

基于随机波动率模型的中国经理人股票期权定价*

Executive Stock Option Pricing in China Under Stochastic Volatility

¹Terence Tai Leung Chong (庄太量) ²Yue Ding ³Yong Li (李勇)
(^{1, 2}香港中文大学 中国香港; ³中国人民大学 北京)

摘要：在本文中，基于随机波动率（SV）模型，我们将经理人股票期权（executives stock options, ESOs）的定价方法扩展到会计准则 FAS123 的框架之下，进而通过这种扩展，为一些中国上市公司的 ESOs 定价。我们分析了 ESOs 实施过程中一些重要金融变量的影响。研究表明在中国，公司的市场风险越高，规模越大，其经理人（股权）激励计划中更高 ESO 占比的可能性更大。另外，我们也分析了净值市价比、股票价格波动率、经理人持股比例和杠杆率等因素的影响作用。

一、介绍

作为公司的长期激励机制，经理人股票期权（ESO_s）优于其它经理人激励措施，其代理费用更低，可以整合人力资源，改善公司整体运营状况。ESO_s如今已经在美国广泛使用。我们在表1中列出了 ESO 和欧式看涨期权（ECO）的区别。

1972年，（美国）会计原则委员会（Accounting Principles Board, APB）第25条意见书《关于发给员工股票的会计处理的意见书》（APB25）被采纳为美国国内计算ESO成本的会计处理基准。APB25的估值方法采用内在价值法，但这忽略了股票期权的时间价值。所以，该方法大大低估了股票期权的价值。由于APB25存在诸

表1 ESOs和ECOs的对比

ESOs在如下方面和ECOs不同
1.在待权期，期权不能被执行。这个时间长度一般为6个月至3年。
2.如果经理人在待权期离开公司将失去此期权。如果经理人在待权期之后离开公司将失去期权的价外部分，并且必须立即执行期权。
3.ESO合约条款在一定条件下可以修改。比如，当股票价格下跌，公司可能降低期权的执行价格并延长期权的期限。公司所有人会限制股票持有人的数量以防止公司落入潜在收购者的手中。
4.ESOs不能交易。为了实现最大化收益或风险分散，经理人通过卖掉标的股票来执行期权，而这将导致ESO _s 的提前执行。在待权期之后，经理人可以按照合约规定提前执行一定比例的期权。因此，ESO _s 不是完全欧式的，也有美式期权的特征。
5.ESO _s 不能在市场中流通。虽然没有流通中产生的交易成本，但其在各种特许条例、执行条款、税收要求等方面更复杂，而且这些条款经常改变。期权成本相对较高因为公司需要公开相关信息。
6.股票期权可以按照资本利得（激励股票期权）计税，也可以按照个人所得（非激励股票期权）计税。对公司而言，激励和非激励股票期权是无区别的，但对期权持有人来说，激励股票期权相比非激励股票期权更有价值。

* Li (李勇) 感谢国家自然科学基金 (No. 71271221) 的支持。我们感谢Robert I. Webb教授的建设性和深入的建议和2014年上海期货和衍生品市场国际会议上的评论。

多的不足，1995年，（美国）财务会计准则委员会（Financial Accounting Standards Board, FASB）发布了第123号公告《股票薪酬会计处理方法》（Accounting treatment of stock-based compensation expense, FAS 123），其后在2004年进行修订。与内在价值法不同，该准则鼓励公司采用公允价值方法，或者用Black-Scholes（BS）方法来计算ESO成本（Rubinstein, 1995；Hull和White, 2004）。

然而，当应用标准BS模型于ESO定价时，ESOs的价值常常被高估。因此，基于FAS 123准则，Hull和White（2002，2003，2004）提出了调整的二叉树模型。在此定价方法中，一个重要的假设条件是资产收益的波动率是不变的。但是，众多研究文献说明，波动率是时变的，而且有明显的波动聚集性（Engle, 1982；Taylor, 1994）。Engle（1982）首次提出了自回归条件异方差（ARCH）模型来估计波动率的时间相依性。Bollerslev（1986）将ARCH模型扩展到广义ARCH（GARCH）模型。Taylor（1986）引入了随机波动率（SV）模型，其中波动率是一个服从AR(1)过程的不可观测变量。Taylor（1994）和Shephard（1996）通过对比ARCH类型的模型和SV模型说明SV模型可以更好地拟合金融数据。Duan（1995）将GARCH模型应用于期权定价模型。Li和Huang（2004）提出一种新的GARCH模型为亚式ESO定价。在本文中，基于SV模型可以更好地模拟时变波动率的实证研究，我们没有用GARCH模型和亚式期权定价方法，而是通过将调

整的二叉树模型整合到SV框架下扩展了Hull和White（2002，2003，2004）的方法，除了定价方法的检验，一些实证研究分析了影响ESOs实施的因素。比如，基于1984–1991年792家美国大型公司的数据，Yermack（1995）发现面临流动性问题、监管困难但有良好成长预期的公司更倾向于使用ESOs。Mehran（1995）研究表明有更多外部董事并且经理人拥有股份较少的公司使用了更多的ESOs。Joskow等（1996）发现受政府管制的行业，比如电力行业，ESOs很少被作为激励方式来使用。Choe（2003）表明公司投资风险、金融风险 and 股票市场风险可以通过影响被执行期权数量来影响ESOs的激励作用。Chen和Lee（2010）研究了增长机会和风险对ESOs的动态影响，发现高风险和高增长机会增加ESO的授予数量——这种影响一般在实施ESOs之后持续2–3年的时间。

本文研究了导致中国公司实施ESOs的公司特征。我们在FAS123准则下通过基于SV模型的ESO定价方法为超过80个中国上市公司的ESOs定价。结果表明市场风险和公司规模对ESOs的总授予价值有重要影响。具有高市场风险和较大规模的公司倾向于在经理人（股权）激励计划中增加ESOs的比例。我们也分析了净值市价比、股票价格波动率、高管持股比例和杠杆率等因素的影响。

本文剩余部分将做如下安排：第二部分介绍SV模型中的贝叶斯（Bayesian）方法；第三部分将介绍在FAS 123框架下，基于SV模型的ESOs定价方法；第四部分说明

实证结果；第五部分总结全文。

二、随机波动率模型

随机波动率模型的基本形式如下：

$$\begin{aligned} y_t &= \exp\left(\theta_t/2\right)\varepsilon_t, \varepsilon_t \sim i.i.dN(0, 1), t = 1, 2, \dots, n \\ \theta_t &= \mu + \phi(\theta_{t-1} - \mu) + \eta_t, \eta_t \sim i.i.dN(0, \sigma^2), \\ t &= 1, 2, \dots, n \end{aligned} \quad (1)$$

其中 y_t 是 t 时刻均值标准化为0的收益， θ_t 是对数波动率。误差项 η_t 和 ε_t 不相关且不可观测。对于 $|\phi| < 1$ ，SV模型是协方差平稳的。参数 σ 度量了波动率的标准差。

SV模型的分析不是一个简单的工作，因为似然函数并没有解析形式。学者们提出多种分析方法，比如拟最大似然推断、阶的有效方法和Bayesian推断等。近些年来，随着马氏链蒙特卡罗模拟（Markov chain Monte Carlo, MCMC）方法的发展，SV模型的Bayesian分析在文献中占据了主导（Jacquier等，1994；Kim等，1998；Meyer和Yu，2000）。MCMC的核心思想是通过构造一个具有平稳分布 $\pi(x)$ 的马氏链来生成样本。基于这些随机样本，进行Bayesian统计推断是可行的。

在SV模型中，不可观测的变量包括 μ, ϕ, σ 和对数波动率序列 $\{\theta_t\}$ 。不可观测变量的联合密度函数如下：

$$\begin{aligned} \pi(\mu, \phi, \sigma, \theta_{0:n}) &= \pi(\mu, \phi, \sigma) \pi(\theta_0 | \mu, \phi, \sigma) \prod_{i=1}^n \pi(\theta_i | \theta_{i-1}, \mu, \phi, \sigma) \\ &= \pi(\mu) \pi(\phi) \pi(\sigma) \pi(\theta_0 | \mu, \phi, \sigma) \prod_{i=1}^n \pi(\theta_i | \theta_{i-1}, \mu, \phi, \sigma) \end{aligned}$$

其中 $\pi(\mu), \pi(\phi), \pi(\sigma)$ 是参数 μ, ϕ, σ 的先验分布。根据贝叶斯法则(Bayes' Theorem)，不可观测变量的联合后验密度函数和完全似然函数成比例，其关系如下：

$$\pi(\mu, \phi, \sigma, \theta_{0:n} | y_{0:n}) \propto \pi(\mu, \phi, \sigma, \theta_{0:n}) \pi(y | \mu, \phi, \sigma, \theta_{0:n})$$

MCMC技术，如Gibbs采样和Metropolis-Hastings(MH)采样，提供了一种机制通过后验分布来获得样本，并构造一个具有相同平稳分布和后验分布的马氏链。当此马氏链收敛，则模拟的随机样本可被认为是取自后验分布的有效样本。Gibbs后验采样过程可以总结如下：

1. 设定初始状态点 $\psi^{(0)} = (\theta_{0:n}^{(0)}, \mu^{(0)}, \phi^{(0)}, \sigma^{(0)})$
2. 从完全条件后验分布 $\pi(\theta_{0:n} | \theta_{0:n}^{(0)}, \mu^{(0)}, \phi^{(0)}, \sigma^{(0)})$ 为 $\theta_{0:n}^{(1)}$ 采样
3. 将 $\theta_{0:n}^{(0)}$ 替换为 $\theta_{0:n}^{(1)}$ ，通过完全条件后验分布 $\pi(\mu | \theta_{0:n}^{(1)}, \mu^{(0)}, \phi^{(0)}, \sigma^{(0)})$ 为 $\mu^{(1)}$ 采样
4. 通过完全条件后验分布 $\pi(\phi | \theta_{0:n}^{(1)}, \mu^{(1)}, \sigma^{(0)}, \phi^{(0)})$ 为 $\phi^{(1)}$ 采样
5. 通过完全条件后验分布 $\pi(\sigma | \theta_{0:n}^{(1)}, \mu^{(1)}, \sigma^{(0)}, \phi^{(1)})$ 为 $\sigma^{(1)}$ 采样

以上过程完成了迭代采样的第一轮。在足够次数的预迭代之后，Gibbs采样收敛到一个独立于初始值的平稳分布，即目标后验分布 $\pi(\mu, \phi, \sigma, \theta_{0:n} | y_{0:n})$ 。

在去掉预迭代样本之后，我们可以由Gibbs采样得到一系列随机样本，其可以视为联合后验分布 $\pi(\mu, \phi, \sigma, \theta_{0:n} | y_{0:n})$ 的有效随机样本。记 $\theta = \theta_{0:n}, \{\theta^{(j)}, j = 1, 2, \dots, J\}$ 为这些后验分布的有效随机观测。Bayesian统计推断可以基于这些随机观测。比如，Bayesian估计和相应的标准差可以简单地通过观测值的相应的样本均值和方差得到：

$$\hat{\theta} = \frac{1}{J} \sum_{j=1}^J \theta^{(j)}, \hat{Var}(\theta | y) = \frac{1}{J-1} \sum_{j=1}^J (\theta^{(j)} - \hat{\theta})(\theta^{(j)} - \hat{\theta})^T \quad (2)$$

在实际操作中，SV模型的Bayesian推断可以通过使用简单并且免费的软件包WinBUGS（Spiegelhalter等，2003）进行。

Meyer和Yu (2000) 已经展示过如何简单的在SV模型中进行Bayesian分析。在通过WinBUGS进行SV模型分析之后, 我们可以预测金融资产的波动率。由方程(1), 隐含波动率 θ_t 服从参数为 ϕ 的高斯AR(1)过程。将 θ_t, μ, ϕ 代入方程(1)来预测 θ_{t+1} , 用历史波动率作为 t 时刻的波动率。在通过SV模型预测股票收益的波动率之后, 我们将预测值代入Hull和White (2002, 2003, 2004) 的ESO定价方法来给股票期权定价。

三、FAS 123框架下的ESO定价方法

因为标准的BS模型常常高估ESO的价值, 在FAS 123准则下, Hull和White (2002, 2003, 2004) 提出了调整的二叉树模型。因为ESOs不可交易, 经理人倾向于提前执行ESOs来最大化收益或分散风险。一般假设如果股票市场价格为执行价格的 M 倍时, 经理人会自愿提前执行ESOs, 以便估算ESO的预期生命期。所以, 这不同于一般的二叉树模型中期权的期限等于最后的执行时间。

经理人可以在待权期之后执行ESOs。此外, 因为ESOs的预期生命期和股票市场相关, 一般二叉树中假设ESO的生命期为常数的假设是不成立的。因此, 引入经理人离职率对我们的模型很重要, 因为它反映了经理人在待权期内离职的概率。Jennergren和Naslund (1993) 假设离职率服从泊松过程, 分析了经理人离职率对期权定价的影响。Foster等 (1993) 估计了不同离职率对期权价格的影响。Cuny和Jorion (1995) 认为经理人离职率应该随股票价

格的上升而下降。因为ESOs有美式期权的特征, 本文将通过离职率对二叉树模型进行调整。

假设股票市场价格为执行价格的 M 倍时, 经理人会自愿提前执行ESOs, 记 K 为期权的执行价格, v 为待权期, e_1 为经理人待权期内离职率, e_2 为待权期后的离职率, w_1 和 w_2 为连续复合离职率, 其中 $w_2^* = \ln(1 + e_2)$, $w_1^* = \ln(1 + e_1)$ 。根据Hull和White (2002, 2003, 2004), ESOs可以定价如下:

当 $0 \leq i \leq N-1$,

如果 $i\delta t > v$ 并且 $S_{i,j} > KM$, 则 $f_{i,j} = S_{i,j} - K$ 。

如果 $i\delta t > v$ 并且 $S_{i,j} < KM$

$$f_{i,j} = (1 - w_2^*\delta t)e^{-r\delta t}[pf_{i+1,j+1} + (1-p)f_{i+1,j}] + w_2^*\delta t \text{Max}(S_{i,j} - K, 0) \quad (3)$$

如果 $i\delta t < v$, $f_{i,j} = e^{-r\delta t}[pf_{i+1,j+1} + (1-p)f_{i+1,j}]$

期权价值为 $f_{0,0}$

同时, ESO的预期生命期也可以计算。 $L_{i,j}$ 定义为ESO的预期生命期, 当时刻 $i\delta t$ 的股票价格为 $S_{i,j}$ 时, $L_{N,j} = 0$:

当 $0 \leq i \leq N-1$,

如果 $i\delta t > v$ 并且 $S_{i,j} > KM$, 则 $L_{i,j} = 0$

如果 $i\delta t > v$ 并且 $S_{i,j} < KM$,

$$L_{i,j} = (1 - w_2^*\delta t)[pL_{i+1,j+1} + (1-p)L_{i+1,j} + \delta t]$$

如果 $i\delta t < v$, $L_{i,j} = pL_{i+1,j+1} + (1-p)L_{i+1,j} + \delta t$ 。

然后, 期权价格通过离职率调整, 即乘上 $(1 - w_1)^v$ 使得最终的ESO成本是 $f_{0,0}(1 - w_1)^v$ 。最后, 为了得到ESOs的总价值, 还需要乘上授予数量。

四、实证结果

2005年12月31日, 中国证券监督管理

委员会颁布了《上市公司股权激励管理办法》。从那时开始，共146家上市公司已经实施了股权激励计划。2008年5月，证监会颁布《股权激励有关事项备忘录》，要求公开发行人和ESOs不可以同时进行。自2008年起，共54家，占总数37%的公司，已经停止ESOs。

本文中，我们从国泰安（GTA）数据库选取了125家上市公司的数据，去除了有缺失数据的公司后，利用共83家公司的数据用来进行实证研究。这些公司在2006年、2008年、2009年、2010年、2011年和2012年分别有5、3、4、17、37和16个ESO股权激励计划实施。待权期的范围在1-4年，预期生命期范围从4-10年。

由于ESOs的不可交易性和待权期，我们在FAS123框架下采用基于SV模型的ESO定价方法为这些中国上市公司定价。每日收盘价选择开始于股权激励项目开始之日起至2012年8月8日的数据，数据取自GTA数据库。我们通过 $y_t = \ln(S_t/S_{t-1}) - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln(S_i/S_{i-1})$ 计算每日去均值收益，其中 S_t 是 t 日的收盘价。

为了进行Bayesian分析，我们需要取定一个先验分布。依据Meyer和Yu（2000）的方法，先验分布的参数 μ, ϕ, σ 和 θ_0 取为如下形式：

$$\phi_1 \sim Be(20, 1.5)$$

$$\mu \sim N(0, 100)$$

$$\sigma^{-2} \sim Gamma(2.5, 0.025)$$

其中 $\phi = 2\phi_1 - 1$ ，因为为了保证平稳性， ϕ 的范围要限制在 $(-1, 1)$ 。

通过WinBUGS软件，我们进行了50000

次Gibbs迭代，前10000次作为预迭代舍弃掉，剩下的40000次迭代作为后验分布的有效随机观测。Bayesian统计推断可以基于随机观测，在获得Bayesian估计之后，SV模型被用来预测股票的每日预期波动率。

FAS 123框架下的ESO定价模型包括以下参数：每股价格、执行价格、最长执行时间、ESOs的预期生命期、待权期、无风险利率、预期波动率、预期分红率、剩余授权期、离职率和经理人自愿执行ESOs的股价和执行价格比率。执行价格、最长执行时间和ESOs的预期生命期数据取自公司年报。待权期内和待权期后的离职率取自2009-2013年《公司薪资研究报告》（51 job报告）。

因为中国的债券市场仍处于发展初期，政府的无息债券并不能真实反映利率期限结构，因此我们选取了ESO宣布当天的银行1年期存款利率（数据来源为国家统计局）。尽管预期分红率未知，但一般保持稳定。本文使用ESO宣布前2-3年的平均分红率，日波动率为年化波动率。股价和执行价格的比例设置为1.5，因为大多数ESOs都在2006-2008年期间伴随2007年的股价下跌开始实施。

之前文献中的实证研究表明面临高市场风险和良好增长预期的公司更倾向于使用ESOs。另外，市场风险、增长预期、不同政府结构和公司规模也会影响ESOs的实施。因此，我们使用上述变量通过如下模型进行回归分析：

$$\begin{aligned} IR_i = & \alpha_1 + \alpha_2 BM_i + \alpha_3 STDRET_i + \alpha_4 RET_i \\ & + \alpha_5 OWN_i + \alpha_6 CEV_i + \alpha_7 SIZE_i + \varepsilon_i \quad (4) \end{aligned}$$

模型中的因变量，记为IR，是ESO价值和公司价值的比率。IR值越大，公司实施ESO的可能性越大；净值市价比（BM）代表增长机会。当BM值小于1，公司被认为有良好的成长增长预期；收益波动率的均值（RET）可以用来代替市场风险；股票价格波动率（STDRET）度量公司风险；经理人持股比例（OWN）、杠杆率（CEV）和公司规模（SIZE）（数据来源GTA数据库）度量政府结构和金融变量对实施股权激励计划的影响。

估值结果见表2。如表2所示，公司规模和收益波动率的系数为正而且显著，因此，在中国，具有高市场风险和更大规模的公司更倾向于在股权激励计划中实施更多的ESOs。但是，净值市价比、杠杆率、经理人持股比例和股票价格波动率在5%的置信水平下并不显著。这可能由于以下几个原因：第一，非流通股如国有股份相比流通股占主导作用，净值市价比和杠杆率的作用会被国有上市公司的非流通股掩盖。第二，建立经理人和公司的长期归属感是有困难的，大多数股票是国有或法人股，经理人所有的股份很有限。第三，经理人的投资

决定目的可能只是提升股票价格来保证ESOs的价值，这样的结果使股票价格并不能真实反映商业状况和公司风险。

表2 回归结果（因变量=IR）

变量	回归系数	标准误差	t统计量	P值
净值市价比	-0.08815	0.3087	-0.2855	0.7760
杠杆率	-0.00086	0.0714	-0.0121	0.9904
经理人持股比例	-0.11506	0.2725	-0.4223	0.6740
收益	2.75026	1.0169	2.7045	0.0084
规模	1.14685	0.1710	6.7075	0.0000
股价波动率	-1.27132	0.8554	-1.4863	0.1413
C	-4.38089	1.0420	-4.2043	0.0001

C是常量；R²=0.483；校正 R²=0.442

五、结论

本文通过将历史波动率替换为预测波动率改进了Hull和White的模型。在FAS 123框架下，对83个中国上市公司的ESOs通过基于SV模型的ESOs定价方法进行了定价。实证分析表明市场风险和公司规模对ESOs的总价值有显著影响，而净值市价比、股票价格波动率、经理人持股规模、杠杆率和ESOs的市值在影响ESOs总价值方面是不显著的。因此，中国具有更高市场风险和更大规模的公司倾向于在经理人（股权）激励计划中提高ESOs的比例。

作者简介：

Terence Tai Leung Chong（庄太量），香港中文大学全球经济及金融研究所常务所长，经济系副教授，南京大学国际经济贸易系思源讲座教授。

Yue Ding，博士，毕业于香港中文大学经济系。

Yong Li（李勇），中国人民大学汉青经济与金融高级研究院副教授。

通讯作者：

Terence Tai Leung Chong（庄太量），中国香港，中国香港中文大学，经济系。电话：+852-3948193，传真：+852-26035805，电子邮箱：chong2064@cuhk.edu.hk

参考文献

- [1] Rubinstein, M. (1995). On the accounting valuation of employee stock options. *Journal of Derivatives*, 3, 8–24.
- [2] Hull, J., & White, A. (2004). How to value employee stock options. *Financial Analysts Journal*, 60, 114–119.
- [3] Hull, J., & White, A. (2002). Determining the value of employee stock options, Report Produced for the Ontario Teachers' Pension Plan.
- [4] Hull, J., & White, A. (2003). Accounting for employee stock options. Working paper, University of Toronto.
- [5] Engle, R. F. (1982). Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of U.K. inflation. *Econometrica*, 50, 987–1008.
- [6] Taylor, S. J. (1994). Modelling Stochastic Volatility. *Mathematical Finance*, 4, 183–204.
- [7] Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31, 307–327.
- [8] Taylor, S. J. (1986). *Modelling Financial Time Series*. Chichester, England: John Wiley & Sons.
- [9] Shephard, N. (1996). Statistical aspects of ARCH and stochastic volatility. In D. R. Cox, D. V. Hinkley, & O. E. Barndorff-Nielsen (Eds.), *Time series models with econometric, finance & other applications* (pp. 1–67). London: Chapman & Hall.
- [10] Duan, J. C. (1995). The GARCH option pricing model. *Mathematical Finance*, 5, 13–32.
- [11] Li, Z., & Huang, R. (2004). ESO pricing under GARCH framework. *China Management Science*, 12, 222–236.
- [12] Yermack, D. (1995). Do corporations award CEO stock options effectively. *Journal of Financial Economics*, 39, 237–269.
- [13] Mehran, H. (1995). Executive compensation structure, ownership, and firm performance. *Journal of Financial Economics*, 38, 163–184.
- [14] Joskow, P. L., Rose, N. L., & Wolfram, C. D. (1996). Political constraints on executive compensation: Evidence from the electric utility industry. *The RAND Journal of Economics*, 27, 165–182.
- [15] Choe, C. (2003). Leverage, volatility and executive stock options. *Journal of Corporate Finance*, 9, 591–609.
- [16] Chen, Y., & Lee, B. (2010). A dynamic analysis of executive stock options: Determinants and consequences. *Journal of Corporate Finance*, 16, 88–103.
- [17] Jacquier, E., Polson, N. G., & Rossi, P. E. (1994). Bayesian analysis of stochastic variance models. *Journal of Business & Economic Statistics*, 12, 371–389.
- [18] Kim, S., Shephard, N., & Chib, S. (1998). Stochastic volatility: Likelihood inference and comparison with ARCH models. *Review of Economic Studies*, 65, 361–393.
- [19] Meyer, R., & Yu, J. (2000). BUGS for a Bayesian analysis of stochastic volatility models. *Econometrics Journal*, 3, 198–215.
- [20] Spiegelhalter, D. J., Thomas, A., Best, N. G., & Lunn, D. (2003). *WinBUGS user manual*. Version 1.4. Cambridge, England: MRC Biostatistics Unit.
- [21] Jennergren, L., & Naslund, B. (1993). A comment on the valuation of executive stock options and the FASB proposal. *Accounting Review*, 68, 179–183.
- [22] Foster, T., Koogler, P., & Vickrey, D. (1993). Valuation of executive stock options and the FASB proposal: An extension. *Accounting Review*, 68, 184–189.
- [23] Cuny, C. J., & Jorion, P. (1995). Valuing executive stock options with endogenous departure. *Journal of Accounting & Economics*, 20, 193–205.

(翻译 : 陶 然 校对 / 责任编辑 : 林 帆)