

IPCA 模型解构 A 股动量

——基于条件风险溢酬的动量因子改进

作者

分析师：孙子文

执业证书编号：S0590523060001

邮箱：sunzw@glsc.com.cn

分析师：朱人木

执业证书编号：S0590522040002

邮箱：zhurm@glsc.com.cn

➤ 趋势因子—A 股市场表现卓异的动量因子

独特的投资者结构导致 A 股不存在传统的动量效应^[1]，刘扬等 (2023)^[4]综合个股价格、成交额信息构造出表现卓异的 A 股趋势因子。我们以 2000—2023 年 8 月的全 A 数据为样本，实证发现趋势因子的月均回报为 1.42%、夏普率达 0.37，显著优于 Liu 等 (2019)^[25] 的中国 3 因子 (CH3)。另外，与流动性因子不同，趋势因子在大盘股上也有较好表现，其月均回报达 0.87%。

➤ 基于中期信号的因子动量无法解释趋势因子

Ehsani 和 Linnainmaa (2022)^[6]发现美股因子间的动量效应能够解释个股的动量收益。在 A 股市场，以过去 7-12 个月累积收益率作为信号的因子动量策略也有不俗表现：首先，因子时序动量策略的年化收益为 15.03%，夏普率达 0.98；其次，我们还基于因子协方差矩阵的 PCA 主成分构建了时序动量策略，该策略的年化收益为 20.26%，夏普率为 0.9。尽管如此，因子张成检验的结果表明在 A 股市场上因子动量并不能解释趋势因子。

➤ IPCA 解构 A 股动量—从趋势因子到条件风险溢酬

Kelly 等 (2021)^[22]发现 IPCA 模型的条件风险溢酬在很大程度上解释了动量异象。我们以 2005 年以来 19 个特征组成的 A 股数据集为样本，实证发现设定 10 个隐因子的 IPCA 模型对个股收益的样本外预测 R² 达 0.51%。基于 IPCA 条件风险溢酬的多空组合 (风险动量因子) 年化收益可达 25.4%，夏普率为 1.91。此外，风险动量因子解释了趋势因子：趋势因子相对于 CH3+ 风险动量因子的四因子模型不再有显著的 alpha；风险动量因子相对于 CH3+ 趋势因子的月均 alpha 则超过 0.8%，并在 5% 的水平上显著。

风险提示：本报告仅作为投资参考，相关指标的计算和模型假设均基于合理逻辑，但模型假设存在失效风险，过往业绩也并不预示未来表现，亦不构成投资收益的保证或投资建议。

相关报告

1、《利用 QDII 基金实现全球化配置：——资产配置专题》2023.10.18

2、《美国投顾发展及启示》2023.09.26

正文目录

1.	趋势因子—表现卓异的 A 股动量因子	3
1.1	传统视角下中短期没有动量、只有反转	3
1.2	根据投资者的行为特征构造 A 股趋势因子	4
1.3	趋势因子的收益表现明显优于中国 3 因子	5
2.	基于中期信号的因子动量无法解释趋势因子	6
2.1	略过短期，因子收益的自相关性更强	6
2.2	基于中期信号的时序、横截面和 PCA 因子动量策略	8
2.3	A 股的因子动量无法解释趋势因子	11
3.	IPCA 条件定价模型—揭开趋势因子的神秘面纱	11
3.1	趋势因子与风险因子的条件动态有关	11
3.2	IPCA 模型反映个股的动态风险溢价	12
3.3	基于 IPCA 的个股动量策略年化 25.4%、夏普率 1.91	14
3.4	IPCA 模型表明趋势因子实为风险动量	16
4.	风险提示	18
5.	参考文献	19

图表目录

图表 1:	按 JT 动量排序分组后的多空组合收益率并不显著	3
图表 2:	按月度收益率排序分组的各组合回报呈现显著的反转现象	3
图表 3:	沪市外部投资者中自然人的持股市值占比最高	4
图表 4:	沪市个人投资者的交易量占比长期高于 80%	4
图表 5:	趋势因子回归 beta 的 EMA 参数 lambda 值介于 0.01-0.02 之间	5
图表 6:	趋势因子的收益、夏普比率均明显优于中国 3 因子	6
图表 7:	5x5 分组检验表明在大、小市值样本中趋势因子的收益均显著	6
图表 8:	因子动量涉及的因子及基本收益特征	7
图表 9:	A 股主要指数的年化波动率明显高于美股	7
图表 10:	滞后 7-12 阶的因子收益正自相关明显更强	7
图表 11:	以因子年度收益率实施的秩回归 beta 不显著	8
图表 12:	因子中期动量的秩回归预测 beta 多数显著	8
图表 13:	时序、截面因子动量策略的净值走势在大多数月份均较稳健	8
图表 14:	时序、截面因子动量策略的夏普率较趋势因子有较大提升	9
图表 15:	PCA 前 5 大主成分构造的时序动量策略净值增长更快	10
图表 16:	PCA 前 5 大主成分的动量效应比第 6-10 大主成分的更强	10
图表 17:	CH3 因子无法解释趋势因子、因子动量组合	11
图表 18:	因子动量、主成分动量均无法解释趋势因子	11
图表 19:	趋势因子与样本多数风险因子的条件相关系数显著改善	12
图表 20:	K=10 时 IPCA 模型对个股回报的预测 R2 可达 0.5% 以上	14
图表 21:	按 IPCA 期望回报分组的组合收益单调性强、多空组合收益显著	15
图表 22:	等权重、市值加权的风险动量因子组合净值增长快、回撤较小	16
图表 23:	风险动量因子组合的年化收益可达 25.4%，对应夏普率为 1.91	16
图表 24:	面板预测回归中 IPCA 期望回报指标的表现优于 CH3、趋势因子指标	17
图表 25:	等权、市值加权的 IPCA 风险动量因子均能解释趋势因子	17

1. 趋势因子—表现卓异的 A 股动量因子

自 Jegadeesh 和 Titman (1993)^[1]提出美股的动量交易策略(JT 动量)后, 后续研究发现全球多个国家的多种大类资产上均存在显著的动量效应(Asness 等, 2013)^[2]。但在 A 股市场上动量因子却颇受争议, 学界的实证研究大都表明 A 股并不存在动量现象(Cakici 等, 2017)^[3], 而业界仍在广泛使用多样的动量交易策略。刘扬等(2023)^[4]基于量价信息构造的趋势因子有望弥合这一分歧。

1.1 传统视角下中短期没有动量、只有反转

基于“强者恒强, 弱者愈弱”的理念, JT 动量策略按 t-12 至 t-1 月的个股累积收益率排序并将样本划分为 10 组, 然后按等权的方式买入收益率最高的“赢家”组合、同时卖出收益率最低的“输家”组合。我们参照该方法在 A 股市场构建持有期为 1 个月的 JT 动量组合策略, 总样本为剔除 ST/风险警示股、一字板个股及上市不满 1 年个股后的全部 A 股, 实证区间为 2005 年 1 月至 2023 年 8 月底。

图表1: 按 JT 动量排序分组后的多空组合收益率并不显著

Low	1	2	3	4	5	6	7	8	High	High-Low
Panel A: 等权重										
1.42	1.73	1.74	1.9	1.99	1.92	1.62	1.58	1.57	1.26	-0.16
(-2.08)	(-2.63)	(-2.72)	(2.94)	(3.11)	(3.03)	(2.54)	(2.48)	(2.43)	(1.9)	(-0.38)
Panel B: 市值加权										
0.94	0.94	0.89	1.02	1.38	1.05	0.9	1.1	1.05	0.92	-0.02
(1.52)	(1.6)	(1.58)	(1.77)	(2.44)	(1.92)	(1.66)	(2.00)	(1.78)	(1.49)	(-0.05)

资料来源: wind, 国联证券研究所. 注: 表中显示为各组的月均收益率(%), 括号内为 t 值

从表 1 来看, 无论采用等权重还是市值加权的组合构建方法, 10 个组合的收益率均不单调, 作为 JT 动量因子的 High-Low 组合月均收益率也都不显著。而在将回溯期缩短至过去 1 个月时, 市场上呈现明显的反转效应。平均历史收益率越低的组合, 其持有回报大都超过历史收益率更高的组合。High-Low 因子组合在等权、市值加权模式下的月均收益分别为-1.6%、-1.09%, 也都具有统计意义上的显著性。

图表2: 按月度收益率排序分组的各组合回报呈现显著的反转现象

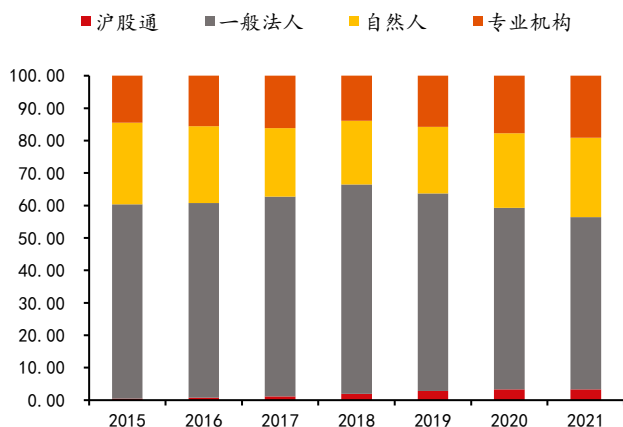
Low	1	2	3	4	5	6	7	8	High	High-Low
Panel A: 等权重										
1.99	2.14	2.18	1.98	1.96	1.95	1.73	1.43	0.99	0.39	-1.6
(-2.84)	(3.19)	(3.31)	(3.09)	(3.04)	(3.04)	(2.77)	(2.28)	(1.58)	(0.6)	(-4.11)
Panel B: 市值加权										
1.52	1.49	1.54	1.18	1.23	1.67	1.34	1.14	0.88	0.42	-1.09
(2.36)	(2.51)	(2.77)	(2.09)	(2.18)	(2.85)	(2.41)	(2.09)	(1.54)	(0.66)	(-2.28)

资料来源: wind, 国联证券研究所. 注: 表中显示为各组的月均收益率(%), 括号内为 t 值

1.2 根据投资者的行为特征构造 A 股趋势因子

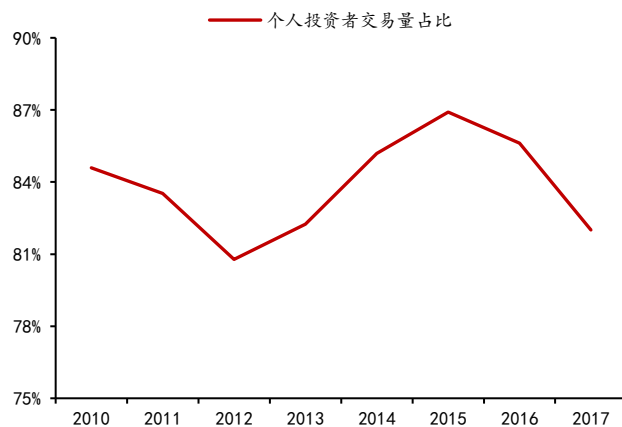
A 股市场上个人投资者的持仓占比高、交易活跃，其短视的投资行为加剧了市场的投机氛围。刘扬等(2023)^[4]认为这既造成了 A 股 JT 动量因子的失效，也使得交易额信息成为个股定价的重要因素。具体来说，个人投资者交易越活跃的个股会有更强的动量效应。但当剔除掉成交额的趋势信息后，该类个股的动量效应即不再显著。他们就此结合价格、成交额的趋势信息，打造出一个适用于 A 股的趋势动量因子。

图表3：沪市外部投资者中自然人的持股市值占比最高



资料来源：wind，上交所，国联证券研究所

图表4：沪市个人投资者的交易量占比长期高于 80%



资料来源：wind，上交所，国联证券研究所

根据刘扬等(2023)^[4]，在每月末进行横截面的预测回归如下：

$$r_i^t = \beta_0^t + \beta_{10}^{P,t} \widetilde{MA}_{i,10}^{P,t-1} + \beta_{400}^{P,t} \widetilde{MA}_{i,400}^{P,t-1} + \beta_{10}^{V,t} \widetilde{MA}_{i,10}^{V,t-1} + \beta_{400}^{V,t} \widetilde{MA}_{i,400}^{V,t-1} + \epsilon_t \quad (1)$$

其中 r_i^t 为个股 i 在 t 月的收益率， β_0^t 和 ϵ_t 分别为常系数和残差项。上标 P 和 V 分别表征价格和成交额。MA 项为对应指标的移动均值调整项，如价格的 MA 项为：

$$\widetilde{MA}_{i,L}^{P,t-1} = \frac{M_{i,L}^{P,t}}{P_{i,d}} \quad , \quad \text{where } L \in \{10, 400\} \quad (2)$$

上式中 $M_{i,L}^{P,t}$ 为 t 月末个股 i 价格的 L 日简单移动均值， $P_{i,d}$ 则为个股 i 在 t 月最后一个交易日的价格，二者相除即得到序列平稳的价格趋势指标。在式 (1) 中，解释变量即为分别滞后 10、400 天的价格、成交额趋势指标，对应的 β 项即为回归系数。

接下来，个股 i 在 $t+1$ 期的期望回报即为：

$$ER_{Trend}^{i,t+1} = \sum_{x,L} E_t(\beta_L^{x,t+1}) \widetilde{MA}_{i,L}^{x,t} \quad , \quad x \in \{P, V\}, L \in \{10, 400\} \quad (3)$$

其中的 $\beta_L^{x,t+1}$ 期望值就等于其时间序列的指数移动平均值：

$$E_t(\beta_L^{x,t+1}) = (1 - \lambda_t) E_{t-1}(\beta_L^{x,t}) + \lambda_t \beta_L^{x,t} \quad (4)$$

对于公式中的参数 λ ，刘扬等(2023)采用迭代寻优的方法来进行赋值。具体而

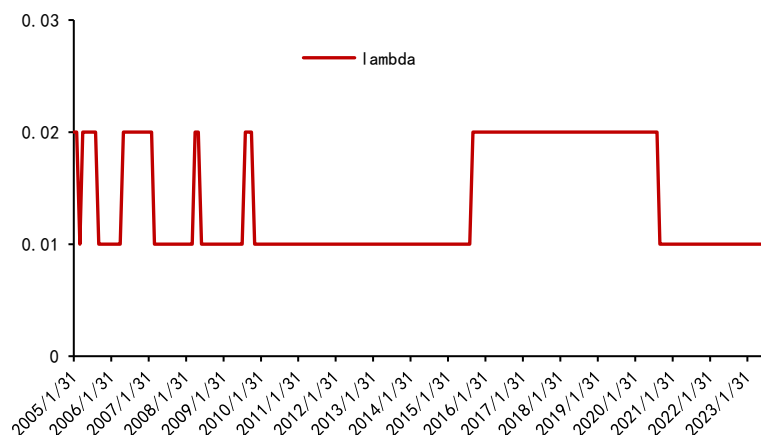
言，在每个 t 月均对 λ 以 0.01 的间隔在 $[0, 1]$ 区间遍历取值，由此构造出 100 个趋势因子组合。然后计算出每个趋势因子组合截至 t 月的月度收益率序列，并取夏普率最大的因子对应的 λ 作为式(4)中的参数值。

为了控制市值、价值因子的影响，刘扬等(2023)在构造趋势因子时采用了 3 重分组的方法：在每个月末按市值中位数将样本划分为 2 组，并分别按 EP 、 ER_{Trend} 的 30%、70% 分位数将样本划分为 3 组。这就得到 $2*3*3$ 共 18 组，其中 ER_{Trend} 类别下包括 Trend-Low、Trend-Mid 和 Trend-High 组。然后计算各组的市值加权收益率，趋势因子组合就等于 6 个 Trend-High 组与 6 个 Trend-Low 组的平均收益率之差。

1.3 趋势因子的收益表现明显优于中国 3 因子

接下来，我们参照刘扬等(2023)^[4]以 2000 年 1 月-2023 年 8 月底的 A 股数据为样本来构建趋势因子。由于计算成交额的移动均值需要至少 10 个月的历史数据，而在估计 β 的 EMA 均值时则需至少 38 个月的数据，因此实际的样本区间始于 2005 年 1 月。如表 5 所述，迭代得到的 λ 值实际范围介于 0.01-0.02 之间，表明市场需要较长的窗口期以对 β 系数平滑降噪。

图表5：趋势因子回归 β 的 EMA 参数 λ 值介于 0.01-0.02 之间



资料来源：wind，国联证券研究所

从收益结果来看，趋势因子的月均回报为 1.42%，较 3 重分组法得到的市值(Size)、价值(Value)因子高出 16% 以上。我们还复制了 Liu 等(2019)的中国 3 因子(CH3)来作比较，三因子与原文结果的相似度均在 97% 以上，但其月均回报最高仅为趋势因子的 3/4 左右。另外，趋势因子的夏普比率为 0.37，也明显高于其他 5 个因子。最后，就相关性来看，趋势因子与市值、价值因子的相关系数最高仅为 0.28，这表明其显然含有增量的定价信息。

图表6：趋势因子的收益、夏普比率均明显优于中国 3 因子

	Trend	Size	Value	SMB	VMG	MKT
Panel A: 因子收益统计						
月均收益%	1.42	1.22	0.86	0.86	1.06	1.01
标准差%	3.84	4.12	2.96	4.55	3.77	7.66
偏度	0.38	0.07	-0.13	-0.06	0.13	-0.18
夏普比率	0.37	0.30	0.29	0.19	0.28	0.13
年化收益%	17.40	14.53	10.20	9.47	12.61	8.98
Panel B: CH3因子收益与原文结果的相似度						
SMB				0.989		
VMG					0.971	
MKT						0.997
Panel C: 各因子的相关矩阵						
Trend	1.000	0.218	-0.088	0.280	-0.017	0.116
Size		1.000	-0.568	0.936	-0.475	0.029
Value			1.000	-0.576	0.907	-0.231
SMB				1.000	-0.531	0.119
VMG					1.000	-0.276
MKT						1.000

 资料来源：Liu, Stambaugh 等^[25]，wind，国联证券研究所

表 7 则展示了趋势、市值指标的 5x5 分组检验结果，可以看到在按市值划分的各个组别内，趋势分组的收益均呈现出明显的单调性。趋势因子(High-Low 组)在小市值、大市值个股的样本内月均收益分别为 2.74%、0.87%，且都显著异于 0，这显然不同于仅在小市值个股中有效的流动性因子。

图表7：5x5 分组检验表明在大、小市值样本中趋势因子的收益均显著

	Trend-Low	1	2	3	Trend-High	High-Low
Small	1.01 (1.51)	2.39 (3.51)	2.93 (4.27)	3.21 (4.56)	3.75 (5.16)	2.74 (7.80)
1	0.3 (0.45)	1.56 (2.35)	2.19 (3.27)	2.51 (3.63)	2.58 (3.68)	2.27 (6.92)
2	0.23 (0.36)	1.49 (2.31)	1.79 (2.71)	2.05 (3.1)	2.03 (2.94)	1.8 (5.81)
3	0.62 (1.0)	1.23 (1.96)	1.46 (2.3)	1.61 (2.51)	1.62 (2.5)	0.99 (2.98)
Big	0.39 (0.69)	0.75 (1.42)	1.1 (1.96)	1.11 (1.95)	1.26 (2.11)	0.87 (1.90)

资料来源：wind，国联证券研究所。注：月均回报的单位为%，括号内为 t 值

2. 基于中期信号的因子动量无法解释趋势因子

因子是个股的线性组合，Ehsani 和 Linnainmaa (2022)^[5]发现美股的因子之间也存在动量效应，且因子动量能够解释个股动量。接下来我们继续聚焦 A 股市场，探究因子动量的存在性和其与趋势因子的关系。

2.1 略过短期，因子收益的自相关性更强

基于数据可得性的考虑，我们参照 Ehsani 和 Linnainmaa (2022)^[5]使用市值、估

值、投资、低贝塔等 14 个指标和未预期盈余指标来构造因子动量策略。对于指标值与个股收益负相关的情况，我们均对指标值乘以-1 以保证因子的期望收益均值为正。与前面一致，样本期仍然为 2005 年初至 2023 年 8 月底。

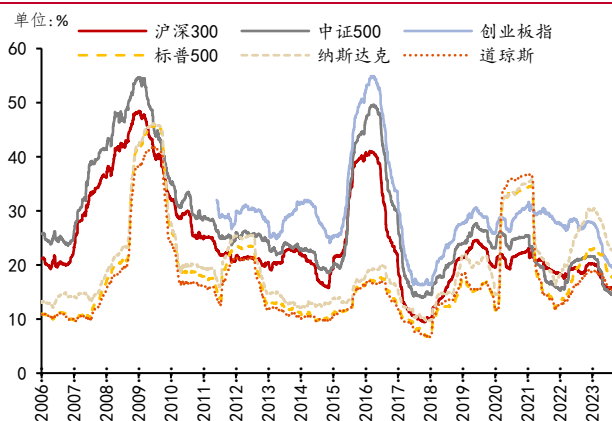
图表8：因子动量涉及的因子及基本收益特征

因子	简称	初始来源	年化收益%	t 值	年化波动率%
市值	Size	Banz (1981)	13.75	2.50	22.96
价值	BM	Rosenberg et al. (1985)	4.09	1.15	21.16
盈利	Profit	Novy-Marx (2013)	0.71	0.08	14.56
投资	Inv	Titman et al. (2004)	1.20	-0.03	15.03
JT动量	Mom	Jegadeesh and Titman (1993)	1.58	0.17	18.31
应计项	Acc	Sloan (1996)	2.00	1.12	9.85
市场贝塔	BAB	Frazzini and Pedersen (2014)	2.25	0.58	19.22
现金流市值比	CFP	Rosenberg et al. (1985)	4.51	1.65	13.69
净利润市值比	EP	Basu (1983)	6.10	1.28	19.61
流动性	Liq	Pastor, Stambaugh (2003)	10.69	2.33	20.03
长期反转	Ltrev	Bondt, Ritter (1985)	12.25	2.67	19.19
质量	Qmj	Asness et al. (2019)	7.53	1.70	15.25
残差方差	Ivol	Ang et al. (2006)	7.81	1.78	17.35
短期反转	Strev	Jegadeesh (1990)	6.90	1.43	18.45
未预期盈余	Sue	Folster et al. (1984)	7.55	2.72	11.36

资料来源：wind，国联证券研究所。注：按指标值 Top 30%、Bottom 30% 个股的市值加权收益之差作为因子收益

收益的正自相关性是动量效应产生的基础，但短期收益往往含有难以持续的噪声信息。因此 Jegadeesh 和 Titman(1993)^[1] 在计算 JT 动量指标时剔除了最近 1 个月的数据，而 Novy-Marx(2012)^[19] 则发现回溯期为过去 7-12 个月的中期动量策略业绩远超传统动量策略。由于 A 股市场的波动率明显高于美股，可以预期 A 股资产的短期自相关关系将受到随机噪声更大程度的侵蚀。

图表9：A 股主要指数的年化波动率明显高于美股



资料来源：Wind，国联证券研究所

图表10：滞后 7-12 阶的因子收益正自相关明显更强

	AR(1)-(12)	t 值	AR(7)-(12)	t 值
BM	1.00	0.15	2.91	0.44
CFP	2.01	0.30	7.01	1.06
EP	1.49	0.23	8.58	1.32
Acc	-0.80	-0.12	1.84	0.27
BAB	0.36	0.05	4.61	0.69
Ltrev	3.67	0.55	9.66	1.45
Liq	5.55	0.85	11.84	1.81
Inv	1.25	0.19	10.93	1.67
Ivol	2.98	0.43	6.80	1.00
Mom	2.38	0.35	5.95	0.89
Size	5.57	0.86	11.36	1.74
Profit	2.47	0.37	5.41	0.83
QMJ	3.54	0.55	8.25	1.28
Strev	1.73	0.25	3.17	0.47
Sue	4.18	0.65	6.68	1.03

资料来源：Wind，国联证券研究所。注：第 1、3 列系数值的单位均为%

表 10 展示了 15 个因子收益率序列的自回归检验结果，可以看到 15 个因子滞后 1 阶-12 阶的自回归系数均值大都在 4% 以下，且平均 t 值都小于 1。而当剔除近 6 个月的数据后，因子收益的自相关性得到了显著的增强：滞后 7 阶-12 阶的自回归系数均值大都在 4% 以上，且 t 均值也多大于 1。

另外，我们还以因子的历史收益率对未来 1 个月回报执行了秩回归检验。首先参

照 Ehsani 和 Linnainmaa (2022)^[5] 以因子过去 12 个月累积收益率的符号作为解释变量，但如表 11 所示 15 个因子的 beta 系数都不显著。然后我们以过去 7-12 个月的因子累积收益率符号作为解释变量，表 12 的结果表明不仅所有因子的 beta 系数均为正值，而且超过一半的 beta 都显著异于 0。

图表11：以因子年度收益率实施的秩回归 beta 不显著

	常系数		斜率	
	α (%)	$t(\alpha)$	β (%)	$t(\beta)$
BM	-0.15	-0.28	0.75	1.00
CFP	0.31	0.85	0.13	0.28
EP	0.10	0.20	0.59	0.86
Acc	0.22	0.83	-0.17	-0.46
BAB	-0.13	-0.23	0.77	1.10
Ltrev	0.95	1.57	-0.12	-0.16
Liq	0.27	0.47	1.10	1.59
Inv	-0.40	-0.97	0.68	1.18
Ivol	0.31	0.57	0.68	1.01
Mom	-0.55	-1.08	1.09	1.61
Size	0.84	1.26	0.63	0.81
Profit	-0.29	-0.76	0.87	1.67
QMJ	0.63	1.19	0.13	0.21
Strev	0.64	1.05	0.07	0.10
Sue	0.01	0.02	0.81	1.60

资料来源：wind，国联证券研究所

图表12：因子中期动量的秩回归预测 beta 多数显著

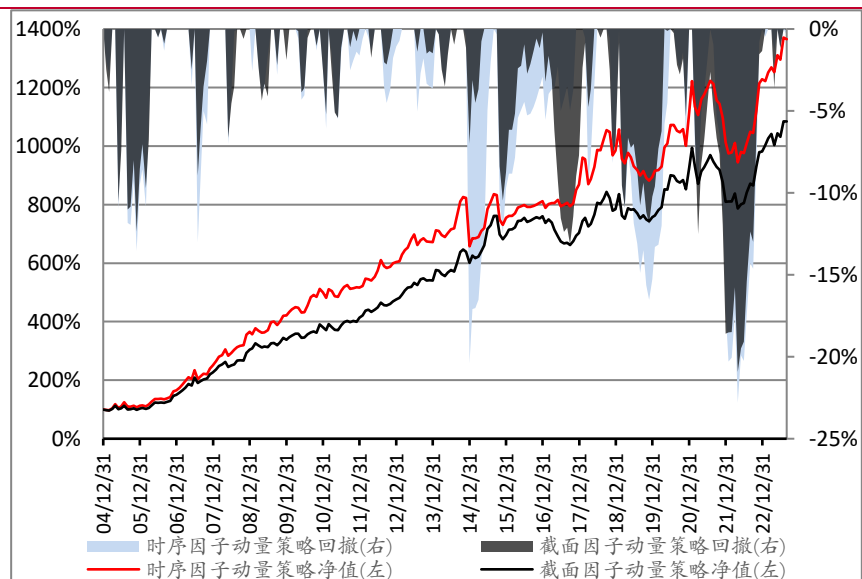
	常系数		斜率	
	α (%)	$t(\alpha)$	β (%)	$t(\beta)$
BM	0.12	0.23	0.26	0.35
CFP	0.00	0.00	0.67	1.45
EP	-0.70	-1.41	2.00	2.99
Acc	-0.28	-1.06	0.80	2.17
BAB	-0.58	-1.12	1.61	2.38
Ltrev	0.11	0.20	1.25	1.73
Liq	-0.24	-0.45	1.96	3.05
Inv	-0.85	-2.14	1.60	2.84
Ivol	0.09	0.16	1.02	1.54
Mom	-0.63	-1.21	1.19	1.76
Size	-0.08	-0.14	2.01	2.72
Profit	-0.48	-1.30	1.27	2.47
QMJ	-0.30	-0.58	1.46	2.38
Strev	0.44	0.79	0.39	0.55
Sue	0.08	0.20	0.78	1.67

资料来源：wind，国联证券研究所

2.2 基于中期信号的时序、横截面和 PCA 因子动量策略

鉴于中期动量对因子收益有显著的预测能力，我们接下来构建基于它的 A 股因子动量策略。与个股动量一样，因子也有时序和截面动量策略 (Ehsani, Linnainmaa 2022; Arnott et al. 2023)^{[5][20]}。时序因子动量策略在各月末买入中期动量为正的因子，同时卖出中期动量为负的因子；截面因子动量策略则在各月末买入中期动量大于样本中位数的因子，同时卖出中期动量小于样本中位数的因子。

图表13：时序、截面因子动量策略的净值走势在大多数月份均较稳健



资料来源：wind，国联证券研究所

图表 13、14 展示时序、截面因子动量策略的净值曲线及主要业绩指标。首先，

在样本期的多数时段两种动量策略的净值走势均十分稳健，时序动量策略也持续稳定地跑赢截面策略，二者的年化回报分别为 15.03%、13.62%。其次，时序、截面动量策略的最大回撤分别为-22.8%、-20.92%，均处于相对较低的水平。综合来看，时序、截面动量策略的夏普比率分别为 0.98 和 1.04，比前面的趋势因子都有较大提升。

图表14：时序、截面因子动量策略的夏普率较趋势因子有较大提升

	时序动量策略	截面动量策略
年化收益	15.03%	13.62%
年化波动率	15.70%	13.22%
最大回撤	-22.8%	-20.92%
夏普比率	0.98	1.04
月度胜率	50.45%	45.98%

资料来源：wind，国联证券研究所。注：月度胜率的比较基准为沪深 300 指数

Ehsani 和 Linnainmaa (2022)^[5]发现系统性风险越高的因子越难被完全套利，因而呈现出显著的动量效应。通过对因子收益的协方差矩阵实施 PCA 分解，生成的各主成分实际上是对应特征向量为权重、因子组合为成分的投资组合，其系统性风险则由对应的特征值大小所决定。我们参照 Ehsani 和 Linnainmaa (2022)^[5]，构造以 A 股为样本的 PCA 因子动量策略，步骤如下：

- 1) 样本数据选择和预处理。沿用 2.1 节的样本集数据，将 15 个个股特征数据转换为横截面序数 $rc_{i,t}$ ：

$$rc_{i,t} = \frac{\text{rank}(c_{i,t})}{n_t + 1} \quad (5)$$

其中 $c_{i,t}$ 是 t 月末个股 i 的某个特征值， n_t 是该时刻的个股总数，rank 则是取序数的步骤。接下来还要对得到的序数进行标准化：

$$w_{i,t} = \frac{rc_{i,t} - \overline{rc_{i,t}}}{\sum_{i=1}^{n_t} |rc_{i,t} - \overline{rc_{i,t}}|} \quad (6)$$

在此过程中，如果个股特征 $c_{i,t}$ 有空值，则以 0 填充。这时， t 月末特征 j 的因子收益即为：

$$f_t = \sum_{i=1}^{n_{t-1}} w_{i,t-1} r_{i,t} \quad (7)$$

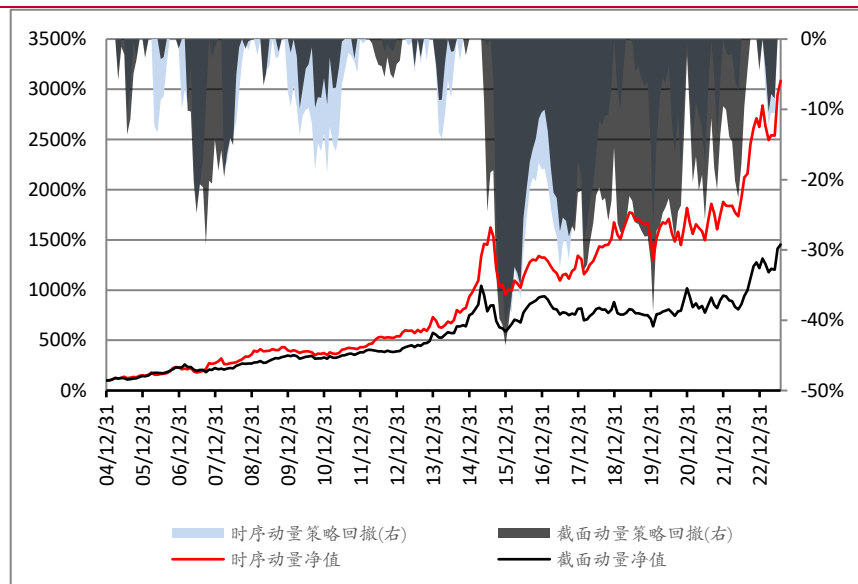
- 2) 按照截至 t 月末因子日收益率的协方差矩阵来计算特征向量，以避免使用未来数据；
- 3) 使用特征向量来计算 PC 主成分因子截至 $t+1$ 月的月收益率序列。如主成分 f 的 t 月回报等于：

$$r_{f,t}^{pc} = \sum_{j=1}^{15} v_j^f r_{j,t} \quad (8)$$

其中 v_j^f 是特征向量 f 的第 j 个分量。

- 4) 计算截至 t 月末各因子收益率的标准差均值，然后对各个主成分的收益率序列按该均值与自身标准差的比值进行放缩；
- 5) 以 $t-12$ 至 $t-7$ 月的主成分因子收益作为动量信号，参照传统的因子动量策略对其分别构造时序动量、截面动量策略。

图表15: PCA 前 5 大主成分构造的时序动量策略净值增长更快



资料来源: wind, 国联证券研究所

图 15 展示了 PCA 五因子动量策略的净值曲线，其中时序动量策略的净值自 05 年以来增长近 30 倍，且又持续跑赢截面动量策略。具体来看，前五大主成分的时序、截面因子动量策略年化收益分别为 20.26%、15.49%，较第 6-10 大主成分的对应该策略均高出 20% 以上；另外，前五大主成分的动量策略年化波动率均在 20% 以上，较第 6-10 大主成分的动量策略超出 1 倍以上。这也部分印证了动量收益与套利风险的关系。

图表16: PCA 前 5 大主成分的动量效应比第 6-10 大主成分的更强

	PC 1-5		PC 6-10	
	时序动量	截面动量	时序动量	截面动量
年化收益	20.26%	15.49%	14.59%	12.78%
年化波动率	23.64%	21.62%	10.69%	8.87%
最大回撤	-41.02%	-43.58%	-21.28%	-13.59%
夏普比率	0.9	0.78	1.33	1.32
月度胜率	52.47%	48.43%	52.02%	50.67%

资料来源: wind, 国联证券研究所. 注: 月度胜率的基准为沪深 300 指数。

2.3 A 股的因子动量无法解释趋势因子

接下来我们采用因子张成检验来探究上述动量因子间的关系。当以 CH3 因子为基准定价模型时，趋势因子、时序因子动量组合 (FM_MOM) 和 PCA 五因子时序动量组合 (PCA_MOM) 的月均 alpha 分别为 0.95%、1.39% 和 1.64%，都在 1% 的水平上显著。而后当以 CH3+ 因子动量作为解释变量时，趋势因子的月均超额收益分别为 1.13%、0.86%，同样在 1% 的水平上显著。加入前五大主成分的定价模型同样无法完全解释趋势因子。

图表17：CH3 因子无法张成趋势因子、因子动量组合

%	Trend factor	FM_MOM	PCA_MOM
α	0.95 (3.42)	1.39 (4.07)	1.64 (3.19)
MKT	6.66 (1.98)	-0.8 (-0.19)	-6.17 (-1.01)
SMB	26.61 (4.06)	-8.85 (-1.09)	0.99 (0.08)
VMG	14.25 (1.77)	-3.83 (-0.38)	19.79 (1.33)
R2	8.63	0.59	2.04

资料来源：wind，国联证券研究所。注：括号内为 t 值

图表18：因子动量、主成分动量均无法解释趋势因子

%	Trend factor		
α	1.13 (3.95)	0.86 (3.02)	0.98 (3.49)
CH3	✓	✓	✓
FM_MOM	-12.69 (-2.35)		
PCA_MOM		6.04 (1.65)	
PC1			-4.99 (-0.91)
PC2			3.1 (0.48)
PC3			14.58 (1.58)
PC4			-3.34 (-0.28)
PC5			34.11 (1.84)

资料来源：wind，国联证券研究所。注：括号内为 t 值

3. IPCA 条件定价模型—揭开趋势因子的神秘面纱

风险暴露是时变的，比如对于一支价格迅速大涨的个股，它在估值维度的风险暴露就会大幅增加。Boguth 等 (2011)^[21] 就发现相较无条件 CAPM 模型，允许 beta 时变的条件 CAPM 模型将动量策略的 alpha 降低了 20-40%。Kelly 等 (2021)^[22] 使用 IPCA 估计个股的条件风险溢价，并发现其在很大程度上解释了动量异常。我们接下来即使用 IPCA 模型来探究趋势因子的成因。

3.1 趋势因子与风险因子的条件动态有关

我们首先对趋势因子和前文 15 个风险因子的收益率序列做了相关分析。从表 19 首列的无条件相关系数来看，趋势因子仅与短期反转 (Strev)、JC 动量 (Mom) 中度相关，与其他因子都是低相关。

而在实践中风险因子的条件动态常会影响个股的动量特征，如今年以来受益于 AI 行情的成长风格个股就会呈现阶段性的动量效应。我们就此计算了趋势因子和其他因子的条件相关系数： ρ^+ 表示当特定因子过去 1 年的累积收益率为正时，其与趋势因子的相关系数； ρ^- 则为当给定因子过去 1 年收益率为负时，其与趋势因子的相关系数。表 19 结果表明超过一半的因子 ρ^+ 确实大于 0，同样也有过半的因子 ρ^- 小于 0。第 4 列的 fisher-z 检验则表明过半的因子 ρ^+ 显著异于 ρ^- 。

图表19：趋势因子与样本多数风险因子的条件相关系数显著改善

	ρ	ρ^+	ρ^-	fisher-z	p值
BM	0.18	0.57	-0.13	-5.44	0.00
CFP	0.04	0.22	-0.14	-2.56	0.01
EP	-0.13	0.01	-0.27	-2.03	0.04
Acc	-0.05	0.11	-0.25	-2.55	0.01
BAB	-0.21	-0.24	-0.19	0.41	0.68
Ltrev	0.24	0.33	0.14	-1.34	0.18
Liq	0.24	0.36	0.07	-2.15	0.03
Inv	-0.21	-0.08	-0.27	-1.34	0.18
Ivol	0.25	0.43	0.08	-2.62	0.01
Mom	-0.34	-0.08	-0.51	-3.38	0.00
Size	0.24	0.47	0.00	-3.45	0.00
Profit	-0.26	-0.23	-0.21	0.18	0.86
QMJ	-0.23	-0.18	-0.23	-0.33	0.74
Strev	0.53	0.65	0.41	-2.29	0.02
Sue	-0.34	-0.43	-0.29	1.00	0.32

资料来源：wind，国联证券研究所。注：fisher-z 来源于 Fisher (1915)。

3.2 IPCA 模型反映个股的动态风险溢价

IPCA 模型以动态更新的个股特征作为工具变量估计时变的因子 β ，并且通过发掘与 β 最相关的简约因子结构来为资产定价，这就避免了模型设定偏误的问题。

具体来说，在 t 月末对于个股 i 超额回报的 IPCA 预测模型为：

$$r_{i,t+1} = \beta_{i,t} f_{t+1} + \epsilon_{t+1} \quad (9)$$

其中 f 是 $K \times 1$ 维的隐因子，它的动态风险暴露 $\beta_{i,t}$ 等于：

$$\beta_{i,t} = z'_{i,t} \Gamma_{\beta} + v_{\beta,i,t} \quad (10)$$

在上式中 z 是 $L \times 1$ 维可测的个股特征，而 $L \times K$ 维的 Γ 是从 z 到 $\beta_{i,t}$ 的映射矩阵。以向量的形式重述上述结构方程即为：

$$r_{t+1} = Z_t \Gamma_{\beta} f_{t+1} + \epsilon_{t+1}^* \quad (11)$$

求解式(11)的目标函数即为最小化模型预测误差的均方和：

$$\min_{\Gamma_{\beta}, F} \sum_{t=1}^{T-1} (r_{t+1} - Z_t \Gamma_{\beta} f_{t+1})' (r_{t+1} - Z_t \Gamma_{\beta} f_{t+1}) \quad (12)$$

其中隐含因子的估计值为：

$$\hat{f}_{t+1} = (\hat{\Gamma}'_{\beta} Z'_t Z_t \hat{\Gamma}_{\beta})^{-1} \hat{\Gamma}'_{\beta} Z'_t r_{t+1} \quad (13)$$

该式表明隐含因子实际是由个股超额回报 r 对风险暴露矩阵 β 的横截面回归估计出的。将式(13)代入目标函数式(12)，即为：

$$\max_{\Gamma_{\beta}} \text{tr} \left(\sum_{t=1}^{T-1} (\Gamma_{\beta}' Z_t' Z_t \Gamma_{\beta})^{-1} \Gamma_{\beta}' Z_t' r_{t+1} r_{t+1}' Z_t \Gamma_{\beta} \right) \quad (14)$$

当 β 不随时间变化时，上述优化函数即退化为静态因子模型的目标函数：

$$\max_{\beta} \left(\sum_t (\beta' \beta)^{-1} \beta' r_t r_t' \beta \right) \quad (15)$$

这也恰好是 PCA 的优化问题，根据 Rayleigh 定理， β 等于个股收益率协方差矩阵的前 K 个特征向量，其可以采用奇异值分解算法来计算。

与之类似，基于时变 β 假设的 IPCA 目标函数式(14)则可以在下述投资组合的层面采用奇异值分解算法：

$$x_{t+1} = \frac{Z_t' r_{t+1}}{N_{t+1}} \quad (16)$$

x 向量中的每一个分量实际上是按对应特征值加权的因子组合收益率。此时 Γ 估计量就是因子组合 x 的协方差矩阵中的前 K 个特征向量。其等于：

$$\text{vec}(\hat{\Gamma}_{\beta}') = \left(\sum_{t=1}^{T-1} Z_t' Z_t \otimes \hat{f}_{t+1} \hat{f}_{t+1}' \right)^{-1} \left(\sum_{t=1}^{T-1} [Z_t \otimes \hat{f}_{t+1}]' r_{t+1} \right) \quad (17)$$

这实为个股超额回报 r 对隐含因子与可测特征的交互项回归得到的系数，风险暴露矩阵 β 则为它和特征矩阵 Z 的乘积。抛开工具变量这一层，这与前文趋势因子估计 β 的步骤颇有相似之处。上述函数虽然没有解析解，但可通过交替最小二乘法 (Alternating least squares, 简称 ALS) 算法得到近似解。

通过以上模型的设定和求解步骤，IPCA 高效地囊括了个股在多个维度的特征动态，并给出相应的条件风险暴露和溢价估计。在投资实践中我们常需要预测个股的未来回报，在 IPCA 模型中个股的期望回报即等于：

$$E_t[r_{i,t+1}] = \beta_{i,t}' \lambda_t \quad (18)$$

其中因子的单位风险溢价 λ_t 等于：

$$\lambda_t = E_t[f_{t+1}] \quad (19)$$

对于因子 f 的期望，则使用截至 t 时刻的 f 均值作为代理。

另外，为评估 IPCA 模型的拟合程度，我们还参照 Kelly 等 (2019)^[23] 计算了模型的总 R2 (Total R2) 以及预测 R2 (Pred. R2)，计算公式如下：

$$\text{Total } R^2 = 1 - \frac{\sum_{i,t} (r_{i,t+1} - z_{i,t}' \hat{\Gamma}_{\beta} \hat{f}_{t+1})^2}{\sum_{i,t} r_{i,t+1}^2} \quad (20)$$

$$Pred. R^2 = 1 - \frac{\sum_{i,t} (r_{i,t+1} - z'_{i,t} \hat{\Gamma} \hat{\lambda})^2}{\sum_{i,t} r_{i,t+1}^2} \quad (21)$$

3.3 基于 IPCA 的个股动量策略年化 25.4%、夏普率 1.91

接下来即为 IPCA 模型的实证检验，我们仍以 A 股市场作为股票池，并采用前面因子动量策略中的 15 个因子指标和 Bollerslev 等 (2022)^[24] 的 4 个 semibeta 指标作为个股特征的样本集，样本期为 2004 年初至 2023 年 8 月末。在模型估计之前，需要执行的数据预处理步骤如下：

- 1) 在每个 t 月末，将所有个股当月最新的特征数据转换为横截面序数；
- 2) 对个股特征的横截面序数标准化，先除以 t 月末的个股总数，再减去 0.5。这样标准化后的个股特征值域即为 [-0.5, +0.5]，既避免了极端值的不良影响，也保证不同特征的量纲一致性。

另外，鉴于 Γ 矩阵不是时变的，我们就划分了样本内、样本外 2 种情境来估计 IPCA 模型参数。在样本内情境中，我们使用样本中的所有数据来估计 Γ ；而在样本外情境中，我们则采用扩展窗口期的方法来估计 Γ ：当 $t \geq 60$ 时，使用截至 t 月末的所有数据进行估计。再加上 β 和 f 的估计本就是动态更新的，样本外估计就避免了未来数据的引入。

表 20 列示了在不同数量隐因子情况下的 IPCA 模型表现。从 Panel A 的样本内回归结果来看，在个股层面，随着 K 的增加，IPCA 模型的 Total R2 及 Pred. R2 均有明显提升。当 K=10 时，IPCA 模型的 Total R2、Pred. R2 分别达到高点 7.69% 和 0.6%。而在因子组合 (式 16) 层面，当隐因子数量 $K > 5$ 时，IPCA 模型的 Total R2 即超过 95%，Pred. R2 也超过了 6%。

图表20：K=10 时 IPCA 模型对个股回报的预测 R2 可达 0.5%以上

		隐因子个数K									
资产	回归R2	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Panel A: 样本内											
个股	Total R2	2.40	4.18	5.26	6.08	6.58	6.94	7.18	7.38	7.54	7.69
	Pred. R2	0.22	0.25	0.43	0.44	0.57	0.58	0.59	0.58	0.60	0.60
因子	Total R2	47.62	69.86	84.57	91.28	93.69	95.39	96.17	97.28	97.63	98.13
	Pred. R2	1.83	2.55	5.15	5.40	6.08	6.20	6.34	6.29	6.36	6.34
Panel B: 样本外											
个股	Total R2	1.84	3.81	4.99	5.93	6.44	6.81	7.01	7.28	7.45	7.60
	Pred. R2	0.11	0.22	0.37	0.34	0.49	0.49	0.49	0.49	0.50	0.51
因子	Total R2	30.74	60.12	77.76	89.08	91.60	93.59	94.56	96.10	96.59	97.08
	Pred. R2	0.63	2.15	3.84	3.21	4.72	4.65	4.63	4.63	4.94	4.93

资料来源：wind，国联证券研究所。注：表中数值的单位为%。

Panel B 的样本外结果较样本内有小幅削弱。在个股层面，IPCA 的 Total R2 持续随着 K 的数量增加而提升，并在 K=10 时达到高点 7.60%；Pred. R2 也在此时达到峰值 0.51%，这已超过 Kelly 等 (2019) 美股实证中的 IPCA 四因子模型。在因子层面，

IPCA 模型的 Total R² 在 K>7 时才开始超过 95%，且 Pred. R² 在 K=9 时达到峰值 4.94%。

鉴于 IPCA 模型对个股回报的显著预测能力，我们接下来即基于样本外情境下的模型期望回报 $E_t[r_{i,t+1}]$ (式 18) 来构建投资策略：在每个 t 月末，按照模型的期望回报指标对样本内所有个股排序并划分为 10 组，然后计算各组合持有 1 个月的回报。我们分别计算了等权、市值加权的组合回报。由于 IPCA 模型的期望回报本质上反映了个股的条件风险溢价，因此我们将该策略称为风险动量策略。风险动量的因子组合即为期望回报最高的第 10 组与期望回报最低的第 1 组之间的收益率之差。

表 21 展示了各组回报。可以看到无论在等权重抑或市值加权情境下，平均期望回报越高的组合实际收益也越高，这种收益的单调性在等权重情境中尤其显著。平均期望回报最高的第 10 组 (High) 在等权重、市值加权模式下的月均回报分别为 2.14% 和 2.02%，这对面临做空约束的 A 股市场而言非常重要。从风险动量的因子组合 (High-Low) 来看，其在等权重、市值加权情境下的月均回报分别为 1.97%、1.61%，对应的 t 值也都远大于 3。

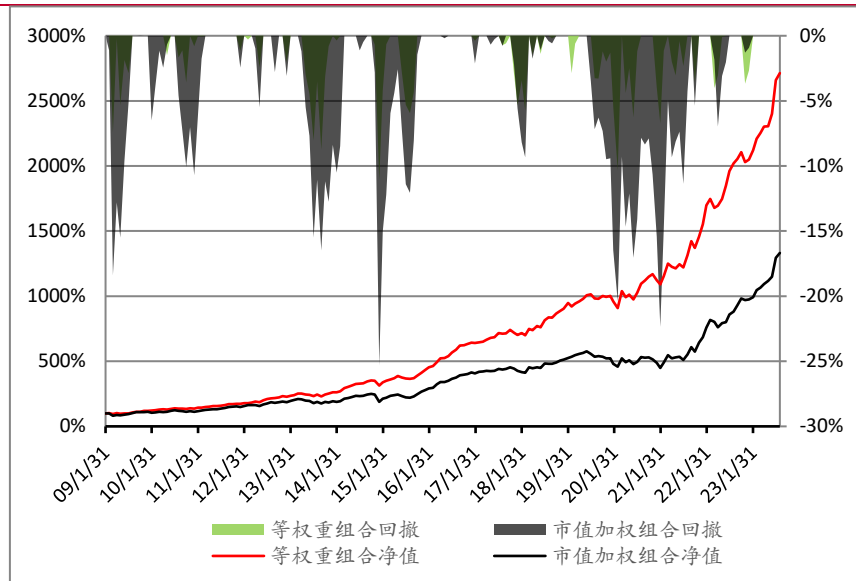
图表21：按 IPCA 期望回报分组的组合收益单调性强、多空组合收益显著

Low	1	2	3	4	5	6	7	8	High	High-Low
Panel A: 等权重										
0.17	0.82	1.15	1.27	1.31	1.49	1.65	1.79	1.84	2.14	1.97
(0.27)	(1.33)	(1.83)	(2.09)	(2.19)	(2.46)	(2.75)	(2.95)	(3.0)	(3.4)	(7.29)
Panel B: 市值加权										
0.41	1.01	1.24	1.06	1.22	1.15	1.16	1.32	1.65	2.02	1.61
(0.66)	(1.72)	(2.23)	(2.06)	(2.29)	(2.27)	(2.3)	(2.47)	(2.93)	(3.32)	(4.07)

资料来源：wind，国联证券研究所。注：表中展示的为月均收益率，单位为%；括号内则为 t 值。

图表 22 展示了等权重、市值加权情境下风险动量因子组合的净值表现。由于样本外回归的扩展窗口需要至少 60 个月数据，故样本期间实际上始于 2009 年。截至 2023 年 8 月底，等权重的风险动量因子组合净值增长了 27.13 倍，且在大部分时段回撤均未超过-5%，可以说其净值表现十分的稳健。另一方面，市值加权的风险动量因子也有不俗表现：其在样本期内净值增长超过了 10 倍，且回撤大都在-10%以内。

图表22：等权重、市值加权的风险动量因子组合净值增长快、回撤较小



资料来源：wind，国联证券研究所

从业绩指标来看，等权的风险动量因子组合年化收益为 25.4%，最大回撤为-11.1%，夏普比率则高达 1.91，这样的业绩表现远超前文所述的趋势因子或因子动量策略。另外，市值加权的风险动量因子年化收益达 19.35%，夏普比率达 1.11，其业绩并未受到明显削弱。当以沪深 300 指数为基准时，等权、市值加权的风险动量因子策略月度胜率均超过 55%，表明其能在多数月份跑赢市场。

图表23：风险动量因子组合的年化收益可达 25.4%，对应夏普率为 1.91

	等权组合	市值加权组合
年化收益	25.4%	19.35%
年化波动率	12.35%	17.40%
最大回撤	-11.1%	-25.34%
夏普比率	1.91	1.11
月度胜率	58.29%	56.01%

资料来源：wind，国联证券研究所。注：月度胜率的比较基准为沪深 300 指数。

3.4 IPCA 模型表明趋势因子实为风险动量

接下来我们首先实施了个股层面的面板预测回归：

$$r_{i,t+1} = c_0 + c_1 s_{i,t} + e_{i,t+1} \quad (22)$$

其中 $r_{i,t+1}$ 为 $t+1$ 月的个股回报， c_0 为常数， $s_{i,t}$ 则为趋势因子、IPCA 期望回报等指标。为避免因量纲不同导致的解释差异，我们对除了方程(4)外的其他各解释变量都做了均值方差标准化。

表 24 即报告了面板预测回归的结果。首先方程(4)结果显示 IPCA 期望回报(ipca_Eret)对个股收益的预测系数为 51.5%(t 值为 29.48)，也即是说当个股的 IPCA 期望回报增加 1%，实际收益率就会增加 0.515%。这与 Kelly 等(2021)^[22]文章中 IPCA 期望回报接近于 1 的预测系数尚有差距，但也意味着 A 股市场上 IPCA 模型还有较大

的提升空间。

与市值、EP 价值和趋势动量指标相比，IPCA 期望回报指标有着更强的个股收益预测能力。如表 24 的方程 (5) 所示，市值(Size)、价值(EP) 预测系数分别为-0.09%、0.13%，且都在 1%的水平上显著。虽然趋势动量(trend) 指标 0.35%的预测系数较二者有了明显的提升，但仍不及 IPCA 期望回报指标 0.49%的预测系数。

图表24：面板预测回归中 IPCA 期望回报指标的表现优于 CH3、趋势因子指标

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
const	1.16 (57.94)	1.17 (58.01)	1.47 (72.76)	1.15 (57.75)	1.2 (58.53)
Size	-0.12 (-6.02)				-0.09 (-4.11)
EP		0.13 (6.46)			0.13 (6.02)
trend			0.37 (18.26)		0.35 (16.91)
ipca_Eret				51.5 (29.48)	0.49 (23.03)
R2	0.0078	0.009	0.0629	0.1889	0.2544

资料来源：wind，国联证券研究所。注：表内正文数值的单位为%，括号内为 t 值

最后，我们拿 CH3 因子和趋势因子(Trend_port)、等权/市值加权的 IPCA 风险动量因子组合(IPCA_port)一起实施因子张成检验，并在表 25 汇报了检验结果。如表所示，在等权、市值加权情境下，IPCA 风险动量因子相对于 CH3+趋势因子的月均 alpha 收益(const)分别为 1.04%、0.76%，且 alpha 至少在 5%的水平上显著。反之，趋势因子相对于 CH3+IPCA 风险动量因子的 alpha 分别为 0.39%、0.33%，且均不显著。

图表25：等权、市值加权的 IPCA 风险动量因子均能解释趋势因子

%	等权的IPCA风险动量因子			市值加权的IPCA风险动量因子		
	IPCA_port	IPCA_port	Trend_port	IPCA_port	IPCA_port	Trend_port
const	1.24 (4.73)	1.04 (4.05)	0.39 (1.27)	1.01 (2.67)	0.76 (2.11)	0.33 (1.09)
MKT	-3.89 (-1.01)	-6.34 (-1.69)	11.08 (2.60)	-11.11 (-1.93)	-16.91 (-3.02)	17.29 (3.81)
SMB	47.2 (7.08)	39.03 (5.80)	16.96 (2.03)	68.94 (7.16)	55.94 (5.85)	12.8 (1.48)
VMG	43.45 (5.31)	37.66 (4.71)	8.73 (0.90)	23.49 (1.92)	14.32 (1.22)	15.97 (1.66)
Trend_port		25.08 (3.92)			40.82 (4.46)	
IPCA_port			33.11 (3.92)			27.64 (4.46)
R2	26.07	32.21	18.37	26.97	35.21	23.01

资料来源：wind，国联证券研究所。注：表内正文数值的单位为%，括号内为 t 值

至此，我们已经完成了对 A 股趋势动量现象的深入探究。总的来说，由于 A 股市场与美股的投资者结构存在差异，导致 A 股的动量效应更有赖于成交信息。但究其本质，从 IPCA 条件定价模型的分析来看，动量收益的来源实为个股在多维度的动态风险暴露，A 股市场亦不例外。因此，趋势动量理应是风险因子间的一首协奏曲。

4. 风险提示

本报告仅作为投资参考，相关指标的计算和模型假设均基于合理逻辑，但模型假设存在失效风险，过往业绩也并不预示未来表现，亦不构成投资收益的保证或投资建议。

5. 参考文献

- [1] Jegadeesh, N., & Titman, S. (1993). Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency. *The Journal of finance*, 48(1), 65-91.
- [2] Asness, C. S., Moskowitz, T. J., & Pedersen, L. H. (2013). Value and momentum everywhere. *The journal of finance*, 68(3), 929-985.
- [3] Cakici, N., Chan, K., & Topyan, K. (2017). Cross-sectional stock return predictability in China. *The European Journal of Finance*, 23(7-9), 581-605.
- [4] Liu, Y., Zhou, G., & Zhu, Y. (2023). Trend factor in china. SSRN.
- [5] Ehsani, S., & Linnainmaa, J. T. (2022). Factor momentum and the momentum factor. *The Journal of Finance*, 77(3), 1877-1919.
- [6] Banz, R. W. (1981). The relationship between return and market value of common stocks. *Journal of financial economics*, 9(1), 3-18.
- [7] Rosenberg, B., Reid, K., & Lanstein, R. (1985). Persuasive evidence of market inefficiency. *Journal of Portfolio Management*, 11(3), 9-16.
- [8] Novy-Marx, R. (2013). The other side of value: The gross profitability premium. *Journal of financial economics*, 108(1), 1-28.
- [9] Titman, S., Wei, K. J., & Xie, F. (2004). Capital investments and stock returns. *Journal of financial and Quantitative Analysis*, 39(4), 677-700.
- [10] Sloan, R. G. (1996). Do stock prices fully reflect information in accruals and cash flows about future earnings?. *Accounting review*, 289-315.
- [11] Frazzini, A., & Pedersen, L. H. (2014). Betting against beta. *Journal of financial economics*, 111(1), 1-25.
- [12] Basu, S. (1983). The relationship between earnings' yield, market value and return for NYSE common stocks: Further evidence. *Journal of financial economics*, 12(1), 129-156.
- [13] Pástor, L., & Stambaugh, R. F. (2003). Liquidity risk and expected stock returns. *Journal of Political economy*, 111(3), 642-685.
- [14] De Bondt, W. F., & Thaler, R. (1985). Does the stock market overreact?. *The Journal of finance*, 40(3), 793-805.
- [15] Asness, C. S., Frazzini, A., & Pedersen, L. H. (2019). Quality minus junk. *Review of Accounting Studies*, 24(1), 34-112.
- [16] Ang, A., Hodrick, R. J., Xing, Y., & Zhang, X. (2006). The cross - section of volatility and expected returns. *The journal of finance*, 61(1), 259-299.
- [17] Jegadeesh, N. (1990). Evidence of predictable behavior of security returns. *The Journal of finance*, 45(3), 881-898.
- [18] Foster, G., Olsen, C., & Shevlin, T. (1984). Earnings releases, anomalies, and the behavior of security returns. *Accounting Review*, 574-603.
- [19] Novy-Marx, R. (2012). Is momentum really momentum?. *Journal of Financial Economics*, 103(3), 429-453.
- [20] Arnott, R. D., Kalesnik, V., & Linnainmaa, J. T. (2023). Factor momentum. *The Review of Financial Studies*, 36(8), 3034-3070.
- [21] Boguth, O., Carlson, M., Fisher, A., & Simutin, M. (2011). Conditional risk and performance evaluation: Volatility timing, overconditioning, and new estimates of momentum alphas. *Journal of Financial Economics*, 102(2), 363-389.
- [22] Kelly, B. T., Moskowitz, T. J., & Pruitt, S. (2021). Understanding momentum and reversal. *Journal of financial economics*, 140(3), 726-743.

- [23] Kelly, B. T., Pruitt, S., & Su, Y. (2019). Characteristics are covariances: A unified model of risk and return. *Journal of Financial Economics*, 134(3), 501-524.
- [24] Bollerslev, T., Patton, A. J., & Quaedvlieg, R. (2022). Realized semibetas: Disentangling “good” and “bad” downside risks. *Journal of Financial Economics*, 144(1), 227-246.
- [25] Liu, J., Stambaugh, R. F., & Yuan, Y. (2019). Size and value in China. *Journal of financial economics*, 134(1), 48-69.

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。

评级说明

投资建议的评级标准		评级	说明
报告中投资建议所涉及的评级分为股票评级和行业评级（另有说明的除外）。评级标准为报告发布日后6到12个月内的相对市场表现，也即：以报告发布日后的6到12个月内的公司股价（或行业指数）相对同期相关证券市场代表性指数的涨跌幅作为基准。其中：A股市场以沪深300指数为基准，新三板市场以三板成指（针对协议转让标的）或三板做市指数（针对做市转让标的）为基准；香港市场以摩根士丹利中国指数为基准；美国市场以纳斯达克综合指数或标普500指数为基准；韩国市场以柯斯达克指数或韩国综合股价指数为基准。	股票评级	买入	相对同期相关证券市场代表指数涨幅20%以上
		增持	相对同期相关证券市场代表指数涨幅介于5%~20%之间
		持有	相对同期相关证券市场代表指数涨幅介于-10%~5%之间
		卖出	相对同期相关证券市场代表指数跌幅10%以上
	行业评级	强于大市	相对同期相关证券市场代表指数涨幅10%以上
		中性	相对同期相关证券市场代表指数涨幅介于-10%~10%之间
		弱于大市	相对同期相关证券市场代表指数跌幅10%以上

一般声明

除非另有规定，本报告中的所有材料版权均属国联证券股份有限公司（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“国联证券”）。未经国联证券事先书面授权，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国联证券的商标、服务标识及标记。

本报告是机密的，仅供我们的客户使用，国联证券不因收件人收到本报告而视其为国联证券的客户。本报告中的信息均来源于我们认为可靠的已公开资料，但国联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，国联证券及/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，国联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。

国联证券的销售人员、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。国联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。国联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，国联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，投资者应当考虑到国联证券及/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。

版权声明

未经国联证券事先书面许可，任何机构或个人不得以任何形式翻版、复制、转载、刊登和引用。否则由此造成的一切不良后果及法律责任有私自翻版、复制、转载、刊登和引用者承担。

联系我们

北京：北京市东城区安定门外大街208号中粮置地广场A塔4楼

无锡：江苏省无锡市金融一街8号国联金融大厦12楼

电话：0510-85187583

上海：上海市浦东新区世纪大道1198号世纪汇二座25楼

深圳：广东省深圳市福田区益田路6009号新世界中心大厦45楼