

# 金融衍生品的定价能力研究： 以中国市场权证为例<sup>1</sup>

## Analysis of the pricing capacity of financial derivatives: Evidence from the warrant in China

郑振龙 邓雪春

(厦门大学金融系, 福建 厦门 361005)

ZHENG Zhen-long and DENG Xue-chun

(Department of Finance, Xiamen University, Xiamen, Fujian, PRC, 361005)

**摘要：**本文应用线性多因子模型研究了我国权证的定价能力。通过实证研究发现，权证是非冗余的，对风险资产的收益率有解释能力，而且对小公司和价值股的解释能力高于大公司和成长股。文中还利用随机贴现因子的思想，用 GMM 方法做了稳健性检验。两种方法从不同角度得到同样的结论，权证价格中包含定价因素，金融衍生产品的发展能提高市场的定价效率，使市场趋于完全。

**关键词：**权证；多因子模型；随机贴现因子

## Analysis of the pricing capacity of financial derivatives:

### Evidence from the warrant in China

**Abstract:** This paper analyzes the pricing capacity of warrant using the multiple factor linear model. In the empirical study, we find that the warrant is nonredundant and useful for explaining risky asset returns. Moreover this model fits small firms and value stocks better than big firms and growth stocks. We also use the idea of the stochastic discount factor (SDF), using GMM method as a solid test. Two ways from different angles have the same conclusion, warrants price include the pricing factors. This implies that developing financial derivatives can improve the efficiency of pricing.

**Key words:** Warrant, Multiple factor model, Stochastic discount factor(SDF)

## 一、引言

权证从 2005 年重新回到市场以来，其交易量日趋增加。但是相对于国外种类繁多的金融衍生产品，我国的金融衍生品发展相对落后。发展金融衍生品必要吗？本文以权证为例，通过实证研究，讨论了金融衍生品在完善资本市场定价能力方面的作用，说明了发展金融衍

---

<sup>1</sup> 基金项目：国家自然科学基金项目“非完美信息下基于观点偏差调整的资产定价”(7097114)；教育部“国际金融危机应对研究”应急项目：金融市场的信息功能与金融危机预警”(2009JYJR051)；福建省自然科学基金项目“卖空交易对证券市场的影响研究”(2009J01316)。

生品的必要性和紧迫性。

关于金融衍生品的定价能力问题，国外的研究主要集中在对股指期权的讨论上。Black and Scholes(1973)<sup>[1]</sup>在一系列假设下得出结论：期权是冗余的，也就是可以用基础资产和无风险资产复制，然后利用无套利的原理，得到了著名的 B-S 期权定价公式。但是在随后的实证研究中，很多学者发现，期权并不是冗余的。如 Bakshi, Cao et al.(2000)<sup>[2]</sup>针对在一维扩散过程下的期权定价模型得到期权价格应该服从的三个性质，利用实际数据对其进行检验，发现实际的期权价格并不服从这些性质，从而得到还存在其它的风险源的结论，也就是期权不是冗余的。Buraschi and Jackwerth(2001)<sup>[3]</sup>利用随机贴现因子的方法，通过检验期权是否冗余来判断确定性波动率模型和随机波动率模型哪个更能符合实际情况。另外 Coval and Shumway(2001)<sup>[4]</sup> and Jones(2006)<sup>[5]</sup>也在研究中发现还存在其它的风险因子来解释 S&P 500 的期权收益率。

针对这些研究，Vanden(2004)<sup>[6]</sup>从理论上研究了期权的非冗余性和定价能力。这篇文章在均衡模型中加入非负的财富限制，并假设代表性投资者具有线性风险容忍，得到其最优投资组合中包含期权，也就是期权不是冗余的。经过推导，这一结论最终可以表示成一个包含所交易的期权和市场组合的线性多因子模型。Vanden(2006)<sup>[7]</sup>还研究了期权的高阶矩的定价能力。

针对我国唯一的金融衍生产品，本文研究了权证的定价能力。利用 Vanden(2004)<sup>[6]</sup><sup>217</sup>的结论，我们应用线性因子模型对其进行检验，为了与文中的结论进行对比，我们将市场上的个股按照公司规模和市净率分组，比较了权证加入前后对这些投资组合收益的解释能力的变化，得出权证包含的定价因子对小公司和价值股的收益率具有较大的定价能力。且这一结论恰好弥补了 Vanden(2004)<sup>[6]</sup><sup>229</sup>的矛盾：在这篇文章中从理论上分析得到，包含期权的定价模型应该对小公司和价值股解释力度大，但是在实证中却发现对价值股解释力度强，而对小公司却没有解释力度。

文中还利用线性随机贴现因子与线性因子模型的等价性，对结果进行了稳健性检验。借鉴 Dittmar(2002)<sup>[8]</sup>的思想，本文选用申银万国一级行业指数(共 23 个)和上证综合指数作为风险资产组合和市场组合的代表，利用 GMM 估计了随机贴现因子的参数，发现权证前面的系数显著，也就是权证的收益率中含有定价因素。

本文其余部分结构如下：第二部分介绍了多因子模型，第三部分是数据描述以及利用多因子模型得出的实证结果，第四部分是稳健性检验，最后得出结论。

## 二、多因子理论模型

Vanden(2004)<sup>[6]</sup>提出，在一般均衡模型中，假设只有一位代表性投资者，同时投资者具有非负的财富限制和线性风险容忍，那么其最优投资组合中将包含期权，也就是期权不是冗余的。我们将这个模型应用于权证，经过推导可以得到，任何风险资产的超额收益率都是市场组合超额收益率和所有市场上交易的期权超额收益率的线性函数。这一理论模型可以推广到任何的非冗余证券。

我们将这一理论模型应用于权证，也就是

$$E(R_x) - R_f = \rho' \Sigma^{-1} \mu \quad (1)$$

其中  $R_M$  为市场组合收益率,  $R_f$  为无风险收益率,  $R_{wi} (i=1, 2, \dots, m)$  为市场上交易的  $m$  种权证的收益率,  $R_X$  是风险资产的收益率

$$\mu = \begin{bmatrix} E(R_M) - R_f \\ E(R_{w1}) - R_f \\ \vdots \\ E(R_{wm}) - R_f \end{bmatrix} \text{是预期超额收益向量}$$

$$\rho = \begin{bmatrix} \text{cov}(R_X, R_M) \\ \text{cov}(R_X, R_{w1}) \\ \vdots \\ \text{cov}(R_X, R_{wm}) \end{bmatrix} \text{是风险资产与市场组合和 } m \text{ 种权证的协方差向量}$$

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \text{var}(R_M) & \text{cov}(R_M, R_{w1}) & \dots & \text{cov}(R_M, R_{wm}) \\ \text{cov}(R_M, R_{w1}) & \text{var}(R_{w1}) & \dots & \text{cov}(R_{w1}, R_{wm}) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \text{cov}(R_M, R_{wm}) & \text{cov}(R_{w1}, R_{wm}) & \dots & \text{var}(R_{wm}) \end{bmatrix} \text{是市场组合与 } m \text{ 种权证的方差}$$

协方差矩阵。

### 三、实证分析

#### (一) 数据来源

到目前为止, 包括已到期的, 我国一共有 52 支权证, 除了 18 支为认沽外, 其余全部为认购, 且当前还未到期的权证全部都为认购。考虑到我国权证炒作现象严重, 特别是对于认沽权证, 因此, 本文只考虑认购权证。

为了将权证当成一个整体讨论, 且由于权证的行权价和到期日的差异等原因, 其价格不能像股票一样编制指数, 本文采用直接对权证的对数收益率取算术平均的方法来解决这一问题。在计算权证收益率的算术平均时, 去掉了钢钒 GFC1 和云化 CWB1 两支权证, 因为这两支权证中间有很长时间没有交易。同时, 为了避免权证首发和末日现象, 去掉每支权证上市第一个月和到期前一个月的数据。本文选取的样本期为 2006-6-23 至 2008-10-31 日的周数据共 120 个, 因为截止至 2006-6-23, 市场上一共有认购权证 8 支, 这样得到的收益率的平均比较能反映权证的整体情况。

另外, 我们选用上证综合指数作为市场指数的代表, 以上数据都来源于万得数据库。无风险利率则选取银行一年期存款利率, 数据来源于中国人民银行网站 (<http://www.pbc.gov.cn>)。

表1 样本描述性统计量

	均值	标准差	偏度	峰度	JB统计量
上证综合指数	0.000779	0.050118	-0.038820	3.632785	3.228313 (0.199059)
认购权证	0.003060	0.081648	-0.247611	3.738073	2.753895

					(0.252348)
--	--	--	--	--	------------

表2 相关系数矩阵

	上证综合指数	认购权证
上证综合指数	1	0.70291 2
认购权证	0.70291	1

表1和表2给出了上证综合指数和认购权证收益率的一些描述性统计性质和二者的相关性数矩阵。从表中可以看出认购权证收益率的均值为正，这和国外得到的看涨期权的性质一致。同时，虽然上证综合指数和认购权证的相关系数很大，但是二者还是存在差异。

## (二) 实证结果

对于第  $j$  个风险资产组合，(1) 式的理论模型可以记为

$$E(R_j) - R_f = \beta'_j \mu \quad (2)$$

其中  $\beta'_j = (\beta_M, \beta_w)$ ， $\beta_M$  和  $\beta_w$  分别代表市场组合和认购权证的 beta 系数

在实证研究中我们一般使用实际收益率代替预期收益率，也就是

$$R_j = E(R_j) + \beta'_j \pi + \varepsilon_j \quad (3)$$

其中  $\pi$  代表市场投资组合和认购权证的实际收益率和预期收益率的差值， $\varepsilon_j$  是一个零均值的随机变量。将 (3) 式代入到 (2) 式中，有

$$R_j - R_f = \alpha_j + \beta'_j (\pi + \mu) + \varepsilon_j \quad (4)$$

这里  $\pi + \mu$  就是市场投资组合和认购权证的实际超额收益率。我们应用时间序列回归来估计

(4) 式中的 beta 系数，如果市场组合和权证是解释风险资产收益率的重要变量，则估计出来的市场组合和权证前面的 beta 系数都应该在统计上异于 0。同时，为了减少异方差和序列相关的影响，我们用 Newey and West(1987)<sup>[9]</sup> 的方法对 t 统计值进行了修正。

为了与 Vanden(2004)<sup>[6]</sup> 的结论进行对比，我们采用了申万编制的规模指数和市净率指数作为风险资产的投资组合。其中高市净率指数代表成长型公司组合，而低市净率指数代表价值型公司组合。

表 3 对规模投资组合的回归结果

	$\alpha$	$\beta_M$	$\beta_w$	调整后的 $R^2$	$R^2$ 值的上升比例
大盘	0.001570 (1.155743)	1.046572 (38.49934) ***		0.925634	0.7169%
	0.001390 (1.123917)	0.955623 (18.89621) ***	0.079436 (3.513233) ***	0.932270	
中盘	6.31E-05 (0.017022)	0.963261 (13.17399) ***		0.632073	1.371%
	-0.000192 (-0.053114)	0.834428 (8.210137) ***	0.112524 (2.173712) **	0.640739	

小盘	-0.000654 (-0.176689)	0.821414 (10.25724)***		0.541552	1.8131%
	-0.000908 (-0.245925)	0.693553 (6.599312)***	0.111675 (2.208618)**	0.551371	

注：括号中的值为 t 值，\*\*\*、\*\*分别代表 1%和 5%的显著性水平。

表 3 是对规模组合的回归结果，我们分别对权证的加入前后进行了估计。从表 3 的结果中可以看出，经典的 CAPM 对大公司投资组合解释较好， $R^2$  值很大，但是对小公司的解释力度减弱，这和国外的研究结论一致。在加入认购权证之后，市场超额收益率和认购权证的超额收益率前的 beta 系数都显著异于 0。而且在加入权证之后，回归的  $R^2$  值都上升，也就是加入权证之后对投资组合收益率的解释能力增加。同时，从  $R^2$  值的上升比例来看，小盘的高于大盘，说明权证对小公司的解释能力高于对大公司的解释能力。这和 Vanden(2004)<sup>[6]226</sup> 的结论有些矛盾，在他的文中发现看涨期权对大公司的解释力度强于小公司。

表 4 是对市净率组合的回归结果。从表中可知，权证加入之后  $R^2$  值都有一定程度的上升，权证前的 beta 系数也都显著异于 0。同时，从  $R^2$  值的上升比例来看，权证的加入对低市净率组合解释力度的增加大于高市净率组合，也就是权证收益率对价值股的解释力度大于成长股。

表 4 市净率组合回归结果

	$\alpha$	$\beta_M$	$\beta_w$	调整后 的 $R^2$	$R^2$ 值的上 升比例
高市净率	0.000331 (0.153028)	0.937163 (18.29782)***		0.758523	0.659%
	0.000156 (0.074025)	0.848584 (13.21799)***	0.077366 (1.981493)**	0.763522	
中市净率	0.002306 (0.927384)	1.050332 (16.32878)***		0.810339	1.544%
	0.002037 (0.862650)	0.914417 (11.42662)***	0.118709 (2.794735)***	0.822851	
低市净率	0.003597 (0.930454)	0.997668 (13.14402)***		0.657568	2.9947%
	0.003239 (0.878255)	0.816582 (8.196092)***	0.158162 (3.630450)***	0.677260	

注：括号中的值为 t 值，\*\*\*、\*\*分别代表 1%和 5%的显著性水平。

通过上面的回归，我们得到，加入认购权证之后对所有投资组合的超额收益率的解释力度都有提高。而且对小公司的解释力度的增加大于大公司，价值股大于成长股。这一结论正好弥补了 Vanden(2004)<sup>[6]229</sup> 理论和实证结果的矛盾：在他的文章中从理论上分析得到，期权定价模型对小公司和高账面价值比的投资组合的解释力度应该一致。但是在实证中，期权对小公司的超额收益率没有解释力度，而对价值股的解释力度却很强，这和理论相矛盾，但是我们这里得到的结果却和理论相一致。

## 四、稳健性检验

为了检验上述结果的稳健性，本节将利用随机贴现因子模型，使用 GMM 方法来检验权证的定价能力。

### （一）关于随机贴现因子的理论模型

在基于消费的资产定价模型的框架中，在投资和消费的限制条件下，通过效用最大化，所有资产的收益率都必须满足如下的欧拉方程：

$$E[(1 + R_{i,t+1})m_{t+1} | Z_t] = 1 \quad (5)$$

其中  $m_{t+1}$  是随机贴现因子， $R_{i,t+1}$  是资产  $i$  的收益率， $Z_t$  代表  $t$  时刻的信息集

在一价定律下随机贴现因子一定存在，在无套利条件下  $m_{t+1}$  是非负的。对于单因素线性形式的随机贴现因子，也就是  $m_{t+1} = a + bR_{M,t+1}$ ，实际上就等同于均值-方差 CAPM。

为了检验权证价格中是否含有定价因子，利用 Dittmar(2002)<sup>[8]</sup>的方法，直接将随机贴现因子看成是关于市场组合与权证的线性函数，即  $m_{t+1} = d_0 + d_1R_{M,t+1} + d_2R_{W,t+1}$ ，然后检验权证收益率前面的系数是否显著异于 0。

### （二）实证结果

Hansen(1982)<sup>[10]</sup>提出了广义矩估计法(GMM)，其最大的好处在于不必事先假定数据所服从的分布，同时还考虑了数据出现的异方差和序列相关等情况。

利用线性随机贴现因子  $m_{t+1} = d_0 + d_1R_{M,t+1} + d_2R_{W,t+1}$ ，欧拉方程(5)可以表示成：

$$E_t[(1 + \mathbf{R}_{t+1})(d_0 + d_1R_{mt+1} + d_2R_{wt+1}) | Z_t] = \mathbf{1}_N$$

其中  $\mathbf{R}_{t+1} = (R_{1,t+1}, R_{2,t+1}, \dots, R_{n,t+1})'$  代表市场基础资产的收益率向量， $\mathbf{1}_N$  代表单位列向量。

记其误差向量为：

$$\boldsymbol{\varepsilon}_{t+1} = (1 + \mathbf{R}_{t+1})(d_0 + d_1R_{mt+1} + d_2R_{wt+1}) - \mathbf{1}_N$$

也就是

$$E[\boldsymbol{\varepsilon}_{t+1} | Z_t] = \mathbf{0} \quad (6)$$

本文选取  $\mathbf{Z}_t^* = (1 \quad r_{mt} \quad R_{ft})'$  作为工具变量，用于代替  $t$  时刻的信息集，其中  $r_{mt}$  为滞后一期的市场组合超额收益率， $R_{ft}$  为无风险利率。

利用工具变量， $E[\boldsymbol{\varepsilon}_{t+1} \otimes \mathbf{Z}_t^*] = \mathbf{0}$  的样本矩条件为：

$$\mathbf{g}_T = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \boldsymbol{\varepsilon}_{t+1} \otimes \mathbf{Z}_t^* = \mathbf{0} \quad (7)$$

其中  $T$  是样本个数。

通过最小化

$$J_T = \mathbf{g}_T' \mathbf{W}_T \mathbf{g}_T \quad (8)$$

求出待定系数，再检验原假设（权证前面的系数为 0）是否成立。其中是  $\mathbf{W}_T$  是 GMM 的权重

矩阵，我们取 Hansen(1982)<sup>[10]1048</sup> 的最优权重矩阵  $\mathbf{W}_T^* = [\mathbf{g}_T \mathbf{g}_T']^{-1}$  进行估计。

这里的基础资产，我们要求能很好地代表现有市场的投资机会集，而且要求相互之间的相关性不能太大，否则在用 GMM 估计时会出现很大的误差，应用 King(1966)<sup>[11]</sup> and Dittmar(2002)<sup>[8]380</sup> 的思想，我们选用申银万国一级行业指数(共 23 个)代表市场的基础资产，数据来源于万得数据库。

我们分别对加入权证前后的两种随机贴现因子进行了估计，其参数估计结果如下：

表 5 GMM 估计结果

	$d_0$	$d_1$	$d_2$	J 值
系数	0.996236	-0.665778		201.5301
p 值	(0.0000)	(0.0000)		
系数	1.001453	-1.516399	0.257258	199.0408
p 值	(0.0000)	(0.0000)	(0.0003)	

表 5 中括号里面的值是系数估计值的 p 值。根据估计结果可知，在 1% 的显著性水平下，权证前面的系数显著异于 0，也就是说权证价格中含有定价因素。同时，加入权证之后，整个模型的 J 值下降 1.25%。虽然权证的加入使得 J 值的下降比例不是很大，但是我们最主要的目的是讨论金融衍生产品是否具有定价能力，并不是要找出最好的定价因子，因此这足以说明权证的加入使得该随机贴现因子能更多地解释基础资产的收益。也就是说，权证不是冗余的，其价格中含有其它的定价因素，具有一定的定价能力。

## 五、 结论

本文探讨了我国已有的初级金融衍生品——权证的定价能力。应用线性多因子模型，研究了权证对按照规模和市净率构造的投资组合的收益率的解释能力，从而确定权证的定价能力。通过研究发现，权证是非冗余的，而且对小公司和价值股的解释能力最大，这一结论正好弥补了 Vanden(2004)<sup>[6]229</sup> 实证和理论出现的矛盾。

本文还利用随机贴现因子的思想，针对线性随机贴现因子和线性多因子模型的等价性，用 GMM 方法做了稳健性检验。两种方法从不同的角度得到了相同的结论：权证价格中包含定价因素，也就是权证能解释部分风险资产的收益。

从我们的研究结果可知，权证不是冗余的，权证存在定价能力。因此，发展金融衍生品对完善市场定价有至关重要的作用，各种衍生品的推出可以让市场一步步地接近完全。相对于国外金融衍生品的发展，我国的发展速度十分缓慢，从而导致了我国的金融市场定价效率很低。但是对于一个国家的发展，金融起着至关重要的作用，金融市场的发展和稳定是一个国家经济发展的基础。因此，我国应大力发展金融衍生产品，促进我国金融市场的健康发展。

### 参考文献：

- [1] BLACK F, SCHOLLES M. The pricing of options and corporate liabilities[J]. Journal of Political Economy, 1973, 81(3): 637-654.
- [2] BAKSHI G, CAO C, et al. Do call prices and the underlying stock always move in the same direction[J]. Review of Financial Studies, 2000, 13(3): 549-584.

- [3] BURASCHI A, JACKWERTH J. The price of a smile: Hedging and spanning in option markets[J]. *Review of Financial Studies*,2001,14(2): 495-527.
- [4] COVAL J, SHUMWAY T. Expected option returns[J]. *Journal of Finance*,2001, 56(3):983-1009.
- [5] JONES C. A Nonlinear Factor Analysis of SP 500 Index Option Returns[J]. *The Journal of Finance*,2006,61(5): 2325-2363.
- [6] VANDEN J. Options Trading and the CAPM[J]. *Review of Financial Studies*, 2004,17(1): 207-238.
- [7] VANDEN J. Option Coskewness and Capital Asset Pricing[J]. *Review of Financial Studies*,2006,19(4): 1279.
- [8] DITTMAR R. Nonlinear Pricing Kernels, Kurtosis Preference, and Evidence from the Cross Section of Equity Returns[J]. *The Journal of Finance*,2002,57(1): 369-403.
- [9] NEWEY W, WEST K. A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix[J]. *Econometrica*,1987,55(3):703-708.
- [10] HANSEN L. Large sample properties of generalized method of moments estimators[J]. *Econometrica*,1982,50(4):1029-1054.
- [11] KING, B. Market and industry factors in stock price behavior[J]. *Journal of Business*,1966,39(1):139-190.