韩国、马来西亚、菲律宾、新加坡、泰国和越南；e：Durex 全球性调查报告，下载地址为 <http://www.durexnetwork.org/en-GB/research>。

#### (四) 回归结果及分析

##### 1. 消费率与自我控制力：推论 1 的检验结果

为验证推论 1，本文采用 OLS 估计了模型(12)，回归结果呈现于表 2。在第(1)列中，我们重点考察了前期文献中提及的主要变量对居民消费率的影响。其中，收入水平(*GDPper*)和利差(*Rategap*)均显著为负，与凯恩斯绝对收入假说的理论预期一致；社会保障程度(*SocialSecu*)显著为正，与预防性储蓄理论一致。负担系数(*Depend*)显著为正，与生命周期理论相悖。真实利率水平(*Real\_i*)以及金融发展水平(*FinanDev*)并不能很好地解释国家之间的消费率差异。我们注意到，该模型的  $R^2$  仅为 0.044，意味着在本文的样本中，前期文献中所强调的经济因素的解释能力非常有限。如前文所述，消费文化等不可观测个体因素在很大程度上影响着居民的消费行为。为此，在第(2)列中，我们进一步加入了 47 个反映国家个体效应的虚拟变量。此时，模型的  $R^2$  提高为 0.828，这意味着，不随时间改变的个体因素（如风俗、文化等）能够进一步解释约 79% (0.83-0.04) 的消费行为的变动。<sup>①</sup>在第(3)列中，我们进一步加入了反映时间特征的年度虚拟变量，发现在多数年份中，相应的虚拟变量并不显著。<sup>②</sup>这表明，在本文的样本区间内，居民的消费行为具有高度的稳定性。

从上面的分析可以看出，前期文献中所强调的经济变量似乎无法很好地解释不同国家之间的消费差异。虽然第(2)列的结果表明，个体效应能在很大程度上解释消费率的截面差异，但我们更为关心的是：这些个体效应到底是什么？

兰、意大利、荷兰、新西兰、挪威、基斯坦、日本、菲律宾、波兰、葡萄牙、罗马尼亚、俄罗斯、韩国、新加坡、南非、卢森堡、马来西亚、墨西哥、西班牙、瑞典、瑞士、泰国、土耳其、英国、美国、越南。

① 我们进一步采用似然比检验 (LR test) 检验了个体效应的联合显著性(原假设为  $H_0: \alpha_i = 0$ )，得到的  $\chi^2$  值为 1457.0，相应的  $p$  值为 0.000。

② 采用似然比检验对第(3)栏中反映年度效应的虚拟变量执行联合显著性检验(原假设为  $H_0: \lambda_t = 0$ )，得到的  $\chi^2$  值为 35.2，相应的  $p$  值为 0.197。



表 2 推论 1 检验结果：自我控制认知偏差对最终消费率的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>GDPper</i>	-0.026*** (-3.41)	-0.206*** (-16.60)	-0.203*** (-15.85)	-0.055*** (-7.79)	-0.000 (-0.07)	-0.003 (-0.35)	-0.025*** (-3.21)	-0.039*** (-5.43)
<i>Real_i</i>	0.002 (0.08)	0.082*** (5.94)	0.085*** (6.10)	0.083*** (3.79)	0.179*** (3.79)	0.197*** (3.08)	0.048 (1.51)	0.186*** (4.18)
<i>Rategap</i>	-0.166*** (-2.70)	0.077** (2.24)	0.079** (2.27)	-0.088 (-1.63)	0.044 (0.89)	-0.093 (-1.41)	-0.098 (-1.64)	0.104** (2.19)
<i>SocialSecu</i>	0.140*** (5.58)	0.005 (0.26)	0.001 (0.06)	-0.025 (-1.02)	0.022 (1.09)	0.156*** (5.75)	0.124*** (5.23)	-0.057*** (-2.70)
<i>Depend</i>	0.058** (2.20)	0.003 (0.17)	0.013 (0.48)	-0.045* (-1.88)	0.067** (2.48)	0.044 (1.20)	0.042 (1.40)	0.033 (1.27)
<i>FinanDev</i>	0.013 (1.54)	0.008 (0.16)	0.005 (0.11)	0.011 (1.42)	0.044*** (7.51)	0.017** (2.25)	0.015** (2.05)	0.032*** (5.68)
<i>Rujia</i>				-0.140*** (-15.57)				-0.113*** (-8.76)
<i>Sex_Freq</i>					1.752*** (22.07)			1.149*** (11.31)
<i>Sex_Unsafe</i>						0.085*** (3.31)		
<i>Sex_Age</i>							-0.025*** (-9.69)	
<i>Constant</i>	0.805*** (23.57)	1.622*** (32.77)	1.606*** (29.25)	1.041*** (30.97)	0.204*** (5.86)	0.664*** (17.85)	1.251*** (19.34)	0.598*** (10.74)
个体效应	No	Yes	Yes	No	No	No	No	No
年度效应	No	No	Yes	No	No	No	No	No
<i>N</i>	822	822	822	822	590	590	624	590
<i>adj-R<sup>2</sup></i>	0.044	0.828	0.829	0.262	0.506	0.110	0.207	0.563

注：(1) \*\*\*、\*\* 和 \* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著，括号中基于 White 异方差稳健型标准误计算而得的 t 值。(2) 被解释变量均为最终消费率 (Consume)。

为此，在第 (4)–(6) 列中，我们分别在第 (1) 列中的模型设定基础上，依次加入了反映消费文化的代理变量。<sup>①</sup>由第 (4) 列的结果来看，*Rujia* 虚拟变量的系数为 -0.14，且在 1% 水平上显著异于零。在本文的样本中，最终消费率 (Consume) 的平均值为 0.771 (见表 1)，这意味着，在其他条件相同的情况下，儒家文化圈国家的消费率比样本平均水平低了约 18% (=0.14/0.771)。从模型的整体拟合优度来看，第 (4) 列的  $R^2$  比第 (1) 列提高了 21.8% (=0.262-0.044)，表明在上文提及的个体效应中，约有 28% (= 21.8%/79%) 可以藉由儒家文化来解释。

在第 (5) 列中，我们采用了另一个能够更直观地反映自我控制力的代理变量——性生活频率 (*Sex\_Freq*)，其系数估计值在 1% 水平上显著为正，表明自我控制力越弱，消费率越高。此时模型的拟合优度  $R^2$  为 0.506，比第 (1) 列提高了约 46% (=0.506-0.044)，这意味着约有 58.2% (46%/79%) 的个体效应可以归因为自我控制力所代表的消费文化。<sup>②</sup>

① 需要说明的是，在第 (4)–(6) 列的回归分析中，并未加入反映个体效应的国家虚拟变量，原因有二：其一，我们分析的重点是揭示个体效应的具体构成；其二，由于儒家经济圈虚拟变量 (*Rujia*) 不随时间改变，它会与个体效应虚拟变量完全共线性，而反映性生活指数的指标虽然随时间变化，但年度之间的差异很小，这使得性生活指数与个体效应虚拟变量高度共线性，若同时加入会大幅降低统计推断的有效性。

② 注意到第 (5) 栏和第 (4) 栏中所使用的观察值个数有所差异，但这并不影响上述结论。我们用第 (5) 栏中的样本重新估计了第 (4) 栏中的模型，得到的  $R^2$  为 0.253。



作为稳健性检验,在第(6)和第(7)列中,我们分别采用不采取安全措施性生活的比例(*Sex\_unsafe*)和初次性生活的年龄(*Sex\_Age*)作为自我控制力的替代指标。二者的估计系数分别为 0.085 和 -0.025,且均在 1%水平上显著异于零,与第(5)列中基于 *Sex\_Freq* 指标得到的结论一致。<sup>①</sup>当然,在第(6)和第(7)列中, $R^2$  分别为 0.110 和 0.207,均低于第(5)列。<sup>②</sup>为此,后续分析将主要采用 *Sex\_Freq* 来衡量自我控制力及相应的消费文化。

在第(8)列中,我们在第(1)列中模型设定的基础上,同时加入反映消费文化的虚拟变量 *Rujia* 和 *Sex\_Freq*,二者的系数分别为 -0.113 和 1.149,且均在 1%水平上显著异于零。此时的  $R^2$  为 0.563,略高于第(5)列中仅加入 *Sex\_Freq* 时的 0.506。这似乎表明,在控制了自我控制力(*Sex\_Freq*)后,儒家文化虚拟变量(*Rujia*)对国家之间消费率差异的解释能力明显下降了。进一步分析表明,二者之间的 Spearman 相关系数高达 -0.67。这意味着,居民的自我控制认知偏差主要根源于其所处的文化环境,甚至已经内化于所处的文化氛围之中。

上述分析表明,本文的推论 1——自我控制力越强消费率越低,得到了较为稳健的经验支持。图 1 中的散点图更为直观地反映了上述结论。图 1 中的纵轴为(12)式中定义的异常消费率(*Ex\_Consume*)。从计量经济学的角度来看,*Ex\_Consume* 可视为实际消费中无法用传统经济变量(即(10)式中的 *Z* 向量)解释的部分。若模型(12)的设定是正确的,则 *Ex\_Consume* 中主要包含了自我控制力对消费率的影响。图 1 中的横轴为反映自我控制力的变量 *Sex\_Freq* (为了更为直观,这里的横轴变量是 *Sex\_Freq*×360,即每年性生活次数)。<sup>③</sup>因此,图 1 中散点图的斜率实际上可以视为自我控制力(*Sex\_Freq*)对消费率的(条件)边际影响。换个角度来看,若把 *Ex\_Consume* 视为异常消费(与  $|Ex\_Consume|$  略有差异),则图 1 反映了异常消费与文化变量之间的显著相关关系。

可以看出,归属于儒家文化圈的国家都表现为消费不足( $Ex\_Consume < 0$ ),其中消费不足程度最大的三个国家是:新加坡、马来西亚和中国;而多数归属于非儒家文化圈的国家则倾向于过度消费,倾向最强的三个国家是:希腊、美国和英国。<sup>④</sup>同时,我们也发现了一个非常值得深入探讨的问题。在现有文献中,谈及“高储蓄率”或“低消费率”问题时,学者们往往将关注的焦点集中于中国,如 Modigliani and Cao (2004)、Kroeber (2011)等。然而,图 1 表明,在控制了收入水平(*GDPper*)、社会保障水平(*SocialSecu*)等因素后,新加坡居民的消费偏差明显大于中国,其消费不足的程度更为严重。这显然无法用传统的预防性储蓄理论或流动性约束理论来解释,而本文强调的自我控制认知偏差则具有很好的解释力。

在稳健性检验中,我们进一步采用国内储蓄率(*Domsaving*)和净储蓄率(*Netsaving*)作为被解释变量,分别采用表 2 中第(4)列和第(5)列的模型设定形式,重新估计了模型(12)。<sup>⑤</sup>结果表明,当采用 *Domsaving* 作为被解释变量时,*Rujia* 和 *Sex\_Freq* 的系数分别为 0.108 和 -1.423,且均在 1%水平上显著,表明儒家国家的储蓄率明显较高,自我控制力越低则储蓄率越低。采用 *Netsaving* 作为被解释变量时得到的结果与此相似。由于储蓄率与消费率高度负相关,因此,上述结果与表 2 引申出的结论是一致的。

① 需要说明的是,初次性生活的年龄(*Sex\_Age*)越小,表明消费者的冲动行为越严重,因此,基于 *Sex\_Age* 得到的估计结果与基于 *Sex\_Freq* 和 *Sex\_Unsafe* 得到的结果具有相反的符号。

② 一个可能的原因是,相对于性生活次数(*Sex\_Freq*),初次性生活的年龄(*Sex\_Age*)和不安全性生活的比例(*Sex\_Unsafe*)可能存在较为严重的衡量偏差。

③ 图 1 中的横轴和纵轴变量均为各个国家在 1978-2007 年期间的平均值。我们也分年度绘制了二者的散点图,所得到的结论并不存在明显差异。有兴趣的读者可以向我们索要相关结果。

④ 在图 1 中,日本居民性生活次数均值仅为 45 次/年,远低于样本均值 101 次/年。我们查阅的十余篇相关文献都报告了相似的结果,这表明本文所使用的 Durex 公司发布的数据并不存在明显的衡量偏差。

⑤ 受限于篇幅,相关估计结果未能呈现,有兴趣的读者可以向我们索要。

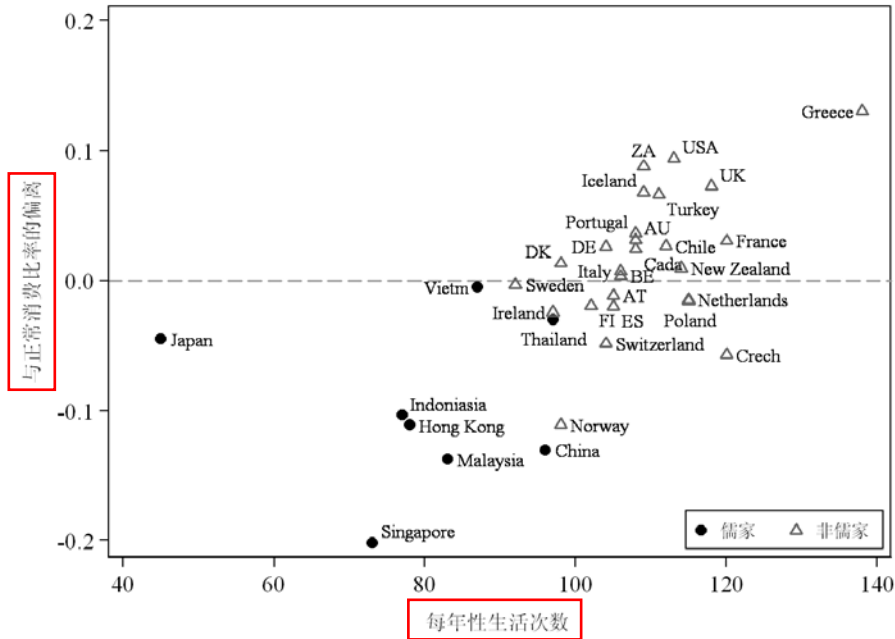


图 1 消费偏差与每年性生活次数的散点图（1998-2007）

注：部分国家名称采用了简写，AU (Australia), AT (Austria), BE (Belgium), DK (Denmark), FI (Finland), DE (Germany), ZA (South Africa), ES (Spain), UK (United Kingdom), USA (United State)。

## 2. 异常消费与理性消费者占比：推论 2 的检验结果

表 3 呈现了模型(13)的估计结果。在 A 栏中，我们采用  $|Ex\_consume|$  作为被解释变量。在第(1)列中，我们仅加入了  $|Ex\_Sex|$ ，其系数估计值为 0.598，在 1%水平上显著，表明自我控制认知偏差越大，则异常消费越严重，换言之，消费文化差异程度与消费异常程度一一对应，这进一步验证了推论 1 的合理性。由第(2)列中的结果可知， $Edu$  在 1%水平上显著为负，表明理性消费者比重的提高有助于降低异常消费率，初步证实了推论 2。第(3)列是本文最为关注的，我们同时加入了  $Edu$  和  $|Ex\_Sex|$ ，此时  $Edu$  仍然显著为负，这表明在控制了自我控制认知偏差的前提下，理性消费者比重的提高仍然有助于降低异常消费率。换言之，上述结果在印证了本文的推论 2 的同时，也表明推论 2 是推论 1 的进一步深化。

在 B 栏和 C 栏中，我们分别采用异常国内储蓄率 ( $|Ex\_Domsaving|$ ) 和异常净储蓄率 ( $|Ex\_Netsaving|$ ) 作为被解释变量（二者的估算方法与  $|Ex\_consume|$  相似），得到的结论与 A 栏中一致。这一方面表明本文对推论 2 的经验分析结论是稳健的，另一方面也表明代表消费文化的自我控制认知偏差不仅适于解释消费行为，也能够解释储蓄行为。

## 五、政策含义：扩大内需政策的理论基础与技术创新

由本文的理论分析可知，影响消费行为的参数主要有消费收益  $b$ 、成本  $c$ 、长期贴现因子  $\delta$  和短期贴现因子  $\beta$ 。在新古典时间偏好理论框架下，居民没有自我控制认知偏差， $\beta=1$ ，因此不会出现消费偏差行为，无需政府进行干预。但在现实中，各国政府实际上是频繁地进行干预（如公共支出和税收等），其目的是影响  $b$  和  $c$ 。在行为经济学框架下，居民具有程度不一的自我控制认知偏差， $\beta \neq 1$ ，并会通过杠杆作用，使得  $b$  和  $c$  发生倍数效应的变化，形成消费异常，需要外部干预，这就为“扩大内需”等政府干预行为提供了微观基础。

从本文实证结果来看，社会保障支出、金融市场发展与消费率显著正相关，因此加大社会保障支出，加快金融市场发展能够从一定程度上刺激消费。收入与消费率显著负相关，与凯恩斯消费函数性质吻合。其政策含义在于，虽然增加居民收入无法促进消费率的增长，但

表 3 推论 2 的检验结果：异常消费与理性消费者占比

	(1)	(2)	(3)
<b>A:   <i>Ex_Consume</i>  </b>			
<i>Ex_Sex</i>	0.598*** (8.40)		0.495*** (6.68)
<i>Edu</i>		-0.640*** (-5.83)	-0.520*** (-4.30)
<i>Constant</i>	0.040*** (14.88)	0.090*** (17.28)	0.068*** (9.63)
<i>N</i>	608	854	608
<i>adj-R</i> <sup>2</sup>	0.103	0.037	0.128
<b>B:   <i>Ex_Domsaving</i>  </b>			
<i>Ex_Sex</i>	0.475*** (6.90)		0.318*** (4.54)
<i>Edu</i>		-0.761*** (-7.99)	-0.800*** (-7.01)
<i>Constant</i>	0.037*** (14.07)	0.088*** (19.55)	0.080*** (11.97)
<i>N</i>	609	864	609
<i>adj-R</i> <sup>2</sup>	0.071	0.068	0.139
<b>C:   <i>Ex_Netsaving</i>  </b>			
<i>Ex_Sex</i>	0.252*** (3.45)		0.066 (0.89)
<i>Edu</i>		-0.740*** (-7.57)	-0.947*** (-7.92)
<i>Constant</i>	0.042*** (15.31)	0.085*** (18.38)	0.093*** (13.36)
<i>N</i>	609	864	609
<i>adj-R</i> <sup>2</sup>	0.018	0.061	0.108

注：\*\*\*、\*\* 和 \* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著，括号中基于 White 异方差稳健型标准误计算而得的 *t* 值。

能在消费支出的绝对增长上发挥作用。实际利率与消费率显著正相关，与储蓄理论预期不一致。但由于利率政策与货币政策密切关联，因此很难作为扩大内需的政策工具。

本文的重要发现在于，消费文化是解释消费率国别差异的主要因素，儒家文化影响力越强，消费率越低。消费文化主要通过影响居民的自我控制力来影响消费，自我控制力越强，消费率越低。因此从文化角度进行扩大内需政策设计，可以从两方面着手，一方面是直接从文化角度切入，推行理性消费观念。另一方面，可间接地通过影响居民的自我控制力入手，纠正儒家文化对居民消费的过度抑制。

在文化宣传方面，应通过各种途径加强对居民理性消费观的培养。欧美国家消费者之所以形成目前的过度消费的消费文化，很大程度上是因为 20 世纪 30 年代经济大危机之后，对凯恩斯主义扩张经济政策的持续推行和长期宣传“消费即是爱国”理念的结果。

影响我国居民的自我控制力有两种可能的思路。一种是削弱居民的自我控制力，例如，加快资产证券化进程，完善金融市场功能，缓解居民消费的流动性约束，弱化居民的过度自我控制倾向（Laibson, 1997）。另一种思路是利用双曲线贴现模型提供的能有效纠正自我控制认知偏差的“锁定”技术。锁定是指为防止未来的相机抉择行为，消费者自身或借助外力提前进行投资或消费支付，利用惩罚机制来强制消费者实施最初的计划（叶德珠，2010）。

在目前中国为刺激消费而出台的政策中，降低税率、完善社会保障体系、增加农民收入、增加公共基础设施投资等措施被寄予厚望。这些政策属于传统的成本-收益干预范畴，虽然具有一定的短期效果，但却存在长期瓶颈，因为即使公共基础设施建设达到日本的水平，也仍然难以避免多年的消费低迷。相比之下，反而是一些技术性规定对刺激消费的作用更加直接明显。比如，政府制定的“双休日”和“黄金周”政策就较强地促进了居民的旅游及相关消费。从本文模型逻辑来看，黄金周长假期强制规定了居民旅游休闲消费的下限，实际上是相当于一种锁定技术。这种锁定技术在财政资源占用上不大，但却能有效地撬动消费，“四

两拨千斤”式的杠杆作用较为显著。

目前,中国的出口导向型发展战略面临巨大挑战,扩大内需的压力剧增,这种压力对于纠正中国国民保守消费心态、培养理性消费理念未尝不是一个机遇。中国政府应该把握这个机遇,有意识地围绕锁定技术来进行制度设计,以有效地扩大内需,获得可持续发展的能力。

## 六、结 论

文化影响消费是一个基本共识,但该命题在理论和实证分析上的支撑却非常有限。本文采用行为经济学双曲线贴现模型,在思想路线上,用自我控制认知偏差来描述消费文化对居民消费认知态度的倾向性影响;在技术路线上,用短期贴现因子  $\beta$  来表达消费文化的非线性特征。从而保证了在同一个模型框架下,以对短期贴现因子  $\beta$  不同方向的赋值,可分别刻画出消费过度和消费不足,逻辑一致地解释东西方消费行为的差异。本文的主要理论结论是:居民受儒家文化影响越深,自我控制力越强,则消费率越低;受欧美文化影响越深,自我控制力越弱,则消费率越高。

在实证层面上,本文用 48 个国家和地区在 1978-2007 年间的面板数据,在控制了收入等传统变量的前提下,以儒家文化虚拟变量和性生活指数作为消费文化的主要替代变量,对消费率进行回归。结果表明:其一,文化确实是影响消费的主要因素。收入等传统变量对消费率国别差异解释力不足 5%,而不随时间改变的个体因素则能解释约 79% 的消费差异。在这些个体因素中,约有 28% 可由儒家文化虚拟变量来解释,有 58% 可以归因为以性生活指数为代表的文化因素。其二,消费偏差程度与自我控制认知偏差程度显著正相关,说明文化差别与消费行为差别存在一一对应关系。其三,消费偏差程度与代表理性消费者占比的教育变量显著负相关,说明一国理性消费者越少,消费偏差程度越严重。

在政策操作层面,本文模型结论表明,作为消费行为偏差的根本内因,消费认知偏差会放大居民消费时的成本收益比较,因此传统的仅仅针对消费收益与成本进行的政策措施会由于认知偏差因子的杠杆作用而事倍功半。双曲线贴现模型框架为我们提供了纠正认知偏差因子的锁定技术,围绕锁定技术进行政策设计可起到“四两拨千斤”作用。这个模型结论可以解释传统政策的困境和像“黄金周”这类措施的意想不到的效果,也为进一步的扩大内需政策创新提供了新思路。

## 参考文献

- 龙志和、周浩明, 2000:《中国城镇居民预防性储蓄实证研究》,《经济研究》第 11 期。
- 拉茨勒·沃尔冈, 2003:《奢侈带来富足》,北京:中信出版社。
- 罗楚亮, 2004:《经济转轨、不确定性与城镇居民消费行为》,《经济研究》第 4 期。
- 万广华、张茵、牛建高, 2001:《流动性约束、不确定性与中国居民消费》,《经济研究》第 11 期。
- 叶德珠, 2010:《和谐社会构建与政府干预的路径选择》,《经济学季刊》第 1 期。
- 朱信凯、骆晨, 2011:《消费函数的理论逻辑与中国化:一个文献综述》,《经济研究》第 1 期。
- Akerlof, G. A., 1991, “Procrastination and Obedience”, *American Economic Review* 81 (2): 1-19.
- Becker, G. S., C. Mulligan, 1997, “The Endogenous Determination of Time Preference”, *Quarterly Journal of Economics* 112 (3): 729-758.
- Briley, D. A., M. W. Morris, I. Simonson, 2000, “Reasons as Carriers of Culture: Dynamic Vs. Dispositional Models of Cultural Influence on Decision Making”, *Journal of Consumer Research* 27 (2): 157-178.
- Carroll, C. D., J. Overland, D. N. Weil, 2000, “Saving and Growth with Habit Formation”, *American Economic Review* 90 (3): 341-355.
- Deaton, A., 1991, “Saving and Liquidity Constraints”, *Econometrica* 59 (5): 1221-1248.



- Fisher, I., 1930, "The Theory of Interest", New York: Macmillan.
- Gailliot, M. T., R. F. Baumeister, 2007, "Self-Regulation and Sexual Restraint: Dispositionally and Temporarily Poor Self-Regulatory Abilities Contribute to Failures at Restraining Sexual Behavior", *Personality and Social Psychology Bulletin* 33 (2): 173-186.
- Gruber, J., B. Koszegi, 2001, "Is Addiction "Rational": Theory and Evidence", *Quarterly Journal of Economics* 116 (4): 1261-1303.
- Harbaugh, R., 2003, "China's High Savings Rates", *Working Paper*.
- Hubbard, R. G., J. Skinner, S. P. Zeldes, 1995, "Precautionary Saving and Social Insurance", *Journal of Political Economy* 103 (2): 360-399.
- Johar, G. V., D. Maheswaran, L. A. Peracchio, 2006, "Mapping the Frontiers: Theoretical Advances in Consumer Research on Memory, Affect, and Persuasion", *Journal of Consumer Research: An Interdisciplinary Quarterly* 33 (1): 139-149.
- Koszegi, B., 2005, "On the Feasibility of Market Solutions to Self-Control Problems", *Swedish Economic Policy Review* 12 (2): 71-94.
- Kroeber, A., 2011, "China's Consumption Paradox: Causes and Consequences", *Eurasian Geography and Economics* 52 (3): 330-346.
- Krusell, P., B. Kuruscu, A. A. Smith, 2002, "Equilibrium Welfare and Government Policy with Quasi-Geometric Discounting", *Journal of Economic Theory* 105 (1): 42-72.
- Laibson, D., 1997, "Golden Eggs and Hyperbolic Discounting", *Quarterly Journal of Economics* 112 (2): 443-477.
- Lawrance, E. C., 1991, "Poverty and the Rate of Time Preference: Evidence from Panel Data", *Journal of Political Economy* 99 (1): 54-77.
- Leland, H. E., 1968, "Saving and Uncertainty: The Precautionary Demand for Saving", *Quarterly Journal of Economics* 82 (3): 465-473.
- Lu, L., and I. McDonald, 2006, "Does China Save Too Much?", *Singapore Economic Review* 51 (3): 283-301.
- Modigliani, F., R. Brumberg, 1954, "Utility Analysis and the Consumption Function: An Attempt at Integration", in K. Kurihara ed, *Post-Keynesian Economics* (Rutgers University Press, New Brunswick, NJ) 388-436.
- Modigliani, F., S. L. Cao, 2004, "The Chinese Saving Puzzle and the Life-Cycle Hypothesis", *Journal of Economic Literature* 42 (1): 145-170.
- Mouawiya, A., A. Elhiraika, 2003, "Cultural Effects and Savings: Evidence from Immigrants to the United Arab Emirates", *Journal of Development Studies* 39 (5): 139-151.
- O'Donoghue, T., M. Rabin, 2001, "Choice and Procrastination", *Quarterly Journal of Economics* 116 (1): 121-160.
- Pongratz, L. A., 2006, "Voluntary Self-Control: Education Reform as a Governmental Strategy", *Educational Philosophy and Theory* 38 (4): 471-482.
- Quinn, P. D., K. Fromme, 2010, "Self-Regulation as a Protective Factor against Risky Drinking and Sexual Behavior", *Psychology of Addictive Behaviors* 24 (3): 376-385.
- Sourdin, P., 2008, "Pension Contributions as a Commitment Device: Evidence of Sophistication among Time-Inconsistent Households", *Journal of Economic Psychology* 29 (4): 577-596.
- Summers, L. H., 1984, "The after-Tax Rate of Return Affects Private Savings", *American Economic Review* 74 (2): 249-253.
- Toates, F., 2009, "An Integrative Theoretical Framework for Understanding Sexual Motivation, Arousal, and

Behavior”, *Journal of Sex Research* 46 (2): 168-193.

Trobst, K. K., J. H. Herbst, H. L. Masters, 2002, “Personality Pathways to Unsafe Sex: Personality, Condom Use, and Hiv Risk Behaviors”, *Journal of Research in Personality* 36 (2): 117-133.

## Consumption Culture, Cognitive Bias and Consumption Anomalies

Ye Dezhu<sup>a</sup>, Lian Yujun<sup>b</sup>, Ng Yew-Kwang<sup>c</sup>

(a: Jinan University; b: Sun Yat-Sen University; c: Monash University)

**Abstract:** It is widely acknowledged that national cultures have effects on consumption behavior. But there is little evidence to support this argument. This paper loose the hypothesis of ‘rational agent’, expresses the culture with cognitive bias of self control in the frame of behavioral hyperbolic discounting model, and explains the mechanism of insufficient consumption(in Europe and America) and excessive consumption(in East Asia). We regress between culture and consumption with a panel data covering 48 countries over year 1978 to 2007. The results show that traditional explanatory variables such as precautionary saving are less powerful than the unobservable country individual effects in explaining consumption rate difference, and Confucianism dummy variable and sex indices which proxy culture can explain 28% and 58% of those unobservable country individual effects. This indicates that culture which unchangeable over time is stronger than traditional variables in explaining consumption rate difference across countries. In practice, consumption commitment technology originated from the hyperbolic discounting model, can effectively correct consumption bias due to the cognitive bias induced by consumption culture, hence can make the intervention policy more effectively which is aimed at increasing internal demand in China.

**Key Words:** Consumption Culture; Self-Control; Hyperbolic Discounting; Increasing Internal Demand