

增长期权与资产定价：基于生命周期视角*

刘浩¹，曾勇，李强

(电子科技大学经济与管理学院，成都 610054)

摘要：Berk Green & Naik (1999) 从企业层面考查了企业的最优投资策略，并理论上推导出股票的预期收益率与权益的账面市值比以及市值规模的关系，为 Fama & French 三因素模型提供了理论基础。本文在此基础上进一步考查三因素定价的生命周期特征，通过考虑未来投资机会的到达概率呈现指数衰减的这一特征，导出企业价值和企业的预期收益率的表达式，并分析生命周期的进展以及指数衰减的快慢如何导致定价因子以及定价因子定价能力的变化，理论和实证研究发现：企业处在年轻阶段时，市值规模对预期收益率有很强的解释力，而随着企业不断的成熟，市值规模对预期收益率的解释力单调下降，但是模型不能刻画账面市值比因子的定价能力随生命周期的变化。

关键词：增长期权；生命周期；预期收益；账面市值比；市值规模

中图分类号： F830.59 **文献标识码：** A

Growth Options and Asset Pricing: Perspective of the Life Cycle

LIU Hao, ZENG Yong, LI Qiang

(School of Management and Economics, University of Electronic Science and Technology of China, Chengdu 610054, China)

Abstract: Berk Green & Naik (1999) examined the optimal investment strategy of the enterprise level, and derive the relationship between the expected return, the book to market of equity, and the firm size which support to the Fama & French three factors. Based on Berk et al (1999), this paper further examines the pricing ability of the book to market of equity and the firm size with change of the life cycle. Take the probability of future investment opportunities arrival is exponential declining into consideration, we derived the firm's value and the firm's expected return. Then we analyze how the pricing factors and the pricing factors' pricing ability change as the life cycle goes on. Theoretical and empirical studies shows, when firm is young, the firm size have significant explanatory to the expected return. As firm become more and more mature, the explanatory power of the firm size to the expected return is monotonic declining, and the results are robust. But our model cannot capture the pricing ability of book to market of equity.

Key Words: Growth Options, Life Cycle, Expected Return, Book to Market, Market Size

一、引言

资产定价一直是现代金融的重要研究内容之一，其核心问题是股票（或证券）的预期收益率由什么因素决定。Sharpe (1964)^[1]、Lintner (1965)^[2]和 Mossin (1966)^[3]等学者的开创性研究发现，股票的预期收益率由股票所承担的系统风险决定²，并提出了资本资产定价模型（简称 CAPM），随后该模型被广泛地应用于企业资本成本的估计以及项目评价。尽

* 基金项目：国家自然科学基金资助项目（71472025；71102054）。

¹ 作者简介：刘浩（1988-），男，湖南人，博士研究生，研究方向为资产定价

曾勇（1963-），男，四川人，博士，电子科技大学经济与管理学院教授，博士生导师

李强（1980-），男，山西人，博士，电子科技大学经济与管理学院副教授

² 股票的系统风险定义为股票收益率序列与市场组合收益率序列的协方差除以市场收益率序列的方差，也称为股票风险对市场总风险的贡献。

管 CAPM 模型简单且经济含义明确，但不能解释随后发现的“企业特征变量”对股票收益率的影响。Basu (1977)^[4]的研究发现在控制企业的系统风险后，企业的盈利市值比率 (E/P) 越高，未来的平均收益率越高。Banz (1981)^[5]则发现小规模的企业相比大规模的企业有较高的收益率，这一结果在控制系统风险后仍然成立。Bhandari (1988)^[6]的研究表明剔除系统风险的影响后，有较高市场杠杆率的企业收益率平均而言要比较低市场杠杆率的企业收益率要高。Stattman (1980)^[7]，Rosenberg, Reid & Lanstein (1985)^[8]的研究发现权益的账面市值比越高的企业相比权益的账面市值比低的企业有着更高的收益率³。Fama & French (1992)^[9]将股票的系统风险、股票权益的账面市值比以及股票的市值规模对预期收益率的联合影响进行了全面的实证检验，发现权益账面市值比高的股票的预期收益率平均而言比权益的账面市值比低的股票的预期收益率要高，而市值规模大的企业的预期收益率平均而言比市值规模小的企业的预期收益率要低，同时他们发现市盈率，杠杆率对股票收益率的影响可以被企业的市值规模和权益的账面市值两个变量比吸收。Fama & French (1993)^[10]则进一步构造账面市值比因子和市值规模因子，提出了著名的 Fama-French 三因素模型，该模型在上世纪 90 年代后成为了资产定价实证分析的基本模型。然而，基于经验证据和实证检验的三因素模型缺乏像资本资产定价模型 (CAPM) 那样的严格理论证明，账面市值比因子和市值规模因子到底反映了企业的何种风险，依然受到众多学者的挑战和质疑。Jegadeesh & Titman (1993)^[11]发现过去 1 到 12 个月收益率较高的股票未来 1 到 12 个月有更高的平均收益率，反之过去 1 到 12 个月收益率较高的股票未来 1 到 12 个月有更低的平均收益率，这类现象称为“短期动量效应”，无法用 Fama-French 三因素模型得到解释。Lakonishok, Shleifer & Vishny (1994)^[12]认为尽管权益的账面市值比对股票预期收益率有显著的正向影响，但权益的账面市值比对收益率的正向影响并不是代表一种风险补偿，而是由错误定价导致的，低账面市值比的企业未来盈余预期好，投资者都倾向于购买这类企业的股票，进而高估这类股票，由于股票一段时间后会回调到基本价值，因而就有低账面市值比的企业未来收益率低的现象；同理高账面市值比的企业未来盈余预期差，投资者都倾向于不购买这类企业的股票，进而低估这类股票，由于股票一段时间后会上升到基本价值，因而就有高账面市值比的企业未来收益率高的现象。

Berk, Green & Naik (1999)^[13]将企业资产分解为在位资产和增长期权两类⁴，在局部均衡框架下，利用定价核技术，建立了企业投资决策与资产时变风险-收益特征的理论联系，并据此导出资产预期收益率与账面市值比和市值规模的关系，从而赋予了 Fama-French 三因素模型中账面市值比因子和规模因子新的理论解释。他们文章的主要思想是考察一个企业随着时间的推移，企业的投资决策如何改变企业两种资产的比例，进而导致风险和未来收益率的变化，尽管他们的文章提到了只有增长期权和只有在位资产⁵的情况下未来收益率的决定因素，但他们的文章并没有直接探讨资产定价的生命周期特征。直观而言，在企业的生命周期进程中，企业未来面临的投资机会整体上会呈减少的趋势，而在位资产因投资机会的不断执行而逐渐累积，因而增长期权在企业价值构成中的相对重要性也相应减弱，本文认为，增长机会在企业价值中的相对重要性随着生命周期的发展而减弱，将导致 Fama-French 三因素

³ 由于这些与“企业特征”相关的变量并不能被 CAPM 模型所解释，而又对预期收益率有影响，因此文献中称为“股票收益异常”。

⁴ 一类是能够直接产生现金流的资产，这类资产称为在位资产，另一类是当前不能产生现金流，而拥有未来在形势好的条件下进行投资的机会，这类资产称为增长期权。

⁵ 这种情况是在位资产累积无穷多，且增长期权占总资产价值的比例几乎为 0。

中的资产定价因子的定价能力也将减弱，具体而言，当企业处在年轻的阶段时，由于投资机会（增长期权）在总资产价值中占比较大（增长期权相对重要），且规模小，那么此时规模因子对预期收益率的影响大；而当企业处于成熟阶段时；由于投资机会（增长期权）在总资产价值中占比较小（增长期权相对不重要），且规模小，那么规模因子对预期收益率的影响小。基于这一推断，本文首先对增长期权影响资产定价的生命周期特征进行理论建模，通过考虑随着时间推移，未来投资机会的到达概率呈现指数衰减的这一特征，进而导出企业价值和企业的预期收益率，并分析指数衰减的快慢如何导致定价因子以及定价因子定价能力的变化，然后进行实证分析，利用 1999 年 12 月-2013 年 12 月的沪深两市 A 股非金融企业数据进行了实证研究，理论和实证研究结果表明随着生命周期的发展，规模因子的定价能力在不断下降，但模型不能反映账面市值比因子的定价能力随生命周期的变化。

论文后续结构安排如下：第二节对增长期权进而投资如何影响资产定价和生命周期理论以及测度的相关文献进行综述和评价；第三节是理论建模，第四节是实证设计，主要介绍数据来源、样本筛选、变量定义和指标测度；第五节进行实证研究，并对结果给予经济解释；最后是结束语。

二、文献综述

我们的研究主要涉及了增长期权进而投资的资产定价理论，企业生命周期理论这两类研究文献。对基于投资的资产定价理论主要是阐述增长期权进而投资如何影响资产定价，特别是 Fama & French 三因素模型定价，而生命周期理论主要是阐述生命周期不同的阶段的企业特征以及生命周期指标的测度，以下对这两类文献分别进行回顾。

2.1、增长期权对系统风险的影响

看待企业资产的角度有很多种，其中一种简单且重要的角度由 Myers (1977)^[14]提出，他将企业总的资产分为两大类，一类是能够直接产生现金流的资产⁶，这类资产称为在位资产，另一类是当前不能产生现金流，而拥有未来在形势好的条件下进行投资的机会，这类资产称为增长期权。由于增长期权的执行可以转化为在位资产，且增长期权本身与在位资产拥有不同的系统风险，因而增长期权的不同形态，不仅会影响企业所面临的系统风险，而且会影响企业总资产的收益率⁷。

已有的研究指出增长期权面临的系统风险要高于在位资产的系统风险，理论上讲，对于特定投资项目而言，其被投资之前的资产形态为增长期权，而被投资之后的资产形态转化为增长期权相应的标的资产，而由于期权的杠杆作用，增长期权的贝塔要高于标的资产的贝塔，Galai & Masulis (1976)^[15]在 Black-Scholes (1973)^[16]的基础上推导出企业的增长期权贝塔值与在位资产贝塔值的关系，并证明企业的增长期权的贝塔值确实大于在位资产的贝塔值。Dechow, Sloan & Soliman (2004)^[17]则认为增长期权相较于在位资产，现金流的收回时间更晚，具有更长的久期，因而增长期权的价值受利率的影响更敏感，从而增长期权有更高的系统风险。在实证层面，Bernardo, Chowdhry & Goyal (2007)^[18]给出的实证结果表明美

⁶ 比如企业的厂房，设备等固定资产。

⁷ 对于一个没有负债的企业而言，总资产的收益率就等于总权益的收益率。

国纳斯达克市场存在增长期权的系统风险高于在位资产的风险，这一结论不受行业的不同，经营杠杆的不同而影响，因此他们建议在估计新创企业的资本成本时应更多的考虑企业的增长期权对定价的影响。此外，Da Guo & Jagannathan (2011)^[19]认为，增长期权的非线性定价是导致传统 CAPM 失效的原因，如果股票收益率和贝塔中增长期权的影响扣除，那么 CAPM 的线性定价模型将继续成立。

2.2、增长期权执行（投资）对资产定价的影响

Cochrane (1991)^[20]从企业层面出发提出了基于投资的资本资产定价理论，这一开创性研究，将公司投资活动与资产定价联系起来，为后续的研究提供了一个新的视角。

从公司投资活动出发，探讨公司特征对风险进而对预期收益率的影响的第一篇文章是 Berk et al. (1999)，他们考虑了企业未来的一系列投资策略如何动态的改变企业总的系统风险进而股票预期收益率，同时他们将权益的账面市值比，市值规模与股票预期收益率结合起来，赋予了 Fama & French (1992, 1993) 三因素新的理论意义。此后，大量的文章对 Berk et al. (1999) 理论模型进行了拓展和完善，并对投资如何影响资产定价提供了经验证据。Gomes Kogan & Zhang (2003)^[21]考虑了一个更一般的股票均衡定价模型，他们指出规模和账面市值比与回归错误估计的真实条件贝塔系数有关，因为对截面上股票收益具有解释力，同时他们认为增长期权较在位资产更具风险，这意味着资本支出（执行增长期权）与随后股票收益之间应具有负向关系，Carlson, Fisher & Giammarino (2004)^[22]的研究表明公司历史投资和当前产品市场的需求的变化导致了资产贝塔的变化，进而导致了预期收益率的变化。

在实证方面，Anderson & Garcia (2006)^[23]对 Berk et al. (1999) 关于投资与资产风险-收益时变特征的关系进行了直接检验，他们研究了资本支出对账面市值比和企业规模，进而随后股票收益率的影响，为 Berk et al. (1999) 的文章提供的经验依据，他们的研究发现账面市值比和企业规模与企业的投资支出有关，利用 Fama & French (1992) 的方法构造投资组合，他们发现资本支出随着账面市值比的增加而下降，同时随着企业规模的增大也下降，进一步他们发现账面市值比低，规模大的组合在组合构造的前三年投资支出就开始增加，而投资支出的增加（资本支出）代表了增长期权的执行的越多，进而降低了企业现金流的系统风险了，从而降低了股票预期收益率。由于资本支出的自然结果是企业账面资产规模的增加，因此资本支出相伴的资产增长也对股票预期收益具有负向影响，Cooper, Gulen & Schill (2008)^[24]对此给出了实证证据的支撑。

Cooper & Priestley (2011)^[25]对增长期权执行后系统风险下降进而收益率下降这一标准的实物期权理论解释进行了检验，发现投资后确实是系统风险下降而导致收益率下降。而 Liu, Whited & Zhang (2009)^[26]则用托宾 Q 理论解释这一现象⁸，他们认为当企业增加 1 个单位的投资所带来成本与获得的收益相等时，即为企业的最优投资临界点，其他条件不变，低贴现率（股票收益率）的企业投资产生的 NPV 高，因而会增加投资，而高贴现率（收益率）的企业投资产生的 NPV 低，因此投资会减少，这就导致了投资-收益负相关关系。

2.3、生命周期理论及测度

⁸ 这一解释的相关拓展研究见 Li, Livdanw & Zhang (2009); Chen & Zhang (2010); Hou, Xue & Zhang (2014)^[27-29]。

早期生命周期的研究主要集中在生命周期阶段的划分方面,并形成了两种主要的划分方式,第一种是基于财务数据综合打分方法,按综合指标打分的高低确定生命周期阶段,主要思想是企业在生命周期的不同阶段,其财务数据伴随着不同的特征,当企业处在成长期时,由于未来成长机会多,且企业自有资金有限,因此这一阶段企业财务指标表现的特征为投资增长率高,销售增长率高,股利支付率低,留存收益率低。当企业处在衰老期时,未来成长机会少,且因前期累积的利润较丰厚,因此这一阶段企业财务指标表现的特征为投资增长率低,销售增长率低,股利支付率高,留存收益率高。Anthony & Ramesh (1992)^[30]用销售收入增长,股利支付率,资本支出及企业成立年龄等变量通过综合打分的方法将企业的生命周期分为成长,成熟和衰退三个阶段⁹,Bens, Nagar & Wong (2002)^[32]等学者则利用销售增长率,资本支出率,市值账面比以及企业研发支出等变量综合打分划分企业生命周期。第二种是基于现金流组合(即净经营现金流,净筹资现金流和净融资现金流)分组的方式确定生命周期阶段,Dickinson (2006)^[33]利用不同现金流特征组合对生命周期进行了划分,他们将企业生命周期分为五个阶段,分别为导入期,成长期,成熟期,动荡期和衰退期,在导入期,企业刚起步,净经营现金流和净投资现金流为负、净筹资现金流为正;在成长期,企业有较多的成长机会,此时投资量大,因而净经营现金流为正、净投资现金流为负、净筹资现金流为正;企业进入成熟期后,累计利润不断增加,但因成长机会减少,投资活动下降,该阶段净经营现金流仍为正但盈利能力下降,净投资现金流和净筹资现金流均为负;在动荡期三种净现金流无法预测;当企业进入衰退期后,整体处于下降状态,净经营现金流为负、净投资活动现金流为正。此外中国学者孙建强(2003)^[34],宋常(2010)^[35]也对中国企业的生命周期的阶段进行了划分。

在确定了生命周期不同阶段的划分方式后,各学者的研究主要讨论了在不同的生命周期阶段,企业的投资效率,资本结构,股利政策以及公司治理能力等方面的差异¹⁰,其中一个重要且稳健的发现是企业的股利决策和股利支付具有生命周期的特征。直观而言,年轻的运营时间短的企业一般面临较多的投资机会而缺乏执行机会的资金,而成熟的运营时间长的企业具有充裕的资金但缺乏诱人的投资机会,这一特征使得成熟的企业更有可能发放股利。Fama & French (2001)^[40]以及 DeAngelo, DeAngelo & Stulz (2006)^[41]对这一现象提出了股利政策的生命周期解释。Fama & French (2001)的研究发现,当前具有较高的盈利能力且成长性较低的企业倾向发放股利,这些企业通常比较成熟(规模较大),相反,当前具有较低的盈利能力或较高的成长性的企业倾向不发放股利,这些企业通常比较年轻(规模较小)。DeAngelo et al. (2006)的研究发现留存比率高的企业下一期越有可能发放股利,这些企业一般比较成熟,而留存比率低的企业越有可能不发放股利,这些企业一般比较年轻,在控制了影响股利发放可能性的其他变量之后,留存比率对下一期股利发放的概率依然有显著的正向影响。在 DeAngelo et al. (2006)之后,国内众多学者通过对中国市场的研究也发现留存比率与下一期股利发放可能性也存在显著的正向影响(徐腊平,2009;刘阳等,2013)^[42-43],这一结论表明,留存比率的高低可以一定程度用以判断和测度企业所处的生命周期阶段,留存比率越高代表企业越成熟,留存比率越低代表企业越年轻。

⁹ 张俊瑞(2009)^[31]利用此种方法对中国企业的生命周期进行了划分。

¹⁰ 参见李跃亚等(2012),王小芳等(2004),宋福铁等(2010),李云鹤等(2011)^[36-39]

三、模型

3.1、模型描述

3.1.1、技术

企业在一系列离散时间点上生产和经营，在每一期时刻 $t \in \{0, 1, 2, \dots\}$ 可能有一个投资机会到达，这个投资机会定义为一份欧式看涨期权，企业管理者必须要在投资机会到达的时刻决定是否执行，如果执行，那么需要投资成本为 I ，投资后每一个时刻将产生一笔现金流，假设 j 时刻到达且执行的项目在 t 时刻的现金流为 $C_j(t)$ ，满足如下过程：

$$C_j(t) = I \exp\left[\bar{C} - \frac{1}{2}\sigma_j^2 + \sigma_j \varepsilon_j(t)\right] \quad (1)$$

其中： \bar{C} 代表项目产生的平均现金流， σ_j 表示现金流的标准差， $\{\varepsilon_j(t), t > j\}$ 代表现金流受到的外部冲击，是序列独立的标准正态分布。

定义项目是否到达的指示函数： $\{\chi(j)\}_{j=0}^{\infty}$ ， $\chi(j) = 1$ 时表示项目到达， $\chi(j) = 0$ 表示项目没有到达，且随着时间的推移项目的到达概率呈指数衰减趋势¹¹：

$$\chi(j) = \begin{cases} 1 & e^{-\lambda j} \\ 0 & 1 - e^{-\lambda j} \end{cases} \quad (2)$$

已经投资的项目随着时间推移可能会死亡，为了刻画项目死亡，定义一系列指示函数： $\{\chi_j(t), t \geq j\}_{j=0}^{\infty}$ ，代表 j 时刻到达的项目在 t 时刻是否存活， $\chi_j(t) = 1$ 表示 j 时刻到达的项目在 t 时刻存活， $\chi_j(t) = 0$ 表示 j 时刻到达的项目在 t 时刻死亡。假设：

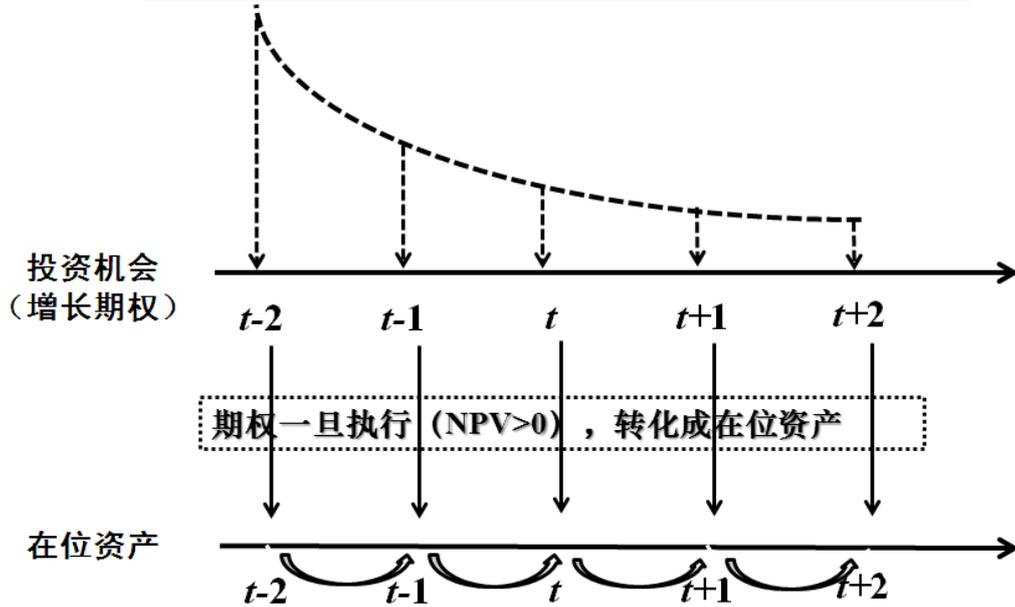
$$\chi_j(t+1) = \chi_j(t) Y_j(t+1) \quad (3)$$

$Y_j(t+1) = 1$ 概率为 π ， $Y_j(t+1) = 0$ 概率为 $1 - \pi$ ， $\{Y_j(t), t > j\}_{j=0}^{\infty}$ 是序列独立的二项分布序列。为了技术上方便，定义 j 时刻执行的项目在 j 时刻不会立即死亡，即 $\chi_j(j) = 1$ 。

下图给出了随生命周期的进展企业面临的投资决策的一般框架：

¹¹ 一般而言，企业的投资机会随着时间的推移将衰减，即成熟的企业和年轻的企业未来面临的投资机会不一样，这里考虑呈指数衰减主要是为了数学上容易处理。

每个时点可能分布一个投资机会，出现的概率随着时间呈指数衰减，衰减速率为 λ ，一旦到达且投资所需投资额为 I 。



3.1.2、定价核

我们假设定价核 $\{m_t\}_{t=1}^{\infty}$ 服从离散时间几何布朗运动：

$$m(t+1) = m(t) \exp\left[-r - \frac{1}{2}\sigma_m^2 + \sigma_m\zeta(t+1)\right] \quad (4)$$

其中： r 代表无风险利率， σ_m 表示定价核的标准差， $\{\zeta(t)\}_{t=1}^{\infty}$ 代表定价核受到的外部冲击，是序列独立的标准正态分布。且定义当前的定价核为 $m(0) = 1$ 。

3.1.3、系统风险

定义每个项目现金流的系统风险为项目的现金流与定价核的协方差，即：

$$\beta_j \equiv \sigma_j \sigma_m \text{cov}(\varepsilon_j(t), \zeta(t)) \quad (5)$$

3.2、企业价值

3.2.1、在位资产价值

企业 t 时刻在位资产的价值 $V^{AIP}(t)$ 由所有在 t 时刻之前（包括 t 时刻）投资且在 t 时刻存活的项目价值 $V_j(t)$ ， $j=1,2,3,\dots,t$ 加总得到：

$$V^{AIP}(t) = \sum_{j=0}^t V_j(t) \chi(j) \chi_j(t) \quad (6)$$

由于从 0 时刻到 t 时刻每一个离散时刻点上投资机会的到达是随机的，因而上述在位资产的价值只是一次实现值，考虑投资机会到达概率后，我们可以计算在位资产的平均价值：

$$\bar{V}^{AIP}(t) = \sum_{j=0}^t E[e^{-\lambda j} V_j(t) \chi_j(t)] \quad (7)$$

而 j ($j=1, 2, \dots, t$) 时刻到达且执行的项目在 t 时刻的价值为 t 时刻之后每期产生的现金流折现得到:

$$V_j(t) = E_t \left[\sum_{s=t+1}^{\infty} \frac{z(s)}{z(t)} C_j(s) \chi_j(s) \right] \quad (8)$$

在位资产价值的计算及结果参见附录 A1, (9) 式给出了一个项目价值的结果, (10) 式给出了在位资产的价值表达式, 对于每个项目来说, 未来现金流的系统风险越高, 投资项目的价值越低, 而在位资产总的价值不仅与在位资产中包含的项目个数 $n(t)$ 有关, 而且也与在位资产中包含的所有项目现金流的平均系统风险有关, 在位资产现金流平均的系统风险越高, 累积的存活项目个数越少, 在位资产的价值越低。

$$V_j(t) = I e^{(\bar{C} - \beta_j)} \frac{\pi}{e^r - \pi} \quad (9)$$

$$V^{AIP}(t) = \bar{b}(t) e^{\bar{C} - \beta(t)} \frac{\pi}{e^r - \pi} \quad (10)$$

$$\text{定义: } \beta(t) \equiv -\ln \left[\sum_{j=0}^t e^{-\lambda j - \beta_j} \chi_j(t) / n(t) \right], \quad \bar{b}(t) \equiv I \bar{n}(t), \quad n(t) \equiv \sum_{j=0}^t e^{-\lambda j} \chi_j(t)$$

其中, \bar{C} 是平均现金流, $\beta(t)$ 代表 t 时刻之前到达的项目产生的现金流的系统风险的加权平均, $\bar{n}(t)$ 为 t 时刻平均到达且存活的项目个数。 r 为无风险利率, π 为项目存活概率。 $\bar{b}(t)$ 代表到 t 时刻为止累计存活项目的账面价值。

3.2.2、增长期权价值

企业在 t 时刻增长期权的总价值 $V^{GO}(t)$ 由 t 时刻之后每一个时刻到达的投资机会的价值折现到 t 时刻加总得到:

$$V^{GO}(t) = E_t \left[\sum_{s=t+1}^{\infty} e^{-\lambda s} \frac{z(s)}{z(t)} \max(V_s(s) - I, 0) \right] \quad (11)$$

其中, $V_s(s)$ 为 s 时刻产生的投资机会在 s 时刻的价值, 式子中反应了未来投资机会随着时间的推移项目到达的概率呈指数衰减这一特征, 衰减速率为 λ 。

增长期权价值的计算及结果参见附录 A2, (12) 式给出了增长期权的结果, 可以看到若未来投资机会衰减速率慢 (λ 小), 无风险收益率越低, 那么未来增长期权的价值越大。

$$V^{GO}(t) = \frac{Ie^{-\lambda t}}{e^{\lambda+r} - 1} J^*(\beta) \quad (12)$$

其中： $J^*(\beta) = E_{\beta} \left\{ \max(e^{(\bar{c}-\beta)} \frac{\pi}{e^r - \pi} - 1, 0) \right\}$ ， β 为未来投资机会的系统风险，设定

为外生的。

3.3、企业总价值

企业 t 时刻的总价值等于在位资产价值与增长期权价值之和。

$$P(t) = \bar{V}^{AIP}(t) + V^{GO}(t) \quad (12)$$

3.4、企业预期收益率

企业 t 时刻的预期收益率等于 $t+1$ 时刻企业的总价值（包括在位资产价值的价值与增长期权的价值之和）加上 $t+1$ 时刻所有存活的项目产生的现金流之和除以 t 时刻企业的总价值。

$$E_t(1+R_{t+1}) = \frac{P(t+1) + E_t[\sum_{j=0}^t C_j(t+1)\chi(j)\chi_j(t+1)]}{P(t)} \quad (13)$$

企业预期收益率的计算及结果参见附录 A3。

$$E_t(1+R_{t+1}) = \pi + \pi e^{\bar{c}} \frac{\bar{b}(t)}{P(t)} + K \left[\frac{(e^r - \pi)e^{-\lambda t}}{e^{\lambda+r} - 1} \right] \frac{1}{P(t)} \quad (14)$$

$$\text{其中： } K \equiv IE_{\beta}[\max(e^{\bar{c}-\beta} \frac{\pi}{e^r - \pi} - 1, 0)]$$

为了考查规模定价因子的定价能力随生命周期以及投资机会衰减的快慢 λ 的变化，定

义， $M(t, \lambda) = -\frac{(e^r - \pi)e^{-\lambda t}}{e^{\lambda+r} - 1}$ ，那么（14）式将变为（15）式，

$$E_t(1+R_{t+1}) = \pi + \pi e^{\bar{c}} \frac{\bar{b}(t)}{P(t)} + KM(t, \lambda) \left(-\frac{1}{P(t)} \right) \quad (15)$$

（15）式为 Fama-French 三因素中的两个可测度的定价因子（规模¹²和账面市值比），贝塔因子被包含在市场价值中，与规模和账面市值比都有关，因而在该模型中贝塔的解释力被规模和账面市值比吸收。由于模型中账面市值比前面的系数与时间和衰减概率无关，是常数，

¹² 考虑到规模对预期收益率的影响为负，因此将规模表示为规模倒数的相反数，这样做的目的一是保持等式左右两边的量纲一致，二是要反映出规模回归系数为负数，三是借鉴了 Pastor & Veronies（2003）^[44]研究 AGE 对 M/B 的影响，他们将 AGE 变量用 $-1/(1+AGE)$ 代替。

因此我们主要考察规模因子的解释力随生命周期和衰减速率的变化：

1、 $M(t, \lambda)$ 对 t 求偏导有：

$$\frac{\partial |M(t, \lambda)|}{\partial t} = \frac{-\lambda(e^r - \pi)e^{-\lambda t}}{e^{\lambda+r} - 1} < 0 \quad (16)$$

结论 1：规模因子的解释力随 t 的增加而下降。

2、 $M(t, \lambda)$ 对 λ 求偏导有：

$$\frac{\partial |M(t, \lambda)|}{\partial \lambda} = \frac{(e^r - \pi)e^{-\lambda t} [-t(e^{\lambda+r} - 1) - e^{\lambda+r}]}{(e^{\lambda+r} - 1)^2} < 0 \quad (17)$$

结论 2：规模因子的解释力随 λ 的增加而下降。

四、实证设计

4.1、数据来源与样本选取

本文选取 1999 年 12 月-2013 年 12 月期间沪深两市的 A 股上市企业为研究样本，并对样本进行如下筛选：（1）剔除 41 家金融类企业，因为金融类企业的资本结构和主营业务与一般企业完全不同，同样负债率的非金融企业已处于破产状态；（2）剔除 101 家退市企业，因为退市企业在退市前几年数据异常；（3）在回归时，剔除 478 家上市小于 3 年的数据，因为需要利用三年的月度收益率数据估计贝塔值。筛选后共获得 2094 家企业 20275 个年样本数据，这部分样本本文称为全样本。本文所用的收益率数据，财务报表数据来源于 CSMAR 数据库，月度贝塔数据来源于 RESSET 数据库。

考虑到企业股票被 ST，*ST，发生重大资产重组可能改变生命周期进程¹³，以及企业上市时间过短可能反映不出生命周期的特征，因此本文在全样本的基础上进一步筛选：选取在 2000 年 12 月 31 日之前上市，同时在 2000 年-2013 年间一直存活，没有数据缺失，且期间没有发生重大资产重组也没有被 ST，*ST 的企业¹⁴，符合条件的企业共 498 家 6972 个年样本数据，这部分样本本文称为固定样本。

4.2、变量定义及指标测度

本文的关键变量为生命周期变量，一个直观的衡量生命周期的变量为企业上市年龄，但我们在研究中发现企业上市年龄并不是一个很好的衡量生命周期的变量，原因在于每个企业对自身来说，随着上市年龄的增长，总体而言企业越来越成熟，但企业年龄并不适合做横向比较，一个年龄大的企业（如 10 岁）并不一定比一个年龄小的企业（如 2 岁）成熟，因为企业所处的行业，市场环境等很有可能导致年龄小的企业表现出成熟企业所拥有的特征¹⁵。基于股利政策的生命周期假说认为，年轻的运营时间短的企业一般面临较多的投资机会而缺

¹³ 比如企业发生重大资产重组后，主营业务改变，成为一个新的公司从而进入一个新的生命周期。

¹⁴ ST，*ST 股票共 462 家，重大资产重组 62 家。

¹⁵ 此外还存在数据处理上的技术问题，如果按上市时间四舍五入取整计算企业年龄，那么企业年龄最小的为 0 岁，而最大的企业上市年龄也只有 25 岁，企业年龄变异性小，且每年都有很多企业上市，导致我们的样本中年龄小的企业很多，而年龄大的企业很少，这在分组研究时将出现很多问题，进而导致结果与其他生命周期指标衡量的结果偏差很大。

乏执行机会的资金，而成熟的运营时间长的企业具有充裕的资金但缺乏诱人的投资机会，这一特征使得成熟的企业更有可能发放股利。DeAngelo et al (2006) 研究发现留存比率（留存收益/总资产，留存收益/总权益）越高的企业，下一期越有可能发放股利，即使控制了影响企业下一期发放股利可能性的所有其他的变量后，留存比率与下一期股利发放的可能性的正相关关系依然非常显著，因此，越成熟的企业，一般而言留存比率越高。宋常（2010）运用财务综合指标打分法，现金流分类组合分析法和销售与资本支出曲线趋势变化法对我国 A 股上市公司的生命周期进行定量划分发现，随着生命周期趋于成熟，留存比率越大，此外我国大批学者的研究也发现，留存比率是衡量企业生命周期的一个比较好的指标（徐腊平，2009；宋福铁等，2010；刘阳等，2013），因此本文采用留存比率作为生命周期的衡量指标。对于企业未来投资机会多少的衡量，Grullon et al (2012)^[45]用当前总资产的账面价值代表未来增长期权的多少，总资产的账面价值越大，代表当前已执行的增长较多，进而未来的增长机会相对较少。表 1 给出了本文的主要变量。

表 1 变量定义及说明

变量	变量说明
RT/TA	t 时期企业的留存比率，计算方法用盈余公积加上未分配利润，然后除以总资产的账面价值，衡量企业的生命周期指标。
RT/TE	t 时期企业的留存比率，计算方法为盈余公积加上未分配利润，然后除以权益的账面价值，衡量企业的生命周期指标。
Basset	t 时期企业的总资产账面价值。
Capt_gr3	t 时期企业未来三年的平均投资增长率，未来投资机会衰减快慢的代理变量，未来三年的平均投资增长率低，代表未来投资机会衰减快，反之越慢。其中投资增长率 = $(t$ 期购买固定资产，无形资产和其他长期资产所支付的现金 - $t-1$ 期购买固定资产，无形资产和其他长期资产所支付的现金) / $t-1$ 期购买固定资产，无形资产和其他长期资产所支付的现金。
BM	t 时期企业权益的账面市值比。用总权益的账面价值除以总权益的市值。
Size	t 时期企业规模，用企业的总市值衡量。
Beta	月个股贝塔值。计算方法是利用每只股票前 36 个月的收益率对市场超额收益率回归，然后逐月滚动估计得到。
Beta_mkt, Beta_smb, Beta_hml	月度三因素因子载荷，计算方法是利用每只股票前 36 个月的收益率对市场超额收益率，规模因子(SMB)和账面市值比因子(HML)回归，然后逐月滚动估计得到。

五、实证检验与结果

5.1、描述性统计

5.1.1、留存比率随企业生命周期的变化趋势

随着日历时间的推移，企业平均而言会逐渐趋于成熟，从而留存比率越来越高。图 1 给出了全样本留存比率随随日历时间的变化图，作为对比，我们也给出了留存比率随企业上

市年龄的变化，如图 2。

图 1 结果显示：无论是 RT/TA 还是 RT/TE 测度留存比率，二者的中位数和均值都随着企业日历时间的推移而整体上呈上升趋势，而图 2 的留存比率（RT/TA）随着企业上市年龄却呈现先下降后上升的趋势，原因有两点：第一，我国一些新上市的企业可能很成熟，比如在我国很多央企和国企在上市前已经发展多年而累积了丰厚的利润，导致当它们刚上市几年，它们的留存比率很高。第二，一些企业为了上市，在上市前将其在几年后才收到的利润计入财务报表，因此上市初期利润非常高，而几年后利润直线下跌，这类企业的股票因此容易被 ST，*ST，这也导致留存比率上市后有下降趋势，因此作为对比，附录 B1 给出了固定样本的留存比率随企业生命周期的变化趋势，当 ST，*ST 等股票被剔除后，结果也显示留存比率随企业上市年龄的增加而增加。

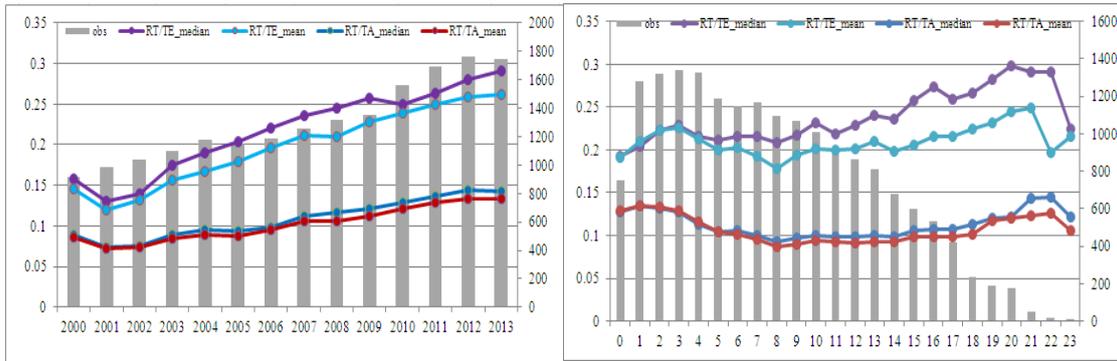


图 1：全样本，日历时间

图 2：全样本，企业上市年龄

5.1.2、市值账面比、企业规模与生命周期的描述性统计

企业的账面市值比和市值规模作为定价因子，我们需要考察其生命周期特征，借鉴 DeAngelo et al. (2006) 的分组方法，每年年底按留存比率分为七组，留存比率分组区间分别为 <0 , $[0,0.1)$, $[0.1,0.2)$, $[0.2,0.3)$, $[0.3,0.4)$, $[0.4,0.5)$, ≥ 0.5 (本文称为绝对分组方法)，分别统计每组内的企业权益市值账面比和企业规模的平均值 (中位数)，然后将各个组合得到的结果在时间序列上取平均值 (中位数)，表 2 给出了按留存比率分组全样本的描述性统计结果，OBS 表示每组的观测值，Size 表示企业总的市值规模，MB 表示企业的市值账面比，从表 2 可以看出，无论是利用 RT/TA 还是 RT/TE 衡量生命周期，企业的市值规模随着生命周期的发展而不断增大，即企业越成熟，总市值规模越大。而随着企业不断成熟 (RT/TA 增加)，市值账面比整体而言先下降后上升，呈现 U 型变化¹⁶。

表 2 留存比率分组下定价因子 (市值账面比和市值规模) 的变化规律

		RT/TA						
		<0	[0,0.1)	[0.1,0.2)	[0.2,0.3)	[0.3,0.4)	[0.4,0.5)	≥ 0.5
OBS		2941	6325	7066	2746	832	233	122
Size	Mean	14.333	14.874	14.975	15.210	15.647	16.080	16.342
	median	14.246	14.725	14.828	15.052	15.496	15.962	16.287

¹⁶ 在利用 RT/TE 衡量生命周期的全样本中，在留存比率大于 0.5 时，MB 的均值为 -6.710，主要原因是在 2095 家企业中有权益的账面市值小于 0 的企业，其中有一个企业的 MB 为 -679，其留存比率为 $629 > 0.5$ ，还有一些企业的 MB 为 -50 左右，留存比率远远大于 0.5，导致结果为负。

MB	Mean	9.217	3.075	3.167	3.381	3.845	3.767	5.001
	median	4.692	2.654	2.753	2.891	3.272	3.160	3.354
		RT/TE						
		<0	[0,0.1)	[0.1,0.2)	[0.2,0.3)	[0.3,0.4)	[0.4,0.5)	≥0.5
OBS		2757	1943	4284	4766	3213	1827	1454
Size	Mean	14.359	14.729	14.806	14.907	15.118	15.388	15.174
	median	14.265	14.606	14.671	14.777	14.979	15.254	14.950
MB	Mean	11.249	3.258	3.068	3.187	3.239	3.402	-6.710
	median	4.880	2.822	2.688	2.755	2.785	2.883	1.546

5.1.3、因子载荷与留存比率关系的描述性统计

从式(15)可以看出,企业的预期收益率与权益的账面市值比以及企业的市值规模有关,这与 Fama-French (1993) 的实证结果一致,且在该模型中可以看到账面市值比的解释力不随生命周期的改变而改变,而企业市值规模的解释力随着生命周期的改变而改变,因为随着生命周期的发展,投资机会占总资产的比例越少,模型中企业规模前面的系数将越来越小。基于以上推断,我们可以考察规模前面的系数(也就是规模的因子载荷)随着生命周期的变化规律。

我们首先利用 Fama-French 三因素模型估计三因素的因子载荷,具体方法:对于每支股票,用该月之前 36 个月 ($t-35$ 至 t) 的个股考虑现金红利再投资的超额收益率对综合 A 股市场超额收益率,规模因子 (SM6B) 以及账面市值比因子 (HML) 回归,然后逐月滚动估计,得到每支股票每个月的三因素因子载荷, Beta_mkt 是市场因子载荷, Beta_smb 是规模因子载荷, Beta_hml 是账面市值比因子载荷。得到因子载荷后,我们再按留存比率 (RT/TA, RT/TE) 进行绝对分组方法分组,考查三种因子载荷随生命周期的变化,表 3 给出了留存比率分组下三因素模型因子载荷的描述性统计及差异性检验。从表 3 可以看到, RT/TA 分组下规模因子的因子载荷随着生命周期的发展总体上呈下降趋势, beta_smb 均值(中位数)从 1.042 (1.131) 下降到 0.094 (0.122), beta_smb 的值降低了 0.949 (1.009), 且高低组均值(中位数)存在显著的差异 (t 值高度显著), 在 RT/TA 大于 0.4 后 beta_smb 的值有所回升,原因是组内观测值较少,当观测值增加后这种回升将消失,用 RT/TE 分组的结果印证了这一点, beta_smb 均值(中位数)从 1.020 (1.106) 单调下降到 0.367 (0.363), 且高低组差异高度显著(均值的 $t=16.15$, 中位数的 $t=403$), 这说明年轻的企业规模变量前的系数大,对预期收益率有较强的解释力,而成熟的企业规模变量前的系数小,对预期收益率有较弱的解释力,与模型预结果预示一致。对于市场因子载荷 beta_mkt , 当 RT/TA 衡量生命周期时,市场因子载荷和账面市值比因子载荷的均值(中位数)总体上呈下降趋势,但这种规律当用 RT/TE 衡量生命周期时就不存在,原因于前所述,留存比率高的组合观测值过少。因此通过对因子载荷的直接检验,我们发现规模因子载荷对预期收益率的解释力具有生命周期的特征。

表 3 留存比率分组下三因素模型因子载荷的描述性统计及差异性检验

Sort by RT/TA			
	Beta_mkt	Beta_smb	Beta_hml
obs	Mean(median)	Mean(median)	Mean(median)

total	15633	1.042(1.019)	0.641(0.695)	-0.085(0.012)
<0	2818	1.083(1.047)	1.042(1.131)	-0.203(-0.058)
[0,0.1)	4848	1.057(1.033)	0.640(0.699)	-0.048(0.052)
[0.1,0.2)	4961	1.034(1.017)	0.547(0.583)	-0.005(0.055)
[0.2,0.3)	1996	1.010(0.983)	0.464(0.491)	-0.135(-0.035)
[0.3,0.4)	678	0.963(0.936)	0.355(0.383)	-0.182(-0.097)
[0.4,0.5)	215	0.957(0.944)	0.440(0.409)	-0.220(-0.145)
>0.5	117	0.950(0.871)	0.094(0.122)	-0.533(-0.473)
Low-High		0.133 ^{***} (0.148 ^{***})	0.949 ^{***} (1.009 ^{***})	0.330 [*] (0.485 ^{***})
T-stat		3.62(12.16)	7.81(76.93)	1.91(10.88)

Sort by RT/TE

		Beta_mkt	Beta_smb	Beta_hml
	obs	mean(median)	Mean(median)	Mean(median)
total	15633	1.042(1.019)	0.641(0.695)	-0.085(0.012)
<0	2648	1.083(1.048)	1.020(1.106)	-0.190(-0.045)
[0,0.1)	1377	1.062(1.030)	0.752(0.805)	-0.156(-0.027)
[0.1,0.2)	2864	1.031(1.014)	0.635(0.678)	0.004(0.069)
[0.2,0.3)	3276	1.022(1.010)	0.599(0.636)	0.005(0.074)
[0.3,0.4)	2499	1.011(0.994)	0.535(0.575)	-0.034(0.012)
[0.4,0.5)	1602	1.052(1.019)	0.416(0.473)	-0.129(-0.028)
>0.5	1367	1.059(1.046)	0.367(0.363)	-0.259(-0.107)
Low-High		0.024(0.002)	0.653 ^{***} (0.743 ^{***})	0.070(0.062 ^{**})
T-stat		1.61(0.024)	16.15(403)	1.17(2.63)

式(16)预示着,规模因子对收益率的解释力会随着生命周期的发展(留存比率的增加)而下降,式(17)则预示着,规模因子的解释力在投资机会衰减慢的企业中强,进一步,随着生命周期下降趋势会在那些总资产账面价值比较大的企业表现得更明显,即未来投资机会少(资产的账面价值大)的企业,随着生命周期的发展规模的解释力下降得越来越快;同理,未来投资机会少的企业相较于投资机会多的企业而言,规模因子的解释力越弱,这种规律会随着生命周期的发展表现得越来越明显,即同样是成熟的企业,未来投资机会越少,规模因子的解释力能力越差。表4给出了留存比率与总资产账面价值二维分组下规模因子载荷的描述性统计结果,与理论预示一致,首先随着生命周期的发展,规模因子载荷除了在总资产账面价值较小的组不是单调下降外,其余的组都是单调下降,如RT/TA分组下,在big组,规模因子载荷的均值(中位数)从0.642(0.641)下降到-0.349(-0.349),下降幅度为0.991(0.99),进一步,我们可以看到,随着生命周期的发展,规模因子载荷在未来投资机会最少的(总资产的账面价值)企业组下降得最快,而随着未来投资机会的下降不断,规模因子载荷在成熟的企业组下降得最快,下降幅度为1.699(1.706)。因此,二维分组的结果显示,越成熟的企业,资产账面价值越大的企业规模因子对预期收益率的解释力越若。

表4 留存比率与总资产账面价值二维分组下规模因子载荷的描述性统计

总资产的账面价值分组
均值

		(中位数)					
		small	2	3	4	big	small-big
RT/TA 分组	<0	1.242	1.151	1.037	0.878	0.642	0.6***
	(young)	(1.308)	(1.205)	(1.084)	(0.884)	(0.641)	(0.667***)
	[0,0.1)	1.081	0.969	0.892	0.764	0.328	0.753***
		(1.055)	(0.947)	(0.878)	(0.788)	(0.377)	(0.678***)
	[0.1,0.2)	0.988	0.848	0.734	0.536	0.067	0.921***
		(0.981)	(0.857)	(0.739)	(0.574)	(0.049)	(0.932***)
	[0.2,0.3)	1.04	0.734	0.437	0.267	-0.163	1.203***
		(0.959)	(0.785)	(0.432)	(0.267)	(-0.143)	(1.102***)
	>=0.3	1.35	0.545	0.318	0.118	-0.349	1.699***
	(mature)	(1.357)	(0.556)	(0.328)	(0.133)	(-0.349)	(1.706***)
young-mature	-0.108	0.606***	0.719***	0.76***	0.991***		
	(-0.049)	(0.649***)	(0.756***)	(0.751***)	(0.99***)		
RT/TE 分组	<0	1.242	1.149	1.035	0.88	0.641	0.601***
	(young)	(1.308)	(1.19)	(1.074)	(0.89)	(0.63)	(0.678***)
	[0,0.1)	1.09	0.972	0.904	0.82	0.318	0.772***
		(1.056)	(0.983)	(0.888)	(0.85)	(0.378)	(0.678***)
	[0.1,0.2)	1.033	0.914	0.813	0.702	0.374	0.659***
		(1.031)	(0.941)	(0.827)	(0.717)	(0.4)	(0.631***)
	[0.2,0.3)	1.003	0.86	0.752	0.638	0.135	0.868***
		(0.987)	(0.873)	(0.775)	(0.674)	(0.165)	(0.822***)
	>=0.3	1.232	0.761	0.558	0.363	-0.089	1.321***
	(mature)	(1.147)	(0.79)	(0.594)	(0.366)	(-0.105)	(1.252***)
young-mature	0.01	0.388***	0.477***	0.517***	0.73***		
	(0.161***)	(0.4***)	(0.48***)	(0.524***)	(0.735***)		

5.2、多元回归分析

为了进一步考查三因素对股票预期收益率影响的生命周期特征，该部分进行回归分析，回归分析分为两部分：首先利用 FM 两步法分析市场贝塔值，企业市值规模和账面市值比对股票预期收益率的影响的生命周期特征，主要做法是：首先每年年底（ t 年 12 月末）按照留存比率（RT/TA, RT/TE）进行绝对分组，在每一组内，用下一年的每月的月度收益率数据对市场贝塔值，市值规模和账面市值比回归，得到回归系数，然后将个月回归系数在时间序列上平均，并且进行 t 检验。第二部分为股票预期收益率的时间序列分析，方法是每年年底（ t 年 12 月末）按留存比率进行绝对分组，并构造 7 个投资组合，计算该组合下一年每个月的总市值加权平均收益率，这样每个组合将得到 14 年共 168 个月的组合收益率，然后用组合收益率对三因素（ $R_m - R_f$, smb , hml ）进行时间序列回归，得到回归系数进行分析。

5.2.1、横截面回归（FM 两步法）

表 4 给出了留存比率绝对方法分组的结果。模型 1 给出了全样本下个股贝塔值，账面市值比和企业规模对股票预期收益率的回归结果，与已有的研究一致（Fama & French, 1992），

账面市值比对预期收益率有显著的正向影响 ($t=2.49$), 而企业市值规模对预期收益率有显著的负向影响($t=-2.57$)。模型 2 到模型 4 是按 RT/TA 分组的结果, 模型 5 到模型 7 是按 RT/TE 分组的结果, 考虑到横截面样本过少的情况下回归系数易收到极端值影响而产生较大的偏差, 因此本文先将样本分为两组讨论, 分别按照 RT/TA 和 RT/TE 的中位数将样本分为两组, 小于中位数的组视为相对年轻的样本, 大于中位数的组视为相对成熟的样本, 从结果可以看到无论是按 RT/TA 分组还是 RT/TE 分组, 年轻组的账面市值比的回归系数和企业规模的回归系数都要比成熟组的回归系数高 (账面市值比的回归系数从 0.041 下降到 0.025, 规模回归系数的绝对值从 0.051 下降到 0.034), 且年轻组的回归系数的显著性也比成熟组的回归系数的显著性高, 个股贝塔值始终对预期收益率没有显著的影响的主要原因可能是市值规模和账面市值比吸收了贝塔值的解释力。

表 5: 留存比率绝对分组

每年将留存比率按中位数分为两组 (RT/TA 大于 0.1 和小于 0.1, RT/TE 大于 0.23 和小于 0.23)。Beta 是用滞后 36 个月的个股收益率对滞后 36 个月的综合 A 股市场指数收益率回归得到, $\log(\text{BM})$ 是权益的账面市值比的对数, $\log(\text{equity value})$ 是总权益市场价值的对数, OBS 为回归总观测数, Sample 为每月平均样本数, Month 为月份数, RT/TA 和 RT/TE 是企业的留存比率。

	RT/TA			RT/TE	
	全样本	<0.1	>=0.1	<0.23	>=0.23
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
beta	-0.0027 (-1.36)	-0.0003 (-0.17)	-0.0042 (-1.55)	-0.0012 (-0.66)	-0.0031 (-1.12)
$\log(\text{BM})$	0.0035** (2.49)	0.0041*** (3.20)	0.0025 (1.19)	0.0039*** (3.13)	0.0024 (1.05)
$\log(\text{size})$	-0.0040** (-2.57)	-0.0051*** (-3.24)	-0.0034** (-2.30)	-0.0051*** (-3.42)	-0.0036** (-2.34)
OBS	192913	94547	97781	102560	89448
Sample	1148	563	582	610	532
Month	168	168	168	168	168
R2	0.050	0.041	0.066	0.038	0.074

进一步, 我们考查是否成熟企业样本越多规模因子解释力越弱, 我们先考查最年轻的组的三因素回归结果, 然后不断的将成熟样本加入到已有样本中看回归结果的变化, 表 6 给出了留存比率绝对分组下逐渐扩大样本的结果, 与预期一致, 随着成熟样本的不断加入, 市值规模和账面市值比对预期收益率的解释力越来越弱, 当用 RT/TA (RT/TE) 做留存比率分组变量时, 在小于 0 (小于 0.1) 的年轻样本中加入 RT/TA (RT/TE) 大于等于 0 小于 0.1 (大于等于 0.1 小于 0.3) 的相对成熟企业样本的后, 规模变量回归系数的绝对值由 0.066(0.067) 下降到 0.0051 (0.047), t 值 (绝对值) 由 4.05 (4.42) 下降到 3.24 (3.15) 当继续加入成熟企业样本直至全样本后, 规模变量回归系数的绝对值下降到 0.0040 (0.0040), t 值 (绝对值) 下降到 2.57 (2.57)。

从截面回归的结果可以看到账面市值比对预期收益率的影响与企业规模对预期收益率的影响都具有生命周期的特征, 即随着企业越来越成熟, 规模和账面市值比对预期收益率的影响越来越小。

表 6: 留存比率绝对分组下逐渐扩大样本

Beta 是用滞后 36 个月的个股收益率对滞后 36 个月的综合 A 股市场指数收益率回归得到, log(BM)是权益的账面市值比的对数, log(size)是总权益市场价值的对数, OBS 为回归总观测数, Sample 为每月平均样本数, Month 为月份数, RT/TA 和 RT/TE 是企业的留存比率。

	RT/TA				
	<0	<0.1	<0.2	<0.3	全样本
beta	0.0016 (0.64)	-0.0003 (-0.17)	-0.0015 (-0.83)	-0.0022 (-1.16)	-0.0027 (-1.36)
log(BM)	0.0043*** (3.40)	0.0041*** (3.20)	0.0039*** (3.04)	0.0037*** (2.77)	0.0035** (2.49)
log(size)	-0.0066*** (-4.05)	-0.0051*** (-3.24)	-0.0042*** (-2.66)	-0.0042*** (-2.71)	-0.0040** (-2.57)
OBS	34750	102459	174833	203553	217235
Sample	207	610	1041	1212	1293
Month	168	168	168	168	168
R2	0.021	0.035	0.041	0.044	0.047

	RT/TE				
	<0.1	<0.3	<0.5	<0.7	全样本
beta	0.0016 (0.74)	-0.0016 (-0.90)	-0.0023 (-1.20)	-0.0025 (-1.30)	-0.0027 (-1.36)
log(BM)	0.0041*** (3.18)	0.0040*** (3.16)	0.0037*** (2.72)	0.0035** (2.53)	0.0035** (2.49)
log(size)	-0.0067*** (-4.42)	-0.0047*** (-3.15)	-0.0043*** (-2.80)	-0.0040** (-2.61)	-0.0040** (-2.57)
OBS	52243	144601	200084	212861	217235
Sample	311	861	1191	1267	1293
Month	168	168	168	168	168
R2	0.025	0.036	0.044	0.046	0.047

表 7 进一步考查了留存比率与资产账面价值二维分组下三因素截面回归的结果, 与预期一致, 越是年轻的企业 (RT/TA 小于 0.1, RT/TE 小于 0.23) 且企业资产账面价值越小的企业 (small Basset), 其未来的投资机会不仅多而且衰减慢, 因而规模变量的回归系数的绝对值越大 (RT/TA 分组的回归结果为 0.086, RT/TE 分组的回归结果 0.075), 且回归系数显著异于 0 (RT/TA 分组的回归结果的 $|t|$ 值为 3.45, RT/TE 分组的回归结果 $|t|$ 值为 3.04); 而越是年老的企业 (RT/TA 大于等于 0.1, RT/TE 大于等于 0.23) 且企业资产账面价值越大的企业 (big Basset), 其未来的投资机会不仅少而且衰减快, 因而规模变量的回归系数的绝对值越小 (RT/TA 分组的回归结果的为 0.021, RT/TE 分组的回归结果 0.025), 且回归系数不显著异于 0 (RT/TA 分组的回归结果的 $|t|$ 值为 1.41, RT/TE 分组的回归结果 $|t|$ 值为 1.57)。

表 7: 留存比率绝对分组与资产账面价值分组回归结果

每年将留存比率按中位数分为两组 (RT/TA 大于 0.1 和小于 0.1, RT/TE 大于 0.23 和小于 0.23), 同时独立的将资产的账面价值 (Basset) 按中位数分为两组, beta 是用滞后 36 个月的个股收益率对滞后 36 个月的综合 A 股市场指数收益率回归得到, log(BM)是权益的账面市值比的对数, log(size)是总权益市场价值的对数, OBS 为回归总观测数, Sample 为每月平均样本数, Coef 表示回归系数, t-value 表示 t 值, Adj-R2 为回归

后调整的拟合优度。

		RT/TA		RT/TE		
		<0.1	>=0.1	<0.23	>=0.23	
Beta	small Basset	Coef	0.0002	-0.0042	-0.0008	-0.0023
		t-value	(0.12)	(-1.44)	(-0.45)	(-0.73)
	big Basset	Coef	-0.0005	-0.0038	-0.0018	-0.0023
		t-value	(-0.19)	(-1.21)	(-0.73)	(-0.76)
log(BM)	small Basset	Coef	0.0040***	0.0030	0.0037***	0.0026
		t-value	(2.84)	(1.29)	(2.77)	(0.88)
	big Basset	Coef	0.0042**	0.0029	0.0043**	0.0024
		t-value	(2.35)	(1.24)	(2.55)	(1.02)
log(size)	small Basset	Coef	-0.0086***	-0.0048**	-0.0075***	-0.0067***
		t-value	(-3.45)	(-2.39)	(-3.04)	(-2.85)
	big Basset	Coef	-0.0036**	-0.0021	-0.0035**	-0.0025
		t-value	(-2.26)	(-1.41)	(-2.24)	(-1.57)
OBS	small Basset		55293	54913	66447	44896
	big Basset		46934	59105	43733	61068
Sample	small Basset		329	327	396	260
	big Basset		279	352	267	364
Adj-R2	small Basset		0.023	0.034	0.024	0.043
	big Basset		0.034	0.060	0.033	0.058

5.2.3、时间序列回归

接下来进行时间序列回归分析， t 年 12 月分别按照绝对分组方法将留存比率 RT/TA 和 RT/TE 分为 7 组，对于每一个组合计算该组合在下一年每个月的等权平均收益率¹⁷，然后每年进行组合调整，这样得到 7 个组合，且每个组合共有 168 个月度收益率，最后对每一个组合的月度超额收益率进行 Fama-French (1993) 三因素时间序列回归，表 8 给出了全样本时间序列回归的结果。

从表 8 可以看出，年轻企业的组合收益率，规模因子对收益率的解释力强，而成熟企业的组合收益率，规模因子对收益率的解释力弱，且随着整个生命周期阶段的发展，规模因子对组合收益率的回归系数从 1.258 下降到 0.508， t 值也从 25.79 下降到 4.45，由于 RT/TA 大于 0.4 的企业样本很少，导致留存比率跨过 0.5 后规模因子的解释力有所上升。当用 RT/TE 衡量生命周期后，最后两组组内的样本值增加，因而可以看到规模因子对组合收益率的回归系数从 1.261 单调下降到 0.278， t 值也从 25.78 单调下降到 4.55。

可以看到，无论生命周期处于哪个阶段，市场超额收益率（市场因子）对组合的超额收益率有很强的解释力，但随着生命周期的发展市场的超额收益率对组合的超额收益率的解释

¹⁷ 总市值加权平均计算的组合收益率回归结果与等权的结果一致。

力有微弱的下降趋势，对于账面市值比因子而言，整体上，账面市值比因子对组合的超额收益率的解释能力弱，但在年轻的企业组合（RT/TA 在 0.1 到 0.2 之间，RT/TE 在 0.1 到 0.3 之间）账面市值比因子对组合的超额收益率有解释力，而在其他的企业组合特别是成熟的企业组合，账面市值比因子对组合的超额收益率没有解释力。

对于最年轻的组合（留存比率小于 0）的回归截距项（constant）为 0.001， t 值为 0.46，统计上不显著异于 0，这说明除了三因素外没有其他因子能对股票预期收益率提供额外的解释力，此时的回归拟合优度也非常高，达到了 0.939。而当企业比较成熟时，回归的截距项（constant）开始变大，统计上也显著异于 0，且回归拟合优度也在下降，这说明当企业越成熟时，除了三因素外还有其他未知的因子可以解释组合的收益率。

表 8：留存比率分组时间序列回归

表 8 给出了按留存比率分组后组合收益率与三因素的时间序列回归，每年年底（1999 年-2012 年）将留存比率分为七组，计算下一年每个组合的等权组合收益率，然后将所得到的组合收益率对三因子（rm-rf, smb, hml）进行时间序列回归。

Sort by RT/TA		constant	rm-rf	smb	hml	Adj_R2
<0	Coef	0.001	1.036***	1.258***	0.104	0.939
	T-value	(0.46)	(39.21)	(25.79)	(1.34)	
[0,0.1)	Coef	0.002	1.024***	0.955***	0.179***	0.946
	T-value	(0.87)	(45.03)	(22.75)	(2.70)	
[0.1,0.2)	Coef	0.004**	1.028***	0.732***	0.063	0.940
	T-value	(2.11)	(44.88)	(17.32)	(0.94)	
[0.2,0.3)	Coef	0.005**	0.982***	0.573***	-0.048	0.914
	T-value	(2.17)	(38.06)	(12.02)	(-0.63)	
[0.3,0.4)	Coef	0.007**	0.973***	0.452***	-0.023	0.859
	T-value	(2.44)	(29.40)	(7.40)	(-0.24)	
[0.4,0.5)	Coef	0.009**	0.938***	0.048	-0.089	0.690
	T-value	(1.98)	(17.43)	(0.48)	(-0.56)	
>0.5	Coef	0.003	1.022***	0.508***	0.043	0.829
	T-value	(0.61)	(17.93)	(4.45)	(0.27)	

Sort by RT/TE		constant	rm-rf	smb	Hml	R ²
<0	Coef	0.001	1.036***	1.261***	0.107	0.939
	T-value	(0.46)	(39.09)	(25.78)	(1.39)	
[0,0.1)	Coef	0.001	1.019***	1.104***	0.158**	0.946
	T-value	(0.69)	(43.19)	(25.35)	(2.30)	
[0.1,0.2)	Coef	0.002	1.031***	0.963***	0.169**	0.944
	T-value	(1.14)	(44.13)	(22.33)	(2.48)	
[0.2,0.3)	Coef	0.004*	1.006***	0.808***	0.063	0.936
	T-value	(1.91)	(42.39)	(18.44)	(0.91)	
[0.3,0.4)	Coef	0.004**	1.004***	0.584***	-0.047	0.921
	T-value	(2.09)	(39.80)	(12.54)	(-0.64)	
[0.4,0.5)	Coef	0.006**	1.035***	0.500***	0.063	0.906
	T-value	(2.46)	(36.74)	(9.61)	(0.77)	
>0.5	Coef	0.005*	1.036***	0.278***	-0.066	0.867
	T-value	(1.71)	(17.93)	(4.45)	(-0.64)	

T-value (1.79) (31.30) (4.55) (-0.69)

表 9，进一步给出了留存比率与总资产账面价值二维分组时间序列回归的结果。考虑如果分组太细会导致组内样本过少，因此只将留存比率分为三组，分别为 ≤ 0.1 ， $(0.1, 0.3]$ ， > 0.3 三个组，同时按照总资产的账面价值将样本分为低，中，高三组，两两交叉形成 9 个组合。从表 9 可以看出，中等以及高的总资产账面价值的企业，其时间序列回归截距较小，且不显著异于 0 (t 值小)，这说明除了三因素外没有其他因子能对股票预期收益率提供额外的解释力，对于市场组合因子，回归系数几乎都接近于 1，主要原因是我们构造的组合内的股票数量较多，接近市场组合（用综合 A 股市场组合代替）内的股票，而市场组合的贝塔值为 1。

对于规模因子的回归系数，可以看到随着生命周期的发展，在每一个以总资产账面价值分组的子样本内规模因子回归系数在下降，这一规律无论是按 RT/TA 分组还是 RT/TE 分组都成立，如按 RT/TA 分组，在高 Basset 的组合中，规模回归系数从 0.725 下降到 0.045，t 值从 16.02（显著异于 0）下降到 0.64（不显著异于 0）。同理随着未来投资机会的下降，规模因子的回归系数也在下降，这种结果也稳健。如按 RT/TA 分组的成熟组合中，随着未来投资机会的下降，规模回归系数从 0.842 下降到 0.045，t 值从 7.71（显著异于 0）下降到 0.64（不显著异于 0）。

对于账面市值比因子的回归系数，在总资产的账面价值较低的组合中，其回归系数几乎都为负，在总资产的账面价值较高的组合中，回归系数随着 RT/TA (RT/TE) 的上升而下降，且显著性也下降。但在同一个生命周期组合的子样本中，随着未来投资机会的下降（Basset 增大）账面市值比因子的解释力上升。

表 9：留存比率与总资产价值二维分组下时间序列回归

表 9 给出了按留存比率和总资产价值二维分组后组合收益率与三因素的时间序列回归，每年年底（1999 年-2012 年）将留存比率分为三组，同时按总资产的账面价值（Basset）分为三组，两两交叉形成 9 个组合，计算下一年每个组合的等权组合收益率，然后将所得到的组合收益率对三因子（rm-rf, smb, hml）进行时间序列回归。

		RT/TA			RT/TE			
Basset		≤ 0.1	$(0.1, 0.3]$	> 0.3	≤ 0.1	$(0.1, 0.3]$	> 0.3	
constant	低	coef	0.002	0.006 ^{***}	0.009 [*]	0.002	0.004 ^{**}	0.007 ^{***}
		t-value	(1.31)	(3.22)	(1.83)	(1.20)	(2.13)	(3.38)
	中	coef	0.002	0.003	0.005	0.000	0.002	0.003
		t-value	(0.92)	(1.37)	(1.27)	(0.08)	(1.20)	(1.37)
	高	coef	0.001	0.004	0.001	-0.001	0.002	0.004
		t-value	(0.44)	(1.88)	(0.47)	(-0.45)	(1.12)	(1.71)
rm-rf	低	coef	1.009 ^{***}	0.994 ^{***}	0.913 ^{***}	1.017 ^{***}	1.004 ^{***}	0.966 ^{***}
		t-value	(46.81)	(45.50)	(15.44)	(40.46)	(47.56)	(35.52)
	中	coef	1.028 ^{***}	1.003 ^{***}	0.916 ^{***}	1.038 ^{***}	1.019 ^{***}	0.984 ^{***}
		t-value	(43.79)	(39.10)	(21.04)	(43.20)	(40.32)	(35.44)
	高	coef	1.054 ^{***}	1.045 ^{***}	0.981 ^{***}	1.048 ^{***}	1.030 ^{***}	1.064 ^{***}
		t-value	(43.79)	(39.10)	(21.04)	(43.20)	(40.32)	(35.44)

		t-value	(43.00)	(40.85)	(26.17)	(36.12)	(41.24)	(38.24)
smb	低	coef	1.270 ^{***}	0.968 ^{***}	0.842 ^{***}	1.300 ^{***}	1.098 ^{***}	0.843 ^{***}
		t-value	(31.91)	(24.00)	(7.71)	(28.02)	(28.19)	(16.79)
	中	coef	1.069 ^{***}	0.817 ^{***}	0.445 ^{***}	1.138 ^{***}	0.966 ^{***}	0.697 ^{***}
		t-value	(24.66)	(17.25)	(5.42)	(25.64)	(20.70)	(13.59)
	高	coef	0.725 ^{***}	0.329 ^{***}	0.045	0.977 ^{***}	0.558 ^{***}	0.231 ^{***}
		t-value	(16.02)	(6.96)	(0.64)	(18.24)	(12.11)	(4.50)
hml	低	coef	0.001	-0.193 ^{***}	-0.137	-0.001	-0.085	-0.316 ^{***}
		t-value	(0.02)	(-3.02)	(-0.79)	(-0.01)	(-1.38)	(-3.98)
	中	coef	0.119	0.009	-0.114	0.141 ^{**}	0.101	-0.093
		t-value	(1.74)	(0.12)	(-0.88)	(2.01)	(1.37)	(-1.14)
	高	coef	0.370 ^{***}	0.261 ^{***}	0.108	0.463 ^{***}	0.291 ^{***}	0.208 ^{**}
		t-value	(5.18)	(3.49)	(0.99)	(5.47)	(3.99)	(2.56)
Adj_R2	低		0.956	0.947	0.666	0.943	0.954	0.912
	中		0.945	0.925	0.767	0.945	0.933	0.905
	高		0.935	0.919	0.812	0.919	0.926	0.906

5.3、稳健性检验

5.3.1、利用固定样本检验

前文说明了由于 ST, *ST 以及重大资产重组的样本存在, 可能导致留存比率随着生命周期的发展并没有单调上升的趋势, 进而留存比率衡量生命周期在这些样本中失效, 因此我们剔除这些样本后再用以上的研究方法进行检验, 发现结果要好于总体样本的结果, 篇幅所限, 本文不再列出。

5.3.2、留存比率的分组方法

前文主要是考虑了 DeAngelo et al (2006) 的分组方法 (留存比率绝对分组方法) 进行研究, 这种分组方法的标准不变, 即只要是留存比率落入某一个给定的区间, 那么其成熟度就不变, 但是随着时间的推移, 整体而言留存比率都在上升, 因而在后面的时刻, 可能出现没有年轻的企业, 而全部是成熟企业的情况, 考虑这点后, 我们每年按照留存比率的 30%, 70% 的分位点进行分组, 这样每年决定企业成熟与否的临界点在变化, 是一个比较企业之间相对成熟的方法, 这种方法的研究结果与绝对分组方法的研究结果一致。篇幅所限, 本文也不再列出。

5.3.3、其他未来投资机会的代理变量

前文说明了企业总资产的账面价值可以作为未来投资机会的代理变量, 其原因在于当前总资产账面价值越大的企业, 代表已消耗的投资机会多, 未来相对而言投资机会越少, 除了用这一指标衡量未来投资机会外, 我们还用了未来三年的资本支出率的平均值 (CaptAsset3)

衡量未来的投资机会，CaptAsset3 越高的企业，未来的投资机会越多，CaptAsset3 越低的企业，未来的投资机会越少，研究结果与用总资产的账面价值的结论一致。

5.3.4、行业的生命周期特征

已有研究表明，同一时刻不同行业所处生命周期阶段，以及行业生命周期进展的快慢不一样，宋福铁（2010）利用留存收益资产比（RT/TA）作为生命周期的代理变量考查了我国行业的生命周期特征，发现水电煤的生产和供应业处于企业生命周期的成熟阶段，而信息技术行业处于生命周期的成长阶段，据此我们考查不同行业规模因子的解释能力，考虑 Fama-Macbeth 两步法回归时行业样本过少，因此我们采用混合回归，结果显示，成熟行业（RT/TA 高）的规模因子解释力差，而成长性行业（RT/TA 低）的规模因子解释力强。

六、结束语

本文在 Berk et al（1999）的理论文章基础上，通过考查企业的生命周期特征，发现企业在不同的生命周期阶段股票的预期收益率受到不同因素的影响。本文首先通过直接检验三种因子载荷（市场因子载荷，账面市值比因子载荷和规模因子载荷），结果发现规模因子载荷随着企业生命周期的发展而单调下降，而且具有很强的稳健性。这说明越成熟的企业，规模对预期收益率的解释力越低，然后通过横截面回归和组合时间序列回归分析发现，在截面回归分析中，随着生命周期的发展，越成熟的企业，权益的账面市值比和企业规模对预期收益率的解释力都呈下降趋势，而且具有很强的稳健性，但时间序列回归分析的结果则反映出，随着生命周期的发展，越成熟的企业，权益的账面市值比对预期收益率的解释力并没有单调下降，企业规模对预期收益率的解释力在不断下降，且具有很强的稳健性。进一步我们考查了生命周期的不同阶段，未来投资机会衰减的快慢对资产定价的影响，结果发现未来投资机会衰减慢（低资产账面价值和年轻的企业）规模因子的解释能力最强，（高资产账面价值和成熟的企业）规模因子的解释能力最弱，我们的结果反映了不同的生命周期阶段，规模因子的定价能力并不一样。本文的不足之处在于模型只刻画了规模因子定价能力随着生命周期的发展的动态变化特征，而对于权益的账面市值比定价因子的定价能力模型无法刻画。

参考文献

- [1] Sharpe W F. Capital Asset Prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk[J]. The Journal of Finance, 1964, 19(3): 425-442.
- [2] Lintner J. The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets[J]. The Review of Economics and Statistics, 1965, 47(1): 13-37.
- [3] Mossin J. Equilibrium in a capital asset market[J]. Econometrica: Journal of the Econometric Society, 1966: 768-783.
- [4] Basu S. Investment performance of common stocks in relation to their price - earnings ratios: A test of the efficient market hypothesis[J]. The Journal of Finance, 1977, 32(3): 663-682.
- [5] Banz R W. The relationship between return and market value of common stocks[J]. Journal of Financial Economics, 1981, 9(1): 3-18.

- [6] Bhandari L C. Debt/equity ratio and expected common stock returns: Empirical evidence[J]. *The Journal of Finance*, 1988, 43(2): 507-528.
- [7] Stattman, D. Book values and stock returns[J]. *The Chicago MBA: The Journal of Selected Papers*, 1980, 4: 25-45.
- [8] Rosenberg B, Reid K, Lanstein R. Persuasive evidence of market inefficiency[J]. *The Journal of Portfolio Management*, 1985, 11(3): 9-16.
- [9] Fama E F, French K R. The cross - section of expected stock returns[J]. *The Journal of Finance*, 1992, 47(2): 427-465.
- [10] Fama E F, French K R. Common risk factors in the returns on stocks and bonds[J]. *Journal of Financial Economics*, 1993, 33(1): 3-56.
- [11] Jegadeesh N, Titman S. Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency[J]. *The Journal of Finance*, 1993, 48(1): 65-91.
- [12] Lakonishok J, Shleifer A, Vishny R W. Contrarian investment, extrapolation, and risk[J]. *The Journal of Finance*, 1994, 49(5): 1541-1578.
- [13] Berk J B, Green R C, Naik V. Optimal investment, growth options, and security returns[J]. *The Journal of Finance*, 1999, 54(5): 1553-1607.
- [14] Myers S C. Determinant of corporate borrowing [J]. *Journal of Financial Economics*, 1977, 5(2): 147 - 175.
- [15] Galai D, Masulis R W. The option pricing model and the risk factor of stock [J]. *Journal of Financial Economics*, 1976, 3(1-2): 53 - 81.
- [16] Black F, Scholes M. The pricing of options and corporate liabilities [J]. *Journal of Political Economy*, 1973, 81(3); 637-654.
- [17] Dechow P M, Sloan R G, Soliman M T. Implied equity duration A new measure of equity risk[J]. *Review of Accounting Studies*, 2004, 9(2-3); 197-22.
- [18] Bernardo A E, Chowdhry B, Goyal A. Growth options, beta, and the cost of capital[J]. *Financial Management*, 2007, 36(2) 1-13.
- [19] Da Z, Guo R J, Jagannathan R. CAPM for estimating the cost of equity capital: Interpreting the empirical evidence[J]. *Journal of Financial Economics*, 2012, 103(1): 204-220.
- [20] Cochrane J H. Production - based asset pricing and the link between stock returns and economic fluctuations[J]. *The Journal of Finance*, 1991, 46(1): 209-237.
- [21] Gomes J, Kogan L, Zhang L. Equilibrium cross section of returns[J]. *Journal of Political Economy*, 2003, 111(4): 693-732.
- [22] Carlson M, Fisher A, Giammarino R. Corporate Investment and Asset Price Dynamics: Implications for the Cross - section of Returns[J]. *The Journal of Finance*, 2004, 59(6): 2577-2603.
- [23] Anderson C W, Garcia-Feijoo L. Empirical evidence on capital investment, growth options, and security returns[J]. *The Journal of Finance*, 2006, 61(1): 171-194.
- [24] Cooper M J, Gulen H, Schill M J. Asset growth and the Cross - Section of stock returns[J]. *The Journal of Finance*, 2008, 63(4): 1609-1651.
- [25] Cooper I, Priestley R. Real investment and risk dynamics[J]. *Journal of Financial Economics*, 2011, 101(1): 182-205.

- [26] Liu L X, Whited T M, Zhang L. Investment - based expected stock returns[J]. *Journal of Political Economy*, 2009, 117(6): 1105-1139.
- [27] Li E X N, Livdanw D, Zhang L. Anomalies[J]. *Review of Financial Studies*, 2009, 22(11): 4301-4334.
- [28] Chen L, Zhang L. A better three-factor model that explains more anomalies[J]. *Journal of Finance*, 2010, 65(2): 563-595.
- [29] Hou K, Xue C, Zhang L. Digesting anomalies: An investment approach[J]. *Review of Financial Studies*, 2015, 28(3): 650-705.
- [30] Anthony J H, Ramesh K. Association between accounting performance measures and stock prices: A test of the life cycle hypothesis[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 1992, 15(2): 203-227.+
- [31] 张俊瑞, 张健光, 王丽娜. 企业生命周期与现金持有关系的实证研究[J]. *管理评论*, 2009 (11): 101-112.
- [32] Bens, D., Nagar, V., Wong, M. H. F. Real Investment Implications of Employee Stock Option Exercises [J]. *Journal of Accounting Research*, 2002,40(2):359-393
- [33] Dickinson V. Cash flow patterns as a proxy for firm life cycle[J]. *The Accounting Review*, 2011, 86(6): 1969-1994.
- [34] 孙建强, 许秀梅, 高洁. 企业生命周期的界定及其阶段分析[J]. *商业研究*, 2003 (18): 12-14.
- [35] 宋常, 刘司慧. 中国企业生命周期阶段划分及其度量研究[J]. *商业研究*, 2011 (1): 1-10.
- [36] 李跃亚. 基于生命周期的公司治理和非效率投资的实证研究[D]. 重庆大学, 2012.
- [37] 王小芳, 邓明然. 试论资本结构与企业生命周期的关系[J]. *经济与管理*, 2004 (1): 70-71.
- [38] 宋福铁, 屈文洲. 基于企业生命周期理论的现金股利分配实证研究[J]. *中国工业经济*, 2010 (2): 140-149.
- [39] 李云鹤, 李湛, 唐松莲. 企业生命周期, 公司治理与公司资本配置效率[J]. *南开管理评论*, 2011 (3): 110-121.
- [40] Fama E F, French K R. Disappearing dividends: changing firm characteristics or lower propensity to pay?[J]. *Journal of Financial Economics*, 2001, 60(1): 3-43.
- [41] DeAngelo H, DeAngelo L, Stulz R M. Dividend policy and the earned/contributed capital mix: a test of the life-cycle theory[J]. *Journal of Financial Economics*, 2006, 81(2): 227-254.
- [42] 徐腊平. 企业股利分配具有生命周期特征吗?——基于中国上市公司的实证研究[J]. *南方经济*, 2009 (6): 51-60.
- [43] 刘阳, 朱海英, 彭韶兵. 我国上市公司股利政策研究——基于企业生命周期特征的实证检验[J]. *中国经济问题*, 2013 (003): 100-108.
- [44] Pastor L, Veronesi P. Stock Valuation and Learning about Profitability[J]. *The Journal of Finance*, 2003, 58(5): 1749-1790.
- [45] Grullon G, Lyandres E, Zhdanov A. Real options, volatility, and stock returns[J]. *The Journal of Finance*, 2012, 67(4): 1499-1537.

附录 A1:

在位资产由 t 时刻之前(包括 t 时刻)所有到达执行且存活的项目产生的价值加总得到。

$$\bar{V}^{AIP}(t) = \sum_{j=0}^t E[e^{-\lambda_j} V_j(t) \chi_j(t)]$$

其中, $e^{-\lambda_j}$ 代表 j 时刻项目到达的概率, $\chi_j(t)$ 代表 j 时刻产生的项目在 t 时刻是否依然存活, 存活为 1, 死亡为 0, $V_j(t)$ 代表其中 j 时刻产生的项目在 t 时刻的价值, 由 t 时刻之后每个时刻产生的现金流折现然后加总得到, 其表达式如下:

$$V_j(t) = E_t \left[\sum_{s=t+1}^{\infty} \frac{z(s)}{z(t)} C_j(s) \chi_j(s) \right]$$

首先求 $t+1$ 时刻产生的现金流在 t 时刻的价值:

$$\begin{aligned} E_t \left[\frac{z(t+1)}{z(t)} C_j(t+1) \chi_j(t+1) \right] &= I \pi E_t \left\{ \exp \left[-r - \frac{1}{2} \sigma_z^2 + \sigma_z \nu(t+1) + \bar{C} - \frac{1}{2} \sigma_j^2 + \sigma_j \varepsilon_j(t+1) \right] \right\} \\ &= I e^{(\bar{C} - \beta_j)} \pi e^{-r} \end{aligned}$$

然后求 $t+2$ 时刻产生的现金流在 t 时刻的价值:

$$\begin{aligned} E_t \left[\frac{z(t+2)}{z(t)} C_j(t+2) \chi_j(t+2) \right] &= E_t \left\{ \frac{z(t+1)}{z(t)} E_{t+1} \left[\frac{z(t+2)}{z(t+1)} C_j(t+2) \chi_j(t+2) \right] \right\} \\ &= I \pi E_t \left\{ \frac{z(t+1)}{z(t)} \chi_j(t+1) \exp(\bar{C} - r - \beta_j) \right\} \\ &= I e^{(\bar{C} - \beta_j)} \pi^2 e^{-2r} \end{aligned}$$

依此类推, 可以求 $t+\tau$ 时刻产生的现金流在 t 时刻的价值:

$$E_t \left[\frac{z(t+\tau)}{z(t)} C_j(t+\tau) \chi_j(t+\tau) \right] = I e^{(\bar{C} - \beta_j)} \pi^\tau e^{-\tau r}$$

进而求得 j 时刻的项目在 t 时刻的价值¹⁸:

$$\begin{aligned} V_j(t) &= E_t \left[\sum_{s=t+1}^{\infty} \frac{z(s)}{z(t)} C_j(s) \chi_j(s) \right] = \sum_{s=t+1}^{\infty} I e^{(\bar{C} - \beta_j)} \pi^{s-t} e^{-(s-t)r} \\ &= I e^{(\bar{C} - \beta_j)} \frac{\pi e^{-r}}{1 - \pi e^{-r}} \\ &= I e^{(\bar{C} - \beta_j)} \frac{\pi}{e^r - \pi} \end{aligned}$$

考虑到 t 时刻投资机会到达的概率, 从而可以求得在位资产的平均价值,

$$\bar{V}^{AIP}(t) = \sum_{j=0}^t E[e^{-\lambda_j} V_j(t) \chi_j(t)] = \bar{b}(t) e^{\bar{C} - \beta(t)} \frac{\pi}{e^r - \pi}$$

¹⁸ 因为 π 和 e^{-r} 都大于 0, 小于 1, 因此以 πe^{-r} 为首项, πe^{-r} 为公比的级数收敛。

附录 A2:

计算增长期权价值，增长期权由 t 时刻之后每一个时刻产生的投资机会的价值折现到 t 时刻加总得到。而每一个时刻的投资机会的价值都是执行投资机会产生的 NPV 与 0 之间的最大值，也就是一份欧式期权。增长期权的价值就是未来一系列欧式期权的价值折现后加总，表述如下：

$$V^{GO}(t) = E_t \left[\sum_{s=t+1}^{\infty} e^{-\lambda s} \frac{z(s)}{z(t)} \max(V_s(s) - I, 0) \right]$$

首先求 $t+1$ 时刻产生的投资机会在 t 时刻的价值：

$$\begin{aligned} E_t \left\{ e^{-\lambda(t+1)} \frac{z(t+1)}{z(t)} \max(V_{t+1}(t+1) - I, 0) \right\} &= E_t \left\{ e^{-\lambda - r - \frac{1}{2}\sigma_z^2 + \sigma_z \nu(t+1)} \max(Ie^{(\bar{C} - \beta_{t+1})} \frac{\pi}{e^r - \pi} - I, 0) \right\} \\ &= Ie^{-\lambda(t+1) - r} E_{\beta_{t+1}} \left\{ \max(e^{(\bar{C} - \beta_{t+1})} \frac{\pi}{e^r - \pi} - 1, 0) \right\} \end{aligned}$$

上式中由于 β_{t+1} 的分布与其他各个变量相互独立，也包括与随机贴现因子独立。因此上式可以将随机贴现因子的期望和与 β_{t+1} 相关的期望分别进行计算，期望内式子与 t 没有关系。 $E_{\beta_{t+1}}(\bullet)$ 表示对 β_{t+1} 随机变量求期望值。

然后求 $t+2$ 时刻产生的投资机会在 t 时刻的价值：

$$\begin{aligned} &E_t \left\{ e^{-\lambda(t+2)} \frac{z(t+2)}{z(t)} \max(V_{t+2}(t+2) - I, 0) \right\} \\ &= E_t \left\{ e^{-\lambda(t+2)} \frac{z(t+1)}{z(t)} E_{t+1} \left[\frac{z(t+2)}{z(t+1)} \max(Ie^{(\bar{C} - \beta_{t+2})} \frac{\pi}{e^r - \pi} - I, 0) \right] \right\} \\ &= Ie^{-\lambda(t+2) - 2r} E_{\beta_{t+2}} \left\{ \max(e^{(\bar{C} - \beta_{t+2})} \frac{\pi}{e^r - \pi} - 1, 0) \right\} \end{aligned}$$

以此类推，可以得到 $t+s$ 时刻产生的投资机会在 t 时刻的价值：

$$\begin{aligned} &E_t \left\{ e^{-\lambda(s-t)} \frac{z(t+s)}{z(t)} \max(V_{t+s}(t+s) - I, 0) \right\} \\ &= Ie^{-\lambda s - r(s-t)} E_{\beta_{t+s}} \left\{ \max(e^{(\bar{C} - \beta_{t+s})} \frac{\pi}{e^r - \pi} - 1, 0) \right\} \end{aligned}$$

可以得到在 t 时刻增长期权的总价值：

$$\begin{aligned} V^{GO}(t) &= E_t \left[\sum_{s=t+1}^{\infty} e^{-\lambda s} \frac{z(s)}{z(t)} \max(V_s(s) - I, 0) \right] \\ &= I \frac{e^{-\lambda(t+1) - r}}{1 - e^{-(\lambda+r)}} E_{\beta} \left\{ \max(e^{(\bar{C} - \beta)} \frac{\pi}{e^r - \pi} - 1, 0) \right\} \\ &= \frac{Ie^{-\lambda t}}{e^{\lambda+r} - 1} E_{\beta} \left\{ \max(e^{(\bar{C} - \beta)} \frac{\pi}{e^r - \pi} - 1, 0) \right\} \end{aligned}$$

上式需要注意的是：由于 $\{\beta_s\}_{s=t+1}^\infty$ 是独立同分布序列，因此 t 时刻后的任意时刻都有：

$$E_{\beta_{t_1}} \left\{ \max(e^{(\bar{c}-\beta_{t_1})} \frac{\pi}{e^r - \pi} - 1, 0) \right\} = E_{\beta_{t_2}} \left\{ \max(e^{(\bar{c}-\beta_{t_2})} \frac{\pi}{e^r - \pi} - 1, 0) \right\}, \quad t_1 > t, t_2 > t. \text{ 最后式中}$$

$$\{\beta_s\}_{s=t+1}^\infty \text{ 都统一写成 } \beta, \text{ 期望都写为 } E_\beta \left\{ \max(e^{(\bar{c}-\beta)} \frac{\pi}{e^r - \pi} - 1, 0) \right\}.$$

附录 A3:

预期收益率的结果：企业的预期收益由下一期的企业价值与当前的在位资产在下一期产生的现金流之和的期望除以当前的企业价值。

$$E_t(1 + R_{t+1}) = \pi + \pi e^{\bar{c}} \frac{\bar{b}(t)}{P(t)} + K \left[\frac{e^r - \pi}{e^{\lambda+r} - 1} \right] \frac{1}{P(t)}$$

$$\text{其中： } K \equiv IE_\beta \left[\max(e^{\bar{c}-\beta} \frac{\pi}{e^r - \pi} - 1, 0) \right]$$

首先计算下一期收到的企业各个项目产生的现金流：

$$\begin{aligned} E_t \left[\sum_{j=0}^t C_j(t+1) \chi(j) \chi_j(t+1) \right] &= \sum_{j=0}^t E_t [C_j(t+1) \chi(j) \chi_j(t+1) | \chi(j) = 1] * P(\chi(j) = 1) \\ &\quad + \sum_{j=0}^t E_t [C_j(t+1) \chi(j) \chi_j(t+1) | \chi(j) = 0] * P(\chi(j) = 0) \\ &= \sum_{j=0}^t E_t [C_j(t+1) \chi_j(t+1)] e^{-\lambda j} \\ &= \pi e^{\bar{c}} \sum_{j=0}^t \chi_j(t) e^{-\lambda j} \\ &= \pi e^{\bar{c}} \bar{b}(t) \end{aligned}$$

然后计算下一期企业资产价值： $E_t[P(t+1)]$

又因为总资产价值由在位资产和增长期权组成，那么需要分别计算在位资产和增长期权下一期价值 $E_t[\bar{V}^{AIP}(t+1)]$ ， $E_t[V^{GO}(t+1) + \exp(-\lambda) \max[V_{t+1}(t+1) - I, 0]]$

下一期在位资产价值：

$$\begin{aligned} E_t[\bar{V}^{AIP}(t+1)] &= E_t \left[\sum_{j=0}^t V_j(t+1) \chi_j(t+1) \right] \\ &= \pi \bar{b}(t) e^{\bar{c}-\beta(t)} \frac{\pi}{e^r - \pi} \end{aligned}$$

下一期增长期权价值：

$$\begin{aligned}
E_t \{V^{GO}(t+1) + \exp(-\lambda) \max[V_{t+1}(t+1) - I, 0]\} &= E_t \left\{ \sum_{s=t+1}^{\infty} e^{-\lambda(s-t)} \frac{z(s)}{z(t+1)} \max(V_s(s) - I, 0) \right\} \\
&= \frac{I e^{-\lambda(t+1)}}{1 - e^{-(\lambda+r)}} E_{\beta} \left\{ \max(e^{(\bar{C}-\beta)} \frac{\pi}{e^r - \pi} - 1, 0) \right\} \\
&= \frac{I e^{r-\lambda t}}{e^{\lambda+r} - 1} E_{\beta} \left\{ \max(e^{(\bar{C}-\beta)} \frac{\pi}{e^r - \pi} - 1, 0) \right\}
\end{aligned}$$

预期收益率为:

$$\begin{aligned}
E_t(1 + R_{t+1}^{firm}) &= \frac{E_t\{P(t+1)\} + E_t\{\sum_{j=0}^t C_j(t+1) \chi(j) \chi_j(t+1)\} + E_t\{V^{GO}(t+1) + \exp(-\lambda) \max[V_{t+1}(t+1) - I, 0]\}}{P(t)} \\
&= \frac{\pi b(t) e^{\bar{C}-\beta(t)} \frac{\pi}{e^r - \pi} + \pi \exp(\bar{C}) \bar{b}(t) + \frac{I e^{r-\lambda t}}{e^{\lambda+r} - 1} E_{\beta} \left\{ \max(e^{(\bar{C}-\beta)} \frac{\pi}{e^r - \pi} - 1, 0) \right\}}{P(t)} \\
&= \pi + \pi e^{\bar{C}} \frac{\bar{b}(t)}{P(t)} + \frac{-\frac{I \pi e^{-\lambda t}}{e^{\lambda+r} - 1} E_{\beta} \left\{ \max(e^{(\bar{C}-\beta)} \frac{\pi}{e^r - \pi} - 1, 0) \right\} + \frac{I e^{r-\lambda t}}{e^{\lambda+r} - 1} E_{\beta} \left\{ \max(e^{(\bar{C}-\beta)} \frac{\pi}{e^r - \pi} - 1, 0) \right\}}{P(t)} \\
&= \pi + \pi e^{\bar{C}} \frac{\bar{b}(t)}{P(t)} + K \left[\frac{(e^r - \pi) e^{-\lambda t}}{e^{\lambda+r} - 1} \right] \frac{1}{P(t)}
\end{aligned}$$

$$\text{其中: } K \equiv I E_{\beta} \left[\max(e^{\bar{C}-\beta} \frac{\pi}{e^r - \pi} - 1, 0) \right]$$

$$\text{上式变形用到了: } \bar{b}(t) e^{\bar{C}-\beta(t)} = \frac{P(t) - V^{GO}(t)}{\frac{\pi}{e^r - \pi}}$$

附录 B1:

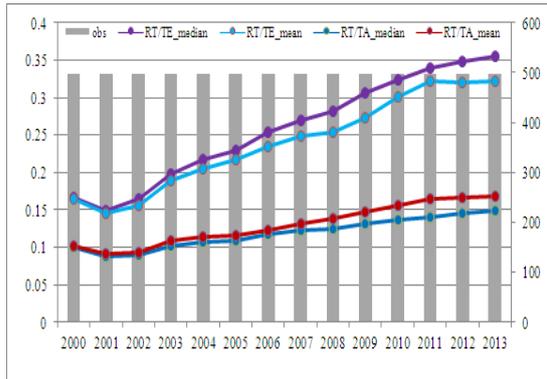


图 3: 固定样本, 日历时间

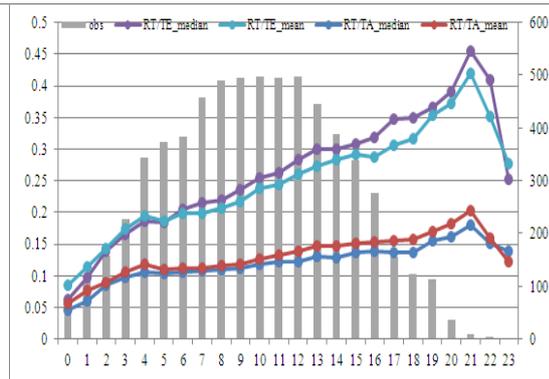


图 4: 固定样本, 企业上市年龄