

金融工程/专题报告

分析师共同覆盖视角下的动量溢出效应

——"学海拾珠"系列之五

报告日期:

2020-08-10

分析师: 严佳炜

执业证书号: S0010520070001

邮箱: yanjw@hazq.com

分析师: 朱定豪

执业证书号: S0010520060003 邮箱: zhudh@hazq.com

主要观点:

本篇是"学海拾珠"系列第五篇, 摘选自论文《Shared analyst coverage: Unifying momentum spillover effects》的核心结论。

近年来,有学者指出,由于投资者和分析师的关注度是有限的,因此股票价格通常对其关联公司的相关新闻反应迟缓,从而产生动量溢出效应,研究发现这种溢出动量能够跨公司地预测股票收益。

本篇报告提出了一种更有效、更通用的描述关联性的代理变量—— 共同分析师覆盖(CFRET)。它通过计算月末每支股票所关联的所有股票 的加权平均收益得到,能够解释过去研究提出的所有关联度的代理变量。

在之后的实证分析中,我们发现被共同分析师覆盖的股票的收益存在较强的超前-滞后关系,基于这种关系的多空投资组合,在市值加权下每月能够产生1.19%的 alpha (经五因子模型调整后)以及等权重下2.10%的 alpha (经五因子模型调整后)。之后我们在与其它动量因子进行比较中发现,它几乎能够包含所有因子的预测能力。

为了进一步证实结论的可靠性,我们将研究范围扩大至国际市场,同样发现了相似的 CF 动量效应。

相关报告

1.《波动率如何区分好坏? ——"学海拾珠"系列之一》2020-07-12

2.《偏度之外:股票收益的不对称性—— "学海拾珠"系列之二》2020-07-20

3.《价格张力:股票流动性度量的新标尺 ——"学海拾珠"系列之三》2020-07-28 4.《资产定价:昼与夜的故事——"学海

拾珠"系列之四》2020-08-02

风险提示

本文结论基于历史数据、海外情况进行测试,不构成任何投资建议。



正文目录

1	引言	Δ
	数据	
	模型构建	
3		
	3.1 基本关系	5 €
4	分析师关联股票收益对未来收益的影响	
	4.1 多空投资组合	7
	4.2 因子扩展回归(SPANNING TEST)	8
	4.3 ГАМА-МАСВЕТН 回归	9
5	进一步的研究	11
	5.1 在国际市场上的检验	11
	5.2 潜在的机制 5.3 基本面和股票收益	11
	5.3 基本面和股票收益	14
6	结论	15
7	风险提示	16



图表目录

图表 1	描述性统计	5
	面板回归的结果	
	分五组的投资组合的收益和 ALPHA 值	
图表 4	市值加权以及等权重多空投资组合在之后 12 个月的累积收益	8
图表 5	多空投资组合的因子收益以及 ALPHA 值	9
图表 6	FAMA-MACBETH 回归	10
图表 7	11 个国际市场的 CF 动量因子和行业动量因子的平均收益和 ALPHA 值	11
图表 8	基于复杂性指标的月股票收益的横截面回归	12
图表 9	分析师预测修正	13
图表 10	分析师会加快信息的流动吗?	13
图表 11	共同分析师人数的变化	14
图表 12	· 基于 CF 收益对季度收入或者收益增量的回归	14

1 引言

如果一家公司的投资者或关注该公司的分析师的注意力是有限的,那么该公司的价格会对其它公司的相关新闻的反应会迟缓,这表明关联或者相似的公司具有动量溢出效应,并且其中一个公司的过去收益能够预测其关联或者相似的公司的收益。过去的学者通过一系列反映公司间联系或相关性的代理变量已经证实了这种溢出效应,例如同一行业的股票之间的超前-滞后关系(Moskowitz 和 Grinblatt, 1999 年)、地理位置相同的公司(Parsons 等, 2016 年)、供应链关联的公司(Cohen 和 Frazzini, 2008 年、Menzly 和 Ozbas,2010 年),具有相似技术的公司(Lee 等人, 2016 年)以及同一行业中的单部门和多部门公司(Cohen 和 Lou, 2012 年)。

本文认为实际上只存在一种动量溢出效应,于是基于有限关注的假设,提出了一个更有效、更通用的代理变量——共同分析师覆盖。**它通过计算月末每支股票所关联的所有股票的加权平均收益得到**。共同分析师覆盖能够解释过去文献中所提出的其它动量溢出效应。

基于以下三个原因,我们认为共同分析师覆盖能够较强地识别动量溢出效应:第一,分析师的工作是完善所关注的公司的所有相关的信息,由于关联公司的信息具有互补性,因而分析师很有可能同时覆盖关联度较高的公司;第二,只有分析师关联才能够成对识别关联的公司;第三,共同分析师数量并不是一个二元变量,因此共同分析师人数能够更精确地反映公司间关联程度的大小。

在之后的分析中,我们首先研究了过去关联公司 (CF) 收益与未来股票之间的关系,并发现它们之间存在显著的单调关系。基于过去 CF 收益的多空投资组合中,市值加权组合的经过五因子调整的月频 alpha 为 1.19%,等权组合的经过五因子调整的月频 alpha 为 2.10%。接着,我们将由共同分析师覆盖所识别的动量溢出效应与过去文献中的其它动量溢出效应进行比较,并分别进行因子扩展回归和 Fama-MacBeth 回归。从中发现 CF 动量因子能够解释其它因子的动量效应,但其它动量因子并不能解释分析师覆盖动量因子的收益预测能力。

为了进一步验证结论的可靠性,我们研究了国际市场上的 CF 动量效应,并深入探索了动量溢出效应的原因:包括分析师能多快地将他们关注的公司新闻应用到他们关注的其它公司上、共同分析师传播信息的速度是否缓慢等。另外,我们还发现基于分析师所关联的公司收益能够较强地预测目标公司的未来基本面。

最后,我们得出结论,使用分析师覆盖来识别动量溢出效应是一种简单且非常有效的策略,该策略比过去基于公司关联指标所构建的策略更加有效。

2 数据

本文使用的样本包含了在 NYSE、Nasdaq 和 NYSE 上市的所有普通股,并使用机构经纪人估算系统 (IBES) 来识别通过共同分析师覆盖所关联的股票。在每个月末,如果至少有一名分析师同时涵盖两只股票,我们将这两只股票定义为"关联"。如果分析师在过去 12 个月中发布了该股票至少一次 FY1 或 FY2 的盈利预测,则认为该股票属于分析师覆盖。



图表 1 描述性统计

Panel A					
	Min	Median	Mean	Max	Std. dev.
# connected firms	1	71	86	368	62.09
% connected firms that overlap with previous links	0	0.48	0.47	1	0.28
Universe market capitalization	9.56	540.92	3291.96	277,636.93	12,609.05
All stocks market capitalization	4.30	376.15	2729.93	277,636.93	11,464.09
% of total number of stocks covered	0.52	0.78	0.77	0.91	0.08
% of total market capitalization covered	0.89	0.98	0.98	1.00	0.02
Panel B					
Avg. #	focal firms	Avg. focal	firm size		
CF momentum 3	8010	3291	.96		
Industry momentum 2	2960	3264	.46		
Geographic momentum 2	2619	3552	.58		
Customer momentum	232	1546	3.08		
Supplier industry momentum 2	2647	3435	.48		
Customer industry momentum 2	2636	3444	.17		
Complicated firm momentum	671	5833	.59		
Technology momentum	972	4879	.11		

资料来源:华安证券研究所整理

从图表1可以看出,平均而言,每只股票通过共同分析师覆盖与其它86只股票关联,与我们的预期一致——分析师能够同时发现经济上高度关联的公司。另外,分析师往往倾向于关注市值较大的股票,因而我们得到的股票平均而言具有更高的市值,股票市值包含了全部股票的98%,但股票数量只占全部股票的77%。

3 模型构建

在本章节中,我们将验证假设的基本前提——分析师关联能够确定公司间的基本 面关系,并基于此构建我们的共同分析师覆盖指标。

3.1 基本关系

我们检验了假设的基本前提,即根据分析师共同覆盖所关联的公司是相似的。具体来说,我们基于其它公司增长指标对公司每年的销售增长率以及利润增长率进行回归,所有的回归控制了年份、规模以及账面市值比的影响。

从图表 2 的 Panel A 的前 8 列可以看出,公司与其同类公司的销售增长率具有较强的同期相关性,与假设 1 相一致。其中,与分析师 CF 销售增长率之间的相关关系最强,一个标准差的增加能带来 5.1%公司销售增长率的增加。Panel A 的后 8 列的因变量变为一年前的销售增长率。以上结果均表明,分析师 CF 销售增长率能够很好地预测未来的公司销售增长率,而其它公司增长指标预测能力并不显著。在 Panel B 中将销售增长率换为利润增长率,我们能得到相同的结论。

图表 2 面板回归的结果

Panel A		Dep	endent	variabl	e: Sales	growth	(t)			Depe	endent v	ariable:	Sales gro	wth (<i>t</i> + -	+1)	
CF sales growth (t)	0.051 (4.97)	0.044 (4.34)	0.052 (4.80)		0.041 (4.92)	0.042 (5.04)	0.038 (8.12)	0.048 (4.51)	0.011 (3.17)	0.012 (3.25)	0.011 (3.08)	0.001 (0.13)	0.010 (2.65)	0.011 (2.87)	0.007 (2.71)	0.013
Industry sales growth (t)		0.026 (5.30)								-0.002 (-0.45)						
Geo. sales growth (t)			0.004 (1.64)								0.002 (1.66)					
Customer sales growth (t)				0.030 (3.33)								-0.007 (-0.69)				
Supplier ind. sales growth (t)					0.026 (4.71)								-0.002 (-0.50)			
Customer ind. sales growth (t)						0.023 (4.11)								-0.006 (-1.59)		
Single-segment sales growth (t)							0.002 (0.68)	0.000							-0.001 (-0.44)	
Tech. linked sales growth (t)								0.006 (0.99)	0.025	0.025	0.025	0.042	0.020	0.020	0.022	(1.29
Sales growth (t)	Yes	0.035 (7.87) Yes	0.035 (8.22) Yes	0.035 (7.67) Yes	0.042 (5.48) Yes	0.030 (6.82) Yes	0.030 (6.86) Yes	0.032 (8.51) Yes	0.017 (2.82 Yes							
Adj. R ²																
Adj. K² # observations	0.088	0.092 64,266	0.087	0.121 2657	0.085	0.084 57.619	0.077	0.084	0.086	0.086 57.636	0.085 54.122	0.096 2400	0.080 51.390	0.081 51.390	0.083 14.467	0.074 19.13
Panel B	,				•	t growth	,	,	,	,	,	ariable: 1	•	,	•	,
CF profit growth (t)	0.018	0.017 (15.20)		0.026		0.018 (15.85)	0.014 (10.64)	0.017	0.003	0.003	0.003	0.004	0.003	0.003	0.002	0.002
Industry profit growth (t)	,	0.003	(-)	(')	(-)	,	,		(')	-0.001 (-0.98)	(')	()	(')	(')	(-)	
Geo. profit growth (t)			0.001 (2.85)								0.000 (0.83)					
Customer profit growth (t)				0.007 (5.02)								-0.001 (-0.59)				
Supplier ind. profit growth (t)					0.003 (4.96)								-0.001 (-1.07)			
Customer ind. profit growth (t)						0.004 (4.33)								0.000 (0.25)		
Single-segment profit growth (t)							0.003 (4.72)								0.002 (2.75)	
Tech. linked profit growth (t)								0.005 (4.50)								0.002
Profit growth (t)									(-1.07)	(-1.08)	(-0.95)	-0.005 (-1.35)	(-1.06)	(-1.11)	(1.96)	(-1.89)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes								
Adj. R ²	0.088	0.090	0.089	0.148	0.088	0.088	0.119	0.094	0.019	0.019	0.019	0.035	0.018	0.018	0.042	0.029
# observations	64.647		59.950	2605	57,252	57.252	15,498	20,522	57.865	57,199	53,701	2347	51,117	51,117	14,178	19,25

资料来源:华安证券研究所整理

以上结果均表明,公司和根据分析师共同覆盖所关联的公司是相关的,并且根据 分析师共同覆盖所关联的公司彼此在经济意义上更加接近。

3.2 关联公司 (CF) 动量效应

本节所用的主要指标为分析师 CF 投资组合的过去收益,即在每月月末,对每支股票 (第 i 支股票),计算与其关联的所有股票的加权平均收益,从而得到所需要的 CF RET_{it} :

$$CF~RET_{it} = rac{1}{\displaystyle\sum_{i=1}^{N} n_{ij}} \displaystyle\sum_{j=1}^{N} n_{ij} \mathrm{Re}\, t_{jt} \quad$$
 (1)

其中, RET_{jt} 是第 t 个月的第 j 支股票的收益, n_{ij} 是同时覆盖第 i 支股票和第 j 支股票的分析师人数,N 是该月与第 i 支股票关联的总股票数。被更多分析师共同覆盖的股票彼此的相似度更高,因而它们能得到更高的权重。

4 分析师关联股票收益对未来收益的影响

在本章节中, 我们将研究CF RET 和未来股票收益之间的关系。



4.1 多空投资组合

在每月月末,我们根据CF RET将所有股票分成五组,并计算它们在下个月的市值加权和等权重收益。图表3包含了平均收益、四因子alpha、五因子alpha以及这些投资组合的因子载荷,其中四因子模型包括了市值、股票、价值以动量因子,五因子模型还加入了新的因子——短期反转因子。从中可以发现,五分组的未来收益以及alpha值均呈现较强的单调性。另外,一个多空投资组合每月能够产生显著的四因子市值加权 alpha0.89%以及等权重 alpha 1.81%,并且其多头组合和空头组合均会产生较为显著的 alpha。对于市值加权投资组合而言,其空头组合的收益预测能力为多头组合的两倍,对于等权重投资组合而言,其空头组合的收益预测能力远高出多头组合 38%。

由于历史的 CF 收益与股票自身的收益具有很强的相关关系,在回归中加入短期 反转因子会使得其 alpha 值增加。一个多空投资组合每月能够产生 1.19%的市值加权五 因子调整之后 alpha(t=6.71)以及一个 2.10%的等权重五因子调整之后的 alpha(t=11.88)。

图表 3 分五组的投资组合的收益和 alpha 值

Value weighted											
Quintile	Excess ret	4-factor alpha	5-factor alpha	Mkt-Rf	SMB	HML	UMD	ST reversal			
1	0.05	-0.61	-0.77	1.00	0.10	-0.08	-0.00	0.76			
	(0.17)	(-3.49)	(-7.30)	(34.18)	(2.06)	(-1.46)	(-0.15)	(22.48)			
2	0.70	0.01	-0.05	0.99	-0.09	0.01	0.06	0.29			
	(2.80)	(0.15)	(-0.52)	(44.86)	(-2.88)	(0.21)	(2.76)	(7.42)			
3	0.70	0.03	0.03	0.97	-0.08	0.14	0.02	0.02			
	(3.10)	(0.42)	(0.35)	(42.21)	(-2.41)	(3.92)	(0.99)	(0.75)			
4	0.87	0.24	0.30	1.01	-0.05	0.01	-0.01	-0.28			
	(3.75)	(2.57)	(3.76)	(46.78)	(-1.86)	(0.18)	(-0.39)	(-8.17)			
5	0.91	0.28	0.42	1.09	0.17	-0.04	-0.04	-0.67			
	(3.42)	(1.89)	(3.80)	(39.28)	(5.20)	(-0.73)	(-1.25)	(-15.36)			
5-1	0.86	0.89	1.19	0.09	0.07	0.04	-0.04	-1.45			
	(2.98)	(2.99)	(6.71)	(2.06)	(1.22)	(0.47)	(-0.71)	(-22.09)			
			Equal	weighted							
Quintile	Excess ret	4-factor alpha	5-factor alpha	Mkt-Rf	SMB	HML	UMD	ST reversa			
1	-0.36	-1.05	-1.21	1.01	0.67	0.03	-0.05	0.75			
	(-1.03)	(-6.46)	(-11.65)	(39.96)	(10.95)	(0.59)	(-1.51)	(17.21)			
2	0.47	-0.23	-0.29	0.99	0.57	0.20	-0.04	0.33			
	(1.66)	(-2.69)	(-4.12)	(48.54)	(10.54)	(5.59)	(-1.96)	(7.65)			
3	0.82	0.15	0.14	0.96	0.53	0.29	-0.07	0.08			
	(3.20)	(2.12)	(1.83)	(42.71)	(10.42)	(6.94)	(-2.98)	(1.74)			
4	1.07	0.39	0.43	1.02	0.59	0.25	-0.07	-0.19			
	(4.09)	(4.98)	(6.03)	(48.83)	(13.34)	(6.31)	(-2.92)	(-5.03)			
5	1.41	0.76	0.89	1.08	0.85	0.11	-0.10	-0.65			
	(4.66)	(5.11)	(8.93)	(43.02)	(14.94)	(2.60)	(-3.33)	(-14.97)			
5-1	1.76	1.81	2.10	0.07	0.18	0.08	-0.06	-1.41			
	(6.23)	(6.15)	(11.88)	(1.65)	(1.74)	(1.09)	(-1.02)	(-17.80)			

资料来源:华安证券研究所整理

从图表 4 可以发现,尽管投资组合在第 t+1 个月产生了最高的收益,之后仍呈现上升趋势。市值加权和等权重投资组合年的累积收益分别为 3.21%以及 6.68%,从中我们发现等权重投资组合策略的预测能力更强,这与之前的假设一致——市值较小的股票更容易由于套利限制,以及可获得的信息较少而更容易被错误定价。



图表 4 市值加权以及等权重多空投资组合在之后 12 个月的累积收益

资料来源:华安证券研究所整理

4.2 因子扩展回归(Spanning test)

在本节中,我们将对 CF 动量因子以及其它跨资产动量因子进行时间序列回归。 为了构建因子组合,我们首先在每月月末根据 CF RET 将股票分为五组,同时根据股票市值是否高于或者低于纽约证券交易所市值的中位数,将股票划分到大、小市值组合。我们接下来计算 10 (5*2) 个投资组合在下个月的市值加权收益以及多空因子收益:

$$\frac{1}{2}\left(RET_{small}^{5}+RET_{large}^{5}\right)-\frac{1}{2}\left(RET_{small}^{1}+RET_{large}^{1}\right)\quad (2)$$

其中, RET_{small}^q 为第 q 组的小市值股票在 t+1 个月的市值加权平均收益,而 RET_{large}^q 为第 q 组的大市值股票在 t+1 个月的市值加权平均收益。

我们用以上的方法构建了八个因子,分别为 CF 动量因子、行业动量因子、地域动量因子、客户动量因子、顾客行业动量因子、供应商行业动量因子、企业动量因子以及技术动量因子。

图表 5 多空投资组合的因	子收益以及 alpha 值
---------------	---------------

Panel A					
	Mean return	4-factor alpha	5-factor alpha	4-factor + CF momentum factor alpha	5-factor + CI momentum factor alpha
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
CF momentum factor	1.33	1.38	1.68		
	(4.70)	(4.65)	(9.67)		
Industry momentum factor	0.64	0.64	0.85	-0.24	-0.04
	(3.06)	(2.92)	(5.13)	(-2.06)	(-0.27)
Geographic momentum factor	0.31	0.31	0.43	-0.23	-0.23
	(2.23)	(2.47)	(3.91)	(-2.46)	(-2.34)
Customer momentum factor	1.15	0.97	1.29	0.43	0.74
	(3.44)	(2.47)	(3.62)	(1.09)	(1.79)
Supplier industry momentum factor	0.58	0.55	0.71	-0.26	-0.12
	(2.54)	(2.24)	(3.98)	(-1.73)	(-0.79)
Customer industry momentum factor	0.40	0.45	0.62	-0.42	-0.10
	(1.73)	(1.94)	(3.84)	(-2.86)	(-0.71)
Complicated firm momentum factor	0.42	0.40	0.54	-0.18	0.02
	(2.56)	(2.25)	(4.38)	(-1.41)	(0.17)
Technology momentum factor	0.55	0.50	0.72	-0.52	-0.60
	(2.06)	(1.89)	(3.24)	(-2.90)	(-2.82)
Panel B					
	4-factor + Alpha of CF	5-factor + Alpha of CF	Incremental		
	momentum	momentum	alpha of CF momentum		
	factor	factor	factor		
	(1)	(2)	(3)		
Industry momentum factor	0.65	1.10	1.48		
C	(3.77)	(6.92)	(5.41)		
Geographic momentum factor	0.87	1.31	1.22		
Customer manuscriptum faster	(4.53)	(9.94)	(5.95)		
Customer momentum factor	1.11	2.24	1.21		
Constitution industrial management of the constitution of the cons	(3.07)	(10.82)	(5.65)		
Supplier industry momentum factor	0.80	1.26	1.21		
Customer industry momentum factor	(4.02) 0.90	(7.86) 1.29	(5.59)		
customer muustry momentum factor			1.20		
Complicated firm momentum factor	(4.66)	(8.12)	(5.62)		
Complicated firm momentum factor	0.87	1.41	1.11		
Took and a sure of a stand	(4.46)	(8.99)	(5.27)		
Technology momentum factor	1.05	1.51	1.08		
Combined momentum feater	(5.03)	(10.37)	(5.76)		
Combined momentum factor	0.62	0.90			
	(4.85)	(6.93)			

资料来源:华安证券研究所整理

从图表 5 的 Panel A 中可以看出,CF 动量因子预测收益能力最强,其五因子调整之后 alpha 值为每月 1.68%,几乎是行业动量 alpha 值的两倍,并且具有最高的统计显著性(t=9.67)。相反,地域动量因子的 alpha 值最小而技术动量因子的统计值最低。在第 4 列和第 5 列中,在将 CF 动量因子作为新的解释变量加入到四(五)因子回归当中后,我们发现其它动量因子的 alpha 值变小且在统计上不显著。这些结果表明,其它跨资产动量因子策略的收益都可以通过其在 CF 动量因子的因子载荷来解释。

在 Panel B 中, 我们分别将 CF 动量因子收益四(五)因子与其它七个跨资产动量因子中的每个因子分别进行回归。进行上述回归后的 alpha 值仍然有显著的经济含义,并且在统计上具有 1%的显著水平,因此这些因子均无法解释 CF 动量因子收益。

在 Panel B 的最后一列中, 我们将其他七个跨资产动量因子加入到扩展回归后, CF 动量因子增量 alpha 值减少。在样本期间 (1986 年 7 月至 2006 年 6 月), CF 动量五 因子 alpha 值为 2.30% (t = 10.58), 将行业动量因子加入到扩展回归中会使得其 alpha 值降低至 1.48%, 而将所有的七个因子加入到回归中会使得 alpha 值降低至 1.08% (t = 5.76), 这七个因子降低了大约一半的 CF 动量因子 alpha 值。

以上的结果表明,即使在控制了已知的异象之后, CF 动量因子的收益可预测性仍然非常显著。对冲了五个常见的风险因素后, CF 动量因子的 t 统计量为 9.67, 这意味着样本期内的信息比率为 1.71。

4.3 Fama-MacBeth 回归

接下来,我们基于投资组合的过去收益对前一个月的股票收益进行 Fama-MacBeth 回归,并控制了账面市值比、市值、过去一个月动量以及过去 12 个月(除去最近的月



份) 动量。由于所有用于回归的股票样本以小市值股票为主,因此我们分成两组进行 回归,一组为整个横截面上所有的股票,另一组为大市值股票(市值高于纽约证券交 易所市值中位数)。

从图表 6 我们可以发现,过去一个月的 CF 收益和行业收益在两组回归中均具有较强的收益预测能力,与上一节中的扩展回归的结果一致。而将两者包含在同一个回归中后,行业收益的预测能力将大幅下降 69%,而 CF 收益系数不会大幅下降。另外,对于大市值股票而言,将过去一个月的 CF 收益加入到回归中后,行业收益的预测能力下降幅度更大,系数变小且统计上不显著。这些结果表明,过去行业收益基本上可以由分析师关联股票的过去收益来解释,并且该结论在大市值股票上尤为明显。

尽管过去大多数跨资产动量研究都将滞后一个月的收益作为预测指标,但其中有部分研究也考虑了较长的滞后时间。从第 4a - 6a 列中可以看出,具有较长滞后时间的跨资产动量无法预测大市值股票收益,但是过去一个月的 CF 收益率仍然是一个较强的收益预测指标。

(1) (10) (11) (12) (14) (21) CF RE 0.165 0.181 (11.34) (12.71) 0.109 0.034 (8.05) (3.17) 0.176 (12.36) CF RFT (t-12 t-2) 0.009 0.009 (1.46) 0.005 Industry RET (t-12,t-2) 0.011 (2.86) (1.87) (1.22) 0.022 0.008 0.019 (4.33) (1.93) (4.16) 0.002 (2.26) Geographic RET 0.005 0.013 Geographic RET(t-12,t-2) 0.041 0.022 (4.02) (2.34) 0.153 0.030 (4.66) (1.08) Supplier ind. RET (-0.35)0.047 (1.30) 0.020 (1.25) 0.008 Tech. linked RET (5.11) (2.69) (0.46) Yes Controls Yes Avg. R² Avg. # stocks 0.049 0.045 0.052 0.055 0.050 0.059 0.040 0.050 0.041 0.056 0.044 0.056 0.044 0.052 2662 2631 2631 2631 2613 2613 2613 2506 2506 2354 2354 212 212 2549 2549 0.043 2549 0.054 654 (1a) (2a) (3a) (4a) (7a) (8a) (10a) (11a) (12a) (13a) (14a) (16a) (17a) (18a) (19a) (20a) (21a) (22a) 0.145 0.161 (7.31) (8.39) 0.078 0.007 (5.26) (0.55) 0.111 Industry RET -0.026 [-1.48] CF RET (t-12.t-2) 0.003 0.002 (0.41) (0.75) 0.73) 0.002 (0.59) -0.000 (-0.01) 0.005 0.002 (1.29) (0.77) Industry RET (t-12,t-2) raphic RET(t-12.t-2) 0.039 0.030 (2.22) (1.65) 0.082 -0.014 (2.48) (-0.48) Supplier ind, RET 0.007 (0.16) Tech. linked RET (1.67) (0.14) Controls 0.078 0.072 0.082 0.090 0.081 0.097 0.065 0.080 0.065 0.091 0.102 0.134 0.073 899 889 889 889 887 887 887 859 859 836 836 53 53 843 0.072 0.085 0.090 0.067 0.090 321 321

图表 6 Fama-Macbeth 回归

资料来源:华安证券研究所整理

图表 6 的第 7-10 列和第 7a-10a 列研究了地域动量。在回归中加入了 CF 收益因子之后,1 个月或者 12 个月的地域收益因子的系数变得不再显著。结果再次表明,地域上邻近股票的过去收益预测能力无论是长期还是短期均会被过去的 CF 收益所解释。在对剩余的跨资产动量收益因子(包括客户动量收益、顾客行业动量收益、供应商行业动量收益、企业动量收益以及技术动量收益)的研究中,我们均能得出相似的结论。

在第22和22a列中,我们在回归中包含了上述的所有变量。结果表明,即使同时控制了所有的跨资产动量收益因子,过去一个月的 CF 收益仍然是非常有效的收益预测指标。

总体而言,Fama-MacBeth 回归证实了因子扩展回归的发现——过去的 CF 收益能



够较好地预测股票的未来收益,并且其很大程度上解释了其他跨资产动量因子的收益 预测能力,在大市值股票或者分析师覆盖程度较高的股票上均如此。

5 进一步的研究

为了进一步证实我们结论的可靠性,我们将在国际市场上进行验证,并探究动量 溢出效应的原因以及基本面和股票收益之间的关系。

5.1 在国际市场上的检验

在本节中我们将研究在国际市场上是否会出现类似的情况。使用分析师共同覆盖来识别关联公司的主要优势在于这种关联性能够适用于全球绝大多数的股票。

图表 7 11 个国际市场的 CF 动量因子和行业动量因子的平均收益和 alpha 值

	Sample start	Ir	dustry momentur	n		CF momentu	n
	date	(1) Mean return	(2) 5-factor alpha	(3) 5-factor + CF momentum factor alpha	(4) Mean return	(5) 5-factor alpha	(6) 5-factor + Industry momentum factor alpha
Japan	8/1989	0.29	0.67	0.15	0.41	1.01	0.63
		(1.61)	(3.96)	(0.96)	(1.82)	(5.96)	(4.19)
UK	8/1989	0.95	1.21	0.36	1.39	1.74	1.19
		(4.81)	(7.14)	(2.09)	(5.46)	(10.57)	(7.57)
France	6/1990	0.73	0.94	0.21	1.14	1.44	0.99
		(3.24)	(4.57)	(1.10)	(3.94)	(7.42)	(5.50)
Germany	6/1990	0.71	0.73	0.10	1.23	1.43	1.13
		(2.72)	(2.74)	(0.41)	(3.95)	(5.18)	(4.69)
Australia	6/1990	0.75	0.38	0.17	0.62	0.46	0.30
		(3.10)	(1.68)	(0.81)	(2.30)	(2.07)	(1.50)
Hong Kong	6/1993	0.38	0.35	0.10	1.03	0.90	0.80
		(1.23)	(1.14)	(0.33)	(2.91)	(2.97)	(2.73)
Switzerland	6/1995	0.89	0.90	0.35	1.35	1.44	1.07
		(3.22)	(3.36)	(1.31)	(4.19)	(4.84)	(3.87)
Netherlands	7/1995	0.77	0.75	0.26	1.26	1.22	0.94
		(2.35)	(2.27)	(0.77)	(3.37)	(4.14)	(3.41)
Sweden	6/1996	0.41	0.52	0.08	0.88	0.98	0.77
		(1.28)	(1.55)	(0.23)	(2.42)	(3.10)	(2.72)
Italy	1/1997	0.66	0.49	0.16	1.00	0.83	0.65
		(2.24)	(1.73)	(0.61)	(3.08)	(3.13)	(2.61)
Spain	6/1997	0.70	0.63	0.20	1.27	1.24	1.02
		(2.24)	(1.91)	(0.68)	(3.60)	(3.60)	(3.13)
Global ex US	8/1989	0.65	0.92	0.20	0.92	1.38	0.78
		(5.43)	(8.35)	(1.86)	(5.35)	(12.28)	(6.23)

资料来源:华安证券研究所整理

从图表 7 中可以发现,行业动量因子在 11 个国家中的 6 个国家上均产生正向且显著的五因子 alpha 值。但是在将 CF 动量因子加入到回归当中后,该 alpha 值在经济意义上和统计意义上都变得不显著。

相反,在控制了11个国家中的10个国家的行业动量因子后,CF动量因子仍然产生显著的alpha值(统计上的显著水平为1%)。值得注意的是,虽然香港、瑞典、意大利和西班牙等国家的行业动量收益较小,但它们具有比较显著的CF动量收益。同时CF动量因子能获得相对更高的收益,其平均五因子alpha每月为1.15%,而行业动量因子每月则为0.69%。CF动量因子alpha在澳大利亚也是显著的,但不同的是在控制了行业动量因子后变得不显著。

在最后一行中,我们构建了除了美国之外的全球 CF 和行业动量策略,其中每个国家以其滞后总市值进行加权。从中发现,它们的行业动量因子每月会产生较高的 alpha,为 0.92% (t=8.35),但在控制了 CF 动量因子之后,该 alpha 会变得不显著,降低至 0.20%。另外在控制了行业动量之后,CF 动量每月仍产生 0.78%的 alpha (t=6.23)。

5.2 潜在的机制

接下来,我们将更深入地研究超前-滞后关系的潜在机制。当存在很多关联公司, 其新闻需要被监视和评估,那么对这些新闻反应不足的情况会比较严重。因此我们假



设,如果关联股票之间的超前-滞后关系是由投资者有限的处理信息的能力所导致,当 关联投资组合的信息变得难以处理时,这种超前-滞后关系会变得更强。

为了检验以上的假设,我们使用两种复杂性指标:第一个是特定某只股票在分析 师关联网络中所关联的股票数量,称之为度中心性;第二个是分析师关联网络中的特 征向量中心度。

图表 8 基于复杂性指标的月股票收益的横截面回归

			Ι	ependent varia	ble: Return (t)			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
CF RET	0.308	0.301	0.298	0.179		0.037	0.037	0.221
	(9.36)	(9.23)	(9.30)	(14.21)		(2.94)	(2.96)	(6.33)
CF RET2					0.294	0.247	0.246	-0.035
					(12.92)	(7.39)	(8.33)	(-0.58)
#Connections*CF RET	0.001		0.000					
	(4.00)		(0.33)					
EV centrality*CF RET		0.002	0.002					
-		(5.08)	(3.11)					
Size*CF RET	-0.029	-0.032	-0.031					
	(-4.55)	(-4.97)	(-4.82)					
Analyst coverage*CF RET	-0.003	-0.001	-0.002					
, ,	(-1.97)	(-0.96)	(-1.12)					
#Connections	-0.000	, ,	0.000					
	(-0.51)		(0.76)					
EV centrality	()	-0.000	-0.000					
		(-0.75)	(-1.24)					
Size	0.000	0.000	0.000					
	(0.31)	(0.53)	(0.50)					
Analyst coverage	0.000	0.000	0.000					
, ,	(0.50)	(0.58)	(0.27)					
CF RET(t-12,t-2)	(-1)	(-1)	()				0.006	
							(1.48)	
CF RET2(t-12,t-2)							0.011	
(,- 2)							(1.81)	
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Avg. R ²	0.056	0.058	0.061	0.037	0.040	0.041	0.046	0.073
Avg. # stocks	2662	2662	2662	1339	1339	1339	1338	1323

资料来源:华安证券研究所整理

从图表 8 可以发现,CF 收益的收益预测性随着分析师覆盖率的降低而降低,这与之前的预期一致——信息在分析师覆盖率较低的股票之间传播缓慢。另外,交互项 # Connections * CF RET 的系数为正且显著 (t = 4.00),与以下假设相一致——当公司与大量公司关联时,投资者获取信息的难度会增加;特征向量中心度与 CF 收益的交互项 EV centrality*CF RET 也为正且显著 (t = 5.08),与以下假设相一致——当公司位于分析师关联网络中高度关联的部分时,投资者很难施加间接的影响。

接下来,我们研究分析师能多快地将关联公司的新闻纳入预测。与我们的结果相一致的可能性有两种:其一,尽管分析师能对关联公司的新闻做出迅速反应,但投资者对分析师预测中所包含的信息的反应是迟钝的;其二,分析师自身由于行为偏见或行为约束,导致他们在其所覆盖的公司之间信息传递缓慢。为了验证这些假设,我们重复图表6的回归检验,此时我们使用的不再是股票收益,而是对当前会计年收益的分析师预测修正。

图表 9 分析师预测修正

					D	ependent	variable:	Forecast	revision (t)				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)
CF FR		0.315 (23.25)		0.313 (22.96)		0.249 (6.34)		0.300 (21.50)		0.300 (21.42)		0.345 (18.69)		0.320
Industry FR	0.298 (22.57)	0.145	0.293 (21.99)	0.142 (13.26)	0.263 (7.59)	0.145	0.288 (21.77)	0.149 (13.10)	0.290 (20.88)	0.150 (13.05)	0.159 (10.38)	0.062	0.185 (13.92)	0.076
FR (t-1)	0.226	0.221	0.223	0.219 (31.52)	0.214 (15.86)	0.211 (15.59)	0.223	0.218 (30.23)	0.223	0.218	0.251 (25.59)	0.244 (25.02)	0.254 (27.37)	0.248
Geographic FR	(32.03)	(31.00)	0.022	0.010 (1.98)	(13.00)	(13.33)	(30.30)	(30.23)	(30.37)	(30.22)	(23.33)	(23.02)	(27.57)	(27.13
Customer FR			(1120)	(1100)	0.051 (3.03)	0.043 (2.62)								
Supplier ind. FR					(3.03)	(2.02)	0.113 (4.50)	0.039 (1.65)						
Customer ind. FR							(4.50)	(1.03)	0.119 (4.23)	0.044 (1.62)				
Single-segment FR									(1123)	(1.02)	0.117 (6.94)	0.065 (4.02)		
Tech. linked FR											(2.51)	(1.02)	0.123 (7.34)	0.062 (4.03)
Controls Avg. <i>R</i> ² Avg. # stocks	Yes 0.101 2507	Yes 0.105 2507	Yes 0.101 2467	Yes 0.104 2467	Yes 0.128 194	Yes 0.133 194	Yes 0.098 2434	Yes 0.101 2434	Yes 0.099 2434	Yes 0.102 2434	Yes 0.123 616	Yes 0.129 616	Yes 0.123 894	Yes 0.127 894

资料来源:华安证券研究所整理

从图表 9 的结果能得出以下结论, 收益超前-滞后关系部分由迟缓的分析师预测导致。换言之, 尽管和 CF 预测修正之间的相关性较高且统计意义上显著, 但从预测修正的超前-滞后关系可以看出分析师的反应并不充分。

为了研究分析师是否能加快关联股票之间的信息流动,我们关注其没有关联时的情况。假设股票 A 和 B 在第 t - 1 个月时关联,而股票 A 或 B 均没有在第 t - 7 个月存在任何分析师覆盖,那么我们就认为它们在第 t - 7 个月没有关联。由于这种关联性在相对较短的时间内不太可能发生改变,因而如果超前-滞后关系部分源于投资者自身的直接偏见,而不是投资者对分析师预测反应不足的表现,那么我们能找到 A 和 B 在没有关联时期的收益预测性。

在每个 t-1 个月末, 我们基于所有分析师关联的股票, 构建这些关联股票中在六个月前不关联的的股票子集, 称之为 CF 无覆盖。

图表 10 分析师会加快信息的流动吗?

	(1)	(2)	(3)	(4)
			ent variable	
	RET(t-6)	RET(t)	RET(t-12)	RET(t)
CF-no coverage RET(t-7)	0.0025			
	(6.15)			
CF-no coverage RET(t-1)		0.0016		
		(3.84)		
CF-no coverage1 RET(t-13)			0.0026	
,			(6.71)	
CF-no coverage1 RET(t-1)				0.001
3 ()				(5.37
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Avg. R ²	0.050	0.047	0.048	0.045
Avg. # stocks	1211	1211	1453	1453

资料来源:华安证券研究所整理

从图表 10 可以发现,在目标公司与 CF 无覆盖股票没有关联的时候,CF 无覆盖收益能够较强地预测未来收益。而在目标公司和无 CF 覆盖公司具有共同分析师时,收益预测性较弱,这与关联公司存在共同的分析师后能加快它们之间信息流动的假设一致。

接下来,我们研究共同的分析师人数的变化将如何影响我们的结论。与前文所提到想法的一致,存在两个对立的假设:其一,更多共同分析师的存在会加快关联企业之间的信息流动,从而降低收益预测性;其二,更多共同分析师的存在会使得公司之间的关联关系变得更加牢固,从而提高收益的预测性。为了验证这一想法,我们根据共同分析师数量将 CF 投资组合分为两组,其中大约 70%的关联公司只存在一位分析师。

图表 11 共同分析师人数的变化

		Do	ependent variable: Return	(t)	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
CF RET	0.103	0.103	0.087	0.092	0.051
1 comm. analyst	(6.85)	(7.35)	(4.56)	(4.94)	(6.47)
CF RET	0.091	0.093			0.058
>1 comm. analyst	(12.68)	(13.62)			(11.28
CF RET (t-12,t-2)		0.004		0.001	0.002
1 comm. analyst		(1.23)		(0.13)	(0.92
CF RET (t-12,t-2)		0.006			0.005
>1 comm. analyst		(3.08)			(3.40
CF RET			0.078	0.079	
>4 comm. analyst			(10.77)	(11.31)	
CF RET (t-12,t-2)				0.006	
>4 comm. analyst				(2.86)	
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Avg. R ²	0.059	0.067	0.071	0.082	0.061
Avg. # stocks	2205	2203	1254	1253	1806

资料来源:华安证券研究所整理

从图表 11 可以看出,拥有更多共同分析师的公司彼此更加相似。另外,当拥有更多共同分析师时,目标公司和关联公司的预测修正之间的同期相关性更高,目标公司的预测修正和滞后的 CF 预测修正之间的相关性也更高。当关联企业之间的关联性较强时,会出现较明显的对预测反应不足的情况。

5.3 基本面和股票收益

前文的收益预测结果表明,过去 CF 收益对未来收益的影响能够持续大约一年且不会发生逆转,因为基于过去 CF 收益的投资组合会包含有关未来目标公司基本面的信息。从图表 12 的 Panel A 中可以发现,滞后 1 个月和 12 个月的 CF 收益均能够较强地预测未来销售额和收益增长,其中滞后 12 个月的 CF 收益的预测能力更强,这与我们先前的发现并不矛盾——12 个月的 CF 收益比 1 个月的 CF 收益能更强地预测未来目标公司的收益。由于滞后超过一个月的 CF 收益比滞后一个月的 CF 收益时间上更长地被作为公开信息发布,因而前者所包含的大部分信息已经在第 t 个月之前反映在了股票价格中。

图表 12 基于 CF 收益对季度收入或者收益增量的回归

	Dependent variable						
	Earnings growth $(t,t++2)$	Earnings growth $(t,t++2)$		Revenue growth $(t,t++2)$		Revenue growth $(t,t++2)$	
CF RET(t-1)	0.028	0.015		0.025		0.016	
	(5.39)	(3.04)		(4.06)		(2.57)	
CF RET(t-12,t-1)			0.039			0.025	
			(6.91)			(3.89)	
Controls	Yes	Yes		Yes		Yes	
Adj. R ²	0.359	0.360		0.634		0.636	
# observations	281,772	281,772		281,772		281,772	
Panel B: Using CF	fundamentals to predict returns	s					
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Avg. CF earnings growth(t-12,t-1)		0.002					
		(1.86)					
CF RET(t-12,t-1) orthogonal to		0.023					
Avg. CF earnings growth(t-12,t-1)		(6.05)					
Avg. CF revenue growth(t -12, t -1)			0.000				
			(0.52)				
CF RET(t-12,t-1) orthogonal to			0.023				
Avg. CF revenue gr	rowth(t-12,t-1)		(6.09)				
CF FR(t-1)				0.061		0.010	
				(2.78)		(0.45)	
CF RET $(t-1)$ orthogonal to CF FR $(t-1)$				0.184		0.186	
				(11.88)		(11.98)	
CF FR(t-12,t-1)					0.058		0.02
					(1.99)		(0.77
CF RET(t-12,t-1) o	rthogonal to				0.025		0.02
CF FR(t-12,t-1)					(5.75)		(5.62
Controls		Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Avg. R ²		0.053	0.053	0.056	0.059		0.05
Avg. # stocks		2453	2453	2564	2273	2536	2259

资料来源:华安证券研究所整理

另外,过去 CF 收益也反映了市场对关联公司的未来基本面的期望(反映了对目标公司的未来基本面的期望,因为目标公司和关联公司的基本面高度相关),因而与 CF 基本面正交的 CF 收益成分可能包含有关目标公司的收益增长信息。从 Panel B 中我们



发现,市场对包含在 CF 基本面中的信息的反应相对较快,因为这些信息处理起来相对容易且对 CF 收益的反应相对缓慢。

因此,我们得出结论:首先,CF收益与未来目标公司的基本面有关,且CF动量并不是由反应过度或者流动性影响导致,而是由反应不足(如有限的投资者关注度)导致。其次,分析师和投资者二者均是这种反应不足的来源:分析师对关联公司的消息反应迟钝会造成超前-滞后的收益关系,因为关联股票的预测修正能较强地预测目标公司的预测修正,同时目标公司的预测修正又与股票收益高度相关;另外,即使在控制了分析师预测迟缓的现象后,滞后的CF收益仍能预测目标公司的收益,这说明投资者自身对关联公司新闻的反应不足。

6 结论

如果两家公司在经济层面上关联或者相似,那么其中一家公司的新闻就会与另一家公司高度相关。如果公司的投资者或分析师对关联公司信息反应不充分,那么会存在能够跨公司预测未来收益的因子,我们称之为溢出动量。过去的研究使用一系列反映公司间关联或相关性的代理变量来体现这种溢出效应,例如所处的共同的行业、共同的地理位置、供应链、技术以及类似的公司部门。

本文认为这种溢出效应可以由共同的分析师所识别,同时我们研究了共同分析师 覆盖与动量溢出关联的原因:一方面,这种溢出效应来源于公司的基本关联性,在其 他条件相同的情况下,对这种关联性的识别越敏锐,这种溢出效应的预测能力越强。 另一方面,共同分析师可能会加快关联公司之间信息的流动,所导致的较强的超前-滞 后关系会使得我们无法在每月收益这样的频率中识别到。

我们首先通过当前和滞后的销售与利润增长率的较强的相关关系,证实了分析师关联能够识别公司之间的基本关系。另外,具有共同分析师覆盖的股票收益具有很强且非常明显的超前-滞后关系,基于这种关系的多头和空头交易策略每月会产生的市值加权五因子 alpha1.19%和等权重五因子 alpha2.10%。

此外,过去研究中的行业、地域、客户、顾客行业、供应商行业、单部门至多部门公司以及技术的跨资产动量效应都包含了在我们的CF动量效应中。在扩展回归中,我们发现,当控制了CF动量效应后,这些跨资产动量策略的alpha值会变得不显著或者变为负值,在之后的横截面回归以及国际市场的检验上均存在相似的结果。

为了进一步探索这种影响的根源,我们研究了共同分析师预测是否会对公司之间的信息流动做出迅速的反应,结果表明分析师像市场价格一样反应迟缓。另外,分析师所关联的公司的过去收益预测修正能够较强地预测公司未来的预测修正,并且在使用共同分析师来识别这种关联时,其预测能力要强于过去文献中所使用的指标。

我们还研究了公司与其他公司的分析师关联性的复杂程度,换言之,该公司在分析师关联网络中的位置是否会阻碍信息流向该公司。结果证实了这一猜想:与更多公司关联的公司或者分析师关联网络的特征向量中心度较高的公司的收益预测能力明显更强。此外,二阶的间接关联也可以较强地预测未来收益,尤其是在分析师覆盖率较低的股票上,这与有限投资者关注度是反应不足的来源的观点相一致。

综上所述,我们得出结论:第一,只有一种动量溢出效应,并且它能通过分析师 关联被很好地识别到;第二,尽管共同分析师加快了公司之间的信息交流,但仍会存 在反应不足的情况,这说明了分析师处理信息的能力仍具有局限性;第三,分析师关 联作为公司关联的代理变量,可用于研究公司之间的信息流动情况,因为它对基本关 系以及动量溢出具有较强的识别能力,能够适用国际市场上的公司大样本,并且能识



别成对的关联公司。

因此,使用分析师覆盖来识别动量溢出效应是一种简单且非常有效的策略,该策略比过去基于公司关联指标所构建的策略更加有效。实际上,在对冲了标准风险因素后,CF动量因子能够产生1.71的信息比率,这高于在相同样本期内发现的其它异象。

文献来源:

Usman Ali, David Hirshleifer: Shared analyst coverage: Unfiying momentum spillover effects [J].Journal of Financial Economics, 2020, 6 (136):649-675.

7 风险提示

本文结论基于历史数据、海外情况进行测试,不构成任何投资建议。



重要声明

分析师声明

本报告署名分析师具有中国证券业协会授予的证券投资咨询执业资格,以勤勉的执业态度、专业审慎的研究方法,使用合法合规的信息,独立、客观地出具本报告,本报告所采用的数据和信息均来自市场公开信息,本人对这些信息的准确性或完整性不做任何保证,也不保证所包含的信息和建议不会发生任何变更。报告中的信息和意见仅供参考。本人过去不曾与、现在不与、未来也将不会因本报告中的具体推荐意见或观点而直接或间接收任何形式的补偿,分析结论不受任何第三方的授意或影响、特此声明。

免责声明

华安证券股份有限公司经中国证券监督管理委员会批准,已具备证券投资咨询业务资格。本报告中的信息均来源于合规渠道,华安证券研究所力求准确、可靠,但对这些信息的准确性及完整性均不做任何保证,据此投资,责任自负。本报告不构成个人投资建议,也没有考虑到个别客户特殊的投资目标、财务状况或需要。客户应考虑本报告中的任何意见或建议是否符合其特定状况。华安证券及其所属关联机构可能会持有报告中提到的公司所发行的证券并进行交易,还可能为这些公司提供投资银行服务或其他服务。

本报告仅向特定客户传送,未经华安证券研究所书面授权,本研究报告的任何部分均不得以任何方式制作任何形式的拷贝、复印件或复制品,或再次分发给任何其他人,或以任何侵犯本公司版权的其他方式使用。如欲引用或转载本文内容,务必联络华安证券研究所并获得许可,并需注明出处为华安证券研究所,且不得对本文进行有悖原意的引用和删改。如未经本公司授权,私自转载或者转发本报告,所引起的一切后果及法律责任由私自转载或转发者承担。本公司并保留追究其法律责任的权利。

投资评级说明

以本报告发布之日起6个月内,证券(或行业指数)相对于同期沪深300指数的涨跌幅为标准,定义如下:

行业评级体系

- 增持一未来 6 个月的投资收益率领先沪深 300 指数 5%以上;
- 中性--未来 6 个月的投资收益率与沪深 300 指数的变动幅度相差-5%至 5%;
- 减持一未来 6 个月的投资收益率落后沪深 300 指数 5%以上;

公司评级体系

- 买入-未来 6-12 个月的投资收益率领先市场基准指数 15%以上;
- 增持一未来 6-12 个月的投资收益率领先市场基准指数 5%至 15%;
- 中性-未来 6-12 个月的投资收益率与市场基准指数的变动幅度相差-5%至 5%;
- 减持--未来 6-12 个月的投资收益率落后市场基准指数 5%至 15%;
- 卖出一未来 6-12 个月的投资收益率落后市场基准指数 15%以上;
- 无评级—因无法获取必要的资料,或者公司面临无法预见结果的重大不确定性事件,或者其他原因,致使无法给出明确的投资评级。 市场基准指数为沪深 300 指数。