

灾难风险、习惯形成和含高阶矩的资产定价模型^①

陈国进^{1,2}, 晁江锋¹, 赵向琴^{*}

(1. 厦门大学经济学院, 厦门 361005; 2. 厦门大学王亚南经济研究院, 厦门 361005)

摘要: 通过引入习惯形成因素, 推导出包含灾难风险与习惯形成的高阶矩资产定价模型. 数值模拟结果显示: 1) 该模型能够在相对风险厌恶系数更灵活的赋值区间内解释无风险利率之谜和股权溢价之谜; 2) 习惯形成因素的引入可以很好地解决基于高阶矩的灾难风险模型对于灾难风险参数选择过于敏感的问题; 3) 习惯形成显著改善了资产价格高阶矩近似的效果, 削弱了高阶矩信息(四阶矩以上)对资产定价的影响. 最后, 考察了该模型在中国金融市场中的适用性. 研究发现, 灾难风险定价模型同样能够解释我国的股权溢价特征, 且习惯形成因素也能够提升模型对中国金融市场的解释力.

关键词: 习惯形成; 灾难风险; 高阶矩

中图分类号: F830.91; F831.59 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2015)04-0001-17

0 引言

所谓罕见灾难风险(rare disaster risk)是指发生概率很小,但是一旦发生会造成很大损失的灾难性事件的冲击. 区别与“灾害”的定义,一是灾难事件不仅包括自然灾害,还包括人为的灾难;二是强调罕见和极端损失. 因此灾难事件通常包括严重的经济金融危机、世界大战和区域性战争、恐怖袭击和严重自然灾害等. 灾难风险主要通过两个渠道影响到股票市场,一是灾难的发生造成对实体经济的重大损害,进而传递到股票市场;二是投资者对灾难风险的预期,即使灾难事件实际上并没有发生,投资者基于对历史上发生灾难的认知,担心未来会发生灾难,从而要求有一个更高的风险溢价(贴现率),经济学家称这种影响机制为比索问题(peso problem).

如何破解股权溢价之谜等资本市场典型事实是基于消费的资本资产定价模型(CCAPM)的核心内容. 经济学家在建模时往往假设冲击是正态

分布的,而灾难风险这一严重左偏的非正态分布被长期忽视. Rietz^[1]最早在 Mehra 和 Prescott^[2]的框架下引入了灾难风险,数值模拟结果显示可以在合理的风险厌恶系数范围内,解释美国股票市场的股权溢价之谜等典型事实. 该文献在发表后长达近 20 年的时间内并没有引起足够的重视,直至 2006 年,Barro^[3]通过详细统计 20 世纪以来发生的较大经济冲击,并进行明确的等级划分,同时运用可观察的概率分布校准了相关参数,才大大拓展了 Rietz^[1]提出的灾难风险理论. 此后,灾难风险模型获得了快速发展,成为金融学国际学术界最为热门的研究领域之一. 其中, Gouirio^[4]将灾难风险与真实商业周期模型(RBC 模型)相结合,详细探讨了灾难风险对宏观经济的影响; Gabaix^[5]采用线性化工具分析了灾难风险对股票市场与债券市场的影响,并获得了相应的解析解; Martin^[6]采用高阶矩的形式探讨了高阶项对资产价格的敏感性等.

CCAPM 的一个经典假设是消费增长率服从

① 收稿日期: 2013-10-06; 修订日期: 2014-03-20.

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(71071132; 71471154).

通信作者: 赵向琴(1966),女,山西孝义人,博士,副教授. Email: xqzhao@xmu.edu.cn

对数正态分布,即变量的一阶矩和二阶矩包含了定价模型中的所有信息.而在现实经济生活中,消费的增长可能并不符合正态分布的假设.在基于灾难风险的CCAPM文献中,Martin^[6]利用累积生成函数CGF(cumulant generating function)推导出了含有高阶矩的简洁的资产定价模型.理论上讲,利用CGF表达的定价模型可以包含无穷高阶矩的情况,在实证中可以截取到3阶、4阶甚至更高阶.基于Barro^[3]关于灾难风险的估计值,Martin^[6]的数值模拟发现,高阶矩的信息确实在解释资产市场的经典事实方面起到了重要作用.

尽管Martin^[6]采用的CGF形式的含有高阶矩的定价模型在表达上很简洁,但是该模型至少存在两个问题,一是只有当风险厌恶系数等于4时该模型模拟的结果才能吻合美国股市的股权溢价、无风险收益率等典型事实,当风险厌恶系数大于4时模拟的效果非常差,如风险厌恶系数为5时无风险资产收益率为-15%,当风险厌恶系数为6时,股权溢价高达28%,但是Barro和Sala-Martin^[7]认为高储蓄率的国家(如我国)投资者的相对风险厌恶系数都高于4,而在金融学的文献中相对风险厌恶系数取值在10之内都是合理的.二是该模型对灾难风险参数(灾难风险的均值和方差等)的赋值非常敏感,考虑到灾难风险本身的度量非常困难,对参数赋值过分敏感使得该模型的适用性大大降低.

为了克服这一问题,Bauckus,Chernov和Martin^[8]采用的方法是,基于CGF的数学性质,从现实的数据中(股票指数期权)中估计经济灾难的分布,得出的结论是,基于股票指数期权估计的灾难发生的概率小于基于宏观数据估计的灾难发生的概率.

本文试图从另一个角度来解决基于CGF函数的含有灾难风险的资产定价模型对参数设定的敏感性.其基本思路是,在Martin^[6]基本框架的基础上,引入习惯形成(habit formation)因素,推导出更为一般的包含高阶矩的消费资产定价模型,Martin^[6]的模型可以看成是本文模型的一个特例.更为重要的是,在本文的理论模型中,参数的

设定对实证结果变得不再那么敏感,参数设定可以在一个更大的数值区间中解释无风险利率之谜(Weil^[9])和股权溢价之谜,能够更好地与资本市场的经典事实相吻合.

习惯形成是CCAPM的另一个重要拓展,在解释无风险利率之谜和股权溢价之谜方面均取得了重要进展.在有关习惯形成的研究文献中,通常将习惯形成分为两类:内生消费习惯和外生消费习惯.其中,具有内生消费习惯的投资者消费由自身的消费历史所决定,相关文献如Sundaresan^[10]通过引入内生的消费习惯解释了消费波动与财富波动的关系;Constantinides等^[11]通过引入内生的消费习惯较好的解释了资本市场的股权溢价之谜.具有外生消费习惯的投资者的消费不再依赖于投资者自身的消费历史,而是由整个社会的历史消费水平所决定,相关文献如Abel^[12]构造了一类基于习惯形成和追赶时髦(catching up with the Joneses)的效用函数,并在一般均衡的市场环境下推算了资产的价格;Campbell和Cochrane^[13]对包含习惯形成的效用函数进行了改进,提出了一类具有时变相对风险厌恶系数的习惯形成效用函数,并在此基础上讨论了习惯形成对资本市场的影响.本文采用外生的消费习惯,将习惯形成因素引入到包含高阶矩的资产定价模型,探讨习惯形成在灾难风险的作用下对资产价格的影响^②.

国内对习惯形成与资产定价之间关系的相关研究也很丰富.如陈彦斌、肖争艳和邹恒甫^[14]研究了习惯形成对财富波动率的影响;徐绪松和陈彦斌^[15]提出了基于相对财富和习惯形成的效用函数的资本资产定价模型;熊和平^[16]通过建模分析了习惯形成对投资者的最优消费规则的影响以及对资产价格的影响;王庆石和肖俊喜^[17]在同时考虑到习惯形成和局部持久性情况下给出基于消费的资本资产定价模型,并基于我国股市做了经验分析;格日勒图和李仲飞^[18]分析了基于习惯形成的资产定价模型的稳态问题;熊和平、李淑懿和余均^[19]研究了习惯形成和投资者的异质偏好对资产定价的影响等等.然而,尚未发现国内有将习惯形成和灾难风险相结合来研究股权溢价问题的

② 内生消费习惯不适用于CGF的形式,也就是说,内生消费习惯在该框架下不能够通过较为简洁的形式表达出来,不具有外生消费习惯的一般性特征.

文献,因此,本文尝试从灾难风险的角度,研究习惯形成在灾难风险框架下对资产定价的影响,并分析其在高阶矩灾难风险模型中的意义。

由于传统的均值-方差模型(Markowitz^[20]) 在衡量资产价格的风险与报酬之间的关系时存在一定的缺陷,故众多学者开始探讨高阶矩项对资产定价的影响,如 Kraus 和 Litzenberger^[21]、Harvey 和 Siddique^[22]、Jurczenko 和 Mailet^[23] 通过构建三阶矩的资产定价模型较好地解释了投资组合的风险溢价问题; Fang 和 Lai^[24]、Dittmar^[25]、Hwang 和 Satchell^[26] 考虑偏度和峰度对资产定价的影响,并验证出四阶矩信息在解释发达国家和新兴市场的资产价格时均有重要的现实意义。国内对高阶矩资产定价的研究也集中在四阶矩以内,如许启发^[27]、王鹏和王建琼^[28] 引入高阶矩(三、四阶矩)对中国股票市场的波动性特征进行研究;蒋翠侠和张世英^[29] 研究金融高阶矩(三、四阶矩)风险在世界、地区和单个市场之间的溢出效应;郑振龙等^[30] 研究中国 A 股市场上特质偏度与预期收益率之间的关系等。然而,关于四阶矩以上信息对资产定价解释力的相关研究寥寥无几,因此,本文在 CGF 的框架下研究资产定价问题,尝试分析更高阶矩(四阶矩以上)信息对资本市场的重要意义,从而进一步拓展高阶矩资产定价的研究视野。

国内学术界对基于灾难风险角度研究我国股权溢价的文献还几乎处于空白状态。中文文献主要研究了灾难风险对宏观经济和福利成本的影响,比如陈彦斌、霍震和陈军^[31] 将灾难风险引入到 Bewley 模型中,构建包含个体风险、总体风险与灾难风险的 DSGE 模型,较好地解释了中国城镇居民的财产分布状况;庄子罐^[32] 研究了灾难风险对我国福利成本的影响,认为中国宏观稳定政策的收益主要来源于降低灾难发生的概率,而不是通常意义上的经济波动等。

总之,本文的贡献主要包括以下三个方面:第一,在基于 CGF 的灾难风险框架下,引入习惯形成因素,推导出更一般的包含灾难风险和习惯形成的资产定价模型,该模型可以在相对风险厌恶

系数更大的赋值区间内解释资本市场的股权溢价之谜和无风险利率之谜,特别适用于相对风险厌恶系数较高的国家(储蓄率较高,如我国)。第二,引入习惯形成因素,有效克服了在灾难风险框架下对参数赋值的过度敏感性问题。第三,通过分析习惯形成的变动对资产价格高阶矩项的影响,发现高阶矩信息在习惯形成的作用下表现出很强的规律性,习惯形成因素显著改善了资产价格高阶矩近似的效果,而且,当习惯形成影响程度较低时,更高阶矩(四阶矩以上)信息仍然对资产定价有重要的现实意义。

1 模型的构建

在建立模型之前,先对相关概念进行定义。

定义 1 对于任意随机变量 G 均有

$$m(\chi) = E\exp(\chi G)$$

$$c(\chi) = \ln E\exp(\chi G)$$

且对于所有的 χ , 期望值均存在; 则称 $m(\chi)$ 为矩母函数(moment generating function, MGF) $c(\chi)$ 为累积生成函数(cumulant generating function, CGF)。累积生成函数包含了关于变量 G 所有阶矩的信息,通过幂序列的形式将 $c(\chi)$ 展开得

$$c(\chi) = \sum_{n=1}^{\infty} \frac{\alpha_n \chi^n}{n}$$

其中 α_n 代表变量 G 的第 n 阶矩。从代数的角度看, α_1 代表变量 G 的均值, α_2 代表变量 G 的方差, α_3/σ^3 代表变量 G 的偏度, α_4/σ^4 代表变量 G 的峰度,依次类推。

参考 Abel^[12] 与 Campbell 等^[13] 提出的经典习惯形成效用函数,假设市场存在一个代表性个体,其效用依赖于当期消费与前期的社会平均消费水平,本文构建代表性个体的效用形式如下^③

$$U(C_t, X_t) = \frac{(C_t/X_t^\theta)^{1-\gamma} - 1}{1-\gamma} \quad (1)$$

其中 γ 代表相对风险厌恶系数, C_t 代表 t 期的个体消费量, X_t 代表 t 期的外生消费习惯^④,由前期的社会平均消费水平决定, θ 反映前期的社会平均

③ 当 $\gamma = 1$ 时,效用函数为对数形式,不适用于 CGF 的表达形式,故本文不做讨论。

④ 外生的消费习惯 X_t 依赖于前期的社会平均消费,个体的决策不影响总体的习惯形成水平。关于外生的消费习惯 X_t 的详细讨论见 Campbell 和 Cochrane^[13]。

消费水平相对于当期消费对个体效用的重要性,即习惯形成对个体效用的影响程度,其定义域为 $0 \leq \theta < 1$. 当 $\theta = 0$ 时,说明只有当期消费对效用函数产生影响,效用函数就退化为标准的 CRRA 效用函数. 当 θ 在 0 与 1 之间时,说明前期的社会平均消费对当期消费所带来的效用产生部分影响, θ 的取值一般不能等于 1,因为等于 1 意味着上一期的消费存量与当期的消费对效用的影响是同等重要的,这种情况几乎不可能发生.

根据 Campbell 等^[13] 的观点,假设个体消费增长率 $\ln(C_{t+1}/C_t)$ 是独立同分布的,且个体消费是随着习惯形成水平的变动而不断改变的. 因此,本文假定外生消费习惯的增长率 $\ln(X_{t+1}/X_t)$ 与当期消费增长率是同步变动的,即外生消费习惯的增长率是独立同分布的,且其期望值与个体消费增长率的期望值相同.

根据设定的效用函数,可知其相对风险厌恶系数为

$$\gamma = \frac{-C_t u''_{c_t}(C_t, X_t)}{u'_{c_t}(C_t, X_t)} \quad (2)$$

显然,该效用函数具有不变的相对风险厌恶系数.

通过累积生成函数的定义及效用函数的设定,可以在 CGF 的框架下推导出股利价格比、无风险利率与股权溢价的相关表达式,即本文的结论 1.

结论 1

$$d/p = \rho - c(\lambda - \theta + (\theta - 1)\gamma) \quad (3)$$

$$r_f = \rho - c(-\theta + (\theta - 1)\gamma) \quad (4)$$

$$rp = c(\lambda) + c(-\theta + (\theta - 1)\gamma) - c(\lambda - \theta + (\theta - 1)\gamma) \quad (5)$$

其中 $c(\lambda) = \ln \text{Exp}(\lambda G) = \ln E(D_{t+1}/D_t)$, D_t 表示资产在 t 期的红利.

由公式 (3) - (5) 可知, Martin^[6] 基于累积生成函数的定价模型(包括股利价格比、无风险利率和股权溢价)是本文模型的一个特例. 当不考虑习惯形成 ($\theta = 0$ 时) 的情况下,该定价模型仅能够在相对风险厌恶系数 $\gamma = 4$ 附近对资本市场有较好的解释,而参数 γ 较小的变动将会导致其对资本市场的解释出现很大的偏差. 因此,本文的

模型将习惯形成因素引入到该模型中,以便相对风险厌恶系数在更大的赋值区间内解释资本市场的典型事实,拓展包含高阶矩的资产定价模型的适用性.

下面,对结论 1 的相关结果进行推导.

代表性个体通过对其每一期消费的合理规划实现其一生效用最大化,即

$$\max E_0 \sum_{t=0}^{\infty} e^{-\rho t} \frac{(C_t/X_t^\theta)^{1-\gamma} - 1}{1-\gamma} \quad (6)$$

其中 E_0 代表 0 期可得信息条件下的条件期望算子, ρ 代表主观时间贴现率,给定 $X_0 > 0$.

令 V_{t+1} 表示 $t+1$ 期单位资产获得的支付,由效用最大化问题的一阶条件可知

$$P_t u'(C_t, X_t) = E_t [e^{-\rho} u'(C_{t+1}, X_{t+1}) V_{t+1}] \quad (7)$$

因此,资产在 t 期的价格 $P_t = E_t \left[e^{-\rho} \frac{u'(C_{t+1}, X_{t+1})}{u'(C_t, X_t)} V_{t+1} \right]$.

定义随机贴现因子 $M_{t+1} = e^{-\rho} \frac{u'(C_{t+1}, X_{t+1})}{u'(C_t, X_t)}$, 则 $P_t = E_t [M_{t+1} V_{t+1}]$. 其中 M_{t+1} 等价于

$$M_{t+1} = e^{-\rho} \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\gamma} \left(\frac{X_{t+1}}{X_t} \right)^{\theta(\gamma-1)} \quad (8)$$

定义资产在 1 期的红利为 D_1 , 则该资产在 1 期的支付 $V_1 = P_1 + D_1$. 因此,该资产在 0 期的价格 P_0 可表示为

$$P_0 = E_0 \left(e^{-\rho} \left(\frac{C_1}{C_0} \right)^{-\gamma} \left(\frac{X_1}{X_0} \right)^{\theta(\gamma-1)} (D_1 + P_1) \right) \quad (9)$$

假设市场是无泡沫的,则资产价格等于红利的无穷期贴现. 因此,本文对上式做无穷期迭代,可得

$$P_0 = E \left(\sum_{t=1}^{\infty} e^{-\rho t} \left(\frac{C_t}{C_0} \right)^{-\gamma} \left(\frac{X_t}{X_0} \right)^{\theta(\gamma-1)} D_t \right) \quad (10)$$

定义 $D_t = (C_t)^\lambda$, λ 是任意正数^⑤,代表外生冲击对均衡资产价格的影响; $\lambda = 0$ 时说明资产是无风险债券(此时资产每一期的红利均为常数 1); $\lambda = 1$ 时说明资产的红利全部用于消费; $\lambda > 1$ 说明消费对红利具有杠杆作用. 基于该定义,资产在 0 期的价格 P_0 可表示为

⑤ Campbell^[33] 认为 $\ln d_t = \eta \ln c_t$, 其中 d_t 代表资产在 t 期的红利, c_t 代表个体在 t 期的消费, η 即为本文中的 λ , 代表与消费无关的外在冲击对资产价格的影响.

$$\begin{aligned}
 P_0 &= E \sum_{t=1}^{\infty} e^{-\rho t} \left(\frac{C_t}{C_0} \right)^{-\gamma} \left(\frac{X_t}{X_0} \right)^{\theta(\gamma-1)} D_t \\
 &= D_0 \cdot E \sum_{t=1}^{\infty} e^{-\rho t} \left(\frac{C_t}{C_0} \right)^{\lambda-\gamma} \left(\frac{X_t}{X_0} \right)^{\theta(\gamma-1)} \quad (11)
 \end{aligned}$$

定义 $G_t \equiv \ln(C_t/C_0)$ 表示个体在 t 期的消费量与 0 期的消费量的比率. 令 $G = G_1 = \ln(C_1/C_0)$ 表示个体 1 期的消费增长率. 由于个体消费增长率 $\ln(C_{t+1}/C_t)$ 与消费习惯增长率 $\ln(X_{t+1}/X_t)$ 是同步增长且独立同分布的, 可得 $Ee^{\lambda G} = Ee^{\lambda \ln(C_1/C_0)} = Ee^{\lambda \ln(C_{t+1}/C_t)} = Ee^{\lambda \ln(X_{t+1}/X_t)}$. 因此, 式(11) 等价于

$$\begin{aligned}
 P_0 &= D_0 \sum_{t=1}^{\infty} e^{-\rho t} Ee^{(\lambda-\gamma)G_t + \theta(\gamma-1)G_t} \\
 &= D_0 \sum_{t=1}^{\infty} e^{-\rho t} (Ee^{(\lambda-\gamma)G} e^{\theta(\gamma-1)G})^t \quad (12)
 \end{aligned}$$

由定义 1 可知 $c(\chi) \equiv \ln m(\chi)$ 则式(12) 可用 CGF 的形式表达, 即 $P_0 = D_0 \sum_{t=1}^{\infty} e^{-[\rho - c(\lambda - \theta + (\theta - 1)\gamma)]t}$, 并进行等比数列求和, 可得 $P_0 = D_0 \times \frac{e^{-[\rho - c(\lambda - \theta + (\theta - 1)\gamma)]}}{1 - e^{-[\rho - c(\lambda - \theta + (\theta - 1)\gamma)]}}$. 为方便起见, 本文的股利价格比取其的对数形式 则

$d/p = \ln(1 + D_0/P_0) = \rho - c(\lambda - \theta + (\theta - 1)\gamma)$. 当 $\lambda = 0$ 时, 资产代表无风险债券, 则此时的股利价格比即为无风险利率, 则无风险利率 $r_f = \rho - c(-\theta + (\theta - 1)\gamma)$.

由于股权溢价水平等于资产的预期收益率与无风险利率的差额, 则只须求出资产的预期收益率, 即可获得资产的股权溢价. 定义资产的预期收益率 $er = \ln(1 + ER_{t+1})$ 其中 R_{t+1} 代表 $t + 1$ 期的资产收益率. 由于资产在 $t + 1$ 期的总收益率 $1 + ER_{t+1}$ 可表示为

$$\begin{aligned}
 1 + ER_{t+1} &= E\left(\frac{D_{t+1} + P_{t+1}}{P_t}\right) \\
 &= E\left(\frac{D_{t+1}}{D_t}\right) (e^{\rho - c(\lambda - \theta + (\theta - 1)\gamma)}) \quad (13)
 \end{aligned}$$

并根据定义 $D_t = (C_t)^\lambda$, 可得

$$\begin{aligned}
 1 + ER_{t+1} &= E\left(\left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^\lambda\right) \cdot e^{\rho - c(\lambda - \theta + (\theta - 1)\gamma)} \\
 &= e^{\rho + c(\lambda) - c(\lambda - \theta + (\theta - 1)\gamma)} \quad (14)
 \end{aligned}$$

同时对式(14) 两边取对数, 可得资产的预期收益率为: $er = \rho + c(\lambda) - c(\lambda - \theta + (\theta - 1)\gamma)$ 进而可得资本市场的股权溢价 $rp = er - r_f = c(\lambda) + c(-\theta + (\theta - 1)\gamma) - c(\lambda - \theta + (\theta - 1)\gamma)$.

2 参数设定

假定消费增长率 G_t 服从一个跳跃扩散的过程 即

$$G_t = \mu t + \sigma_B B_t + \sum_{i=1}^{N(t)} Y_i \quad (15)$$

其中 μ 是漂移项, 代表消费增长率 G_t 的均值 t 代表时间 σ_B 是消费增长率 G_t 的标准差 B_t 是布朗运动 $N(t)$ 服从参数为 ω 的泊松计数过程 Y_i 是独立同分布的随机变量, 且服从正态分布 $N(-b, s^2)$, 令 $b = 0.39, s = 0.25$ ^⑥. 由于参数 b 不等于 0, 因此该跳跃过程代表灾难的发生对消费增长率的影响, 也就反映了灾难发生时对资产价格的冲击.

由定义 1, 式(15) 等价于

$$\begin{aligned}
 m(\chi) &= E\exp(\chi G_t) = \exp(\mu\chi) \times \\
 &E\exp(\sigma_B B_t \chi) \times E\exp\left(\chi \sum_{i=1}^{N(t)} Y_i\right) \quad (16)
 \end{aligned}$$

其中令 $t = 1$. 由于泊松过程 $N(t)$ 与 Y_i 均独立于布朗运动 B_t , 则式(16) 右边项乘积的期望值等于期望的乘积, 且第二项 $E\exp(\sigma_B B_t \chi) = \exp(\sigma_B^2 \chi^2 / 2)$, 第三项 $E\exp\left(\chi \sum_{i=1}^{N(1)} Y_i\right) = \exp\{\omega(m_{Y_1}(\chi) - 1)\}$. 由于 $c(\chi) = \ln m(\chi)$ 则式(16) 用 CGF 的形式可表示为: $c(\chi) = \mu\chi + \sigma_B^2 \chi^2 / 2 + \omega(m_{Y_1}(\chi) - 1)$ 其中, n 阶矩 $\alpha_n(G) = c^{(n)}(0)$ 即

$$\alpha_n(G) = \begin{cases} \mu + \omega EY & n = 1 \\ \sigma_B^2 + \omega EY^2 & n = 2 \\ \omega EY^n & n \geq 3 \end{cases}$$

由于 $Y \sim N(-b, s^2)$ 则

$$c(\chi) = \mu\chi + \frac{1}{2}\sigma_B^2 \chi^2 + \omega(e^{-b\chi + \frac{1}{2}s^2\chi^2} - 1) \quad (17)$$

关于相关参数的取值, 在国外的文献中已经有较为权威的验证. 其中, 在资产定价领

⑥ 参数的取值来自于 Barro^[3] 的实证结果.

域,相对风险厌恶系数的正常取值范围一般在 2 - 10 之间;消费增长率的均值和标准差多采用 Mehra 和 Prescott^[2] 对美国 1889 年 - 1978 年间的人均实际消费数据的估算结果,均值为 0.018,标准差为 0.036;时间偏好的设定较为一致,参考 Barro^[3]、Wachter^[34] 的取值为 0.02;灾难发生的概率多采用 Barro^[3] 对全球灾难统计的数据,以人均 GDP 下降 15% 作为判断灾难是

否发生的标准,可估算出 20 世纪的 100 年间来自全球 35 个具有代表性的国家灾难发生的次数为 60 次,则平均每年一个国家发生灾难的概率为 0.017($\approx 60 / (35 \times 100)$);习惯形成参数的取值在国外的文献中没有一致的结论,故本文讨论最一般的情况,参数 θ 取值范围为 $0 \leq \theta < 1$.

综上,参数的取值见表 1.

表 1 参数校准(1)

Table 1 Calibration for parameters (1)

基准参数	定义	取值范围	相关文献
γ	相对风险厌恶系数	2 - 10	Barro 和 Sala-i-Martin ^[7] , 庄子耀 ^[32]
σ_B	消费增长率的标准差	0.036	Mehra 和 Prescott ^[2]
ρ	时间偏好	0.02	Barro ^[3] , Wachter ^[34]
μ	消费增长率的均值	0.018	Mehra 和 Prescott ^[2]
ω	灾难发生的概率	0.017	Barro ^[3]
θ	习惯形成	$0 \leq \theta < 1$	Carroll 等 ^[35] , Campbell 和 Cochrane ^[13]

3 数值分析

本节主要从三个方面分析习惯形成对资产价格的影响. 第一,在基准参数不变的情况下,考察习惯形成的变化所引起的相对风险厌恶系数与无风险利率、股权溢价对应关系的变动,并分别建立习惯形成与相对风险厌恶系数之间的函数关系. 第二,在基准参数(灾难模型的相关参数)出现变动的情况下,分析习惯形成对资产价格相关变量的影响,并观察其规律性. 第三,利用 CGF 所特有的性质,分析习惯形成的变动对资产价格相关变量高阶矩近似的影响.

3.1 习惯形成、相对风险厌恶系数与资本市场

该节主要分析包含习惯形成的资产定价模型

对资本市场的解释作用,并建立习惯形成与相对风险厌恶系数之间的函数表达式. 对模型进行数值模拟,可得本文的结论 2.

结论 2 不考虑习惯形成因素的灾难风险定价模型仅能够对相对风险厌恶系数特定赋值情况下的资本市场有较好的解释作用. 而包含习惯形成的资产定价模型扩大了灾难风险框架下参数的取值区间,能够在更为广泛的意义上解释无风险利率之谜与股权溢价之谜.

基于表 1 的参数校准结果,对模型的构建方程(4)、(5)以及式(17)进行数值求解,可以获得相应的无风险利率和股权溢价. 为了更清晰的分析习惯形成对无风险利率的解释作用,本文考察相对风险厌恶系数变动时无风险利率与习惯形成之间的相关关系,结果如表 2.

表 2 无风险利率与相对风险厌恶系数

Table 2 Risk-free interest rate and relative risk aversion coefficient

相对风险厌恶系数	$r_f(\%)$			
	$\theta = 0$	$\theta = 0.25$	$\theta = 0.5$	$\theta = 0.75$
$\gamma = 2$	2.84	2.95	2.98	2.94
$\gamma = 3$	1.26	2.32	2.84	2.98
$\gamma = 4$	-3.47 ^⑦	0.47	2.32	2.95
$\gamma = 5$	-15.02	-3.47	1.26	2.84
$\gamma = 6$	-42.19	-11.15	-0.56	2.63

⑦ 由于本文的消费增长率和标准差参数是基于 Mehra 和 Prescott^[2] 的实证结果,故无风险利率和股权溢价的估计值与 Martin^[6] 的估算结果存在一定差异.

从表 2 可以看出, 当 $\gamma \geq 4$ 时, 不考虑习惯形成因素 ($\theta = 0$) 时所获得的 r_f 均为负值, 说明此时 Martin^[6] 的模型不再对无风险利率具有解释意义. 在考虑习惯形成因素的情况下, 如当 $\theta = 0.25, 0.5$ 时, 对 $\gamma = 4$ 的情况仍有较好的解释作

用, 当 $\theta = 0.75$ 甚至更高时, 其对更大的 γ 值也有很好的解释效果. 表 2 所对应的相关图像参见附录 A 中的图 2.

同样, 表 3 考察相对风险厌恶系数变动时股权溢价与习惯形成之间的相关关系.

表 3 股权溢价与相对风险厌恶系数

Table 3 Equity premium and relative risk aversion coefficient

相对风险厌恶系数	$rp(\%)$			
	$\theta = 0$	$\theta = 0.25$	$\theta = 0.5$	$\theta = 0.75$
$\gamma = 2$	1.36	1.10	0.87	0.68
$\gamma = 3$	2.93	2.02	1.36	0.87
$\gamma = 4$	6.09	3.52	2.02	1.10
$\gamma = 5$	12.90	6.09	2.93	1.36
$\gamma = 6$	28.53	10.65	4.22	1.66

由表 3 可知, 当 $\gamma > 4$ 时, 不考虑习惯形成因素 ($\theta = 0$) 时的 rp 快速上升, $\gamma = 6$ 时, 股权溢价水平达到 28.53%, 远远大于 Mehra 和 Prescott^[2] 统计的股权溢价水平 6.18%. 在考虑习惯形成因素的情况下, 如当 $\theta = 0.25, 0.5, \gamma = 6$ 时, 股权溢价水平分别仅为 10.65%、4.22%, 解释效果明显好于不考虑习惯形成时的情况. 由于 rp 是 θ 的增函数, 则当 $\theta = 0.5, 0.75$ 时, 也能够对更大的 γ 值有很好的解释作用. 表 3 所对应的相关图像参见附录 A 中的图 3.

的程度, 风险厌恶程度的大小对资产价格与储蓄率均会产生影响. 根据 Barro 和 Sala-i-Martin^[7] 的观点, 认为储蓄率较高的国家的相对风险厌恶系数大于 4, 储蓄率较低的国家小于 2. 根据这种划分, 高储蓄率国家所对应的 γ 较大, 不考虑习惯形成的定价模型并不能很好的解释该类国家真实的无风险利率与股权溢价, 而考虑习惯形成因素的资产定价模型却能够提供较好的解释.

相对风险厌恶系数反映了投资者对风险厌恶

参考 Barro^[3] 统计的 1954 年—2004 年七个主要发达国家的真实股票收益率与真实债券收益率的均值数据, 列表如下.

表 4 七国真实股票收益率、真实债券收益率与股权溢价 (%)

Table 4 Real stock returns, real bond yields and equity premium of seven countries

	真实股票收益率	真实债券收益率	股权溢价
加拿大	0.074 (0.165)	0.024 (0.024)	0.050 (0.168)
法国	0.091 (0.254)	0.019 (0.029)	0.072 (0.252)
德国	0.098 (0.261)	0.018 (0.015)	0.080 (0.260)
意大利	0.067 (0.283)	0.016 (0.034)	0.051 (0.279)
日本	0.095 (0.262)	0.012 (0.037)	0.083 (0.253)
英国	0.097 (0.242)	0.018 (0.033)	0.079 (0.250)
美国	0.089 (0.180)	0.014 (0.021)	0.076 (0.175)
均值	0.087 (0.235)	0.017 (0.028)	0.070 (0.234)

注: 括号内为标准差. 真实股票收益率代表本文的资产预期收益率 er , 真实债券收益率代表无风险利率 r_f , 股权溢价等于资产的预期收益率与无风险资产收益率之差, 即 $rp = er - r_f$. 真实股票收益率与真实债券收益率等于每年的相应名义值与消费者价格指数相除.

以七国的均值数据为例, 可以分别推导习惯形成与相对风险厌恶系数之间的函数关系^⑧. 由

⑧ 其目的是说明在 CGF 的框架下可以寻找出习惯形成与相对风险厌恶系数的函数关系, 即通过这样一种渠道解释股权溢价之谜和无风险利率之谜. 当然, 若以单一的国家为例, 也同样可以计算出该国习惯形成与相关风险厌恶系数之间的函数关系, 不同的国家对应不同的函数关系表达式, 也意味着不同国家具有不同的习惯形成特征.

表 4 可知,七国无风险利率的均值为 1.7%,代入式(4)即可获得相对风险厌恶系数 γ 与变量 θ 之间的函数关系: $-\theta + (\theta - 1)\gamma = -3.89$; 其中, -3.89 为无风险利率取 1.7% 时所对应的 χ 值; 同样,七国股权溢价的均值为 7.0%,代入表达式(5)即可获得相对风险厌恶系数 γ 与变量 θ 之间的函数关系: $-\theta + (\theta - 1)\gamma = -4.26$; 其中, -4.26 为股权溢价取 7.0% 时所对应的 χ 值.

由上述方程得出,当 $\gamma = 4$ 时,要达到无风险利率为 1.7% 的水平时所对应的 θ 值为 0.037,说明通过调整习惯形成的影响程度,能够更精确地解释无风险利率的真实水平. 同样,由股权溢价均值得到的函数关系可知 γ 关于 θ 是递增的,当 $\theta = 0$ 时 γ 取得最小值 4.26,这说明较低的相对风险厌恶系数不能够完全解释 7.0% 的股权溢价水平,也说明投资者风险厌恶程度越高,所要求的股权溢价水平才会越高.

3.2 灾难风险参数的敏感性分析

该节分析在灾难风险参数 ω, b, s 出现变动的情况下习惯形成对无风险利率、股权溢价与股利价格比的影响. 对模型进行数值模拟,可得本文的结论 3.

结论 3 习惯形成因素能够平滑灾难发生频率及严重程度对无风险利率、股权溢价与股利价格比的影响,有效降低了模型对灾难风险参数设定的敏感性,并且使得灾难风险框架下的资产价格的可预测性大大增强. 而在不考虑习惯形成 ($\theta = 0$) 时的极端情形下,参数的敏感度极高,资产价格往往是难以被预期的.

基于模型的构建方程(3) (5) 以及式(17),考察灾难的相关参数 ω, b, s 上下浮动 5 个百分点引起的无风险利率、股权溢价和股利价格比的变化情况. 根据式(4),表 5 给出了 θ 不同取值下的无风险利率 r_f 的模拟结果.

表 5 无风险利率的敏感性分析
Table 5 Sensitive analysis of risk-free interest rate

	ω	b	s	$r_f(\%)$			
				$\theta = 0$	$\theta = 0.25$	$\theta = 0.5$	$\theta = 0.75$
基准值	0.017	0.39	0.25	-3.47	0.47	2.32	2.95
较高的 ω	0.022	0.39	0.25	-6.90	-1.50	1.20	2.36
较低的 ω	0.012	0.39	0.25	-0.05	2.44	3.43	3.54
较高的 b	0.017	0.44	0.25	-6.43	-1.02	1.59	2.61
较低的 b	0.017	0.34	0.25	-1.06	1.73	2.96	3.26
较高的 s	0.017	0.39	0.30	-6.76	-0.85	1.82	2.79
较低的 s	0.017	0.39	0.20	-1.28	1.41	2.69	3.08

注: 其中,选取 $\gamma = 4$ ^⑨; 第一行黑体标识数据表示灾难风险参数取基准值时,基于理论模型计算的无风险利率水平. 第二行至第七行的黑体标识数据表示灾难风险参数所选取的不同取值(下同).

表 5 分析了基准参数在习惯形成的作用下对无风险利率 r_f 的影响. 第二行表示参数取基准值时的无风险利率 r_f . 纵向来看 $\theta = 0$ 时所对应的 r_f 在基准参数变动的情况下波动非常大,没有明显的特征,且全部为负值; 然而,当 $\theta = 0.25, 0.5, 0.75$ 时 r_f 值逐渐增大,且多数为正,并且随着 θ 值的增大,参数 ω, b, s 的波动对 r_f 的影响逐渐减小,即 r_f 的波动区间在不断缩小,说明习惯形成平

滑了灾难发生频率及严重程度对 r_f 的影响,提升了灾难风险框架下无风险利率的可预测性. 附录 B 中的图 4—图 6 分别给出了参数 ω, b, s 取不同值时习惯形成与无风险利率之间的关系,附录 C 中的图 13—图 15 分别给出习惯形成取不同值时参数 ω, b, s 与无风险利率之间的关系.

根据式(5),表 6 给出了 θ 不同取值下的股权溢价 rp 的模拟结果.

⑨ 文中仅以 $\gamma = 4$ 为例, $\gamma = 5, 6$ 甚至更高时,仍满足该特征; 同时 γ 值越大,所对应的无风险利率越低、股权溢价越高,也就更能显示出习惯形成对无风险利率和股权溢价的解释作用.

表 6 股权溢价的敏感性分析
Table 6 Sensitive analysis of equity premium

	ω	b	s	$rp(\%)$			
				$\theta = 0$	$\theta = 0.25$	$\theta = 0.5$	$\theta = 0.75$
基准值	0.017	0.39	0.25	6.09	3.52	2.02	1.10
较高的 ω	0.022	0.39	0.25	7.73	4.43	2.51	1.35
较低的 ω	0.012	0.39	0.25	4.45	2.61	1.52	0.84
较高的 b	0.017	0.44	0.25	7.81	4.37	2.43	1.29
较低的 b	0.017	0.34	0.25	4.74	2.83	1.67	0.93
较高的 s	0.017	0.39	0.30	8.43	4.50	2.42	1.26
较低的 s	0.017	0.39	0.20	4.58	2.83	1.71	0.91

注: 第一行黑体标识数据表示灾难风险参数取校准值时, 基于理论模型计算的股权溢价水平。

表 6 分析了基准参数在习惯形成的作用下对股权溢价 rp 的影响. 纵向来看, 随着 θ 的增大 rp 的波动幅度也在逐渐减小, 说明习惯形成也明显减缓了灾难对股权溢价的冲击. 这点与对无风险利率的影响是类似的. 不同的是, 基准参数的变动并不影响 rp 关于 θ 的单调性, 即 rp 是 θ 的减函数, 而 r_f 与习惯形成之间并不具有单调性的关系, 这说

明 rp 对习惯形成的敏感性要高于 r_f . 附录 B 中的图 7—图 9 分别给出了参数 ω 、 b 、 s 取不同值时习惯形成与股权溢价之间的关系, 附录 C 中的图 16—图 18 分别给出习惯形成取不同值时参数 ω 、 b 、 s 与股权溢价之间的关系.

根据式 (3) 表 7 给出了 θ 不同取值下的股息率 d/p 的模拟结果.

表 7 股利价格比的敏感性分析
Table 7 Sensitive analysis of dividend rate

	ω	b	s	$d/p(\%)$			
				$\theta = 0$	$\theta = 0.25$	$\theta = 0.5$	$\theta = 0.75$
基准值	0.017	0.39	0.25	1.26	2.63	2.98	2.70
较高的 ω	0.022	0.39	0.25	-0.37	1.72	2.52	2.51
较低的 ω	0.012	0.39	0.25	2.89	3.54	3.44	2.88
较高的 b	0.017	0.44	0.25	0.09	2.06	2.73	2.61
较低的 b	0.017	0.34	0.25	2.27	3.14	3.22	2.78
较高的 s	0.017	0.39	0.30	0.30	2.29	2.88	2.68
较低的 s	0.017	0.39	0.20	1.96	2.90	3.06	2.71

注: 其中, 令 $\lambda = 1$ 此时 $d/p = c/w$, c 代表消费量, w 代表投资者的财富数量; 第一行黑体标识数据表示灾难风险参数取校准值时, 基于理论模型计算的股利价格比.

表 7 分析了基准参数在习惯形成的作用下对股利价格比 d/p 的影响. 显然, 随着 θ 值的增大, 基准参数的变动对 d/p 的影响在逐渐减小, 即习惯形成对 d/p 也有显著的平滑作用, 这点与 rp 、 r_f 类似. 与 rp 不同的是, 无论基准参数是否变动, d/p 关于 θ 也不具有单调性, 且参数 ω 、 b 、 s 的波动在习惯形成的作用下并未导致 d/p 出现较大的变化, 这说明习惯形成对 d/p 的影响要弱于 rp 、 r_f . 附录 B 中的图 10—图 12 分别给出了参数 ω 、 b 、 s 取不同值时习惯形成与股利价格比之间的关系, 附录 C 中的图 19—图 21 分别给出习惯形成取不同值时参数 ω 、 b 、 s 与股利价格比之间的关系.

通过以上对资产价格相关变量的敏感性分析, 可以发现, 习惯形成明显削弱了基准参数的变动对无风险利率、股权溢价与股利价格比的影响, 且习惯形成对股权溢价的影响最大, 无风险利率次之, 股利价格比最小. 而且, 由于习惯形成因素的存在, 使得资产价格在灾难风险的框架下的可预测性大大增强.

3.3 习惯形成对高阶矩信息的影响分析

利用 CGF 的特有性质, 本文分析习惯形成对无风险利率、股权溢价与股利价格比的高阶矩信息的影响. 对模型进行数值模拟, 可得本文的结论 4.

结论 4 随着习惯形成因素影响的增加, 高

阶矩信息对资产价格的影响逐渐减小,习惯形成因素能够明显改善无风险利率、股权溢价与股利价格比的近似效果.当习惯形成影响程度较低时,高阶矩(四阶矩以上)信息仍然对资产定价有重要的现实意义.

表8、表9和表10分别对模型进行一阶、二阶

至无穷阶近似.其中,一阶近似代表仅考虑变量的一阶矩,即变量的均值,二阶近似代表考虑变量的均值与方差,三阶近似代表考虑变量的均值、方差与偏度,依次类推.

根据式(4)表8给出了 θ 不同取值下的无风险利率 r_f 的高阶矩信息.

表8 无风险利率的高阶矩近似(%)

Table 8 Higher moments approximation of risk-free interest rate

阶数	近似程度	r_f			
		$\theta = 0$	$\theta = 0.25$	$\theta = 0.5$	$\theta = 0.75$
1	仅考虑均值	6.55	5.70	4.84	3.99
2	近似到方差	2.59	3.08	3.30	3.23
3	近似到偏度	0.19	1.80	2.71	3.03
4	近似到峰度	-1.48	1.07	2.46	2.97
5		-2.48	0.72	2.36	2.95
∞	真实值	-3.47	0.47	2.32	2.95

表8的第二行为一阶近似,此时 r_f 值随着 θ 值的增加逐渐递减,且 θ 值越大 r_f 越趋近于真实值,说明习惯形成因素能够在一定程度上减小 r_f 的预测误差.显然,一阶近似值距各自的真实值仍有较大差距,说明高阶矩信息对无风险利率仍有很大影响.第三行至第七行考虑多阶近似的情况,从纵向看 $\theta = 0$ 时 r_f 近似速率最快,且随着 θ 值的增大近似速率逐渐放缓,同时随着 θ 值的增大 r_f 的近

似值距各自真实值的差不断减小,说明 θ 值较大时 r_f 的近似效果会更好,即习惯形成因素能够在一定程度上提升 r_f 的近似精确度;另外,当习惯形成程度较低时(如 $\theta = 0.25$)四阶矩近似值距真实值有一定的差距,说明高阶矩(四阶矩以上)信息对无风险利率的估算仍有一定的现实意义.

根据式(5)表9给出了 θ 不同取值下的股权溢价 r_p 的高阶矩信息.

表9 股权溢价的高阶矩近似(%)

Table 9 Higher moments approximation of equity premium

阶数	近似程度	r_p			
		$\theta = 0$	$\theta = 0.25$	$\theta = 0.5$	$\theta = 0.75$
1	仅考虑均值	0.00	0.00	0.00	0.00
2	近似到方差	1.98	1.61	1.24	0.87
3	近似到偏度	3.33	2.43	1.66	1.01
4	近似到峰度	4.48	3.00	1.89	1.08
5		5.24	3.30	1.98	1.09
∞	真实值	6.09	3.52	2.02	1.10

由表9可知,第二行显示股权溢价 r_p 在仅考虑一阶矩的情况下均为零,说明市场在无风险的情况下没有溢价,与事实相符.从纵向看,对于任意的 θ 值 r_p 的二阶近似值距真实值的差明显小于 r_f 的对应值,说明 r_p 的近似效果要好于 r_f .与 r_f 类似的是, θ 越大 r_p 的近似效果越好,如 $\theta = 0.5、0.75$ 时 r_f 的五阶近似值距真

实值的差分别为0.03、0.01,远小于 $\theta = 0、0.25$ 时的0.85、0.22;同样,当习惯形成程度较低时,四阶矩近似值离真实值有较大差距,说明高阶矩信息对股权溢价的估算也有重要的意义.

根据式(3)表10给出了 θ 不同取值下的股利价格比 d/p 的高阶矩信息.

表 10 股息率的高阶矩近似(%)

Table 10 Higher moments approximation of dividend rate

阶数	近似程度	d/p			
		$\theta = 0$	$\theta = 0.25$	$\theta = 0.5$	$\theta = 0.75$
1	仅考虑均值	5.41	4.56	3.71	2.85
2	近似到方差	3.19	3.31	3.15	2.71
3	近似到偏度	2.17	2.88	3.02	2.70
4	近似到峰度	1.64	2.71	2.99	2.70
5		1.40	2.65	2.98	2.70
∞	真实值	1.26	2.63	2.98	2.70

由表 10 可知,从横向看 d/p 关于 θ 也不具有显著的单调性,这点与 r_f 类似。从纵向看,股利价格比 d/p 的一阶近似值距真实值的差明显小于 r_f 的相应值,多阶近似值距真实值的差也明显小于 r_f 与 r_p ,说明 d/p 的近似效果要好于 r_f 与 r_p 。与 r_f, r_p 类似的是 θ 值越大 d/p 的近似效果越好,如 $\theta = 0.5, 0.75$ 时 d/p 的四阶近似值距真实值的差仅为 0.01、0,也远小于 $\theta = 0, 0.25$ 时的 0.38、0.08,说明习惯形成程度较高时四阶矩以上的信息对 d/p 几乎不产生影响;当习惯形成程度较低时,高阶矩信息对股利价格比的影响要小于对无风险利率和股权溢价的影响,其对股利价格比估算的意义相对较小。

4 基于中国数据的实证检验

在原有模型的基础上,本文对中国金融市场的股权溢价特征进行实证检验。本节分为两部分,

一是对相关参数进行校准;二是在参数赋值的基础上,对我国股权溢价水平进行数值分析。

4.1 参数的校准

1) 灾难发生的概率 ω 以及与灾难相关的参数 Y_i 的均值 b 和标准差 s 。

关于灾难发生的概率 ω 的取值,Barro^[3] 对 20 世纪 100 年间全球 35 个代表性国家发生灾难的总体特征进行了相关计算,同时以年度人均实际 GDP 下降 15% 作为灾难是否发生的标准,获得灾难事件发生的概率为 0.017。国内对我国灾难发生概率的估算尚处于空白状态。其中,陈彦斌^[31] 通过将宏观经济周期分为繁荣期、萧条期和灾难期三种状态,并采用 Gabaix^[5] 估算的灾难发生概率值 0.03 对中国城镇居民财产分布状况进行验证;庄子罐^[32] 同样采用 Barro^[3] 的灾难概率计算结果估计中国福利成本,并发现 Barro^[3] 的灾难相关参数设定值并不适用于中国经济。

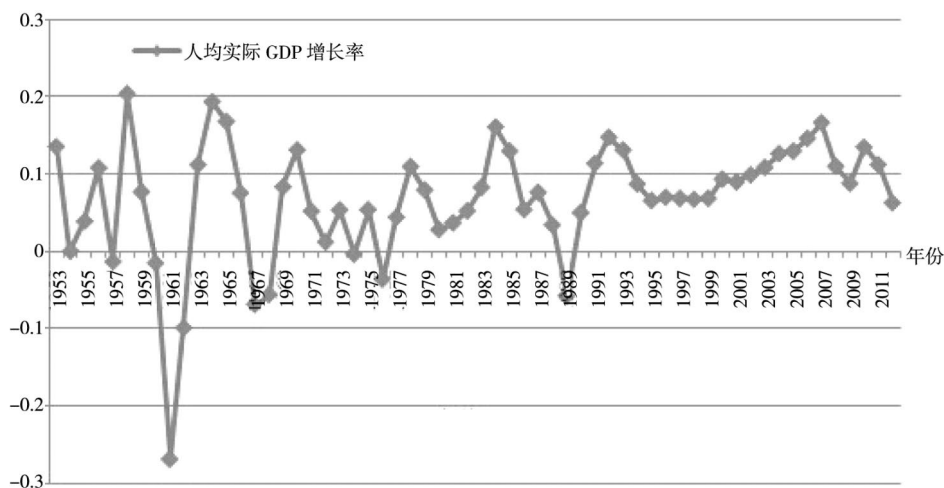


图 1 人均实际 GDP 增长率变化趋势图

Fig. 1 Trend of real per capita GDP growth rate

基于此,本文根据 Barro^[3] 的估算方法,以人均实际 GDP 数据为标的估算我国灾难发生概率的参数值.图 1 给出了我国 1952 年—2012 年间的年度人均实际 GDP 增长率数据.可以发现,我国仅有 9 年的人均实际 GDP 增长率为负值,故本文将这 9 年作为我国可能发生灾难的年份,可估算出 9 年间人均 GDP 下降幅度达到 0.068 9,然后以该值作为我国当年度是否发生灾难的标准,推算出 60 年间我国灾难发生的次数为 3 次,故可得灾难发生的概率为 0.05.同时取参数 b 为这 3 年人均实际 GDP 增长率的均值的相反数 0.145 7;由于我国消费数据的时间序列较短,且平稳性较差,故参数 s 的取值仍采用 Barro^[3] 的估计值 0.25.

2) 消费增长率的均值 μ 与标准差 σ_B

基于数据的可得性,以及我国消费数据序列不具备美国相关数据的时间长度,故本文采用 1990 年—2012 年间社会商品零售总额的月度数据估算人均消费增长率的相关参数,可得我国人均消费增长率的均值 μ 为 0.131 7,标准差 σ_B 为 0.080 2.

3) 时间偏好 ρ 与相关风险规避系数 γ

时间偏好 ρ 采用 1978 年—2012 年的物价水平进行校准.根据国家统计局公布的年度居民消费价格指数,可估算出 1978 年—2012 年间物价水平平均上升约 5%,故可得主观贴现率为 95%,取其倒数的对数即为时间偏好 ρ ,约等于 0.05.

关于相关风险规避系数 γ 的测算,国内相关研究文献的取值分歧相对较大.因此,本文选取资产定价领域较为公认的一般取值范围,即 γ 的取值在 [2, 10] 之间.

4) 习惯形成参数 θ

关于估算我国居民消费的习惯形成程度的相关实证研究较多,且分歧较大.贾男等^[36]利用 1989 年—2006 年中国家庭消费的微观数据估计了城镇居民在食品消费方面的习惯形成参数为 0.23;杭斌^[37]对中国城镇居民的 habit formation 参数的估计值为 0.44;雷钦礼^[38]使用 1980 年—2006 年中国农户调查数据估计得到的习惯形成参数为 0.45;Chen 等^[39]的实证估计结果显示,中国居民的习惯形成参数可能高达 0.61 至 0.64;基于上述文献,本文将习惯形成参数 θ 的取值范围设定为 0 ~ 0.6.以上参数设置汇总如表 11 所示.

表 11 参数校准(2)

Table 11 Calibration for parameters(2)

变量	ω	b	s	μ	σ_B	ρ	γ	θ
参数值	0.05	0.145 7	0.25	0.131 7	0.080 2	0.05	2 ~ 10	0 ~ 0.6

4.2 数值分析结果

由于国内文献对相对风险厌恶系数与习惯形成参数的校准存在较大分歧,故本文在一个较为

宽泛的范围内对其进行赋值.根据参数校准结果,可以估算出我国的股权溢价水平,具体结果见表 12.

表 12 我国股权溢价水平估计结果(%)

Table 12 Estimation results of China's equity premium

相对风险厌恶系数	r^p			
	$\theta = 0$	$\theta = 0.2$	$\theta = 0.4$	$\theta = 0.6$
$\gamma = 2$	2.36	2.08	1.81	1.55
$\gamma = 4$	6.54	4.93	3.67	2.66
$\gamma = 6$	17.61	10.54	6.54	4.06
$\gamma = 8$	59.01	24.60	11.63	5.95
$\gamma = 10$	261.22	67.62	21.95	8.68

由表 12 可以看出,不考虑习惯形成时,我国股权溢价水平对于相对风险厌恶系数的变动敏感性极高,当考虑习惯形成时,敏感度出现显著下降,这点与美国的情况基本一致.如当 $\theta = 0, \gamma = 2$ 时,股权溢价仅为 2.36%,当 $\theta = 0, \gamma = 10$ 时,股

权溢价水平达到 261.22%;然而,当 $\theta = 0.4, \gamma = 2$ 时,股权溢价为 1.81%,同样考虑 $\gamma = 10$ 时,股权溢价水平仅上升至 21.95%.显然,随着习惯形成因素的上升,股权溢价出现较为明显的下降,且随着相对风险厌恶系数的上升,其上涨速率也在

不断减弱,这体现出习惯形成因素仍然能够削弱股权溢价对于相对风险厌恶系数的敏感性,提升灾难定价模型的解释力。

根据陈国进等^[40]的估算结果,我国股权溢价水平约为6.3%,这意味着当我国习惯形成参数为0.2或0.4时的相对风险厌恶系数值在4~6之间,该值处在资产定价领域关于相对风险厌恶系数的较为合理的设定区间,这说明包含习惯形成的灾难定价模型对我国金融市场也同样具有较好的解释力^⑩。

5 结束语

本文首先推导出一类习惯形成与灾难风险共同作用下的资本资产定价模型,旨在分析习惯形成在灾难风险理论的框架下对股利价格比、无风险利率与股权溢价的影响。该模型大大扩展了Martin^[6]关于灾难风险与资产定价的结论,能够在更广泛的意义上解释资本市场的典型事实。

其后运用该模型重点从三个方面分别分析了习惯形成对资产价格的影响:(1)在基准参数不变的情况下,考察了习惯形成的变化所引起的相对风险厌恶系数与资产价格相关变量对应关系的变动,并分别建立了习惯形成与相对风险厌恶系数之间的函数关系。模拟结果显示,习惯因素能够明显减弱资产价格对于相对风险厌恶系数设定的

敏感性,且能够在更广泛的意义上解释无风险利率之谜与股权溢价之谜。(2)在基准参数(灾难模型的相关参数)出现变动的情况下,分析习惯形成因素对资产价格的作用。模拟结果显示,习惯形成能够平滑灾难发生的频率及严重程度对股利价格比、无风险利率与股权溢价的影响,明显削弱了模型对灾难风险参数设定的敏感性,并且使得灾难风险框架下资产价格的可预测性大大增强;而在不考虑习惯形成的极端情形下,参数的敏感度极高,资产价格往往是难以被预期的。(3)利用CGF特有的性质,分析习惯形成的变动对资产价格高阶矩近似的影响。模拟结果显示,随着习惯形成因素影响的上升,高阶矩信息对资产定价的影响逐渐减小,说明习惯形成能够明显改善资产价格高阶矩近似的效果;同时发现,当习惯形成程度较低时,高阶矩信息对资产定价仍有重要的现实意义。最后,考察了该模型在中国金融市场中的适用性。研究发现,灾难定价模型能够解释我国的股权溢价特征,且习惯形成因素同样能够提升模型对中国金融市场的解释力。

在灾难风险理论的框架下,本文模型仅考虑了消费习惯形成对资产定价的影响,关于消费者的异质性、消费增长率独立同分布的假定是否可以进一步放松以及多资产定价模型在消费习惯形成作用下对资产定价的影响等方面,仍待进一步的讨论。

参考文献:

- [1] Rietz T A. The equity risk premium: A solution[J]. *Journal of Monetary Economics*, 1988, 22(1): 117 - 131.
- [2] Mehra R, Prescott E C. The equity premium: A puzzle[J]. *Journal of Monetary Economics*, 1985, 15(2): 145 - 161.
- [3] Barro R J. Rare disasters and asset markets in the twentieth century[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2006, 121(3): 823 - 866.
- [4] Gourio F. Disasters risk and business cycles[J]. *The American Economic Review*, 2012, 102(6): 2734 - 2766.
- [5] Gabaix X. Variable rare disasters: An exactly solved framework for ten puzzles in macro-finance[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2012, 127(2): 645 - 700.
- [6] Martin I W R. Consumption-based asset pricing with higher cumulants[J]. *The Review of Economic Studies*, 2013, 80(2): 745 - 773.
- [7] Barro R J X, Sala-i-Martin X. *Economic Growth*[M]. London: MIT Press, 2004.
- [8] Backus D, Chernov M, Martin I. Disasters implied by equity index options[J]. *The Journal of Finance*, 2011, 66(6): 1969 - 2012.
- [9] Weil P. The equity premium puzzle and the risk-free rate puzzle[J]. *Journal of Monetary Economics*, 1989, 24(3): 401

⑩ 由于我国利率市场化尚未完善,无风险利率定价机制并不成熟,本文暂不对无风险利率水平进行估算。

- 421.

- [10] Sundaresan S M. Intertemporally dependent preferences and the volatility of consumption and wealth[J]. *Review of Financial Studies*, 1989, 2(1): 73 - 89.
- [11] Constantinides G M, Duffie D. Asset pricing with heterogeneous consumers[J]. *Journal of Political Economy*, 1996, 104(2): 219 - 240.
- [12] Abel A B. Asset prices under habit formation and catching up with the joneses[J]. *American Economic Review*, 1990, 80(2): 38 - 42.
- [13] Campbell J Y, Cochrane J H. By force of habit: A consumption-based explanation of aggregate stock market behavior[R]. National Bureau of Economic Research, 1995.
- [14] 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[J]. *经济学(季刊)*, 2003, 3(1): 147 - 156.
Chen Yanbin, Xiao Zhengyan, Zou Hengfu. Preference for wealth, habit formation, and the volatility of consumption and wealth[J]. *China Economic Quarterly*, 2003, 3(1): 147 - 156. (in Chinese)
- [15] 徐绪松, 陈彦斌. 基于相对财富和习惯形成的资本资产定价模型[J]. *管理科学学报*, 2004, 7(3): 1 - 6.
Xu Xusong, Chen Yanbin. CAPM based on relative wealth and habit formation[J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2004, 7(3): 1 - 6. (in Chinese)
- [16] 熊和平. 消费习惯, 异质偏好与动态资产定价: 纯交换经济情形[J]. *经济研究*, 2005, 10: 91 - 99.
Xiong Heping. Habit formation, heterogeneous preferences and the dynamics of asset prices: Pure exchange economy case[J]. *Economic Research Journal*, 2005, 10: 91 - 99. (in Chinese)
- [17] 王庆石, 肖俊喜. 习惯形成, 局部持久性和基于消费的资本资产定价——来自中国股市的经验分析[J]. *统计研究*, 2005, (5): 22 - 27.
Wang Qingshi, Xiao Junxi. Habit formation, local durability and the consumption-based capital asset pricing: Based on the stock market of China [J]. *Statistical Research*, 2005, (5): 22 - 27. (in Chinese)
- [18] 格日勒图, 李仲飞. 基于习惯形成的资产定价模型的稳态分析[J]. *南方经济*, 2006, 2: 38 - 46.
Geriletu, Li Zhongfei. Steady state analysis of asset pricing model based on habit formation[J]. *South China Journal of Economics*, 2006, 2: 38 - 46. (in Chinese)
- [19] 熊和平, 李淑懿, 余均. 消费习惯, 异质偏好与资产定价[J]. *管理科学学报*, 2012, 15(9): 64 - 73.
Xiong Heping, Li Shuyi, Yu Jun. Habit formation, heterogeneous consumer preferences and asset pricing[J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2012, 15(9): 64 - 73. (in Chinese)
- [20] Markowitz H. Portfolio selection[J]. *The Journal of Finance*, 1952, 7(1): 77 - 91.
- [21] Kraus A, Litzenberger R H. Skewness preference and the valuation of risk assets[J]. *The Journal of Finance*, 1976, 31(4): 1085 - 1100.
- [22] Harvey C R, Siddique A. Time-varying conditional skewness and the market risk premium[J]. *Research in Banking and Finance*, 2000, 1(1): 27 - 60.
- [23] Jurczenko E, Maillat B. The Three-moment CAPM: Theoretical Foundations and an Asset Pricing Models Comparison in an Unified Framework[M]. Universite de Paris I, in *Developments in Forecast Combination and Portfolio Choice*, Wiley, 2001: 239 - 273.
- [24] Fang H, Lai T Y. Co-kurtosis and capital asset pricing[J]. *Financial Review*, 1997, 32(2): 293 - 307.
- [25] Dittmar R F. Nonlinear pricing kernels, kurtosis preference, and evidence from the cross section of equity returns[J]. *Journal of Finance*, 2002, 57(1): 369 - 403.
- [26] Hwang S, Satchell S E. Modelling emerging market risk premia using higher moments[J]. *Return Distributions in Finance*, 1999: 75 - 117.
- [27] 许启发. 高阶矩波动性建模及应用[J]. *数量经济技术经济研究*, 2007, 23(12): 135 - 145.
Xu Qifa. Modeling and application of higher moments volatility[J]. *Journal of Quantitative & Technical Economics*, 2007, 23(12): 135 - 145. (in Chinese)
- [28] 王鹏, 王建琼. 中国股票市场的高阶矩波动特征研究[J]. *管理科学*, 2009, 21(4): 115 - 120.
Wang Peng, Wang Jianqiong. Higher moments volatility characteristics in Chinese stock market[J]. *Journal of Management Sciences*, 2009, 21(4): 115 - 120. (in Chinese)
- [29] 蒋翠侠, 张世英. 金融高阶矩风险溢出效应研究[J]. *中国管理科学*, 2009, 17(1): 17 - 28.

- Jiang Cuixia, Zhang Shiyang. Research on spillover effects in financial higher moments risk [J]. Chinese Journal of Management Science, 2009, 17(1): 17 – 28. (in Chinese)
- [30] 郑振龙, 王 磊, 王路跖. 特质偏度是否被定价? [J]. 管理科学学报, 2013, 16(5): 1 – 12.
Zheng Zhenlong, Wang Lei, Wang Lutuo. Is idiosyncratic skewness priced? [J]. Journal of Management Sciences in China, 2013, 16(5): 1 – 12. (in Chinese)
- [31] 陈彦斌, 霍 震, 陈 军. 灾难风险与中国城镇居民财产分布 [J]. 经济研究, 2009, 11: 144 – 158.
Chen Yanbin, Huo Zhen, Chen Jun. Disaster risk and wealth distribution of Chinese urban residents [J]. Economic Research Journal, 2009, 11: 144 – 158. (in Chinese)
- [32] 庄子罐. 中国经济周期波动的福利成本研究 —— 基于小概率“严重衰退”事件的视角 [J]. 金融研究, 2011, 4: 31 – 43.
Zhuang Ziguan. The research on welfare cost of China's business cycles: Based on the “serious recession” state with a low probability [J]. Journal of Financial Research, 2011, 4: 31 – 43. (in Chinese)
- [33] Campbell J Y. Bond and stock returns in a simple exchange model [J]. Quarterly Journal of Economics, 1986, 101(4): 785 – 804.
- [34] Wachter J A. Can time-varying risk of rare disasters explain aggregate stock market volatility? [J]. The Journal of Finance, 2013, 68(3): 987 – 1035.
- [35] Carroll C D, Overland J, Weil D N. Saving and growth with habit formation [J]. American Economic Review, 2000: 341 – 355.
- [36] 贾 男, 张亮亮, 甘 犁. 不确定性下农村家庭食品消费的“习惯形成”检验 [J]. 经济学(季刊), 2011, 11(1): 327 – 348.
Jia Nan, Zhang Liangliang, Gan Li. A test of habit formation in food consumption with uncertainty in rural households: An investigation using micro panel data [J]. China Economic Quarterly, 2011, 11(1): 327 – 348. (in Chinese)
- [37] 杭 斌. 城镇居民的平均消费倾向为何持续下降 —— 基于消费习惯形成的实证分析 [J]. 数量经济技术经济研究, 2010, (6): 126 – 138.
Hang Bin. Why is Chinese urban residents APC keep decreasing? [J]. The Journal of Quantitative & Technical Economics, 2010, (6): 126 – 138. (in Chinese)
- [38] 雷钦礼. 财富积累, 习惯, 偏好改变, 不确定性与家庭消费决策 [J]. 经济学(季刊), 2009, (2): 1029 – 1046.
Lei Qinli. Wealth accumulation, habits, preference changes, uncertainty and consumption decisions [J]. China Economic Quarterly, 2009, (2): 1029 – 1046. (in Chinese)
- [39] Chen C, Chen G, Yao S. Do imports crowd out domestic consumption? A comparative study of China, Japan and Korea [J]. China Economic Review, 2012, 23(4): 1036 – 1050.
- [40] 陈国进, 黄伟斌, Tribhuvan Puri. 宏观长期风险与资产价格: 国际比较与中国实证 [J]. 世界经济, 2014, (6): 51 – 72.
Chen Guojin, Huang Weibin, Tribhuvan Puri. Macroeconomic long run risk and asset prices: International comparison and evidence in China [J]. The Journal of World Economy, 2014, (6): 51 – 72. (in Chinese)

Disaster risk, habit formation and an asset pricing model with higher moments

CHEN Guo-jin^{1,2}, CHAO Jiang-feng¹, ZHAO Xiang-qin^{1*}

1. School of Economics, Xiamen University, Xiamen 361005, China;

2. Wang Yanan Institute for Studies in Economics, Xiamen University, Xiamen 361005, China

Abstract: With the introduction of habit formation, we develop a general consumption-based asset pricing model to capture the higher moments of the shocks in the capital markets. The calibration results show that our model can explain the risk premium puzzle and the risk-free rate puzzle with more flexible risk aversion coefficient, and can effectively reduce the sensitivity of the parameters selection problem for

the rare disaster model. Also, habit formation factors can significantly improve the effect of asset prices higher moments of approximation, and weaken the influence of higher moments information (more than four moments) on asset pricing. Finally, we check the applicability of the model in China's financial market. The study find that disaster pricing model can also explain China's equity premium, and that the habit formation factors can improve the model's explanatory power for China's financial market.

Key words: habit formation; disaster risk; higher moments

附录 A: 习惯形成、相对风险厌恶系数与资本市场

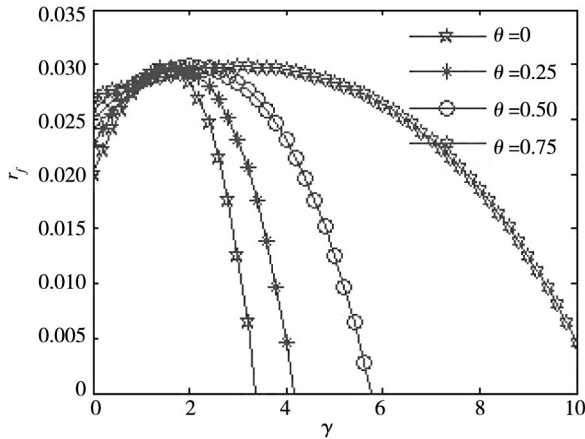


图2 无风险利率与相对风险厌恶系数

Fig. 2 Risk-free interest rate and relative risk aversion coefficient

图2、图3分别表示相对风险厌恶系数与无风险利率和股权溢价之间的关系。这两幅图与表2和表3的结果相对应。由图像可以看出：(1) r_f 、 r_p 与 γ 均是非线性的关系，且 r_p 关于 γ 是单调递增的，而 r_f 关于 γ 不具有单调性；(2) 当 $\gamma > 2$ 时，随着习惯形成的逐渐增大，图2中的函数曲线

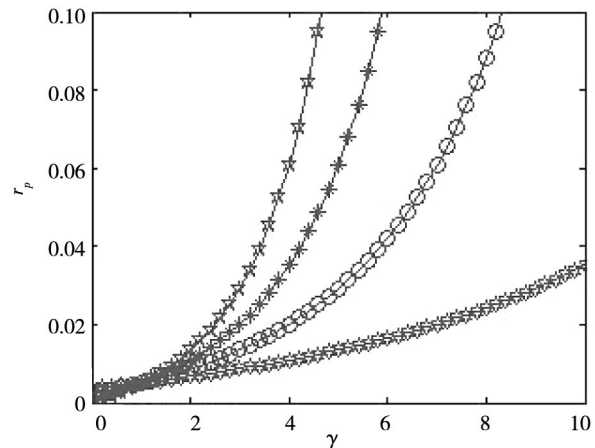


图3 股权溢价与相对风险厌恶系数

Fig. 3 Equity premium and relative risk aversion coefficient

的曲率不断减小，说明包含习惯形成的定价模型能够在更广泛的范围内解释无风险利率之谜；(3) 由图3可以看出，随着习惯形成的逐渐增大，股权溢价的函数曲线的曲率也在不断减小，说明包含习惯形成的定价模型也能够更广泛的范围内解释股权溢价之谜。

附录 B: 灾难风险参数的敏感性分析

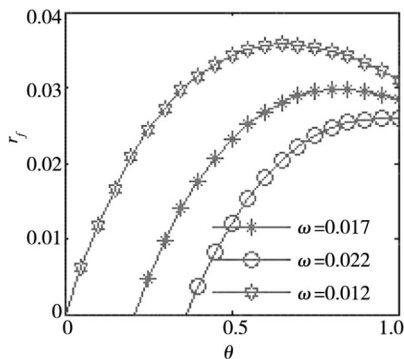


图4 参数omega取不同值

Fig. 4 Different parameter omega

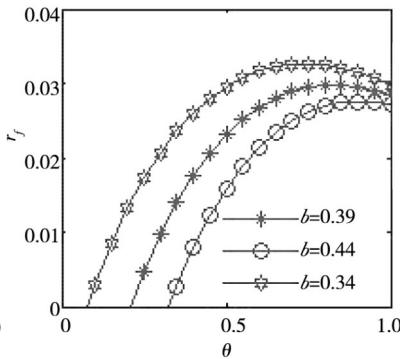


图5 参数b取不同值

Fig. 5 Different parameter b

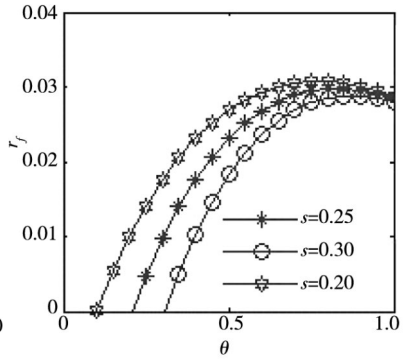


图6 参数s取不同值

Fig. 6 Different parameter s

图4、图5和图6分别表示参数 ω 、 b 、 s 取不同值时习惯形成与无风险利率之间的关系。这三幅图与表5的结果相对应。由图像可直观看出：(1) 无风险利率与习惯形成不存在单调性，而且是一种非线性的关系；(2) 参数 ω 、 b 、 s 的增大，提高了无风险利率关于习惯形成的敏感性；参数 ω 、

b 、 s 的减小，降低了无风险利率关于习惯形成的敏感性；(3) 随着习惯形成的不断增加，无风险利率关于参数 ω 、 b 、 s 的变动的波动幅度在不断收窄，即习惯形成削弱了灾难发生频率及严重程度对无风险利率影响的敏感程度，也说明无风险利率在较高习惯形成程度时的可预测性大大增强。

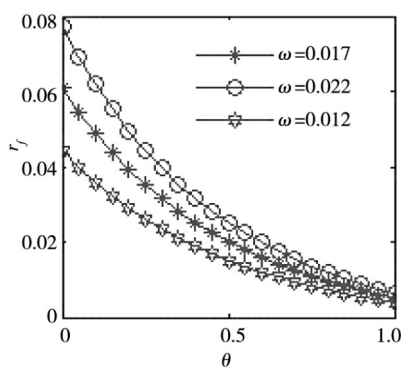


图 7 参数 ω 取不同值
Fig. 7 Different parameter ω

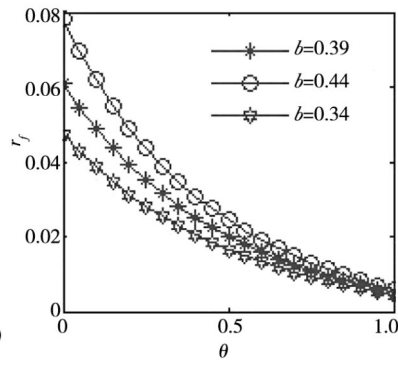


图 8 参数 b 取不同值
Fig. 8 Different parameter b

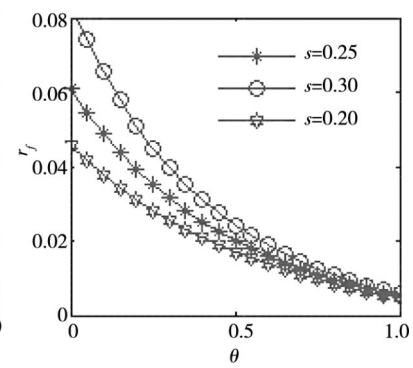


图 9 参数 s 取不同值
Fig. 9 Different parameter s

图 7、图 8 和图 9 分别表示参数 ω 、 b 、 s 取不同值时习惯形成与股权溢价之间的关系。这三幅图与表 6 的结果相对应。由图像可直观看出: (1) 股权溢价与习惯形成之间存在明显的单调性, 随着习惯形成的增大, 股权溢价递减; (2) 参数 ω 、 b 、 s 的增大, 提高了股权溢价关于习惯形成的敏感

性; 参数 ω 、 b 、 s 的减小, 降低了股权溢价关于习惯形成的敏感性; (3) 随着习惯形成的不断增加, 股权溢价关于参数 ω 、 b 、 s 的变动的波动幅度也在不断收窄, 即习惯形成削弱了灾难发生频率及严重程度对股权溢价影响的敏感程度, 也说明股权溢价在较高习惯形成程度时的可预测性大大增强。

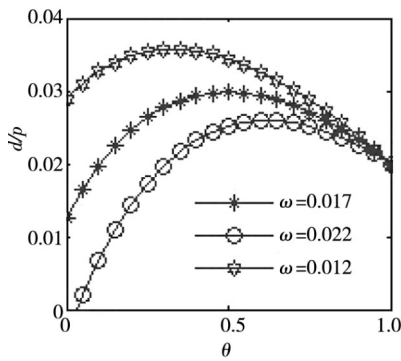


图 10 参数 ω 取不同值
Fig. 10 Different parameter ω

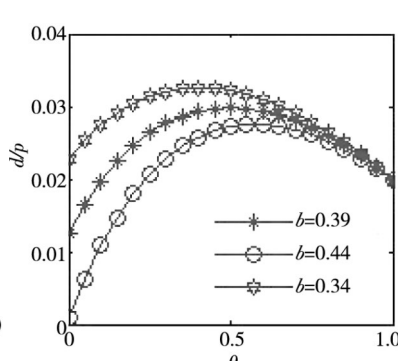


图 11 参数 b 取不同值
Fig. 11 Different parameter b

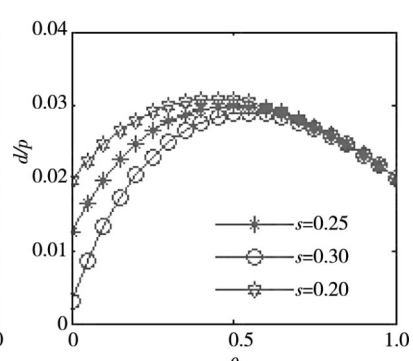


图 12 参数 s 取不同值
Fig. 12 Different parameter s

图 10、图 11 和图 12 分别表示参数 ω 、 b 、 s 取不同值时习惯形成与股利价格比之间的关系。这三幅图与表 7 的结果相对应。由图像可直观看出: (1) 股利价格比与习惯形成之间不存在单调性, 且是一种非线性的关系; (2) 参数 ω 、 b 、 s 的增大, 提高了股利价格比关于习惯形成的敏感性;

参数 ω 、 b 、 s 的减小, 降低了股利价格比关于习惯形成的敏感性; (3) 随着习惯形成的不断增加, 股利价格比关于参数 ω 、 b 、 s 的变动的波动幅度在不断收窄, 即习惯形成削弱了灾难发生频率及严重程度对股利价格比的敏感程度, 也说明股利价格比在较高习惯形成程度时的可预测性大大增强。

附录 C: 灾难风险参数的单调性分析

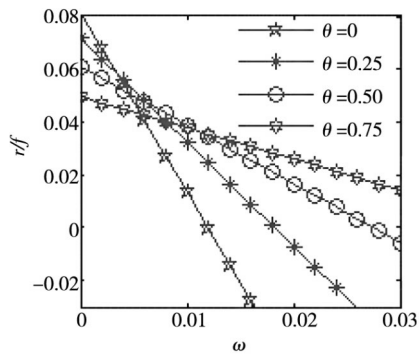


图 13 参数 ω 与 r_f 关系图
Fig. 13 Parameter ω and r_f

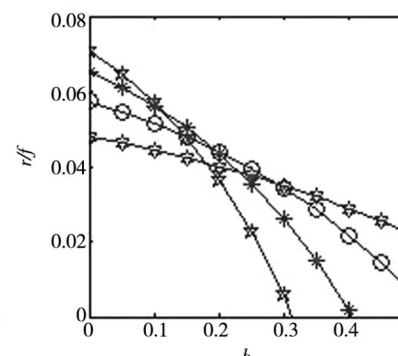


图 14 参数 b 与 r_f 关系图
Fig. 14 Parameter b and r_f

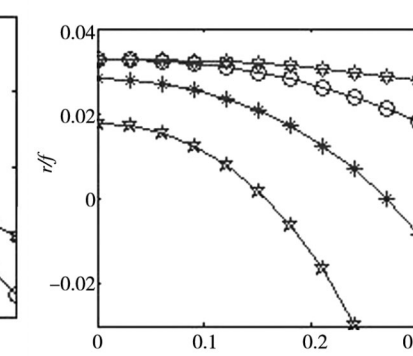


图 15 参数 s 与 r_f 关系图
Fig. 15 Parameter s and r_f

(下转第 72 页)

1. School of Economics and Management, Wuhan University, Wuhan 430072, China;
 2. Institute of Systems Engineering, Huazhong University of Science and Technology, Wuhan 430074, China

Abstract: The strategies of venture capitalist and entrepreneurs in the venture capital market may form an exit dilemma, therefore, the analysis of their strategy selection and entanglement using quantum game is given. The results show that there is a critical condition, and that the Nash equilibrium of the quantum game will be completely different when the entanglement that the two party select the same strategy varies. The condition of a successful exit is that the entanglement that they two select the same strategy is greater than that they select different strategies, and the specific equilibrium depends on the entanglement in the initial quantum state.

Key words: venture capital exit; strategy selection; quantum game; Nash equilibrium

(上接第17页)

图13、图14和图15分别表示习惯形成取不同值时参数 ω 、 b 、 s 与无风险利率之间的关系。这三幅图与表5的结果相对应。由图像可直观看出：(1) 无风险利率与参数 ω 、 b 、 s 之间存在

在单调递减的关系，即随着参数 ω 、 b 、 s 的增大，无风险利率逐渐减小；(2) 当参数 ω 、 b 、 s 取某一定值时，无风险利率与习惯形成不存在单调性关系。这由图4—图6也可以看出。

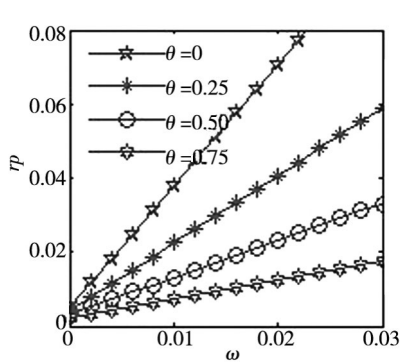


图16 参数 ω 与 rp 关系图
Fig. 16 Parameter ω and rp

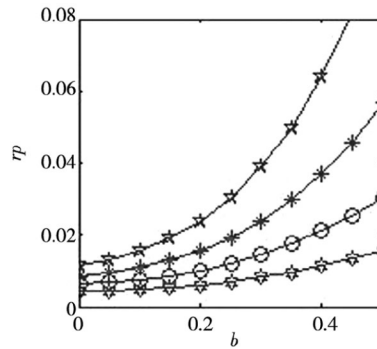


图17 参数 b 与 rp 关系图
Fig. 17 Parameter b and rp

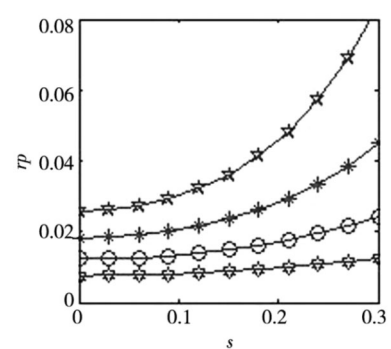


图18 参数 s 与 rp 关系图
Fig. 18 Parameter s and rp

图16、图17和图18分别表示习惯形成取不同值时参数 ω 、 b 、 s 与股权溢价之间的关系。这三幅图与表6的结果相对应。由图像可直观看出：(1) 股权溢价与参数 ω 、 b 、 s 之间

存在单调递增的关系，即随着参数 ω 、 b 、 s 的增大，股权溢价逐渐增大；(2) 当参数 ω 、 b 、 s 取某一定值时，股权溢价与习惯形成也存在单调递减关系。这由图7—图9也可以看出。

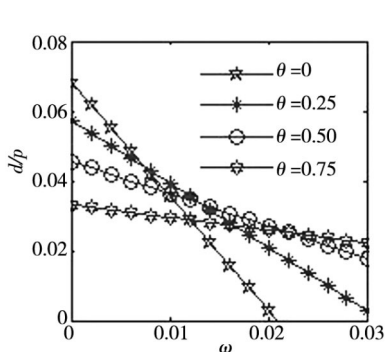


图19 参数 ω 与 d/p 关系图
Fig. 19 Parameter ω and d/p

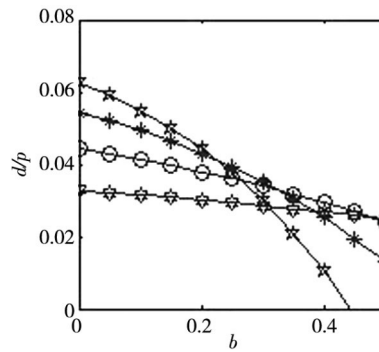


图20 参数 b 与 d/p 关系图
Fig. 20 Parameter b and d/p

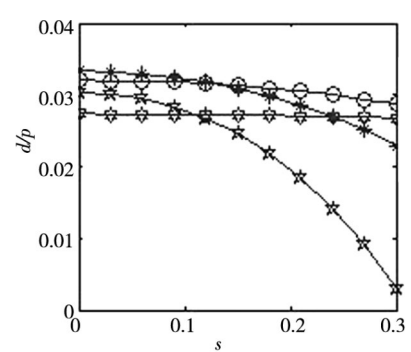


图21 参数 s 与 d/p 关系图
Fig. 21 Parameter s and d/p

图19、图20和图21分别表示习惯形成取不同值时参数 ω 、 b 、 s 与股利价格比之间的关系。这三幅图与表7的结果相对应。由图像可直观看出：(1) 股利价格比与参数 ω 、 b 、 s 之间存

在单调递减的关系，即随着参数 ω 、 b 、 s 的增大，股利价格比逐渐减小；(2) 当参数 ω 、 b 、 s 取某一定值时，股利价格比与习惯形成不存在单调性关系。这由图10—图12也可以看出。