



文章编号: 1005-9679(2016)02-0102-07

# 基于股价日均线的趋势策略有效性分析

林朝雄 郑旭

(上海交通大学安泰经济与管理学院, 上海 200030)

**摘要** 反转效应的存在说明了股价的走势具有规律性, 但仅依赖单一时间窗口历史收益率构造的反转策略难以有效捕捉这一规律。基于股价日均线指标本文构造了趋势策略, 该策略在投资收益及策略的稳定性上均优于反转策略。趋势策略具有更佳的表现, 一方面其可反映反转策略捕捉到的股价走势信息, 另一方面其还可捕捉到反转策略无法捕捉的信息。趋势策略对市场风险系数、市值、账面市值比、市盈率、杠杆率、换手率等特征指标的影响、卖空交易及策略的构造具有较高的稳健性。

**关键词** 趋势策略; 股价日均线; 反转策略; 股票特征指标

**中图分类号:** F830.91 **文献标志码:** A

## 1 数据描述

本文采用 1998 年 1 月至 2015 年 6 月的 A 股周度数据, 周度数据频率的选取, 一方面为尽量扩大样本数量, 另一方面日度数据波动大、缺乏稳定性。个股周度收益率、市值、换手率及无风险利率来自 Wind 数据库, 其中周度收益率的计算包括分红、配股因素, 无风险利率的计算取 1 年定期存款利率。个股资产负债表及利润表数据来源为 CSMAR 数据库。为排除新股上市初期价格异常的影响、保证股价日均线数据的连续

性及保证趋势策略稳健性检验中使用数据的统一性, 本文删去个股上市最初 6 个月、前 20 个交易日无连续交易、净资产为零或负值及前 98 个交易日中交易周数小于 48 周的股票交易数据, 其中要求股票前 98 个交易日中交易周数大于 48 周是出于估计个股市场风险系数的考虑。本文个股市场风险系数的计算采用前 98 个交易日(约 2 年)的股票交易数据, 因此本文趋势策略检验实际采用的数据时间区间为 2000 年 1 月至 2015 年 6 月。

表 1 各年份平均每周个股样本数及样本交易周数

年份	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
每周个股样本数	545	487	462	532	708	785	766	840
样本交易周数	48	50	50	51	51	49	49	50
年份	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
每周个股样本数	892	1025	1070	1161	1518	2054	2081	1926
样本交易周数	52	51	51	51	51	52	53	25

## 2 动量、反转效应检验

参照 Jegadeesh 和 Titman (1993) 构造惯性策略的方法, 本文首先根据观察期中股票收益率的大小, 按排序的五分位构造出观察期收益率由小到大的 5 个等权重投资组合 WR1-WR5, 再通过买入 WR1、卖空 WR5 的方式构造出零成本对冲组合(反转策略), 最后根据反转策略持有期的收益率是否为显著的正值、负值检验 A 股市场的动量、

反转效应。若反转策略收益率为显著的正值, 则说明 A 股市场具有反转效应, 若为显著负值则说明具有动量效应。表 2 给出了观察期为 1、2、3、4 周和持有期为 1、2、3、4 周交叉组合共计 16 种不同动量、反转效应的检验结果, 检验结果与潘莉和徐建国(2011) 2002-2008 年样本区间的检验结果一致, 仅发现反转效应而无动量效应。在各反转效应中, 观察期和持有期均为 1 周的反转效

作者简介: 林朝雄, 金融学硕士, 上海交通大学安泰经济与管理学院, 研究方向: 金融计量; 郑旭, 经济学博士, 上海交通大学安泰经济与管理学院, 金融系教授, 博士生导师, 金融创新研究中心主任, 研究方向: 金融计量、对冲基金、商品期货及私募股权。



应最为明显，其所对应的反转策略在收益率、夏普比率及收益率三因子模型回归截距项上表现都为最佳。反转效应的存在，说明了在 A 股市场上股票历史收益率对未来收益率具有预测性，即股价变动趋势是具有规律性的。

表 2 各反转策略平均周度收益率及其 t 统计量

观察期 (周)	持有期 (周)			
	1	2	3	4
1	0.69%	0.24%	0.14%	0.13%
	(10.16***)	(5.03***)	(3.54***)	(3.78***)
2	0.32%	0.07%	0.08%	0.11%
	(4.60***)	(1.24)	(1.45)	(2.33**)
3	0.25%	0.12%	0.15%	0.18%
	(3.25***)	(1.76*)	(2.44**)	(3.20***)
4	0.36%	0.25%	0.26%	0.25%
	(4.59***)	(3.48***)	(3.87***)	(4.14***)

注：t 统计量的计算采用 Newey-West 修正异方差，如无说明本文 t 统计量的计算均采用相同方式；\*、\*\* 和 \*\*\* 分别表示在 10%、5% 和 1% 置信水平下统计显著。

表 3 各反转策略的夏普比率

观察期 (周)	持有期 (周)			
	1	2	3	4
1	0.35	0.16	0.11	0.11
2	0.15	0.03	0.04	0.07
3	0.11	0.05	0.07	0.10
4	0.15	0.11	0.13	0.14

表 4 各反转策略周度收益率三因子模型回归截距项及其 t 统计量

观察期 (周)	持有期 (周)			
	1	2	3	4
1	0.66%	0.20%	0.12%	0.11%
	(9.07***)	(4.29***)	(2.87***)	(3.11***)
2	0.27%	0.04%	0.05%	0.09%
	(3.90***)	(0.67)	(0.96)	(1.79*)
3	0.21%	0.09%	0.13%	0.16%
	(2.67***)	(1.31)	(1.95*)	(2.63***)
4	0.33%	0.22%	0.23%	0.23%
	(3.93***)	(2.89***)	(3.25***)	(3.52***)

注：本文三因子模型中账面市值比因子和市值因子的构造采用潘莉和徐建国 (2011) 的构造方式，即因子构造的频率由 Fama 和 French (1993) 的 1 年 1 次提高至 1 年 2 次。如无说明本文账面市值比和市值因子的构造均采用相同的方式；\*、\*\* 和 \*\*\* 分别表示在 10%、5% 和 1% 置信水平下统计显著。

但在 2014 年 7 月至 2015 年 6 月的子样本动量、反转效应的检验 (表 5) 中，可发现反转效应的稳定性较差，16 种反转策略在该样本区间中收益率均不显著。这反映了仅依赖单一时间窗口历史收

益率去捕捉股价变动趋势的反转策略的不足，因此有必要去寻找其他能够有效地捕捉股价变动趋势的投资策略。

表 5 2014 年 7 月至 2015 年 6 月各反转策略平均周度收益率及其 t 统计量

观察期 (周)	持有期 (周)			
	1	2	3	4
1	0.28%	0.09%	0.06%	0.12%
	(1.10)	(0.47)	(0.36)	(0.83)
2	0.08%	0.03%	0.08%	0.15%
	(0.27)	(0.10)	(0.34)	(0.74)
3	0.16%	0.19%	0.23%	0.28%
	(0.47)	(0.65)	(0.91)	(1.19)
4	0.35%	0.35%	0.35%	0.33%
	(1.08)	(1.16)	(1.24)	(1.28)

注 \*、\*\* 和 \*\*\* 分别表示在 10%、5% 和 1% 置信水平下统计显著。

### 3 趋势策略构造及结果分析

#### 3.1 基于股价日均线的趋势策略构造

步骤 1：采用前 1 周最后 1 个交易日市场常用的股价日均线指标，包括 3 日、5 日、7 日、10 日、20 日、30 日及 60 日股价日均线指标，对股票周度收益率进行截面回归，具体回归方程为：

$$r_{j,t} = \beta_{0,t} + \sum_i \beta_{i,t} A_{j,t-1,i} + \epsilon_{j,t}$$

其中： $r_{j,t}$  为股票 j 在 t 周的收益率； $A_{j,t-1,i}$  股票 j 在 t-1 周最后一交易日、时间间隔为日的股价日均线指标，其中 i 为 3、5、7、10、20、30 和 60。以 3 日股价日均线指标为代表， $A_{j,t-1,3}$  的具体公式为  $A_{j,t-1,3} = A_{j,t-1,3} = \frac{P_{j,t-1} + P_{j,t-2} + P_{j,t-3}}{3 * P_{j,t-1}}$ ，其中  $P_{j,t-1}$ 、 $P_{j,t-2}$ 、 $P_{j,t-3}$  为股票 j 在 t 周前第 1、前第 2、前第 3 个交易日的收盘价格，其他股价日均线指标计算和  $A_{j,t-1,3}$  一致； $\beta_{i,t}$  为回归方程  $A_{j,t-1,i}$  对  $r_{j,t}$  的影响系数； $\beta_{0,t}$  为回归方程的截距项。

步骤 2：基于前 48 周的交易数据获得的各股价日均线指标影响系数，对下一交易周的收益率进行预测，具体为：

$$E_t[r_{j,t+1}] = E_t[\beta_{0,t+1}] + \sum_i E_t[\beta_{i,t+1}] A_{j,t,i}$$

$$E_t[\beta_{0,t+1}] = \frac{1}{48} \sum_{m=1}^{48} \beta_{0,t+1-m}$$

$$E_t[\beta_{i,t+1}] = \frac{1}{48} \sum_{m=1}^{48} \beta_{i,t+1-m}$$

此处， $A_{j,t,i}$  的影响系数采用前 48 周 (约 1 年) 交易数据回归所得系数的平均值进行计算。

步骤 3：参照 Jegadeesh 和 Titman (1993) 构



造动量策略的方法，根据对  $t+1$  周股票收益率的预测值  $E_i[r_{j,t+1}]$  的大小对股票进行排序分组，依次构造出  $E_i[r_{j,t+1}]$  由小到大的 5 个等权重投资组合 EWR1-EWR5。各投资组合持有 1 周后，根据最近 48 周的交易数据，对 5 组合进行重新构造以及时反映最新的股价变动趋势。最后以买入 EWR5 组合、卖空 EWR1 组合的方式构造零成本对冲组合（趋势策略）。

### 3.2 趋势策略结果分析

EWR1 至 EWR5 投资组合收益率由低至高逐渐递增（表 6），反映出股价日均线对股票收益率的预测性，股价日均线预测收益率高的股票，其实际收益率也倾向于更高。这说明了股价日均线除产生买卖信号，对股票收益率还具有更为普遍的预测性。对 EWR1 至 EWR5 投资组合收益率进行三因子模型回归，观察各投资组合收益率回归的截距项，可发现 EWR1 至 EWR5 投资组合截距项也呈现由低至高逐渐递增的规律（表 7），因此这种股价日均线的预测性是不为三因子模型所能解释的。以 2006 年 3 月国务院公布《国务院 2006 年工作要点》标志股权分置改革基本完成，本文以 2006 年 6 月为截点分析股权分置改革前后股价日均线指标预测性的变化，可发现股权分置改革后，其预测性有所加强，趋势策略的周度收益率由改革前的 0.43% 提升至改革后的 1.01%，趋势策略收益率三因子模型回归的截距项由 0.41% 提升至 0.98%。

表 6 EWR1-EWR5 投资组合及趋势策略平均周度收益率及其 t 统计量

组合	全样本	股权分置改革前 (2006.6 前)	股权分置改革后 (2006.6 后)
EWR1	-0.03%	-0.15%	0.06%
	(-0.17)	(-0.74)	(0.26)
EWR2	0.32%	0.05%	0.50%
	(2.09**)	(0.25)	(2.30**)
EWR3	0.54%	0.18%	0.79%
	(3.55***)	(0.93)	(3.60***)
EWR4	0.66%	0.21%	0.97%
	(4.21***)	(1.05)	(4.30***)
EWR5	0.75%	0.28%	1.07%
	(4.61***)	(1.36)	(4.59***)
趋势策略	0.77%	0.43%	1.01%
	(12.70***)	(4.92***)	(12.35***)

注 \*、\*\* 和 \*\*\* 分别表示在 10%、5% 和 1% 置信水平下统计显著。

趋势策略的构造是为了更好地捕捉股价的变动趋势，因此有必要与仅依赖单一时间窗口历史

收益率预测股价变动趋势的动量、反转策略进行比较分析。上文周度频率动量、反转效应的检验中，仅发现反转效应，且不同观察期和持有期的反转效应中，观察期和持有期均为 1 周的反转效应最为明显，因此本文仅取观察期和持有期均为 1 周的反转策略与趋势策略进行对比。

表 7 EWR1-EWR5 投资组合及趋势策略周度收益率三因子模型回归截距项及其 t 统计量

组合	全样本	股权分置改革前 (2006.6 前)	股权分置改革后 (2006.6 后)
EWR1	-0.40%	-0.20%	-0.57%
	(-10.73***)	(-4.01***)	(-11.59***)
EWR2	-0.08%	-0.06%	-0.14%
	(-3.21***)	(-1.92*)	(-4.01***)
EWR3	0.14%	0.07%	0.14%
	(5.29***)	(2.38**)	(3.81***)
EWR4	0.25%	0.09%	0.31%
	(7.77***)	(2.66***)	(6.53***)
EWR5	0.34%	0.20%	0.41%
	(8.47***)	(3.86***)	(6.91***)
趋势策略	0.75%	0.41%	0.98%
	(11.78***)	(4.61***)	(11.28***)

注 \*、\*\* 和 \*\*\* 分别表示在 10%、5% 和 1% 置信水平下统计显著。

表 8 对比可发现无论在全样本或股权分置改革前后子样本中，趋势策略在收益率、夏普比率及收益率三因子模型回归截距项上均具有比反转策略更佳的表现。此外，表 9 数据显示趋势策略的稳定性也优于反转策略。2000 年至 2015 年 6 月共有 732 个 48 周时间窗口样本，趋势策略 86% 的样本在 10% 置信水平下收益率显著，且在股权分置改革后 10% 置信水平下收益率显著的样本占比提升至 100%，分别比反转策略高 14% 和 15%。故无论在投资收益或是策略的稳定性上，趋势策略均优于反转策略。

对比趋势策略和反转策略超额收益间的相互解释关系，可发现趋势策略在投资收益及策略的稳定性上具有比反转策略更佳表现的原因。在三因子模型基础上加入趋势策略收益率后，在股权分置改革前后两子样本中，反转策略收益率三因子模型回归的截距项显著性均消失，说明了趋势策略基本反映了反转策略的超额收益。但相反在三因子模型基础上加入反转策略收益率，趋势策略收益率三因子模型回归的截距项只是有所减小，其显著性不变，说明了反转策略只能部分地解释趋势策略的超额收益。因此，趋势策略具有更佳



的表现的原因在于其可更为全面地捕捉股价走势信息，一方面趋势策略可反映反转策略捕捉到的股价走势信息，另一方面趋势策略还可捕捉到反转策略无法捕捉的信息

表 8 趋势策略与反转策略周度收益率统计量对比

投资策略	收益率均值	收益率均值 t 统计量	夏普比率	三因子模型回归截距项	截距项 t 统计量
全样本					
趋势策略	0.77%	12.70***	0.44	0.75%	11.78***
反转策略	0.69%	10.16***	0.35	0.66%	9.07***
股权分置改革前 (2006.6 前)					
趋势策略	0.43%	4.92***	0.26	0.41%	4.61***
反转策略	0.34%	3.39***	0.18	0.32%	3.22***
股权分置改革后 (2006.6 后)					
趋势策略	1.01%	12.35***	0.56	0.98%	11.28***
反转策略	0.94%	10.33***	0.47	0.89%	8.97***

注 \*、\*\* 和 \*\*\* 分别表示在 10%、5% 和 1% 置信水平下统计显著。

表 9 趋势策略与反转策略 48 周时间窗口样本中收益率显著样本占比对比

投资策略	样本数	不同置信水平下收益率显著样本占比		
		1%	5%	10%
全样本				
趋势策略	732	67%	81%	86%
反转策略	732	54%	64%	72%
股权分置改革前 (2006.6 前)				
趋势策略	272	33%	56%	64%
反转策略	272	14%	28%	47%
股权分置改革后 (2006.6 后)				
趋势策略	413	86%	96%	100%
反转策略	413	78%	84%	85%

4 稳健性分析

4.1 特征指标影响的稳健性分析

潘莉和徐建国 (2011) 系统地研究了 A 股市场上市场风险因子、市值、市盈率、账面市值比、账面杠杆率、市场杠杆率及流通股比例等 7 特征指标对股票收益率的影响关系，发现市值、市盈率、账面杠杆率无论是否控制住其他特征指标均对股票收益率具有显著影响。田利辉和王冠英

表 10 反转策略周度收益率三因子模型及趋势策略收益率回归

	全样本		股权分置改革前 (2006.6 前)		股权分置改革后 (2006.6 后)	
alpha	0.0066	0.0013	0.0032	0.0016	0.0089	0.0007
	(9.07***)	(2.11**)	(3.22***)	(1.61)	(8.97***)	(1.00)
HML	-0.0732	-0.0205	0.0748	0.0367	-0.1133	-0.0185
	(-0.90)	(-0.41)	(0.44)	(0.25)	(-1.29)	(-0.39)
SMB	0.1429	0.0638	0.3732	0.2737	0.0632	0.0153
	(2.18**)	(1.60)	(3.89***)	(2.88***)	(0.82)	(0.42)
RMRF	0.0706	0.0381	-0.0212	-0.0174	0.0941	0.0454
	(2.96***)	(2.16**)	(-0.48)	(-0.43)	(3.48***)	(2.55**)
趋势策略		0.7074		0.4025		0.8375
		(13.78***)		(4.22***)		(18.46***)

注: alpha 为模型回归的截距项, HML 为三因子模型的账面市值比因子, SMB 为市值因子, RMRF 为市场超额回报率。\*、\*\* 和 \*\*\* 分别表示在 10%、5% 和 1% 置信水平下统计显著。

表 11 趋势策略周度收益率三因子模型及反转策略收益率回归

	全样本		股权分置改革前 (2006.6 前)		股权分置改革后 (2006.6 后)	
alpha	0.0075	0.0037	0.0041	0.0030	0.0098	0.0036
	(11.78***)	(6.98***)	(4.61***)	(3.56***)	(11.28***)	(5.93***)
HML	-0.0746	-0.0325	0.0946	0.0709	-0.1132	-0.0342
	(-1.09)	(-0.81)	(0.77)	(0.70)	(-1.50)	(-0.84)
SMB	0.1119	0.0299	0.2472	0.1289	0.0572	0.0131
	(2.02**)	(0.96)	(3.15***)	(1.84*)	(0.88)	(0.47)
RMRF	0.0458	0.0053	-0.0096	-0.0028	0.0581	-0.0075
	(2.01**)	(0.32)	(-0.24)	(-0.08)	(2.19**)	(-0.46)
反转策略		0.5740		0.3169		0.6974
		(15.33***)		(4.51***)		(22.74***)

注: \*、\*\* 和 \*\*\* 分别表示在 10%、5% 和 1% 置信水平下统计显著。



(2014) 在实证分析中发现换手率、市值、账面市值比对股票收益率具有显著的影响。既然市值、账面市值比、市盈率、账面杠杆率及换手率等特征指标对股票收益率具有影响作用, 则有必要检验趋势策略是否受这些特征指标影响。上述学者虽发现控制住其他特征指标后市场风险系数对股票收益率无显著影响, 但鉴于市场风险系数在学术界中广泛的影响, 本文同时检验了市场风险系数的影响。故本文趋势策略特征指标影响的稳健性分析同时考虑了市场风险系数、市值、账面市值比、市盈率、杠杆率、换手率等特征指标对趋势策略的影响作用。

趋势策略的构造是基于股价日均线指标预测收益率 ( $E_{t-1}[r_t]$ ), 故本文趋势策略对特征指标影响的稳健性分析为检验特征指标对  $E_{t-1}[r_t]$  的收益率预测能力的影响作用。单独考虑  $E_{t-1}[r_t]$  和收益率的影响关系, 可发现  $E_{t-1}[r_t]$  和收益率具显著的

正相关关系, 反映了日均线对收益率的预测性。采用 Fama-MacBeth (1973) 回归同时控制住市场风险系数、市值、账面市值比、市盈率、杠杆率、换手率等特征指标,  $E_{t-1}[r_t]$  对收益率的影响系数维持 1% 置信水平下的显著性, 且  $E_{t-1}[r_t]$  系数相比单独考虑  $E_{t-1}[r_t]$  仅下降 18%, 反映了  $E_{t-1}[r_t]$  的收益率预测能力受特征指标的影响较小, 趋势策略对上述特征指标的影响具有较高的稳健性。

表 12 回归结果显示当控制住  $E_{t-1}[r_t]$ , 前 1 交易周股票收益率 (WR[t-1]) 对收益率的影响系数的显著性消失, 但无论是否考虑 WR[t-1],  $E_{t-1}[r_t]$  对收益率的影响关系不变, 一直维持显著的正相关关系。这反映了  $E_{t-1}[r_t]$  在收益率预测上包含比 WR[t-1] 更多的信息量, 和上文分析所得的“一方面趋势策略可反映反转策略捕捉到的股价走势信息, 另一方面趋势策略还可捕捉到反转策略无法捕捉的信息”的结论相一致。

表 12 个股周度收益率对股票特征指标 Fama-MacBeth 回归

	Beta	ln(MV[t-1])	ln(BM)	PE	dum_PE	ln(LB)	Turnover[t-1]	WRE[t-1]		r2
(1)									0.8414 (11.71***)	0.02
(2)	0.0005 (0.74)	-0.0016 (-4.77***)	0.0007 (2.47**)	0.0000 (-0.50)	0.0000 (0.00)	0.0002 (0.82)	-0.0014 (-10.15***)			0.08
(3)	0.0001 (0.07)	-0.0014 (-4.17***)	0.0007 (2.67***)	0.0000 (-0.42)	0.0001 (0.33)	0.0003 (1.08)	-0.0013 (-9.38***)		0.6889 (11.52***)	0.09
(4)	0.0001 (0.19)	-0.0015 (-4.43***)	0.0007 (2.76***)	0.0000 (-0.49)	0.0001 (0.30)	0.0003 (1.13)	-0.0011 (-8.10***)	-0.0419 (-8.76***)		0.09
(5)	-0.0002 (-0.24)	-0.0014 (-4.23***)	0.0008 (2.92***)	0.0000 (-0.38)	0.0001 (0.38)	0.0004 (1.37)	-0.0012 (-8.79***)	-0.0097 (-1.56)	0.6189 (8.32***)	0.10

注: Beta 为市场风险系数, 采用个股前 98 个交易周 (约 2 年) 的周度收益率数据进行回归所得, 若个股前 98 个交易周中的个股交易周数小于 48 周则其 Beta 值当作缺失值处理; ln(MV[t-1]) 为前 1 交易周最后 1 交易日股票流通市值的对数; ln(BM) 为股票账面市值比的对数, 数据频率为 6 个月, t 年上半年股票 BM 采用 (t-1) 年 6 月底的数据, t 年下半年股票 BM 采用 (t-1) 年 12 月底的数据, 此做法参照 Fama 和 French (1993) [13] 的方法, 目的为保证市场已充分吸收股票的 BM 信息; PE 为股票的市盈率, 若市盈率小于等于 0 则 PE 为 0, 当 PE 大于 0 时, dum\_P 为 0, 当 PE 为 0 时, dum\_PE 为 1, 数据频率为 6 个月, t 年上半年股票市盈率采用 (t-1) 年 12 月底的股票总市值除以 (t-2) 年 7 月至 (t-1) 年 6 月的归母净利润, t 年下半年股票市盈率采用 t 年 6 月底股票总市值除以 (t-1) 年的归母净利润, 此做法一方面保证市场已充分吸收股票的 PE 信息, 另一方面和股票分析中过去 12 个月市盈率的使用习惯相吻合; ln(LB) 为股票的账面杠杆率的对数, 数据频率为 6 个月, t 年上半年股票 LB 采用 (t-1) 年 6 月底数据, t 年下半年股票 LB 采用 (t-1) 年 12 月底数据; Tunover[t-1] 为前 1 交易周股票平均日换手率; WR[t-1] 为前 1 交易周股票收益率; 为趋势策略构造中的股价日均线指标预测收益率; \*、\*\* 和 \*\*\* 分别表示在 10%、5% 和 1% 置信水平下统计显著。

#### 4.2 卖空交易的稳健性分析

截至 2014 年 9 月 22 日, 经过 4 次融资融券标的的扩容, A 股市场可卖空标的已扩大至 900 只, 占 A 股上市公司总数的三分之一。卖空限制的解除使得对市场中的超额收益率进行对冲套利成为可能, 这将对趋势策略的有效性形成冲击, 因此有必要检验卖空交易对趋势策略的影响。根据上交所和深交所 2013 年 9 月 6 日和 2014 年 9 月 22

日公布的融资融券标的的目录, 本文将股票类型分为非融资融券标的和融资融券标的, 并在 2013 年 10 月至 2015 年 6 月和 2014 年 10 月至 2015 年 6 月区间中, 对比非融资融券标的和融资融券标的的中趋势策略执行的有效情况。表 13 显示卖空限制的解除确实对趋势策略的产生冲击, 以 2013 年 9 月 6 日标的的目录区分融资融券标的, 在 2013 年 10 月至 2015 年 6 月区间, 融资融券标的的中趋势策略



表 14 股价日均线指标系数采用不同时间跨度回归系数均值的趋势策略周度收益率统计量

回归系数均值 值时间跨度	收益率均值	收益率均值 t 统计量	夏普比率	三因子模型 截距项	截距项 t 统计量
全样本					
24 周	0.60%	9.96***	0.34	0.58%	9.55***
36 周	0.71%	11.60***	0.40	0.69%	10.91***
48 周	0.77%	12.70***	0.44	0.75%	11.78***
72 周	0.80%	12.71***	0.45	0.77%	12.08***
96 周	0.83%	13.00***	0.47	0.81%	12.36***
反转策略	0.69%	10.16***	0.35	0.66%	9.07***
股权分置改革前 (2006.6 前)					
24 周	0.27%	2.92***	0.15	0.29%	3.18***
36 周	0.43%	4.68***	0.25	0.39%	4.12***
48 周	0.43%	4.92***	0.26	0.41%	4.61***
72 周	0.46%	5.17***	0.29	0.50%	5.34***
96 周	0.53%	5.63***	0.33	0.59%	6.07***
反转策略	0.34%	3.39***	0.18	0.32%	3.22***
股权分置改革后 (2006.6 后)					
24 周	0.83%	10.67***	0.48	0.79%	9.93***
36 周	0.91%	11.22***	0.51	0.87%	10.42***
48 周	1.01%	12.35***	0.56	0.98%	11.28***
72 周	1.01%	12.06***	0.55	0.96%	10.97***
96 周	1.01%	12.01***	0.55	0.97%	10.90***
反转策略	0.94%	10.33***	0.47	0.89%	8.97***

注：\*、\*\* 和 \*\*\* 分别表示在 10%、5% 和 1% 置信水平下统计显著

收益率、收益率三因子模型回归截距项仅为非融资融券标的的 59% 和 52%。但无论是以 2013 年 9 月 6 日或 2014 年 9 月 22 日标的的目录区分样本进行检验，可卖空的融资融券标的中趋势策略收益率、收益率三因子模型回归截距项均具有显著的正收益率，反映了趋势策略对卖空交易具有较高的稳定性，趋势策略的超额收益并未因卖空限制的解除而消失。

表 13 趋势策略在融资融券标的和非融资融券标的的中的周度收益率对比

统计指标	股票类型		
	全样本标的	非融资融券标的	融资融券标的
2013.9.6 融资融券标的的目录 (2013.10 至 2015.6)			
收益率	0.0078	0.0094	0.0055
	(4.74***)	(5.54***)	(2.82***)
三因子模型 回归截距项	0.0066	0.0075	0.0039
	(3.59***)	(4.39***)	(1.68*)
2014.9.22 融资融券标的的目录 (2014.10 至 2015.6)			
收益率	0.0088	0.0105	0.0065
	(2.77***)	(2.98***)	(1.73*)
三因子模型 回归截距项	0.0083	0.0084	0.0066
	(2.75***)	(2.86***)	(1.78*)

注 \*、\*\* 和 \*\*\* 分别表示在 10%、5% 和 1% 置信水平下统计显著。

### 4.3 策略构造的稳健性分析

上文分析中趋势策略的构造，股价日均线指标对收益率预测的影响系数采用的是前 48 周（约 1 年）交易数据回归系数的平均值，因此有必要改变影响系数采用回归系数均值的时间跨度对趋势策略的构造进行稳健性分析，以确定趋势策略的适用范围。表 14 结果显示，回归系数均值的时间跨度在 48 周（约 1 年）及以上，无论在全样本或股权分置改革前后子样本中，趋势策略在收益率、夏普比率及收益率三因子模型回归截距项上均具有比反转策略更佳表现，故趋势策略在策略构造上同样具有较高的稳健性。

### 5 结论

本文检验了 2000 年至 2015 年 6 月 A 股周度频率动量、反转效应，检验结果与潘莉和徐建国 (2011) 2002-2008 年样本区间的检验结果相一致，仅发现反转效应而无动量效应。但各反转效应在 2014 年 7 月至 2015 年 6 月的子样本中均不显著，反映了仅依赖单一时间窗口历史收益率去捕捉股价变动趋势的反转策略的不足。基于市场常用的股价日均线指标，本文构造出能有效捕捉股价变动趋势的趋势策略。该投资策略在收益率、夏普



比率及收益率三因子模型回归截距项上均具有比反转策略更佳的表现,且策略的稳定性也优于反转策略。对比趋势策略和反转策略超额收益间的相互解释关系,本文发现趋势策略具有更佳的表现的原因在于其可更为全面地捕捉股价走势信息,一方面趋势策略可反映反转策略捕捉到的股价走势信息,另一方面趋势策略还可捕捉到反转策略无法捕捉的信息。这一结论在采用 Fama-MacBeth (1973) 回归控制住前 1 交易周股票收益率和股价日均线指标预测收益率的分析中得到了一致的验证。

采用 Fama-MacBeth (1973) 回归同时控制住市场风险系数、市值、账面市值比、市盈率、杠杆率及换手率等特征指标可发现,股价日均线在收益率预测上受上述特征指标影响较小,反映了趋势策略对上述特征指标的影响具有较高的稳健性。根据上交所和深交所 2013 年 9 月 6 日和 2014 年 9 月 22 日公布的融资融券标的的目录,本文将股票类型分为非融资融券标的和融资融券标的,以检验卖空限制解除对趋势策略有效性的影响,发现卖空限制的解除确实对趋势策略的收益表现产生影响,但趋势策略的超额收益仍然存在,反映了趋势策略对卖空交易具有较高的稳健性。通过改变股价日均线指标对收益率预测的影响系数采用回归系数均值的时间跨度,本文对趋势策略的构造进行稳健性分析,发现回归系数均值的时间跨度在 48 周(约 1 年)及以上,无论在全样本或股权分置前后子样本中,趋势策略在收益率的表现上均优于反转策略,即在策略构造上趋势策略同样具有较高的稳健性。

#### 参考文献

- [1] DeBondt, W.F.M., Thaler, R. Does the stock market overreact?[J]. *Journal of Finance*, 1985, 40(3): 793-805.
- [2] Lehmann, B.N. Fads, martingales and market efficiency[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 1990, 105(1): 1-28.
- [3] Jegadeesh, N., Titman, S. Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency[J]. *Journal of Financial Economics*, 1993, 48(1): 65-91.
- [4] Rouwenhorst, K.G. International Momentum Strategies[J]. *Journal of Finance*, 1998, 53(1): 267-284.
- [5] 鲁臻、邹恒甫. 中国股市的惯性与反转效应研究 [J]. *经济研究*, 2007, (9): 145-155.

- [6] 刘博、皮天雷. 惯性策略和反转策略: 来自中国沪深 A 股市场的新证据 [J]. *金融研究*, 2007, (8): 154-166.
- [7] 潘莉、徐建国. A 股个股回报率的惯性与反转 [J]. *金融研究*, 2011, (1): 149-166.
- [8] Han, Y., Zhou, G., Zhu, Y. A Trend Factor: Any Economic Gains from Using Information over Investment Horizons?. Working paper, University of Colorado Denver, 2015.
- [9] 戴洁, 武康平. 中国股票市场技术分析预测力的实证研究 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2002, (4): 99-102.
- [10] 孙碧波. 移动均线有用吗? —基于上证指数的实证研究 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2005, (2): 149-156.
- [11] 周铭山、冯新力、林靓、方旭赞、周开国. A 股市场均线策略有效性及收益率随机特征研究 [J]. *证券市场导报*, 2013 (1): 58-64.
- [12] 潘莉、徐建国. A 股市场的风险与特征因子 [J]. *金融研究*, 2011, (10): 140-154.
- [13] Fama, E.F., French, K.R. Common risk factors in the returns on stocks and bonds [J]. *Journal of Finance*, 1993, 33(1): 3-56.
- [14] 田利辉、王冠英. 我国股票定价五因素模型: 交易量如何影响股票收益率? [J]. *南开经济研究*, 2014, (2): 54-75.
- [15] Fama, E.F., MacBeth, J.D. Risk return and equilibrium: Empirical test [J]. *Journal of Political Economy*, 1973, 81(3): 607-636.

### The Analysis of Effectiveness of Trend Strategy Based on Average Stock Price Indices

Lin Chaoxiong Zheng Xu

**Abstract:** The existence of reversal effect proves that stock price trends are predictable, but the reversal strategy that depends only upon the historical return rate of one time window cannot effectively capture the trends. Based upon average stock price indices, we created the trend strategy that was better than reversal strategy upon both return and stability. Trend strategy has better performance, for it not only can capture the stock price trend information captured by reversal strategy but also can capture the information that cannot be captured by reversal strategy. Trend strategy is robust to the affect of stock characteristic indices, such as market risk factor, market size, book-to-market ratio, price earnings ratio, leverage ratio and turnover rate, short selling and the formation of strategy.

**Key words:** trend strategy; average stock price index; reversal strategy; stock characteristic index