



中国人民大学经济学院工作论文系列

School of Economics, Renmin University of China

Working Paper Series

习惯形成、资产定价和马氏链求解算法\*

肖争艳 陈彦斌

SERUC Working Paper no.200601003

Habit formation, asset pricing, and Markov chain algorithm

Xiao Zhengyan, Chen Yanbin

SERUC Working Paper no.200601003

---

\* 本文得到国家自然科学基金资助（项目编号：70373018，70403020，70440003）。

© 知识产权归作者和中国人民大学经济学院所有，未经许可不得转载。

中文摘要：本文使用马氏链描述美国消费增长率，并使用马氏链算法求解了基于习惯形成的资产定价模型。通过数值模拟发现，通过选取参数的合理数值，可以得到与美国历史数据相吻合的较高股票溢价和较低无风险利率。从而解释了 Mehra 和 Prescott (1985) 指出的股票溢价之谜和 Weil (1989) 提出的无风险利率之谜。

关键词：习惯形成；资产定价；马氏链 JEL Classification：

Abstract: This paper uses Markov chain to describe the U.S. consumption growth, and uses the Markov chain algorithm to solve the asset-pricing model based on habit formation. By using simulation and choosing reasonable parameter values, this paper gets the high equity premium and low riskfree interest rate that are consisted with the U.S. empirical data. The work of this paper explains the Mehra and Prescott's (1985) equity premium puzzle and Weil's (1990) riskfree interest rate puzzle.

Key Words: Habit formation; Asset-pricing; Markov chain

# 习惯形成、资产定价和马氏链求解算法\*

肖争艳

陈彦斌

(中国人民大学统计学学院 100872)(中国人民大学经济学院 100872)

**摘要：**本文使用马氏链描述美国消费增长率，并使用马氏链算法求解了基于习惯形成的资产定价模型。通过数值模拟发现，通过选取参数的合理数值，可以得到与美国历史数据相吻合的较高股票溢价和较低无风险利率。从而解释了 Mehra 和 Prescott (1985) 指出的股票溢价之谜和 Weil (1989) 提出的无风险利率之谜。

**关键词：**习惯形成；资产定价；马氏链

[中图分类号] F830.9 [文献标识码] A

## 一、引言

针对 Roll (1977) 提出的市场组合不可观察性, Merton (1973)、Lucas (1978) 和 Breeden (1979) 等将可以观察的消费引入资本定价理论, 提出了消费资本资产定价模型 (CCAPM 模型) 以取代 CAPM。消费资本资产定价模型的提出是金融学的一次重大飞跃, 将金融学和经济学有机地结合起来了, 标志着金融学从投资学走到了金融经济学的阶段, 对现代资产定价理论有着巨大的影响。但是消费资本资产定价模型无法解释三个资产定价之谜: Mehra 和 Prescott (1985) 提出的股票溢价之谜, 即为何股票收益率平均高出债券收益率 6 个百分点; Weil (1989) 提出的无风险利率之谜, 即为何债券收益率如此之低; Hansen 和 Singleton (1983) 提出的消费平滑之谜, 即为何消费的波动率比财富的波动率要小得多。

自从提出资产定价之谜以来, 最近十几年来资产定价理论获得了巨大的新发展。一个主要的方面是修正投资者的效用函数。其中习惯形成是一种典型的效用函数。习惯形成 (Habit Formation 或者 Habit Persistence) 是指投资者的偏好不但依赖于当前的消费水平, 还依赖于过去的消费水平。习惯形成描述了投资者心理的一个基本特征: 重复刺激减弱了对刺激的感知能力和反应能力 (Campbell 和 Cochrane, 1999)。习惯越大, 投资者从当期消费品所得到的效用水平就越小, 即习惯的边际效用小于 0。

十多年来, 涌现了一大批使用习惯形成研究金融的论文。例如, Constantinides (1990) 求解了引入习惯的消费—投资组合模型, 并使用最优解成功地解释了股票溢价之谜和消费平滑之谜; Sundaresan (1989) 研究了基于习惯形成的资本资产定价模型; Abel (1990) 构造了基于习惯形成和追赶时髦的资产定价模型, 并解释了股票溢价之谜; Carroll (2000), Campbell 和 Cochrane (1999), Ferson 和 Constantinides (1991), Boldrin、Christiano 和 Fisher (1997) 研究了习惯形成对资产价格的影响, 陈彦斌和徐绪松 (2005) 研究了基于习惯形成和财富偏好的消费 - 投资组合模型, 并解释了股票溢价之谜。

虽然使用习惯形成研究资产的研究成果很多, 但是这些研究工作为了得到股票和债券价格的显示解, 都假定了消费增长率是独立同分布的。而 Fama 和 French (1988) 以及 Poterba 和 Summers (1988) 关于美国经济数据的经验证据都表明消费增长率存在序列负相关性, 而不是独立同分布的。因此, 消费增长率独立同分布的假定过于理想化。

刻画消费增长率的非独立同分布特征的最简单的数学工具是马氏链。相比其它用来刻画非独立同分布的方法而言,<sup>1</sup> 马氏链的特点是直观、简单和便于计算。Mehra 和 Prescott 在提出股票溢价之谜时, 也是使用马氏链方法求解非独立同分布的资产定价模型。Weil (1989) 也使用了马氏链的技巧来求解模型。

本文的研究目标是使用马氏链求解基于习惯形成的资产定价模型。本文使用马氏链来描述消费增长率。本文首先建立基于习惯形成的资产定价模型, 并通过算法求解资产定价模型; 然后计算经济中各个资产的无条件期望收益率, 进而得到股票的溢价和无风险利率; 最后研究消费增长率非独立同分布假定是否

\* 本文得到国家自然科学基金资助 (项目号: 70373018, 70403020, 70440003)。

<sup>1</sup> AR 过程也可以用来消费增长率的非独立同分布特征。陈彦斌和肖争艳 (2005) 求解了基于 AR(1) 过程和习惯形成的资产定价模型。

改进对股票溢价之谜和无风险利率之谜的解释能力。

本文的结构如下。第二节描述了投资者的偏好结构、资产市场和投资者的预算约束方程。第三节给出了基于习惯形成的资产定价模型。第四节使用马氏链计算了股票和债券的收益率。第五节是数值模拟，给出了计算结果。第六节是结论。

## 二、经济

考虑离散时间的代表性投资者禀赋经济。<sup>2</sup>经济中存在大量的具有相同偏好的无限存活的投资者。代表性的投资者在  $t$  时的财富为  $W_t$ ，希望使用该财富最大化期望终身总效用，<sup>3</sup>

$$E_t \left\{ \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s u(c_{t+s}, h_{t+s}) \right\}, \quad (1)$$

此处  $E_t$  表示  $t$  时条件期望算子， $\beta$  是主观时间折现因子， $c_{t+j}$  是投资者在第  $t+j$  期的消费水平，习惯变量  $h_t$  表达了过去的消费水平对效用的影响，定义为  $h_t = h_t(c_{t-1})$ 。

经济中有两种公开交易的资产：债券和股票。债券是无风险资产。 $t$  时发行的无风险债券， $t+1$  时到期，并回报一单位的消费品。无风险债券在第  $t$  期的总利率为  $R_t$ 。经济中的每一个投资者在初始时刻，都被赋予一份股票。股票对应的红利是经济中消费品的唯一来源。每份股票的价格为  $P_t$ ，其红利  $D_t$  的增长率  $\lambda_{t+1} \equiv D_{t+1}/D_t$  服从状态为  $\{\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_n\}$  的马氏链。该马氏链的时齐转移概率矩阵记为  $P$ ，其中元  $P_{ij}$  表示当此期的红利增长率等于  $\lambda_i$ ，下一期的红利增长率等于  $\lambda_j$  的概率，即  $P_{ij} = \Pr(\lambda_{t+1} = \lambda_j | \lambda_t = \lambda_i)$ ，显然转移概率矩阵  $P$  对任意  $i$ ，满足  $\sum_{j=1}^n P_{ij} = 1$ 。<sup>4</sup>

设代表性投资者在  $t$  期初持有  $s_t$  份股票和价值为  $R_t^{-1}L_t$  的债券。那么投资者的  $t$  时财富在消费和各个资产之间分配，即  $c_t + R_t^{-1}L_t + P_t s_t = W_t$ 。投资者在  $t+1$  时的财富等于各个资产的到期价值之和，即  $W_{t+1} = L_t + (P_{t+1} + D_{t+1})s_t$ 。这两个方程就是投资者的预算约束方程。

## 三、均衡资产价格

本节将给出基于习惯形成的一般效用函数的资产定价模型，然后在下一节中将投资者的效用函数参数化，并给出具体的资产定价公式。

投资者的状态变量为财富和习惯变量，控制变量则是所持有资产的数量，即投资者在第  $t+1$  期的债券数量和树的个数。定义值函数  $V(W_t, h_t)$  为投资者在给定财富和习惯下，所能达到的期望终身总效用。由于在竞争性均衡中，投资者的效用得到了最大化，所以投资者的贝尔曼方程可以记为

$$V(W_t, h_t) = \max_{L_t, s_t} \{ u(c_t, h_t) + \beta E_t [V(W_{t+1}, h_{t+1})] \}$$

使用预算约束方程将消费替换为状态变量和控制变量，并将下一期的财富替换为控制变量。然后代入贝尔曼方程，得到

$$V(W_t, h_t) = \max_{L_t, s_t} \left\{ u(W_t - R_t^{-1}L_t - P_t s_t, h_t) + \beta E_t \left[ L_t + (P_{t+1} + D_{t+1})s_t, h_{t+1}(W_t - R_t^{-1}L_t - P_t s_t) \right] \right\} \quad (2)$$

<sup>2</sup> 本文使用的经济资产定价理论中广为使用的卢卡斯树经济。经济中的消费品容易腐坏，必须即时消费。消费品是树的果实。因此可以将树理解为股票，而果实理解为红利。参见 Lucas (1978)，Mehra 和 Prescott (1985) 和 Abel (1990)。

<sup>3</sup> 本文所使用的效用函数与 Abel 略有不同：本文的效用函数只包含习惯形成；而 Abel 的效用函数同时含有习惯形成和追赶时髦。一般认为，追赶时髦的效用函数对资产定价的意义不大，因为追赶时髦并不影响股票溢价，但可以影响无风险利率。（参见陈彦斌和周业安，2004）

<sup>4</sup> 注意本文的转移概率矩阵和股票价格都使用了记号  $P$ ，但可以从上下文和记号的下标区分这两个完全不同的记号。

贝尔曼方程关于控制变量  $L_t$  和  $s_t$  的一阶条件分别为

$$R_t^{-1}u_c(t) = \beta E_t V_w(t+1) - \beta E_t [V_h(t+1) \partial h_{t+1} / \partial c_t] R_t^{-1}, \quad (3)$$

$$P_t u_c(t) = \beta E_t [V_w(t+1)(P_{t+1} + D_{t+1})] - \beta E_t [V_h(t+1) P_t \frac{\partial h_{t+1}}{\partial c_t}], \quad (4)$$

此处记号  $u_c(t)$  表示  $t$  时消费的边际效用，即  $\partial u(c_t, h_t) / \partial c_t$ 。在方程 (2) 左右两边分别对状态变量  $W_t$  和  $h_t$  使用 Benveniste-Scheinkman 公式<sup>5</sup>，得到

$$V_w(t) = u_c(t) + \beta E_t [V_h(t+1) \frac{\partial h_{t+1}}{\partial c_t}] \text{ 和 } V_h(t) = u_h(t) \quad (5)$$

下面用扰动法说明方程 (5) 的经济含义。投资者在  $t$  时使用其财富，购买 1 单位的消费品。所损失的期望终身总效用为  $V_w(t)$ 。投资者享受这 1 单位的消费品，得到的两种不同的效用。第一种效用是直接的，通过即期消费所得到的效用，数量为  $u_c(t)$ 。第二种效用是间接的，是由于增加了此期的消费水平，而增加了下一期的习惯  $\partial h_{t+1} / \partial c_t$ ，从而增加了下一期的基于习惯的效用水平，在  $t$  时的期望折现值为  $\beta E_t [V_h(t+1) \partial h_{t+1} / \partial c_t]$ 。在均衡中，所得到的期望效用等于所损失的期望效用。否则，就不会有均衡。比如，若  $V_w(t) < u_c(t) + \beta E_t [V_h(t+1) \partial h_{t+1} / \partial c_t]$ ，那么投资者减少财富，增加此期的消费品，这会净增加投资者的期望效用，所以该投资者一定会将其财富转化为消费品。因此，第一个等式成立。对于第二个等式。由于习惯变量本身只影响当期的效用，所以投资者在  $t$  时减少习惯变量  $h_t$ ，所损失的期望终身总效用为  $V_h(t)$ ，必然等于习惯变量的边际效用  $u_h(t)$ 。

将方程 (5) 代入方程 (3) 和 (4)，分别得到债券和股票的欧拉方程

$$1 = E_t [M_{t+1} R_t] \text{ 和 } 1 = E_t [M_{t+1} (P_{t+1} + D_{t+1}) / P_t] \quad (6)$$

其中  $M_{t+1}$  称为随机折现因子，定义为

$$M_{t+1} \equiv \beta \frac{u_c(t+1) + \beta E_{t+1} [u_h(t+2) \partial h_{t+2} / \partial c_{t+1}]}{u_c(t) + \beta E_t [u_h(t+1) \partial h_{t+1} / \partial c_t]}$$

方程 (5) 描述的是投资者在财富和消费之间的均衡分配，而欧拉方程描述的是投资者在资产持有和消费之间的均衡分配。下面用扰动法来说明债券欧拉方程的经济含义。在时间  $t$ ，投资者减少消费数量  $\Delta c_t$ ，所减少的效用有两个部分。第一部分是减少了当前的消费所引起的当前效用的减少，数量为  $u_c(t) \Delta c_t$ ；第二部分是由于减少当前消费所引起的减少了  $t+1$  时的习惯  $(\partial h_{t+1} / \partial c_t) \Delta c_t$ ，从而减少了  $t+1$  时期的基于习惯的效用数量  $u_h(t+1) (\partial h_{t+1} / \partial c_t) \Delta c_t$ ，在  $t$  时的期望折现值为  $\beta E_t [u_h(t+1) (\partial h_{t+1} / \partial c_t) \Delta c_t]$ 。因此， $t$  时节省  $\Delta c_t$ ，投资者所减少的总效用为  $u_c(t) \Delta c_t + \beta E_t [u_h(t+1) (\partial h_{t+1} / \partial c_t) \Delta c_t]$ 。

投资者将  $t$  时所节省的  $\Delta c_t$  消费品投资于一期债券，在  $t+1$  时得到数量为  $(\Delta c_t) R_t$  的消费品。与以上论述相类似，投资者增加  $t+1$  时的总效用为  $(\Delta c_t) R_t \{u_c(t+1) + \beta E_{t+1} [u_h(t+2) \frac{\partial h_{t+2}}{\partial c_{t+1}}]\}$ 。因此，投资者在  $t$  时所增加的期望效用为  $\beta E_t \{(\Delta c_t) R_t [u_c(t+1) + \beta E_{t+1} (u_h(t+2) \frac{\partial h_{t+2}}{\partial c_{t+1}})]\}$ 。均衡时，投资者所减少的期望总效用必然等于所增加的期望总效用。因此，得到债券的欧拉方程。也可以用同样的方法来说明股票的欧拉方程的含义。

由于经济中的投资者具有相同的效用函数，所以容易得到经济中的竞争性均衡：在均衡中，投资者的效用得到了最大化，并且均衡中资产的价格使得市场出清，即所有投资者所持有的债券之和为 0，每人都

<sup>5</sup> 关于 Benveniste-Scheinkman 公式，参见 Ljungqvist 和 Sargent (2000) 第 31 页。

持有一份股票，股票的红利等于消费水平，即  $c_t = D_t$  和  $s_t = 1$ 。将均衡条件代入欧拉方程就得到均衡的欧拉方程。我们将使用均衡欧拉方程计算资产的价格。

#### 四、股票溢价的计算

本节分别计算股票和债券的期望收益率和股票的溢价，即股票期望收益率与债券收益率之差。为了求解欧拉方程，假定基于习惯形成的效用函数的具体形式为  $u(c_t, h_t) = (c_t / h_t)^{1-\alpha} / (1-\alpha)$ ，其中  $h_t = c_t^\gamma$ 。由于均衡中的每一时间代表性投资者的消费等于股票的红利，所以有  $h_{t+1} / h_t = \lambda_t^\gamma$ 。代入随机折现因子的表达式，从而得到  $M_{t+1} = \frac{\beta H_{t+2} \lambda_t^{\gamma(\alpha-1)} \lambda_{t+1}^{-\alpha}}{E_t(H_{t+1})}$ ，此处  $H_{t+1} \equiv 1 - \beta \gamma \lambda_{t+1}^{1-\alpha} \lambda_t^{-\gamma(1-\alpha)}$ 。

注意到  $E_t(H_{t+1})$  的  $t$  时可测性，并将  $H_{t+1}$  和  $H_{t+2}$  代入欧拉方程，可知一期债券的  $t$  时收益率为

$$R_t = \frac{E_t(1 - \beta \gamma \lambda_{t+1}^{1-\alpha} \lambda_t^{-\gamma(1-\alpha)})}{\beta \lambda_t^{\gamma(\alpha-1)} E_t[(1 - \beta \gamma \lambda_{t+2}^{1-\alpha} \lambda_{t+1}^{-\gamma(1-\alpha)}) \lambda_{t+1}^{-\alpha}]}$$

关于无风险利率  $R_t$ ，有两点值得注意。首先，虽然债券收益率  $R_t$  是无风险利率，但是  $R_t$  并不是常数。因为  $R_t$  是  $t$  时可测的随机变量，所以在  $t$  时瞬间之后， $R_t$  是已知的，而在  $t$  时瞬间之前， $R_t$  是未知的。其次，无风险利率  $R_t$  是内生的。虽然所有投资者将无风险利率  $R_t$  视为给定的，但是从无风险利率  $R_t$  的表达式可以看出，无风险利率是由所有投资者的最优行为所确定出来的。

因为红利增长率  $\lambda_{t+1}$  服从  $n$  状态的马氏链，所以当红利增长率等于  $\lambda_i$  时，债券的收益率  $R_i^F$  等于

$$R_i^F = \frac{\sum_{j=1}^n P_{ij} (1 - \beta \gamma \lambda_j^{1-\alpha} \lambda_i^{-\gamma(1-\alpha)})}{\beta \lambda_i^{\gamma(\alpha-1)} \sum_{j=1}^n \sum_{k=1}^n P_{ij} P_{jk} (1 - \beta \gamma \lambda_k^{1-\alpha} \lambda_j^{-\gamma(1-\alpha)}) \lambda_j^{-\alpha}} \quad (7)$$

其中使用了马氏链消除了条件期望算子。必须注意，使用方程 (7) 得到的是债券的条件无风险利率。

不妨假定马氏链  $\{\lambda_t\}$  是遍历的，则马氏链存在稳定分布  $\pi$ ，即向量  $\pi$  是如下方程的解， $\pi = P^T \pi$ ，此处  $\sum_{i=1}^n \pi_i = 1$ 。利用稳定分布，可以计算出债券的无条件无风险利率为

$$R^F = \sum_{i=1}^n \pi_i R_i^F \quad (8)$$

下面计算股票的收益率。令  $\omega_t \equiv P_t / D_t$  为股票的价格 - 红利比。因此，得到  $P_t = \omega_t D_t$ ，从而有股票的收益率等于  $(P_{t+1} + D_{t+1}) / P_t = \lambda_{t+1} (1 + \omega_{t+1}) / \omega_t$ ，将之代入股票的欧拉方程，得到

$$\omega_t = \frac{\beta \lambda_t^{\gamma(\alpha-1)}}{E_t(H_{t+1})} E_t[H_{t+2} \lambda_{t+1}^{1-\alpha} (1 + \omega_{t+1})]。由于红利增长率服从  $n$  状态的马氏链，那么价格 - 红利比也服从  $n$$$

状态的马氏链。使用计算债券收益率同样的方法，可以得到如下线性方程组形式

$$\omega_i = \frac{\beta \lambda_i^{\gamma(\alpha-1)} \sum_{j=1}^n \sum_{k=1}^n P_{ij} P_{jk} (1 - \beta \gamma \lambda_k^{1-\alpha} \lambda_j^{-\gamma(1-\alpha)}) \lambda_j^{1-\alpha} (1 + \omega_j)}{\sum_{j=1}^n P_{ij} (1 - \beta \gamma \lambda_j^{1-\alpha} \lambda_i^{-\gamma(1-\alpha)})}$$

由于这  $n$  个线性方程中含有  $n$  个变量，所以如果假定经济中存在均衡，就可以求解出价格 - 红利比。一旦得到了价格 - 红利比，就可以用来计算股票的条件期望收益率和无条件期望收益率。

若当前的状态为  $\omega_i$ ，则股票的期望收益率为  $R_i^e = \sum_{j=1}^n P_{ij} \lambda_j (1 + \omega_j) / \omega_i$ ，利用稳定分布，可以计算出股票的无条件期望收益率为

$$R^e = \sum_{i=1}^n \pi_i R_i^e \quad (9)$$

股票的溢价定义为，股票的无条件期望收益率减去债券的无条件无风险利率。由方程（8）和（9），股票的溢价等于  $R^e - R^F$ 。下面的实证分析中将具体给出计算数值。

## 五、数值模拟

本节使用前面所提出的模型在给定参数下，计算理论上预测的股票溢价和无风险利率。本文的数值实验使用 Mehra 和 Prescott 的数据。Mehra 和 Prescott 发现从 1889 年到 1978 年美国的短期债券年利率平均为 0.8%。而 S&P500 指数的平均年收益率的均值为 6.98%。因此，股票溢价为 6.18%。与他们一致，本文使用 2 个状态的马氏链来描述 1889 - 1978 年间美国总消费的增长率， $\lambda_1 = 1.054$ ， $\lambda_2 = 0.984$ ，相应的转移概率矩阵为  $P_{11} = P_{22} = 0.43$ ， $P_{12} = P_{21} = 0.57$ 。显然，该马氏链的稳定分布为  $\pi_1 = \pi_2 = 0.5$ 。

本文模型中的参数  $\alpha$  和  $\beta$  需要事先给出具体数值。为了方便比较，本文与 Abel 一致，取  $\beta = 0.99$ 。下面讨论参数  $\alpha$  的取值范围，参数  $\alpha$  必须使得消费的边际期望效用大于 0，即  $u_c(t) + \beta E_t[u_h(t+1) \frac{\partial h_{t+1}}{\partial c_{t+1}}] > 0$ 。由于  $h_t$  和  $c_t$  均大于 0，所以由  $H_{t+1}$  的定义可知，消费的边际期望效用大于 0 的充分条件是  $H_{t+1} > 0$ ，从而转化为

$$1 > \beta \gamma \lambda_{t+1}^{1-\alpha} \lambda_t^{-\gamma(1-\alpha)}$$

如果  $\gamma = 0$ （传统效用函数，可分偏好），那么该不等式恒成立。因此只需讨论  $\gamma > 0$  时的情形。在不等式两边取对数，并进一步变形后，得到  $(1-\alpha) \log(\lambda_{t+1} / \lambda_t) < -\log(\beta \gamma)$ 。由于红利增长率服从  $n$  状态的马氏链，从而得到参数  $\alpha$  的取值范围为

$$\max\{0, 1 + \log(\beta \gamma) / \log(\lambda_{\max} / \lambda_{\min})\} < \alpha < 1 + \log(\beta \gamma) / \log(\lambda_{\min} / \lambda_{\max}),$$

其中  $\lambda_{\max} = \max\{\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_n\}$  和  $\lambda_{\min} = \min\{\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_n\}$  分别表示最大和最小的红利增长率。在本文的数据中， $\lambda_{\max}$  等于 1.054， $\lambda_{\min}$  等于 0.984。当  $\gamma = 1$  时，得到  $\alpha \in (0.835, 1.142)$ 。

我们按照方程（8）和方程（9）分别计算股票和债券的期望收益率。并将计算结果列在表 1 和表 2 中。表 1 给出了传统效用函数下的股票期望收益率、债券收益率和股票的溢价。从表 1 中可以看出，当参数  $\alpha$  从 0.5 上升到 10 时，股票的期望收益率上升了，但是债券的期望收益率也上升很快，两者之差（股票溢价）则上升非常慢。当参数  $\alpha$  为 10 时，股票溢价为 2.5615，仍然远小于经验数据的 6 个百分点，并且此时的债券收益率已经远大于 1 个百分点。这就是股票溢价之谜。

表 2 解释了股票溢价之谜。由于前面我们说明了当偏好参数  $\gamma$  等于 1 时，参数  $\alpha$  的取值为从 0.835 到 1.142，所以我们对取值范围内几个参数数值进行计算。计算结果为表 2。从表 2 可以看出，当参数  $\alpha$  略大于 1 时，股票的期望收益较高，债券的期望收益率较低，而股票溢价接近 6 个百分点。因此，模型所产生的资产收益率与美国的实际数据很接近。<sup>6</sup>这说明习惯形成可以解释股票溢价之谜和无风险利率之谜。

表 1 资产的无条件期望收益率和股票溢价 ( $\gamma = 0$ )

$\alpha$	股票收益率	债券收益率	股票溢价
0.5	1.9760	1.9206	0.0554
1.0	2.9293	2.8102	0.1191
6.0	11.6183	10.4228	1.1955
10.0	17.1989	14.6374	2.5615

<sup>6</sup> 当然，我们不能指望简单的理论模型可以生成与极其复杂的经济完全匹配的数据。一般说来，如果模型可以生成较小的无风险利率和较高的股票溢价，就认为可以解释股票溢价之谜和无风险利率之谜了。

表 2 资产的无条件期望收益率和股票溢价 ( $\gamma=1$ )

$\alpha$	股票收益率	债券收益率	股票溢价
0.8600	49.7079	9.5708	40.1371
0.9400	8.7267	4.4151	4.3116
1.0000	2.9293	2.8102	0.1191
1.0600	10.7141	3.0241	7.6899

## 六、结论与展望

本文提出了基于习惯形成的资产定价模型，并用马氏链求解了模型。本文模型与 Abel 的模型是不同的。首先，本文模型中的效用函数是习惯形成，而 Abel 模型中的效用函数同时具有习惯形成和追赶时髦的特征。其次，本文模型中消费增长率用马氏链刻画，而 Abel 模型中的消费增长率是独立同分布的。

本文使用马氏链计算得到了股票和债券的期望收益率。通过数值模拟发现，通过选取参数的合理数值，可以得到与美国历史数据相吻合的较高股票溢价和较低水平的无风险利率。从而本文所提出的模型可以用来解释 Mehra 和 Prescott 提出的股票溢价之谜和 Weil 提出的无风险利率之谜。

本文的研究还可以进一步推广。本文虽然给出了使用马氏链计算基于习惯形成资产价格的一般框架，但是实际计算时只使用了两个状态（即高增长和低增长）的马氏链。因此，可以将本文的计算推广到多个状态的马氏链情形，甚至通过离散化 AR(1)过程得到无限状态马氏链过程。这个推广需要验证消费增长率数据是否具有多个状态马氏链的特征。

## 参考文献

- Abel, Andrew B., 1990, Asset Prices Under Habit Formation and Catching Up with the Joneses, *American Economic Review Papers and Proceedings*, 80, 38–42.
- Boldrin, Michele, Lawrence J. Christiano, and Jonas D.M. Fisher, 1997, Habit Persistence and Asset Returns in an Exchange Economy, *Macroeconomic Dynamics*, 1, 312 – 332.
- Breeden, Douglas T., 1979, An Intertemporal Asset Pricing Model with Stochastic Consumption and Investment Opportunities, *Journal of Financial Economics*, 7, 265–296.
- Campbell, John Y., and John H. Cochrane, 1999, By Force of Habit: A Consumption-Based Explanation of Aggregate Stock Market Behavior, *Journal of Political Economy*, 107, 205–251.
- Campbell, John Y., Andrew W. Lo, A. Craig MacKinlay, 1997, *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton University Press, Princeton, NJ.
- Carroll, Christopher D., 2000, Solving Consumption Models with Multiplicative Habits, *Economics Letters*, 68, 67-77.
- Constantinides, George M., 1990, Habit Formation: A Resolution of the Equity Premium Puzzle, *Journal of Political Economy*, 98, 519-543.
- Fama, Eugene F., and Kenneth R. French, 1988, Permanent and Temporary Components of Stock Prices, *Journal of Political Economy* 96, 246-273.
- Ferson, Wayne E., and George M. Constantinides, 1991, Habit Persistence and Durability in Aggregate Consumption: Empirical Tests, *Journal of Financial Economics*, 29, 199–240.
- Hansen, L. P. and Singleton, K. J., 1983, Stochastic Consumption, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Asset Returns. *Journal of Political Economy*, 91(4), 249-265.
- Ljungqvist, Lars and Thomas J. Sargent, 2000, *Recursive Macroeconomic Theory*, MIT Press.
- Lucas, Robert E., Jr. 1978, Asset Prices in an Exchange Economy, *Econometrica*, 46, 1429-1445.
- Mehra, Rajnish and Edward Prescott, 1985, The Equity Premium: A Puzzle, *Journal of Monetary Economics*, 15 (2), 145-162.
- Poteba, James M. and Lawrence H. Summers, 1988, Mean Reversion in Stock Prices: Evidences and Implications, *Journal of Financial Economics* 22, 27-59.
- Roll, R., 1977, A Critique of the Asset Pricing Theory's Tests- Part 1: On Past and Potential Testability of the Theory, *Journal of Financial Economics*, 4, 129–176.
- Sundaresan, Suresh M., 1989, Intertemporally Dependent Preferences and the Volatility of Consumption and Wealth, *The Review of Financial Studies*, 2(1), 73-89.

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

肖争艳,徐绪松, Xiao, Z., Xu, X., Optimal Portfolio Rules with Habit Formation and Preference for Wealth, *Wuhan Univ. J. of Nat. Sci.* 2003 (4).

陈彦斌,肖争艳,邹恒甫,财富偏好、习惯形成和消费与财富的波动率, *经济学(季刊)*, 2003年第3卷第1期。

陈彦斌,肖争艳,基于高斯冲击和习惯形成的资产定价模型, *经济理论与经济管理*, 2005年第10期。

陈彦斌,徐绪松,财富偏好、习惯形成与股票溢价之谜, *统计与决策*, 2005年第12期。

陈彦斌,周业安,行为资产定价理论综述, *经济研究*, 2004年第6期。