

上海新金融研究院工作论文系列

No. SFIWP0027

**我国上市公司风险厌恶程度：
基于因子模型的理论实证**

乔坤元

2014年1月2日

说明：上海新金融研究院是为支持上海国际金融中心建设而成立的非营利性金融类专业学术研究机构，由中国金融四十人论坛举办，并与上海市黄浦区人民政府展开战略合作。

本工作论文是上海新金融研究院研究人员在工作期间形成的、尚未公开发表的研究成果，文中观点仅代表作者本人，不代表本研究院。未经书面同意，谢绝任何形式的转载和复制。

我国上市公司风险厌恶程度：基于因子模型的理论实证^①

乔坤元

摘要：本文对公司资产积累路径进行建模，得出风险溢价与资产回报的加权波动率之间的比值即公司相对风险厌恶系数，借助上市公司的经验数据发现资产回报的加权波动率显著正向影响其风险溢价并有一定的解释力，且上市公司相对风险厌恶系数在 3.5 到 10.5 之间。另外，我国上市公司与美国相比更加厌恶风险，非国有和非垄断行业中的上市公司对风险更敏感，说明我国资本市场还有待进一步完善。本文对政府、业界和学术界都有一定的意义。

关键词：上市公司；相对风险厌恶系数；资产回报的加权波动率；因子模型

JEL分类号： G12, G10, C61 **文献标识码：** A **文章编号：**

一、引言和文献综述

上市公司在经营过程中面临着诸多的风险因素，比如不确定的需求、价格、对手的竞争、政府的政策和汇率等等（Ullah, 1974），它们对于风险的认知与其生产决策、投融资决策和其他公司战略密切相关，因此在经营中公司对于风险的厌恶程度值得关注。另外，如果一个国家的证券市场法律体系不够健全，上市公司和投资者利益得不到充分的保护，那么他们将更加厌恶风险（见王晟和蔡明超，2011；Paler, 2005）。测算上市公司的相对风险厌恶系数对于我国这样资本市场并不十分健全的转型经济体而言更加必要，它们对于风险的反应会转化为公司的战略从而对我国的经济、金融体系产生影响。与资本市场相对完善的美国进行对比，可以更加清晰的了解我国资本市场的现状和问题。

Pindyck（1988）发现美国居民相对风险厌恶系数在 1.6 至 5.3 之间，另外一些研究使用实验数据得到了类似的结果。总体而言，美国居民的相对风险厌恶系数大概为 3，而公司风险厌恶系数的均值与之相近。对于我国居民或者上市公司风险厌恶系数的测算少有人问津，王晟和蔡明超（2011）首次对我国居民相对风险厌恶系数进行了测算，发现这一数值在 3 至 6 之间。本文通过模型化公司的资产积累路径给出了公司相对风险厌恶系数的量化表达式，并且利用因子模型的估计方法得出我国上市公司相对风险厌恶系数的范围。

研究方法方面，大多数探讨相对风险厌恶系数的文献使用的是一个基于投资期望和风险收益的凹效用函数， $V = \mu - \frac{1}{2} A \sigma^2$ ，其中 μ 是资产的预期收益， σ^2 是资产的波动率， V 是总的效用，那么 A 就衡量了投资主体的相对风险厌恶系数。王晟和蔡明超（2011）使用这一效用函数结合现代资产组合理论推导出了居民的相对风险厌恶系数，并使用调查收据对这一指数进行了测算。该效用函数形式虽然具有明确的经济含义并且被广泛的应用，但相对风险厌恶系数的推导可能会过分依赖于这一函数的形式。本文使用动态规划的方法解出公司的资产积累路径，得到其相对风险厌恶系数的表达式，从理论上补充了这一效用函数的形式。

与此同时，本文发现资产回报的加权波动率可以解释股票的风险溢价，这一发现也丰富了因子模型。现有的文献一般认为Fama和French（1993）提出的市场溢价（Mkt）、规模溢价（SMB）和账面市值比溢价（HML）是解释股票收益的重要因素，而动量以及反转效应也经常出现在因子模型的研究当中（如Cao和Han, 2010）。在诸多解释风险溢价的模型当中，本文重点关注包含收益波动率的因子模型。Ang等人（2006）发现收益波动率会负向影响股票的预期收益，且上市公司的规模、账

^① 作者简介：乔坤元，上海新金融研究院青年研究员，北京大学光华管理学院经济学硕博连读研究生，Email: qiaokunyuan@126.com。本文即将发表于《金融研究》2014年第1期。

面市值比、动量以及流动性都无法解释为什么低的风险溢价与高的系统和特质波动率（idiosyncratic volatility）是紧密相关的，然而Bali和Cakici（2008）则发现估计特质波动率的数据频率、投资组合的权重、对股票分组的方式以及公司的规模、股价和流动性都会对两者之间相关性的大小和显著性产生重要的影响，认为它们之间的关系并不稳健。Fu（2009）使用指数GARCH模型估计出预期特质波动率，发现预期收益波动率与预期收益之间存在正相关关系，提出Ang等人（2006）得出的负相关关系是因为一部分高特质波动率的股票收益发生了反转（reverse）。Cao和Han（2010）同样使用指数GARCH模型估计了收益波动率，发现由于套利的成本，被低估的股票特质风险与预期收益呈现正相关关系而被高估股票的预期收益与特质风险负相关。然而，目前还没有文献将资产回报的波动率与风险溢价进行关联，两者之间的量化关系也没有被严谨的验证^①。

本文模型化公司的资产积累路径，得到解释股票风险溢价的另一个因子，即资产回报的加权波动率，而估计系数即公司的相对风险厌恶系数。结合上市公司的经验数据和Fama-French三因子模型的检验方式，本文验证了这一因子的存在性和解释力，发现上市公司的相对风险厌恶系数在3.5到10.5之间，这一结果不因为所有制和行业的不同、股票的错误定价以及上市公司内生的资产配置决策而发生实质的变化。此外，我国上市公司的风险厌恶系数要高于美国，非国有和非垄断行业中的上市公司对风险更加敏感，这表明与发达的资本市场相比，我国的资本市场还有待进一步完善。

本文从以下几点补充了以往的文献。第一，本文对我国上市公司的相对风险厌恶系数的讨论丰富了王晟和蔡明超（2011）对居民风险厌恶系数的研究，使得关于我国风险厌恶系数的研究更加充实。第二，本文提出了一个新的股票收益定价因子，给出了相关的理论基础并使用上市公司的经验数据验证了其存在性，这为以后的资产定价模型以及异常收益的检验提供了一定的理论和经验基础。第三，本文估计出了上市公司相对风险厌恶系数的均值和区间，在考虑了不同所有制和行业、区分股价是否被高估以及上市公司内生的资产配置决策可能带来的影响之后，得到了稳健的估计值，与以往文献中美国的数值进行对比，发现我国上市公司的风险厌恶程度更高，这表明我国的资本市场还有待进一步完善。同时，本文根据研究结论提出了对政府、监管者、金融机构、投资者以及学术界的相关建议。

二、理论基础：上市公司的资产积累路径

考虑上市公司持有的两种资产^②，无风险资产和风险资产的收益率分别为 R_b 和 R_s ，假设两种资产的收益过程分别为： $dr_b = rdt$ ， $dr_s = adt + \sigma dW_t$ ，其中 r 和 a 分别为无风险资产和风险资产的均值回报率， σ 为风险资产的波动率， W_t 服从一个标准的几何布朗运动。

令 π 为上市公司的利润，与Batra和Ullah（1974）给出的函数性质类似，假设上市公司效用函数的相对风险厌恶系数为常数，同时考虑到企业资产规模的影响，上市公司的效用函数为

$$u(\pi_t, A_t) = \frac{\pi_t^{1-\gamma}}{1-\gamma} A_t^{-\lambda}, \text{ 因此 } \Gamma = \gamma + \lambda \text{ 衡量的是上市公司的相对风险厌恶系数。进一步令无风险资}$$

^①资产的波动率会通过一定的渠道传到收益的波动率上，因为作为公司基本面的利润率（如资产回报率）会影响到投资者的感知最终影响到该股票的收益。数据显示，资产回报率与股票风险溢价之间的相关系数为0.72（ $p < 0.001$ ）而两者波动率之间的相关系数也高达0.68（ $p < 0.001$ ）。

^②上市公司的资产结构要比居民的复杂，比如上市公司有居民不具备的存货、债券、应收票据等资产类别，但是最终资产还是可以划分为无风险资产和风险资产两个大类。本文将完全没有波动性的资产，包括货币资金、现金及存放中央银行款项、结算备付金、存放同业款项、长期存款、损失准备等现金和存款及其等价物算作无风险资产，其他的均记作风险资产，并尝试其他无风险资产的归类方式，例如把一些债权资产也视作无风险资产（如国债等），得到了稳健的结果，但碍于篇幅，结果没有报出。

产的比重为 x 、折现率为 β ，那么上市公司的问题转化为

$$\max_{\pi, x} \mathbb{E} \int_0^{\infty} u(\pi_t, A_t) e^{-\beta t} dt$$

$$dA_t = [rxA_t + (1-x)aA_t - D_t]dt + (1-x)A_t \sigma dW_t, \text{ 其中 } D_t \text{ 为上市公司的分红} \quad (1)$$

且 $A(0) = A_0, D_t \leq A_t \forall t \in (0, +\infty)$ ，在均衡状态下有 $D_t = \pi_t$

在计算中，将 π_t 换成 D_t 进行求解。由于方程（1）中的不确定性，可以通过定义值函数

$$J(s, A_s) = \int_s^{+\infty} f(t, A_t, D_t) dt, \forall s \in (0, +\infty) \text{ 并利用动态规划来求解方程。}$$

$$J(s, A_s) = \max_{D, t \in (s, +\infty)} \mathbb{E}_s \left[f(s, A_s, D_s) \Delta s + o(\Delta s) + J(s + \Delta s, A_s + \Delta A_s) \right] \quad (2)$$

对等式（2）的右边最后一项应用伊藤公式，令 J_i 表示 J 对于 s 或者 A 求偏导数，则：

$$J(s + \Delta s, A_s + \Delta A_s) = J(s, A_s) + J_s(s, A_s) \Delta s + J_A(s, A_s) \Delta A_s + \frac{1}{2} J_{AA} \sigma^2 \Delta s \quad (3)$$

结合等式（2）和等式（3），

$$J(s, A_s) = \max_{D, t \in (s, +\infty)} \mathbb{E}_s \left[f(s, A_s, D_s) \Delta s + J(s, A_s) + J_s(s, A_s) \Delta s + J_A(s, A_s) \Delta A_s + \frac{1}{2} J_{AA} \sigma^2 \Delta s \right]$$

用等式（1）中 dA_t 来替换 ΔA_s ，注意到 $\mathbb{E}[\sigma dW_t] = 0$ 。令 $\Delta s \rightarrow 0$ ，则递归方程为：

$$0 = \max_{D, t \in (s, +\infty)} \mathbb{E}_s \left\{ f(s, A_s, D_s) + J_s(s, A_s) + J_A(s, A_s) [rxA_s + (1-x)aA_s - D_s] + \frac{1}{2} J_{AA} [\sigma(1-x)A_s]^2 \right\} \quad (4)$$

对 π 和 x 求一阶条件从而对方程（4）进行求解：

$$J_A(s, A_s) = \frac{\partial f(s, A_s, D_s)}{\partial D_s}, J_A(s, A_s)(r-a)A_s + J_{AA} \sigma^2 A_s^2 (x-1) = 0 \quad (5)$$

猜解值函数的形式为 $J(s, A_s) = B \frac{A^{1-\gamma-\lambda}}{1-\gamma-\lambda} e^{-\beta s}$ ，其中 B 是待定系数。带入方程（5），则：

$$\hat{D}_t = B^{-\frac{1}{\gamma}} A_t, \hat{x} = 1 - \frac{a-r}{(\gamma+\lambda)\sigma^2} = 1 - \frac{a-r}{\Gamma\sigma^2} \quad (6)$$

最后将方程（6）中得到分红 D 和无风险资产比重 x 带入到方程（4），得到贝尔曼方程：

$$0 = \max_{t \in (s, +\infty)} \mathbb{E}_s \left\{ f(s, A_s, D_s) + J_s(s, A_s) + J_A(s, A_s) [rxA_t + (1-x)aA_t - D_t] + \frac{1}{2} J_{AA} [\sigma(1-x)A_t]^2 \right\} \quad (7)$$

最终求出待定系数 B 和模型最终的解：

$$B = \left[\frac{\beta - (1 - \gamma - \lambda) \left[r + \frac{(a - r)^2}{2(\gamma + \lambda)\sigma^2} \right]}{\gamma + \lambda} \right]^{-\gamma} \quad (8)$$

$$D_t = \frac{\beta - (1 - \gamma - \lambda) \left[r + \frac{(a - r)^2}{2(\gamma + \lambda)\sigma^2} \right]}{\gamma + \lambda} A_t \quad (9)$$

等式（8）说明了猜解的合理性，而等式（9）则说明上市公司的最优红利与资产成比例。如果上市公司实现了最优分红比例，则可以通过等式（9）计算出上市公司的折现率 β 。

等式（6）说明风险溢价^①与风险资产比重以及波动率之间的关系，即 $a - r = \Gamma(1 - \hat{x})\sigma^2$ ，因此对风险资产进行定价需要考虑其无风险资产的比重和波动率之间的乘积 $(1 - \hat{x})\sigma^2$ ，也即资产回报的加权波动率。然而，无论是资本资产定价模型、Fama-French三因子模型还是包含动量或者反转的因子模型等都没有将其纳入到模型当中，后文将通过因子模型的检验方法来确认这一因子的存在性，而估计系数衡量了我国上市公司的相对风险厌恶程度。

三、变量、数据和模型

数据来自于国泰安数据库（CSMAR），该数据库日益受到学术界的关注。研究样本选取包含股票风险溢价、波动率、流通市值、总市值、红利、资产、账面市值比、销售收入等变量的股票数据，从1992年延续至2011年，而1990和1991年由于股票过少而被剔除。

根据模型预测，本文使用股票的风险溢价（*premium*）作为因变量，借助经典的因子模型的检验方法（见Fama和French，1993），在第一步时间序列回归中，自变量为市场溢价因子（*Mkt*）、规模溢价因子（*SMB*）和账面市值比溢价因子（*HML*），得到三个估计系数（ $\hat{\beta}_1$ 、 $\hat{\beta}_2$ 和 $\hat{\beta}_3$ ），第二步带入 $\hat{\beta}_1$ 、 $\hat{\beta}_2$ 和 $\hat{\beta}_3$ ，加上公司的规模（*Size*）和账面市值比（*BMratio*）、动量以及资产回报的加权波动率（ $(1 - x)\sigma^2$ ）来解释风险溢价^②，这里使用横截面回归。实际操作中， x 取自公司的存款和现金等无风险资产的比重，而按照Qiao（2013）的做法，使用季报的资产回报率计算公司资产回报的波动率，用1减去无风险资产的比重并乘以总资产回报率的方差从而得到 $(1 - x)\sigma^2$ 。基于上述的方法描述，本文的模型如下：

^①当然，资产回报率的溢价与风险溢价并不完全相等，但是反映公司基本面的资产回报率会最终传导到股票风险溢价之上，两者之间的相关系数也达到了0.72（ $p < 0.001$ ）。

^②动量因子是按照股票之前1年（之前的52周到前4周）的复合收益计算的（Cao和Han，2010），我们也尝试之前9个月到之前3个月和之前18个月到之前6个月这些指标，得到的结果虽然在数值上有一定的变化，但总体而言比较稳定。与此同时，我们也构造了短期的反转因子（short-term reversal），包括3个月和后文中提到的交易前1周的反转因子，得到的结果在数值上与本文汇报的非常接近。我们发现反转因子虽然在一部分投资组合中会显著影响股票的风险溢价，但是这一影响并不稳健，并且模型的解释力度也没有显著的提升，由此说明在我国股票的反转效应并不显著，因此我们仅仅汇报了考虑动量的估计结果。

(10)

$$premium_{i,t} = \alpha + \beta_{i,1}Mkt_t + \beta_{i,2}SMB_t + \beta_{i,3}HML_t + \varepsilon_i$$

(11)

$$premium_{i,t} = \alpha + \delta_1\beta_{i,1} + \delta_2\beta_{i,2} + \delta_3\beta_{i,3} + \delta_4Size_i + \delta_5BMratio_i + \Gamma(1-x_i)\sigma_i^2 + \varepsilon_i$$

我们感兴趣的系数为 Γ ，通过对每一个时期的 Γ 的估计得到一个均值从而进行假设检验。

为了不使估计受到测度误差的影响（Qiao, 2013），我们同时使用考虑再投资和不考虑再投资的风险溢价作因变量，使用总利润和净利润进行资产回报率（ROA）的计算得到两种不同的波动率数值，使用流通市值和总市值构建Fama-French的三个因子。在表述中，我们使用“vol”来表示资产回报的加权波动率，代替“(1-x) σ^2 ”。

表 1 描述性统计量

变量	定义	观测	均值	标准差	最小值	最大值
premium ^r	考虑再投资的风险溢价（%）	19085	2.84	2.1	-11.673	19.276
premium ^{nr}	不考虑再投资的风险溢价（%）	19085	2.84	2.102	-11.673	19.276
vol ^{tot}	加权波动率（总利润）	20478	0.045	0.08	0	0.067
vol ^{net}	加权波动率（净利润）	20475	0.041	0.07	0	0.062
mkt ^{trd}	市场溢价（流通市值）	21182	0.009	0.045	-0.075	0.093
mkt ^{tot}	市场溢价（总市值）	21182	0.008	0.042	-0.078	0.078
smb ^{trd}	规模溢价（流通市值）	21182	0.008	0.015	-0.019	0.075
smb ^{tot}	规模溢价（总市值）	21182	0.009	0.015	-0.022	0.045
hml ^{trd}	账面市值比溢价（流通市值）	21182	0.001	0.011	-0.058	0.022
hml ^{tot}	账面市值比溢价（总市值）	21182	0.005	0.014	-0.022	0.069
asset	总资产（以百万元计）	19431	2332.204	2136.552	438.237	7162.206
BMratio	账面市值比	19403	0.402	0.2317	0.1629	1.2634
Momentum	动量（前52-4周的累计收益）	16820	12.256	4.022	-0.287	24.189
roa ^{tot}	资产回报率（总利润）	19429	0.062	0.045	0.006	0.134
roa ^{net}	资产回报率（净利润）	19216	0.050	0.037	0.004	0.109
revenue	总收入（以百万元计）	21243	1178.25	1063.569	185.223	3149.708

数据来自于国泰安数据库。

表 1 汇报了描述性统计量，风险溢价无论是否考虑再投资在数值上差距都不大；以净利润计算的 ROA 指标的波动率更高，按照总市值和流通市值划分的 Fama 和 French（1993）提出的三个因子（市场溢价、规模溢价和账面市值比溢价）均比较接近。我们对资产规模、ROA、账面市值比和总收入进行缩尾调整(winsorize)从而避免估计受异常值驱动(去除 10%的异常值,同样的做法见 Qiao, 2013)。

另外，可以看到风险溢价的均值为 2.84%，而市场溢价均值只有 0.9%，这说明投资于我国的个股可能会有一定的利润而市场组合的利润空间并不大。

四、实证结果

（一）基准结果

表 2 汇报了基准结果，我们仅报出资产回报的加权波动率最终加总的系数，它衡量了我国上市公司的相对风险厌恶程度。在所有的八个回归当中，我们发现资产回报的加权波动率均会正向影响风险溢价，并且在 1%水平下显著，这一数值的大小和显著性并不随着是否考虑再投资、ROA 指标的不同以及使用流通市值或总市值构建的其他溢价因子的不同而发生实质变化，估计是稳健的。资

产回报的加权波动率每上升 1 个百分点，股票的风险溢价要增加 7.5 个百分点进行补偿；资产回报的加权波动率每增加 1 个标准差，股票风险溢价会增加 0.6%，超过了平均风险溢价的五分之一，这一影响同时在统计和经济意义上显著。

更重要的是，表 2 给出了我国上市公司的相对风险厌恶系数的均值，这一数值在 7.5 左右，比美国的均值 3 (Pindyck, 1988) 更高，一个可能的解释是我国上市公司在法制不完善的资本市场中更加厌恶风险 (Paler, 2005)，也说明我国资本市场还待进一步完善。

另外，在第二步估计当中加入资产回报的加权波动率之后，模型的调整后 R^2 从平均只有 11% 上升到 26%，这说明这一变量有一定的解释力度：从其显著性和对模型解释力度提升的角度来看，该变量应该进入因子模型。由此可见，以往文献如果忽略了这一重要的解释因子，可能会影响到资产定价模型的准确性，并且得到对异常收益不准确的估计值。

表 2 基准结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
变量	考虑再投资的风险溢价 (%)				不考虑再投资的风险溢价 (%)			
vol ^{tot}	7.491*** (1.695)		7.130*** (1.472)		7.577*** (1.704)		7.062*** (1.479)	
vol ^{net}		7.858*** (1.594)		7.476*** (1.985)		7.634*** (2.614)		7.254*** (2.000)
	三因子 (流通市值)		三因子 (总市值)		三因子 (流通市值)		三因子 (总市值)	

数据来自于国泰安数据库。估计基于方程 (10) - (11)。标准误汇报于括号内，*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

(二) 所有制和行业的影响

由于上市公司的所有制和行业性质的不同可能会对上述估计结果产生重要的影响，因此我们根据公司所有制和 Qiao (2013) 提出的行业竞争程度划分子样本进行估计。

具体的，我们按照公司的最终控制人来划分国有和非国有上市公司，并根据行业内国营的比例 (投资额、资产额、营业收入以及雇员人数的比重) 计算行业的垄断程度，由此划分垄断性行业和非垄断性行业。如果该行业的相关国营比重超过了 30%，那么这一行业为垄断性行业，由于使用四个指标得到的估计结果相差不大，本文以资产总额的估计结果为主^①。

表 3 展示了对子样本进行检验的结果，依旧可以看到资产回报的加权波动率会正向影响股票的风险溢价，并且这一数值的显著性没有因为是否考虑再投资、使用 ROA 指标的不同、使用流通市值或者总市值构建的其他溢价因子的不同以及所有制和行业的垄断程度的不一致而发生实质性的变化，这进一步说明估计结果的稳健性：对资产回报加权波动率的估计系数在统计意义上显著，模型调整后的 R^2 从平均 15% 左右上升到了超过 27%，再次说明了这一变量的解释力度，资产回报的加权波动率很有可能是因子模型中的一个解释变量。

与此同时，可以看到非国有上市公司的相对风险厌恶系数高出国有上市公司 23% 左右，前者由于制度的问题对风险更加敏感；非垄断性行业中的上市公司相对风险厌恶系数则比垄断性行业中的上市公司高出了将近 40%，可能是行业的竞争压力所致。

出现这样现象的根本原因何在？一个直观的解释是政府在其中扮演着重要的角色 (Paler, 2005)，我国政府一方面迅速组建了资本市场并进行培育，而另一方面却持续对资本市场施加影响，这种干预使得资本市场在一定程度上并不能完全的发挥作用，比如对于私营企业的扶持力度不够 (如贷款)、某些行业的行政垄断等等，这些行政手段造成对国有和垄断行业中上市公司的政策偏倚，从而降低了其对于风险的感知程度。但需要注意的是，这并不代表国有和垄断行业中的上市公司有更强的应

^① 根据这一划分方式，垄断行业包括采掘业 (B)、石油、化学、塑胶、塑料 (C4)、金属、非金属 (C6)、电力、煤气及水的产和供应业 (D)、交通运输、仓储业 (F)、信息技术业 (G)、金融、保险业 (I)、房地产业 (J) 和社会服务业 (K)，其他行业均为非垄断性行业。

对风险的能力，比如中海油对于风险认知的滞后导致了 5.54 亿美元的巨额损失。

表 3 子样本检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	考虑再投资的风险溢价 (%)				不考虑再投资的风险溢价 (%)			
非国有上市公司								
vol ^{tot}	7.533*** (1.604)	8.663*** (1.318)			7.575*** (1.614)	8.521*** (1.325)		
vol ^{net}			8.161*** (1.562)	8.363*** (1.661)			9.195*** (1.582)	9.424*** (1.673)
国有上市公司								
vol ^{tot}	6.930*** (1.836)	6.670*** (1.575)			6.120*** (1.867)	6.805*** (1.604)		
vol ^{net}			7.748*** (1.009)	7.203*** (1.444)			7.904*** (1.072)	7.336*** (1.502)
非垄断性行业的上市公司								
vol ^{tot}	9.373*** (1.307)	9.908*** (1.023)			9.431*** (1.319)	9.795*** (1.033)		
vol ^{net}			8.785*** (1.010)	8.825*** (1.249)			8.541*** (1.036)	8.578*** (1.267)
垄断性行业的上市公司								
vol ^{tot}	6.136*** (1.440)	6.249*** (1.127)			6.296*** (1.453)	6.343*** (1.137)		
vol ^{net}			6.487*** (1.386)	6.989*** (1.502)			6.400*** (1.413)	6.899*** (1.523)
	三因子 (流通市值)		三因子 (总市值)		三因子 (流通市值)		三因子 (总市值)	

数据来自于国泰安数据库。估计基于方程 (10) - (11)。标准误汇报于括号内，*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。

进一步，我们可以通过证监会划分的行业大类得到各个大类行业的相对风险厌恶系数。表 4 汇报了使用总利润计算的资产回报的加权波动率和考虑再投资的股票风险溢价得到的行业平均风险厌恶系数的估计值，其它三个组合的估计值与汇报的类似。另外，考虑到结果的重要性，我们略去了按更细致的证监会两位代码划分的行业上市公司平均风险厌恶系数。

可以看到垄断性行业中上市公司的相对风险厌恶系数较低，按照证监会行业的划分，我国上市公司的相对风险厌恶系数在 5 至 10 之间，其中厌恶程度最高的是批发和零售贸易业 (H) 和农、林、牧、渔业 (A)，前者对经济状况和经济周期比较敏感，而后者同时受到经济形势和环境因素的影响，因此平均风险厌恶系数更高；风险厌恶系数最低的是电力、煤气及水的生产和供应业 (D)，这一垄断程度较高的能源行业对于风险最不敏感。

表 4 各个行业的上市相对风险厌恶系数

代码	行业名称	Γ	代码	行业名称	Γ
A	农、林、牧、渔业	9.658	C99	其他制造业	7.989
B	采掘业	6.122	D	电力、煤气及水的生产和供应业	5.019
C0	食品、饮料	8.818	E	建筑业	7.659
C1	纺织、服装、皮毛	8.934	F	交通运输、仓储业	7.218
C2	木材、家具	9.027	G	信息技术业	6.955

C3	造纸、印刷	8.776	H	批发和零售贸易	9.823
C4	石油、化学、塑胶、塑料	7.011	I	金融、保险业	6.145
C5	电子	9.048	J	房地产业	6.478
C6	金属、非金属	6.532	K	社会服务业	7.054
C7	机械、设备、仪表	7.993	L	传播与文化产业	6.946
C8	医药、生物制品	9.155	M	综合类	7.884

数据来自于国泰安数据库，数值基于方程（10）-（11）。行业代码来自于证监会的网站，

（三）股票错误定价的影响

Cao 和 Han（2010）提到的股票错误定价可能会影响到上述估计结果，资产回报的加权波动率和风险溢价之间的相关性可能在价格被高估和低估的两组股票之间有所差异。因此，我们按照 Cao 和 Han（2010）提到的四个异象来计算股票被错误定价的程度（套利指数，AS），用股票之前 1 周的收益率乘以负 1 来衡量负的短期收益反转，公司的总资产乘以负 1 来衡量负的规模，公司的账面市值比以及股票之前 52 周到钱 4 周的复合收益进行分组，按照每一个变量划分出的十个 10% 分位点，赋上 1 到 10 的套利指数，再将四个指数加总得到 4-40 的套利指数范围，得到数量相等的 5 组股票。

我们首先给出套利指数和异常收益率之间的关系，其中异常收益率使用了原始回报率、用 CAPM 计算出的异常收益（记为 CAPM）、用 Fama-French 三因子模型计算出的异常收益（记为 FF）以及考虑动量因子的异常收益（记为 Momentum）。表 5 的子表 A 给出了分 5 个 20% 分位数的套利指数与异常收益的关系，使用这几种模型计算出的异常收益均随着套利指数的上升而明显增加，套利指数越高，异常收益越大，也即股票越被低估。我们同时使用每个模型算出的异常收益与套利指数做相关性检验，发现原始回报率、CAPM、FF 和 Momentum 与套利指数的相关系数分别为 0.70 ($p < 0.001$)、0.59 ($p < 0.001$)、0.66 ($p < 0.001$) 和 0.62 ($p < 0.001$)，这说明对样本的划分是合理的，与 Cao 和 Han（2010）的基本一致。

表 5 的子表 B 给出了估计结果，在划分的 5 组股票当中，资产回报的加权波动率均会显著的正向影响风险溢价，对价格被高估的股票组合的估计结果与 Cao 和 Han（2010）的发现有所不同。另外，考虑再投资与否、使用 ROA 指标的不同、使用流通或总市值构建的其他溢价因子的不同既没有影响到估计系数的显著性，也没有影响到估计值大小。套利指数越高（股票收益越被低估），资产回报的加权波动率对于风险溢价的影响越大，这与 Cao 和 Han（2010）发现的趋势一致。具体的，在套利指数最低的 20% 股票当中，资产回报的加权波动率每上升一个百分点，风险溢价会增加将近 3.75 个百分点，这一数值在套利指数 20%-40%、40-60%、60%-80% 以及最高的 20% 的组中分别为 5、7.5、9.25 和 10.5。与此同时，我们发现加入资产回报的加权波动率依旧会显著的提升模型的解释力度，平均调整后的 R^2 从 12.3% 上升到 24%，这进一步说明了资产回报的加权波动率是一个合理的定价因子。

根据对股票错误定价的划分方式，我国上市公司的相对风险厌恶系数的数值在 3.5 至 10.5 之间，这一范围比粗略的证监会行业代码划分的区间更大。由于考虑到了投资者的因素，按照套利指数划分的子样本得到的估计值区间可能更为可靠。

Cao 和 Han（2010）将波动率与风险溢价的相关性在价格被高估和低估的股票组合中表现的不一致归结于套利成本，然而在我国风险溢价和资产回报的加权波动率之间的相关性始终为正，因此可能是由于我国资本市场的套利成本并不像美国那么高导致被高估和低估的股票资产回报的加权波动率均与风险溢价正相关。

表 5 被高估和低估的股票

子表 A	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
变量	考虑再投资的风险溢价 (%)				不考虑再投资的风险溢价 (%)			
AS(%)	回报率	CAPM	FF	Momentum	回报率	CAPM	FF	Momentum

0-20	0.05	0.01	-0.01	-0.01	0.04	0.02	0.00	0.00
20-40	0.22	0.08	0.05	0.06	0.21	0.09	0.06	0.06
40-60	0.44	0.21	0.14	0.17	0.45	0.23	0.15	0.16
60-80	0.61	0.38	0.30	0.35	0.66	0.41	0.37	0.40
80-100	1.17	0.67	0.61	0.65	1.20	0.69	0.66	0.66
子表 B 按照套利指数分组的风险溢价与资产回报的加权波动率								
变量	考虑再投资的风险溢价 (%)				不考虑再投资的风险溢价 (%)			
套利指数: 0-20%								
vol ^{tot}	3.629*** (0.586)	3.753*** (0.671)			3.640*** (0.659)	3.867*** (0.603)		
vol ^{net}			3.376*** (0.551)	3.922*** (0.610)			3.827*** (0.631)	3.748*** (0.567)
套利指数: 20%-40%								
vol ^{tot}	4.969*** (0.695)	5.095*** (0.677)			5.106*** (0.626)	5.074*** (0.639)		
vol ^{net}			5.188*** (0.638)	5.297*** (0.666)			4.992*** (0.682)	5.029*** (0.689)
套利指数: 40%-60%								
vol ^{tot}	7.216*** (0.833)	7.164*** (1.022)			7.912*** (0.957)	7.214*** (0.995)		
vol ^{net}			7.872*** (0.966)	7.804*** (0.908)			7.883*** (0.822)	7.530*** (0.826)
套利指数: 60%-80%								
vol ^{tot}	9.659*** (1.007)	9.785*** (1.016)			9.376*** (0.906)	9.786*** (0.917)		
vol ^{net}			9.213*** (1.032)	9.215*** (1.095)			8.973*** (1.009)	8.789*** (1.000)
套利指数: 80-100%								
vol ^{tot}	10.82*** (1.316)	10.11*** (1.325)			9.963*** (1.319)	9.933*** (1.343)		
vol ^{net}			10.48*** (1.366)	10.67*** (1.399)			10.50*** (1.261)	10.95*** (1.295)
	三因子 (流通市值)	三因子 (总市值)	三因子 (流通市值)	三因子 (总市值)	三因子 (流通市值)	三因子 (总市值)	三因子 (流通市值)	三因子 (总市值)

数据来自于国泰安数据库。估计基于方程 (10) - (11)。标准误汇报于括号内, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。

(四) 内生的资产配置

上述结果也可能由于资产配置内生性的影响而并不可靠: 上市公司对于无风险资产比例的选择是内生的, 而这一潜在的“内生性”有可能使得估计结果出现偏差。资产配置虽然可能是内生的, 但这并不会过分的影响估计结果。首先, 估计结果不会过多的受到遗漏变量的影响。我们在模型中尝试加入文献中用过的反转效应, 得到的估计值与汇报的基本一致, 但由于该因子的估计系数不稳健且对模型的解释力没有显著的提升, 我们仅汇报包含动量效应的模型。其次, 测度误差也不会使得估计结果有实质性的变化。我们使用了两种度量股票风险溢价和资产回报加权波动率的方式, 并对无风险资产的权重进行了不同尝试, 得到了类似的结果。再次, 估计结果不会因为互为因果而产生

生较大的偏差，因为并没有证据表明上市公司当年的股票收益会直接影响到其资产分配的方案。最后，我们使用了我国所有的上市公司做样本，因此样本选择的问题也不会对估计结果产生实质的威胁。

表 6 内生的资产配置

子表 A	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
变量	考虑再投资的风险溢价 (%)				不考虑再投资的风险溢价 (%)			
vol ^{tot}	6.829***		6.725***		6.355***		6.868***	
	(1.683)		(1.462)		(1.367)		(1.388)	
vol ^{net}		6.913***		6.899***		6.377***		6.962***
		(1.581)		(1.513)		(1.386)		(1.392)
子表 B	工具变量的有效性检验							
vol ^{tot}	6.183		5.935		6.212*		6.286*	
上一期	(3.764)		(4.030)		(3.548)		(3.606)	
vol ^{net}		6.131		6.112		6.109*		6.593*
上一期		(3.971)		(3.845)		(3.411)		(3.710)
	三因子 (流通市值)		三因子 (总市值)		三因子 (流通市值)		三因子 (总市值)	

数据来自于国泰安数据库。估计基于方程 (11) - (12)。标准误汇报于括号内，*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。

然而，为了进一步说明结果的稳健性，我们假定上市公司“内生的”资产配置决策的确会影响到估计结果，使用上一期资产回报的加权波动率作为工具变量来解决内生性问题。由于 (i) 在横截面模型当中，上期的变量为预先决定的，不会受到当期的影响，因此工具变量的外生性得到满足；

(ii) 上一期资产回报的加权波动率与其当期值有关，但因为投资者一般不会直接根据上市公司上一年的资产回报波动率进行当期的投资决策，所以上一期资产回报的加权波动率不会直接影响到当期的风险溢价，因此，我们使用的工具变量是合理的。

工具变量的回归结果汇报于表 6，我们使用当期资产回报的加权波动率对上一期资产回报的加权波动率、当期规模、账面市值比和动量进行第一阶段回归，发现 95% 以上的回归中上一期资产回报的加权波动率系数在 1% 水平下显著，并且模型的 F 值大于 10，大于 Stock 和 Yogo (2002) 给出的弱工具变量 (weak instrument) 的临界值，这说明我们的工具变量并没有增大渐进误差，该工具变量也不是弱工具变量。与此同时，表 6 的子表 B 告诉我们，如果使用当期的风险溢价对上一期资产回报的加权波动率直接进行回归，估计出的系数仅仅在 10% 水平下显著，但在考虑再投资的风险溢价的回归当中不显著，这从统计上说明我们的工具变量没有对因变量产生直接的影响，工具变量的有效性进一步得到证实。

就估计结果而言，使用工具变量得到的估计结果和表 1 中的基准结果类似，资产回报的加权波动率依旧与风险溢价正相关，但是在数值上要稍低于假设资产配置是外生时的 7.5。在考虑到资产配置可能的内生性对于风险溢价的影响时，我们发现资产回报的加权波动率每上升 1 个百分点，股票的风险溢价要增加 6.7 个百分点进行补偿。与此同时，回归中调整后的 R² 平均值由原来的 11% 上升到平均 22%，虽然有内生变量时 R² 是无效的，但是它的显著上升依旧说明资产回报的加权波动率很可能是一个不可或缺的定价因子。

四、结论

我们通过模型化公司的资产积累路径给出了其相对风险厌恶系数的表达式，并由此得到了风险溢价与资产回报的加权波动率之间的量化关系。通过因子模型的检验方法，我们发现公司资产回报的加权波动率会正向显著影响其风险溢价，并且该变量显著的提升了模型的解释力度，说明资产回报的加权波动率很可能是一个不可或缺的定价因子。与此同时，估计结果在考虑到不同的所有制和行业、股票的错误定价以及上市公司内生资产配置的影响之后没有发生实质的变化，我国上市公司的

相对风险厌恶系数在3.5至10.5之间，比美国的上市公司更加厌恶风险。另外，我们还发现非国有和非垄断行业中的上市公司对风险更加敏感，这些现象均表明我国资本市场还不够成熟，有待进一步完善。

基于上述结论，我们提出对于政府、监管机构、金融机构、投资者以及学术界的建议。第一，政府需进一步明确行政边界、尊重上市公司的产权以保证其自身利益、促进公司的发展，最终带动就业和经济的增长。第二，国有和垄断行业的上市公司需要监管机构进行更广泛的风险教育，强化风险意识，以避免其遭受不必要的损失。第三，金融机构可以在设计上市公司理财产品的时候充分考虑其风险的厌恶程度，同时也可以利用本文提出的因子构造新的投资策略。第四，我国上市公司的相对风险厌恶系数可以帮助投资者充分了解自己投资的标的公司，有助于其投资策略的优化，个人投资者也同样可以利用加入资产回报的加权波动率的因子模型来构建自己的投资组合。第五，各行业公司的相对风险厌恶系数的估计值以及我国上市公司风险厌恶系数的范围可以帮助学界进一步理解上市公司的战略，而新发现的定价因子可以为研究股票的异常收益和资产定价的学者们提供一定的理论和经验证据。

当然，本文还有一些尚待改进之处，比如公司效用函数、分红和利润之间的假设使得模型的推广受限。接下来的研究首先在于拓展公司的效用函数，对于效用函数假设的放松可能会有更多有趣的发现，如新的股票风险溢价的定价因子。其次，公司股利和利润之间的关系还需要更多的理论和经验证据，如果等式（9）成立，那么我们可以测算出每个公司的贴现因子，这对于上市公司的理论研究和经营实践都有一定的指导意义。再次，影响公司相对风险厌恶系数的因素以及对各个公司风险厌恶程度的测算还有待进一步挖掘，我们估计出的上市公司相对风险厌恶系数由于利用的是横截面的变化而无法精确到每一家公司，因此这一方面的研究还需更进一步。最后，对于（股价）波动率和股票溢价的关系还需要更多的讨论，我们可以同时考虑系统波动率和特质波动率对于风险溢价的影响（如Ang等人，2006），按照Bali和Cakici（2008）细分样本进行讨论，以及依据Fu（2009）、Cao和Han（2010）的方法使用指数GARCH模型计算收益的波动率再进行考察等等。

参考文献

- [1] 王晟和蔡明超，2011，《我国居民相对风险厌恶系数测定及影响因素分析——基于我国居民投资行为数据的实证研究》，《金融研究》第8期 192-206页。
- [2] Ang A., R. J. Hodrick, Y. Xing and X. Zhang, 2006, "The Cross-Section of Volatility and Expected Returns," *The Journal of Finance*, 61(1), pp. 259-299.
- [3] Bali T. G. and N. Cakici, 2008, "Idiosyncratic Volatility and the Cross Section of Expected Returns," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 43(1), pp. 29-58.
- [4] Batra R. N. and A. Ullah, 1974, "Competitive Firm and the Theory of Input Demand under Price Uncertainty," *Journal of Political Economy*, 82(3), pp. 537-548.
- [5] Cao J. and B. Han, 2010, "Idiosyncratic Risk, Costly Arbitrage, and the Cross-Section of Stock Returns," SSRN Working Paper 1291626.
- [6] Fama E. and K. French, 1993, "Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds," *Journal of Financial Economics*, 33(1), pp. 3-56.
- [7] Fu F, 2009, "Idiosyncratic Risk and the Cross-section of Expected Stock Returns," *Journal of Financial Economics*, 91(1), pp. 24-37.
- [8] Paler L., 2005, "China's Legislation Law and the Making of a More Orderly and Representative Legislative System," *The China Quarterly*, 182(2), pp. 310-318.
- [9] Pindyck R. S., 1988, "Risk Aversion and Determinants of Stock Market Behaviour," *Review of Economics and Statistics*, 70(2), pp. 183-190.
- [10] Qiao K., 2013, "The Government Policy and Corporate Financing Decisions in China: Theory and

Evidence,” *Journal of Systems Science and Systems Engineering*, 22(1), pp. 93–111.

[11] Stock J. H. and M. Yogo, 2002, “Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression,” NBER Technical Working Paper No. 284.

The China Listed Firms’ Risk Aversion: Theory and Evidence Based on Factor Model

Kunyuan Qiao

This paper derives the expression of relative risk aversion (RRA) coefficient of listed firms, tests the model with relevant data in China and corroborates the theoretical deductions: the weighted volatility of asset return positively significantly affects the risk premium, possesses considerable explanatory power, and the RRA coefficient lies between 3.5 and 10.5. Moreover, listed firms in China are more risk averse than those in U.S., while firms in non-state sector and those in non-monopolistic industries are more risk averse; these results suggest that capital market in China remains to be improved. The paper is meaningful to government, industry and academia.

Keywords: Listed Firms, Relative Risk Aversion Coefficient, Weighted Volatility of Asset Return, Factor Model