

Fama-French三因子模型在中国金融市场的实证检验——基于中国 A 股交易数据的研究

摘 要

本文使用中国 A 股市场 2000 年到 2019 年的交易数据，对资本资产定价模型进行实证研究。首先，我们分析了 Fama-French 三因子模型，该模型综合使用市场因子、规模因子和价值因子进行资本资产定价，结果显示其能够捕捉到 A 股市场收益率的绝大部分变动，对所构建 25 个投资组合回归得到调整后 R^2 均大于 0.88。其次，本文考虑了中国股市特有的 IPO 监管造成的“壳价值污染”问题，通过剔除市值最低 30% 部分的股票来尽量削减其影响，这使得三因子模型中的部分异常结果得到有效修正。最后，我们对于三因子模型在中国股市的应用检验的有效性不足给出了自己的见解以及需要改进的地方。本文在数据选取上较为独特，给出了对于 A 股股票数据的筛选方案，且对数据处理与回归分析过程做了细致呈现。

关键词：中国 C 股市场交易数据"资本资产定价模型"三因子模型

一、 资本资产定价模型

1. %Fama-Franch 三因子模型

二十世纪后期，一些实证分析结果向标准 CAPM 发起挑战，其中最引人瞩目的就是 Banz (1981) 提出的“规模效应”，他发现由股票市值（ME，股票的价格乘以流通股数目）所反映的股票规模能够提高 值对平均收益率的横截面解释能力。

Fama 和 French (1992a) 也和 Ringanum (1981) 以及 Lakonishok 和 Shapiro (1986) 一样，都发现了 1963 至 1990 年期间，美国股票市场风险 和平均收益之间的线性正相关关系消失了。他们注意到：股票平均收益率与规模、杠杆、E/P（盈利收益率）以及账面市值比之间的单变量关系很强。在多变量测试中，规模和平均收益率之间的负相关关系是稳健的，账面市值比与平均收益率之间的正向关系也持续存在，进而认为如果资产定价是理性的，那么股票风险应该是多维度的，风险的一个维度是由规模来代表，另一个维度由账面市值比来代表。

实证结果表明规模（ME）和账面市值比（BE/ME）为 1963 至 1990 年期间的股票收益率提供了简单而有效的解释，在此基础上 Fama 和 French (1993) 提出了“Fama-French 三因子模型”：

$$R(t) - RF(t) = a + b[RM(t) - RF(t)] + sSMB(t) + hHML(t) + e(t) \quad (1)$$

其中 t 是表示时期 t ， $R(t)$ 、 $RF(t)$ 和 $RM(t)$ 分别表示 时期投资组合的收益率、市场的无风险利率以及市场组合的收益率。 $SMB(t)$ 、 $HML(t)$ 为在标准 CAPM 模型的基础上增加的两个因子，其含义分别是 时期 “小市值组合收益率减大市值组合收益率” 以及 “高账面市值比组合收益率减低账面市值比组合收益率”。该模型表明：规模和账面市值比这两个因子可以有效解释不同投资组合平均收益的差异。

1.2 研究思路

本文将基于中国A 股市场数据对标准CAPM 和Fama-French 三因子模型进行实证分析，后续章节按照如下步骤展开：[第二节](#)将说明本文的数据来源；[第三节](#)则紧接着构建了Fama-French 三因子模型并展开分析；[第四节](#)参考“中国版三因子模型”通过剔除市值最低 30%部分的股票尽量削减“壳价值污染”的影响，进而对三因子模型的部分异常现象做出解释；[第五节](#)总结了本文的相关结论。

二、 数据来源

本文 A 股的交易数据和指数的交易数据均来自 RESSET 数据库，无风险利率采用一年期定期存款利率，数据频率为月度，时间区间为 2000 年 1 月至 2019 年 12 月。

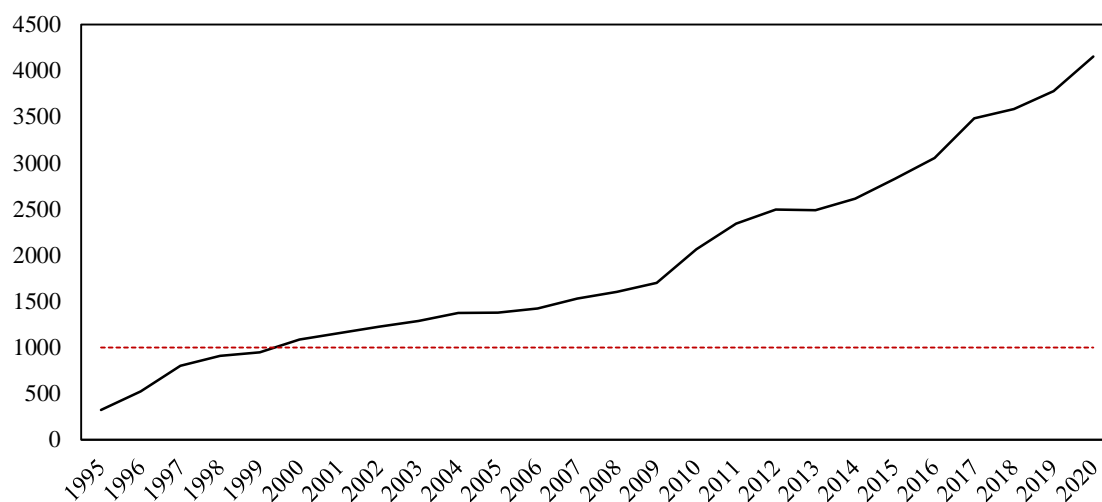


图 1. 1995 年至 2020 年中国上市公司数量

中国 A 股交易市场，开始于 1990 年上交所和深交所成立。本文将研究区间截取为 2000 年至 2019 年，主要由于以下三点原因。首先，为了保证会计数据的统一性：在中国，有关财务报告各方面的规则和条例直到 1999 年才基本成型。虽然 1993 年规定了公平交易和财务披露原则，但企业在遵守这些原则方面得到的指导较少，各公司自由发挥、强加标准，统一的会计准则在 1999 年才得到广泛实现，因此 2000 年及之

后年份的交易样本所依赖的会计数据更具统一性、可比性。其次,为了确保数据充足:如图 1. 所示,中国上市公司数量 2000 年突破 1000 家,且在此之后产生了井喷式的增长,这样能够充分保证交易数据的数量。最后,考虑到 2020 年以来新冠疫情对市场产生了较大冲击,本文暂时选择将 2020 年以后的数据进行剔除。

三、 Fama-French 三因子模型

3.1 数据补充说明

本文将引入新的因子,在此对数据做补充说明。首先,参考 Fama 和 French(1993)的做法排除了金融公司,因为这些公司的部分指标可能与非金融公司的含义不同;其次,剔除了状态为 ST(特别处理)、*ST(退市风险警示)、PT(特别转让)的股票以及账面价值为负的股票,避免这些异常股票对数据产生干扰。

在后续分析中,本文将公司资产负债表中披露 $t-1$ 年末的账面所有者权益作为年账面价值,把公司披露的 $t-1$ 年末的市场总值作为 t 年的市场价值。同时,不再直接采用上证综合指数作为市场回报率,而是采用流通市值加权平均计算得出。

在我国以往的信息披露规范制度下,上市公司本年度财务报表一般在次年 3、4 月份公布,4 月底为年报披露截止日期,这就造成了财务数据更新存在一定的滞后性,年末的财务数据可能直到 $t-1$ 年 4 月份披露财务报表时才能得到更新,进而导致数据库中公司公布的财务数据与实际交易数据时间错位。因此本文选取 t 年 5 月至 $t+1$ 年 4 月作为组合构建周期,尽可能减少时间错位带来的影响。例如某只股票母公司在 2002 年 4 月底才披露 2001 年的年度财务报表,那么 2002 年 1 月至 4 月只能依靠 2001 年披露的 2000 年末的账面价值和市场价值数据进行分组,而 2002 年 5 月至 2003 年 4 月可以采用 2002 年 4 月底披露的数据进行分组,以此类推。

3.2 时间序列回归的输入

不同于上述参数估计时采用的截面回归，分析 Fama-French 三因子模型需要进行时间序列回归。如方程(2)所示，解释变量包括**市场因子**（市场组合的超额收益率）、**规模因子**（市值）和**价值因子**（账面市值比），被解释变量为根据规模（市值）和账面市值比构建的 25 个股票组合的**平均超额收益率**。本小节将详细介绍这些输入数据的获取方法，并对最终数据结构做展示，之后进行了一些描述性统计。

3.2.1 解释变量：股票三因子

添加因子的动机——规模和账面市值比是解释股票收益的特别变量，它们能代表除 因子外的其他基本风险因素。Fama 和 French (1992b) 阐述了公司规模和账面市值比与收益率之间的关系，他们发现高账面市值比的公司往往有较高的资产收益，而在控制了账面市值比后，小公司往往比大公司的收益率高。这表明规模与一个市场风险因子有关，该因子可能解释了规模和平均收益率之间的**负相关关系**；而相对盈利能力也是收益率中市场风险的来源，这可能解释了账面市值比和平均收益率的**正相关关系**。三因子模型的核心目的正是通过新增规模因子和价值因子来更好地刻画风险，进而更为准确地解释股票收益率变动情况。

计算因子的组合构建——为了研究月度的经济基本面，Fama 和 French (1992b) 基于在规模和账面市值比上排序的所有股票构建了六个投资组合。本文采用同样的方法构建投资组合，旨在衡量收益中与规模因子、价值因子相关的基本风险因素。

表 1. 基于规模和账面市值比联合划分的六种公司类型

	低 BE/ME (L)	中 BE/ME (M)	高 BE/ME (H)
小规模 (S)	S/L	S/M	S/H
大规模 (B)	B/L	B/M	B/H

Fama 和 French (1992a) 证明了账面市值比在解释股票收益率上比规模具有更大的作用, 因此根据规模将公司分为两类, 而根据账面市值比将公司分为三类。表 4 展示了本文划分公司类型的具体方法: 在**规模维度**上以 t 年 4 月 A 股所有股票的市值中位数将 t 年 5 月至 $t+1$ 年 4 月“组合构建周期”中的公司分为小规模和大规模 (S 和 B) 两组; 在**价值维度**上按 BE/ME 尾部 30%、中部 40% 以及头部 30% 三个分位点将公司分为低价值、中价值和高价值三组 (L、M 和 H)。联合两大维度就可以构建出六个投资组合 (S/L , S/M , S/H , B/L , B/M , B/H)。 S/L 组合包含小规模组中的股票, 它们同时也在低价值组中; B/H 组合包含大规模组中的股票, 它们也在高价值组中。投资组合在每年 4 月底重新分组。

规模因子——用投资组合计算 $SMB(small - big)$ 来测度与规模相关的风险因子, 具体计算方法为每个月 3 个小市值投资组合 (S/L , S/M , S/H) 以及 3 个大市值投资组合 (B/L , B/M , B/H) 在平均收益率之间的差额:

$$SMB(t) = \frac{R_{S/L}(t) + R_{S/M}(t) + R_{S/H}(t)}{3} - \frac{R_{B/L}(t) + R_{B/M}(t) + R_{B/H}(t)}{3} \quad (3)$$

将账面市值比作为控制变量, 这种差额应该在很大程度上不受账面市值比的影响, 而是集中在大规模与小规模公司的收益率差异上。

价值因子——类似的, 采用 $HML(high - low)$ 衡量与账面市值比相关的风险因子。 HML 是每个月里两个高价值组合 (S/H 和 B/H) 平均收益率和两个低价值组合 (S/L 和 B/L) 平均收益率之间的差额:

$$HML(t) = \frac{R_{S/H}(t) + R_{B/H}(t)}{2} - \frac{R_{S/L}(t) + R_{B/L}(t)}{2} \quad (4)$$

这两个平均收益率之间的差额应该在很大程度上与规模因子无关, 而是集中在高价值和低价值公司之间的不同收益率上。和检验标准 CAPM 不同, 此处投资组合的平均收益率不由组合中个股收益率直接算术平均得到, 而是由个股流通市值加权平均计算。这样做一方面是为了最小化方差, 另一方面也可以更为准确地模拟真实的投资组合。

市场因子——股票收益率的市场因子反映的是超额市场收益率，即 $RM - RF$ 。其中， RM 不再直接用上证综合指数来代表，而是由个股流通市值加权平均法计算得到， RF 为使用一年期定期存款利率表示的无风险利率。

3.2.2 被解释变量：收益率

依据规模和账面市值比的排序构建起 25 个投资组合，并将各个组合的平均超额收益率作为时间序列回归的被解释变量。之所以使用按规模和账面市值比排序构建投资组合，是因为要确定 SMB 和 HML 这两个新增因子是否涵盖了与规模、账面市值比相关的股票收益率中的风险。

此处构建 25 个 $SIZE - BE/ME$ 投资组合的方式类似于上文解释的 6 个 $SIZE - BE/ME$ 的投资组合。在 t 年 5 月，依靠 A 股所有股票的 5 个规模分位点以及 5 个账面市值比分位点，构建起 25 个投资组合，并计算各投资组合从 t 年 5 月至 $t+1$ 年 4 月的月度加权平均收益率。这 25 个投资组合在 2000 年 1 月至 2019 年 12 月 中的月度加权平均收益率是时间序列回归中的被解释变量。

3.2.3 数据处理结果展示

表 2. 呈现了处理后的时间序列数据结构。

表 2. 时间序列数据结构

组 合	时间	被解释收益率	股票三因子		
			$RM - RF$	SMB	HML
组 合 1	2000 年 1 月	$R_1(1) - RF(1)$	$RM(1) - RF(1)$	$SMB(1)$	$HML(1)$
	2000 年 12 月	$R_1(12) - RF(12)$	$RM(12) - RF(12)$	$SMB(12)$	$HML(12)$
	2019 年 1 月	$R_1(229) - RF(229)$	$RM(229) - RF(229)$	$SMB(229)$	$HML(229)$
	2019 年 12 月	$R_1(240) - RF(240)$	$RM(240) - RF(240)$	$SMB(240)$	$HML(240)$
组 合 20	2000 年 1 月	$R_{25}(1) - RF(1)$	$RM(1) - RF(1)$	$SMB(1)$	$HML(1)$
	2000 年 12 月	$R_{25}(12) - RF(12)$	$RM(12) - RF(12)$	$SMB(12)$	$HML(12)$
	2019 年 1 月	$R_{25}(229) - RF(229)$	$RM(229) - RF(229)$	$SMB(229)$	$HML(229)$
	2019 年 12 月	$R_{25}(240) - RF(240)$	$RM(240) - RF(240)$	$SMB(240)$	$HML(240)$

3.2.4 数据的初步描述性统计

表 3. 展示了本文所用交易数据根据规模和账面市值比分位点构建的 25 个投资组合基本统计信息。可以看出，表中的结果和 Fama 和 French（1993）基于纽约证券交易所分位点形成投资组合的描述性统计有所不同，公司数量和规模大小以及账面市值比之间没有明显的关系。正如所预想的那样，5 个最大规模的投资组合的市值约为总市值的 45.97%；最大市值、最低账面市值比的股票占据了总市值的 16%以上。

表 3. 基于规模和账面市值比构建的 25 个投资组合的描述性统计（2000 至 2019 年，20 年）

规模	账面市值比									
	Low	2	3	4	High	Low	2	3	4	High
	平均每个月的市场值					平均每个月的市场市值比				
Small	9.3	9.0	8.3	7.7	7.2	.34	.58	.79	1.08	2.24
2	14.8	14.8	14.7	14.8	14.6	.35	.57	.79	1.06	1.95
3	22.7	22.8	22.6	22.5	22.5	.35	.58	.68	1.06	1.99
4	37.6	37.2	37.4	36.9	37.3	.35	.57	.78	1.06	2.11
Big	138.4	115.6	157.2	190.1	204.5	.32	.57	.78	1.07	2.35
	平均每个月的市场总值占比					平均每个月的公司数				
Small	.0059	.0082	.0087	.0100	.0100	30.1	46.3	60.3	90.3	111.1
2	.0123	.0153	.0167	.0155	.0125	60.9	70.3	75.1	72.4	60.9
3	.0197	.0228	.0232	.0226	.0184	67.7	74.9	76.1	69.6	53.0
4	.0373	.0382	.0350	.0311	.0275	77.7	82.9	72.1	61.0	49.7
Big	.1688	.0921	.1017	.0971	.1496	98.1	67.7	59.2	50.9	69.2

如表 4.所示，基于规模和账面市值比构建的 25 个股票组合的月平均超额收益率范围较广，从每月 0.49%到 2.06%。基于本表，可以得出与 Fama 和 French（1992a）部分相同的结论：一方面，按照账面市值比划分的五组中，平均收益率均随着规模增大而减少，且规模最大组和最小组之间的平均收益率差异也是较为显著的；但另一方面，按照规模划分的五组中，平均回报率没有呈现“随着账面市值比增加而增加的趋势”，最高价值组和最低价值组收益率之差并不显著为正，甚至在 Small 和 2 组中为负数，这是匪夷所思的，本文将会在后面进行补充讨论。

表 4. 基于规模和账面市值比构建的 25 个投资组合的月平均超额收益率

规模	账面市值比					
	Low	2	3	4	High	High-Low
Small	1.96	2.06	1.91	1.84	1.50	-0.459
2	1.44	1.59	1.57	1.61	1.28	-0.158
3	0.85	1.07	1.38	1.22	1.14	0.286
4	0.76	0.84	1.00	1.03	1.01	0.252
Big	0.49	0.76	0.69	0.78	0.79	0.295
Big-Small	-1.467***	-1.305***	-1.226***	-1.056**	-0.713	

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

3.3 时间序列回归结果

在时间序列回归中，斜率和 R^2 值是不同的因子是否捕捉到股票收益变化的直接证据。本文和 Fama 和 French (1993) 一样，通过三种回归来验证三因子在股票收益中发挥的作用，分别是：

- (a) 只使用市场因子即超额市场收益 $RM - RF$ 进行回归；
- (b) 使用市值因子 SMB 和价值因子 HML 作为解释变量的回归；
- (c) 使用三因子 $RM - RF$ 、 SMB 和 HML 进行回归。

本节将报告上述三种回归的结果，分析三因子对 A 股市场收益率的解释能力。

3.3.1 市场因子

表 5. 显示超额市场收益 $RM - RF$ 一定程度上能解释股票收益率的变化，但不够充分。25 个组合中只有 4 个较高市值组合的调整 R^2 超过了 0.9，小市值股票组合的调整 R^2 大都在 0.7 至 0.9 之间，规模最小的部分组合甚至低于了 0.7。

表 5. 25 个组合的超额股票收益率对市场因子 $RM - RF$ 的回归结果

(2000 年 1 月至 2019 年 12 月，240 个月)

$$R(t) - RF(t) = a + b[RM(t) - RF(t)] + e(t)$$

规模	相关回归参数值 账面市值比									
	Low	2	3	4	High	Low	2	3	4	High
	b					$t(b)$				
Small	1.13***	1.11***	1.13***	1.14***	1.10***	20.39	18.91	21.97	19.37	20.98
2	1.10***	1.12***	1.11***	1.13***	1.12***	19.23	21.36	22.60	24.46	20.32
3	1.11***	1.09***	1.11***	1.13***	1.12***	25.37	29.44	26.03	25.68	30.26
4	1.06***	1.10***	1.12***	1.15***	1.09***	24.16	26.46	33.22	33.10	45.13
Big	0.95***	1.04***	1.04***	1.00***	0.94***	33.45	50.02	40.32	40.82	25.40
规模	调整的 R^2									
	R^2					$s(e)$				
	Low	2	3	4	High	Low	2	3	4	High
Small	0.65	0.68	0.69	0.70	0.73	6.66	6.21	6.10	6.04	5.45
2	0.73	0.76	0.76	0.79	0.81	5.34	5.13	5.01	4.63	4.42
3	0.78	0.81	0.82	0.84	0.88	4.77	4.26	4.18	3.99	3.30
4	0.79	0.85	0.89	0.90	0.92	4.35	3.75	3.25	3.14	2.57
Big	0.85	0.93	0.94	0.90	0.83	3.28	2.24	2.20	2.69	3.43

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

3.3.2 规模因子和价值因子

表 6. 显示, 在没有市场因子的情况下, SMB 和 HML 也能捕捉到股票收益的少量变化: 25 个调整 R^2 值中有 20 个高于 0.1, 12 个高于 0.3。然而对于规模最大的五分之一的投资组合, SMB 和 HML 对股票收益的解释能力并不强, 这似乎刚好和表 8. 形成了“互补”, 表 5. 中调整 R^2 较低的几个组合在表 6. 中的调整 R^2 也明显较高。

表 6. 25 个组合的超额股票收益率对规模因子 (SMB) 和价值因子 (HML) 的回归结果 (2000 年 1 月至 2019 年 12 月, 240 个月)

$$R(t) - RF(t) = sSMB(t) + hHML(t) + e(t)$$

规模	相关回归参数值									
	账面市值比									
	Low	2	3	4	High	Low	2	3	4	High
	s					$t(s)$				
Small	1.63***	1.61***	1.76***	1.80***	1.71***	7.62	8.53	10.24	9.34	9.10
2	1.48***	1.50***	1.52***	1.51***	1.52***	8.17	9.18	8.50	8.78	8.03
3	1.25***	1.27***	1.30***	1.35***	1.19***	7.31	7.57	7.99	7.77	7.00
4	1.05***	1.13***	1.05***	1.07***	0.92***	6.87	6.40	5.50	5.40	5.20
Big	0.24	0.38**	0.48**	0.42**	0.13	1.47	2.27	2.60	2.38	0.89
	h					$t(h)$				
Small	0.08	-0.07	0.16	0.32*	0.50	0.29	-0.21	0.61	1.05	1.90
2	0.09	0.09	0.19	0.44**	0.76	0.33	0.34	0.67	1.59	2.49
3	-0.15	0.10	0.23*	0.54***	0.76	-0.51	0.37	0.93	1.84	2.71
4	-0.26	0.11	0.30*	0.45***	0.83	-1.00	0.38	1.13	1.68	3.04
Big	-0.68**	-0.08	0.49***	0.81***	0.92	-2.48	-0.30	1.59	2.74	3.67
	调整的 R^2					$s(e)$				
Small	0.37	0.41	0.45	0.44	0.41	8.99	8.37	8.16	8.24	8.00
2	0.36	0.37	0.37	0.34	0.32	8.25	8.23	8.16	8.31	8.31
3	0.31	0.29	0.29	0.27	0.21	8.43	8.23	8.34	8.51	8.58
4	0.27	0.23	0.18	0.17	0.13	8.20	8.45	8.68	8.91	8.57
Big	0.10	0.03	0.03	0.05	0.08	7.94	8.55	8.55	8.29	7.97

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

3.3.3 三因子

表 6 显示, 单独使用 *SMB* 和 *HML* 对股票收益的解释力并不强, 但似乎与市场因子形成互补。表 7 展示了将三个因子全部包含在模型后的回归结果, 不难发现: 在本文的数据上, Fama-French 三因子模型得到了较好的验证, 这三个因子的确能够解释股票收益的大部分变化。

首先, *SMB* 因子斜率的 t 统计量几乎均大于 2, 大多数大于 10, 这说明 *SMB* 作为对规模风险的测度, 显著地捕捉到了市场因子和 *HML* 所忽略的股票收益率变化。此外, *SMB* 的斜率与规模大小明显相关, 在每一个账面市值比的五分位数分组中, *SMB* 的斜率从较小规模到较大规模均呈现单调递减的趋势。

其次, *HML* 的斜率, 即对价值风险回报的测度与账面市值比之间也有相关关系。在每个规模的五分之一分组中, *HML* 的斜率单调地增加, 从最低账面市值比五分之一的负值到最高五分之一的正值, 且几乎所有的值都在 1% 的显著性水平下都是显著的。*HML* 明显捕捉到了市场因子和 *SMB* 所忽略的股票收益的变化。

最后, 三因子模型中调整的 R^2 大幅上升。表 8 中单独使用市场因子回归, 只有四个组合的调整 R^2 大于 0.9, 而在表 10 中小于 0.9 的调整 R^2 则成了“凤毛麟角”(25 个中只有 1 个小于 0.9)。对于规模最小的五个投资组合, 调整的 R^2 从表 8 中 0.65 到 0.73 显著提升为了表 10 中的 0.87 到 0.96。在表 10 中即使是最小的 R^2 (最小规模和最小账面市值比组合的 0.88), 也远远大于市场因子单独产生的 0.65。

另外, 在表 8 的单因子回归中, 最小规模和最低账面市值比组合的 β 是 1.13, 最大规模和最高账面市值比组合的 β 是 0.94, 而在表 10 的三因子回归中, 这两个组合的 β 分别是 1.02 和 0.97, 这说明在回归中加入 *SMB* 和 *HML* 会使股票的 β 向 1.0 塌陷: 低 β 向 1.0 移动, 高 β 则向下移动, 一定程度上修正了 β 因子对风险的度量偏差。

3.4 对 Fama-French 三因子模型验证的结论

本文在表5.、表6.、表7.中的结果充分说明对 Fama-French 三因子模型对 2000 年 1 月至 2019 年 12 月 A 股市场中的交易数据有较强的解释性，规模因子、价值因子能够显著地捕捉到收益率的变动。

表 7.25 个组合的超额股票收益率对三因子的回归结果

(2000 年 1 月至 2019 年 12 月, 240 个月)

$$R(t) - RF(t) = a + b[RM(t) - RF(t)] + sSMB(t) + hHML(t) + e(t)$$

规模	相关回归参数值 账面市值比									
	Low	2	3	4	High	Low	2	3	4	High
	b					$t(b)$				
Small	1.02***	1.00***	1.00***	1.01***	0.98***	27.71	38.64	57.32	60.37	44.19
2	0.99***	1.01***	1.01***	1.02***	1.01***	56.27	59.67	59.57	52.64	41.08
3	1.03***	1.01***	1.02***	1.04***	1.05***	40.88	55.52	60.05	44.14	52.33
4	1.00***	1.03***	1.06***	1.09***	1.05***	44.09	53.40	49.09	54.58	60.45
Big	0.97***	1.05***	1.04***	1.01***	0.97***	49.99	59.34	41.64	57.55	38.01
	s					$t(s)$				
	Low	2	3	4	High	Low	2	3	4	High
	b					$t(b)$				
Small	1.14***	1.13***	1.28***	1.32***	1.24***	14.48	18.30	36.14	25.45	21.92
2	1.00***	1.02***	1.04***	1.02***	1.03***	15.65	23.27	32.05	20.95	21.13
3	0.76***	0.79***	0.81***	0.85***	0.69***	12.75	18.38	18.96	19.35	13.94
4	0.57***	0.63***	0.54***	0.55***	0.42***	9.76	13.3	9.88	8.87	10.07
Big	-0.22***	-0.12***	-0.03	-0.07	-0.33***	-4.59	-3.21	-0.49	-1.32	-7.74
	h					$t(h)$				
	Low	2	3	4	High	Low	2	3	4	High
	b					$t(b)$				
Small	-0.27***	-0.41***	-0.18***	-0.02	0.16*	-3.42	-6.33	-3.43	-0.42	1.80
2	-0.25**	-0.26***	-0.15***	0.09	0.41***	-2.32	-4.42	-3.33	1.15	5.37
3	-0.5***	-0.25***	-0.13*	0.19**	0.40***	-6.02	-4.21	-1.77	2.31	5.75
4	-0.6***	-0.25***	-0.07	0.08	0.47***	-7.09	-3.55	-0.96	0.99	9.28
Big	-1.02***	-0.45***	0.13	0.46***	0.59***	-13.96	-7.29	1.47	5.24	9.07
	调整的 R^2					$s(e)$				
	Low	2	3	4	High	Low	2	3	4	High
	b					$t(b)$				
Small	0.88	0.94	0.97	0.96	0.96	4.00	2.76	1.98	2.09	2.05
2	0.94	0.97	0.97	0.97	0.96	2.50	1.79	1.76	1.90	2.08
3	0.95	0.96	0.96	0.95	0.95	2.24	1.91	1.99	2.13	2.15
4	0.94	0.95	0.95	0.95	0.95	2.25	2.05	2.18	2.22	2.03
Big	0.95	0.95	0.94	0.93	0.94	1.96	1.94	2.16	2.21	2.02

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

四、 中国版三因子模型

和大多数基于中国股市数据研究三因子模型的文章一样，本文的结果也存在一定的异常。上文提及的表 4. 中体现的“平均回报率没有呈现随着账面市值比的增加而增加的趋势”这一结果让笔者进行了更加深入的思考。

刘等人 (2019) 认为规模因子旨在捕捉与规模相关的风险差异，这些差异来自于相关业务，然而中国小型上市企业的股票价格通常反映了大量与企业基础业务无关的信息，而是与首次公开发行 (IPO) 相关。在中国，部分私营企业因于 IPO 市场的严格监管选择通过反向兼并及时上市，即私营企业将一家上市公司作为壳目标，通过收购其股份获得控制权，壳公司购买该企业的资产以换取新发行的股票，这导致了“壳价值污染现象”。

中国规模最小的30%的股票大多涉及到反向并购，这些公司的收益与经营基本面的关系较小而与IPO活动的关系较大。为了避免在构建因子时受到“壳价值污染现象”的不利影响，本文选择剔除市值最低 30%部分的股票后得到了表 8. 中的结果。与表 7. 相比，该表中的结果明显能够更好地支持“平均回报率随着账面市值比的增加而增加的”这一结论，最高价值组和最低价值组平均收益率之差没有出现负值，而且部分正值在 10%的显著性水平上是显著的。

表 8. 基于规模和账面市值比构建的 25 个投资组合的月平均超额收益率
(去除市值底部 30%的股票后)

规模	账面市值比					
	Low	2	3	4	High	High-Low
Small	1.17	1.43	1.49	1.53	1.20	0.035
2	0.74	1.13	1.32	1.30	1.19	0.448*
3	0.69	0.98	1.10	1.15	0.64	0.464*
4	0.64	0.90	1.00	1.08	0.99	0.352
Big	0.53	0.61	0.77	0.75	0.75	0.220
Big-Small	-0.638	-0.815**	-0.724**	-0.789**	-0.454	

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

另外本文也进一步回归得到了表 9 中的结果,和表 7 相比,可以发现调整由最低的0.88提升至了0.93。这都说明了在中国A股市场中,采用剔除小规模股票的方式来减少“壳价值污染”的不利影响是可行的。反过来,若想在中国市场中更为有效地使用三因子模型必须要考虑到该影响,并尽量剔除。

表 9. 25 个组合的超额股票收益率对三因子的回归结果 (去除市值底部 30%的股票后)
(2000 年 1 月至 2019 年 12 月, 240 个月)

$$R(t) - RF(t) = a + b[RM(t) - RF(t)] + sSMB(t) + hHML(t) + e(t)$$

Size	相关回归参数值									
	账面市值比									
	Low	2	3	4	High	Low	2	3	4	High
<i>b</i>						<i>t(b)</i>				
Small	0.99***	0.98***	1.00***	1.00***	1.01***	36.21	39.52	55.92	48.97	41.98
2	1.01***	1.00***	0.99***	1.02***	1.01***	32.93	55.95	51.61	50.58	55.98
3	0.98***	0.99***	1.03***	1.05***	1.03***	42.33	55.85	57.34	55.05	52.68
4	0.96***	1.06***	1.05***	1.08***	1.06***	34.56	48.79	45.44	51.70	49.66
Big	0.99***	1.03***	1.07***	1.01***	0.95***	42.12	53.68	36.81	39.02	40.35
<i>s</i>						<i>t(s)</i>				
Small	1.06***	1.07***	1.12***	1.06***	1.06***	19.42	19.16	27.14	21.07	18.16
2	0.97***	0.89***	0.87***	1.05***	0.84***	16.37	15.54	12.82	21.98	21.79
3	0.71***	0.83***	0.74***	0.81***	0.64***	12.10	15.80	17.11	15.18	12.25
4	0.45***	0.51***	0.53***	0.55***	0.38***	7.15	7.77	8.59	10.52	7.35
Big	-0.35***	-0.22***	-0.05	-0.12	-0.41***	-5.75	-4.30	-0.51	-1.50	-8.25
<i>h</i>						<i>t(h)</i>				
Small	-0.33***	-0.27***	-0.16***	-0.07	0.25***	-3.80	-5.18	-4.13	-1.41	4.00
2	-0.42***	-0.30***	-0.17**	0.08	0.34***	-6.85	-4.88	-2.28	1.50	7.31
3	-0.63***	-0.35***	-0.13**	0.02	0.35***	-9.31	-6.19	-2.53	0.41	7.63
4	-0.73***	-0.33***	-0.1	0.19***	0.45***	-11.31	-4.62	-1.64	3.74	8.29
Big	-0.97***	-0.42***	0.06	0.34***	0.54***	-14.56	-7.82	0.58	4.33	8.60
调整的 R^2						<i>s(e)</i>				
Small	0.93	0.96	0.97	0.97	0.96	2.76	2.01	1.82	1.89	2.13
2	0.94	0.96	0.95	0.96	0.96	2.43	2.05	2.08	1.92	1.87
3	0.95	0.96	0.96	0.96	0.95	2.19	1.96	2.01	1.98	2.09
4	0.93	0.94	0.94	0.95	0.95	2.41	2.41	2.26	2.17	2.04
Big	0.94	0.93	0.92	0.91	0.94	2.07	2.24	2.54	2.58	2.00

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

五、 结论

本文基于中国 A 股市场 2000 年到 2019 年的交易数据，对资本资产定价模型进行实证研究。整体上分为对标准 CAPM 的检验和对 Fama-French 三因子模型的分析。

首先，对 Fama-French 三因子模型的分析结果充分说明了：对于我国该阶段的股票交易数据而言，市场因子、规模因子 *SMB* 和价值因子 *HML* 能够有效地解释股票收益率变化，但依然存在部分异常。其次，本文通过剔除小规模30%股票的方式尽量减弱了壳价值污染的不利影响，对异常现象进行了一定程度的解释。最后，我们得出结论由于中国股市特有的壳价值问题，美国市场流行的 Fama-French 三因子模型（Fama and French 1993）在中国并不好用，中国版三因子模型能够很好的解释学术界在中国市场上发现出的绝大部分收益率截面异象，比 Fama-French 三因子的解释力度要强得多。

参 考 文 献

1. Banz, R. W. (1981). The relationship between return and market value of common stocks. *Journal of financial economics*, 9(1), 3-18.
2. Black, F. (1972). Capital market equilibrium with restricted borrowing. *The Journal of business*, 45(3), 444-455.
3. Black, F., Jensen, M. C., & Scholes, M. (1972). *The capital asset pricing model: Some empirical tests*.
4. Blume, M. E. (1970). Portfolio theory: a step toward its practical application. *The Journal of Business*, 43(2), 152-173.
5. Liu, J., Stambaugh, R. F., & Yuan, Y. (2019). Size and value in China. *Journal of financial economics*, 134(1), 48-69.
6. Fama, E. F. (1965a). The behavior of stock-market prices. *The journal of Business*, 38(1), 34-105.
7. Fama, E. F., & Babiak, H. (1968). Dividend policy: An empirical analysis. *Journal of the American statistical Association*, 63(324), 1132-1161.
8. Fama, E. F., & MacBeth, J. D. (1973). Risk, return, and equilibrium: Empirical tests. *Journal of political economy*, 81(3), 607-636.
9. Fama, E. F., & French, K. R. (1992a). The cross-section of expected stock returns. *the Journal of Finance*, 47(2), 427-465.
10. Fama, E. F., & French, K. R. (1992b). The economic fundamentals of size and book-to-market equity. *Unpublished working paper. University of Chicago*.
11. Fama, E. F., & French, K. R. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of financial economics*, 33(1), 3-56.
12. Lakonishok, J., & Shapiro, A. C. (1986). Systematic risk, total risk and size as determinants of stock market returns. *Journal of Banking & Finance*, 10(1), 115-132.
13. Lintner, J. (1965). Security prices, risk, and maximal gains from diversification. *The journal of finance*, 20(4), 587-615.
14. Markowitz, H. M. (1959). Portfolio Selection: Efficient Diversification of Investments. *Cowles Foundation Monograph*, 16.
15. Reinganum, M. R. (1981). A new empirical perspective on the CAPM. *Journal of financial and quantitative analysis*, 16(4), 439-462.
16. Sharpe, W. F. (1964). Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. *The journal of finance*, 19(3), 425-442.
17. 资本资产定价模型的实证研究. *经济研究*, 4(61), 444-55.