情绪波动和资产价格波动*

陈彦斌

(中国人民大学经济学院　100872)

内容提要:投资者的情绪波动对于理解资产价格的波动有着重要的意义,但是已有研究对情绪波动的刻画还过于简单。本文在Mehra 和Sah(2002)对情绪波动研究的基础之上,更加全面地描述了投资者情绪波动,使用风险规避系数、跨期替代弹性和主观贴现因子三个投资者主观偏好参数的波动来描述投资者情绪波动。本文研究了情绪波动对股票价格和债券价格波动率的影响。结果表明,投资者的情绪波动对股票价格波动的影响要远大于对债券价格波动的影响;影响股票价格波动的情绪波动分别是主观贴现因子、跨期替代弹性和风险规避系数的波动。这些结果可以帮助我们理解股票价格的波动性和债券价格的平滑性。

关键词:情绪波动　资产价格　波动率　递归效用函数　行为资产定价理论

一、引　言

在金融学中,投资者的主观属性对于资产的均衡价格的形成起着重要的作用。资产作为一种特殊的商品,其均衡价格由资产的供给和需求决定,而经济中每一个投资者的最优投资组合规划问题最优解的总和就形成了对该资产的总需求。显然,投资者的最优投资组合问题最优解依赖于其主观属性。因而投资者的不同主观属性将对应着不同的资产市场均衡。但是,传统理论一般将投资者的主观属性视为给定的常数,很少研究主观属性的变动对于资产的均衡价格变动的影响。最近十多年来,人们开始关心投资者的主观属性的波动对经济波动和资产价格的影响。经济学理论上所能刻画的投资者主观属性主要是偏好结构,因此相关研究主要着手于研究投资者的偏好结构的变动对经济均衡的影响。

新古典行为资产定价理论本身也可以被认为是在研究投资者偏好结构的变动对均衡资产价格的影响。众所周知,基于常数相对风险规避系数(CRRA)效用函数的传统的新古典资产定价理论,无法解释众多的金融市场异像,其中最为著名是Mehra 和Prescott(1985)提出的股票溢价之谜和Weil(1989)提出的无风险利率之谜。这些金融市场异像表明传统理论无法描述现实中的金融市场。而在新古典经济学框架下,经过修正投资者效用函数而发展起来的行为资产定价理论,大大提高了对实际金融市场的解释能力。这也就是说,修正投资者的偏好结构可以显著改进理论上对于均衡消费和均衡资产价格的解释。[①]

除了效用函数之外,主观贴现因子也是投资者的偏好结构中的重要组成部分。主观贴现因子反映了投资者对未来效用的评价,因而间接对投资者的消费和均衡资产价格产生重要影响。但是,

*　本文得到国家自然科学基金资助(项目号:70403020,70373018),同时是中国人民大学"十五""211工程"《中国经济学的建设和发展》子项目"行为和实验经济学学科规划"研究成果。作者感谢匿名审稿人提出的宝贵意见,当然,文责自负。

①　参见陈彦斌和周业安(2004)关于新古典行为资产定价理论的综述。该文总结了财富偏好、习惯形成、追赶时髦、嫉妒、递归效用函数、损失厌恶和主观贴现因子等七类较为常见的新型效用函数对资产定价理论的影响,以及对股票溢价之谜的解释能力。

主观贴现因子在经济学中没有得到研究者的重视,一直被认为是外生给定的常数。近几年来,开始出现一些研究主观贴现因子的论文,并用来研究对资产价格的影响。经济学中一般假定主观贴现因子小于 1,这是由于对于同样数量的消费品,投资者不愿意推迟消费,因而要对享受未来消费品获得的效用进行贴现。Kocherlakota(1990)证明了在增长的经济中,即使主观贴现因子大于 1,也存在具有正利率的竞争性均衡。从而在一定程度上可以缓解股票溢价之谜和无风险利率之谜。

Becker 和 Mulligan(1997)建立了主观贴现因子内生决定的理论框架。模型中的主观贴现因子不再是常数,而是利率水平和投资者的收入的函数。而这些变量的随机性将会使得主观贴现因子是随机波动的,从而增加了资产价格的波动性。Laibson(1996,1997)研究了时间不一致的主观贴现因子,即投资者对于未来的长期和短期评价是不一致的。Laibson 研究了双曲贴现函数对消费和储蓄的影响,并发现跨期替代弹性系数小于相对风险规避系数的倒数。Barro(1999)研究了双曲贴现函数对经济增长的影响。Krusell 和 Smith(1998)在研究收入分布和财富分布时,发现采用常数主观贴现因子的模型产生了太少的穷人和太多的富人,这与美国实际数据不相符合。但是如果假定主观贴现因子服从具有两个状态的马尔可夫链,其转移概率是已知的,那么他们发现这两类贴现因子中的适度差异可以使得模型所模拟的财富分布更接近实际数据。

在一篇具有思想启发性的论文里,Mehra 和 Sah(2002)首次将情绪波动(mood fluctuations)定义为投资者的偏好结构参数(主观贴现因子和风险规避系数)的变动。①② 他们指出投资者的情绪波动对于理解股票价格的波动率有重要意义。他们发现主观贴现因子的较小变动可以导致股票价格的较大波动,而规避系数的变动对股票价格变动的影响不大。例如,他们通过计算发现,如果主观贴现因子波动的标准差为 0.1 个百分点,那么将会导致股票价格波动的标准差约为 3 到 4 个百分点。值得注意的是,Mehra 和 Sah 在研究情绪波动对股票价格波动的影响时,使用了两个很强的假定:唯一的金融资产是风险股票;投资者的偏好是 CRRA 效用函数。由于 CRRA 效用函数中只含有主观贴现因子和相对风险规避系数两个参数,所以他们只研究了这两个主观参数的波动对股票价格波动的影响。

但是,一方面一个完整的资产市场模型除了包含风险资产外,还必须包含无风险资产。因此,我们除了研究情绪波动对有风险的股票价格影响之外,还必须研究情绪波动对无风险的债券价格的影响。这样才能充分理解情绪波动对资产价格波动率的作用。另一方面,对于传统的 CRRA 效用函数而言,相对风险规避系数等于跨期替代弹性的倒数,因而跨期替代弹性系数就没有存在的必要性。然而,在金融学中这两个概念分别表示投资者对待风险的两种不同的规避行为,一种是对期

---

① 值得注意的是,虽然本文所提及的情绪波动(mood fluctuations)和投资者情绪(investor sentiment)都译为"情绪",但是分别属于新古典行为资产定价理论和行为金融两个不同的研究框架,相互之间并无本质联系。研究投资者情绪(investor sentiment)的方法主要有两种:封闭式基金折扣方法和问卷调查方法。封闭式基金折扣是指封闭式基金的净资产值(net asset values,NAV)与市场价值之差。前人的研究发现封闭式基金折扣与投资者情绪负相关。Zweig(1973)使用封闭式基金折扣预测道·琼斯股票指数的变动。Lee,Shleifer 和 Thaler(1991)认为投资者情绪可以解释封闭式基金之谜,Barberi,Shleifer 和 Vishny(1998)还进一步提出了一种新的投资者情绪模型。但是,Qiu 和 Welch(2004)比较了问卷调查和封闭式基金折扣两种研究投资者情绪的方法,发现这两种刻画投资者情绪的方法是不相关的:基于问卷调查的情绪指数对于理解金融市场有一定意义;而封闭式基金折扣是对投资者情绪的错误度量。

② 调查问卷方法通常不太关心情绪变动的心理机制和模型刻画,而主要集中于设计问题并构造投资者情绪指数或者投资者信心指数(consumer confidence)来把握投资者的情绪。这些问题通常是询问投资者对家庭财务和国家整体经济的现在评价和未来预期是否乐观。通过用大样本的问卷调查结果来计算净差额,就可以计算出情绪指数。比较有名的指数是密歇根大学开发的消费者情绪指数和 Robert J.Shiller 实施的投资者信心指数。Fisher 和 Statman(2002)发现了密歇根消费者情绪指数与下一期的股票收益之间存在显著的负相关性,因而可以用来预测股票市场;与同期的股票收益之间具有显著的正相关性,因而高的股票收益增强了投资者信心。Otoo(1999)也得到了同样的结论,不同之处在于他使用 Wilshire 5000 指数表示股票,而 Fisher 和 Statman 使用的是纳斯达克和 S&P 500 指数。

内风险的规避,而另一种则是对跨期消费波动的规避。① 也就是说,投资者应该具有完全不同的三种偏好参数:主观贴现因子、风险规避系数和跨期替代弹性,但是CRRA 效用函数只有前面两种偏好参数。因此,使用Epstein 和Zin(1989,1991)及Weil(1989)提出的递归效用函数,将投资者的相对风险规避系数和跨期替代弹性系数分解为两个独立的参数,从而就把投资者的两参数偏好推广到更加符合现实的三参数偏好。这样处理使得投资者的情绪更加丰富,情绪波动的来源也就更加多样化。

本文的研究目标就是建立基于递归效用函数的投资者情绪波动模型,并研究投资者的情绪波动分别对股票价格和债券价格波动率的影响。本文剩下部分的结构如下。第二节将给出基于递归效用函数的资产定价模型,通过求解模型得到了均衡的股票价格和债券价格,并表示为投资者的主观偏好参数的函数。第三节使用数值模拟方法来研究投资者的主观参数的变动对均衡的股票价格和债券价格的影响。第四节是结论和展望。

二、均衡资产定价模型

本节首先给出基于递归效用函数的欧拉方程,然后使用欧拉方程,将均衡股票价格和均衡债券价格表示为投资者的主观偏好参数(情绪参数)的函数。

1.偏好结构

本文考虑的是一个代表性投资者经济。定义 W_t 和 C_t 为 t 期初始时刻的总财富和总消费,$R_{m,t+1}$ 为已投资的总财富的收益率,其中下标 m 表示已投资的总财富,也就是资产的"市场组合"。代表性投资者的动态预算约束方程为②

$$W_{t+1}=R_{m,t+1}(W_t-C_t)$$

投资者的偏好表示为如下递归效用函数③

$$U_t=\left\{(1-\beta)C_t^{1-\gamma}+\beta(E_tU_{t+1})^{\frac{1-\gamma}{1-\alpha}}\right\}^{\frac{1-\alpha}{1-\gamma}} \tag{1}$$

其中 E_t 是条件期望算子,$\beta<1$ 是主观贴现因子,$\alpha>0$ 是相对风险规避系数(coefficient of relative risk aversion),$1/\gamma>0$ 是跨期替代弹性(elasticity of intertemporal substitution)。当参数 $\alpha=\gamma$ 时,递归效用函数(1)就退化为传统的时间可分的幂效用函数,其相对风险规避系数就是 α。

投资者选择符合预算约束方程的消费和资产组合来最大化效用水平 U_t。Epstein 和Zin(1989,1991)已经证明了,对于这种形式的预算约束方程,资产 j 的收益 $R_{j,t+1}$ 的欧拉方程可以表示为

$$1=E_t\left\{\left[\beta\left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{-\gamma}\right]^{\frac{1-\alpha}{1-\gamma}}R_{m,t+1}^{\frac{1-\alpha}{1-\gamma}-1}R_{j,t+1}\right\} \tag{2}$$

当 $\alpha=\gamma$ 时,欧拉方程(2)将退化为没有市场组合、基于消费的基本欧拉方程形式。只要是可交易资产,甚至是人力资本,欧拉方程(2)就成立。本文主要关心两种资产,有风险的股票和无风险的债券。本文使用市场组合来表示有风险的股票。

2.股票的均衡价格

根据Lucas(1978)的思想,本文将市场组合或者财富理解为对未来消费流的权益。在均衡中,投资者的消费等于市场组合的红利。在 t 期,一份市场组合将产生红利 D_t。假设红利的增长率 x_t

---

① 参见Weil(1989)和Campbell(1993)。

② 参见Campbell(1993)。

③ 递归效用函数(Recursive utility function),也称为递归偏好(Recursive preference)、广义等弹性偏好(Generalized isoelastic preference)、随机微分效用(Stochastic differential utility)和非期望效用函数(Non-expected utility function)。Tallarini(2000)的风险敏感偏好(Risk-sensitive preference)也是一种特殊的递归效用函数,其中的跨期替代弹性系数等于1。

$\equiv \ln(D_t/D_{t-1})$ 是随机的、独立同分布的，并且服从正态分布，即 $x_t \sim i.i.d.N(\mu, \sigma^2)$ 。

对于市场组合这个特殊的风险资产，欧拉方程(2)取如下更为简单的形式，

$$1 = E_t\left\{\left[\beta\left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{-\gamma}\right]^{\frac{1-\alpha}{1-\gamma}}(R_{m,t+1})^{\frac{1-\alpha}{1-\gamma}}\right\}$$

使用均衡消费等于市场组合的红利这个事实和市场组合收益率的定义，$R_{m,t+1} \equiv (P_{t+1}+D_{t+1})/P_t$，我们得到如下方程

$$1 = \beta^{\frac{1-\alpha}{1-\gamma}}E_t\left\{\exp\left[\left(-\gamma\frac{1-\alpha}{1-\gamma}\right)x_{t+1}\right]\left(\frac{P_{t+1}+D_{t+1}}{P_t}\right)^{\frac{1-\alpha}{1-\gamma}}\right\}$$

经过变形，得到

$$\left(\frac{P_t}{D_t}\right)^{\frac{1-\alpha}{1-\gamma}} = \beta^{\frac{1-\alpha}{1-\gamma}}E_t\left\{\exp\left[\left(-\gamma\frac{1-\alpha}{1-\gamma}\right)x_{t+1}\right]\left(\frac{P_{t+1}+D_{t+1}}{D_{t+1}}\frac{D_{t+1}}{D_t}\right)^{\frac{1-\alpha}{1-\gamma}}\right\}$$

因此，消费流权益的价格红利比，或者价格消费比，满足如下方程

$$\begin{aligned}\left(\frac{P_t}{D_t}\right)^{\frac{1-\alpha}{1-\gamma}} &= \beta^{\frac{1-\alpha}{1-\gamma}}E_t\left\{\exp\left[\left(-\gamma\frac{1-\alpha}{1-\gamma}\right)x_{t+1}\right]\left(\frac{P_{t+1}}{D_{t+1}}+1\right)^{\frac{1-\alpha}{1-\gamma}}\exp\left[\frac{1-\alpha}{1-\gamma}x_{t+1}\right]\right\}\\ &= \beta^{\frac{1-\alpha}{1-\gamma}}E_t\left\{\exp[(1-\alpha)x_{t+1}]\left(\frac{P_{t+1}}{D_{t+1}}+1\right)^{\frac{1-\alpha}{1-\gamma}}\right\} \qquad (3)\end{aligned}$$

由于红利增长率是经济中唯一的状态变量，所以价格红利比是状态变量 x_t 的一元函数。因为红利增长率是独立同分布的，所以今天的自然状态不会传递任何信息给明天的红利，因而也不会传递信息给明天的消费增长率。因此，由(3)式可知价格红利比应该是一个常数。

更严格地说，因为红利增长率是独立同分布的，并且价格红利比是红利增长率的函数，所以如下条件期望是一个只依赖于主观偏好参数的常数：

$$E_t\left\{\exp[(1-\alpha)x_{t+1}]\left(\frac{P_{t+1}}{D_{t+1}}(x_{t+1})+1\right)^{\frac{1-\alpha}{1-\gamma}}\right\}$$

由均衡定价方程(3)知，当红利增长率是独立同分布时，价格红利比是常数①。因此，$P_{t+1}/D_{t+1} = P_t/D_t$ 。于是，在方程(3)左右两边除以等于常数的价格红利比，就得到

$$\left(\frac{P_t/D_t}{P_t/D_t+1}\right)^{\frac{1-\alpha}{1-\gamma}} = \beta^{\frac{1-\alpha}{1-\gamma}}\exp[(1-\alpha)\mu+0.5(1-\alpha)^2\sigma^2]$$

其中使用了正态分布的性质。② 求解这个方程，就可以将均衡股票价格表示为红利和投资者的主观偏好参数的函数，

$$P_t = D_t\frac{\beta\exp[(1-\gamma)\mu+0.5(1-\alpha)(1-\gamma)\sigma^2]}{1-\beta\exp[(1-\gamma)\mu+0.5(1-\alpha)(1-\gamma)\sigma^2]} \qquad (4)$$

方程(4)推广了Mehra 和Sah 的结果。均衡股票价格不但是红利、主观贴现因子和相对风险规避系数的函数，还是跨期替代弹性的函数。当主观偏好 α 等于 γ 时，方程(4)退化到基于CRRA 效用函数的均衡股票价格，

$$P_t = D_t\frac{\beta\exp[(1-\alpha)\mu+0.5(1-\alpha)^2\sigma^2]}{1-\beta\exp[(1-\alpha)\mu+0.5(1-\alpha)^2\sigma^2]}$$

此退化后的均衡定价方程类似于Mehra 和Sah 的结果，但是与Mehra 和Sah 的均衡股票价格表达式

① Weil(1989)在离散状态空间的框架下得到了相似的结论。

② 如果随机变量 x 服从均值为 μ、方差为 σ^2 的正态分布，那么随机变量 $\exp(x)$ 的均值为 $\exp(\mu+0.5\sigma^2)$ 。

略有不同。这是因为本文与他们处理红利增长率的数学方法不同。本文直接采用对数正态分布的性质,而他们先将红利增长率处理为几何布朗运动,然后得到对连续时间随机过程的离散观察就是红利增长率。两种方法从本质上来讲完全是一样的,但是相比较而言本文的处理方法更为简洁。虽然两种方法所得结果形式不同,但是数值模拟的计算结果是非常接近的。

注意方程(4)成立的关于收敛的充分条件是如下不等式,

$$\beta\exp[(1-\gamma)\mu+0.5(1-\alpha)(1-\gamma)\sigma^2]<1 \tag{5}$$

而此条件是否成立依赖于各个经济参数和行为参数的选取。为了与 Mehra 和 Sah 的结果进行比较,本文选取与他们一致的参数。这些参数的数值大小,虽然是针对美国经济和美国投资者的特定参数,但是在资产定价理论的研究中被广为使用。我们取消费增长率的均值为 $\mu=0.018$,消费增长率的波动率为 $\sigma=0.035$。风险规避系数的取值空间为(1.1, 2.0, 3.0),主观贴现因子的取值空间为(0.96, 0.98, 0.99),而跨期替代弹性的取值则相应为风险规避系数 α 的倒数。容易验证,条件(5)对于所选取的这些参数均成立。[①] 并且左边远小于 1,说明不是特殊参数,而是存在一个较大的参数取值范围使得条件(5)成立。

3. 债券的均衡价格

下面我们来计算短期债券的均衡价格。将无风险利率记为 $R_{f,t+1}$。一般说来,无风险利率是今天的状态变量 x_t 的函数。但是,我们将要证明当消费增长率是独立同分布时,无风险利率和债券价格都是与状态变量 x_t 无关的常数。

假设一期债券承诺在下一期回报 1 单位的消费品,那么该债券在此期的价格 b_t 等于 $1/R_{f,t+1}$,从而无风险利率等于 $1/b_t$。将无风险利率代入欧拉方程(2),并利用债券价格的 t 时可测性,得到债券价格为

$$b_t=E_t\left\{\left[\beta\left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{-\gamma}\right]^{\frac{1-\alpha}{1-\gamma}}R_{m,t+1}^{\frac{1-\alpha}{1-\gamma}-1}\right\}$$

利用市场组合的定义,将以上方程写为

$$b_t\left(\frac{P_t}{D_t}\right)^{\frac{1-\alpha}{1-\gamma}-1}=\beta^{\frac{1-\alpha}{1-\gamma}}E_t\left\{\exp\left[\left(-\gamma\frac{1-\alpha}{1-\gamma}\right)x_{t+1}\right]\left(\frac{P_{t+1}}{D_{t+1}}+1\right)^{\frac{1-\alpha}{1-\gamma}-1}\exp\left[\left(\frac{1-\alpha}{1-\gamma}-1\right)x_{t+1}\right]\right\}$$

当消费增长率是独立同分布时,均衡中股票的价格红利比是常数。利用这个事实,对上面方程进行变形,得到如下方程

$$\begin{aligned}b_t\left(\frac{P_t/D_t}{P_t/D_t+1}\right)^{\frac{1-\alpha}{1-\gamma}-1}&=\beta^{\frac{1-\alpha}{1-\gamma}}E_t\left\{\exp\left[\left(-\gamma\frac{1-\alpha}{1-\gamma}\right)x_{t+1}+\left(\frac{1-\alpha}{1-\gamma}-1\right)x_{t+1}\right]\right\}\\&=\beta^{\frac{1-\alpha}{1-\gamma}}E_t\{\exp[-\alpha x_{t+1}]\}\\&=\beta^{\frac{1-\alpha}{1-\gamma}}\exp[-\alpha\mu+0.5\alpha^2\sigma^2]\end{aligned}$$

其中最后一个等式再次使用了正态分布的性质。将均衡股票价格代入以上方程的左边,变形后得到如下等式

$$b_t(\beta\exp[(1-\gamma)\mu+0.5(1-\alpha)(1-\gamma)\sigma^2])^{\frac{\gamma-\alpha}{1-\gamma}}=\beta^{\frac{1-\alpha}{1-\gamma}}\exp[-\alpha\mu+0.5\alpha^2\sigma^2]$$

因此,债券价格等于如下常数

$$b_t=\beta\exp[-\gamma\mu+0.5(\alpha\gamma+\alpha-\gamma)\sigma^2] \tag{6}$$

① 注意当 $\alpha=\gamma$ 时,条件(5)并不完全退化为 Mehra 和 Sah 的相应收敛条件。产生这个差别的原因在于本文的均衡资产定价模型(4)与他们的相应定价模型表达式略有不同。

当 $\alpha=\gamma$ 时，此常数的债券价格的表达式就回复到基于CRRA 效用函数的形式，即

$$b_t=\beta\exp(-\alpha\mu+0.5\alpha^2\sigma^2)$$

其倒数就是相应的基于CRRA 效用函数的无风险利率。

三、情绪波动对资产价格波动的影响

本节研究投资者的情绪波动对均衡资产价格波动的影响，所使用的度量方法与Mehra 和Sah 是一致的。投资者的情绪波动定义为投资者的主观偏好参数的变动。为了简单起见，本文所研究的情绪波动是无分布函数的局部波动(local distribution free fluctuations)，即在先前的主观偏好参数数值附近的一个较小的扰动，我们无需知道这个扰动所服从的概率分布函数的具体形式。

1．主观贴现因子的波动

下面我们研究贴现因子的无分布的局部波动对股票价格和债券价格的波动的影响。分别定义 $E_\beta^e\equiv\partial\ln P/\partial\ln\beta$ 和 $E_\beta^b\equiv\partial\ln b/\partial\ln\beta$ 为股票价格和债券价格对贴现因子的弹性，也就是贴现因子每变动一个百分点，股票价格和债券价格分别变动的百分点。① 分别将股票价格和债券价格代入以上两个弹性的定义式，经过计算可以得到如下显示解

$$E_\beta^e=1/\{1-\beta\exp[0.5(2\mu+\sigma^2-\sigma^2\alpha)(1-\gamma)]\}$$

$$E_\beta^b=1$$

E_β^e 和 E_β^b 的含义类似于Mehra 和Sah 所描述弹性的含义。也就是说，由主观贴现因子的波动而引起的股票价格较小波动的标准差，等于 $|E_\beta^e|$ 倍主观贴现因子的较小波动的标准差。对弹性 E_β^b 的解释与 E_β^e 相同，唯一不同之处是前者研究对债券价格波动的影响。由于债券价格是主观贴现因子的线性函数，所以债券价格关于主观贴现因子的弹性等于常数1，即贴现因子的变动引起债券价格的相同程度的波动。

表1　弹性 E_β^e 的数值模拟

α	贴现因子 β，此处 $\gamma=1.1$		
	0.99	0.98	0.96
1.1	84.9304	45.9634	23.9690
2.0	85.3252	46.0777	23.9994
3.0	85.7682	46.2052	24.0332
α	贴现因子 β，此处 $\gamma=2$		
	0.99	0.98	0.96
1.1	36.2305	26.7214	17.5231
2.0	36.9483	27.1058	17.6842
3.0	37.7804	27.5464	17.8668
α	贴现因子 β，此处 $\gamma=3$		
	0.99	0.98	0.96
1.1	22.2771	18.3363	13.5443
2.0	22.8125	18.6938	13.7343
3.0	23.4392	19.1082	13.9521

注意到弹性的数值大小依赖于主观偏好参数的数值大小和消费增长率的均值与方差。表1给出了弹性 E_β^e 的数值模拟。对于偏好参数 α,β,γ 的合理取值，使用弹性 E_β^e 的公式可以计算得到弹性的各个具体数值。从表1中可以观察到，E_β^e 的数值符号为正，并且在各种偏好参数的取值情况下，E_β^e 的数值均远大于1。这说明主观贴现因子的较小波动，将会引起股票价格的较大波动。

从表1还可以进行弹性的比较静态分析，即各个偏好参数的变动对弹性的影响。我们主要关注这种影响的符号方向。首先，给定风险规避系数和跨期替代弹性，主观贴现因子 β 越大，弹性 E_β^e 就越大。这个结论与Mehra 和Sah 一致。

① 通常将资产的波动率(volatility)定义为资产收益率的标准差，参见Engle(2004)。他在文章中综述了如何使用ARCH 类计量模型计算资产的波动率。

其次，风险规避系数 α 越大，弹性 E^e_β 越大。这个结论与Mehra 和Sah 不同，他们指出风险规避系数越小，弹性 E^e_β 越大。这个区别的原因在于他们的模型没有将风险规避系数与跨期替代弹性区分开来，所以导致了错误地报告弹性大小与主观偏好参数的关系。因此，本文将投资者的这两种行为区分开来是非常有必要的，这可以帮助我们修正对情绪波动的理解。

最后，跨期替代弹性的倒数 γ 越大，弹性 E^e_β 越小。这些比较静态分析可以通过求取弹性 E^e_β 关于各个主观偏好参数的导数而得到验证。当然，这个判断也可以得到证明。注意到

$$\frac{\partial E^e_\beta}{\partial\gamma}=\frac{\beta\exp[0.5(2\mu+\sigma^2-\alpha\sigma^2)(1-\gamma)](0.5(\alpha-1)\sigma^2-\mu)}{\{1-\beta\exp[0.5(2\mu+\sigma^2-\alpha\sigma^2)(1-\gamma)]\}^2}<0$$

等价于 $\alpha<1+2\mu/\sigma^2$。当代入 μ，σ^2 的经验取值时，得到 $\alpha<31.3778$。就本文模型中风险规避系数的取值范围而言，这是个非常大的数值。因此，做出 γ 越大弹性 E^e_β 就越小的判断是很稳健的。

2．风险规避系数的波动

我们现在研究投资者的风险规避系数的局部波动对股票价格波动率和债券价格波动率的影响。分别定义 $E^e_\alpha\equiv\partial\ln P/\partial\ln\alpha$ 和 $E^b_\alpha\equiv\partial\ln b/\partial\ln\alpha$ 为股票价格和债券价格关于风险规避系数的弹性。使用资产价格的表达式和弹性的定义式，很容易得到如下弹性的显示解为

$$E^e_\alpha=\frac{1}{2}\frac{\alpha(\gamma-1)\sigma^2}{1-\beta\exp[0.5(\gamma-1)(\sigma^2\alpha-2\mu-\sigma^2)]}$$

$$E^b_\alpha=0.5(\gamma+1)\alpha\sigma^2$$

弹性 E^e_α 和 E^b_α 的含义与 E^e_β 类似。

对于偏好参数 α，β，γ 的合理取值，使用弹性 E^e_α 和 E^b_α 的公式可以计算得到弹性的具体数值。表 2 中括号里的第一个数是弹性 E^e_α 的数值，第二个是弹性 E^b_α 的数值。从表 2 中可以观察到，两种弹性的符号均为正，并且在各种偏好参数的取值情况下，弹性 E^e_α 和 E^b_α 的取值均远小于 1。这说明风险规避系数的波动所引起的股票价格和债券价格的波动非常小。这个结果也是与Mehra 和Sah 的结果不同的。他们指出，风险规避系数的波动可以引起股票价格的一定程度的波动。本文的结果与他们的结果不同的原因仍然是他们的风险规避系数并不是真正意义上的风险规避系数，而是风险规避系数和跨期替代弹性系数的混合物。所以，没有将两者区分开来，导致他们得到了错误的结果。

表 2　　弹性 E^e_α 和 E^b_α 的数值模拟

α	贴现因子 β，此处 $\gamma=1.1$		
	0.99	0.98	0.96
1.1	(0.0057，0.0014)	(0.0031，0.0014)	(0.0016，0.0014)
2.0	(0.0105，0.0026)	(0.0056，0.0026)	(0.0029，0.0026)
3.0	(0.0158，0.0039)	(0.0085，0.0039)	(0.0044，0.0039)
α	贴现因子 β，此处 $\gamma=2$		
	0.99	0.98	0.96
1.1	(0.0244，0.0020)	(0.0180，0.0020)	(0.0118，0.0020)
2.0	(0.0453，0.0037)	(0.0332，0.0037)	(0.0217，0.0037)
3.0	(0.0694，0.0055)	(0.0506，0.0055)	(0.0328，0.0055)
α	贴现因子 β，此处 $\gamma=3$		
	0.99	0.98	0.96
1.1	(0.0300，0.0027)	(0.0247，0.0027)	(0.0183，0.0027)
2.0	(0.0559，0.0049)	(0.0458，0.0049)	(0.0336，0.0049)
3.0	(0.0861，0.0074)	(0.0702，0.0074)	(0.0513，0.0074)

从表 2 中可以看出来自于风险规避系数的情绪波动对股票价格和债券价格的影响是不同的。虽然弹性 E^e_α 和 E^b_α 的数值都远小于 1，但是弹性 E^e_α 明显比 E^b_α 大。这说明风险规避系数的波动对

债券价格的影响比对股票价格的影响要小得多。尤其要值得注意的是，因为弹性E^e_α的数值与β有关，而弹性E^b_α的数值与β无关，所以β越大，弹性E^e_α会比E^b_α大得更多。

从表 2 还可以进行弹性E^e_α和E^b_α关于偏好参数的比较静态分析。首先，给定其它参数的数值，主观贴现因子越大，弹性E^e_α和E^b_α的数值就越大；其次，给定其它参数的数值，风险规避系数越大，弹性E^e_α和E^b_α的数值就越大；再次，给定其它参数的数值，参数γ越大，弹性E^e_α和E^b_α的数值就越大。这些通过观察表所得到的结论都可以通过求取弹性对各个偏好参数的导数来验证是一般性的结论，而不是偏好参数的三个具体取值得到的特殊结论。比如，弹性E^b_α关于α和γ的导数分别为$\partial E^b_\alpha/\partial\alpha = 0.5(\gamma+1)\sigma^2 > 0$和$\partial E^b_\alpha/\partial\gamma = 0.5\alpha\sigma^2 > 0$。对其他偏好参数的比较静态分析都可以依次类推。

3. 跨期替代弹性的波动

现在研究跨期替代弹性的局部波动对股票价格和债券价格波动的影响。由于投资者的跨期替代弹性系数等于$1/\gamma$，所以我们转为研究偏好参数γ的局部波动对股票价格和债券价格的影响，但是我们还是理解为是跨期替代弹性的波动。

分别定义$E^e_\gamma \equiv \partial \ln P/\partial \ln \gamma$和$E^b_\gamma \equiv \partial \ln P/\partial \ln \gamma$为股票价格和债券价格关于偏好参数$\gamma$的弹性。使用资产价格的表达式和弹性的定义式，可以得到如下弹性的显示解为

$$E^e_\gamma = \frac{1}{2}\,\frac{\gamma(\alpha\sigma^2 - 2\mu - \sigma^2)}{1 - \beta\exp(0.5(\alpha\sigma^2 - 2\mu - \sigma^2)(\gamma - 1))}$$

$$E^b_\gamma = (0.5(\alpha - 1)\sigma^2 - \mu)\gamma$$

表 3 给出了弹性的具体数值。括号中的第一个数是弹性E^e_γ的数值，第二个是弹性E^b_γ的数值。从表 2 中可以观察到如下事实：

表 3 弹性E^e_γ和E^b_γ的数值模拟

α	贴现因子 β，此处 γ = 1.1		
	0.99	0.98	0.96
1.1	(−1.6759, −0.0197)	(−0.9070, −0.0197)	(−0.4730, −0.0197)
2.0	(−1.6320, −0.0191)	(−0.8813, −0.0191)	(−0.4590, −0.0191)
3.0	(−1.5826, −0.0185)	(−0.8526, −0.0185)	(−0.4435, −0.0185)
α	贴现因子 β，此处 γ = 2		
	0.99	0.98	0.96
1.1	(−1.2999, −0.0359)	(−0.9587, −0.0359)	(−0.6287, −0.0359)
2.0	(−1.2849, −0.0348)	(−0.9426, −0.0348)	(−0.6150, −0.0348)
3.0	(−1.2675, −0.0335)	(−0.9242, −0.0335)	(−0.5994, −0.0335)
α	贴现因子 β，此处 γ = 3		
	0.99	0.98	0.96
1.1	(−1.1989, −0.0538)	(−0.9868, −0.0538)	(−0.7289, −0.0538)
2.0	(−1.1900, −0.0522)	(−0.9751, −0.0522)	(−0.7164, −0.0522)
3.0	(−1.1796, −0.0503)	(−0.9616, −0.0503)	(−0.7021, −0.0503)

首先，两种弹性的符号均为负。由于我们只关心弹性数值的绝对值，所以以下所提及的数值均指的是绝对值。

其次,在各种偏好参数的取值情况下,弹性E^b_γ的绝对值远小于弹性E^e_γ的绝对值,并且弹性E^b_γ的绝对值远小于1,说明来自于跨期替代弹性的情绪波动对债券价格波动的影响非常小。而当β取值为0.99时,弹性E^e_γ的绝对值大于1,说明来自于跨期替代弹性的情绪波动可以导致股票价格的波动。Mehra 和Sah 认为风险规避系数可以导致小的、但不可忽略的股票价格波动的论断,其实是指来自于跨期替代弹性的波动。

从表3还可以进行弹性E^e_γ和E^b_γ关于偏好参数的比较静态分析。首先,给定其它参数的数值,主观贴现因子越大,弹性E^e_γ和E^b_γ的绝对值就越大;其次,给定其它参数的数值,风险规避系数越大,弹性E^e_γ和E^b_γ的绝对值就越小;再次,给定其它参数的数值,参数γ越大,E^b_γ的绝对值就越大,但是弹性E^e_γ不服从这个规律。

四、结论与展望

在Mehra 和Sah(2002)的研究基础之上,本文进一步研究了投资者情绪波动对股票价格和债券价格波动的影响。本文研究的主要贡献有如下几点:

首先,本文得到了基于递归效用函数的均衡股票价格和债券价格的显示解,将它们表示为投资者的情绪参数(主观偏好参数)的函数。虽然Weil 使用递归效用函数也得到了常数的股票价格红利比和常数的债券价格,但是其模型使用了离散状态的马氏链,从而无法表示为投资者情绪的函数,也就无法研究情绪波动对资产价格波动的影响。

其次,由于递归效用函数可以将投资者对待风险的态度分解为风险规避系数和跨期替代弹性两个系数,所以总共有三个偏好参数来描述代表性投资者的主观属性。本文使用得到的均衡股票价格和债券价格,计算了六种情绪波动弹性,研究了情绪波动对股票价格和债券价格波动的影响。本文发现,对于来自三个偏好参数的情绪波动对股票价格波动的影响都要远大于对债券价格波动的影响。从而可以为股票价格的过度波动性提供一个心理层面的解释。

最后,对于股票价格的波动而言,主要是贴现因子的波动会导致非常显著的股票价格波动。风险规避系数的波动对股票价格的波动的影响非常小,而跨期替代弹性的波动对股票价格波动的影响较小、但不可忽略。

本文的研究还可以进一步展开。首先,还可以进一步在新古典行为资产定价理论框架下度量更多的投资者情绪,并讨论各种投资者情绪波动对资产价格波动率的影响。当引入更为复杂的情绪波动时,虽然将难以得到均衡价格的显示解,但是可以采用数值模拟进行计算。其次,关于消费和资产价格所服从随机过程的较强假定可以放松,从而使用数值解进行分析。最后,传统的实际商业周期模型和经典凯恩斯模型等忽视了从经济参与者的情绪波动角度来解释经济波动。虽然Mehra 和Sah 与本文都集中于研究情绪波动对资产价格波动的影响,但是这些方法可以移植到经济波动与经济周期的研究中去,从而挖掘出新的经济波动源,增强对经济波动的解释能力。

参考文献

陈彦斌、周业安,2004《行为资产定价理论综述》《经济研究》第6期。

Barberis, Nicholas., Andrei Shleifer, and Robert Vishny, 1998, A model of investor sentiment, *Journal of Financial Economics* 49, 307—343.

Barro, Robert, 1999, Ramsey Meets Laibson in The Neoclassical Growth Model, *Quarterly Journal Of Economics*, November 1125—1152.

Becker, Gary and Casey Mulligan, 1997, The Endogenous Determination of Time Preference, *Quarterly Journal Of Economics*, 729—758.

Campbell, John Y., 1993, Intertemporal Asset Pricing without Consumption Data, *American Economic Review*, vol. 83, 497—512.

Engle, Robert, 2004, Risk and Volatility: Econometric models and Financial Practice, *American Economic Review*, 94(3): 405—420.

Epstein, Larry G., and Stanley E. Zin, 1989, Substitution, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Consumption Growth and Asset

Returns I: The Theoretical Framework, *Econometrica*, vol. 57(4), 937—69.

Epstein, Larry G., and Stanley E. Zin, 1991, Substitution, Risk Aversion, and the Temporal Behavior Of Consumption and Asset Returns: An Empirical Analysis, *Journal of Political Economy*, vol. 99, 263—286.

Fisher, Kenneth and Meir Statman, 2000, Investor Sentiment and Stock Returns, *The Financial Analysts Journal*, March/April: 16—23.

Fisher, Kenneth and Meir Statman, 2002, Consumer Confidence and Stock Returns, working paper.

Laibson, David, 1996, Hyperbolic Discount Functions, Undersaving, and Saving Policy, NBER Working Paper, No.5635.

Laibson, David, 1997, Golden Eggs and Hyperbolic Discounting, Quarterly *Journal of Economics*, May. 443—447.

Lee, Charles M.C., Andrei Shleifer, and Richard H. Thaler, 1991, Investor Sentiment and the Closed-End Fund Puzzle, *The Journal of Finance* 46, 75—109.

Lucas, Robert E. Jr., 1978, Asset Prices in an Exchange Economy, *Econometrica*, vol. 46, 1429—1445.

Mehra, Rajnish and Edward Prescott, 1985, The Equity Premium: A Puzzle, *Journal of Monetary Economics*, vol. 15(2), 145—162.

Mehra, Rajnish and Raaj Sah, 2002, Mood fluctuations, Projection Bias, and Volatility of Equity Prices, *Journal of Economic Dynamic and Control*, 26, 868—887.

Kocherlakota, N., 1990, On the "Discount Factor" in Growth Economies, *Journal of Monetary Economics*, 25, 43—47.

Krusell, Per, and Anthony Smith, 1998. Income and Wealth Heterogeneity in the Macroeconomy. Journal of Political Economy, Vol. 106 (5), pp. 867—896.

Otoo, Maria, 1999, Consumer Sentiment and the Stock Market, Federal Reserve System, working paper.

Qiu, Lily, and Ivo Welch, 2004, Investment Sentiment Measures, NBER working paper, No. 10794.

Tallarini, Thomas, 2000, Risk-sensitive real business cycles, *Journal of Monetary Economics*, 45, 507—532.

Weil, Philippe, 1989, The Equity Premium Puzzle and the Risk-Free Rate Puzzle, *Journal of Monetary Economics*, vol. 24(3), 401—21.

Zweig, Martin E., 1973, An Investor Expectations Stock Price Predictive Model Using Closed-End Fund Premiums, *Journal of Finance* 28, 67—87.

Mood Fluctuations and Volatility of Asset prices

Chen Yanbin

(School of Economics, Renmin University of China)

Abstract: The investors' mood fluctuations can help understand the volatility of asset prices, but the description for mood fluctuations is simple. Based on the research of Mehra and Sah (2002), this paper proposes a new mood fluctuations model in which the mood fluctuations are modeled as the fluctuations in the discount factor, risk-aversion coefficient, and the elasticity of intertemporal substitution. This paper revisits the following question: can small fluctuations in investors' subjective preferences, that is, mood fluctuations, induce large fluctuations in asset prices? The results show that the investors' mood fluctuations have larger effect on equity prices than on bond prices. These results can help us understand the excess volatility of equity prices and the smoothness of bond prices.

Key Words: mood fluctuations; asset prices; volatility; recursive utility function; behavior asset-pricing theory

JEL Classification: E21, G11, G12

(责任编辑:罗　林)(校对:晓　林)