第31卷 第5期
2005年5月

财经研究
Journal of Finance and Economics

Vol. 31 No. 5
May. 2005

个体理性、风险偏好、社会地位与我国消费增长*
——基于跨期替代资产选择理论模型的研究

邓可斌，何问陶
（暨南大学 经济学院，广东 广州 510632）

摘　要：文章基于跨期替代资产选择理论，建立了一个较符合我国实际的模型，并结合相关经济数据，将其用以分析我国消费增长问题。研究结果发现：(1)提高跨期替代弹性是解决我国消费不足问题的关键；(2)通过减少个体风险偏好或提高其对社会地位的重视程度来增加消费的方法在理论上并不可行；(3)通过减少贫富差距来减少社会地位因素的受重视程度，可能对刺激消费有一定作用。

关键词：个体理性；风险偏好；社会地位；消费增长；财富风险偏好

中图分类号：F014.5；F064.1　**文献标识码**：A　**文章编号**：1001-9952(2005)05-0005-12

一、引　言

个体理性、风险偏好及与此紧密相关的消费与投资决策问题的研究长期以来在西方主流金融经济学研究中占据了重要地位。随着研究的深入，社会地位因素对消费投资决策问题的作用也越来越得到重视。我国目前消费启动仍存在较大困难，如何拉动消费需求仍是相当一个时期内宏观经济政策制定的重点和难点。因此，在现阶段研究我国个人投资者资产选择的理性程度、风险偏好及社会地位因素对消费增长的影响有着十分重要的意义。本文试图抛砖引玉，对上述问题进行较为规范的研究。(1)从个体资产选择角度入手，提供了一个较为合理的、适合我国实际情况的、能够初步解释我国消费增长动力不足现象的理论模型；(2)结合实际经济数据，运用该理论模型，对我国个人投资者风险偏好特征与消费增长问题进行了分析，发现跨期替代弹性的提高是解决我国消费拉动问题的关键，并对此提供了相关政策建议。

二、文献述评

半个多世纪以来，经济人的理性问题已成为国外学界关注的热点。新古

收稿日期：2005-02-25

作者简介：邓可斌(1977－)，男，广东罗定人，暨南大学金融系博士生；
何问陶(1943－)，女，四川广安人，暨南大学金融系教授，博士生导师。

典经济学的完全理性经济人假定存在着明显的不合理性，对许多经济现象难以给出令人满意的解释。著名组织行为经济学家赫伯特·西蒙（Simmon）在他 1947 年的经典论述《管理行为》一书中，率先对“完全理性”假定进行了批判。他指出，由于在信息、认知以及环境方面存在着各种限制，经济个体不可能是完全理性的，而只能是“有限理性”的[①]。在其 1956 年的论著《理性选择与环境结构》一文中，他进一步提出了“满意化原则”，认为传统完全理性框架中认为经济个体会追求最优化选择的假设是不合理的，经济个体遵循的实际上是“满意化原则”。

西蒙的“有限理性”理论和思想被 O. E. Williamson、Hayek、张五常等新制度经济学家或多或少地接受并予以发展，成为了新制度经济学理论的基本假设。西蒙的“有限理性”理论主要贡献在于，从客观条件限制角度进行分析[②]，批判了完全理性假定。但是，从经济个体“理性”定义本身出发，本文认为，他的批判并不十分到位。事实上，在现代金融理论的经典文献中，“投资者理性”假定与市场信息和环境的假定是两个相互独立但又有机结合的部分，后者主要指由 Fama（1970）提出的有效市场假说（EMH）。“投资者理性”与“有效市场”、“风险厌恶”、“投资者同质”等假设，共同构成了现代金融理论的基本假设前提。因此，如果从现代金融理论的视角，西蒙的“投资者有限认知”观点属于对“投资者完全理性”假设的批驳，而其“信息、环境制约”观点则属于对“市场有效”假设的批评，可见，在金融经济学的研究中，信息、环境因素对经济人是否理性，并不构成必然影响。

西蒙的“有限理性”理论明显忽视了主观情绪因素的影响。行为金融学家 Kahneman 和 Tversky（1979）对经济人期望理论的论述在一定程度上可视为对西蒙“有限理性”理论的丰富和发展，并由此为行为经济学的研究开创出一个极为广阔的领域。但是，如果要对“有限理性”问题进行穷追猛打般的深入研究，需要大量心理学、社会学以至哲学等其他学科研究成果的支持。特别是如何明确区分“感性”与“理性”行为，是目前条件下几乎不可能解决的问题。

金融经济学家们意识到了这一问题解决的困难性。他们不再试图去深究“有限理性程度”的问题，而是另辟蹊径，将研究的重心转移到经济个体效用函数的分析上。标准金融学中，一类基本的效用函数称为 von. Neumann-Mogenstern（v. N-M）效用函数，也即期望效用函数。此种效用函数包含完全性、自反性、传递性、连续性、独立性等性质；故这种效用函数反映了行为人的高度理性（即完全性、自反性、传递性性质）和连续性、独立性。这种效用函数在行为人面临复杂风险的情况时是不尽合理的。Mehra 和 Prescott（1985）提出了著名的“股票溢价”之谜，以及 Weil（1989）在此基础上提出的“无风险利率之谜”，触发了金融经济学对效用函数的新一轮研究热潮。

Mehra 和 Prescott（1985）使用的效用函数形式为：$U=(C^{1-a}-1)/(1-a)$

(C 为消费,0<a<∞),当 a 的取值满足一定范围时,这样的效用函数就接近 V-Neumann-Mogenstern 期望效用函数的形式。在这样的效用函数下,参数 a 既是风险规避系数,又是跨期替代系数。然而并没有充足的理由表明这两个系数应有如此紧密的联系,它们分别代表着完全不同的意义。Epsein 和 Zin(1989,1991)提出了风险规避系数与跨期替代系数相分离的非期望效用函数:$U_t=[(1-\beta)C_t^{\rho}+\beta(E_tU_{t+1}^{\alpha})^{\rho/\alpha}]^{1/\rho}$,$(0\neq\alpha,\rho<1,0<\beta)$。其中,$\alpha$ 为风险规避系数,ρ 为跨期替代系数。他们对美国消费和资产市场进行的实证研究表明,这一效用函数较之传统的期望效用函数更有生命力。结合上述分析可见,这一效用函数形式也蕴含了行为金融理论的思想。

但是,在解释"股票溢价"和"无风险利率"之谜问题上,Epstein 和 Zin 的模型只具有部分的解释力。根据他们的实证结果,风险规避系数的弹性接近于 1,而跨期替代系数的弹性小于 1,这样,他们求出的 α 值仍较小,无法符合"股票溢价"对较大风险替代系数的要求,而 ρ 值求出来为负值,β 值则接近于 1 甚至大于 1,于是"无风险利率难题"可以部分得到解决。Epstein 和 Zin 的方法虽然仍远待完善,但其对非期望效用函数方法的贡献意义却是深远的。

Epstein 和 Zin(1989,1991)的非期望效用函数是时间离散的,Svensson(1989)、Epstein(1992)发展了非期望效用的连续时间理论,在效用函数的构建方法上,除了非期望效用函数外,将攀比效应和社会地位效应引入效用函数(如 Abel,1990;Weber,1958;Bakshi 和 Chen,1996)也为我们提供了另外的一条好的思路。在此基础上,Obstfeld(1994)将社会地位、不确定性对效用函数的影响与经济增长相联系,杨云红和邹恒甫(2001)把社会地位效应和连续时间非期望效用理论结合起来,对消费、储蓄和证券组合选择理论进行了更深入的研究。研究结果表明,这种混合方法在解释"股票溢价"和"无风险利率难题"两方面均有很大的潜力。杨云红(2001)采用了以下的连续时间递归模型:

$$f((1-R)J(W_t))=\lim_{h\to 0^+}\max_{[C_t,a_t]}\left[\left(\frac{1-R}{1-1/\varepsilon}\right)C_t^{1-\frac{1}{\varepsilon}}W_t^{-\lambda}h+e^{-\delta h}f((1-R)E_tJ(W_{t+h}))\right] \tag{1}$$

并假定 f(x)有以下形式:

$$f(x)=\left(\frac{1-R}{1-1/\varepsilon}\right)x^{\frac{1-\frac{1}{\varepsilon}}{1-R}} \tag{2}$$

(1)式中,$J(W_t)$是消费者时间 t 的效用函数;W_t 是时间 t 的财富变量;E_t 是时间 t 的条件期望;C_t 是时间 t 的消费;δ 是主观时间偏好参数;R 为个体的相对风险规避(R>0);ε 为跨期替代弹性(ε>0);h 为时间跨度;$|\lambda|$为衡量消费者对社会地位的关心程度,$|\lambda|$越大,表明个体对社会地位关心程度越高。另外假设当 $\varepsilon\leqslant 1$ 时,$\lambda\geqslant 0$,否则 $\lambda<0$。此时,财富变量服从以下随机扩散过程:

$$dW_t=(W_t(r_0+\alpha_t(\mu_t-r_0))-C_t)dt+\alpha_t\sigma_tW_td\omega_t \tag{3}$$

(3)式中，μ_t 为财富瞬时回报率的期望值；r_0 为无风险资产的回报率；σ_t 为标准差；α_t 为时间 t 上投资风险资产财富与投资无风险资产财富之比，一般情况下 $\alpha_t \geqslant 0$，但存在做空机制的情况下，α_t 也可以 <0。另外正常情况下，$\mu_t > r_0$。此函数形式与 Obstfeld(1994)的基本一致，而递归方程的处理方法则与 Svensson(1989)的方法类似。为了简化分析，模型还假设只存在一种无风险资产(储蓄)和一种风险资产(股票)。由 Ito 引理，最大化 $J(W_t)$ 首先要对(1)式选取最优的时间间隔，又由于是连续时间，于是导出的汉密尔顿—雅可比—贝尔曼(Hamilton-Jacobi-Bellman，HJB)方程为：

$$\max_{[C_t,a_t]}\Big[\Big(\frac{1-R}{1-1/\varepsilon}\Big)C_t^{1-\frac{1}{\varepsilon}}W_t^{-\lambda}-\delta f((1-R)J(W_t))+(1-R)f'((1-R)J(W_t))$$
$$\times J'(W_t)(W_t(r_0+\alpha_t(\mu_t-r_0))-C_t)+\frac{1}{2}J''(W_t)\alpha_t^2\sigma^2W_t^2\Big]=0$$

为简化方程，杨云红假设间接效用函数服从以下形式：$J(W_t)=aW_t^{\frac{(1-R)(\lambda\varepsilon+1-\varepsilon)}{1-\varepsilon}}$ $(a>0)$。并假设风险资产的期望和方差不随时间变化，而是分别固定为 μ 和 σ。最终推导出的最优财富和最优消费增长的动态性质为：

$$\frac{dC_t^*}{C_t^*}=\frac{dW_t^*}{W_t^*}=\mu_w dt+\Big(\frac{\mu-r_0}{\sigma}\Big)\Big(\frac{1-\varepsilon}{R\lambda\varepsilon+R-\lambda\varepsilon-R\varepsilon}\Big)d\omega_t \tag{4}$$

其中，$\mu_w=r_0+\frac{(\mu-r_0)^2}{\sigma}\Big(\frac{1-\varepsilon}{R\lambda\varepsilon+R-\lambda\varepsilon-R\varepsilon}\Big)-(1-R)^{\frac{1-\varepsilon}{1-R}}a^{\frac{1-\varepsilon}{1-R}}(\frac{\lambda\varepsilon+1-\varepsilon}{1-\varepsilon}^{-\varepsilon})$

以上的研究为分析我国消费增长问题提供了很好的研究思路，也是本文研究的出发点。但在资产组合(财富)变量和社会地位变量的设计方面，以上模型并不十分符合我国实际情况，需要加以适当的改进。

三、模型与推论

观察(1)式可发现，函数的设计中就已暗含了社会地位变量并不会直接影响消费效用(而只能通过影响财富变量 W 再间接影响消费效用)的假设。这一假设的原因在于社会地位这一因素，从一开始就被定义为具有资本主义精神的财富积累所带来的满足感(Bakshi 和 Chen，1996)。这一假设是不符合我国实际情况的。扩展社会地位因素定义，我们将(1)式改进如下：

$$f((1-R)J(W_t))=\lim_{h\to 0^+}\max_{[C_t,a_t]}\Big[\Big(\frac{1-R}{1-1/\varepsilon}\Big)C_t^{-\lambda(1-\frac{1}{\varepsilon})}W_t^{-\lambda}h+e^{-\delta h}f((1-R)E_tJ(W_{t+h}))\Big] \tag{5}$$

这一改进后的模型仍然可以保持幂效用函数的一般特性及各种良好性质。此时即期效用变为：$V_t=\Big(\frac{1-R}{1-1/\varepsilon}\Big)C_t^{-\lambda(1-\frac{1}{\varepsilon})}W_t^{-\lambda}$。其对消费与财富的一阶和二阶偏导数分别为：$V_{c,t}=-\lambda(1-R)C_t^{-\lambda(1-\frac{1}{\varepsilon})-1}W_t^{-\lambda}$；$V_{cc,t}=(\lambda^2(1-1/\varepsilon)+1)(1-R)C_t^{-\lambda(1-\frac{1}{\varepsilon})-2}W_t^{-\lambda}$；$V_{w,t}=-\lambda\Big(\frac{1-R}{1-1/\varepsilon}\Big)C_t^{-\lambda(1-\frac{1}{\varepsilon})}W_t^{-\lambda-1}$；$V_{ww,t}=(\lambda^2+\lambda)$

$\left(\frac{1-R}{1-1/\varepsilon}\right)C_t^{-\lambda(1-\frac{1}{\varepsilon})}W_t^{-\lambda-2}$。令 $-1<\lambda<0$, $R<1$, $\varepsilon>1$,于是上述一阶偏导数均大于0,二阶偏导数均小于0,满足风险厌恶效用函数的一般性质。并且 $|\lambda|$ 的增加会直接带来即期消费和财富效用的增加。$f(x)$ 的形式依然如(2)式,财富变量的随机扩散过程与(3)式相同,并且仍然做风险资产的期望和方差不随时间变化的假设。导出动态优化 HJB 方程:

$$\max_{[C_t,\alpha_t]}\Big[\left(\frac{1-R}{1-1/\varepsilon}\right)C_t^{-\lambda(1-\frac{1}{\varepsilon})}W_t^{-\lambda}-\delta f((1-R)J(W_t))+(1-R)f'((1-R)J(W_t))$$

$$\times J'(W_t)(W_t(r_0+\alpha_t(\mu-r_0))-C_t)+\frac{1}{2}J''(W_t)\alpha_t^2\sigma^2W_t^2\Big]=0 \qquad (6)$$

对 α_t 和 C_t 求一阶导数并令其为0,有:

$$J'(W_t)(\mu-r_0)+J''(W_t)\alpha_t\sigma^2W_t=0 \qquad (7)$$

$$-\lambda C_t^{-1+\lambda(\frac{1}{\varepsilon}-1)}W^{-\lambda}=f'((1-R)J(W_t))J'(W_t) \qquad (8)$$

由于此时动态 HJB 方程已发生变化,我们需要重新估计财富带来的间接效用函数。根据(6)式,我们将间接效用函数形式假定为:

$$J(W_t)=aW_t^{\frac{(1-R)(2\lambda\varepsilon-\lambda)}{1-\varepsilon}}\ (a>0) \qquad (9)$$

于是由(7)式可求出最优风险资产需求与无风险资产需求比例为:

$$\alpha_t^*=\left(\frac{\mu-r_0}{\sigma^2}\right)\left(\frac{1-\varepsilon}{2R\lambda\varepsilon-2\lambda\varepsilon-R\lambda+\lambda+1-\varepsilon}\right) \qquad (10)$$

由(8)式求得最优消费数量为:

$$C_t^*=(1-R)^{\frac{1-\varepsilon}{(1-R)(\varepsilon-\lambda+\lambda\varepsilon)}}a^{\frac{1-\varepsilon}{(1-R)(\varepsilon-\lambda+\lambda\varepsilon)}}\left(\frac{2\lambda\varepsilon-\lambda}{1-\varepsilon}\right)^{\frac{-\varepsilon}{\varepsilon-\lambda+\lambda\varepsilon}}W_t\equiv\eta W_t \qquad (11)$$

因为消费数量和最优间接效用函数的一阶导数必 ≥ 0,故有截面条件:

$\eta\geq 0$, $\frac{(1-R)(2\lambda\varepsilon-\lambda)}{1-\varepsilon}>0$。结合先前的假设:$-1<\lambda<0$, $R<1$, $\varepsilon>1$,可以看到截面条件已经得到满足。接下来可求 a 值。先把(10)、(11)式代入(6)式,然后再把(9)式代入其中有:

$$\Big[\left(\frac{1-R}{1-1/\varepsilon}\right)\left((1-R)^{\frac{1-\varepsilon}{(1-R)(\varepsilon-\lambda+\lambda\varepsilon)}}a^{\frac{1-\varepsilon}{(1-R)(\varepsilon-\lambda+\lambda\varepsilon)}}\left(\frac{2\lambda\varepsilon-\lambda}{1-\varepsilon}\right)^{\frac{-\varepsilon}{\varepsilon-\lambda+\lambda\varepsilon}}W_t\right)^{-\lambda(1-\frac{1}{\varepsilon})}W_t^{-\lambda}$$

$$-\left(\delta\left(\frac{1-R}{1-1/\varepsilon}\right)((1-R)aW_t^{\frac{(1-R)(2\lambda\varepsilon-\lambda)}{1-\varepsilon}})^{\frac{1-\frac{1}{\varepsilon}}{1-R}}\right)+(1-R)((1-R)aW_t^{\frac{(1-R)(2\lambda\varepsilon-\lambda)}{1-\varepsilon}})^{\frac{\varepsilon R-1}{\varepsilon(1-R)}}$$

$$\times\left(a\frac{(1-R)(2\lambda\varepsilon-\lambda)}{1-\varepsilon}\right)W^{(\frac{(1-R)(2\lambda\varepsilon-\lambda)}{1-\varepsilon}-1)}\Big(W_t(r_0+\frac{\mu-r_0}{\sigma_2}\frac{1-\varepsilon}{2R\lambda\varepsilon-2\lambda\varepsilon-R\lambda+\lambda+1-\varepsilon}$$

$$\times(\mu-r_0))-(1-R)^{\frac{1-\varepsilon}{(1-R)(\varepsilon-\lambda+\lambda\varepsilon)}}a^{\frac{1-\varepsilon}{(1-R)(\varepsilon-\lambda+\lambda\varepsilon)}}\left(\frac{2\lambda\varepsilon-\lambda}{1-\varepsilon}\right)^{\frac{-\varepsilon}{\varepsilon-\lambda+\lambda\varepsilon}}W_t\Big)$$

$$+\frac{1}{2}a\frac{(1-R)(2\lambda\varepsilon-\lambda)}{1-\varepsilon}\left(\frac{(1-R)(2\lambda\varepsilon-\lambda)}{1-\varepsilon}-1\right)W^{(\frac{(1-R)(2\lambda\varepsilon-\lambda)}{1-\varepsilon}-2)}$$

$$\times\left(\frac{\mu-r_0}{\sigma^2}\frac{1-\varepsilon}{2R\lambda\varepsilon-2\lambda\varepsilon-R\lambda+\lambda+1-\varepsilon}\right)^2\sigma^2W_t^2\Big]=0$$

等式左边各项中 W_t 指数相同，可同时除去，并化简移行得：

$$a^{\frac{1-\varepsilon}{(1-R)(\varepsilon-\lambda+\lambda\varepsilon)}}=\frac{(1-\varepsilon)\left(r_0+\frac{(\mu-r_0)^2}{2\sigma_2}\frac{1-\varepsilon}{2R\lambda\varepsilon-2\lambda\varepsilon-R\lambda+\lambda+1-\varepsilon}+\frac{\delta\varepsilon}{2\lambda\varepsilon-\lambda}\right)}{(1-R)^{\frac{1-\varepsilon}{(1-R)(\varepsilon-\lambda+\lambda\varepsilon)}}\left(\frac{2\lambda\varepsilon-\lambda}{1-\varepsilon}\right)^{\frac{-\varepsilon}{\varepsilon-\lambda+\lambda\varepsilon}}\left(\varepsilon(1-R)^{\frac{\lambda^2-\lambda}{\varepsilon(1-R)(\varepsilon-\lambda+\lambda\varepsilon)}}+1-\varepsilon\right)}$$

(9)、(10)、(11)式代人(6)式，可求得：

$$a^{\frac{1-\varepsilon}{(1-R)(\varepsilon-\lambda+\lambda\varepsilon)}}=\frac{(1-\varepsilon)\left(r_0+\frac{(\mu-r_0)^2}{2\sigma_2}\frac{1-\varepsilon}{2R\lambda\varepsilon-2\lambda\varepsilon-R\lambda+\lambda+1-\varepsilon}+\frac{\delta\varepsilon}{2\lambda\varepsilon-\lambda}\right)}{(1-R)^{\frac{1-\varepsilon}{(1-R)(\varepsilon-\lambda+\lambda\varepsilon)}}\left(\frac{2\lambda\varepsilon-\lambda}{1-\varepsilon}\right)^{\frac{-\varepsilon}{\varepsilon-\lambda+\lambda\varepsilon}}\left(\varepsilon(1-R)^{\frac{\lambda^2-\lambda}{\varepsilon(1-R)(\varepsilon-\lambda+\lambda\varepsilon)}}+1-\varepsilon\right)}$$

可见 a 值为常数，这证明我们对间接效用函数的假设是合理的。然而，单从上式难以判断出 a 值的符号，一是因为此时 a 与较复杂的幂函数联系在一起，二是因为在等式右边各项中，$\left(\varepsilon(1-R)^{\frac{\lambda^2-\lambda}{\varepsilon(1-R)(\varepsilon-\lambda+\lambda\varepsilon)}}+1-\varepsilon\right)$ 及 $\left(r_0+\frac{(\mu-r_0)^2}{2\sigma_2}\frac{1-\varepsilon}{2R\lambda\varepsilon-2\lambda\varepsilon-R\lambda+\lambda+1-\varepsilon}+\frac{\delta\varepsilon}{2\lambda\varepsilon-\lambda}\right)$ 的符号都不明确，但是只要我们在不违反先前假设的前提下，对参数的取值范围做进一步的细化限制，$a>0$ 的条件就能够得到满足，从而使方程得到经济学上有合理意义的解。财富的风险厌恶相对系数为：

$$U=-\frac{J''(W)W}{J'(W)}=\frac{2R\lambda\varepsilon-2\lambda\varepsilon-R\lambda+\lambda+1-\varepsilon}{1-\varepsilon} \tag{12}$$

当 $\lambda=\frac{1-\varepsilon}{2\varepsilon-1}$ 时，有：$U=R$。我们认为，在上式中，一定时期内的 R 值可以在一定程度上反映出投资者的理性特征。较理性的投资者其 R 值应该是较为稳定的。由(11)式及(3)式，有：

$$\frac{dC_t^*}{C_t^*}=\frac{dW_t^*}{W_t^*}=\mu_w dt+\left(\frac{\mu-r_0}{\sigma}\right)\frac{1-\varepsilon}{2R\lambda\varepsilon-2\lambda\varepsilon-R\lambda+\lambda+1-\varepsilon}d\omega_t \tag{13}$$

其中，$\mu_w=r_0+\frac{(\mu-r_0)^2}{\sigma}\frac{1-\varepsilon}{2R\lambda\varepsilon-2\lambda\varepsilon-R\lambda+\lambda+1-\varepsilon}-(1-R)^{\frac{1-\varepsilon}{(1-R)(\varepsilon-\lambda+\lambda\varepsilon)}}$ $a^{\frac{1-\varepsilon}{(1-R)(\varepsilon-\lambda+\lambda\varepsilon)}}\left(\frac{2\lambda\varepsilon-\lambda}{1-\varepsilon}\right)^{\frac{-\varepsilon}{\varepsilon-\lambda+\lambda\varepsilon}}$，由(12)式及(10)式，可得以下性质：

(1)$\partial U/\partial R>0$；即个体风险相对偏好越大，其财富相对风险偏好也越大；

(2)$\partial U/\partial\lambda>0$；当个体越关心社会地位，其风险偏好也越强($-1<\lambda<0$)；

(3)$\partial U/\partial\varepsilon>0$；个体跨期替代弹性越高，风险厌恶程度越强；

(4)$\partial\alpha_t^*/\partial R<0$；个体风险厌恶程度越高，投资风险资产(证券)比例(相对储蓄资产)越高；

(5)$\partial\alpha_t^*/\partial\lambda<0$；表明当个体越重视社会地位，其风险偏好越高，投资风险

资产比例越大；

(6)$\partial\alpha_t^*/\partial\varepsilon<0$；跨期替代弹性越大，个体财富风险厌恶程度越高，风险资产投资比例越低。由(11)式可求得另一性质：

(7)$\partial C_t^*/\partial\lambda$ 的符号是不清楚的。因为由(11)式有：

$$C_t^*=(1-R)^{\frac{1-\varepsilon}{(1-R)(\varepsilon-\lambda+\lambda\varepsilon)}}a^{\frac{1-\varepsilon}{(1-R)(\varepsilon-\lambda+\lambda\varepsilon)}}\left(\frac{2\lambda\varepsilon-\lambda}{1-\varepsilon}\right)^{\frac{-\varepsilon}{\varepsilon-\lambda+\lambda\varepsilon}}W_t\equiv\eta W_t$$

对 λ 求导，得：

$$\frac{\partial C_t^*}{\partial\lambda}=a^{\frac{1-\varepsilon}{(1-R)(-\lambda+\lambda\varepsilon+\varepsilon)}}(1-R)^{\left(\frac{1-\varepsilon}{(1-R)(-\lambda+\lambda\varepsilon+\varepsilon)}-1\right)}W_t(1-\varepsilon)\left(\frac{2\lambda\varepsilon-\lambda}{1-\varepsilon}\right)^{\frac{-\varepsilon}{-\lambda+\lambda\varepsilon+\varepsilon}}$$

$$(\log a+\log(1-R))/(1-\lambda+\lambda\varepsilon+\varepsilon)^2+a^{\frac{1-\varepsilon}{(1-R)(-\lambda+\lambda\varepsilon-\varepsilon)}}(1-R)^{\frac{1-\varepsilon}{(1-R)(-\lambda+\lambda\varepsilon+\varepsilon)}}W_t$$

$$(1-\varepsilon)\left(\frac{2\lambda\varepsilon-\lambda}{1-\varepsilon}\right)^{\frac{-\varepsilon}{-\lambda+\lambda\varepsilon+\varepsilon}}\left(\frac{\varepsilon(\lambda-\lambda\varepsilon-\varepsilon)}{\lambda(1-\varepsilon)}-\varepsilon\log\frac{2\lambda\varepsilon-\lambda}{1-\varepsilon}\right)/(1-\lambda+\lambda\varepsilon+\varepsilon)^2$$

等式右边两项符号都不确定，因此$\partial C_t^*/\partial\lambda$ 的符号是不清楚的。进一步合并同类项，有：

$$\frac{\partial C_t^*}{\partial\lambda}=a^{\frac{1-\varepsilon}{(1-R)(-\lambda+\lambda\varepsilon+\varepsilon)}}(1-R)^{\left(\frac{1-\varepsilon}{(1-R)(-\lambda+\lambda\varepsilon+\varepsilon)}-1\right)}W_t(1-\varepsilon)\left(\frac{2\lambda\varepsilon-\lambda}{1-\varepsilon}\right)^{\frac{-\varepsilon}{-\lambda+\lambda\varepsilon+\varepsilon}}$$

$$\times\left(\log a+\log(1-R)+\frac{(1-R)(\lambda-\lambda\varepsilon-\varepsilon)}{\lambda(1-\varepsilon)}-\varepsilon(1-R)\log\frac{2\lambda\varepsilon-\lambda}{1-\varepsilon}\right)/(-\lambda+\lambda\varepsilon+\varepsilon)^2$$

已知 $-1<\lambda<0$，$R<1$，$\varepsilon>1$，因此 $\partial C_t^*/\partial\lambda$ 的符号由 $(\log a+\log(1-R)+\varepsilon(1-R)(\lambda-\lambda\varepsilon-\varepsilon)/\lambda(1-\varepsilon)-\varepsilon(1-R)\log((2\lambda\varepsilon-\lambda)/(1-\varepsilon)))$ 符号决定并与之相反。$\varepsilon(1-R)(\lambda-\lambda\varepsilon-\varepsilon)/\lambda(1-\varepsilon)<0$，$\log(1-R)<0$。$\log a$ 的符号很难分析，我们假设它不变。如果$|\lambda|\to1$，$\varepsilon\to1$，$-\varepsilon(1-R)\log((2\lambda\varepsilon-\lambda)/(1-\varepsilon))<0$，而在其他一般情况下，$-\varepsilon(1-R)\log((2\lambda\varepsilon-\lambda)/(1-\varepsilon))$为较小正数或负数，于是 $(\log a+\log(1-R)+\varepsilon(1-R)(\lambda-\lambda\varepsilon-\varepsilon)/\lambda(1-\varepsilon)-\varepsilon(1-R)\log((2\lambda\varepsilon-\lambda)/(1-\varepsilon)))$ 就很可能小于 0，也即$\partial C_t^*/\partial\lambda$ 很可能大于 0。只有当$|\lambda|\ll1$，$\varepsilon\gg1$，$R\ll1$，$-\varepsilon(1-R)\log((2\lambda\varepsilon-\lambda)/(1-\varepsilon))$可能为一较大正值，此时 $\log(1-R)$为绝对值较小负值，如果此时 $\varepsilon(1-R)(\lambda-\lambda\varepsilon-\varepsilon)/\lambda(1-\varepsilon)$ 的绝对值恰好并不是很大，$(\log a+\log(1-R)+\varepsilon(1-R)(\lambda-\lambda\varepsilon-\varepsilon)/\lambda(1-\varepsilon)-\varepsilon(1-R)\log((2\lambda\varepsilon-\lambda)/(1-\varepsilon))$ 有可能大于 0，也即$\partial C_t/\partial\lambda$ 有可能小于 0。

因此，如果$|\lambda|\ll1$，$R\ll1$，$\varepsilon\gg1$，$\partial C_t^*/\partial\lambda$ 有可能小于 0；但在其他一般情况下，$\partial C_t^*/\partial\lambda$ 很可能大于 0。表明如果投资者社会关心绝对程度较低，风险厌恶程度较低且跨期替代弹性较高时，社会地位关心程度的增加，才可能会带来投资者消费的增加。以上 7 个性质与本文上一部分结尾提出的假设和其他一般性假设均是吻合的。

四、对我国消费增长问题的具体分析

(一)股票收益率变动、个体投资决策与财富相对风险偏好改变。中国股

票市场历史已10余年，股票月收益率呈现降低趋势，收益率方差也趋减少。由(10)式可知，当股票收益率均值μ降低时，α_t^*应减少；但当收益率方差σ^2减少时，α_t^*应增加。所以，股票收益率变动对α_t^*的影响实际取决于上述二变量的综合影响。尽管欲求综合影响的解析解非常困难，但根据(10)式和中国股市相关数据可以进一步估算这种综合影响的具体数值。

首先我们计算出1991～2003年股票市场月收益率年平均值、方差及当年无风险利率(详见表1，其中无风险利率用一年期存款月利率代替)。将表1数值代入式(10)，可求得α_t^*的变化值。例如，1996年月收益率均值为0.07，年方差为0.02，无风险利率为0.0076；2000年月收益率均值为0.05，年方差为0.003，无风险利率为0.0019；代入(10)式可在理论上求得2000年相对1996年的变化值(假设财富相对风险偏好不变)，即：

$$\Delta\alpha_t^* = \left(\frac{0.05-0.0019}{0.003^2}-\frac{0.07-0.0076}{0.02^2}\right)\left(\frac{1-\varepsilon}{2R\lambda\varepsilon-2\lambda\varepsilon-R\lambda+\lambda+1-\varepsilon}\right)$$
$$\approx 4666\left(\frac{1-\varepsilon}{2R\lambda\varepsilon-2\lambda\varepsilon-R\lambda+\lambda+1-\varepsilon}\right) \tag{14}$$

并且容易求得α_t^*在理论上的相对变化率为：$\Delta\alpha_t^*/\alpha_t^*=29.91$。

直觉告诉我们如此之大的α_t^*的相对变化率是很难符合事实的。因此，个人投资者的财富相对风险偏好应该不是固定的。为了进一步验证这一判断，我们需要了解中国个人投资者的实际投资情况。中国个人投资者的资产投资主要由以下几方面构成：(1)储蓄存款；(2)固定资产投资(主要是房产)；(3)股票资产；(4)国债投资；(5)企业债券。由于企业债券数额较小且数据很难取得，我们予以忽略。另外，个人投资者房产投资数据也无法准确求得，但此数据数额可能不小，不能仅凭此一理由即不予考虑。对此问题的处理尽量遵循小心、科学的原则。中国个人投资者购房支出与储蓄存款的比重存在明显地区差异。我们经过反复估算发现，全国购建房支出占储蓄存款比例约为50％，其中投资性购房约为10％，则投资性购房支出与储蓄存款之比约为5％(50％×10％)。因资料所限，我们暂按此数估算各年投资性购房支出数。

另外一个难题是估算个人投资者投资的股票资产。我们只能得到流通股市值数据，而很难准确区分机构投资者与个人投资者的投资金额。有学者(骆祚炎、刘朝晖，2004)用流通股市值的一半估算此指标，我们认为是不合理的。有研究者估算(黄常忠，2004)，如果把500万人民币资金以上的户头均视为机构投资者，机构投资者与个人投资者的资金比例约为3∶7。我们采用这一数据，即个人投资者股票资产约为流通股市值的70％。最终我们将个人投资者投资分为四类：(1)储蓄存款；(2)投资性固定资产(即储蓄存款×5％)；(3)股票资产(即流通股市值×70％)；(4)国债。通过计算得到表1、表2。

表 1 中国 A 股市场综合月收益率年平均值、方差与一年期储蓄存款月利率(按当年价格计算)

年度/项目	年均值	年方差	无风险利率(%)
1991	0.13	0.017	0.66
1992	0.17	0.181	0.63
1993	0.04	0.043	0.79
1994	0.03	0.140	0.92
1995	−0.01	0.010	0.92
1996	0.07	0.020	0.76
1997	0.03	0.008	0.61
1998	0.01	0.005	0.42
1999	0.02	0.011	0.24
2000	0.05	0.003	0.19
2001	−0.02	0.004	0.19
2002	−0.02	0.005	0.17

注:年均值与年方差数据根据 CSMAR 数据库数据计算得出;一年期储蓄存款月利率则根据《中国统计摘要 2003》数据加权计算求得。

表 2 1993~2002 年中国个人投资者资产投资情况(按当年价格计算)

单位:亿元

年度/项目	储蓄存款	投资性购房	股票资产	国债
1993	15 204	760	603	1 101
1994	21 518	1 076	678	1 967
1995	29 662	1 483	657	2 948
1996	38 521	1 926	2 007	3 257
1997	46 280	2 314	3 643	4 332
1998	53 408	2 670	4 022	6 700
1999	59 622	2 981	5 750	8 000
2000	64 332	3 217	11 262	8 217
2001	73 762	3 688	10 124	9 428
2002	86 911	4 346	8 740	10 316

注:储蓄存款、投资性固定资产、流通股市值数据来源于各年《中国统计年鉴》及《中国证券期货统计年鉴 2002》。1993 年前的流通股市值数据在年鉴中无法查得。国债数据根据各年《中国金融年鉴》计算,公式为:国债资产=当年初个人投资者持有国债余额+当年面向个人投资者发行国债额−历年需偿还个人投资者的国债数额。

表 3 中国个人投资者股票资产与无风险资产比率(α_t^*)及财富风险相对规避系数(U)

年度/项目	α_t^*	U
1993	0.037	0.868
1994	0.029	0.720
1995	0.020	−0.953
1996	0.048	1.299
1997	0.072	0.332
1998	0.067	0.087
1999	0.085	0.207
2000	0.155	0.310
2001	0.122	−0.180
2002	0.090	−0.241

我们进一步把表 2 中的四类数据分为两类,一类是无风险资产,包括储蓄存款与国债;另一类是风险资产,包括股票资产与投资性固定资产。无风险利率仍然使用一年期存款月利率,但因为投资性购房收益率未知,风险资产的收益率很难估计。但我们通过计算发现,投资性固定资产占无风险资产的比率基本不变,各年均保持在 4.5%左右(这一比率并不高),这样,风险资产与无风险资产比率的变动主要体现为股票资产与无风险资产比率的变动,为了分析的方便,我们略去投资性固定资产数据。然后由表 2 计算得出各年 α_t^* 值,最后根据表 1 和式(10)计算出各年个人投资者财富相对风险规避系数 U 值(详见表 3)。需要说明的是,根据(10)式计算 U 值时,根据前面的假设,风险资产的收益应大于无风险资产收益(即 $\mu_t > r_0$)。但当 $\mu_t < r_0$ 时,从(10)式同样可以求出相应的 U 值。各年 U 值变化情况可通过图 2 得到更直观的印象。将图 2 与表 1 中股市月收益率年平均值数值比较,发现两者有着明显的正相关关系。当股市收益率升高时,个人投资者的财富风险规避倾向增加;当股市收益率下降时,个人投资者的财富风险偏好

却增加。需要注意的是,1995 年、2001 年、2002 年股市收益率出现负值,而由于我国股市缺乏做空机制,无论收益率如何走低,α_t^* 值也不能小于 0,这在部分程度上使得相应年份的个人投资者财富风险偏好会出现失真。但是,结合其他年份情况分析,这种失真并不会影响个人投资者风险偏好的变化趋势。

(二)我国个人投资者财富风险偏好特征、社会地位因素与消费增长。

1. 个体财富风险偏好特征与消费增长。可以发现,我国个人投资者财富风险偏好具有以下特点:(1)不稳定,但变化幅度并不太大;(2)这种财富风险偏好的不稳定很可能体现了投资者的非理性特征。投资者财富风险偏好由 λ、R、ε 三个值决定。随着我国经济不断增长和贫富差距的不断扩大,可以判断投资者对社会地位的重视程度将不断增加,也即$|\lambda|$值是不断增加的。由上文模型性质(2)可知,$|\lambda|$值的增加会带来投资者财富风险规避系数 U 的减少。

另由模型性质(1)和(3)有:$\partial U/\partial R>0$,$\partial U/\partial \varepsilon>0$。因此,如果$|\lambda|$值不断增加,而 U 值并没有表现出明显的减少趋势,而是在不断波动,可知 R、ε 至少有一个表现出波动的趋势。如果假设 R 不变,ε 就应当呈波动增加,表明对于较之相同数量的未来消费,个体对当前消费偏好程度不断增加。但结合中国实际情况,这一假设似乎不太合理。一方面,我国大部分居民生活仍未达到小康水平,消费品中生活必需品仍占较大比重,而生活必需品的跨期替代弹性不会太大;另一方面,自 20 世纪 90 年代中期改革以来,我国新的社会保障体系仍未成熟,且国人传统的重养老重子女思想并未转变,ε 很难随经济增长不断增加。因此,更一般的假设应是,R、ε 均处于波动状态,或是 ε 较稳定、R 呈波动增加。这一假设的潜在含义即投资者表现出非理性特征。

基于上述分析,虽然增加 R 或 ε 都可能会带来消费的增加,但结合中国实际情况,由于投资者对风险资产的偏好并不太强,R 值绝对水平较高,并可能存在不断增强的趋势,因此 R 的增加空间并不大。在 ε 值不是很高的情况下,R 值的增加可能会带来储蓄的增加,而非消费的增加。另外,R 的增加还会对本已脆弱的股市带来更大的打击。所以,通过增加 ε 值来启动消费才是更为可行的措施。

2. 社会地位因素与消费增长。由模型性质(7)知,一般情况下,$\partial C_t^*/\partial\lambda$ 很可能大于 0,即$|\lambda|$值的增加会带来消费的减少。只有在某些特殊的情况下,如$|\lambda|\ll 1$、$\varepsilon\gg 1$,$R\ll 1$ 时,$|\lambda|$值的增加可能会带来消费的增加。其中,$R\ll 1$ 表明个体风险厌恶程度很低,个体对无风险资产偏好(如储蓄)并不强;$\varepsilon\gg 1$ 表明个体跨期替代弹性较高,也即较之同等数量未来消费,个体比较偏好当前的消费,从(5)式的效用函数形式可知,社会地位重视程度的提高会使消费和财富给个体带来的效用增加,但其使财富带来的效用增量更多。因此,当社会地位重视程度提高时,个体首先考虑的是增加财富积累。由模型性质(5)可知,在其他因素不变的情况下,对社会地位重视程度的增加必然会带来风险投资比例的增加,并由此带来未来财富的增加。此时个体是否会增加即期消费,

取决于以下两个因素:(1)即期消费和未来消费对其带来的效用;(2)R 与$|\lambda|$的初始值。个体风险资产偏好程度较高,对社会地位因素重视程度的增加就会为其带来较多的未来收入。根据包络定理,随着对未来预期效用的增加,投资者会更倾向于增加即期消费。个体对社会地位重视程度越低,社会重视程度的增加使其增加的风险资产比例就越多,未来预期收入也就越高,投资者也就会更倾向于增加即期消费。

我国目前的实际情况是,R 值较高,ϵ 值并不太高,而$|\lambda|$值经过多年增长估计也不会太低。因此,在现阶段如果试图通过增加$|\lambda|$值来刺激消费,很可能难以取得满意效果;相反,如果能够通过减少贫富差距来减少$|\lambda|$值,却可能对刺激消费发挥一定的作用。

五、结 语

本文设计了一个跨期替代模型来分析我国的消费问题。结果表明,我国个人投资者存在较明显的非理性行为;要使我国消费增长问题得到妥善解决,核心问题在于跨期替代弹性的提高。试图通过减少人们风险偏好或提高人们对社会地位的重视程度来增加消费的方法在理论上并不可行。而要增加跨期替代弹性,我们认为,政策部门应采取以下措施:(1)尽快完善包括养老、失业、医疗、卫生、教育等制度在内的社会保障体系。(2)创造一个公平的经济竞争环境,确保经济快速稳定发展,使人们对未来生活有良好预期。(3)注重经济增长的同时还应特别注意处理好群众收入增长问题,使群众收入能有较明显的持续增长。此外,政策部门还应通过增加转移支付等方法,尽量降低贫富差距。贫富差距的降低可以降低人们对社会地位的重视程度,因而对消费的增长应是一个有利因素。

* 暨南大学博士学位论文创新项目(52004001)

注释:

①国内学者何大安撰文讨论有限理性问题时,完全同意西蒙的观点。详见《行为经济人有限理性的实现程度》,中国社会科学,2004 年第 4 期。本文对此存在不同意见。

②为分析方便,我们将经济个体情感之外的因素均归入客观范畴。

参考文献:

[1]何大安. 行为经济人有限理性的实现程度[J]. 中国社会科学,2004,(4).

[2]黄常忠. 沪深港证券市场投资价值比较[N]. 上海证券报,2004-04-14.

[3]蒋殿春. 现代金融理论[M]. 上海:上海人民出版社,2001.

[4]骆祚炎,刘朝晖. 资产结构、收入结构与股市财富效应[J]. 财经科学,2004,(2).

[5]杨云红,邹恒甫. 社会地位、非期望效用函数、资产定价和经济增长[J]. 经济研究,2001,(10).

[6]杨云红. 高级金融理论[M]. 湖北:武汉大学出版社,2001.

[7]赫伯特·西蒙著(黄涛译). 西蒙选集[M]. 北京:首都经贸大学出版社,2002.

[8]约翰·坎贝尔(朱平芳译). 金融市场计量经济学[M]. 上海:上海财经大学出版社,2003.

[9]Abel. A. B. . Asset pricing under habit formation and catching up with the Joneses[J]. American Economic Review, 1990,80:38~42.

[10]Bakshi,G. S,and Chen,Z. The spirit of capitalism and stock-market prices[J]. AmericanEconomic Review,1996,86(1):133~157.

[11]Epstein. L. G and Zin. S. E. Substitution,risk aversion,and the temporal behavior of consumption and asset returns:an theoretical framework[J]. Econometrica,1989,57:937~969.

[12]Epstein. L. G and Zin. S. E. Substitution,risk aversion,and the temporal behavior of consumption and asset returns:an empirical analysis[J]. Journal of Political Economy,1991,99:263~286.

[13]Kahneman. D and Tversky. A. Prospect theory: An analysis decision under risk[J]. Econometrica,1979,47(2):263~291.

[14]Mehra. R,and Prescott. E. C. The equity premium:A puzzle[J]. Journal of Monetary Economics,1985,15:145~161.

[15]Obstfeld. M. Risk-taking, global diversification, and growth[J]. American Economic Review, 1994,84(5):1310~1329.

[16] Svensson,L. E. O. Portfolio choice with Non-expected utility in continuous time [J]. Economics Letters,1989,30:313~317.

[17] Weil,P. The equity premium puzzle and the risk-free rate puzzle[J]. Journal of Economics,1989,24:401~421.

[18]Weber,M. M. The protestant ethic and the spirit of capitalism[M]. NewYork:Charles Scribner's Sons,1958.

Individual Rationality, Risk Preference, Social Status and the Consumption Growth in China

DENG Ke-bin, HE Wen-tao

(College of Economics, Jinan University, Guangzhou 510632, China)

Abstract: Based on the theory of inter-temporal substitution and asset allocation, this paper establishes a suitable model for China. By this model and the corresponding economic data, we analyze the problems in China's consumption growth. We find that (1) the key to the underconsumption problem is how to improve the elasticity of inter-temporal substitution; (2) changing individual risk preference or improving individual social status is not theoretically feasible; (3) narrowing the earning gap may be helpful in stimulating consumption.

Key words: individual rationality; risk preference; social status; growth of consumption; risk preference on wealth

（责任编辑 许 波）