

# 股权溢价、风险厌恶与分红特征\*

——基于风险期限分解的资产定价模型与实证

黄祥钟

**【提要】**本文建立了同时包含长期风险和短期风险的资产定价模型，运用1997~2012年上证综指数据，使用参数校准法对中国股票市场股权溢价进行估计。研究表明：中国股票市场历史上的消费和分红特征不支持正的股权溢价的存在，股票市场存在股权溢价之谜；长期风险对股权溢价的贡献为负，短期风险的贡献为正；投资者风险厌恶程度与所要求的回报间的相关性不明显。从模型设定来看，导致上述结果的主要原因是中国股票市场分红不连续的特征，因此政策上确保上市公司连续分红对中国股市长期健康发展有积极意义。

**【关键词】**风险期限分解 资产定价 股权溢价之谜 风险厌恶

〔中图分类号〕F832.51 〔文献标识码〕A 〔文章编号〕1000-2952(2016)05-0048-07

## 一、引言

金融资产收益与风险的关系是金融市场内最本质的关系，也是学者研究的核心内容。风险与收益关系是否合理与投资者对风险的态度有关，在风险相同的情况下，风险厌恶程度低的投资者要求的收益更小（股权溢价更小）；从市场整体来看，股权溢价与投资者的平均风险厌恶态度有关。如果股权溢价与投资者风险厌恶的关系能够由理论模型来解释，则说明不存在股权溢价之谜，否则就存在。1889~1978年间，美国平均无风险利率小于1%，标准普尔500指数的平均年回报约为7%，股权风险溢价超过6%；在经典CCAPM模型下，风险厌恶系数要非常高，才能得出符合实际的溢价结果，

而太高的风险厌恶系数被认为是不合理的，因此美国股市存在股权溢价之谜。<sup>①</sup>

中国股票市场是否存在股权溢价之谜一直存在争议。中国股票市场系统性风险既包括长期的宏观不确定性，也存在明显的短期波动性。本文从风险期限分解的角度出发，通过构建包含长期风险和短期风险的资产定价模型，估计中国股票市场的股权溢价和考察投资者的风险厌恶特征，并探求造成这些结果的原因。

\* 作者感谢匿名审稿人对文章提出的宝贵修改意见，当然文责自负。

① Mehra R. and Prescott E. C., The Equity Premium: A Puzzle. *Journal of Monetary Economics*, Vol 15 (2), 1985, pp. 145-161.

## 二、文献综述

在解释股权溢价之谜的理论模型中，比较成功的是始于 Bansal 和 Yaron (2004) 的长期风险模型，这类模型大大提高了对股权溢价的解释能力。在 Bansal 和 Yaron (2004) 模型中，由于持续的长期风险成分的作用，风险厌恶投资者要求更高的股权风险溢价，从而较好地解释了美国股票市场的实际情况（下文简称“BY 模型”）。<sup>①</sup> BY 模型只考虑残差项独立标准正态分布的情况，后来学者从资产价格跳跃、厚尾分布等各个方面进行了扩展。<sup>②③</sup>

BY 模型只包括长期风险，Avdjiev 和 Balke (2010) 将 BY 模型中的潜在波动成分分解成长期成分和短期成分，并且通过建立状态空间模型的方法求解出资产价格。<sup>④</sup> Zhou 和 Zhu (2012) 在连续时间框架下将 BY 模型扩展至同时包含短期和长期的波动成分，模型中消费和分红增长的方差被分解为长期方差和短期方差。<sup>⑤</sup>

廖理和汪毅慧 (2003) 及朱世武和郑淳 (2003) 较早实证研究了我国股权风险溢价水平，前者估计 1997~2001 年间中国股权风险溢价水平为 6.38%，<sup>⑥</sup> 后者估计 1995~2002 年间中国股权风险溢价水平为 2.03%。<sup>⑦</sup> 李治国和唐国兴 (2002) 较早使用 Mehra 和 Prescott (1985) 的方法研究认为我国股票市场存在股权溢价之谜，<sup>⑧</sup> 而肖俊喜和王庆石 (2004) 的研究发现投资者相对风险厌恶系数绝对值小于 1，因此认为我国股票市场不存在股权溢价之谜。<sup>⑨</sup> 李巍和姚秋萍 (2013) 的研究也认为中国股市不存在股权溢价之谜。<sup>⑩</sup>

综合来看，国外学者对长期风险模型的理论实证研究都较为深入，较为成功地解释了股票溢价之谜，但这些研究要求的时间期限达到 30 年甚至 50 年以上，对于迄今只有 20 多年发展历史的中国股市不能直接套用。而国内现有研究则均没有同时考虑长期风险和短期风险问题。与已有研究相比，本文可能的贡献在于：

在现有长期风险定价模型的基础上，通过在系统动态方程中引入描述短期潜在变量和短期波动成分的参数，使消费和分红增长率同时受到长、短期潜在变量的影响，从而使模型能够刻画长、短期风险对资产定价的影响。本文将建立的模型称为风险期限分解资产定价模型，由于这一模型更符合中国股市同时受长、短期风险影响的特征，因而可以提供考察中国股权溢价问题的新视角。

## 三、模型构建

模型主要由两部分构成：一是效用函数的具体形式，它决定了资产定价方程的基本形式；二是消费和分红动态的系统设定，它决定了资产定价方程的具体内容。

### （一）效用函数及其定价核

Epstein 和 Zin (1989) 给出一种广义预期效

- 
- ① Bansal R. and Yaron A., Risks for the Long Run: A Potential Resolution of Asset Pricing Puzzles. *The Journal of Finance*, Vol 59 (4), 2004, pp. 1481-1509.
- ② Branger N., Rodrigues P. and Schlag C., The Role of Volatility Shocks and Rare Events in Long-Run Risk Models. Available at SSRN 1785244, 2011.
- ③ Wang Z. G. and Bidarkota P. V., A Long-Run Risks Model of Asset Pricing with Fat Tails. *Review of Finance*, Vol 14 (3), 2010, pp. 409-449.
- ④ Avdjiev S. and Balke N., Stochastic Volatility, Long Run Risks, and Aggregate Stock Market Fluctuations. *BIS Working Paper*, 2010.
- ⑤ Zhou G. and Zhu Y., A Long-Run Risks Model with Long- and Short-Run Volatilities: Explaining Predictability and Volatility Risk Premium. *Working paper*, Washington University, 2012.
- ⑥ 廖理、汪毅慧：《中国股票市场风险溢价研究》，《金融研究》2003 年第 4 期。
- ⑦ 朱世武、郑淳：《中国资本市场股权风险溢价研究》，《世界经济》2003 年第 11 期。
- ⑧ 李治国、唐国兴：《消费、资产定价与股票溢价之谜》，《经济科学》2002 年第 6 期。
- ⑨ 肖俊喜、王庆石：《交易成本、基于消费的资产定价与股权溢价之谜：来自中国股市的经验分析》，《管理世界》2004 年第 12 期。
- ⑩ 李巍、姚秋萍：《股权溢价的宏观经济学解释——源自中国 A 股市场的证据》，《华东师范大学学报（哲学社会科学版）》2013 年第 6 期。

用函数(下文简称“EZ效用函数”)。<sup>①</sup> EZ效用函数是长期风险模型中最早运用到的效用函数,也是这类模型中最常用的效用函数。EZ效用函数是一种递归效用偏好,其基本形式为  $U_t = U[C_t, E_t(U_{t+1})]$ , 具体形式如下:

$$U_t = \{ (1-\delta) C_t^{\frac{1-\gamma}{\theta}} + \delta [E_t(U_{t+1}^{\frac{1-\gamma}{\theta}})]^{\frac{\theta}{1-\gamma}} \}^{\frac{1-\gamma}{\theta}} \quad (1)$$

其中,  $\theta \equiv (1-\gamma) / (1-1/\psi)$ ,  $\gamma$  表示风险厌恶系数,  $\psi$  表示消费跨期替代弹性;  $\delta$  为效用的主观贴现率。在随机贴现因子框架下, EZ效用函数决定的资产的定价核为:

$$m_{t+1} = \theta \log \delta - \frac{\theta}{\psi} g_{t+1} + (\theta-1) r_{a,t+1} \quad (2)$$

其中,  $g_{t+1} = \log(G_{t+1}) = \log(C_{t+1}/C_t)$ ,  $C_t$  表示人均消费水平,  $G_t$  表示人均消费增长率,  $g_{t+1}$  表示对数消费增长率(为简便起见,下文也简称为消费增长率);  $r_{a,t+1} = \log[(P_{t+1} + C_{t+1})/P_t]$ ,  $P_t$  表示股票价格。EZ效用下资产回报率  $R_t$  满足方程:

$$E_t [e^{\theta \log G_{t+1} - \theta/\psi R_{a,t+1}} R_{a,t+1}] = 1 \quad (3)$$

## (二) 模型的系统动态设定

为了从公式(3)求出资产回报率  $R_t$  解的具体形式,需要将该式中的期望符号去除,因此需要将消费和分红增长率的演变加以具体化。为此, BY模型仅考虑长期风险对分红和消费的影响,通过建立动态系统求出资产回报率的表达式。本文将风险扩展为长期和短期,建立分红和消费的动态系统如下:

$$x_{s,t+1} = \rho_s x_{s,t} + \varphi_{s,t} \sigma_{s,t} e_{s,t+1} \quad (4)$$

$$x_{l,t+1} = \rho_l x_{l,t} + \varphi_{l,t} \sigma_{l,t} e_{l,t+1} \quad (5)$$

$$g_{t+1} = \mu + \varphi_{gs} x_{s,t} + \varphi_{gl} x_{l,t} + \varphi_g \sqrt{\sigma_{s,t}^2 + \sigma_{l,t}^2} \eta_{t+1} \quad (6)$$

$$g_{d,t+1} = \mu_d + \varphi_{ds} x_{s,t} + \varphi_{dl} x_{l,t} + \varphi_d \sqrt{\sigma_{s,t}^2 + \sigma_{l,t}^2} u_{t+1} \quad (7)$$

$$\sigma_{s,t+1}^2 = \sigma_s^2 + \sigma_{s,w} \omega_{s,t+1} \quad (8)$$

$$\sigma_{l,t+1}^2 = \sigma^2 + v_l (\sigma_{l,t}^2 - \sigma^2) + \sigma_{l,w} \omega_{l,t+1} \quad (9)$$

公式(4)和(5)分别表示短、长期风险的演变。其中,  $x_{s,t}$  表示潜在的不可观测的短期波动因素(短期风险),它受过去值的影响较小

(即  $\rho_s$  较小);  $x_{l,t}$  表示长期波动因素(长期风险),它受到过去值的影响较大(即  $\rho_l$  较大),一般有  $1 > |\rho_l| > |\rho_s| > 0$ ;  $\sigma_{s,t}$  和  $\sigma_{l,t}$  表示时变的短期波动率和长期波动率,代表短期风险的波动性和长期风险的波动性。

公式(8)和(9)分别表示  $\sigma_{s,t}$  和  $\sigma_{l,t}$  的演变。潜在变量的波动性具有时变的特征,长期波动率  $\sigma_{l,t}$  的设定与成分 GARCH 模型中长期波动成分的设定基本相同,该波动成分在自回归系数  $v_l$  的作用下收敛于  $\sigma^2$ 。由于短期风险受各种因素影响,不同时期的波动性可能存在较大差别,这里出于简便考虑,假设短期风险的波动性由均值  $\sigma_s^2$  和一个随机冲击项  $\sigma_{s,w} \omega_{s,t+1}$  构成。这种短期波动的假设与成分 GARCH 模型不同,在成分 GARCH 模型中,短期波动成分在长期收敛到零,而此处的设定使短期波动成分保持在  $\sigma_s^2$  左右变化。此处设定的短期波动成分与长期波动成分的区别在于,长期波动成分演变是一个自回归过程,其值的大小受到过去值的影响并逐渐收敛;而短期波动成分不是自回归过程,不受过去值的影响,它保持一定大小并受到随机冲击的影响。在实际中,短期波动大小受具体风险因素波动性变化的影响,从每一期来看,其值不会为零,而且当期波动受上期的影响较小,因此这里的假设具有合理性。这里的设定将长期和短期潜在变量的波动演变分开,并且长期潜在变量  $x_{l,t}$  的波动性只受长期波动率  $\sigma_{l,t}$  的影响,而短期潜在变量  $x_{s,t}$  的波动性只受短期波动率  $\sigma_{s,t}$  的影响。

消费增长率  $g_t$  和对数分红增长率  $g_{d,t}$  (下文也简称为分红增长率)分别受长、短期潜在变量的影响[公式(6)和(7)],其各自的波动性则由长、短期波动成分共同决定。为了能够刻画实际  $g_t$  和  $g_{d,t}$  序列的基本特征,在系统中用系数  $\varphi_{gs}$ 、 $\varphi_{gl}$ 、 $\varphi_{ds}$ 、 $\varphi_{dl}$ 、 $\varphi_g$  和  $\varphi_d$  加以调

<sup>①</sup> Epstein L. G. and Zin S. E., Substitution, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Consumption and Asset Returns: A Theoretical Framework. *Econometrica*, Vol 57 (4), 1989, pp. 937-969.

节。 $\mu$  和  $\mu_d$  分别表示  $g_t$  和  $g_{d,t}$  的均值。这里设定的长、短期波动成分的总和为二者加总 ( $\sqrt{\sigma_{s,t}^2 + \sigma_{l,t}^2}$ )。

公式 (4) 至 (9) 各式的随机扰动项  $e_{s,t+1}$ 、 $e_{l,t+1}$ 、 $\eta_{t+1}$ 、 $u_{t+1}$ 、 $w_{s,t+1}$  和  $w_{l,t+1}$  假定为服从标准正态分布，且相互独立。

### (三) 模型求解

基于 BY 模型的思路，可以求出股权溢价的决定公式。其最终结果如下：

$$E_t (r_{m,t+1} - r_{f,t}) = \lambda_{m,sw} \beta_{sm,w} \sigma_{s,w}^2 + \lambda_{m,lw} \beta_{lm,w} \sigma_{l,w}^2 + \lambda_{m,s} \beta_{sm,e} \sigma_{s,t}^2 + \lambda_{m,l} \beta_{lm,e} \sigma_{l,t}^2 - 0.5 \text{var}(r_{m,t+1}) \quad (10)$$

上式右边前四项是市场回报与定价核  $m_{t+1}$  间的条件协方差。 $\lambda_{m,l}$  与动态系统方程的公式 (5) 中的  $\rho_l$  有关，它是长期风险的市场价格， $\beta_{lm,e}$  理解为长期风险的大小， $\sigma_{l,t}^2$  是时变的长期波动率，这三者共同决定了不同时期长期风险的溢价。 $\lambda_{m,s}$  与动态系统方程的公式 (4) 中的  $\rho_s$  有关，它是短期风险的市场价格， $\beta_{sm,e}$  理解为短期风险的大小， $\sigma_{s,t}^2$  是时变的短期波动率，这三者共同决定了不同时期短期风险的溢价。 $\sigma_{s,w}^2$  和  $\sigma_{l,w}^2$  分别是长、短期时变波动率的波动性，该波动性的风险溢价大小分别由  $\lambda_{m,lw}$  和  $\lambda_{m,sw}$  决定。

## 四、实证分析

模型定价的合理性首先取决于动态系统参数的合理设定，本文采用参数校准法进行估计。为此，首先通过模拟计算，使动态系统生成的消费增长率和分红增长率序列的相关性及波动性与真实数据相符，从而确定动态系统参数。系统参数确定后，就可用公式 (10) 求出市场指数风险溢价。文中的统计分析和模拟计算均使用 R 软件。

### (一) 数据来源及计算说明

股票指数选择上证综指为代表，分红数据为沪市各年分红总额，由于我国上市公司的分红主要集中在 4~8 月份（特别是 5~7 月份最为集中），其他季度分红非常少，模拟季度分红波动意义不大，因此此处采用年度数据。消费增

长率用人均消费性支出数据计算，通货膨胀率以消费物价指数表示；由于参与股票市场的投资者主要是城镇居民，因此消费和通货膨胀率数据均采用城市数据。选择一年期定期存款基准利率作为无风险利率；若年度内存款利率有调整，则以存款利率实施天数为权重计算年度加权平均利率。文中股票及利率原始数据来自国泰安 CSMAR 数据库，其他原始数据来自国家统计局统计年鉴。

本文计算收益率采用 Campbell 和 Shiller (1988) 的对数线性化方法，<sup>①</sup> 名义股票价格以股票价格指数表示，市场回报率计算公式为：

$$R_{M,t+1} = \ln \left( \frac{P_{t+1} + D_{t+1}}{P_t} \right) \quad (11)$$

其中， $P_t$  为第 t 期末的股票价格指数， $D_t$  为第 t 期的单位股票分红。 $D_t$  计算方法如下：设  $MV_t$  表示 t 期末股票总市值， $Q_t = MV_t / P_t$  表示股票数量， $D_t = AD_t / Q_t$ ，其中  $AD_t$  表示 t 期内指数成分股分红总额。

本文的原始数据区间取 1997~2012 年，主要出于以下两个方面的考虑：(1) 中国股市自 1996 年 12 月 26 日起实行涨跌幅限制，之后的股票价格波动与之前不同；(2) 股票市场从 1990 年建立开始，相关制度建设与完善需要一段时间，1997 年之后的股票制度相比之前有很大的变化，股票市场也更加规范。最后计算出来的增长率数据的时间区间为 1998~2012 年。

根据上述数据计算出来的消费增长率  $g$  和分红增长率  $g_d$  序列（均为对数增长率）的统计特征如表 1 所示：

表 1  $g$  和  $g_d$  序列的统计特征

	均值	标准差	一阶自相关系数
$g$	0.0640	0.0187	0.3124
$g_d$	0.1048	0.3561	-0.2785

<sup>①</sup> Campbell J. Y. and Shiller R. J., The Dividend-Price Ratio and Expectations of Future Dividends and Discount Factors, *Review of Financial Studies*, Vol 1 (3), 1988, pp. 195-228.

## (二) 动态系统校准模拟及系统参数确定

参数校准法是通过不同参数假设下的模拟计算确定系统参数的过程。本文动态系统，即公式(4)至(9)中共有17个待确定参数，用不同参数加以模拟计算，最终使得经过10000次模拟的 $g$ 和 $g_d$ 序列的标准差和一阶自相关系数均值与实际值接近(标准差的差异不超过1%，自相关系数的差异不超过5%)。最终确定的各参数值为： $\rho_s = -0.7$ ， $\varphi_{s,e} = 0.1$ ， $\rho_l = 0.8$ ， $\varphi_{l,e} = 0.083$ ， $\mu = 0.0640$ ， $\varphi_{gs} = 0.013$ ， $\varphi_{gl} = 8.15$ ， $\varphi_g = 0.0305$ ， $\mu_d = 0.1048$ ， $\varphi_{ds} = 4.7$ ， $\varphi_{dl} = 1$ ， $\varphi_d = 0.785$ ， $\sigma_s^2 = 0.1268$ ， $\sigma_{s,w} = 0.0423$ ， $\sigma^2 = 3.496e-4$ ， $v_l = 0.987$ ， $\sigma_{l,w} = 3.496e-6$ 。

上述参数设定下模拟的 $g$ 和 $g_d$ 序列的统计特征见表2：

表2 模拟的 $g$ 和 $g_d$ 序列的统计特征

	实际值	模拟			
		均值	5%	95%	p-Val
$\sigma(g)$	0.0187	0.0188	0.0123	0.0270	0.4628
AC(1)	0.3124	0.3078	-0.1395	0.6761	0.5274
AC(2)	0.2548	0.1218	-0.2815	0.4920	0.3081
AC(3)	0.2980	0.0013	-0.3585	0.3390	0.0803
$\sigma(g_d)$	0.3561	0.3559	0.2410	0.4895	0.4699
AC(1)	-0.2785	-0.2744	-0.6455	0.1439	0.4834
AC(2)	-0.2213	0.1023	-0.3073	0.5024	0.9001
AC(3)	0.1936	-0.1276	-0.4935	0.2499	0.0808

注：表中估计值为进行10000次模拟计算的结果，5%和95%列分别表示模拟值相应的分位数，p-Val表示模拟值大于实际值的次数占模拟总次数的比例。

模拟结果中， $g$ 和 $g_d$ 各自标准差的均值及一阶自相关系数的均值与实际值非常接近，相应的p-Val值也在50%左右，表明模拟的数据分布较为均匀。

## (三) 实际市场指数风险溢价

实际市场指数风险溢价 $R_{exrm,t}$ 的计算公式为：

$$R_{exrm,t} = R_{M,t} - r_{f,t} \quad (12)$$

其中， $R_{M,t}$ 由公式(11)计算得到， $r_{f,t}$ 为无风险利率。

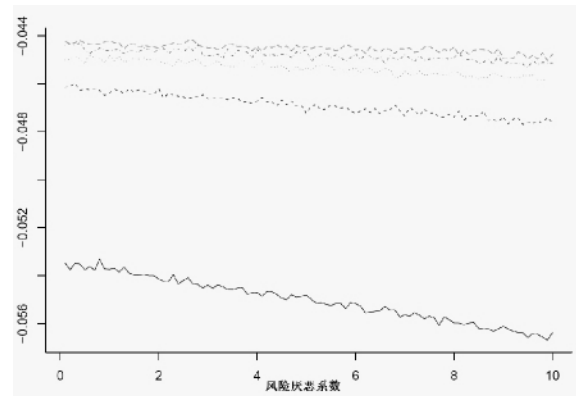
本文样本期间(1998~2012年)计算出来的实际市场指数风险溢价序列平均值为1.20%，方差为21.93%。上证指数各年度的风险溢价变化较大，特别是2008年小于-100%，而2006年、2007年和2009年都超过50%；在15年间，有9个年份的风险溢价小于0。

## (四) 股权溢价理论均值的计算

利用前文设定的参数值及公式(10)，模拟计算在不同风险厌恶系数( $\gamma$ )和消费跨期替代弹性( $\psi$ )的情况下股权溢价的理论模型估计值。根据已有研究结果，本文风险厌恶系数 $\gamma$ 取值在0.1~10之间，间隔0.1；消费跨期替代弹性 $\psi$ 分别取0.4、0.8、1.2、1.6和2。

针对不同的( $\gamma$ ,  $\psi$ )组合情况，对每种情况分别模拟1000次，每次模拟15期(即15年)，计算出该情况下股权溢价的平均值。具体结果见图1：

图1 股权溢价的理论模型估计值



注：图中从下往上5条线代表的消费跨期替代弹性分别为0.4、0.8、1.2、1.6和2；横轴表示风险厌恶系数，从0.1增加到10，每次递增0.1；每个点为模拟1000次后的均值。

在不同( $\gamma$ ,  $\psi$ )组合下，模型得到的股权溢价的均值都小于0，具体范围约为-0.056至-0.044。随着消费跨期替代弹性增加，股权溢价均值增大，但是当消费跨期替代弹性大于1时，其增加对超额回报的影响不明显(与此相比，消费跨期替代弹性从0.4增加到0.8时，股权溢价增加明显)。

图1表明，随着风险厌恶系数的增加，股

权溢价均值反而在减小，这与风险厌恶系数理论相矛盾。但是，风险厌恶程度增加对股权溢价均值的影响并不大，特别是在消费跨期替代弹性大于1时，风险厌恶程度增加导致的股权溢价均值减小的程度不明显。我们可以理解为市场指数股权溢价对投资者的风险厌恶态度不敏感。

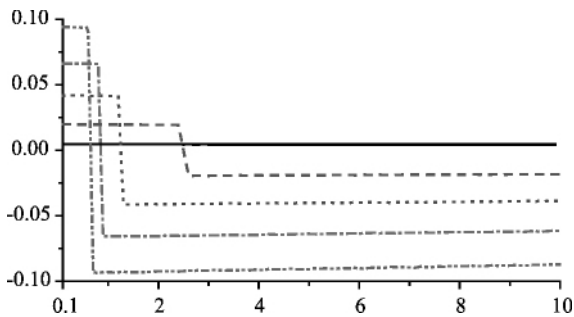
从前面的分析来看，期限分解模型得出来的股权溢价均值为-5%左右，这是在模拟消费增长率与分红增长率序列实际动态的基础上得出来的股权溢价理论值，而实际股权溢价均值为1.2%。这在一定程度上表明中国股票市场存在股权溢价之谜的异象：中国股票市场历史上的消费和分红增长情况不支持正的股权溢价的存在。

从风险期限分解的角度来看，长、短期风险对股权溢价都有影响。由公式(10)可计算出长、短期风险溢价水平的相对大小  $V_{s,t}$ ：

$$V_{s,t} = \frac{|r_s|}{r_l} \quad (13)$$

其中， $r_s \equiv \lambda_{m,sw} \beta_{sm,w} \sigma_{s,w}^2 + \lambda_{m,sl} \beta_{sm,e} \sigma_{s,t}^2$  表示短期风险溢价， $r_l \equiv \lambda_{m,lw} \beta_{lm,w} \sigma_{l,w}^2 + \lambda_{m,le} \beta_{lm,e} \sigma_{l,t}^2$  表示长期风险溢价。图2给出了不同风险厌恶程度和消费跨期替代弹性下  $V_{s,t}$  的变化情况：

图2 长、短期风险溢价的相对大小



注：图中5条线代表的消费跨期替代弹性分别为0.4、0.8、1.2、1.6和2。横轴表示风险厌恶系数，从0.1增加到10，每次递增0.1；纵轴表示  $V_{s,t}$ 。每个点为模拟1000次后得到的  $r_s$  和  $r_l$  各自均值用  $V_{s,t}$  公式计算的结果。

整体上看，随着风险厌恶程度的增加，短期风险占比略有减小（以绝对值看）。除此之外，图2中最值得注意的有两点：

第一，模拟结果中短期风险溢价占比很小。也就是说，从绝对值角度看，风险溢价主要由长期风险决定，短期风险溢价的绝对值不足长期风险的10%。

第二，大部分情况下长期风险溢价为负，而短期风险溢价多为正。由于长期风险溢价为负，而且其溢价绝对值远大于短期风险溢价，因此理论上的股权溢价水平整体为负。需要强调的是，长期风险溢价为负是非常特别的现象，这意味着从长期来看，理论上中国股票市场投资者获得的回报不足以弥补其所承担的风险。

中国股票市场与成熟股票市场的一个重要区别是其分红的非连续性及金额相对较小，这意味着投资者难以通过对股票的长期持有来获取，而只能选择短期投机操作；投资者较少关心分红，导致分红与股票回报的联系不密切，从而导致分红—消费的动态系统对股权溢价的解释力降低。

## 五、结论

本文构建风险期限分解的资产定价模型，并用参数校准法通过模拟消费与分红序列的动态来确定相关参数，最后测算出理论上的股权溢价水平。由前面的分析可以得出以下结论：

第一，中国股票市场存在所谓“股权溢价之谜”的现象：1998~2012年间上证指数的股权溢价均值为正，但模型计算的股权溢价为负，而且风险厌恶系数的调整不能从根本上改变这一结果。

第二，中国股票市场投资者风险厌恶程度与所要求的股权风险溢价之间不存在明显的正相关关系。行为金融理论指出，面临收益投资者大都具有风险厌恶特征，但在面对损失时则转为风险偏好。因此，在市场下跌行情下（本文研究的15年间，有9个年份的指数股权溢价为负）投资者风险偏好的转变可能是导致上述结果出现的主要原因。

第三，在本文的模型框架下，直接导致上述两个结果的主要原因在于中国股票市场独有

的分红特征。中国股票市场普遍存在分红非连续且金额偏小的现象，这降低了投资者长期持股的意愿，短期炒作成为更易接受的选择。

第四，长、短期风险的股权溢价不同：长期风险的股权溢价为负，而短期风险的股权溢价为正。中国股票市场并不能给投资者提供长期正的风险溢价，而正的短期风险溢价均值又很小。如果不能从根本上改变这一特征，则中国股票市场的短期投机性就难以降低。

股票市场是投资者与上市公司共同参与的市场，如果上市公司忽视投资者的分红回报，投资者相应地也会放弃长期持股，而专注短期投机。这必然增加股市的风险，而相应的风险补偿则会缺失。对于中国股市的健康发展而言，政策上强制或鼓励分红无疑是有益的，特别是在公司治理无法保证投资者利益的情况下，设计良好的强制分红政策具有重要意义。

### [导师黄志刚教授点评]

股权溢价问题是金融市场资产定价研究的一个重要方面，本文对中国股权溢价的研究很有意义。本文首先在现有长期风险模型的基础上，将长期波动性和短期波动性同时包含进模型当中，使得模型更符合中国股票市场同时受长、短期风险影响的特征，然后利用参数校准法实证分析我国股权溢价，得出了有意义的结论。可以说，论文有一定的创新之处，是一篇较优秀的研究论文。当然，论文也存在不足的地方，希望作者再接再厉，在今后的研究中继续拓展和完善，为这一领域提供更多有价值的学术成果。

本文作者：福州大学经济与管理学院 2010  
级博士研究生

责任编辑：任朝旺

## Equity Premium, Risk Aversion and Dividend Characteristics

—An Asset Pricing Model and Empirical Study Based on the

Risk Period Decomposition

*Huang Xiangzhong*

**Abstract:** This paper sets up an asset pricing model that includes both long-run risks and short-run risks. Using Shanghai Composite Index in 1997–2012 and the calibration method, we estimate the equity premium of Chinese stock market. The results show that the histories of consumption and dividend in China's stock market could not lead to positive returns of Shanghai Composite Index, which means that the "equity premium puzzle" exists in China's stock market. The equity premium result from the long-run risks is negative, and the result from the short-run risks is positive. There is no obvious correlation between China's stock market investors' risk aversions and the returns they demand. From our model specification, discontinuous dividend in China's stock market is the main reason that leads to these results. For Chinese stock market to grow healthily in the long term, policies that insure the listed companies do continuous dividend have positive results.

**Keywords:** risk period decomposition; asset pricing; equity premium puzzle; risk aversion