

# 相对杠杆与股票收益的相关性研究<sup>①</sup>

——来自中美市场的实证分析

龚朴<sup>1\*</sup>, 胡婷<sup>1</sup>, 司继文<sup>2</sup>

(1. 华中科技大学管理学院, 武汉 430074; 2. 华中科技大学土木工程与力学学院, 武汉 430074)

**摘要:** 本文结合考虑公司融资决策参考依赖特征及资本结构动态调整行为, 构造相对杠杆这一新的财务杠杆度量指标重新检视了财务杠杆在资产定价中发挥的作用, 并将中美市场进行对比分析。研究表明, 相较于实际杠杆, 相对杠杆能更好地解释股票溢价, 在中美市场均表现出对股票收益的显著正向影响, 但同时也存在差异性。在中国市场账面相对杠杆的股票溢价解释能力较弱, 而在美国市场账面相对杠杆仍与股票收益显著正相关; 在中国市场过度杠杆对股票收益的影响明显强于杠杆不足, 而在美国市场两者表现出较为对称的影响; 同时在中美市场以不同方式在 Fama-French 三因素模型中引入相对杠杆定价因子所得到的定价模型能显著提升原模型的定价能力, 有更好的定价表现。

**关键词:** 参考依赖; 资本结构动态调整; 相对杠杆

**中图分类号:** F275.1; F830.91 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2017)07-0001-23

## 0 引言

长期以来资产定价一直是金融研究领域关注的一个核心问题。在众多资产定价模型考虑的风险因素中, 财务杠杆因子受到广泛关注。有关财务杠杆与股票收益相关性的研究早期始于 Modigliani 和 Miller<sup>[1, 2]</sup>, 其基于完美市场假设得出资本结构无关论, 随后又放松税收假定, 提出修正 MM 理论。该理论明确指出股票收益率和财务杠杆之间存在显著正相关关系, 并得到部分实证支持。控制带杠杆的权益贝塔值和市场资本化率之后, 杠杆水平对股票收益仍有显著的正向影响<sup>[3]</sup>。此后, 越来越多的学者围绕财务杠杆与股票收益的相关性进行了大量的实证和理论研究。Fama 和 French<sup>[4]</sup> 同时考察账面杠杆及市值杠杆度量对股票收益的影响, 结果发现账面杠杆对股票收益表现出正向影响, 而市值杠杆对股票收益表现出负向影响, 同时两者系数大小基本一致, 基

于此, 其进一步采用此两杠杆测度的差值(权益账面市值比)进行回归, 发现该变量与股票收益正相关。而 Penman<sup>[5]</sup> 却得出了无论是账面杠杆还是市值杠杆都与股票收益负相关的结论。Korteweg<sup>[6]</sup> 基于 1994 年—2004 年的面板数据分析表明财务杠杆的作用并不是单调的, 债务融资的净效益是公司基本特征变量的函数。净效益在低杠杆公司随着杠杆水平的提高而提高, 但在高杠杆公司却随着杠杆水平的提高而减少。Muradoğlu 和 Sivaprasad<sup>[7]</sup> 以英国在伦敦交易所上市的 2 673 家公司 1965 年—2008 年的数据为样本, 在分析杠杆水平与股票收益相关性时考虑了行业杠杆带来的影响。研究结果表明, 股票收益与公司杠杆负相关, 公用事业单位除外; 同时股票收益与行业杠杆正相关。理论模型方面, Gomes 和 Schmid<sup>[8]</sup> 基于动态模型框架, 放松 Modigliani-Miller 假定, 并在投融资决策相互关联的前提假

① 收稿日期: 2015-10-28; 修订日期: 2016-02-28。

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(71231005); 教育部博士点基金资助项目(20110142110068)。

通讯作者: 龚朴(1954—), 男, 武汉人, 博士, 教授, 博士生导师。Email: gongpu@hust.edu.cn

设下构造计量模型考察杠杆水平与资本结构的相关性,结果发现股票收益与市值杠杆正相关,对账面杠杆不敏感;在控制公司市值的情况下,股票收益仍表现出与市值杠杆显著相关;但在控制账面市值比的情况下,股票收益只表现出与市值杠杆弱相关。Obreja<sup>[9]</sup>在部分投资不可逆、投融资决策具有内生性的假定下,研究权益账面市值比与杠杆的相互作用及其对股票收益的影响,并通过数值模拟得到在控制权益账面市值比的情况下,杠杆与股票收益负相关的结果。George和Hwang<sup>[10]</sup>理论分析得出公司杠杆水平与股票收益负相关的结论,并从财务困境成本的角度提供了合理解释。可见,尽管大量研究直接或间接的分析了财务杠杆与股票收益的相关性,但却一直未能就其相关性强弱及正负性达成一致结论。部分研究如Fama和French<sup>[4]</sup>、Ho等人<sup>[11]</sup>肯定了财务杠杆对股票收益的正向影响;另有部分研究如George和Hwang<sup>[10]</sup>、Obreja<sup>[9]</sup>则指出两者存在负相关关系;此外,还有一些研究结果如Gomes和Schmid<sup>[8]</sup>表明股票收益对杠杆水平并不敏感。

过往研究多采用实际杠杆作为公司财务杠杆的度量指标,而忽略了财务杠杆作为公司内生决策变量在融资决策中所表现出的行为特性,这很可能影响到财务杠杆因子的定价表现。随着行为金融日益发展,近来越来越多的学者关注行为因素在资产定价中发挥的作用,如张维<sup>[12]</sup>考察了认知偏差对资产定价的影响,文风华等<sup>[13]</sup>在解释股票收益率时考虑了投资者情绪特征。本文尝试借鉴行为金融理论的研究成果,在前景理论参考依赖特质的框架下重新检视财务杠杆的定价表现,试图为解决有关财务杠杆与股票收益相关性的争议性研究结果提供新的证据。

Kahneman和Tversky<sup>[14]</sup>提出的前景理论指出个体在进行决策时具有参考依赖性,个体收益取决于其与参考点的相对位置,而不是绝对位置。该“参考依赖”特征被广泛用于解释个体决策中诸多违背标准期望效用理论的异象,如在消费决策方面,Köszegi和Rabin<sup>[15]</sup>构造基于预期参考依赖的效用模型用以刻画消费者的预防性储蓄行为及过度消费倾向,Page<sup>[16]</sup>在此基础上进一步运用基于预期参考依赖及损失厌恶的动态消费选择模型为消费者过度平滑/敏感性消费、退休期消费

骤减及存在驼峰型消费曲线的现象进行解释;在投资决策方面,Frazzini<sup>[17]</sup>基于心理账户理论及参考依赖特征考察个体投资的处置效应;Novemsky和Schweitzer<sup>[18]</sup>指出在协商决策中,交易双方基于若干内部(如交易对手)及外部(如其它类似情形下的交易者)参考水平决定其满意度,并将进一步影响到其后期决策。此外,“参考依赖”特征也在一定程度上适用于对公司组织行为层面的研究。Ansoff<sup>[19]</sup>、Cyert和March<sup>[20]</sup>,以及Fiegenbaum等<sup>[21]</sup>早期提出的公司金融理论均基于同样一个前提假设,公司实际表现与预期表现的差距最终决定公司的策略行为,这里预期表现被视为参考点,即有公司策略行为受到参考点的影响,表现出参考依赖性。后续大量研究证实了这一观点,Short和Palmer<sup>[22]</sup>基于119位CEO给股东的年度报告进行分析发现,大多数CEO会依据大量的内部及外部参考点指标来评价公司的业绩表现。Audia和Greve<sup>[23]</sup>研究表明公司以预期业绩表现为参考点调整其在不同业绩水平下的风险态度。此外,Baum和Locke<sup>[24]</sup>,Greve<sup>[25]</sup>还分别将参考依赖应用到公司规模及成长性方面。

本文关注公司在融资决策中表现出的参考依赖性。依据权衡理论的观点,公司在进行融资决策时,会权衡债务融资相关的成本和收益,以确定最优的目标资本结构水平。后续大量研究证实了各类公司最优目标资本结构的存在及其确定方式<sup>[26-27]</sup>,公司会参考最优目标资本结构进行融资决策。Graham和Harvey<sup>[26]</sup>基于对392位CFO的问卷调查发现,大部分的CFO表示在进行融资决策时会确定目标杠杆,其中37%有较为灵活的目标资本结构,34%有较为严格的目标资本结构范围,余下10%则有严格的目标资本结构。Byoun<sup>[28]</sup>基于融资需求触发调整行为的框架考察发现公司存在目标杠杆,并表现出向目标杠杆趋近的调整行为。Qian等人<sup>[29]</sup>基于对中国650家上市公司1999年—2004年的样本数据进行研究指出,中国上市公司确实存在目标杠杆指导长期财务决策的现象。陆正飞和高强<sup>[30]</sup>基于对397家深交所上市公司的有效问卷样本分析表明,88%的样本公司认为应该确定一个“合理”的目标资本结构。李悦等人<sup>[31]</sup>通过1507家中国上市公司的问卷调查研究发现,约90%的公司在一程度

上都会确定灵活或严格的目标资本结构。基于此,可以认为公司在进行融资决策时表现出参考依赖性,并将最优目标资本结构视为参照点。因此在财务杠杆度量上决定公司价值的不是实际杠杆水平,而是其距离目标资本结构的相对位置,越靠近此目标资本结构参考点将显著提升公司价值。然而,在现实并不完美的金融市场中,由于调整成本和其它金融摩擦的存在,公司杠杆率无法始终处于参考的最优目标资本结构水平<sup>[32]</sup>,可能发生暂时性的向上向下偏离,发生偏离时调整与否取决于再平衡收益和调整成本之间的权衡,最终公司财务杠杆呈现出对目标资本结构偏离—趋近—一再偏离—一再趋近的动态调整过程<sup>[33]</sup>。公司表现出的此种资本结构动态调整行为以及其所带来的实际杠杆横截面异质性<sup>[6]</sup>都在一定程度上反应了公司参考依赖的决策特征。据此,具有同等水平实际杠杆,但目标杠杆不同的两家公司,其权益资本必定承担着不同程度的风险。比如实际杠杆同为50%的两家公司,其中公司A是高负债行业的房地产公司,目标杠杆为70%,而公司B是低负债行业的服务类公司,目标杠杆为20%,则公司B明显面临比公司A更大的风险。故而,在研究杠杆水平与股票收益的相关性时,如果单纯采用实际杠杆,将不能正确反映企业面临的财务风险,这会进一步影响回归结果,因此,有必要寻找能更好刻画公司风险水平的财务杠杆指标,相对杠杆恰能达到此种效果。本文运用实际杠杆减去目标杠杆获得相对杠杆,这在一定程度上反映了企业融资决策的参考依赖特征,同时减弱了实际杠杆的横截面异质性,能更好反映公司面临的实际风险,预期相对杠杆相较于实际杠杆能更好解释股票溢价。

同时,近年来越来越多的文献关注资本结构行为的国际比较,发现不同国家体制环境的差异会对资本结构行为造成不同程度的影响,进而可能导致财务杠杆对股票收益的作用存在差异。Fan等人<sup>[34]</sup>以39个国家为样本研究发现,相比于公司和行业层面的因素,公司的资本结构行为受到市场制度环境方面的影响更大。国家的法律、税收制度等都会显著影响资本结构调整行为。然而,大部分前人研究主要基于市场成熟的发达国家,而较少关注发展中国家。中国作为全球最

大的发展中国家目前正处于转轨经济时期,有其特殊的市场环境和经济特征,在经济制度、宏观环境、公司经营模式、股市发展阶段等各方面与发达国家的成熟市场相比存在很大差异,因此我国与发达国家的实证规律可能并不一致,本文将中国与最典型的发达国家美国进行对比研究,以考察市场制度环境可能给资本结构对股票收益作用带来的影响。

基于此,本文主要尝试解答两个问题:1)在中美市场相对杠杆是否均表现出对股票收益的显著影响?相对杠杆相较于实际杠杆是否能更好地解释股票溢价?2)如果相对杠杆确实表现出对股票收益的显著作用,那么其作用方式是否受到不同国家体制环境差异的影响,在中美市场有不同表现?

为实现上述目标,本文以中美市场1998年—2013年数据为样本,首先使用系统广义矩方法估计资本结构动态调整模型,确定目标杠杆、构造相对杠杆,然后再基于Fama-Macbeth回归<sup>[35]</sup>和迭代广义矩回归对相对杠杆和股票收益的相关性进行个股和投资组合分析。本文研究贡献主要体现在:1)本文基于前景理论参考依赖观点,同时结合考虑公司资本结构动态调整行为所带来的实际杠杆横截面异质性,提出相对杠杆这一新的财务杠杆度量指标来反应公司面临的财务风险,并将其作为一种反映系统风险的定价因子应用于资产定价,弥补了现有财务杠杆资产定价方面文献的不足。2)本文在研究相对杠杆与股票收益相关性时考虑了不同国家制度环境可能对此造成的影响,将中美市场的结果进行比对,说明了相对杠杆对股票收益作用在不同市场环境下的普适性和差异性。

## 1 研究设计

### 1.1 变量设计及模型方法

#### 1.1.1 相对杠杆相关变量及资本结构动态调整模型

本文基于Flannery and Rangan<sup>[36]</sup>提出的动态调整模型确定目标杠杆,进而构建相对杠杆变量。公司的实际杠杆为

$$LEV_{i,y} = \frac{D_{i,y}}{D_{i,y} + E_{i,y}} \quad (1)$$

其中  $D_{i,y}$ 、 $E_{i,y}$  分别为公司在  $y$  年的负债和权益价值. 此处  $LEV_{i,y}$  采用市值实际杠杆, 即  $E_{i,y}$  取权益市场价值计算得到的结果. 本文将目标杠杆  $LEV_{i,y}^*$  设定为一系列影响债务融资成本和收益的公司特征变量  $X_{i,y-1}$  的函数, 即

$$LEV_{i,y}^* = f(X_{i,y-1}) = \gamma + \beta X_{i,y-1} \quad (2)$$

其中公司特征变量  $X$  包括, 盈利性(  $EBITTA$  ) - 息税前利润/总资产; 成长性(  $MB$  ) - 总资产市场账面价值比; 折旧(  $DEPTA$  ) - 折旧/总资产; 规模(  $LNTA$  ) - 总资产取对数; 有形资产(  $FATA$  ) - 有形资产/总资产; 研发支出(  $RDTA$  ) - 研发费用/总资产; 研发虚拟变量(  $RDDUM$  ) - 研发费用数据缺失时取值为 1, 否则为 0; 行业杠杆水平(  $Ind\_Median$  ) - 行业的实际杠杆中位数, 中美采用不同的行业分类方法, 美国按照 2 位数的 SIC 行业代码、中国按照 2012 版证监会行业分类代码进行行业分类.  $\gamma$  为常数项,  $\beta$  为各特征变量对目标杠杆的影响系数构成的向量.

资本结构的调整基于以下动态调整模型

$$LEV_{i,y} - LEV_{i,y-1} = \lambda(LEV_{i,y}^* - LEV_{i,y-1}) + \varepsilon_{i,y} \quad (3)$$

其中  $LEV_{i,y} - LEV_{i,y-1}$  为公司  $i$  第  $y$  年财务杠杆的实际调整幅度;  $LEV_{i,y}^* - LEV_{i,y-1}$  为公司  $i$  第  $y$  年财务杠杆完全调整所需幅度. 参数  $\lambda$  为资本结构的实际调整速度.  $\lambda = 1$ , 为恰好调整;  $1 > \lambda > 0$  表明调整不足;  $\lambda = 0$ , 即不进行任何调整. 联立方程(2)和方程(3)得到以下模型

$$LEV_{i,y} = \alpha + (\lambda\beta) X_{i,y-1} + (1-\lambda) LEV_{i,y-1} + \varepsilon_{i,y} \quad (4)$$

其中  $\alpha = \lambda\gamma$ .

方程(4)考虑了市场不完备情况下市场摩擦的存在, 将实际杠杆  $LEV_{i,y}$  分解为目标杠杆相关部分(  $\lambda\beta$  )  $X_{i,y-1}$ 、自回归项(  $1 - \lambda$  )  $LEV_{i,y-1}$ 、误差项  $\varepsilon_{i,y}$  和常数项  $\alpha$ . 本文分别采用最小二乘法( OLS)、最小二乘虚拟变量法( LSDV) 以及 Blundell 和 Bond<sup>[37]</sup> 提出的系统广义矩法( GMM) 这三种方法对方程(4)进行回归. 考虑到 OLS 及 LSDV 估计资本结构动态调整模型系数会分别存在向上及向下的偏误<sup>[38,39]</sup>, 这里采用 GMM 的

估计系数计算目标杠杆. 之后对实际杠杆进行分解获得相对杠杆及相关变量. 相对杠杆( RL ), 即实际杠杆与目标杠杆之差; 距离( DIST ), 即实际杠杆与目标杠杆之差的绝对值; 杠杆过度( OL ), 即相对杠杆与零的较大值, 反应了实际杠杆大于目标杠杆公司相对杠杆的水平; 杠杆不足( UL ), 即相对杠杆与零较小者的相反数, 反应了实际杠杆小于目标杠杆公司相对杠杆的水平. 具体定义如下

$$RL_{i,y} = LEV_{i,y} - LEV_{i,y}^* \quad (5)$$

$$DIST_{i,y} = |LEV_{i,y} - LEV_{i,y}^*| \quad (6)$$

$$OL_{i,y} = \max(RL_{i,y}, 0) \quad (7)$$

$$UL_{i,y} = -\min(RL_{i,y}, 0) \quad (8)$$

### 1.1.2 回归方程

个股分析中, 主要在控制市值、账面市值比的条件下, 检验相对杠杆与股票收益的相关性, 分三个方面来考察: 1) 对比分析相对杠杆与实际杠杆对股票收益的作用; 2) 考察相对杠杆的账面度量对股票收益的影响; 3) 区分过度杠杆和杠杆不足分别研究其与股票收益的相关关系. 基本的个股回归方程如下.

$$R_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Lnsiz_{i,t-1} + \beta_2 Lnbm_{i,t-1} + \beta_3 LEV_{i,t-1} + \beta_4 RL_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (9)$$

其中被解释变量  $R_{i,t}$  为个股收益率,  $R_{i,t} = (P_{i,t} - P_{i,t-1}) / P_{i,t-1}$ ,  $P_{i,t}$  为公司股票  $i$  在  $t$  月的月度收盘价. 解释变量包括市值(  $Lnsiz$  )、账面市值比(  $Lnbm$  )、实际杠杆(  $LEV$  )和相对杠杆(  $RL$  ). 其中市值(  $Lnsiz$  )取每年 6 月个股总市值的对数; 账面市值比(  $Lnbm$  )取当年末权益账面价值与市场价值比值的对数. 因变量和自变量数据涉及到月度和年度数据的匹配参照 Fama 和 French<sup>[40]</sup> 的处理方法将  $y$  年 7 月至  $y + 1$  年 6 月的月度数据与第  $y$  年的年度数据匹配, 将时间差距最小化在六个月以内.

由于运用个股回归未能彻底分散非系统性风险, 可能存在估计偏误, 故后续进一步采用构造投资组合的方式进行回归分析, 其收益率残差更低、更加可靠, 能更好地反应相对杠杆作为定价因子的重要性. 投资组合分析基于套利定价理论原理, 进行多因素模型的检验. 本文进行了四个定价模型比较, 包括经典三因素模型(模型 1)、剔

除市值因子加入相对杠杆因子的模型(模型 2)、剔除账面市值比因子加入相对杠杆因子的模型(模型 3)和直接在 FF 模型中加入相对杠杆因子得到的模型(模型 4),即将原 FF 模型与引入相对杠杆定价因子的模型进行比较。各模型表达式如下

模型 1

$$RET_{s,t} = a_t + b_t RMRF_s + s_t SMB_s + h_t HML_s + \varepsilon_{s,t} \quad (10)$$

模型 2

$$RET_{s,t} = a_t + b_t RMRF_s + h_t HML_s + o_t OMU_s + \varepsilon_{s,t} \quad (11)$$

模型 3

$$RET_{s,t} = a_t + b_t RMRF_s + s_t SMB_s + o_t OMU_s + \varepsilon_{s,t} \quad (12)$$

模型 4

$$RET_{s,t} = a_t + b_t RMRF_s + s_t SMB_s + h_t HML_s + o_t OMU_s + \varepsilon_{s,t} \quad (13)$$

其中被解释变量  $RET_{s,t}$  表征投资组合的月度平均超额收益,即投资组合  $s$  第  $t$  月的等权重加权平均收益减去无风险收益率的值。解释变量包括市值因子( $SMB$ )、账面市值比因子( $HML$ )、相对杠杆因子( $OMU$ ),以及市场组合因子( $RMRF$ )。其中  $SMB$  和  $HML$  参照 Fama 和 French<sup>[41]</sup> 1993 年工作,通过每年 6 月,将所有股票按照市值(从小到大分两组,50% S 和 50% B)、账面市值比(从高到低分三组,30% H、40% M 和 30% L)进行独立分组,交叉构造等权重投资组合计算得到。 $OMU$  由依据相对杠杆从小到大排序分组处于最前 20% 公司平均收益减去处于最后 20% 公司平均收益计算得到。 $RMRF$  市场组合因子基于市场

组合收益率减去无风险利率得到。每年 6 月更新一次投资组合,逐月计算各投资组合的月度加权平均收益。如果通过某种方式在原 FF 模型中引入相对杠杆因子后能够显著改善回归估计的截距项性质、提升模型的定价能力,则说明相对杠杆因子作为一种反应系统性风险的定价因子具有显著意义,能进一步肯定相对杠杆对股票溢价的解释能力。

1.2 数据来源及描述性统计结果

1.2.1 数据来源

对中国样本,本研究使用国泰安数据库 1998 年至 2013 年的财务数据为研究样本,包括沪深两市上市交易的所有 A 股公司,考虑到行业特殊性,剔除了金融业公司和公用事业单位;剔除相关数据缺失且无法以合理方式补足的观测值。最终年度数据样本包括 2 190 家公司、20 825 个观测值;与月度数据匹配后样本包括 220 870 个观测值。对美国样本,也选取 1998 年至 2013 年期间 Compustat 和 Crsp 数据库的财务数据为研究样本,包括在 AMEX / NYSE / NASDAQ 上市的所有美国公司,同时也剔除了金融和公用事业行业的公司样本,以及相关数据缺失且无法以合理方式补足的观测值。最终年度数据样本包括 5 848 家公司、47 267 个观测值;与月度数据匹配后样本包括 479 956 个观测值。为减少极端观测值的影响,本文对于所有的连续变量在 1% 水平上进行了极值处理。

1.2.2 描述性统计

表 1 列示了在 1.1.1 节资本结构动态调整模型中所涉及变量的描述性统计。

表 1 各年度变量的描述性统计

Table 1 The descriptive statistics of the annual variables

变量	中国					美国				
	观测量	平均值	标准差	最小值	最大值	观测量	平均值	标准差	最小值	最大值
LEV	20 825	0.275	0.190	0.014	0.773	47 267	0.313	0.221	0.011	0.885
EBITTA	20 825	0.043	0.066	-0.231	0.233	47 267	0.023	0.197	-0.921	0.342
MB	20 825	2.342	1.445	0.883	8.806	47 267	2.102	1.731	0.567	11.201
DEPTA	20 825	0.025	0.016	0.001	0.080	47 267	0.045	0.032	0.002	0.192
LNTA	20 825	19.832	1.110	17.614	23.364	47 267	19.082	1.922	15.144	23.936
FATA	20 825	0.321	0.189	0.007	0.794	47 267	0.246	0.226	0.003	0.897
RDDUM	20 825	0.770	0.421	0.000	1.000	47 267	0.355	0.479	0.000	1.000
RDTA	20 825	0.003	0.008	0.000	0.039	47 267	0.058	0.108	0.000	0.630
Ind_Median	20 825	0.259	0.132	0.022	0.768	47 267	0.283	0.132	0.035	0.943

由表 1 统计结果可知,中国的负债水平(27.5%)略低于美国(31.3%),并且行业杠杆水平(25.9%)也明显低于美国(28.3%),这与我国上市公司普遍存在显著股权融资偏好的现象是相符的;同时,中国上市公司的研发费用(0.3%)占比远远小于美国(5.8%),且美国各公司特征变

量的波动都更大.

### 1.3 资本结构动态调整模型的估计

本文共采用三种方法对资本结构动态调整模型进行估计,分别为最小二乘法(OLS)、最小二乘虚拟变量法(LSDV)以及 Blundell 和 Bond<sup>[37]</sup>提出的系统广义矩法(GMM).估计结果如表 2 所示.

表 2 资本结构动态调整模型的估计

Table 2 The estimate results of dynamic adjustment model

	中国			美国		
	(1) OLS	(2) LSDV	(3) GMM	(4) OLS	(5) LSDV	(6) GMM
$1 - \lambda$	0.818 *** (148.29)	0.536 *** (68.57)	0.685 *** (41.6)	0.818 *** (248.94)	0.512 *** (102.72)	0.674 *** (49.49)
<i>EBITTA</i>	-0.018 * (-1.68)	-0.085 *** (-7.00)	-0.069 ** (-2.45)	-0.047 *** (-11.95)	-0.071 *** (-12.56)	-0.090 *** (-5.98)
<i>MB</i>	-0.006 *** (-9.54)	-0.006 *** (-8.43)	-0.010 *** (-6.70)	-0.001 ** (-2.81)	-0.003 *** (-5.63)	-0.005 *** (-5.35)
<i>DEPTA</i>	-0.455 *** (-9.14)	-0.593 *** (-8.10)	-0.733 *** (-3.88)	-0.143 *** (-7.47)	-0.059 (-1.88)	-0.247 ** (-3.00)
<i>LATA</i>	0.017 *** (21.75)	0.043 *** (26.53)	0.038 *** (11.12)	0.005 *** (17.38)	0.036 *** (29.43)	0.016 *** (6.27)
<i>FATA</i>	0.023 *** (5.46)	0.033 *** (4.85)	0.055 *** (2.99)	0.020 *** (6.77)	0.052 *** (6.00)	0.072 *** (3.98)
<i>RDDUM</i>	0 (-0.01)	-0.003 (-0.83)	0.004 (0.85)	0.010 *** (7.8)	0.003 (0.82)	0.060 *** (5.12)
<i>RDTA</i>	-0.525 *** (-4.19)	-0.453 *** (-2.66)	-0.799 *** (-3.73)	-0.115 *** (-14.81)	-0.042 ** (-3.20)	-0.181 *** (-5.55)
<i>Ind_Median</i>	0.075 *** (10.75)	0.068 *** (5.98)	0.040 ** (2.34)	0.009 (1.7)	-0.066 *** (-6.02)	-0.068 *** (-3.43)
常数项	-0.322 *** (-21.35)	-0.702 *** (-21.71)	-0.658 *** (-10.31)	-0.077 *** (-11.97)	-0.534 *** (-21.37)	-0.214 *** (-4.38)
调整 $R^2$	0.829	0.652		0.766	0.296	
公司固定效应	否	是	是	否	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是

注: 括号里的数据为 t 值, \*、\*\* 和 \*\*\* 分别代表 10%、5% 和 1% 显著性水平. 下同.

研究表明,运用最小二乘法估计资本结构动态调整模型因变量滞后项回归系数会存在向上偏误<sup>[38]</sup>;而最小二乘虚拟变量法会存在向下偏误<sup>[39]</sup>,目前估计该模型最有效的方法是系统广义矩法<sup>[42]</sup>.上表 2 的回归结果与预期一致,调整速度( $\lambda$ )的估计明显受到回归方法的影响,采用 GMM 方法得到的调整速度(31.5%、32.6%)介于 OLS、LSDV 方法得到的调整速度之间,且中国

资本结构的调整速度 31.5% 略低于美国的调整速度 32.6%. 基于 Öztekin 和 Flannery<sup>[43]</sup>制度环境影响调整速度的观点,这与目前我国相较于美国市场融资效率较低、信息不对称程度较高、财务约束更强、破产成本更大、立法监管较弱,从而带来更大调整成本、更小调整收益的事实是一致的,从而调整速度更小.同时,美国是典型的市场主导型国家,而目前我国“重间接融资,

轻直接融资”的现象较为严重,Loof<sup>[44]</sup>指出相比以银行为主导的国家,市场主导型国家会有更快的调整速度,这也在一定程度上佐证了我国具有更小的调整速度。另一方面,上表回归结果显示各公司特征变量对目标杠杆的影响与预期一致。表2中GMM的回归系数表明,在中美市场均有EBITTA、MB及DEPTA的回归系数显著为负,而LATA、FATA的回归系数显著为正,即有盈利性、成长性越强,折旧越高的公司,目标杠杆越低;而规模越大、有形资产越多的公司,目标杠杆水平越高。本文基于GMM的回归系数依照1.1.1节的式(4)计算目标杠杆,后基于式(5)、式(6)、式(7)和式(8)得到相对杠杆、距离、过度杠杆和杠杆不足。

为初步了解相对杠杆对股票收益的影响,将样本公司按照相对杠杆从小到大分成十组(第一组相对杠杆取值最小,之后依次上升,第十组取值最大),分组每年6月更新一次,用于当年7月至次年6月。计算每组样本股票收益

的等权重和市值加权月度平均值,结果如表3所示。

可以看到,在同等相对杠杆水平上美国市场各投资组合的平均月度回报都显著高于中国,且不论是在中国还是美国,均存在股票收益随相对杠杆增加而显著提高的趋势。在中国,相对杠杆最高与最低组的等权重平均回报差值为1.051%,市值加权平均回报差值为1.037%,在1%水平下显著;同样,在美国,两者分别为2.229%、2.244%,也在1%水平下显著。由此可见,在中美市场相对杠杆与股票收益均一定程度上表现出正相关性,相对杠杆的溢价能力有待于后续进一步深入研究。

表4给出了主要变量的相关性矩阵。中美LEV和RL的相关系数分别为0.365和0.445,都比较小,说明实际杠杆和相对杠杆的相关性较低,两者捕捉的杠杆信息存在明显差异。各解释变量之间相关系数基本均处于0.6以下,一定程度上说明不存在多重共线性问题。

表3 依据相对杠杆分组的各投资组合平均月度回报

Table 3 Monthly equity returns of portfolios sorted by relative leverage

按相对杠杆进行分组	中国		美国	
	等权重平均回报	市值加权平均回报	等权重平均回报	市值加权平均回报
1(相对杠杆最低组)	-0.039	-0.074	0.377	0.144
2	0.116	0.085	0.781	0.662
3	0.205	0.156	1.001	0.83
4	0.376	0.337	1.095	0.988
5	0.569	0.534	1.343	1.197
6	0.625	0.582	1.427	1.282
7	0.710	0.670	1.604	1.444
8	0.936	0.886	1.753	1.605
9	0.870	0.820	2.175	2.001
10(相对杠杆最高组)	1.012	0.963	2.606	2.388
差值	1.051	1.037	2.229	2.244
t 统计量	(5.78) ***	(5.75) ***	(18.25) ***	(19.33) ***

表4 时间序列平均相关性分析  
Table 4 Time-series average of cross-sectional correlations

中国	LEV	RL	DIST	OL	UL	Lnsize	Lnbm
LEV	1.000						
RL	0.365	1.000					
DIST	0.053	-0.338	1.000				
OL	0.330	0.656	0.296	1.000			
UL	-0.219	-0.867	0.706	-0.316	1.000		
Lnsize	-0.006	-0.197	0.060	-0.089	0.170	1.000	
Lnbm	0.409	0.060	0.099	0.080	0.008	0.092	1.000
美国	LEV	RL	DIST	OL	UL	Lnsize	Lnbm
LEV	1.000						
RL	0.445	1.000					
DIST	0.107	-0.139	1.000				
OL	0.451	0.792	0.428	1.000			
UL	-0.276	-0.846	0.600	-0.389	1.000		
Lnsize	-0.081	-0.076	-0.100	-0.136	-0.003	1.000	
Lnbm	0.476	0.179	0.056	0.199	-0.101	-0.360	1.000

2.1.1 相对杠杆与实际杠杆

2 实证分析

表5 考察了相对杠杆对股票收益的影响,并将相对杠杆、实际杠杆对股票溢价的解释能力进行了简要比对。

2.1 个股回归

表5 股票收益与相对杠杆、实际杠杆的回归分析

Table 5 Regression analysis of stock return and relative and observed leverage

中国	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Lnsize	-0.404** (-2.25)			-0.439** (-2.55)	-0.320* (-1.78)		-0.355** (-2.05)	-0.421** (-2.57)	-0.338** (-1.99)
Lnbm		0.278** (2.05)		0.269** (2.07)		0.203 (1.46)	0.224* (1.72)	0.245** (1.99)	0.303** (2.41)
RL			4.331*** (7.48)		3.401*** (6.49)	4.377*** (7.59)	3.449*** (6.98)		3.764*** (5.89)
LEV								0.443 (0.97)	-0.485 (-0.86)
常数项	9.429** (2.24)	0.788 (1.00)	0.636 (0.76)	10.456*** (2.61)	7.800* (1.85)	0.830 (1.01)	8.760** (2.18)	9.899** (2.58)	8.669** (2.2)
美国	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Lnsize	-0.209*** (-3.77)			-0.135** (-2.37)	-0.172*** (-3.19)		-0.129** (-2.26)	-0.154*** (-2.67)	-0.128** (-2.23)
Lnbm		0.475*** (3.95)		0.352*** (2.79)		0.308*** (2.78)	0.195* (1.66)	0.134 (1.49)	0.206** (2.23)
RL			7.183*** (13.04)		6.860*** (12.33)	6.678*** (13.65)	6.631*** (13.44)		6.635*** (12.75)
LEV								1.647*** (3.81)	-0.119 (-0.26)
常数项	2.599*** (3.54)	1.646*** (2.99)	1.615*** (2.91)	2.364*** (3.23)	2.591*** (3.42)	1.725*** (3.04)	2.409*** (3.23)	1.790** (2.47)	2.430*** (3.38)

由表 5 回归结果可知,无论是在中国还是美国,股票收益与市值显著负相关,存在规模折价;股票收益与账面市值比显著正相关,存在价值溢价,与前人研究结果一致;同时,不论是进行相对杠杆对股票收益的单因素检验,还是加入其它收益解释变量(市值、账面市值比)的多因素检验,相对杠杆均表现出对股票收益的显著正向影响,对股票收益解释能力很强.与回归(4)相比,回归(7)在引入相对杠杆后,市值和账面市值比的显著性水平均有所降低,账面市值比表现尤为明显,在中国,其回归系数由 0.269 减少为 0.224,显著性水平从 5% 下降到 10%;在美国其回归系数由 0.352 减少为 0.195,显著性水平从 1% 下降到 10%,而在回归(7)中相对杠杆则表现出很强显著性,在控制市值和账面市值比的情况下,中国相对杠杆回归系数为 3.449,在 1% 水平下显著;美国相对杠杆回归系数为 6.631,也在 1% 水平下显著.另一方面,实际杠杆对股票收益的解释能力则较弱.回归(8)、回归(9)考察了实际杠杆对股票收益的影响,可以看到在中国,回归(8)、回归

(9)中实际杠杆的回归系数均不显著,未表现出解释能力;而在美国,回归(8)中实际杠杆的回归系数为 1.647, *t* 值为 3.81,实际杠杆表现出与股票收益显著正相关,这与 Giacomini 等<sup>[45]</sup>、Trigeorgis 等<sup>[46]</sup>的前期研究结果一致.但与回归(7)中相对杠杆的回归结果相比,无论是系数大小还是显著性 *t* 值都更小,并且当回归(9)中同时加入实际杠杆和相对杠杆时,实际杠杆的回归系数不再显著,而相对杠杆的回归系数表现出很强显著性,说明相对杠杆确实比实际杠杆能更好地解释股票收益.

为了进一步证实相对杠杆对股票收益持续稳定地显著影响,且相比实际杠杆能更好解释股票溢价,本文基于不同的子样本区间进行上述回归.考虑到 2008 年金融危机影响辐射全球,本文以这一事件为分界点,同时为尽可能使子样本时间长度相当,将样本期间 1998 年—2013 年分成三个子样本期间 1998 年—2003 年、2004 年—2008 年、2009 年—2013 年分段进行个股回归,回归结果如表 6 所示.

表 6 股票收益与相对杠杆、实际杠杆的分段回归分析

Table 6 Subsample regression of stock return and relative and observed leverage

中国	1998 年—2003 年			2004 年—2008 年			2009 年—2013 年		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
<i>Lsize</i>	-0.080 (-0.18)	-0.062 (-0.17)	-0.064 (-0.15)	-0.221 (-0.67)	-0.343 (-1.02)	-0.226 (-0.69)	-0.572*** (-3.44)	-0.650*** (-3.69)	-0.532*** (-3.31)
<i>Lnbm</i>	0.645** (2.58)	0.519* (1.94)	0.565** (2.08)	0.249 (1.07)	0.230 (1.02)	0.301 (1.34)	-0.089 (-0.48)	0.072 (0.40)	0.130 (0.76)
<i>RL</i>	2.125*** (3.22)		1.667** (2.33)	4.923*** (7.31)		4.878*** (4.23)	3.313*** (3.20)		4.555*** (4.14)
<i>LEV</i>		1.641* -1.83	1.212 -1.58		1.173* -1.68	-0.206 (-0.20)		-1.041 (-1.35)	-1.963** (-2.08)
常数项	1.494 (0.15)	0.450 (0.06)	0.809 (0.08)	6.135 (0.80)	7.946 (1.01)	6.449 (0.85)	14.077*** (3.41)	16.229*** (3.76)	14.001*** (3.43)
美国	1998 年—2003 年			2004 年—2008 年			2009 年—2013 年		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
<i>Lsize</i>	-0.289* (-1.74)	-0.340** (-2.06)	-0.285* (-1.73)	-0.041 (-0.59)	-0.044 (-0.71)	-0.036 (-0.49)	-0.105 (-1.46)	-0.133* (-1.85)	-0.111 (-1.52)
<i>Lnbm</i>	0.492 (1.43)	0.450* (1.69)	0.543** (2.07)	0.024 (0.18)	-0.017 (-0.18)	0.047 (0.45)	0.157 (1.14)	0.064 (0.61)	0.128 (1.16)
<i>RL</i>	5.522*** (4.53)		5.861*** (5.51)	8.156*** (13.34)		8.049*** (10.21)	5.882*** (7.88)		5.763*** (6.81)
<i>LEV</i>		1.560 (1.51)	-0.453 (-0.42)		1.4608*** (2.79)	-0.223 (-0.32)		1.894*** (3.21)	0.219 (0.34)
常数项	4.090** (2.48)	3.458* (2)	4.229** (2.38)	0.329 (0.3)	-0.103 (-0.12)	2.027* (-0.38)	3.313*** (3.02)	2.515*** (3.25)	3.214*** (3.38)

可以看到,在中美市场任意子样本区间相对杠杆均表现出持续稳定显著的正向影响,在中国其回归系数变动范围从 1.667 到 4.923,基本均在 1% 水平下显著;在美国其回归系数变动范围从 5.522 到 8.156,也均在 1% 水平下显著。由此可见,相对杠杆对股票收益有强烈的溢价作用,即使在控制了市值、账面市值比和实际杠杆的情况下,仍存在额外的解释能力。而实际杠杆对股票收益的解释能力则较弱,显著性水平低甚

至不显著,有时表现出正相关性、有时表现出负相关性。

2.1.2 相对杠杆的市值度量和账面度量

有关资本结构问题研究时应该采用市值杠杆还是账面杠杆一直存在较大争议。因此,为了保证本文研究的完备性也为了进一步确定相对杠杆对股票收益的解释作用是否受到度量方式的影响,本文也采用杠杆的账面度量进行回归,结果如表 7 所示。

表 7 相对杠杆的市值度量/账面度量  
Table 7 Comparative analysis of RL and BRL

	中国				美国			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>Lsize</i>	-0.355** (-2.05)	-0.338** (-1.99)	-0.501*** (-2.99)	-0.487*** (-2.93)	-0.129** (-2.26)	-0.128** (-2.23)	-0.138** (-2.41)	-0.162*** (-2.79)
<i>Lnbm</i>	0.224* (1.72)	0.303** (2.41)	0.333** (2.54)	0.355*** -2.69	0.195* (1.66)	0.206** (2.23)	0.382*** (2.89)	0.350*** (2.91)
<i>RL</i>	3.449*** (6.98)	3.764*** (5.89)			6.631*** (13.44)	6.635*** (12.75)		
<i>LEV</i>		-0.485 (-0.86)				-0.119 (-0.26)		
<i>BRL</i>			0.286 (1.55)	0.226 (1.24)			2.455*** (6.59)	1.801*** (5.29)
<i>BLEV</i>				0.166 (0.52)				0.930*** (2.43)
常数项	8.760** (2.18)	8.669** (2.20)	11.911*** (3.06)	11.538*** (2.99)	2.409*** (3.23)	2.430*** (3.38)	2.460*** (3.38)	2.145*** (3.00)

其中 *BLEV* 表征当式(1)中  $E_{i,y}$  取权益账面价值时,得到的账面实际杠杆。*BRL* 表征当采用账面实际杠杆计算时对应得到的账面相对杠杆。由表 7 回归结果可见,回归(1)、回归(2)、回归(5)和回归(6)与表 5 中结果相同,在中美市值相对杠杆均表现出对股票收益有显著正向影响,而账面相对杠杆在中美的作用则存在显著差异。在美国账面相对杠杆在回归(7)和回归(8)中均表现出强烈的溢价能力,其系数分别为 2.455、1.801,均在 1% 的水平下显著;账面实际杠杆虽在回归(8)中也表现出显著正向影响,但其不论是系数大小还是显著性 *t* 值均小于账面相对杠杆,解释能力更弱。而在中国,账面相对杠杆不显著,对股票收益没有解释能力,如回归(3)和回归(4)中其回归系数分别为 0.286 和 0.226,均不显著。另一方面,对比市值相对杠杆和账面相对杠杆的回归结

果可以发现,在中美市值相对杠杆均表现出相较于账面相对杠杆更强的溢价能力。在中国,回归(1)和回归(2)中市值相对杠杆显著,回归(3)和回归(4)中账面相对杠杆不显著;在美国,回归(5)和回归(6)中市值相对杠杆在 1% 水平上显著,回归系数分别为 6.631、6.635,回归(7)和回归(8)中账面相对杠杆虽然也在 1% 水平上显著,但其回归系数分别为 2.455、1.801,明显小于市值相对杠杆的回归系数。

综上,中美结果差异性主要体现在账面相对杠杆在美国仍表现出很强的解释能力,而在中国则基本没有解释力度,这可能与中美市场的会计政策及市场体制差异有关。国际会计准则及一些市场经济发达国家纷纷将公允价值作为其会计准则首选的计量属性,美国也不例外。美国作为使用公允价值最早、对公允价值计量认识最深的国

家,从美国会计准则委员会于1970年在其报告书4号中首次提出公允价值的概念以来,美国对公允价值的研究和应用已有40多年的历史,对公允价值的应用已进入全面探索阶段,涉及范围覆盖方方面面,除了衍生金融工具,还包括其他长期资产和长期负债。美国会计准则委员会于2006年9月发布的《公允价值计量》准则是最权威的公允价值计量准则,该准则进一步明确了公允价值的定义及其具体度量方式,为公允价值计量提供了专业的指导。同时,美国市场较为完善的市场体系、会计制度以及监管机制也为公允价值计量提供了有效的应用环境,标志着对公允价值的应用走向成熟。而在我国,过去一直秉承历史成本计量原则,公允价值在1998年6月发布的《企业会计准则—债务重组》会计准则中才被首次提出,但很快在2001年发布的《企业会计准则》中暂停了对公允价值的使用,直到2006年2月15日发布新会计准则才再次引入公允价值,该准则于2007年1月1日起在上市公司正式执行。同时,目前我国尚处于市场经济的初级发展阶段,在各方面还不能为公允价值计量提供很好的应用环境<sup>[47]</sup>。这主要体现在:第一,市场环境不完善。成熟、有序的市场环境是公允价值可靠运用的前提条件。而目前我国尚处于从新兴市场向成熟市场过渡的转轨阶段,市场化程度较低,市场体系不够完善,不论是在市场规模、融资效率、市场流动性

还是风险控制等方面相较美国都存在差距;市场投机性强,法律、法规不够健全,信息披露、会计准则以及会计服务水准不够高,不规范的市场交易行为时有发生,这都会影响市场交易的有序进行。在这种市场环境中,公允价值的可靠性还比较弱。正如Wang和Xu<sup>[48]</sup>研究指出我国市场投机性强、会计信息质量低的特质都会在一定程度上带来账面度量的弱有效。第二、可操作性差。虽然在我国新会计准则中大量引入了公允价值计量,但仍缺乏具体的应用操作指导以及相关估值技术支持,特别是非活跃市场环境下的公允价值计量。第三、内外部监管不健全。我国公司治理结构方面的缺陷、内部控制的缺失以及外部市场配套立法监管的不完备都会进一步使得公允价值计量的可靠性大打折扣。因此,中国市场制度环境对公允价值度量的弱有效可能造成账面相对杠杆在中国并未表现出对股票溢价的解释能力。基于此,本文以2007年新会计准则执行这一事件为分界点划分样本区间,对1998年—2006年和2007年—2013年这两个时期子样本分别进行回归,预期2007年—2013年期间由于使用公允价值度量,账面相对杠杆不显著;而在1998年—2006年期间基本采用历史成本计量原则,由于该计量属性受市场制度环境影响较小,可靠性强,预期账面相对杠杆在此期间仍表现出与股票收益存在显著相关性。回归结果如表8所示。

表8 相对杠杆的市值度量/账面度量的分段回归

Table 8 Subsample regression of stock return and market/book relative leverage

中国	1998年—2006年		2007年—2013年	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Lsize</i>	-0.124 (-0.43)	-0.112 (-0.39)	-0.785*** (-4.39)	-0.769*** (-4.35)
<i>Lnbm</i>	0.462*** (2.85)	0.487*** (3.02)	0.234 (1.09)	0.254 (1.17)
<i>BRL</i>	0.619*** (4.17)	0.462** (2.57)	0.037 (0.12)	0.059 (0.19)
<i>BLEV</i>		0.504 (1.41)		-0.127 (-0.26)
常数项	2.861 (0.44)	2.377 (0.37)	18.925*** (4.17)	18.624*** (4.15)

由表8结果可知,与预期一致,在1998年—2006年期间账面相对杠杆在中国市场表现出与股

票收益显著正相关,在回归(1)和回归(2)中*t*统计量分别为4.17、2.57,在1%和5%水平上显

著,而至2007年起公允价值度量被再次应用之后,2007年—2013年期间账面相对杠杆对股票收益不再具有解释能力,由此说明账面相对杠杆的弱有效确实受制于我国市场制度环境的影响。

### 2.1.3 过度杠杆与杠杆不足

在肯定了相对杠杆在中美市场表现出与股票收益的显著正相关性之后,下面区分距离、过度杠杆和杠杆不足分别考察其对股票收益的影响。

表9 相对杠杆、距离、过度杠杆、杠杆不足的比较分析  
Table 9 Comparative analysis of RL, DIST, OL and UL

中国	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Lnsiz</i>	-0.355** (-2.05)	-0.416** (-2.43)	-0.375** (-2.16)	-0.358** (-2.07)	-0.362** (-2.08)	-0.359** (-2.15)
<i>Lnbm</i>	0.224* (1.72)	0.227* (1.74)	0.261** (2.03)	0.220* (1.69)	0.225* (1.74)	0.218* (1.73)
<i>RL</i>	3.449*** (6.98)					-0.046 (-0.02)
<i>DIST</i>					-1.427* (-1.96)	-0.263 (-0.11)
<i>OL</i>		6.985*** (4.70)		3.342** (2.20)		
<i>UL</i>			-2.731* (-1.77)	-1.157 (-0.61)		
常数项	8.760** (2.18)	9.692** (2.43)	9.422** (2.34)	8.795** (2.19)	8.919** (2.22)	8.795** (2.27)
美国	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Lnsiz</i>	-0.129** (-2.26)	-0.114** (-1.99)	-0.147*** (-2.61)	-0.130** (-2.31)	-0.139** (-2.51)	-0.130** (-2.31)
<i>Lnbm</i>	0.195* (1.66)	0.233* (1.91)	0.259** (2.19)	0.196* (1.68)	0.308*** (2.66)	0.196* (1.68)
<i>RL</i>	6.631*** (13.44)					6.504*** (13.01)
<i>DIST</i>					-1.754*** (-2.66)	-0.135 (-0.23)
<i>OL</i>		10.459*** (10.34)		6.467*** (8.39)		
<i>UL</i>			-8.991*** (-11.35)	-6.670*** (-8.46)		
常数项	2.409*** (3.23)	1.760** (2.37)	2.977*** (4.19)	2.442*** (3.45)	2.628*** (4.56)	2.441*** (3.45)

由表9结果可知,在美国回归(2)、回归(3)和回归(4)中,过度杠杆和杠杆不足均表现出对股票收益的显著影响,且作用相当。过度杠杆在回归(2)中系数为10.459,杠杆不足在回归(3)中系数为8.991,两者均在1%水平下显著;且在同时包含过度杠杆和杠杆不足的回归(4)中,过度杠杆和杠杆不足仍显示出对股票收益的显著影

响,回归系数分别为6.467、-6.670,在1%水平下显著,两者大小相近,方向相反,说明过度杠杆与杠杆不足表现出对股票收益较为对称的影响,两者的差额(即相对杠杆)才是影响股票收益的主要因素。在回归(5)中,距离表现出与股票收益的显著相关性,其回归系数为-1.754,在1%的水平下显著。距离度量了实际杠杆偏离目标杠杆

的程度,不具有方向性,该变量显著说明不论是在过度杠杆还是杠杆不足的区域,相对杠杆均表现出与股票收益的强烈相关性,这在一定程度上进一步说明了上述“过度杠杆和杠杆不足对股票收益具有较为对称影响作用”的观点;在回归(6)中同时考虑距离和相对杠杆影响的情形下,距离的显著性消失了,而相对杠杆表现出对股票收益的正向影响,其回归系数为6.504,在1%的水平下显著,与之前结果一致,说明在美国相对杠杆才是影响股票收益的主要因素。而在中国,过度杠杆和杠杆不足对股票收益的影响存在很大差异。可以看到,回归(2)和回归(3)中过度杠杆和杠杆不足虽然均表现出对股票收益的显著影响,但过度杠杆的作用明显更强。回归(2)中,过度杠杆回归系数为6.985,在1%水平上显著,回归(3)中,杠杆不足的回归系数为-2.731,仅在10%水平上显著,即有过度杠杆的回归系数更大、显著性更高;且在同时包含过度杠杆和杠杆不足的回归(4),只有过度杠杆表现出显著性,而杠杆不足对股票收益并无显著影响,过度杠杆回归系数为3.342,在1%水平下显著,而杠杆不足回归系数为-1.157,不显著。由此可知,在中国市场过度杠杆体现出比杠杆不足更强的溢价能力。回归(5)和回归(6)中距离均没有表现出与股票收益很显著的相关性,回归(5)中距离的回归系数为-1.427,仅在10%的水平下显著,回归(6)中距离的回归系数不显著。该结果很好地佐证了过度杠杆、杠杆不足对股票收益表现出不对称的影响。由于杠杆不足相较于过度杠杆而言对股票收益的影响很微弱,故而距离变量的作用很大程度上被杠杆不足的弱显著性稀释了,表现为基本不显著。此外,表9中回归(4)同时包括了过度杠杆和杠杆不足,回归(6)同时包括了相对杠杆和距离,由1.3节中表4的结果可以看到,在中美两国过度杠杆与杠杆不足,相对杠杆与距离的相关性系数均较低,分别为-0.316/-0.338,-0.389/-0.139,同时考虑到这两个回归均通过了多重共线性检验,各变量间并不存在严重的共线性问题。据此说明,回归结果是可靠的。

综上,中美市场过度杠杆与杠杆不足对股票收益影响的差异性主要体现在在美国市场过度杠

杆和杠杆不足对股票收益表现出大小基本一致、方向相反的作用,具有对称性;而在中国市场过度杠杆、杠杆不足对股票收益的作用力度明显不同,过度杠杆表现出更为强烈的影响,二者具有非对称性。该结果可能与中国市场资本结构动态调整行为表现出的非对称性有关。企业的融资调整行为是内部资金需求与外部供给环境共同作用的结果。过度杠杆公司趋向目标杠杆向下调整资本结构时主要是通过偿还负债和增加所有者权益,后者通常以增发股票的形式实现;而杠杆不足公司趋向目标杠杆向上调整资本结构水平时主要是通过扩大负债和降低所有者权益,后者通常以发放现金红利等方式实现。由于在资本市场上实现偿还负债和发放红利等行为的摩擦成本基本可以忽略不计,因此公司向上调整资本结构时主要承受与银行系统的摩擦,而向下调整资本结构时主要承受与股票市场的摩擦。转轨时期的中国,资本供给的市场条件和西方成熟资本市场相比存在很大差异。前文提到,我国目前尚处于市场经济初级发展阶段,仍是以银行体系为主导的金融市场,“重间接融资、轻直接融资”、“重银行融资、轻权益融资”的现象较为严重,这种发展思路在很大程度上导致了整个资本市场资源配置的结构畸形和不合理,银行系统和股票市场的发展极度不均衡。相对而言,我国企业较易获得银行贷款,企业往往可以通过银行授信,随时取得银行信贷,操作性强、灵活性大。而在股票市场方面,股票市场建设仅在近二十几年才取得了较快发展,各项制度还处于完善过程中,目前仍存在严格的证券发行、金融创新管制,为公司权益融资调整资本结构带来很大约束。上市公司面临的股权融资限制主要来自两个方面<sup>[49]</sup>: 1) 股票发行管制。为规范上市公司再融资、限制“圈钱”行为,监管机构设置“准入门槛”和审批核准来实施监管,包括限制发行条件、发行定价、发行节奏等等。2) 政府会基于宏观调控和产业发展需要,限制甚至中断正常的金融产品供给,如限制房地产企业或是产能过剩企业的上市和再融资行为。因此,对于我国上市公司,当实际杠杆小于目标杠杆时,可以通过获取银行贷款提高负债率,较易向上进行资本结构调整;而当实际杠杆高于目标杠杆时,受限于股票市场

的诸多管制约束,通过权益融资方式向下调整资本结构则较为困难.同时,另一方面赵兴楣和王华<sup>[50]</sup>研究指出国有持股的政府控制会同时产生股权限制和融债优势两种相反的作用力,更有利于债权融资调整,不利于股权融资,该现象在国家持股比例越高的公司越为明显.目前我国上市公司中国企改制上市企业占很大比例,这可能进一步加剧整体而言股权融资调整资本结构相较于银行贷款融资调整资本结构更为困难.因此,预期我国上市公司资本结构向下调整的速度会小于向上调整的速度.而在股票市场占主导地位的美国市场,银行系统及股票市场的发展程度较为均衡,企业从银行融资和从股票市场融资时所面临的摩

擦程度差异很小,表现出资本结构动态调整的对称性,即资本结构向下调整的速度与向上调整的速度基本一致.基于上述中国市场资本结构动态调整的非对称性,过度杠杆公司相较于杠杆不足公司向目标资本结构调整更不灵活,表现出过度杠杆对股票收益更持续性的显著影响,因此,过度杠杆相较于杠杆不足会有更强的股票溢价解释能力;而在美国则不会存在此种现象,过度杠杆、杠杆不足将表现出对股票收益的对称影响.为了粗略证实上述观点,本文对中美市场过度杠杆及杠杆不足公司的调整速度进行了简要刻画,如图1和图2所示,图中资本结构调整速度均为百分数.

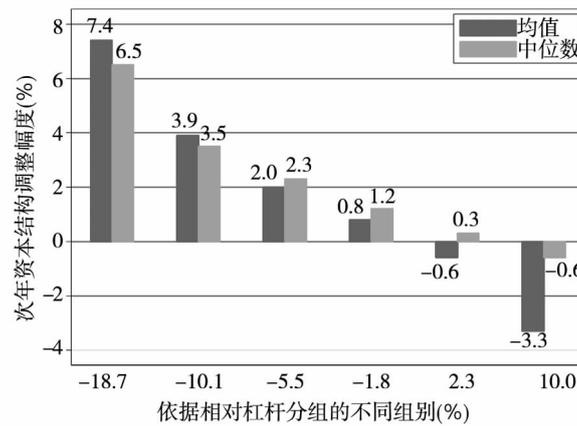


图1 过度杠杆、杠杆不足公司资本结构平均调整速度对比(中国)

Fig. 1 Adjustment speed for over-leveraged and under-leveraged firms in China

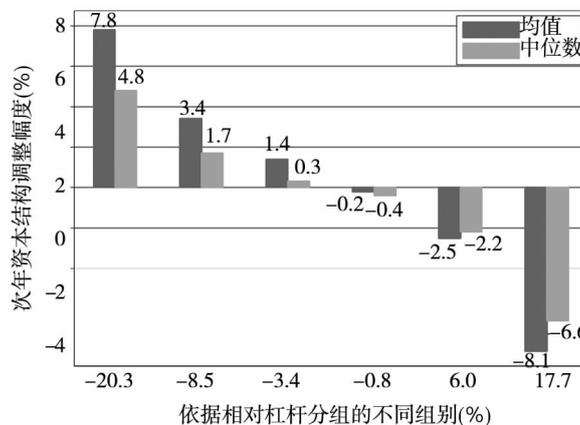


图2 过度杠杆、杠杆不足公司资本结构平均调整速度对比(美国)

Fig. 2 Adjustment speed for over-leveraged and under-leveraged firms in the U. S.

这里基于相对杠杆大小由低到高将样本公司分为6组,横轴表征相对杠杆,靠左为杠杆不足公司、靠右为过度杠杆公司,纵轴表征不同组别公司

次年资本结构实际调整幅度的均值和中位数.可以看到与预期一致,在美国杠杆不足和过度杠杆公司表现出相对一致的调整速度,如图2中杠杆

不足及过度杠杆最大的两组表现出向上、向下的平均调整速度分别为 7.8% 和 8.1%; 而杠杆不足及过度杠杆次大的两组表现出向上、向下的平均调整速度分别为 3.4% 和 2.5%; 在中国情况则明显不同, 杠杆不足公司表现出比过度杠杆公司明显更大的调整速度, 如图 1 中杠杆不足及过度杠杆最大的两组表现出向上、向下的平均调整速度分别为 7.4% 和 3.3%; 而杠杆不足及过度杠杆次大的两组表现出向上、向下的平均调整速度分别为 3.9% 和 0.6%。这粗略佐证了本文给出的解释, 同时也与国内外部分学者的研究结果一致。王正位等人<sup>[51]</sup>指出我国股票市场摩擦程度大于银行系统摩擦程度, 资本结构向下调整的速度小于向上调整的速度。Byoun<sup>[28]</sup>、Warr 等人<sup>[52]</sup>的研究则表明在美国等发达国家市场过度杠杆公司向下调整资本结构时所面临的市场摩擦并不显著大于杠杆不足公

司向上调整时所面临的市场摩擦, 甚至会有更大的调整速度。

### 2.2 投资组合回归

此部分进一步进行投资组合回归, 以证实存在相对杠杆溢价。这里在 FF 三因素模型的基础上通过三种方式加入相对杠杆因子形成三个新的定价模型(具体见 1.1.2 小节), 与 FF 模型相比较, 看模型的定价能力是否有所提升, 哪种模型的定价能力最好。此处分别依据  $Lsize$ 、 $Lnbm$  和相对杠杆  $RL$  于每年 6 月将所有样本公司分成三份(其中美国基于 NYSE 样本公司的 30% 和 70% 分位点进行分组; 中国基于全样本公司 30% 和 70% 分位点进行分组), 用于当年 7 月至次年 6 月, 通过交叉构成 27 个资产组合, 进行投资组合分析。考虑到模型各评价指标的有限样本性质, 采用联合迭代 GMM 方法进行回归估计<sup>[53]</sup>, 结果如表 10、表 11 所示。

表 10(a) 多因素模型定价表现的比较分析——中国

Table 10(a) Comparative analysis of multi-factors pricing models in China

模型 1 ( $RET_{s,t} = a_t + b_t RMRF_s + s_t SMB_s + h_t HML_s + \varepsilon_{s,t}$ )												
RL	$Lsize/Lnbm$	a			z(a)			p				
		Low	2	High	Low	2	High	Low	2	High		
Under	Small	-0.957	-0.946	-0.730	-2.785	-2.503	-1.791	0.005	0.012	0.073		
	2	-1.034	-1.148	-1.004	-2.200	-3.327	-2.942	0.028	0.001	0.003	avg a	0.76
	Large	-1.652	-1.251	-0.853	-2.912	-3.513	-2.837	0.004	0.000	0.005	avg a'2	0.71
2	Small	-0.937	-0.896	-0.697	-2.376	-4.519	-1.791	0.018	0.000	0.073	fail(0.01)	9
	2	-0.850	-0.835	-0.975	-1.807	-2.473	-3.179	0.071	0.013	0.001	GRS	17.8
	Large	-1.338	-0.205	-0.547	-2.720	-0.589	-0.678	0.007	0.556	0.498	J	6.49
Over	Small	-0.463	-0.670	-0.254	-1.150	-1.687	-0.511	0.250	0.092	0.609	p(J)	0.999
	2	0.233	-0.370	-0.426	0.471	-0.762	-0.933	0.638	0.446	0.351		
	Large	-0.308	-0.151	-0.810	-0.563	-0.311	-2.319	0.574	0.756	0.020		
模型 2 ( $RET_{s,t} = a_t + b_t RMRF_s + h_t HML_s + o_t OMU_s + \varepsilon_{s,t}$ )												
RL	$Lsize/Lnbm$	a			z(a)			p				
		Low	2	High	Low	2	High	Low	2	High		
Under	Small	-0.395	-0.521	-0.338	-0.803	-1.004	-0.569	0.422	0.315	0.569		
	2	-0.384	-0.818	-0.633	-0.720	-1.960	-1.543	0.472	0.050	0.123	avg a	0.54
	Large	-0.813	-0.989	-0.669	-2.110	-2.860	-2.256	0.035	0.004	0.024	avg a'2	0.39
2	Small	-0.332	-0.797	-0.966	-0.534	-1.791	-1.476	0.593	0.073	0.140	fail(0.01)	1
	2	-0.442	-1.073	-0.971	-0.827	-2.304	-2.006	0.408	0.021	0.045	GRS	10.34
	Large	-1.107	-0.134	-0.267	-2.239	-0.389	-0.269	0.025	0.697	0.788	J	9.13
Over	Small	0.433	0.034	0.521	0.718	0.059	0.796	0.473	0.953	0.426	p(J)	0.996
	2	0.692	0.100	-0.079	1.358	0.174	-0.153	0.174	0.862	0.879		
	Large	-0.319	-0.256	-0.628	-0.584	-0.511	-1.769	0.559	0.609	0.077		

表 10(b) 多因素模型定价表现的比较分析——中国  
Table 10(b) Comparative analysis of multi-factors pricing models in China

模型 3( $RET_{s,t} = a_t + b_t RMRF_s + s_t SMB_s + o_t OMU_s + \varepsilon_{s,t}$ )												
RL	Lsize/Lnbm	a			z(a)			p				
		Low	2	High	Low	2	High	Low	2	High		
Under	Small	-1.017	-1.072	-0.731	-3.141	-3.090	-1.821	0.002	0.002	0.069		
	2	-0.865	-1.126	-0.815	-1.892	-3.588	-2.184	0.058	0.000	0.029	avg a	0.74
	Large	-1.064	-1.100	-0.593	-2.689	-3.350	-1.687	0.007	0.001	0.092	avg a^2	0.66
2	Small	-0.876	-0.930	-0.921	-2.191	-4.774	-2.128	0.028	0.000	0.033	fail(0.01)	7
	2	-0.730	-1.141	-0.889	-1.540	-3.722	-2.419	0.124	0.000	0.016	GRS	10.23
	Large	-1.258	-0.220	-0.168	-2.534	-0.646	-0.187	0.011	0.518	0.852	J	10.69
Over	Small	-0.691	-0.929	-0.162	-1.617	-2.454	-0.303	0.106	0.014	0.762	p(J)	0.986
	2	0.157	-0.485	-0.502	0.309	-0.948	-1.036	0.757	0.343	0.300		
	Large	-0.441	-0.366	-0.852	-0.752	-0.699	-2.322	0.452	0.485	0.020		
模型 4( $RET_{s,t} = a_t + b_t RMRF_s + s_t SMB_s + h_t HML_s + o_t OMU_s + \varepsilon_{s,t}$ )												
RL	Lsize/Lnbm	a			z(a)			p				
		Low	2	High	Low	2	High	Low	2	High		
Under	Small	-0.957	-0.979	-0.766	-2.962	-2.629	-1.881	0.003	0.009	0.060		
	2	-0.843	-1.134	-0.959	-1.811	-3.355	-2.757	0.070	0.001	0.006	avg a	0.78
	Large	-0.993	-1.124	-0.774	-2.484	-3.277	-2.656	0.013	0.001	0.008	avg a^2	0.70
2	Small	-0.839	-0.938	-0.969	-2.124	-4.675	-2.201	0.034	0.000	0.028	fail(0.01)	10
	2	-0.709	-1.165	-1.079	-1.518	-3.533	-3.357	0.129	0.000	0.001	GRS	15.22
	Large	-1.161	-0.175	-0.403	-2.403	-0.492	-0.445	0.016	0.623	0.657	J	7.12
Over	Small	-0.663	-0.952	-0.303	-1.553	-2.440	-0.557	0.120	0.015	0.577	p(J)	0.999
	2	0.184	-0.558	-0.623	0.358	-1.049	-1.309	0.721	0.294	0.190		
	Large	-0.467	-0.370	-0.996	-0.799	-0.680	-2.955	0.424	0.497	0.003		

对多因素模型的结果分析主要关注两点，一是模型是否存在过度识别，二是截距项（定价误差）的性质。前者用 Hansen J 统计量及其 p 值来度量，p 值过小表明模型定价失败，p 值大于 0.1 表明模型不存在过度识别，有较好定价表现。后者截距项的性质通过其数值大小（a）及显著性（z(a), p）体现。表 10、表 11 中还报告了定价平均绝对误差（avg|a|）、均方误差（avg|a^2|）、定价失败次数（fail(0.01)）以及截距项显著异于零的联合检验 GRS 统计量<sup>[54]</sup>。其中，定价平均绝对误差、均方误差分别为截距项及其平方的均值；定价失败次数为 27 个组合回归截距项中在 1% 水平下显著异于 0 的个数；GRS 统计量反应了截距项联合显著的情况，如果回归模型中的因子不能完全解释组合回报，那么截距项应该大部分显著不为零，GRS 统计量较大，从而拒绝截距项联合等于零的原假设，说明还存在其它的潜在风险因子。

因此，定价平均绝对误差、均方误差、定价失败次数越小，GRS 统计量越小，并且通过 Hansen J 检验的模型定价具有更好的定价表现。

据此，可以看到在中美市场，各模型均通过了 J 统计量检验，不存在过度识别问题。同时，直接在 FF 模型中加入 OMU 定价因子都得到的模型 4 相较于原 FF 模型 1 定价表现基本维持不变，甚至有一定程度的改善，表明 OMU 因子具有一定定价信息，其可能包含原 FF 模型 RMRF、SMB 和 HML 因子所未包含的信息。进一步对比发现，在中国市场，相较于其它模型，模型 2 具有最好的定价效果。从定价失败次数来看，模型 2 具有绝对优势，其定价失败次数为 1，明显小于模型 1（定价失败次数 9）、模型 3（定价失败次数 7）和模型 4（定价失败次数 10），说明在 FF 模型基础上引入相对杠杆因子替换市值因子后模型的定价失败次数显著减少、定价效果加强。同样在定价平均绝

对误差、均方误差方面,模型 2 也表现最好,其定价平均绝对误差和均方误差取值均最小,分别为 0.54、0.39,明显小于模型 1(0.76、0.71)、模型 3(0.74、0.66)和模型 4(0.78、0.70)。并且模型 2 的 GRS 统计量也是 4 个模型中最小的,仅为 10.34。而在美国市场,相较于其它模型,模型 3 具有最好的定价效果。同上,其在定价平均绝对误差、均方误差、定价失败次数和 GRS 统计量上均具有绝对优势。模型 3 的定价平均绝对误差 0.52、均方误差 0.28、定价失败次数 2 以及 GRS 统计量 11.06 均小于模型 1、模型 2、模型 4 的取值。由此可见,以相对杠杆因子替代市值因子的模型 2 和以相对杠杆因子替代账面市值比因子的模型 3 分别在中国市场和美国市场能达到 FF 模型的整体拟合效果,同时改善截距项性质,降低截距项的大小和显著性水平,具有更好的定

价表现。其中中国市场模型 2 定价效果最好在一定程度上体现出市值因子在我国的弱有效性,这与万欣荣等人<sup>[55]</sup>、王茵田和朱英姿<sup>[56]</sup>得出我国资本市场规模因素不显著的结果一致;而在美国市场模型 3 有最好的定价表现则在一定程度上体现出账面市值比因子的弱有效性,Ferguson 和 Shockley<sup>[57]</sup>研究指出基于相对财务困境构造的因子能在一定程度上吸收市值因子和账面市值比因子所包含的信息。Fama 和 French<sup>[58]</sup>研究指出账面市值比因子在五因素模型中可视为一冗余因子,其所包含的信息可能被其他因子(市值因子、市场风险因子、投资因子、盈利因子)所包含的信息所替代。由此可见,账面市值比因子在一定程度上表现出可替代性,本文的相对杠杆因子也提供了一种可能性,有待于进一步研究。

表 11(a) 多因素模型定价表现的比较分析——美国

Table 11(a) Comparative analysis of multi-factors pricing models in America

模型 1( $RET_{s,t} = a_t + b_t RMRF_s + s_t SMB_s + h_t HML_s + \varepsilon_{s,t}$ )												
RL	Lsize/Lnbm	a			z(a)			p				
		Low	2	High	Low	2	High	Low	2	High		
Under	Small	-0.743	-0.245	0.024	-1.519	-0.730	0.057	0.129	0.465	0.954		
	2	-0.677	-0.358	-0.321	-3.005	-1.399	-1.442	0.003	0.162	0.149	avg a	0.66
	Large	-0.334	-0.533	-0.301	-1.733	-2.376	-1.098	0.083	0.017	0.272	avg a^2	0.74
2	Small	0.024	0.372	0.941	0.043	1.146	2.906	0.966	0.252	0.004	fail(0.01)	9
	2	0.283	0.399	0.303	1.549	1.738	1.882	0.121	0.082	0.060	GRS	49.01
	Large	0.435	0.272	0.488	2.957	1.336	1.021	0.003	0.181	0.307	J	9.06
Over	Small	1.321	2.272	2.161	2.633	6.904	6.954	0.008	0.000	0.000	p(J)	0.996
	2	1.103	1.146	1.060	5.347	5.663	5.965	0.000	0.000	0.000		
	Large	-0.355	0.839	0.512	-0.589	0.940	1.464	0.556	0.347	0.143		
模型 2( $RET_{s,t} = a_t + b_t RMRF_s + h_t HML_s + o_t OMU_s + \varepsilon_{s,t}$ )												
RL	Lsize/Lnbm	a			z(a)			p				
		Low	2	High	Low	2	High	Low	2	High		
Under	Small	0.281	1.482	0.847	0.307	2.643	1.292	0.759	0.008	0.196		
	2	0.758	1.452	0.561	1.948	2.240	1.312	0.051	0.025	0.189	avg a	0.76
	Large	-0.525	-0.529	0.426	-1.325	-1.985	0.915	0.185	0.047	0.360	avg a^2	0.75
2	Small	1.138	0.209	0.750	1.191	0.314	1.563	0.234	0.753	0.118	fail(0.01)	8
	2	0.868	0.989	0.462	2.667	3.445	1.738	0.008	0.001	0.082	GRS	11.15
	Large	0.281	0.600	0.459	1.438	2.212	0.781	0.150	0.027	0.435	J	12.11
Over	Small	1.152	1.694	1.179	1.461	3.797	2.680	0.144	0.000	0.007	p(J)	0.969
	2	1.290	0.854	0.824	4.199	3.591	3.285	0.000	0.000	0.001		
	Large	0.188	0.366	-0.341	0.250	0.279	-0.897	0.803	0.780	0.370		

表 11(b) 多因素模型定价表现的比较分析——美国  
Table 11(b) Comparative analysis of multi-factors pricing models in America

模型 3( $RET_{s,t} = a_t + b_t RMRF_s + s_t SMB_s + o_t OMU_s + \varepsilon_{s,t}$ )												
RL	Lsize/Lnbm	a			z(a)			p				
		Low	2	High	Low	2	High	Low	2	High		
Under	Small	0.034	0.882	0.335	0.043	1.997	0.551	0.965	0.046	0.582		
	2	0.560	0.904	-0.021	1.554	1.743	-0.061	0.120	0.081	0.951	avg a	0.52
	Large	-0.242	-0.407	0.132	-0.617	-1.308	0.320	0.537	0.191	0.749	avg a <sup>2</sup>	0.28
2	Small	0.927	0.002	0.285	1.111	0.004	0.703	0.267	0.997	0.482	fail(0.01)	2
	2	0.712	0.530	-0.367	2.551	2.208	-1.798	0.011	0.027	0.072	GRS	11.06
	Large	0.604	0.445	0.217	2.455	1.500	0.391	0.014	0.134	0.696	J	11.96
Over	Small	0.825	1.414	0.739	1.010	3.614	2.096	0.313	0.000	0.036	p(J)	0.971
	2	1.144	0.390	0.070	4.312	2.458	0.314	0.000	0.014	0.753		
	Large	0.724	0.847	-0.414	0.753	0.675	-1.152	0.452	0.500	0.249		
模型 4( $RET_{s,t} = a_t + b_t RMRF_s + s_t SMB_s + h_t HML_s + o_t OMU_s + \varepsilon_{s,t}$ )												
RL	Lsize/Lnbm	a			z(a)			p				
		Low	2	High	Low	2	High	Low	2	High		
Under	Small	0.029	1.255	0.649	0.037	2.215	1.066	0.971	0.027	0.286		
	2	0.506	1.223	0.339	1.397	1.887	0.859	0.162	0.059	0.390	avg a	0.61
	Large	-0.481	-0.538	0.523	-1.249	-1.944	1.220	0.212	0.052	0.222	avg a <sup>2</sup>	0.50
2	Small	0.922	-0.011	0.487	1.046	-0.020	1.144	0.296	0.984	0.253	fail(0.01)	5
	2	0.661	0.757	0.107	2.476	2.945	0.429	0.013	0.003	0.668	GRS	49.01
	Large	0.294	0.549	0.484	1.464	1.998	0.817	0.143	0.046	0.414	J	9.27
Over	Small	0.749	1.448	0.972	0.967	3.597	2.583	0.334	0.000	0.010	p(J)	0.992
	2	1.124	0.577	0.541	4.043	4.128	2.869	0.000	0.000	0.004		
	Large	0.277	0.515	-0.397	0.345	0.415	-0.995	0.730	0.678	0.320		

综上所述,不论在中美市场,通过在 FF 模型中以某种方式引入相对杠杆因子后确实能显著提升原 FF 模型的定价效果,进一步证实了相对杠杆因子的溢价解释能力,其作为一种反映系统风险的定价因子,应在资产定价中加以考虑。

### 3 稳健性检验

#### 3.1 个股回归

Flannery 和 Hankins<sup>[42]</sup>指出虽然调整速度的估计受回归方法影响,但目标杠杆的估计不会因模型估计方法的不同产生较大差异,本文同时采用 LSDV 方法回归获得的目标杠杆进行相关计算及个股分析,由于篇幅限制结果没有列示。结果显示与前文一致,不论在中美市场,相对杠杆

都表现出与股票收益的显著正相关性,相较于实际杠杆能更好的解释股票溢价,同时,在中国账面相对杠杆与股票收益相关性较弱;过度杠杆相较于杠杆不足影响更强。说明个股回归结果较为稳健。

#### 3.2 投资组合回归

为避免结论受特定投资组合构造方法的影响,此处依据账面市值比、市值、相对杠杆及动量分别将样本等分成 5 组,再两两交叉在 6 种方式下构造 25 个投资组合作为检验资产。有研究表明政策式背景下,股票市场存在惯性和反转效应<sup>[59]</sup>,故这里将动量作为分组效应之一,以更好检验模型能否解释动量产生的价差。由于模型均通过了 Hansen J 检验,此处略去该结果。简要报告回归结果如表 12、表 13 所示。

表 12 基于 25 个资产组合的多因素模型定价表现比较分析——中国

Table 12 Comparative analysis of multi-factors pricing models based on 25 portfolios in China

25 个投资组合( 中国)	模型 1( FF)				模型 2 ( RMRF/HML/OMU)			
	avg a	avg a <sup>2</sup>	fail( 0.01)	GRS	avg a	avg a <sup>2</sup>	fail( 0.01)	GRS
<i>Lnbm</i> /Momentum	0.89	0.91	7	4.86	0.49	0.29	1	3.89
<i>Lnsiz</i> e/Momentum	0.81	0.72	4	2.64	0.50	0.36	3	3.84
RL/Momentum	1.18	1.62	10	26.32	0.67	0.67	1	15.46
<i>Lnsiz</i> e/RL	0.73	0.68	3	9.07	0.38	0.20	0	2.54
<i>Lnbm</i> /RL	0.89	0.97	11	9.55	0.51	0.35	1	6.79
<i>Lnsiz</i> e/ <i>Lnbm</i>	0.62	0.44	2	1.68	0.36	0.20	0	1.63
25 个投资组合( 中国)	模型 3( RMRF/SMB/OMU)				模型 4( RMRF/SMB/HML/OMU)			
	avg a	avg a <sup>2</sup>	fail( 0.01)	GRS	avg a	avg a <sup>2</sup>	fail( 0.01)	GRS
<i>Lnbm</i> /Momentum	1.04	1.19	11	4.30	1.06	1.22	10	3.99
<i>Lnsiz</i> e/Momentum	0.93	0.97	8	3.14	0.98	1.07	8	2.66
RL/Momentum	1.09	1.38	8	14.68	1.13	1.46	10	22.58
<i>Lnsiz</i> e/RL	0.64	0.50	2	4.44	0.67	0.55	3	7.64
<i>Lnbm</i> /RL	0.82	0.82	12	6.39	0.84	0.83	14	7.66
<i>Lnsiz</i> e/ <i>Lnbm</i>	0.70	0.54	3	1.29	0.72	0.57	3	1.23

表 13 基于 25 个资产组合的多因素模型定价表现比较分析——美国

Table 13 Comparative analysis of multi-factors pricing models based on 25 portfolios in America

25 个投资组合( 美国)	模型 1( FF)				模型 2 ( RMRF/HML/OMU)			
	avg a	avg a <sup>2</sup>	fail( 0.01)	GRS	avg a	avg a <sup>2</sup>	fail( 0.01)	GRS
<i>Lnbm</i> /Momentum	0.39	0.25	5	2.16	0.40	0.22	0	1.12
<i>Lnsiz</i> e/Momentum	0.29	0.14	2	3.22	0.38	0.23	0	2.04
RL/Momentum	0.82	1.12	9	8.92	0.59	0.35	1	2.7
<i>Lnsiz</i> e/RL	0.63	0.66	8	10.8	0.74	0.64	3	5.28
<i>Lnbm</i> /RL	0.74	0.82	14	11.51	0.92	0.85	7	3.5
<i>Lnsiz</i> e/ <i>Lnbm</i>	0.24	0.12	3	3.25	0.61	0.45	8	1.72
25 个投资组合( 美国)	模型 3( RMRF/SMB/OMU)				模型 4( RMRF/SMB/HML/OMU)			
	avg a	avg a <sup>2</sup>	fail( 0.01)	GRS	avg a	avg a <sup>2</sup>	fail( 0.01)	GRS
<i>Lnbm</i> /Momentum	0.26	0.11	0	1.26	0.29	0.12	0	2.16
<i>Lnsiz</i> e/Momentum	0.33	0.18	0	2.28	0.33	0.18	0	3.22
RL/Momentum	0.44	0.30	1	2.76	0.47	0.32	0	8.92
<i>Lnsiz</i> e/RL	0.44	0.27	1	4.69	0.54	0.38	2	10.80
<i>Lnbm</i> /RL	0.54	0.43	3	4.06	0.67	0.54	5	11.51
<i>Lnsiz</i> e/ <i>Lnbm</i>	0.41	0.24	7	2.83	0.42	0.22	6	3.25

由上述回归结果可知,在各投资组合构造方式下与前文结论基本一致,以相对杠杆因子替代账面市值比因子的模型 2 和以相对杠杆因子替代市值因子的模型 3 分别在中国市场和美国市场有最好的定价表现。

#### 4 结束语

大量文献在研究财务杠杆对股票收益的影响

时,往往直接检验实际杠杆与股票收益的相关性.本文考虑到公司实际融资决策所表现出的参考依赖特征以及实际杠杆的横截面异质性,构造相对杠杆变量度量公司的财务杠杆,并考察其对股票收益的影响;同时,考虑到制度环境的影响,选取中美两国进行对比研究.本文基于我国 A 股上市公司及 AMEX/NYSE/NASDAQ 的美国上市公司 1998 年—2013 年的样本数据研究发现,在中美相对杠杆与股票收益均呈现显著正相关性,能比实

际杠杆更好地解释股票溢价,相对杠杆因子作为反应系统风险的定价因子具有显著意义。但受到市场体制环境影响,相对杠杆的作用方式存在差别。在中国账面相对杠杆并未表现出对股票溢价的解释能力,而在美国账面相对杠杆仍与股票收益显著正相关;在中国相较于杠杆不足,过度杠杆对股票收益的影响更为显著,而在美国两者表现出较为对称的作用;同时在中美以不同方式在模型 FF 中引入相对杠杆定价因子得到的定价模型能显著提升原 FF 模型的定价能力,拥有更好的定价表现。

本文研究丰富了资本结构动态调整及资产定价领域的文献,通过相对杠杆溢价从新的角度验证了传统资本结构理论中财务杠杆与股票收益的正相关关系及其在资产定价中发挥的作用,同时本文也具有重要的现实意义。首先,公司在制定融资决策时所体现出的参考依赖性使得管理层不应仅仅着眼于当前的资本结构水平,而应更多关注相对杠杆这一与股票收益更为密切相关的变量。其次,在资产定价方面,相对杠杆应被作为一

种系统风险因子加以考虑。另一方面,本文的研究工作也还存在一定的局限性。本文在确定参考点目标杠杆时采用 Flannery 和 Rangan<sup>[36]</sup> 提出的资本结构动态调整模型,主要是考虑到该模型的应用已经非常成熟,并且被大量文献研究检验和采用,如 Huang 和 Ritter<sup>[60]</sup>, Faulkender 等人<sup>[61]</sup>, Flannery 和 Öztekin<sup>[62]</sup> 等等,而采用其它的参考点确定方式会对相对杠杆及其作用产生怎样的影响还有待于日后进一步深入细致地研究。同时,投资组合部分的研究表明模型 2 和模型 3 分别在中美市场有较好的定价表现,能显著提升 FF 模型的定价能力,这在一定程度上说明 OMU 因子在中国/美国市场可能表现出对 SMB/HML 因子的替代性,包含比 SMB/HML 更多的定价信息,关于其背后的作用机制还有待于深入探讨。此外,进一步考虑相对杠杆因子作为定价因子与其它定价因子间的相关性(如:市值、账面市值比、投资、盈利因子等)为后续的研究工作提供了很好的发展思路。

## 参考文献:

- [1] Modigliani F, Miller M H. The cost of capital, corporation finance and the theory of investment [J]. The American Economic Review, 1958, 48(3): 261-297.
- [2] Modigliani F, Miller M H. Corporate income taxes and the cost of capital: A correction [J]. The American Economic Review, 1963, 53(3): 433-443.
- [3] Laxmi C B. Debt/Equity ratio and expected common stock returns: Empirical evidence [J]. The Journal of Finance, 1988, 43(2): 507-528.
- [4] Fama E F, French K R. The cross-section of expected stock returns [J]. The Journal of Finance, 1992, 47(2): 427-465.
- [5] Penman S H, Richardson S A, Tuna I. The book-to-price effect in stock returns: Accounting for Leverage [J]. Journal of Accounting Research, 2007, 45(2): 427-467.
- [6] Korteweg A. The net benefits to leverage [J]. The Journal of Finance, 2010, 65(6): 2137-2170.
- [7] Muradoğlu Y G, Sivaprasad S. Capital structure and abnormal returns [J]. International Business Review, 2012, 21(3): 328-341.
- [8] Gomes J F, Schmid L. Levered returns [J]. The Journal of Finance, 2010, 65(2): 467-494.
- [9] Obreja I. Book-to-market equity financial leverage and the cross-section of stock returns [J]. Review of Financial Studies, 2013, 26(5): 1146-1189.
- [10] George T J, Hwang C. A resolution of the distress risk and leverage puzzles in the cross section of stock returns [J]. Journal of Financial Economics, 2010, 96(1): 56-79.
- [11] Ho R Y W, Strange R, Piesse J. Corporate financial leverage and asset pricing in the Hong Kong market [J]. International Business Review, 2008, 17(1): 1-7.
- [12] 张 维, 赵帅特. 认知偏差、异质期望与资产定价 [J]. 管理科学学报, 2010, 13(1): 52-59.  
Zhang Wei, Zhao Shuaite. Cognitive biases, heterogeneous expectation and asset pricing [J]. Journal of Management Sciences in China, 2010, 13(1): 52-59. (in Chinese)
- [13] 文凤华, 肖金利, 黄 创, 等. 投资者情绪特征对股票价格行为的影响研究 [J]. 管理科学学报, 2014, 17(3): 60

-69.

- Wen Fenghua ,Xiao Jinli ,Huang Chuangxia , et al. The effects of characteristics of investor sentiment on stock price behaviors [J]. *Journal of Management Sciences in China* ,2014 ,17( 3) : 60 -69. ( in Chinese)
- [14]Kahneman D ,Tversky A. Prospect theory: An analysis of decision under risk [J]. *Econometrica: Journal of the Econometric Society* ,1979 ,47( 2) : 263 -291.
- [15]Kőszegi B ,Rabin M. Reference-dependent consumption plans [J]. *American Economic Review* ,2009 ,99( 3) : 909 -936.
- [16]Pagel M. Expectation-based reference-dependent life-cycle consumption [J]. Unpublished Paper ,2012.
- [17]Frazzini A. The disposition effect and underreaction to news [J]. *Journal of Finance* ,2006 ,61( 4) : 2017 -2046.
- [18]Novemsky N ,Schweitzer M E. What makes negotiators happy? The differential effects of internal and external social comparisons on negotiator satisfaction [J]. *Organizational Behavior & Human Decision Processes* ,2004 ,95( 2) : 186 -197.
- [19]Ansoff H I. *Strategic Management* [Z]. London: Macmillan ,1979.
- [20]Cyert R M ,March J G. *A behavioral theory of the firm* [R]. Englewood Cliffs ,NJ: Prentice Hall ,1963.
- [21]Fiegenbaum A ,Hart S ,Schendel D. Strategic reference point theory [J]. *Strategic Management Journal* ,1996 ,17( 3) : 219 -235.
- [22]Short J C ,Palmer T B. Organizational performance referents: An empirical examination of their content and influences [J]. *Organizational Behavior & Human Decision Processes* ,2003 ,90( 2) : 209.
- [23]Audia P G ,Greve H R. Less likely to fail: Low performance ,firm size ,and factory expansion in the shipbuilding industry [J]. *Management Science* ,2006 ,52( 1) : 83 -94.
- [24]Baum J R ,Locke E A. The relationship of entrepreneurial traits ,skill ,and motivation to subsequent venture growth [J]. *Journal of Applied Psychology* ,2004 ,89( 4) : 587 -598.
- [25]Greve H R. A behavioral theory of firm growth: Sequential attention to size and performance goals [J]. *Academy of Management Journal* ,2008 ,51( 3) : 476 -494.
- [26]Graham J R ,Harvey C R. The theory and practice of corporate finance: Evidence from the field [J]. *Journal of Financial Economics* ,2001 ,60( 2) : 187 -243.
- [27]郭文新 ,曾 勇. 双边道德风险与风险投资的资本结构 [J]. *管理科学学报* ,2009 ,12( 3) : 119 -131.  
Guo Wenxin ,Zeng Yong. Double moral hazard and the theory of capital structure of venture capital financing [J]. *Journal of Management Sciences in China* ,2009 ,12( 3) : 119 -131. ( in Chinese)
- [28]Byoun S. How and when do firms adjust their capital structures toward targets? [J]. *The Journal of Finance* ,2008 ,63( 6) : 3069 -3096.
- [29]Qian Y ,Tian Y ,Wirjanto T S. Do Chinese publicly listed companies adjust their capital structure toward a target level? [J]. *China Economic Review* ,2009 ,20( 4) : 662 -676.
- [30]陆正飞 ,高 强. 中国上市公司融资行为研究——基于问卷调查的分析 [J]. *会计研究* ,2003 ,( 10) : 16 -24.  
Lu Zhengfei ,Gao Qiang. Study on financing behavior of listed companies in China: Analyses based on a questionnaire [J]. *Accounting Research* ,2003 ,( 10) : 16 -24. ( in Chinese)
- [31]李 悦 ,熊德华 ,张 峥 ,等. 公司财务理论与公司财务行为——来自 167 家中国上市公司的证据 [J]. *管理世界* ,2007 ,( 11) : 108 -118.  
Li Yue ,Xiong Dehua ,Zhang Zheng , et al. The theory and the behavior of corporate finance [J]. *Management World* ,2007 ,( 11) : 108 -118. ( in Chinese)
- [32]Strebulaev I A. Do tests of capital structure theory mean what they say? [J]. *The Journal of Finance* ,2007 ,62( 4) : 1747 -1787.
- [33]Fischer E O ,Heinkel R ,Zechner J. Dynamic recapitalization policies and the role of call premia and issue discounts [J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* ,1989 ,24( 4) : 427 -446.
- [34]Fan J P ,Titman S ,Twite G. An international comparison of capital structure and debt maturity choices [J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* ,2012 ,47( 1) : 23 -56.
- [35]Fama E F ,Macbeth J D. Risk ,return ,and equilibrium: Empirical tests [J]. *The Journal of Political Economy* ,1973 ,81( 3) : 607 -636.

- [36] Flannery M J , Rangan K P. Partial adjustment toward target capital structures [J]. *Journal of Financial Economics* , 2006 , 79( 3) : 469 – 506.
- [37] Blundell R , Bond S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models [J]. *Journal of Econometrics* , 1998 , 87( 1) : 115 – 143.
- [38] Bond S. Dynamic panel data models: A guide to micro data methods and practice [J]. *Portuguese Economic Journal* , 2002 , 1( 2) : 141 – 162.
- [39] Hsiao C. *Analysis of Panel Data* [M]. Cambridge: Cambridge University Press , 2014.
- [40] Fama E F , French K R. Testing trade-off and pecking order predictions about dividends and debt [J]. *Review of Financial Studies* , 2002 , 15( 1) : 1 – 33.
- [41] 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.
- [42] Flannery M J , Hankins K W. Estimating dynamic panel models in corporate finance [J]. *Journal of Corporate Finance* , 2013 , ( 19) : 1 – 19.
- [43] öztekin Ö , Flannery M J. Institutional determinants of capital structure adjustment speeds [J]. *Journal of Financial Economics* , 2012 , 103( 1) : 88 – 112.
- [44] Löf H. Dynamic optimal capital structure and technical change [J]. *Structural Change and Economic Dynamics* , 2004 , 15( 4) : 449 – 468.
- [45] Giacomini E , Ling D , Naranjo A. Leverage and returns: A cross-country analysis of public real estate markets [J]. *Journal of Real Estate Finance & Economics* , 2015 , 51( 2) : 125 – 159.
- [46] Trigeorgis L , Lambertides N. The role of growth options in explaining stock returns [J]. *Journal of Financial & Quantitative Analysis* , 2014 , 49( 3) : 749 – 771.
- [47] 张 敏 , 简建辉 , 张 雯 , 等. 公允价值应用: 现状 · 问题 · 前景——一项基于问卷调查的研究 [J]. *会计研究* , 2011 , ( 4) : 23 – 27.  
Zhang Min , Jian Jianhui , Zhang Wen , et al. Study on the integration of fair value measurement and assets impairment measurement [J]. *Accounting Research* , 2011 , ( 4) : 23 – 27. ( in Chinese)
- [48] Wang F , Xu Y. What determines Chinese stock returns? [J]. *Financial Analysts Journal* , 2004 , 60( 6) : 65 – 77.
- [49] 王正位 , 王思敏 , 朱武祥. 股票市场融资管制与公司最优资本结构 [J]. *管理世界* , 2011 , ( 2) : 40 – 48.  
Wang Zhengwei , Wang Simin , Zhu Wuxiang. The regulation of the financing of stock markets and the optimal capital structure of companies [J]. *Management World* , 2011 , ( 2) : 40 – 48. ( in Chinese)
- [50] 赵兴楣 , 王 华. 政府控制、制度背景与资本结构动态调整 [J]. *会计研究* , 2011 , ( 3) : 34 – 40  
Zhao Xingmei , Wang Hua. Government control , institutional environment and dynamic capital structure [J]. *Accounting Research* , 2011 , ( 3) : 34 – 40. ( in Chinese)
- [51] 王正位 , 赵冬青 , 朱武祥. 资本市场摩擦与资本结构调整——来自中国上市公司的证据 [J]. *金融研究* , 2007 , ( 6) : 109 – 119.  
Wang Zhengwei , Zhao Dongqing , Zhu Wuxiang. Market capital friction and capital structure adjustment [J]. *Journal of Financial Research* , 2007 , ( 6) : 109 – 119. ( in Chinese)
- [52] Warr R S , Elliott W B , Koëter-Kant J , et al. Equity mispricing and leverage adjustment costs [J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* , 2012 , 47( 3) : 589 – 616.
- [53] Cochrane J H. A cross-sectional test of an investment-based asset pricing model [J]. *Journal of Political Economy* , 1996 , ( 104) : 572 – 621
- [54] Gibbons M R , Ross S A , Shanken J. A test of the efficiency of a given portfolio [J]. *Econometrica: Journal of the Econometric Society* , 1989 , 57( 5) : 1121 – 1152.
- [55] 万欣荣 , 蒋少戈 , 朱红磊. 我国股票收益影响因素的定价模型实证研究 [J]. *金融研究* , 2005 , ( 12) : 62 – 72.  
Wan Xinrong , Jiang Shaoge , Zhu Honglei. The empirical study of pricing factors in China [J]. *Journal of Finance* , 2005 , ( 12) : 62 – 72. ( in Chinese)
- [56] 王茵田 , 朱英姿. 中国股票市场风险溢价研究 [J]. *金融研究* , 2011 , ( 7) : 152 – 166.  
Wang Yintian , Zhu Yingzi. Analysis of risk premium in Chinese stock market [J]. *Journal of Finance* , 2011 , ( 7) : 152 –

166. ( in Chinese)

[57]Ferguson M F , Shockley R L. Equilibrium “anomalies” [J]. The Journal of Finance ,2003 ,58( 6) : 2549 – 2580.

[58]Fama E F , French K R. A five-factor asset pricing model [J]. Journal of Financial Economics ,2015 ,116( 1) : 1 – 22.

[59]许年行 ,洪 涛 ,吴世农 ,等. 信息传递模式、投资者心理偏差与股价“同涨同跌”现象 [J]. 经济研究 ,2011 ,46( 4) : 135 – 146.

Xu Nianhang , Hong Tao , Wu Shinong , et al. Information flow model , investor psychological bias and stock price comovement [J]. Economic Research Journal ,2011 ,46( 4) : 135 – 146. ( in Chinese)

[60]Rongbing H , Ritter J R. Testing theories of capital structure and estimating the speed of adjustment [J]. Journal of Financial & Quantitative Analysis ,2009 ,44( 2) : 237 – 271.

[61]Faulkender M , Flannery M J , Hankins K W , et al. Cash flows and leverage adjustments [J]. Journal of Financial Economics ,2012 ,103( 3) : 632 – 646.

[62]Öztekin Ö , Flannery M J. Institutional determinants of capital structure adjustment speeds [J]. Journal of Financial Economics ,2012 ,103( 1) : 88 – 112.

## The relative leverage premium: New evidence from China and the U. S.

*GONG Pu*<sup>1\*</sup> , *HU Ting*<sup>1</sup> , *SI Ji-wen*<sup>2</sup>

1. School of Management , Huazhong University of Science & Technology , Wuhan 430074 , China;

2. School of Civil Engineering & Mechanic , Huazhong University of Science & Technology , Wuhan 430074 , China

**Abstract:** By explicitly considering the dynamic nature of capital structure , this paper re-examines the relationship between leverage and cross-section expected returns in both China and the U. S. . Specifically , the paper decomposes leverage into target and relative components and finds that relative leverage better explains expected returns than observed leverage. Fama-MacBeth regression results show that relative leverage is positively and significantly related to equity returns in both these two markets , however , the effect mechanism of relative leverage differs. Specifically , compared with the U. S. , over-leverage tends to affect equity returns more significantly than under-leverage and relative book leverage has a weaker influence in China. Furthermore , the portfolio tests using joint iterated GMM procedure show that different asset pricing models with relative leverage factors dominate FF model in China and the U. S. respectively. These findings provide a new perspective to the relationship between financial leverage and equity returns under different institutional environments.

**Key words:** reference dependence; dynamic capital structure; relative leverage