

# 金融工程

证券研究报告

2017 年 11 月 29 日

## 海外文献推荐 第 23 期

### 经济周期、投资者情绪和高成本的外源融资

2007 年至 2009 年的金融危机凸显了理解金融市场状况对实体经济的影响的重要性。Ivashina 和 Scharfstein (2010), Campello, Graham 和 Harvey (2010) 以及 Campello 等人提供的证据表明, 金融限制了外源融资和实际投资。在本文中, 我们要问, 外源融资的获取方式是否会随着时间的推移而变化, 如果是这样的话, 会对投资和就业产生什么样的影响。以前的研究认为, 外源融资成本随商业周期和投资者情绪而变化。因此, 我们测试经济衰退和低投资者情绪是否会造成限制实际投资和就业的财务约束。

### 媒体关注与消费者投资行为之间的因果关系

本文用新的自然实验揭示了媒体关注与消费者投资行为之间的因果关系, 这种关系与媒体报道所传递的信息无关。登上华尔街日报“风格之王”(Category Kings) 榜单的基金, 比刚好未上榜基金的本地资金流多增加了 31%。多增的这部分是众所周知的业绩—资金流关系(performance-flow relation) 所导致资金流增加的 7 倍。同一个家族其他基金的资金流也会大幅增加, 尤其是小规模基金家族。华尔街日报发布的类似榜单, 但不加“风格之王”这样显著的标签时, 资金流并不增加。本文的发现与理论一致, 揭示了媒体效应有激励作用, 而基金经理会策略性地应对这一激励, 此外, 证实了宣传机制(propagation mechanisms) 确实存在, 基金家族在入选“风格之王”后会做广告, 媒体对榜单的报道也会增加。

### 作者

吴先兴 分析师  
SAC 执业证书编号: S1110516120001  
wuxianxing@tfzq.com  
18616029821

阚文超 联系人  
kanwenchao@tfzq.com  
18717948990

### 相关报告

- 1 《金融工程: 金融工程-量化择时周报》 2017-11-26
- 2 《金融工程: 金融工程-市场情绪一览 2017-11-24》 2017-11-24
- 3 《金融工程: 金融工程-市场情绪一览 2017-11-23》 2017-11-23

**风险提示:** 本报告不构成投资建议。



## 内容目录

经济周期、投资者情绪和高成本的外源融资 .....	3
1. 简介 .....	3
2. 样本、变量和初步统计 .....	3
3. 经济周期、投资者情绪、 $q$ 和现金流敏感性 .....	4
4. 外源融资的替代性测试 .....	6
5. 结论 .....	7
媒体关注与消费者投资行为之间的因果关系 .....	8
1. 简介 .....	8
2. 数据和描述性统计 .....	9
3. 实证分析及结果 .....	10
4. 出版前的媒体传播效应 .....	15
5. 结论 .....	18

## 图表目录

图 1: 样本描述性统计 .....	4
图 2: 本表报告我们的投资回归结果 .....	5
图 3: 这个表格报告了人数的增长回归结果。 .....	5
图 4: 本表报告了我们发行债务回归的结果。 .....	6
图 5: 本表报告了回归结果中股票发行与债务发行之间的系数差异 .....	6
图 6: 该表报告了回归结果，其中因变量是投资（面板 A）和员工增长（面板 B） .....	7
图 7: 按等级排列的汇总统计数据 .....	10
图 8: 在排名等于 10 的截点间断的资金流和收益 .....	11
图 9: 面板分析结果 .....	12
图 10: 在不关注的设置下间断的资金流和收益 .....	13
图 11: RDD 分析结果 .....	13
图 12: 在排名的最后一个月基金投资行为的改变 .....	14
图 13: 时间趋势 .....	16
图 14: 增长的资金流的决定因素 .....	17
图 15: 随后的广告和媒体出版物 .....	18

## 经济周期、投资者情绪和高成本的外源融资

文献来源: Mclean, R. D., and Zhao, M. (2014). The business cycle, investor sentiment, and costly external finance. *Journal of Finance*, 69(3), 1377–1409.

推荐原因: 2007 年至 2009 年的金融危机凸显了理解金融市场状况对实体经济的影响的重要性。Ivashina 和 Scharfstein (2010), Campello, Graham 和 Harvey (2010) 以及 Campello 等人提供的证据表明, 金融限制了外源融资和实际投资。在本文中, 我们要问, 外源融资的获取方式是否会随着时间的推移而变化, 如果是这样的话, 会对投资和就业产生什么样的影响。以前的研究认为, 外源融资成本随商业周期和投资者情绪而变化。因此, 我们测试经济衰退和低投资者情绪是否会造成限制实际投资和就业的财务约束。

### 1. 简介

我们使用反映经济状况的两个指标 (一个扩张虚拟变量和一个增加的工业生产虚拟变量) 以及两个反映投资者情绪的指标 (Baker and Wurgler 情绪指数和密歇根大学消费者情绪指数)。商业周期可能会影响投资者情绪, 因此两个情绪指数都会根据多个商业周期变量进行回归, 这些回归的残差被用作我们测试中的投资者情绪估计。我们在相同的回归中使用商业周期和投资者情绪估计, 这样可以在控制另一个因素的同时测量一个效应。

伯南克, 格特勒和吉尔克里斯特 (Gilchrist, 1996) 指出, 在这种背景下识别这一效应是困难的, 因为影响融资成本的因素也影响增长机会。例如, 经济衰退时期的投资较低, 因为衰退时期的增长机会较少, 而不一定是因为更大的融资限制。因此, 我们遵循伯南克, 格特勒和吉尔克里斯特 (Gilchrist, 1996) 的建议, 并就投资、就业和外部融资中企业之间的差异如何随经济条件和投资者情绪而变化提出假设。

我们的研究提供了两个测试。我们的第一个测试是从托宾 (1969) 首先提出的投资的  $q$  理论出发的。这些测试集中在两个命题上。首先, 如果在扩张期和高投资者情绪期间, 外源融资成本较低, 那么投资, 就业, 发行股票和发行债券都应该对这些时期  $q$  的滞后价值更为敏感。我们假定, 在其他条件相同的情况下, 拥有更高 Tobin's  $Q$  的企业有更多的投资机会, 因此需要外部融资。股票发行和债券发行成本低时, 高质量的企业应该发行股票和债券, 并用收益进行投资和招聘, 使投资、就业和对外融资更加敏感。

我们的第二套测试不依赖于  $q$  和现金流敏感度。这些测试也集中在两个命题上。首先, 以往的研究表明, 小企业、信用评级较低的企业和不分红的企业更有可能需要外部融资。外部融资成本的变化对于这些公司来说应该比不依赖于外源融资的公司更重要。因此, 我们测试这种金融依赖型企业的投资和就业增长是否对商业周期和投资者情绪更为敏感。其次, 我们认为投资可以预测经济衰退和投资者情绪低迷时期的盈利能力。这个想法是, 当外部融资成本高时, 由于融资约束, 有些项目不得不被省略。因此, 当外部融资成本高昂时, 投资回报应该相对较高, 因为公司只应投资于最有价值的项目。

我们不依赖  $q$  和现金流量敏感性的测试也表明, 外部融资成本随着商业周期和情绪而变化, 这种变化具有实际效果。如上所述, 我们假设小企业, 信用评级较低的企业和不分红的企业更有可能需要外部融资。对于这样的公司, 我们发现投资和就业对商业周期和投资者情绪更为敏感。同样与外源资金成本类似, 我们发现投资预测衰退和投资者情绪低迷时期的盈利能力将会增强。

### 2. 样本、变量和初步统计

从 1965 年到 2010 年, 我们从 Compustat 数据库中的所有美国公司开始抽样, 这是我们获得 Baker 和 Wurgler (2006) 情绪指数的样本期。我们排除了 SIC 代码在 6,000 到 6,999 之间的金融公司和 SIC 代码在 4900 到 4999 之间的公用事业公司。与 Baker, Stein 和 Wurgler (2003) 一样, 我们排除了没有正的账面价值的公司, 账面价值低于 1000 万美元的资产。我们将每个会计变量的顶部和底部减少 1%, 以减少异常值的影响。

公司层面的变量如下:

投资。我们衡量的投资总量是资产总额增长和研发支出的总和, 都是按照总资产  $(Assets_t - Assets_{t-1} + R\&D_t)/Assets_{t-1}$  的比例来衡量的。我们选择这个衡量标准是因为它是最广泛的投资衡量标准。我们试用了其他的投资措施 (例如资产增长, 研发支出, 非现金资产增长, 资本支出+研发支出+SG&A), 并得到了类似的结果。

员工成长。我们使用员工日  $\log$  数量的变化来捕捉员工增长。

股票发行。我们衡量发行股本为账面净资产的变化, 加上递延所得税的变化减去留存收益的变化, 所有这些都由滞后资产来衡量。

债务发行。我们将债务发行量视为资产的变化, 减去账面权益的变化减去递延税项的变化, 所有这些都是由滞后资产来衡量的。

现金流量。我们衡量现金流量为净收入加折旧和摊销，所有这些都按年初的资产帐面价值来衡量。

扩张。如果 NBER 定义的经济扩张期至少有 6 个月是经济扩张期，那么我们使用年度指标变量来捕捉经济扩张，否则为零。如果我们使用 9 个或 12 个扩展月来定义年度扩展，我们的结果不会改变。

工业生产。如果工业生产增长在过去 12 个月平均为正值，我们用一个等于 1 的虚拟变量来捕捉工业生产增长，否则为零。

贝克和 Wurgler (2006) 情绪指数。我们的情绪指数之一是 Baker 和 Wurgler (2006) 创建的指数，他们详细描述了指数及其组成部分 8 Baker 和 Wurgler 情绪指数是六个不同投资者情绪代理的第一主要组成部分，在以前的研究中被用作衡量投资者情绪的指标。在估算主成分之前，每个子指标都与业务周期正交。六个投资者情绪代理人是封闭式基金折价；纽约证券交易所成交量；首次公开募股的数量；首次公开发行的平均首日回报率；在新问题上的股权份额；股利溢价是股利支付者与非分红支付者平均市账比的差异。

图 1：样本描述性统计

Panel A: Summary Statistics						
	Mean	SD	25th Percentile	Median	75th Percentile	N
Expansion	0.883	0.288	1.000	1.000	1.000	46
Industrial prod.	0.788	0.357	0.741	1.000	1.000	46
Sentiment	0.489	0.292	0.239	0.489	0.739	46
CSI	0.476	0.282	0.228	0.491	0.703	46
q	0.381	0.563	-0.015	0.255	0.663	150,358
Cash flow	0.072	0.185	0.040	0.096	0.150	169,836
Investment	0.253	0.602	0.009	0.108	0.269	168,496
Employee growth	0.060	0.266	-0.044	0.031	0.140	152,515
Share issuance	0.117	0.439	0.000	0.009	0.044	163,521
Debt issuance	0.092	0.276	-0.024	0.031	0.122	165,995

Panel B: Correlations										
	Expansion	Indus Prod.	Sentiment	CSI	q	Cash Flow	Investment	Employee Growth	Share Issue	Debt Issue
Expansion	1									
Indus. prod.	0.683	1								
Sentiment	-0.028	-0.119	1							
CSI	0.117	0.278	0.377	1						
q	0.040	0.091	0.137	0.211	1					
Cash flow	0.039	0.018	-0.036	-0.082	-0.026	1				
Investment	0.071	0.079	0.065	0.083	0.386	-0.017	1			
Employee growth	0.088	0.109	0.025	0.076	0.275	0.113	0.522	1		
Share issue	0.040	0.048	0.073	0.087	0.357	-0.377	0.746	0.296	1	
Debt issue	0.049	0.063	0.043	0.071	0.179	-0.007	0.732	0.490	0.268	1

资料来源：Journal of Finance，天风证券研究所

表 I 的 A 部分显示了本研究中使用的主要变量的统计，而面板 B 报告了变量之间的相关性。回想一下，两个投资者情绪指数的原始价值是根据六个不同的商业周期指标来回归的，我们用这些指标的残差作为我们的投资者情绪指标。在 B 组中，Baker 和 Wurgler 情绪指数与两种商业周期指标均呈现弱负相关。消费者信心指数分别与通胀率和工业生产指数增长的相关系数分别为 0.117 和 0.278。因此，消费者情绪 - 工业生产相关性是投资者情绪与商业周期变量之间的相关性最高，但没有高到使两个变量不能用于同一回归。请注意，回归中自变量之间的相关性会增加系数的标准误差，从而降低统计显著性的可能性。

### 3. 经济周期、投资者情绪、q 和现金流敏感性

我们使用如下方程进行回归

$$\frac{I_{i,t}}{A_{i,t-1}} = \alpha_i + \alpha_t + \beta_1 q_{i,t-1} + \beta_2 \frac{CF_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \beta_3 q_{i,t-1} \times E_t + \beta_4 \frac{CF_{i,t}}{A_{i,t-1}} \times E_t + \beta_5 q_{i,t-1} \times S_t + \beta_6 \frac{CF_{i,t}}{A_{i,t-1}} \times S_t + \varepsilon_{i,t}.$$

上述方程中的相互作用估计了 E 和 S 对 q 和 CF 系数的边际影响。例如 Fazzari, Hubbard 和 Petersen (1988), Baker, Stein 和 Wurgler (2003), Rauh (2006) 以及 Asker, Farenthorn 和 Ljungqvist (2011)。

值得注意的是，上述方程不考虑投资水平是否随着时间的推移和 E 和 S 的变化而变化。



该方程具有年固定效应，其有效地降低了每个观测值的年平均值，使得  $q$ ， $E$  和  $S$  与的现金流量变量正交。这就是为什么我们在回归中不包括  $E$  和  $S$  的原因，因为年度时间序列变量在包括年份固定效应的回归中没有解释力。

为了观察投资者情绪的边际影响，假设经济处于扩张状态，并使用 Baker 和 Wurgler 情绪指数排名（如表 1 所示）的第 25 和第 75 百分位数值比较总体系数。低情绪期间整体  $q$  系数为  $0.158 + 0.133 + 0.212 \times 0.239 = 0.342$ ，高情绪期间整体  $q$  系数为  $0.158 + 0.133 + 0.212 \times 0.739 = 0.448$  或 31%。低情绪期间整体现金流量系数为 0.524，高情绪期间整体现金流量系数为 0.200，降幅为 62%。投资者情绪的影响与经济周期的影响相似，表明这两种摩擦对实际投资都有重要的经济影响。

表二的结果与本文介绍的框架相一致，预测投资者在经济扩张时和投资者情绪高时，应对  $q$  更加敏感，对现金流量较不敏感。投资者情绪和商业周期的影响在统计意义和经济意义上都是相似的。

图 2：本表报告我们的投资回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
$q(t-1)$	0.139*** (15.62)	0.117*** (15.76)	0.123*** (20.43)	0.094*** (9.92)	0.108*** (10.16)	0.068*** (5.64)	0.088*** (8.65)	0.069*** (5.35)	0.095* (9.25)
Cash flow	0.262*** (6.96)	0.400*** (8.40)	0.384*** (9.76)	0.403*** (7.62)	0.387*** (6.31)	0.551*** (7.37)	0.512*** (6.63)	0.542*** (8.44)	0.479* (6.93)
Expansion $\times q(t-1)$		0.025*** (2.80)				0.028*** (3.72)	0.023*** (3.41)		
Expansion $\times$ cash flow		-0.153*** (2.99)				-0.157*** (3.09)	-0.146*** (3.06)		
Indus.Prod $\times q(t-1)$			0.020*** (2.59)					0.027*** (3.28)	0.017 (2.08)
Indus.Prod. $\times$ cash flow			-0.145*** (3.52)					-0.153*** (3.83)	-0.131 (3.33)
Sentiment $\times q(t-1)$				0.076*** (5.08)		0.077*** (5.33)		0.081*** (5.34)	
Sentiment $\times$ cash flow				-0.244*** (2.71)		-0.254*** (3.13)		-0.261*** (3.21)	
CSI $\times q(t-1)$					0.051*** (3.20)		0.050*** (3.31)		0.049* (3.23)
CSI $\times$ cash flow					-0.201** (2.44)		-0.193** (2.52)		-0.174 (2.28)
Observations	138,548	138,111	138,111	138,548	138,111	138,111	138,111	138,111	138,1
$R^2$ (within)	10.42	10.57	10.60	10.65	10.63	10.81	10.74	10.86	10.7

资料来源：Journal of Finance，天风证券研究所

为了评估经济意义，考虑扩展回归（回归 2）。这个回归显示经济衰退时的总体  $q$  系数为 0.117，扩张时为  $0.117 + 0.025 = 0.142$ ，或者高出 21%。经济衰退时的现金流量系数为 0.400，扩张时的现金流量系数为  $0.400 - 0.153 = 0.247$ ，低了 38%。这对投资者情绪也有强劲的影响。回想一下，Baker 和 Wurgler 情绪指数的第 75 百分位值为 0.739，第 25 百分位为 0.239。在 Baker 和 Wurgler 情绪回归（回归 4）中，低情绪下的整体  $q$  系数为  $0.094 + 0.239 \times 0.076 = 0.112$ ，在高情绪期间为  $0.094 + 0.739 \times 0.076 = 0.150$ ，也就是高出 34%。

在低情绪期间，该回归的总现金流量系数为  $0.403 + 0.239 \times (-0.244) = 0.345$ ，高情绪期为  $0.403 + 0.739 \times (-0.244) = 0.223$ ，即低 35%。就投资而言，这里的结果表明商业周期和投资者情绪对就业增长的影响相似。回归 6 至 9 包括同一回归中的商业周期交互和投资者情绪交互。如表二所示，包括同一回归中的两个度量似乎并不影响相互作用的显著性，这表明各自对就业增长都有其独特的影响。在这些回归中，所有 8 个  $q$  相互作用系数都是正的且具有统计显著性。所有八个现金流相互作用系数是负的和统计显著的。

图 3：这个表格报告了人数的增长回归结果。

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
$q(t-1)$	0.139*** (15.62)	0.117*** (15.76)	0.123*** (20.43)	0.094*** (9.92)	0.108*** (10.16)	0.068*** (5.64)	0.088*** (8.65)	0.069*** (5.35)	0.095*** (9.25)
Cash flow	0.262*** (6.96)	0.400*** (8.40)	0.384*** (9.76)	0.403*** (7.62)	0.387*** (6.31)	0.551*** (7.37)	0.512*** (6.63)	0.542*** (8.44)	0.479*** (6.93)
Expansion $\times q(t-1)$		0.025*** (2.80)				0.028*** (3.72)	0.023*** (3.41)		
Expansion $\times$ cash flow		-0.153*** (2.99)				-0.157*** (3.09)	-0.146*** (3.06)		
Indus.Prod $\times q(t-1)$			0.020*** (2.59)					0.027*** (3.28)	0.017** (2.08)
Indus.Prod. $\times$ cash flow			-0.145*** (3.52)					-0.153*** (3.83)	-0.131*** (3.33)
Sentiment $\times q(t-1)$				0.076*** (5.08)		0.077*** (5.33)		0.081*** (5.34)	
Sentiment $\times$ cash flow				-0.244*** (2.71)		-0.254*** (3.13)		-0.261*** (3.21)	
CSI $\times q(t-1)$					0.051*** (3.20)		0.050*** (3.31)		0.049*** (3.23)
CSI $\times$ cash flow					-0.201** (2.44)		-0.193** (2.52)		-0.174** (2.28)
Observations	138,548	138,111	138,111	138,548	138,111	138,111	138,111	138,111	138,111
$R^2$ (within)	10.42	10.57	10.60	10.65	10.63	10.81	10.74	10.86	10.75

资料来源：Journal of Finance，天风证券研究所

表四报告了使用债务发行作为因变量的回归方程的估计。在第一次回归中， $q$  系数为

正，而现金流量系数不显著。现金流量系数负相关但不显著的现象表明，一方面，低现金流量的企业更需要外部融资，另一方面低现金流量的企业不太适合偿还债务。与这种摩擦相一致的是，关于资本结构的文献显示低现金流量的公司倾向于较少的杠杆（参见 Rajan 和 Zingales（1995）以及 Baker 和 Wurgler（2002））。因此，事前现金流量对债务发行的影响是不明确的。

图 4：本表报告了我们发行债务回归的结果。

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
$q(t-1)$	0.124*** (19.13)	0.113*** (16.26)	0.115*** (16.52)	0.099*** (11.45)	0.109*** (13.61)	0.087*** (9.32)	0.099*** (11.46)	0.086*** (8.96)	0.103*** (11.83)
Cash flow	-0.008 (0.31)	0.008 (0.21)	0.002 (0.05)	0.011 (0.24)	0.051 (1.11)	0.028 (0.48)	0.062 (1.10)	0.022 (0.42)	0.053 (0.96)
Expansion $\times q(t-1)$		0.013** (2.42)				0.014** (2.27)	0.012* (1.84)		
Expansion $\times$ cash flow		-0.017 (0.52)				-0.018 (0.53)	-0.013 (0.39)		
Indus.Prod $\times q(t-1)$			0.011 (1.54)					0.015* (1.88)	0.010 (1.09)
Indus.Prod. $\times$ cash flow			-0.011 (0.35)					-0.011 (0.37)	-0.002 (0.06)
Sentiment $\times q(t-1)$				0.042*** (3.72)		0.043*** (4.05)		0.045*** (4.52)	
Sentiment $\times$ cash flow				-0.029 (0.45)		-0.030 (0.47)		-0.030 (0.47)	
CSI $\times q(t-1)$					0.024** (2.13)		0.023** (2.14)		0.022* (1.95)
CSI $\times$ cash flow					-0.094* (1.89)		-0.094* (1.90)		-0.095** (2.04)
Observations	147,217	146,769	146,769	147,217	146,769	146,769	146,769	146,769	146,769
$R^2$ (within)	5.85	5.86	5.86	5.90	5.90	5.91	5.90	5.92	5.90

资料来源：Journal of Finance，天风证券研究所

通过查看图 5 的底部四行，可以查看投资者情绪相互作用的差异。在 Baker 和 Wurgler 情绪相互作用下，所有三种  $q$  情绪互动差异都是正面的，其中两个是显著的，而所有三个现金流量互动差异都是负面的和统计显著的。消费者信心指数说明了一个类似的事情。 $q$  情绪互动的差异都是积极的； $p$  值在 0.14 到 0.18 之间，所以在常规水平上效果不显著，但它对发行股票的影响比发行债券的影响更大。所有的现金流量情绪交互的差异是负面的，两个在统计上显著。结合图四和图五的结果，这些研究结果告诉我们，随着情绪上升，股票发行和债券发行对  $q$  变得更为敏感，对现金流量的敏感度也变小。然而，股票发行的效果通常较大。

图 5：本表报告了回归结果中股票发行与债券发行之间的系数差异

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
$q(t-1)$	0.132*** (0.000)	0.053*** (0.000)	0.070*** (0.000)	0.058** (0.046)	0.082*** (0.000)	-0.030 (0.864)	0.009 (0.118)	-0.024 (0.658)	0.031** (0.021)
Cash flow	-0.529*** (0.000)	-0.229*** (0.000)	-0.297*** (0.000)	-0.202*** (0.000)	-0.324*** (0.000)	0.115** (0.048)	-0.048*** (0.000)	0.061** (0.038)	-0.141*** (0.000)
Expansion $\times q(t-1)$		0.089*** (0.007)				0.094*** (0.000)	0.086*** (0.000)		
Expansion $\times$ cash flow		-0.334*** (0.000)				-0.342*** (0.002)	-0.319*** (0.001)		
Indus.Prod $\times q(t-1)$			0.078*** (0.008)					0.088*** (0.003)	0.072*** (0.003)
Indus.Prod. $\times$ cash flow			-0.278*** (0.000)					-0.295*** (0.000)	-0.253*** (0.001)
Sentiment $\times q(t-1)$				0.122 (0.119)		0.128* (0.089)		0.141* (0.076)	
Sentiment $\times$ cash flow				-0.625** (0.041)		-0.584** (0.020)		-0.595** (0.012)	
CSI $\times q(t-1)$					0.082 (0.184)		0.076 (0.147)		0.072 (0.181)
CSI $\times$ cash flow					-0.332* (0.100)		-0.314* (0.090)		-0.287 (0.147)
F-stat	66.08	141.26	83.01	76.80	60.77	61.46	71.60	65.41	57.55
p-value	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

资料来源：Journal of Finance，天风证券研究所

#### 4. 外源融资的替代性测试

在本节中，我们使用 FD 的替代方法，测试更有可能需要外部融资的企业是否对商业周期和投资者情绪表现出更大的投资和就业增长敏感度。

为了代替 FD，我们考虑，如果在前一年公司没有支付股息，没有标准普尔信用评级或标准普尔信用评级低于 BBB-，并且销售不在样本公司当年最高的五分之一；如果这三个项目中的任何一项不是真的，那么企业的价值为零。13 信贷评级数据从 1979 年开始有效，但在 1985 年之前是非常稀少的，所以在这部分我们的分析中，我们观察到的信息比之前的表格的少。

我们对 FD 的测量建立在以往研究的见解之上。Campello 等人（2011）显示，在金融

危机期间，规模较小的公司，特别是投机性或无信用评级的公司更有可能在财务上受到限制。贝克和沃格勒（Baker and Wurgler）（2006）认为，在低情绪期投资者可能会避免更多的投机性公司，但这些公司在高情绪期间受到投资者的青睐。

为了测试 FD 和高成本的外部融资之间的关系，我们估计方程：

$$\frac{I_{i,t}}{A_{i,t-1}} = \alpha_i + \alpha_t + \beta_1 FD_{i,t-1} + \beta_2 FD_{i,t-1} \times E_t + \beta_3 FD_{i,t-1} \times S_t + \varepsilon_{i,t}.$$

上述方程包括固定和年固定效应。除了固定效应和年固定效应之外，右侧变量包括上述的金融依赖度量，金融依赖变量与商业周期变量之一和情绪指数之一相互作用。我们分别报告使用投资和就业的回归结果。在未报告的测试中，我们使用股票发行和债务发行作为因变量，得到与投资 and 就业非常相似的结果。与其他表格一样，根据 Petersen（2009）和 Thompson（2011）的建议，标准误差在公司和年度都被聚集在一起。

图 6：该表报告了回归结果，其中因变量是投资（面板 A）和员工增长（面板 B）

Panel A: Investment									
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Findep	0.043*** (5.42)	-0.028** (2.44)	-0.018 (1.38)	-0.056* (1.77)	-0.029 (1.36)	-0.130*** (3.97)	-0.115*** (3.30)	-0.093*** (3.45)	-0.073*** (2.85)
Findep × Expansion		0.079*** (6.50)				0.081*** (4.20)		0.074*** (4.98)	
Findep × Indus.Prod			0.074*** (5.02)				0.073*** (3.77)		0.063*** (4.22)
Findep × Sentiment				0.190*** (3.18)		0.193*** (4.17)	0.188*** (3.82)		
Findep × CSI					0.129*** (3.52)			0.124*** (3.75)	0.114*** (3.43)
Observations	81,305	81,305	81,305	81,305	81,305	81,305	81,305	81,305	81,305
R <sup>2</sup> (within)	2.84	2.94	2.97	3.02	3.00	3.13	3.15	3.09	3.09

Panel B: Employment Growth									
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Findep	0.027*** (7.71)	-0.004 (0.74)	0.004 (0.56)	-0.000 (0.02)	0.006 (0.91)	-0.033*** (2.77)	-0.023** (1.97)	-0.023** (2.28)	-0.011 (1.45)
Findep × Expansion		0.035*** (5.72)				0.035*** (3.85)		0.034*** (4.13)	
Findep × Indus.Prod			0.029*** (3.73)				0.028*** (2.93)		0.026*** (3.02)
Findep × Sentiment				0.052** (2.47)		0.054*** (3.10)	0.052*** (2.87)		
Findep × CSI					0.037*** (2.96)			0.035*** (3.07)	0.031*** (2.66)
Observations	77,927	77,927	77,927	77,927	77,927	77,927	77,927	77,927	77,927
R <sup>2</sup> (within)	3.10	3.16	3.16	3.14	3.14	3.21	3.20	3.20	3.19

资料来源：Journal of Finance，天风证券研究所

在图六 A 组的第一次回归中，金融依存变量与固定效应和年固定效应一起在回归中单独存在。在这个回归中，金融依赖系数是正的且显著的，这表明金融依赖型企业的投资比其他企业更多。在回归 2 至 9 中，金融依赖系数为负值，其中 6 个显著，而相互作用均为正值且显著。综合起来，这些系数表明，在经济扩张期和投资者情绪高涨期间，金融依赖型企业投资更多，但在经济衰退和投资者情绪低落时期则较少。作为一个例子，考虑第 2 列的回归。财务依存系数为 -0.028（t-statistic = 2.44），而财务依存 - 扩张相互作用为 0.070（t-statistic = 6.50）。因此，在经济衰退时期，投资金额较低，系数均为负值，三者显著，交互作用均为正向显著。综合来看，结果显示，如果经济衰退和投资者情绪低迷，依赖财务的公司的就业增长率更低，但如果经济扩张和情绪高企，这些公司的就业增长率会更高。

在 B 组中，就业增长是因变量。在第一次回归中，金融依赖系数为 0.027（t 统计量 = 7.71），这表明像投资一样，金融依赖型企业的就业增长更大。在回归 2 到 5 中，我们包括一个商业周期或一个投资者情绪变量。在这些回归模型中，融资依存系数不显著，相互作用都是正相关的。综合起来，这些系数表明，金融依赖型企业在扩张和高情绪年份的就业增长较高，但在衰退和低投资者情绪期间，结论则相反。

## 5. 结论

本文的研究结果表明，商业周期和投资者情绪对外部融资成本有显著的独立影响。在介绍中，我们解释了我们的研究结果如何与之前的金融和经济学研究相关。我们现在展望我们的结果可能相关的两个新兴研究领域。

Bolton, Chen 和 Wang（2013）在最近的一篇文章中研究了面临时变融资成本的财务



约束企业的财务管理（如现金积累，投资，股票发行，风险管理和支付政策）。作者指出，这个领域几乎所有早期的理论工作都假定了不变的或时间不变的融资成本。我们的研究成果以及 Ivashina 和 Scharfstein (2010), Campello, Graham 和 Harvey (2010) 以及 Campello (2011) 的研究结果表明，外部融资成本随着时间的推移而变化，并对投资和招聘产生重要影响。允许外部融资成本因时间而异，因此可以丰富这一领域的未来工作。

Brunnermeier, Eisenbach 和 Sannikov (2012) 最近的文献调查显示，宏观经济学家正试图更好地理解这种金融摩擦如何影响实体经济。伯南克 (Bernanke, 2010) 认为，这种研究方式是重要的，需要进一步研究融资条件与实体经济之间的关系：“理解宏观经济背景下金融与经济稳定之间的关系是研究人员尚未完成的重要任务。”正如我们之前提到的，迄今为止的这些文献只关注紧缩信贷的影响。我们的调查结果显示，在上市公司中，股票发行的下降可能会对投资和就业增长产生更大的影响，而不是恶化的信贷条件。考虑到除了债务成本之外，股本成本的影响因此可能对这个领域的未来报告有用。

以上感谢实习生刘佳璐的贡献。

## 媒体关注与消费者投资行为之间的因果关系

文献来源：Ron Kaniel, and Robert Parham (2017) The impact of media attention on consumer and mutual fund investment decisions, Journal of Financial Economics, 123(2017) 337-356

推荐理由：本文用新的自然实验揭示了媒体关注与消费者投资行为之间的因果关系，这种关系与媒体报道所传递的信息无关。登上华尔街日报“风格之王”(Category Kings) 榜单的基金，比刚好未上榜基金的本地资金流多增加了 31%。多增的这部分是众所周知的业绩—资金流关系 (performance-flow relation) 所导致资金流增加的 7 倍。同一个家族其他基金的资金流也会大幅增加，尤其是小规模基金家族。华尔街日报发布的类似榜单，但不加“风格之王”这样显著的标签时，资金流并不增加。本文的发现与理论一致，揭示了媒体效应有激励作用，而基金经理会策略性地应对这一激励，此外，证实了宣传机制 (propagation mechanisms) 确实存在，基金家族在入选“风格之王”后会做广告，媒体对榜单的报道也会增加。

### 1. 简介

众所周知，媒体传播的信息会影响消费者的金融决策。然而，本文旨在说明登上媒体 (appearance in the media) 也会影响金融决策，与所传递的信息无关。为了证明媒体关注与金融决策的因果关系，并去除其中可能混杂的信息，本文采用了一个干净的自然实验：1994 年以来，华尔街日报每季度会在显著位置公布各常用投资风格中的前十名基金。排名仅基于前 12 个月的收益率，排名不受社论的影响，第 10 名界断点的划分也是准随机的。这个前十名排行榜放在华尔街日报的一个独立栏目“基金投资—季度分析 (Investing in funds - A quarterly analysis)”中，并有一个吸引眼球的标题“风格之王 (Category Kings)”。

本文发现，上榜基金和落榜基金的资金流存在明显的界断点。利用断点回归方法 (regression discontinuity design, RDD)，发现在排行榜公布之后，第 10 名（上榜）与第 11 名（落榜）基金之间存在显著的平均处理效应 (Treatment Effect)，上榜基金在下一个季度的资金流入多增了 2.2 个百分点，相当于 31% 的多出量，表明消费者对媒体关注的这些基金反应强烈。这种公布效应对资金流入的影响，大致相当于现有文献发现的由于基金业绩而导致的资金流入 (performance-flow relation) 效应的 7 倍。

接下来论证产生媒体效应的关键是媒体报导的突出性和可见性。华尔街日报上的类似排行榜，在不突出的版面每月定期发布的年初至当期的收益榜单，资金流并未显著提高。即使仅看 12 月份的榜单（基于前 11 个月的收益排名），资金流入也未显著增加。因此，“风格之王”影响投资者决策主要是由于媒体报导的可见性和突出性，而非“信息作用” (Del Guercio and Tkac, 2008)。此外，自 2007 年起，华尔街日报网站上已公布所有基金排名，而非仅是每种风格的前十名，但“风格之王”的界断点资金流入也未显著减少。

此外研究发现，“风格之王”排行榜公布后，消费者不仅追捧上榜基金，还会改变对其基金家族的态度：下季度基金家族其他基金的资金流入也会增长 1.8 个百分点。这也说明是媒体关注使基金家族品牌可见，而非信息渠道。

媒体关注影响投资者决策效应的存在，说明对基金经理来说，能额外带来资金流的非对称激励像是一个看涨期权。与 Basak et al. (2007) 和 Cuoco and Kaniel (2011) 的理论预测



一致,本文发现,上次排名第 10 名左右的基金,也只有这些基金,会增加跟踪误差(tracking error)的波动性,表现得与同风格基金“离群”,试图跻身排行榜。更进一步地研究发现,基金也充分意识到这种风险转换所带来的弊端,只有那些非业绩最好(top)的基金才会增加跟踪误差波动。

本文还发现,上榜后基金的宣传以及随后的媒体报道也在该媒体效应中发挥了作用。研究发现,基金家族在成员基金上榜后增加了广告活动(费用支出、平均广告尺寸和广告数量),在广告、新闻及商业文章中提及排名起到了作用。本文随后检验了媒体效应几种可能的传播机制,这种持续性的传播机制也与本文的发现一致,即资金流增加会持续整个季度,说明消费者并非在华尔街日报公布排行榜后就立即改变资产配置,而是受排行榜影响,在整个季度进行资产重配。本文还发现,小公司的小型、年轻基金,由于可见性更差,排行榜效应更明显,这再次说明了可见性的重要性。

为了说明只有“风格之王”这种高可见性排行榜才有显著的效应,也为了更强调上榜所起的作用,本文进行了以下证伪检验,未观测到资金流的显著断点:考察不被华尔街日报公布的风格基金;考察时间段不在“风格之王”的公布时间;以过去 11 个月而非 12 个月的收益来排名。本文还发现,“风格之王”排行榜中的界断点只发生在第 10 名处,其他排名处不存在断点效应。

第二部分讨论了相关文献,第三部分讨论所选取的数据,并进行了描述性统计,第四部分给出了完整的实证分析和结果,第五部分是总结。附录提供了进一步的证据,证明了 RDD 的有效性和我们结果的稳健性。

## 2. 数据和描述性统计

我们使用的数据有以下来源:《华尔街日报》(Wall Street Journal)分类排行榜——按类别出现在《华尔街日报》特别季刊上的前 10 名共同基金名单,以及在《华尔街日报》(Journal of the Journal)后面的季度中出现的月度表;安全价格研究中心(CRSP)-回报、每月流量和其他基金特征;Trimtabs -每日流量;Kantar Media -基金综合体广告;Factiva -打印媒体报道;晨星一评级。下面来介绍我们是如何使用数据的。

我们考虑了从 2000 第一季度到 2012 第四季度的 52 个季度,其中“投资于基金——季度分析”的部分发表在《华尔街日报》上。该刊物通常包含 22 个投资风格类别的前 10 个共同基金的名单,每个类别都基于过去 12 个月的回报。12 大类{小盘,中期盘,大盘}×{增长、核心、价值},并包含在每个季度出版。剩下的是行业(如黄金,日本),根据编辑的选择每个季度都在变化。在我们的分析中,我们集中在 12 个主要类别,以消除编辑偏差的影响,尽管部门类别并没有实质性地改变我们的结果的规模或重要性。我们注意到,在第三季度,“投资于基金”的特殊问题没有公布,但《华尔街日报》却发表了类似的排名。

简短回归分析在很大程度上取决于《华尔街日报》的排名程序。这个程序从每个基金类别的分配开始。在我们的样本期内,分类定义由一个外部的数据供应商, Lipper 提供。每季度末,每个类别的基金按之前 12 个月的回报率进行排名。然而,这些基金中有很多都有一些与基金费结构相关的股票类别,因此净 12 个月的回报率略有不同。为了确保每个基金只排名一次,《华尔街日报》根据总资产(TNA)保留了各基金最大的股份类别。

我们的方法需要完整的排名基金类别列表,而不仅仅是排名前 10 的。因此,我们采用从 CRSP 的共同基金收益和特征数据来复制《华尔街日报》的排名程序。我们使用类别定义和每月的返回数据来构造前 12 个月所有类别的基金的回报,以及 TNA 数据来选择最大的股票类别。我们的一些测试需要每天收益的数据,这些数据也是从 CRSP 中获得的。由于复制过程使用的数据集不同于《华尔街日报》所使用的数据集,因此我们无法实现完全复制的准确性。我们的排名成功地与《华尔街日报》89%的时间一致。在分析中,我们将基于 crsp 的前 10 替换为实际发布的前 10,尽管我们的结果在使用基于 crsp 的列表时几乎是相同的,而没有经过前 10 的修正。这种稳健性有助于减轻对复制准确性及其对报告结果的影响的担忧。

图 7 报告了在样本期间,共有 111780 个基金对 5334 个基金的共同基金特征的汇总统计数据。表 1 给出了完整的面板和 5 个等级横截面的结果,以及在排名 = 10 和排名 = 11 之间的各特征值相等的 p 值。在排名 = 10 和排名 = 11 之间存在显著差异的唯一特征是后出版季的资本流动。

图 7：按等级排列的汇总统计数据

		Full	Rank = 1	Rank = 10	Rank = 11	Rank = 20	Rank = 50	p-val(11-10)
TNA	Mean (\$M)	910.256	550.926	761.336	919.244	1100.958	1273.192	(0.330)
	SD	3678.845	1443.850	2251.147	3361.632	3934.336	5099.416	
Fund age	Mean (Y)	11.446	9.572	10.311	11.257	11.724	11.526	(0.133)
	SD	12.115	12.073	10.747	11.473	12.163	11.609	
Yearly return	Mean (percent)	6.056	41.667	19.682	19.097	15.683	10.012	(0.707)
	SD	24.641	50.886	27.637	27.407	25.434	22.860	
Expense ratio	Mean (percent)	1.227	1.560	1.244	1.229	1.209	1.183	(0.594)
	SD	1.592	1.259	0.518	0.460	0.503	0.501	
Stars	Mean	3.047	3.717	3.636	3.635	3.544	3.168	(0.985)
	SD	1.064	1.325	1.113	1.087	1.043	0.955	
Beta	Mean	1.015	1.035	0.997	0.992	0.996	1.017	(0.711)
	SD	0.247	0.545	0.282	0.255	0.233	0.206	
Next Q return	Mean (percent <sup>a</sup> )	1.188	2.170	1.273	1.221	1.407	1.279	(0.933)
	SD	10.793	12.795	10.760	10.677	10.599	10.882	
Next Q flow	Mean (percent <sup>a</sup> )	1.373	17.166	10.325	7.203	5.478	2.217	(0.027)**
	SD	17.343	33.937	28.809	20.487	20.688	16.506	

资料来源：Journal of Financial Economics，天风证券研究所

我们考虑的一种可能的传播机制是直接共同基金广告。为此，我们从广告咨询公司 Kantar Media 获得了共同基金复杂广告活动的数据，包括平面媒体的广告支出，以及每份杂志广告的 PDF 副本。我们手工标记大约 6800 个广告图像来提取有用的广告特征，例如广告中提到的确切资金，广告大小，以及在广告中提到的基金的《华尔街日报》排名。在剔除与共同基金无关的广告后，并考虑到每个广告可以多次发布的事实，我们最终在样本期间为 127 个共同基金复合体进行了 9446 次观察。

为了便于调查随后的媒体报道是否具有传播机制的作用，我们构建了一个每个共同基金被提到次数的数据集，其中包括包含 89 个主要美国新闻和商业出版物。我们使用道琼斯的 Factiva 新闻，通过搜索基金的股票或名称，收集和自动搜索媒体提到的近 75,000 个基金。我们发现超过 13000 篇文章提到了 2,722 个共同基金，在我们的样本期间，这些基金进入了前 20。由于我们要测试媒体对《华尔街日报》随后发表文章的影响，我们限制了搜索，让搜索从《华尔街日报》发表后的第二天开始。

为了更深入地分析发布后的资本流动，我们使用从 TrimTabs 购买的日常资本流动数据。TrimTabs 数据集依赖于共同基金的自愿披露，在我们的 CRSP / WSJ 样本中，基金的覆盖率有限。我们使用 TrimTabs 数据来分析媒体效应在发布后季度的持续时间和影响，并对可能的“公告日”进行测试。虽然《华尔街日报》的确切出版日期在出版的第一个星期内有所不同，但从 CRSP 构建的流动变量可以考虑整个季度。TrimTabs 每天的流量数据也帮助我们验证我们的结果并不是由于在 CRSP 流量计算中包含了这些提前发布的日期。

### 3. 实证分析及结果

#### 媒体曝光导致投资增加

我们的实证分析的基础是将发布的和未发布的共同基金的资本流入进行比较，使用断点回归(RDD)。在发布后的季度中，资本流动的显著不连续性将表明，媒体曝光对消费者的投资行为产生了因果效应。

在第一季度，资金流入基金的定义是基金资产超过资产增值的百分比：

$$Flow_{q,q+1}^i = \frac{TNA_{q+1}^i - TNA_q^i(1 + R_{q,q+1}^i)}{TNA_q^i}, \quad (1)$$

RDD 的独立变量是基金在 12 个月排名期结束后的风格类别中的排名。由于秩变量的离散性质，在[10,11]中准确的截止时间是一个经验设计的选择。最小化外推误差的选择是使用临界值为 10.5。为了找到 10.5 的资本流动的预测值，我们使用了一个局部线性回归(LLR)，这是现存的 RDD 文献所提倡的。

基本的 LLR 方程是：

$$Flow_{Q_{rank,cat,q}} = \alpha_0 + \alpha_1 \times D + \beta_0 \times (rank - cutoff) + \beta_1 \times D \times (cutoff - rank) + \epsilon_{rank,cat,q}, \quad (2)$$

图 8：在排名等于 10 的截点间断的资金流和收益

	Next Q flow	Prev Y return	Next Q return	Next Q flow (entire fund)	Next Q flow (complex spillover)	N
Discontinuity at 10.5	2.203** (0.025)	-0.600 (0.677)	0.108 (0.414)	1.862* (0.053)	1.820** (0.017)	11,232
Discontinuity w/ controls	2.377** (0.020)	0.850 (0.259)	0.090 (0.438)	1.549* (0.092)	1.623** (0.049)	7,880
Actual 10 vs. actual 11	3.122** (0.027)	0.585 (0.707)	0.051 (0.933)	3.127** (0.022)	2.694** (0.032)	1,248
Fitted vs. actual at 10	3.223** (0.011)	0.473 (0.371)	0.033 (0.476)	2.792** (0.027)	2.706** (0.021)	6,240
Fitted vs. actual at 11	2.103* (0.066)	-0.487 (0.613)	0.126 (0.424)	2.198** (0.046)	1.809** (0.042)	6,240

资料来源：Journal of Financial Economics，天风证券研究所

这些结果构成了从媒体关注到消费者投资行为的因果联系的证据。与之前试图确定这种因果关系的研究不同，这些结果并不依赖于人口分割，因为人口分割的情况下不同的子群体在不同的媒体上接触。《华尔街日报》的排名是每个季度发布的，其内容是“算法性的”（但准随机），这意味着我们不需要通过对消费者的特征或控制进行额外的控制，以获取媒体发布特定文章的决定。

### 信息 vs 取得声望的途径

上一部分的结果表明，出现在媒体上可以增加流入这些共同基金的资金，但这些结果并没有说明不同渠道在引起投资者行为变化方面的作用。我们接下来要研究的是，高曝光在产生这种效应的过程中起着重要的作用，与信息通道截然不同。

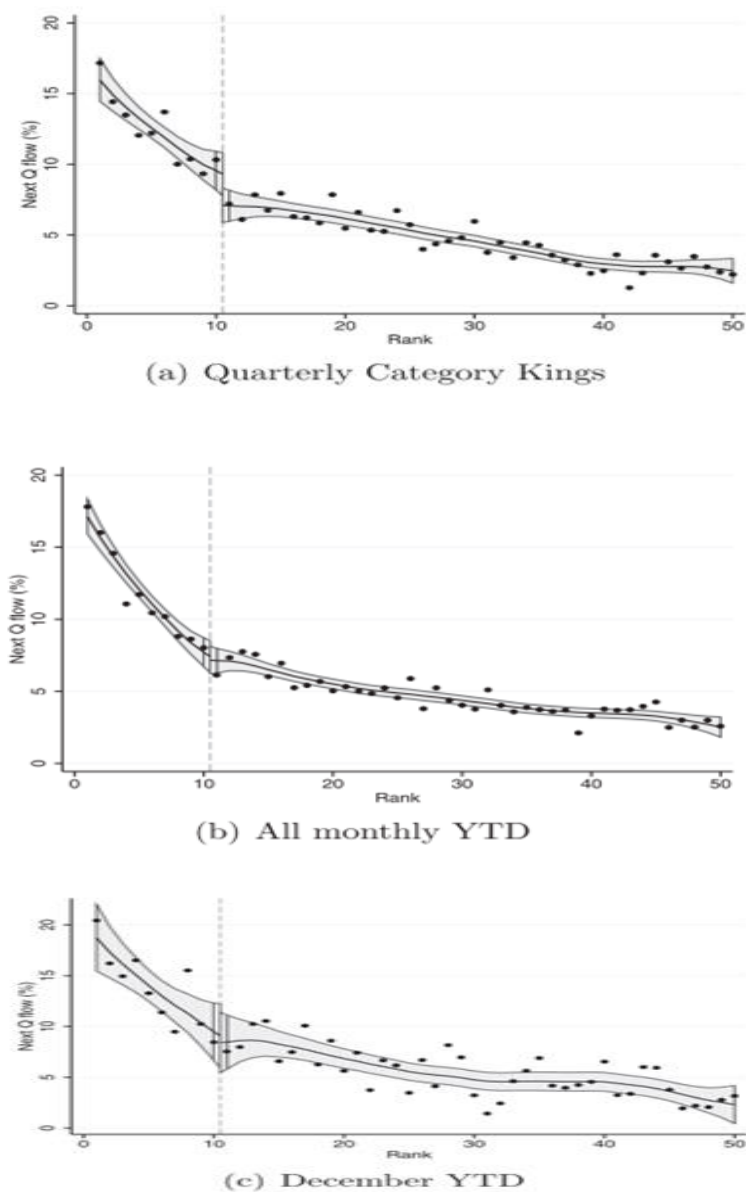
我们首先注意到出版物中提供的所有资料在出版前都是公开的。由于共同基金的回报和分类都是广泛可用的，任何利害关系方都可以在出版前创建排名表。因此，该出版物没有提供任何新信息。然而，Del Guercio 和 Tkac(2008)提出的信息渠道仍然是一个可能的候选通道。由于搜索成本很高，排名表在汇总信息和降低投资者信息获取成本方面的作用可能是一个重要的渠道。然而，我们发现，我们识别的纯媒体可见性频道与信息频道是不同的。

我们的设置的一个有用的特点是，《华尔街日报》(WSJ)也发布了类似的季度排行榜(不遵循日历季度)，其中“投资于基金——季度分析”的特殊问题没有公布。这些排名表在报纸的常规版面的后页上没有明显的公布。通过测试提供类似的，但低声望的排名表会不会导致投资行为的改变，我们测试出版物的突出和媒体的可见性是否是增加流量的关键驱动因素。

图 9 的面板显示了该分析的结果。我们复制公布的季度排名，并分析在发布后三个月内流入资金的情况。在第一排 A 组中，我们发现，在本季度排名公布后，流量没有显著增加。“风格之王”和“季度排名”之间的区别在于，季度的排名是基于今年迄今，而不是 12 个月的回报。去年 12 月公布的排名与今年 1 月《华尔街日报》特刊上公布的排名密切相关。我们还分别分析了每年 12 月发布的排名表，基于 1 月至 11 月的回报，公布在面板的第二行。在这里，我们也没有发现在出版后的三个月内，资本流动中提到的共同基金的不连续性。在图(b)和(c)中给出了基于季度的结果的图形化视图，在这两种设置中都不存在不连续性，这与图(A)中的不连续性形成了鲜明的对比。

另一个特点是，除了出版“风格之王”排行榜外，《华尔街日报》在 2007 年开始在其网站上公布了所有排名(而不仅仅是排名前 10)。重要的是，虽然大家仅仅通过点击几下鼠标就可以获得这些排名，但他们并不是在“投资于资金——一个季度分析”的“风格之王”下的高度可见的部分。这一结果表明，随着时间的推移，共同基金排名得到了更好的信息，这一结果并没有被削弱，类似于 Phillips 等人(2016)的结果。

图 9：面板分析结果



资料来源：Journal of Financial Economics，天风证券研究所

到目前为止的分析是在基金的级别上进行的，因为这是《华尔街日报》排名中使用的观察单位。图 8 第四栏报告了上一部分所述的 5 个断点测试的结果，但使用资金流入所有在“风格之王”排名中出现的股票类别，作为因变量。我们发现，集合资本流入所有已发行基金的股份类别中存在显著的不连续性。这是意料之中的，因为不同的基金份额通常只在其费用结构上有所不同，但可以作为对媒体可见性影响的有力证据。



图 10：在不关注的设置下间断的资金流和收益

Panel A: Published YTD settings												
	Next Q Flow	Prev Y return	Next Q return	Next Q flow (entire fund)	Next Q flow (complex spillover)	N						
All YTD	0.235 (0.388)	-0.251 (0.717)	-0.041 (0.547)	-0.464 (0.722)	0.139 (0.614)	22,464						
December YTD	0.639 (0.661)	-0.422 (0.840)	-0.079 (0.698)	-0.630 (0.844)	0.192 (0.828)	2,808						
Panel B: Counterfactual settings												
Unpublished categories	0.043 (0.902)	-0.246 (0.676)	-0.182 (0.617)	0.162 (0.385)	-0.019 (0.659)	24,612						
11-Month ranking	0.154 (0.446)	-0.539 (0.676)	0.014 (0.488)	-0.752 (0.661)	0.011 (0.441)	11,232						
Within-quarter	0.517 (0.252)	-0.639 (0.769)	-0.025 (0.529)	-0.540 (0.670)	0.217 (0.619)	22,464						
Panel C: Different cutoffs												
	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	20	50
Discontinuity	1.360	0.039	0.362	0.175	2.203**	0.791	-1.435	-0.789	-1.169	0.359	-0.332	0.275
p-value	0.148	0.487	0.380	0.440	0.025	0.236	0.141	0.360	0.184	0.466	0.712	0.497

\*\* Significant at the 5% level.

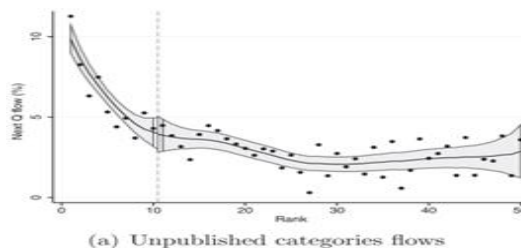
资料来源：Journal of Financial Economics，天风证券研究所

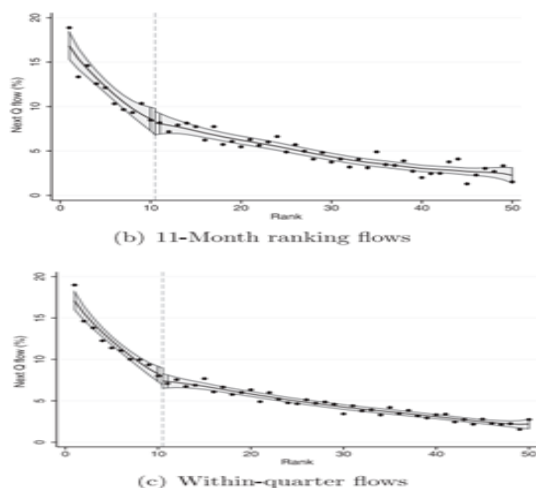
图 8 第五栏使用了与《华尔街日报》排名中出现的基金类别相同的所有其他基金的资金流入，不包括已发行的基金。值得注意的是，我们发现，在公布了著名的排名表后，在本季度所有其他基金的总资本中，有 1.8 个百分点的显著不连续性。我们注意到，关注每月的流动，Nanda 等人(2004)发现了 4.4%(按年计算)增加流入“明星”基金的综合体。我们发现 7.3%的增长(以年度为基础)流入其余的综合体。这一显著的溢出效应与媒体对复杂层面品牌知名度的影响是一致的，而且与信息渠道的一致性不太相符，因为我们明确排除了从流量计算中发布的基金。

#### 断点稳健性

图 10 的面板 B 报告了 3 个反事实设置的结果，目的是验证 4.1 节所报告的不连续是数据的一个独特的特征，这种特征由出版物和随后的媒体关注驱动。第一个场景只是重复了图 8 第一排的分析，但报告了在考虑基金类别时，资本流动的不连续性，该类别并没有在该季度的《华尔街日报》上发表。第二个设置使用已发布的类别，但基于最近的 11 个月(而不是 12 个月)的月份收益，在一个日历季度结束时结束，就像我们的基线测试一样，在接下来的一个季度中考虑流量。第三个设置是将上节中描述的各季度表的发布时间安排与季度“风格之王”的排名方法相结合。基金按以往 12 个月的回报率进行排名，在第一季度结束(例如 2001 年 2 月至 2002 年 1 月或 2005 年 2 月至 2006 年 2 月)，我们分析了随后三个月的流动情况(例如 2002 年 2 月至 2002 年 4 月或 2006 年 3 月至 7 月)。在这些反事实的设置中，我们没有发现任何明显的不连续性。图 8 中有一个图形化的视图，它是明显的资本流动在截止时平滑的变化，与图 9(A)相反。排名前 12 个月的回报，是排名的可变因素，也和预期一样顺利，在截止日期前没有间断(附录图 a.2)。

图 11：RDD 分析结果





资料来源：Journal of Financial Economics，天风证券研究所

### 发布前的基金

其次，我们假设媒体效应导致资本流入已公布共同基金，应该会影响共同基金经理人的最佳风险转移行为。资本流动的不连续性意味着，对于排名前 10 的基金来说，排名上升的好处要大于排名下降。

理论预测，公布截止日期的共同基金经理将通过增加基金跟踪错误波动率来回应这一激励因素；例如，basak et al.(2007)和 Cuoco and Kaniel(2011)。跟踪错误波动率，通过分析基金的每日收益差异，来捕捉基金的投资政策偏离基线投资组合的程度。由于基于每日收益的措施本质上是有噪声的，我们的第一步是将资金汇集到投资组合中，每一个类别中包含四个连续的等级。我们把我们的分析集中在一个四基金组合的跟踪错误波动，相对于同一类别的所有共同基金股票加权组合，尽管我们也将标准普尔 500 作为一个替代基准投资组合。

图 12 中的第一行 a 列列出了每个 4 个基金组的平均差异。正如预测的那样，在接近截止日期的基金的类别投资组合中，跟踪误差有很大的统计显著性增长。我们还报告了变化：跟踪与标准普尔 500 指数相关的误差波动率；基金日收益波动(VOL)；而基金的 beta 相对于标准普尔 500 指数(beta)，尽管理论上对这些指标没有任何预测。我们观察到，在统计上没有显著的增加，从第二，第三，第四行中明显可见。

图 12：在排名的最后一个月基金投资行为的改变

Panel A: Full sample					
	[1,4]	[5,8]	[9,12]	[13,16]	[17,20]
$\Delta TE$	0.035 (0.985)	-0.716 (0.560)	1.777** (0.031)	0.194 (0.773)	0.028 (0.965)
$\Delta TESP$	-1.109 (0.572)	-2.064 (0.140)	0.237 (0.822)	0.137 (0.877)	-0.910 (0.272)
$\Delta VOL$	-1.182 (0.657)	-1.455 (0.418)	-1.251 (0.360)	-0.512 (0.653)	-0.714 (0.504)
$\Delta BETA$	0.073 (0.898)	-0.024 (0.933)	-0.108 (0.756)	-0.065 (0.806)	0.087 (0.753)
Panel B: Top vs. bottom Q1 performers					
$\Delta TE - \text{Top}$	0.049 (0.979)	-0.087 (0.953)	3.016*** (0.005)	2.571** (0.025)	0.645 (0.536)
$\Delta TE - \text{Bottom}$	3.956 (0.269)	-0.283 (0.891)	0.208 (0.895)	-0.149 (0.904)	-0.724 (0.546)
Panel C: Two-month change					
$\Delta TE$	0.131 (0.852)	0.381 (0.701)	1.219* (0.089)	0.716 (0.221)	-0.682 (0.691)

\*\*\* Significant at the 1% level.

\*\* Significant at the 5% level.

\* Significant at the 10% level.

资料来源：Journal of Financial Economics，天风证券研究所

为了验证这一假设，B 组将样本分成了以上的基金，并对每个样本的独立样本进行独立的分析。引人注目的是，在排名第一的第一季中，只有基金的收益增加，在排名组[9,12]和[13,16]。B 小组的高层和底层群体之间的明显差异有力地支持了我们关于战略风险转移行为的假设。

为了验证这些结果并不是由基金在评级方面的系统性差异所驱动，我们也尝试将样本分割为高评级基金(5 或 4 星，5,116 个观察样本)和低评级基金(3 个或更少的星级，3754 个观察样本)。在未报告的结果中，我们发现这些组之间在冒险行为上没有显著性差异。这也适用于只考虑有 5 个星级的基金，或者只考虑高 Q1 的子样本，并根据排名进行拆分。

虽然看起来改变跟踪误差波动率在一个月后会对经理们提高他们的收益有帮助，但是很重要的一点是，在截止日期周围的排名是非常不稳定的。即使是回报的微小变化也会影响到基金发布的概率，正如附录图中所示。我们的经验策略大大受益于这个事实，因为它确保了在截止日期周围有很强的局部随机化，这是一个非常有效的 RDD 的必要特征。排名的流动性也是跟踪上个月误差变化的原因，帮助经理们提高他们 12 个月来的排名。表 12 的面板 C 给出了测试的稳健性 TE 在最后的两个月期间的变化排名，基金的排名基于排名的前十个月期间，我们计算 four-fund TE 措施在个月 9 至 10 个月期间(pre-formation)和 11 - 12(post-formation)。我们再次发现仅对[9,12]组有显著的变化。

另一种可能的管理应对措施是，通过将股票的价值放大、在季度末的最后一天购买股票，从而人为地增加基金价值。然而，Duong 和 Meschke(2015)表明，在 Carhart et al.(2002)的早期版本中发现了这种做法，美国证券交易委员会(sec)对参与这种做法的共同基金实施了执法行动，因此，在 2001 年后，它在共同基金中消失了。考虑到我们的样本从 2000 年开始，我们缺乏足够的数据来区分增加的倾向的变化和接近截止的资金。

#### 4. 出版前的媒体传播效应

在上节中，我们提供了证据，证明媒体效应在出版前影响基金的交易策略。我们现在考虑媒体效应传播后出版的方式，并导致流量增加。这两种方法都是为了提供更多的结果，并且确定观察到的传播模式与可见性和发现是一致的。

##### 资金流增加的时机

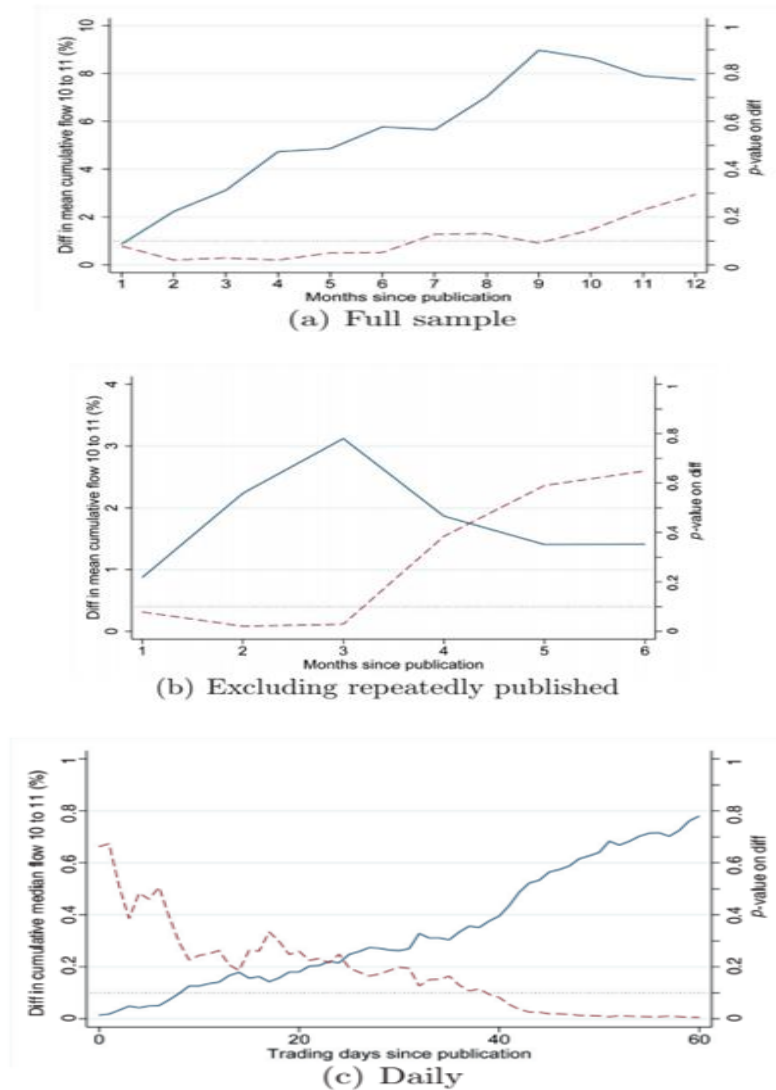
我们首先考察后出版季中媒体效应的持续时间，以揭示消费者行为对媒体刺激的反应，以及消费者对媒体刺激是否有直接或长期的反应。图 13(a)通过在《华尔街日报》出版后的一年内，以月间的平均百分比累积资本流入资金，开始了这种分析。我们可以看到，事前，媒体效应预计将持续到 6 个月后出版。图 13(b)在删除了下列季度的风格之王名单上的资金后的流动差异。这种效应在第三个月减弱，不再显著，这表明，在接下来的几个季度里，华尔街日报的资金可能会推动 4 - 6 月的影响。图 13(c)使用 TrimTabs 每日流量数据，在发布后的前 60 个交易日内，每天重复分析流量的差异。TrimTabs 的数据平均每月有五个交易日的流量数据，这使得它无法精确计算整个季度的累计流量。我们通过计算后排名日的每日流量中值来克服遗漏的观测限制，然后计算这些日常的中位数。

图 13 中的证据表明，出版季后资本流动的增长相当平稳。我们没有发现任何证据表明，在发布后或在本季度早期增加的流量集中，立即的流动反应。这些结果显示了媒体效应的长期传播，即《华尔街日报》的出版要么改变投资者对已公布的基金的看法和态度，要么是投资的第一步，要么是其他投资者刺激购买的第一步。

##### 次可见的基金

接下来，我们将研究共同基金的规模(在管理下的资产)和年龄(自基金成立以来)的异质性，以及基金所属的基金组合的规模。我们假设，从较小的基金综合体中，年轻和规模较小的基金，将会从媒体的可见性中获得更高的“回报”，因为它们不那么显眼。

图 13：时间趋势



资料来源：Journal of Financial Economics，天风证券研究所

为了量化异质基金特性对资金流入基金的影响，我们对 Eq.(2) 所描述的局部线性回归增加了控制，并对控制的 LLR 进行了描述：

$$\begin{aligned}
 FlowQ_{rank,cat,q} = & \alpha_0 + \alpha_1 \times D + \beta_0 \times (rank - cutoff) + \\
 & \beta_1 \times D \times (cutoff - rank) + \\
 & \Gamma_0 \times \widehat{Controls}_{rank,cat,q} + \\
 & \Gamma_1 \times D \times \widehat{Controls}_{rank,cat,q} + \epsilon_{rank,cat,q}, \quad (4)
 \end{aligned}$$

图 14 的报告为每个特征的独立测试的结果,并表明一个标准差的大小减少出版基金收益率高出 1.32 的资本流入增加发布的基金比一个类似的大小减少未发表的基金。类似的模式也适用于较年轻的基金。面板 B 报告测试结果，同时包括所有三个特点。我们得出的结论是，媒体的关注放大了基金规模/年龄/复杂规模和资本流动之间的反向关系，正如一个可见度渠道所预测的那样，以及这些基金的较低的事前可见性。



图 14：增长的资金流的决定因素

<i>Panel A: Next Q flow—independently controlled</i>					
	Fund size	Fund age	Complex size		
Discontinuity at 10.5 ( $\alpha_1$ )	2.132** (0.027)	1.969** (0.038)	2.270** (0.022)		
$\Gamma_1$	-1.324** (0.036)	-1.134** (0.022)	-0.418 (0.282)		
N	11,016	11,016	10,999		
<i>Panel B: Next Q flow—simultaneously controlled</i>					
$\alpha_1$	$\Gamma_1$ [Size]	$\Gamma_1$ [Age]	$\Gamma_1$ [CplxSize]	$\Gamma_1$ [CplxSize*Size]	N
2.610** (0.014)	-0.973 (0.133)	-0.810* (0.061)	-1.491* (0.060)	0.509* (0.052)	10,999
<i>Panel C: Next Q flow complex spillover—independently controlled</i>					
	Fund size	Fund age	Complex size	Funds in complex	
$\alpha_1$	1.731** (0.035)	1.683** (0.039)	1.725** (0.035)	1.745** (0.033)	
$\Gamma_1$	-0.546 (0.221)	-0.374 (0.347)	-1.530*** (0.001)	-1.835*** (0.002)	
N	5,550	5,550	5,550	5,550	
*** Significant at the 1% level.					
** Significant at the 5% level.					
* Significant at the 10% level.					

资料来源：Journal of Financial Economics，天风证券研究所

正如前文所讨论的，媒体的关注也导致了复杂的溢出效应(资本流入所有其他基金的资金流入同样复杂的已公布的基金，不包括已出版的基金)。在图 14 的面板 C 中，我们通过与面板 A 相似的分析，但使用复杂的溢出流作为因变量。在这里，我们也发现，从资产管理或基金管理的数量上看，在资产管理或基金管理的资产上，更少可见的复杂——更小的组合——从发布中获得更高的“回报”。这些事实与《华尔街日报》出版增加消费者品牌意识到已发行的基金及其组合的可见性渠道是一致的。

#### 通过广告和随后的新闻报道的传播

最后，我们研究了基金广告发布后的影响，作为媒体效应的潜在传播机制，以改变金融消费者的行为。然后我们再考虑其他几种可能的传播机制。首先，通过对《华尔街日报》的排名进行排名，可以在广告上增加广告效果。其次，增加新闻报道后出现在第一类名单上。第三，增加了 e cacy 的后续新闻报道产生资金流动。我们找到了支持这些的证据。

为了研究基金广告，我们利用 Kantar Media 提供的数据集，通过 6600 多份共同基金广告的数据，研究共同基金综合体的广告行为。数据集包括广告大小和支出，以及其他特征。我们通过人工提取广告中的共同基金的名字和股票等特征来扩展数据。分析出版新闻报道的频率(及其 e cacy)。

图 15 的面板 A 使用了我们的主要的不连续性测试，对于一个类似于 Eq.(2)的规范，但是有不同的因变量。小组的前三栏描述了增加的指标的不连续结果：广告规模——共同基金综合体发布的所有广告的平均大小；金额支出——在给定的季度内，用于广告的资金总额；广告发布——由基金组织发布的广告数量。我们观察到这些指标的每一个都有显著的不连续性，显示在前 10 个出版物中出现的概率增加了 27%，而一个基金综合体将会增加其出版后出版的广告的平均规模，与出版前的规模相比。支出和广告支出的类似增长表明，基金公司的广告活动有所增加，原因是其资金出现在“风格之王”排行榜上。

图 15：随后的广告和媒体出版物

Panel A: Discontinuity tests					
	I <sup>+</sup> [Ad size]	I <sup>+</sup> [Amount spent]	I <sup>+</sup> [# Ads published]	I <sup>+</sup> [# Rank mentions]	I <sup>+</sup> [# Media mentions]
Discontinuity at 10.5 ( $\alpha_1$ )	0.265** (0.014)	0.202* (0.061)	0.195* (0.095)	0.042 (0.822)	0.026 (0.206)
N	1,225	567	1,165	471	10,488
Panel B: Effect of ads and media on increased fund-class flows					
$\alpha_1$	2.852 (0.373)	1.637 (0.664)	3.241 (0.337)	2.627 (0.616)	2.079** (0.043)
$\Gamma_1$	-0.001 (0.994)	-0.008 (0.825)	-0.001 (0.941)	0.093* (0.071)	0.032** (0.026)
N	1,225	567	1,165	471	10,488
Panel C: Effect of ads and media on increased complex flows					
$\alpha_1$	2.158* (0.074)	2.094 (0.134)	3.861** (0.020)	1.533 (0.292)	1.936** (0.021)
$\Gamma_1$	-0.006 (0.687)	-0.028 (0.166)	-0.014 (0.342)	0.050* (0.089)	0.026** (0.021)
N	384	186	357	114	6,429

\*\* Significant at the 5% level.  
\* Significant at the 10% level.

资料来源：Journal of Financial Economics，天风证券研究所

这部分的结果支持了一个渠道，华尔街日报的媒体是链条的第一步，其次是其他投资者的刺激，比如在共同基金广告上曝光或曝光新闻，然后导致购买。这再次与品牌知名度渠道一致，但与信息渠道更少。

## 5. 结论

我们利用一种新颖的自然实验来建立媒体关注与消费者投资行为之间的因果关系，这种关系与媒体报道所传递的信息无关。我们的识别策略精确地控制了出版物的基本信息内容，克服了媒体关注的“脱钩效应”的典型挑战，这部分是由于媒体报道的内在性。

我们研究表明，在《华尔街日报》著名的“风格之王”排行榜上，有一笔资金出现过一次，即每季度出现一次，在随后的季度资本流动中，本地平均增长了 31%，同时对同样复杂的其他基金产生了显著的溢出效应。一个粗略的计算表明，仅仅在一个排名前 10 的名单上，就能让一只基金平均收取近 150 万美元的费用。

我们表明，这些额外资金流的存在在排名公布之前和之后都影响了基金的决定。正如理论所预测的那样，我们发现由于在排名中出现的额外资金流所产生的激励导致基金接近截止日期，但只有那些不太可能在随后的季度中排名靠前的基金，以增加相对于相应类别的跟踪误差波动。这样做是为了“列出清单”。“事实上，只有基金不太可能在接下来的季度里增加跟踪错误的波动性，这一事实凸显出，管理者们对这种风险转移行为的权衡是很有认知的。”

在调查潜在传播机制的影响时，我们提供了证据，显示基金在排名中出现后，基金家族增加了广告活动，基金家族的基金不太可能在下季度排名靠前，增加了广告支出。此外，在广告中提到基金的排名，以及在媒体文章中提到基金的名称或股票，有一个增加的 efficacy 来产生资金流动。这些结果符合我们发现增加的流动并不局限于短时间内接近出版，而是建立在整个季度的排名，这是可以预料到的，广告和随后的媒体曝光效应的传播发挥了重要的作用。

即使是在 21 世纪，成为哪怕一天的流量之王，也是有帮助的。

以上感谢实习生魏雨汐的贡献。

## 分析师声明

本报告署名分析师在此声明：我们具有中国证券业协会授予的证券投资咨询执业资格或相当的专业胜任能力，本报告所表述的所有观点均准确地反映了我们对标的证券和发行人的个人看法。我们所得报酬的任何部分不曾与，不与，也将不会与本报告中的具体投资建议或观点有直接或间接联系。

## 一般声明

除非另有规定，本报告中的所有材料版权均属天风证券股份有限公司（已获中国证监会许可的证券投资咨询业务资格）及其附属机构（以下统称“天风证券”）。未经天风证券事先书面授权，不得以任何方式修改、发送或者复制本报告及其所包含的材料、内容。所有本报告中使用的商标、服务标识及标记均为天风证券的商标、服务标识及标记。

本报告是机密的，仅供我们的客户使用，天风证券不因收件人收到本报告而视其为天风证券的客户。本报告中的信息均来源于我们认为可靠的已公开资料，但天风证券对这些信息的准确性及完整性不作任何保证。本报告中的信息、意见等均仅供客户参考，不构成所述证券买卖的出价或征价邀请或要约。该等信息、意见并未考虑到获取本报告人员的具体投资目的、财务状况以及特定需求，在任何时候均不构成对任何人的个人推荐。客户应当对本报告中的信息和意见进行独立评估，并应同时考量各自的投资目的、财务状况和特定需求，必要时就法律、商业、财务、税收等方面咨询专家的意见。对依据或者使用本报告所造成的一切后果，天风证券及/或其关联人员均不承担任何法律责任。

本报告所载的意见、评估及预测仅为本报告出具日的观点和判断。该等意见、评估及预测无需通知即可随时更改。过往的表现亦不应作为日后表现的预示和担保。在不同时期，天风证券可能会发出与本报告所载意见、评估及预测不一致的研究报告。

天风证券的销售人员、交易人员以及其他专业人士可能会依据不同假设和标准、采用不同的分析方法而口头或书面发表与本报告意见及建议不一致的市场评论和/或交易观点。天风证券没有将此意见及建议向报告所有接收者进行更新的义务。天风证券的资产管理部门、自营部门以及其他投资业务部门可能独立做出与本报告中的意见或建议不一致的投资决策。

## 特别声明

在法律许可的情况下，天风证券可能会持有本报告中提及公司所发行的证券并进行交易，也可能为这些公司提供或争取提供投资银行、财务顾问和金融产品等各种金融服务。因此，投资者应当考虑到天风证券及/或其相关人员可能存在影响本报告观点客观性的潜在利益冲突，投资者请勿将本报告视为投资或其他决定的唯一参考依据。

## 投资评级声明

类别	说明	评级	体系
股票投资评级	自报告日后的 6 个月内，相对同期沪深 300 指数的涨跌幅	买入	预期股价相对收益 20%以上
		增持	预期股价相对收益 10%-20%
		持有	预期股价相对收益 -10%-10%
		卖出	预期股价相对收益 -10%以下
行业投资评级	自报告日后的 6 个月内，相对同期沪深 300 指数的涨跌幅	强于大市	预期行业指数涨幅 5%以上
		中性	预期行业指数涨幅 -5%-5%
		弱于大市	预期行业指数涨幅 -5%以下

## 天风证券研究

北京	武汉	上海	深圳
北京市西城区佟麟阁路 36 号 邮编：100031 邮箱：research@tfzq.com	湖北武汉市武昌区中南路 99 号保利广场 A 座 37 楼 邮编：430071 电话：(8627)-87618889 传真：(8627)-87618863 邮箱：research@tfzq.com	上海市浦东新区兰花路 333 号 333 世纪大厦 20 楼 邮编：201204 电话：(8621)-68815388 传真：(8621)-68812910 邮箱：research@tfzq.com	深圳市福田区益田路 4068 号卓越时代广场 36 楼 邮编：518017 电话：(86755)-82566970 传真：(86755)-23913441 邮箱：research@tfzq.com