

“好”的不确定性、“坏”的不确定性与股票市场定价 ——基于中国股市高频数据分析

摘要：用 Barndorff-Nielsen 等（2010）提出的已实现半方差作为股票市场“好”的不确定性和“坏”的不确定性的代理指标，并在此基础上构建了相对符号变差（RSV），分析 RSV 对中国股市定价的影响。基于 2007-2017 年中国 A 股 5 分钟高频数据的实证研究发现：（1）RSV 与股票收益之间呈现负相关关系，无论是基于单变量分组、双变量分组还是公司层面的截面回归，这种影响在经济上和统计上都显著。（2）RSV 是中国股市的一个重要定价因子，且其对股票的定价能力强于已实现偏度。（3）RSV 对中国股市的影响是状态依存的，相对于经济景气程度高的状态，在经济景气程度低的状态下 RSV 定价影响更大。（4）基于 RSV 构建的投资组合的表现明显优于市场超额收益率组合、SMB 组合和 HML 组合的表现。

关键词：“好”的不确定性；“坏”的不确定性；相对符号变差；股票市场定价

中图分类号：F830.9

文献标识码：A

文章编号：

一、引言和文献回顾

股市不确定性与股市定价的关系近年来受到了金融学界的广泛关注。Veronesi（2004）的理论模型证明，当投资者厌恶不确定性时，股市不确定性与股市风险溢价呈正相关关系。Ozoguz（2009）利用状态转移模型提取出股市的不同状态，并通过实证研究证实了股市不确定性水平与股票溢价之间的正相关关系，从而支持了 Veronesi（2004）的结论。此外，利用包含股市不确定性的贝叶斯估计方法，Han（2012）的研究表明股市不确定性要求更高的资本成本。从投资者的视角来看，这意味着更高的风险溢价。Chung 和 Chuwonganant（2014）发现市场不确定性与股票流动性变动紧密相关，而流动性风险的存在导致了更高的股票风险溢价。Fu（2009）以及 Spiegel 和 Wang（2007）从个股层面证实股市不确定性与期望收益率之间的正相关关系，即不确定是一个“坏”的东西，当股票市场处于均衡状态时，持有高不确定性的股票要求有更高的风险溢价（也称为风险补偿）。

那么不确定性一定是“坏”的吗？Segal 等（2015）认为宏观经济不确定性可以分解为“好”的和“坏”的不确定性，并从理论和实证两个角度分析了“好”的和“坏”的不确定性对美国股市的不同影响。我们认为，从微观公司层面来看，不确定性也可以分解为“好”的和“坏”的不确定性。比如某公司准备向市场投放新的产品，市场看好该新产品但并不确定其最终能带来多少利润，在一个有效的资本市场上，这种“好”的不确定性将导致股价上涨。Zhang（2006）的研究表明，信息不确定性在好消息和坏消息下对股票收益率会造成不同的影响。好消息下的信息不确定性会导致股票价格继续上涨。

因此，我们可以将不确定性分解为“好”的不确定性和“坏”的不确定性。“好”的不确定性是指那些能够对投资者带来正面、积极影响的波动性，而“坏”的不确定性是指那些会带来负面、不利影响的波动性。投资者偏好持有具有高的“好”不确定性风险敞口的股票而厌恶具有高的“坏”不确定性风险敞口的股票。为了

获得高的“好”不确定性敞口的股票，投资者必须为此付出更高的价格以及接受更低的期望收益率，具有高的“坏”不确定性风险敞口的股票会有低的股票价格以及高的预期收益。

参照 Barndorff-Nielsen 等（2010）提出的已实现半方差测度，我们将“好”的不确定性和“坏”的不确定性分别用已实现正半方差和已实现负半方差来表示。当上市公司出现“好”的不确定性时，由于它的正面、积极特性，因而会对股价造成正影响。同时由于不确定性的存在，反映为股票的这种向上价格变动过程存在着较大的波动。由于正半方差衡量正收益相对应的价格波动性，因此它能够体现“好”的不确定性。同理，“坏”的不确定性对应负半方差。我们用已实现正半方差减去已实现负半方差求得符号变差，并通过标准化进而得到相对符号变差（RSV）。RSV 越大的股票具有越高的“好”的不确定性和越低的“坏”的不确定性，如果上述分析成立，那么 RSV 与股票收益之间存在负的相关关系。

与 Segal 等（2015）基于宏观经济数据估计“好”的和“坏”的不确定性不同的是，我们利用中国股市 A 股五分钟高频数据来估算股票市场微观层面的“好”的和“坏”的不确定性。与 Breckenfelder 和 Tédongap（2012）利用标准普尔 500 指数从市场总指数不确定性的角度来研究两类不确定性的股票定价能力不同的是，我们则采用 A 股个股的数据。

我们的实证研究发现，无论是基于单变量分组还是基于双变量分组方法，RSV 与股票组合收益之间呈现负相关关系。这与我们的经济解释相一致，即为了获得“好”的不确定性以及规避“坏”的不确定性，投资者必须接受更低的期望收益率。基于 RSV 从低到高（相对“好”的不确定性从低到高）将股票分成 5 个组合，我们发现组合 1 到组合 5 的收益率单调递减。通过双变量分组控制已实现波动性、已实现偏度等变量后，这个单调性依然成立，说明 RSV 是独立于已实现波动率、已实现偏度等变量的重要的股票定价因子。

我们进一步使用公司层面的横截面回归讨论了 RSV 与股票收益之间的负相关关系。在控制已实现波动率、已实现偏度、市场贝塔、公司规模、账面市值比、动量因子、非流动性指标等常见的定价因子后，RSV 与股票收益率之间依然呈现显著的负相关关系。与之相对应的是，在控制 RSV 的情形下，已实现偏度失去了其原本的股票定价能力。

已有大量文献研究了宏观经济环境和宏观经济政策不确定性对股票市场的影响（如 Bansal 和 Yaron, 2004; Bloom, 2009; Pástor 和 Veronesi, 2012; Pástor 和 Veronesi, 2013; Bansal 等, 2014; Brogaard 和 Detzel, 2015; Bali 等, 2016; Campbell 等, 2018; 陈国进等, 2017; 林建浩等, 2014; 饶品贵等, 2017; 谭小芬和张文婧, 2017）。Arnold 和 Vrugt（2008）以及 Chuliá 等（2017）的研究都证实了股市不确定性与宏观经济不确定性之间的紧密联系。由于宏观经济不确定性经常伴随着糟糕的经济状态出现，因此我们想要进一步了解宏观经济状态的好坏是否会影响到微观层面“好”的和“坏”的不确定性溢价。基于中国经济景气指数将样本期内的宏观经济状态分为高经济景气时期和低经济景气时期，我们的实证分析发现——在经济景气高的时期 RSV 所对应的股票风险溢价较小，在经济景气低的时期 RSV 所对应的股票风险溢价较大。这表明在经济景气程度低的状态下，股票风险溢价对“好”的和“坏”的不确定性风险敞口更为敏感。此外，我们的实证分析还发现，基于低 RSV 组合减去高 RSV 构成的投资组合的业绩表现明显高于市场超额收益率组合、SMB 组合和 HML 组合的业绩表现。

本文的学术贡献主要体现在以下三个方面：（1）本文从微观层面将不确定性分解为“好”的和“坏”的不确定性，发现 RSV 是中国股市一个重要的定价因子。根据我们不完全的文献搜索，这是首次讨论了“好”的和“坏”的不确定性对中国股市定价的影响。（2）已经有大量文献发现偏度是影响股票价格的一个重要因素。虽然已实现偏度与本文“坏”的不确定性有一定的相似之处，但是我们发现已实现偏度并不能作为 RSV 的替代变量，RSV 比已实现偏度对股票收益率具有更强的解释能力。（3）我们发现“好”的和“坏”的不确定性对股票价格的影响是状态依存的。相对于经济景气程度高的状态，在经济景气程度低的状态下，RSV 导致了更高的股票风险溢价。

接下来的文章结构安排如下。第二部分提出反映“好”的不确定性和“坏”的不确定性的测度的构建方法。第三部分实证研究“好”的不确定性、“坏”的不确定性与股票收益率的关系。第四部分研究在不同的经济景气状况下，“好”的不确定性、“坏”的不确定性所对应的风险溢价是否存在状态依存特征。第五部分比较分析了基于 RSV 构建的投资组合的收益表现。第六部分为稳健性检验。第七部分总结全文。

二、“好”的不确定性、“坏”的不确定性的测度

（一）“好”的不确定性、“坏”的不确定性的测度

考虑连续时间对数股票价格的随机过程，它由连续运动部分和跳跃部分组成：

$$p_t = \int_0^t \mu_s ds + \int_0^t \sigma_s dW_s + J_t \quad (1)$$

其中 μ 表示漂移过程， σ 表示严格为正的右连左极过程， W 表示标准布朗运动，而 J 表示跳跃过程。（1）式右侧前两部分体现随机过程的连续运动部分，第三部分体现随机过程的跳跃部分。该随机过程的二次变差为：

$$[p, p] = \int_0^t \sigma_s^2 ds + \sum_{0 < s \leq t} (\Delta p_s)^2 \quad (2)$$

由（2）式可以看出，随机过程的二次变差由两部分组成，即第一部分来源于价格随机过程的连续运动部分，即积分方差（Integrated Variance）。第二部分来源于随机过程的跳跃运动部分，其中 $\Delta p_s = p_s - p_{s-}$ 。

在这样的假设下，Andersen 等（2001）引入了“已实现方差”（Realized Variance, RV）作为价格随机过程二次变差的估计量，它由高频抽样的收益率平方和求得。在时间段 $[0, T]$ 中，将时间等分成 n 部分，就能够观察到 p_0, p_1, \dots, p_n 共 $n + 1$ 个对数价格，通过公式 $r_i = p_i - p_{i-1}$ 可以得到 n 个对数收益率。当样本观察值之间的时间间隔足够小，已实现方差依概率收敛于二次变差（Andersen 等, 2001）：

$$RV \equiv \sum_{i=1}^n r_i^2 \xrightarrow{p} [p, p], \text{ 当 } n \rightarrow \infty \quad (3)$$

而已实现波动率（Realized Volatility, RVOL）则可由已实现方差的平方根求得。

Barndorff-Nielson 等（2010）进一步提出了“已实现半方差”（Realized Semivariance），该估计量测度与正收益、负收益相对应的价格波动：

$$RS^+ \equiv \sum_{i=1}^n r_i^2 \cdot I\{r_i > 0\} \quad (4)$$

$$RS^- \equiv \sum_{i=1}^n r_i^2 \cdot I\{r_i < 0\} \quad (5)$$

其中 $I\{\cdot\}$ 表示示性函数。以上两式分别被称为已实现正半方差（Realized Positive Semivariance, RS^+ ）和已实现负半方差（Realized Negative Semivariance, RS^- ）。这两个变量是对已实现方差的完全分解，即

$RV = RS^+ + RS^-$ 。我们进一步将符号变差 (Signed Variation, SV) 定义为已实现正半方差和已实现负半方差之差:

$$SV \equiv RS^+ - RS^- \quad (6)$$

为了得到标准化的测度,我们将符号变差除以相应的已实现方差,并将其定义为相对符号变差(Relative Signed Variation, RSV):

$$RSV \equiv SV/RV \quad (7)$$

RSV 的取值范围在-1 到 1 之间。该值越大表明该股票“好”的不确定性水平越高而“坏”的不确定性水平越低。

(二) 数据来源和描述性统计

股票市场高频数据来源于国泰安 (CSMAR) 高频数据库, 样本区间为 2007-年 1 月 4 日到 2017 年 12 月 29 日。高频数据的抽样频率为五分钟, 这种抽样频率是最常用的选择 (Hansen 和 Lunde, 2006; Bandi 和 Russell, 2005), 同时考虑了增加样本量和减少噪音两个方面。股票每日的交易时间段为 9:30 到 11:30 以及 13:00 到 15:00。基于 11 年内共计约 2.7 亿观测值的中国 A 股高频数据, 我们得到了约 23 万公司-月度组合的已实现测度值。此外, 股票市场非高频数据 (包括价格数据和公司特征数据) 来源于锐思 (RESSET) 数据库。而中国经济景气指数则来源于 CEIC 中国经济数据库。

我们下面的实证分析是以月度为频率进行的, 使用高频数据进行月度层面研究的好处在于以下两点: 第一, 无论是相对于使用高频数据进行日度层面的研究还是使用月内日度低频数据的研究, 使用月度层面高频数据的选择所带来的巨大数据量优势充分保证了变量测度的准确性; 第二, 月度层面的股票定价研究也充分照顾到了变量的时变性。

RSV 的描述性统计量见表 1。从表 1 中我们可以看出, RSV 的样本均值和中位数比较接近于零; 其峰度接近于 3 表明其没有明显的尖峰厚尾现象。由表 1 我们可以看到 RSV 的标准差为 0.12。当 RSV 从 0 (已实现正半方差等于已实现负半方差的情形) 向上变动一个标准差, 已实现正半方差/已实现方差的值为 0.56, 而已实现负半方差/已实现方差的值 0.44。这意味已实现正半方差比已实现负半方差高出 27.27%。我们进一步考虑更为极端的情形, 当 RSV 为 0.5 时, 已实现正半方差/已实现方差的值为 0.75, 而已实现负半方差/已实现方差的值 0.25。这意味着已实现正半方差是已实现负半方差的三倍。

表 1 RSV 的描述性统计量

均值	中位数	标准差	偏度	峰度
0.10	0.10	0.12	0.03	3.76

RSV 和其他股票定价因子的相关系数矩阵见表 2。从表 2 中我们可以看到, RSV 和已实现偏度具有较高的正相关性, 而与已实现波动率、市场贝塔以及市净率之间具有一定的正相关关系。同时, RSV 与市值、动量因子以及低流动性指数具有一定的负相关关系。

表 2 相关系数矩阵

	相对符号 变差	已实现波 动率	已实现偏 度	市场贝塔	市值	市净率	动量因子	低流动性 指标
相对符号变差	1.0000	0.0436	0.5404	0.0389	-0.0080	0.0170	-0.0055	-0.1458
已实现波动率	0.0436	1.0000	-0.0202	0.0490	-0.1003	-0.2126	0.2566	0.2052
已实现偏度	0.5404	-0.0202	1.0000	0.0507	-0.0129	0.0347	-0.0432	-0.0717
市场贝塔	0.0389	0.0490	0.0507	1.0000	-0.1207	0.0344	-0.0644	-0.0425
市值	-0.0080	-0.1003	-0.0129	-0.1207	1.0000	0.1417	0.0259	-0.1028
市净率	0.0170	-0.2126	0.0347	0.0344	0.1417	1.0000	-0.2866	0.0541
动量因子	-0.0055	0.2566	-0.0432	-0.0644	0.0259	-0.2866	1.0000	-0.2343
低流动性指标	-0.1458	0.2052	-0.0717	-0.0425	-0.1028	0.0541	-0.2343	1.0000

三、“好”的不确定性、“坏”的不确定性和股票市场定价

利用 RSV，我们使用单变量分组、双变量分组和公司层面的截面回归等方法，来分析“好”的不确定性和“坏”的不确定性对股票收益率的影响。

（一）单变量分组

我们利用各只股票在过去一个月的已实现测度将其分成 5 个组合，然后观察这些组合未来一个月收益率情况。组合 1 对应过去一个月已实现测度值最小的股票组合，组合 5 对应过去一个月已实现测度值最大的股票组合。我们分别考虑了等权重收益率和市值加权的收益率。

表 3 RSV 的单变量分组结果

	等权重		市值加权	
	平均收益率	FF3F α	平均收益率	FF3F α
1	112.76	8.84	53.54	-6.08
2	95.41	-9.23	37.15	-22.32
3	56.36	-47.34	13.75	-32.27
4	12.21	-90.03	-33.25	-84.46
5	-74.71	-171.93	-82.76	-131.91
5-1	-187.48	-180.77	-136.30	-125.83
	(-7.82)	(-6.54)	(-3.34)	(-3.02)

注：（）中的数值为 Newey-West t 统计量。以下各表同

表 3 给出了基于 RSV 分组得到的组合的收益率信息。左半部分对应等权重的情形，右半部分对应市值加权的情形。组合 1 的分组变量均值最低，其值为-0.04；而组合 5 的分组变量均值最高，其值为 0.24。

第一列的前五个数分别对应组合 1 到组合 5 的月度收益率的时间序列均值。我们发现组合 1 到组合 5 呈现出明显的收益率单调递减的趋势。月度平均收益率从组合 1（112.76 个基点，或者说 1.13%）一路下降到组合 5（-74.71 个基点，或者说-0.75%）。第 6 个数字对应做多组合 5 并做空组合 1 所得到的平均收益率，该值达到-187.48 个基点，对应的 Newey-West t 统计量为-7.82。组合 1“好”的不确定性低而“坏”的不确定性高，为了使得投资者愿意持有这种资产，该资产必须具有更高的期望收益率。而组合 5“好”的不确定性高而“坏”的不确定性低，为了获得这种优越的特性，投资者必须接受更低的收益率作为代价。所以从理论上说，组合 1 的期望收益率应该高于组合 5。而以上我们实证结果很好地支持了这种观点。

我们进一步估计了控制了市场系统性风险、规模和账面市值比三因子（Fama-French 三因子，FF3F）后的 α 值，该结果在表 3 第二列中显示。经过 FF3F 调整后，各个组合之间的差异并没有消失。高减低组合的平均收益率为-180.77 个基点，对应的 Newey-West t 统计量为-6.54。这结果与未经 FF3F 调整的情形非常相似。我们也考虑了市值加权的收益率以及对应的经过 FF3F 调整的收益率。经过 FF3F 调整的市值加权的高减低组合的平均收益率为-125.83 个基点，对应的 Newey-West t 统计量为-3.02。市值加权的高减低组合平均收益率组合 1 一路下降到组合 5，基本结论不变。

我们进一步对各个组合的收益率进行单调性检验。MR 检验和 Bonferroni 检验（Fama，1984）的结果如表 4 所示。

表 4 组合收益率的单调性检验（P 值）

	MR 检验	Bonferroni 检验
等权重	0.000	1.000
FF3F	0.000	——
市值加权	0.001	1.000
FF3F	0.005	——

表 4 的第一行是等权重情形下组合 1 到组合 5 的收益率的单调性检验，我们可以看到 MR 检验在 1% 置信水平下拒绝原假设，从而给出支持存在单调递减关系的证据；而 Bonferroni 检验都无法拒绝存在单调递减关系的原假设。对于经过 FF3F 调整的等权重收益率，MR 检验依然在 1% 置信水平下拒绝原假设。此外，在市值加权的情形下我们也得到了一致的结论^①。

（二）双变量分组

我们先将股票按控制变量分成 5 组，然后将每组股票按 RSV 再分成 5 组，所以能够得到 5×5 的表格。接着，我们对不同水平的控制变量的组合取平均，从而得到 5 个组合。由于这 5 个组合都包含了各个水平下的控制变量，所以这它们的控制变量水平较为一致。因此，这 5 个组合主要反映 RSV 对股票收益率的影响。等权重的结果见表 5 的面板 A，市值加权的结果见表 5 的面板 B^②。

^①我们还考虑了每一年的高减低的收益率表现，发现在样本所包含的 11 年内，高减低组合平均收益率每一年都为负。因此我们认为 RSV 对股票收益率的影响在时间上非常稳定。

^② 由于受篇幅限制，我们只汇报了对不同水平的控制变量的组合取平均后的结果，而没有汇报 5×5 的完整结果。如有需要，可向作者索取。

表 5 双变量分组结果

面板 A 等权重下的结果

	已实现波动 率	已实现偏度	市场贝塔	公司规模	账面市值比	动量因子	低流动性指 标
1	89.40	80.35	103.66	111.44	116.05	117.68	98.05
2	74.26	80.45	94.53	95.78	92.50	99.79	93.83
3	52.85	59.40	58.57	58.70	57.36	63.44	60.22
4	21.76	23.99	7.06	12.79	10.01	11.34	15.96
5	-35.37	-41.26	-60.86	-75.70	-73.11	-68.14	-65.28
5-1	-124.78	-121.62	-164.52	-187.14	-189.16	-185.82	-163.33
	(-5.10)	(-5.03)	(-6.53)	(-8.07)	(-8.85)	(-7.37)	(-6.84)
FF3F	-110.15	-117.13	-154.67	-183.77	-184.52	-181.12	-162.08
	(-3.96)	(-4.45)	(-6.19)	(-7.17)	(-7.30)	(-6.05)	(-5.45)

面板 B 市值加权下的结果

	已实现波动 率	已实现偏度	市场贝塔	公司规模	账面市值比	动量因子	低流动性指 标
1	31.22	28.33	41.89	107.53	61.95	63.76	96.45
2	18.62	42.31	44.92	97.43	43.84	48.72	93.73
3	9.34	2.46	22.32	58.11	14.87	17.45	67.86
4	-24.69	-11.05	-29.13	12.84	-35.47	-43.08	15.42
5	-63.10	-50.09	-75.88	-72.29	-88.50	-93.68	-48.66
5-1	-94.31	-78.41	-117.77	-179.81	-150.45	-157.44	-145.10
	(-2.97)	(-4.05)	(-3.42)	(-7.69)	(-4.80)	(-4.06)	(-6.05)
FF3F	-74.81	-71.54	-102.77	-176.49	-148.13	-143.75	-140.71
	(-2.31)	(-3.91)	(-2.94)	(-7.38)	(-4.61)	(-3.64)	(-5.16)

表 5 面板 A 第一列是控制变量为已实现波动率的结果。从该列我们可以看出，基于 RSV 分组得到的组合的收益率呈现出单调下降趋势。组合 1 的收益率 89.40 个基点，组合的为-35.37 个基点。高减低组合收益率在未经 FF3F 调整的情形下为-124.78 个基点，对应的 Newey-West t 统计量为-5.10；而在经过 FF3F 调整的情形下为-110.15 个基点，对应的 Newey-West t 统计量为-3.96。这表明在控制了已实现波动率的情形下，RSV 对收益率的影响依然显著。面板 A 右侧显示的是基于市值加权得到的结果，与基于简单平均加权得到的结论基本一致。

我们还考虑一系列其他的控制变量，包括已实现偏度（Amaya 等，2015）、市场贝塔、公司规模和账面市值比（王茵田和朱英姿，2011）、动量因子（Jegadees 和 Titman，1993；王志强、齐佩金和孙刚，2006）和流动性因子（Amihud，2002）。具体定义见附录。在我们所有考虑的控制变量下，对于 RSV，无论是等权重还是市值加权，也无论是否经过 FF3F 调整，双变量分组的结果都表明该变量对股票的定价能力得到了保留。

我们也可以反过来将 RSV 作为控制变量的时候，即先按 RSV 进行分组，然后再对每组按已实现波动率进行分组。相应的结果见表 6。我们关注的重点是，随着 RSV 的水平上升，基于已实现波动率分组得到的高减低组合收益率在绝对值上呈现出明显的上升趋势。在 RSV 处于最低水平的情形下（即“好”的不确定性较低而“坏”的不确定性较高的情形，对应表格第一列），已实现波动率的高减低组合的平均收益率为-43.94 个基点；而在 RSV 处于最高水平的情形下（即“好”的不确定性较高而“坏”的不确定性较低的情形，对应表格第五列），已实现波动率的高减低组合的平均收益率为-172.05 个基点，投资者可以获得高的“好”的不确定性而不必过多承受“坏”的不确定性，因此可以接受更低的期望收益率（对应第 5 行第 5 列非常低的平均收益率）。

表 6 基于 RSV（控制变量）和已实现波动率（关注变量）的双变量分组

	等权重							市值加权					
	1	2	3	4	5	平均		1	2	3	4	5	平均
1	88.28	105.07	76.77	43.99	-24.40	57.94	1	61.78	81.83	45.21	22.04	-37.10	42.75
2	154.77	127.83	87.13	54.91	-3.69	84.19	2	105.19	42.71	-8.87	1.60	-42.90	19.55
3	136.48	127.99	87.44	42.77	-55.64	67.81	3	49.16	37.77	16.01	-28.21	-77.37	-0.53
4	141.29	102.26	62.63	14.70	-92.09	45.76	4	64.84	64.33	23.34	-51.85	-125.04	-4.88
5	44.34	15.49	-30.67	-93.63	-196.45	-52.18	5	-7.68	-48.49	-86.53	-117.14	-204.16	-92.80
5-1	-43.94	-89.58	-107.45	-137.62	-172.05	-110.13	5-1	-69.46	-130.32	-131.74	-139.18	-167.06	-135.55
	(-1.52)	(-3.04)	(-3.04)	(-4.45)	(-5.19)	(-4.09)		(-1.48)	(-2.77)	(-2.88)	(-2.49)	(-3.30)	(-3.25)
FF3F	-61.33	-109.71	-141.30	-155.24	-206.42	-134.80	FF3F	-102.90	-173.89	-176.02	-188.49	-216.89	-183.64
	(-2.70)	(-3.30)	(-3.43)	(-4.40)	(-5.78)	(-4.38)		(-2.70)	(-3.55)	(-3.76)	(-3.97)	(-4.86)	(-4.76)

我们进一步分析在控制 RSV（控制变量）情况下的已实现偏度^①（关注变量）表现。我们首先按 RSV 进行分组，然后再对每组按已实现偏度进行分组。相应的结果见表 7。在等权重且未经 FF3F 调整的情形下，基于已实现偏度分组得到的五个高减低组合的收益率符号皆由负变正，从而与经济学解释不符。对各个组合进行平均，由此得到的高减低组合的收益率符号也随之为正。无论是在等权重还是在加权平均下，也无论是否通过 FF3F 进行调整，都存在类似的情况。同时，在表 5 的第二列我们可以看到，在控制了已

^① 投资者偏好高偏度的股票，因此该类股票应该具有更低的期望收益率。对已实现偏度的单变量分组得到的高减低组合收益率为负，从而支持这个观点。

实现偏度的情形下，RSV 依然保留了其股票定价能力。以上证据说明相对于已实现偏度，RSV 是一个更为重要的定价因子。

表 7 基于 RSV（控制变量）和已实现偏度（关注变量）的双变量分组

	等权重							市值加权					
	1	2	3	4	5	平均		1	2	3	4	5	平均
1	49.65	71.63	12.77	-37.63	-105.49	-1.81	1	35.86	58.14	10.49	-48.63	-91.34	-7.10
2	131.47	105.63	43.92	13.82	-84.04	42.16	2	77.54	32.20	18.19	-25.37	-57.75	8.96
3	124.97	108.77	82.94	1.87	-72.67	49.18	3	62.53	70.52	40.28	-48.44	-90.83	6.81
4	149.99	100.37	82.02	39.24	-65.26	61.27	4	76.91	-11.32	1.87	-2.13	-55.84	1.90
5	108.72	90.78	60.45	43.59	-45.97	51.52	5	44.14	38.24	4.30	-10.01	-83.27	-1.32
5-1	59.07	19.15	47.69	81.21	59.53	53.33	5-1	8.28	-19.90	-6.19	38.63	8.07	5.78
	(2.63)	(0.98)	(1.78)	(3.20)	(2.80)	(3.01)		(0.23)	(-0.58)	(-0.13)	(1.01)	(0.27)	(0.28)
FF3F	55.86	26.31	43.09	73.97	49.70	49.78	FF3F	0.84	-1.82	-13.39	15.93	11.81	2.67
	(2.93)	(1.14)	(1.57)	(2.27)	(2.20)	(2.42)		(0.02)	(-0.05)	(-0.30)	(0.33)	(0.31)	(0.10)

（三）公司层面的截面回归

在上文单变量分组和双变量分组分析的基础上，我们进一步引入公司层面的截面回归的方法。实质上这种方法是由一系列的 Fama-MacBeth 截面回归（Fama-MacBeth 方法的第二步）（Fama 和 MacBeth, 1973）组成，每个截面回归都控制了一系列其他变量。具体来说，对于样本中的每一月，我们对于该月交易的所有股票进行以下的截面回归：

$$r_{i,t+1}^e = \alpha_t + \sum_{j=1}^K \beta_{j,t} Z_{j,i,t} + \varepsilon_{i,t+1} \quad (8)$$

其中 i 指第 i 只股票， j 指第 j 个变量， t 指第 t 个月。 $r_{i,t+1}^e$ 表示股票 i 在第 $t+1$ 月的超额收益率， $Z_{j,i,t}$ 表示在第 t 月股票 i 的第 j 个变量的观测值。我们通过以上回归得到每个月的系数 α_t 和 $\beta_{j,t}$ 的估计值。然后我们对系数估计值的时间序列进行平均并计算相应的 Newey-West t 统计量。相应的结果见表 8。

表 8 公司层面的截面回归结果

	1	2	3	4	5	6	7
截距	0.0114	-0.0238	0.1153***	0.1104***	-0.0829*	-0.0969**	-0.1057**
	(1.12)	(-1.50)	(3.07)	(2.97)	(-1.86)	(-2.15)	(-2.38)
相对符号变	-0.0675***	-0.0996***	-0.0623***	-0.0676***	-0.0590***	-0.0688***	-0.0419***
差	(-6.75)	(-4.28)	(-7.12)	(-7.22)	(-6.16)	(-3.27)	(-4.36)
已实现波动		-0.0157***				-0.0223***	
率		(-2.96)				(-4.85)	

已实现偏度	0.0066***				0.0040**	
	(3.32)				(2.28)	
特质波动率						-0.0233***
						(-5.13)
特质偏度						-0.0006
						(-1.38)
市场贝塔	-0.0076*	-0.0083**	-0.0054	-0.0016	-0.0018	
	(-1.77)	(-2.06)	(-1.38)	(-0.40)	(-0.47)	
市值	-0.0042***	-0.0040**	0.0041**	0.0024	0.0027	
	(-2.61)	(-2.52)	(2.18)	(1.34)	(1.52)	
市净率	0.0053***	0.0042***	0.0041**	0.0026	0.0024	
	(2.84)	(2.60)	(2.31)	(1.49)	(1.38)	
动量因子		-0.0053*	-0.0027	0.0015	0.0011	
		(-1.74)	(-0.89)	(0.47)	(0.37)	
低流动性指			0.0107***	0.0096***	0.0102***	
标			(7.74)	(7.77)	(7.01)	
调整后的 R^2	0.0104	0.0332	0.0778	0.0874	0.0961	0.1041

注：*、**和***分别表示在 10%、5% 和 1%显著水平上显著。

我们首先考虑了只有 RSV 一个解释变量的情形。相应的结果见表 8 第 1 列。由于 RSV 越大对应“好”的不确定性越高而“坏”的不确定性越低，为了获得这种好处，股票投资者必须接受较低的期望收益率作为代价，所以从经济解释上来说该变量的系数应该为负数。该变量的系数估计值为-0.0675，与经济学解释相符，其对应的 Newey-West t 统计量为-6.75。RSV 的标准差为 0.12。这意味着该变量变动两个标准差对应股票月度收益率变动-162($= 2 \times 0.12 \times (-0.0675) \times 10000$)个基点。此外，在单变量分组中，组合 1 和组合 5 之间的核心变量的差值为 0.28($= 0.24 - (-0.04)$)。当我们从组合 1 移动到组合 5，由 RSV 造成的收益率差异为-189($= 0.28 \times (-0.0675) \times 10000$)个基点。由此可见，RSV 对收益率的影响在经济上和统计上显著。

表8的第2列对应解释变量为RSV、已实现波动率和已实现偏度的情形。其中我们将已实现波动率和已实现偏度视为控制变量。我们可以看到，RSV的系数估计值依然在经济上和统计上显著。与之相对应的是，已实现偏度的系数估计值再次由负变正，与经济学解释不符，再次说明RSV对股票的定价能力强于已实现偏度。

接着，我们考虑将FF3F作为控制变量的情形。相应的结果见第3列。第3列和第1列中关于核心变量的结果非常相似——核心变量的系数估计值为-0.0623，其对应的Newey-West t统计量为-7.12。然后，我们又考虑了控制变量为Fama-French-Cahart四因子（Carhart, 1997）的情形。相应的结果见第4列。我们可以看

到，这种情况下核心变量的系数估计值基本不变，且依然在经济上和统计上显著。接下来我们考虑FFC4F加上低流动性因子作为控制变量的情形，相应结果见第5列。我们可以看到，这种情形下关于核心变量的结论基本不变。

然后，我们考虑将其他两个已实现测度和五个常用的股票定价因子作为控制变量的情形。其对应结果在第六列显示。我们可以看到，核心变量的系数估计值依然在经济上和统计上显著。与之相对应的是，已实现偏度的系数估计值再一次由负变正，与经济学解释不符。此外，类似于已实现变量，我们还考虑了控制特质风险变量。其对应结果在最后一列中显示。与我们的预期相一致，这种做法并没有改变本文核心变量对股票的定价能力。在我们考虑的所有情形中，RSV的系数估计值水平基本不变，且都在经济上和统计上显著^①。

四、经济景气程度与“好”的不确定性、“坏”的不确定性的风险溢价

前文我们分析了“好”的不确定性、“坏”的不确定性对股票定价在样本中的总体表现。下面进一步分析在不同经济景气状态下，“好”的不确定性、“坏”的不确定性对股票定价的影响是否相同。根据基于消费的资产定价理论（CCAPM），在高经济景气状态下，由于消费水平上升，消费边际效用下降，消费者可能“坏”的（“好”的）不确定性导致的消费水平下降（上升）可能相对不那么敏感，对风险溢价的影响较小。与之相对应是，在经济不景气时，消费者的消费水平下降，消费边际效用上升，消费者可能“坏”的（“好”的）不确定性导致的消费水平下降（上升）可能更为敏感，对风险溢价的影响较大。

首先，我们通过回归的方法来研究风险溢价和经济景气水平之间的关系。由上文公司层面的截面回归部分可知，反映“好”的不确定性、“坏”的不确定性的核心变量对股票超额收益率回归得到的系数估计值为负。风险溢价越高，则对应的该系数的绝对值越大（或者说该系数的值越小）。因此，我们将核心变量估计系数的绝对值作为风险溢价的反映指标。同时，我们使用中国经济景气指数来代表经济景气程度。由上文的经济分析可知，风险溢价大小与经济景气程度负相关。那么风险溢价的反映指标（即核心变量估计系数的绝对值），也应与经济景气程度的反映指标（即中国经济景气指数）负相关。我们首先通过Fama-MacBeth截面回归得到每个月核心变量估计系数的绝对值。接着，我们将用中国经济景气指数的时间序列对该核心变量估计系数的绝对值的时间序列进行回归，相应的表达式为：

$$RP_t = \alpha_t + \beta_t BI_t + \varepsilon_{t+1} \quad (9)$$

其中 RP_t 和 BI_t 分别表示 t 期的核心变量估计系数的绝对值和中国经济景气指数。在Fama-MacBeth截面回归中未控制Fama-French三因子的情况下，以上回归的系数估计值为-0.0061（对应的Newey-West t 统计量为-2.16）；在控制Fama-French三因子的情况下，以上回归的系数估计值为-0.0057（对应的Newey-West t 统计量为-2.19）。以上结果表明两者之间呈现出显著的负相关的关系，这与我们的预期相一致。

接着，我们通过分组的方法来研究风险溢价和经济景气水平之间的关系。我们根据中国经济景气指数水平将样本期分为高经济景气时期（大于样本期经济景气指数的中位数）和低经济景气时期（小于或等于

^① 此外，我们还考虑了控制行业效应的情形。首先，在每一个月，我们将每只股票归类于某个特定的行业。接着，我们在每个月对每个行业进行了Fama-MacBeth截面回归。我们同样考虑了以上各种控制变量的组合。然后，我们对各行业Fama-MacBeth截面回归得到的系数估计值进行平均。最后，我们对这些行业平均后的系数估计值再次在时间序列上进行平均从而得到最后的系数估计值，并计算相应的Newey-West t 统计量。我们现在控制行业效应的情况下上文的结论依然成立。由于受篇幅限制，我们没有在文中汇报相应结果。如有需要，可向作者索取。

中位数)。根据前面的分析,在高经济景气时期股票的风险溢价较低,因此基于RSV分组得到的高减低组合的收益率的绝对值较小;在低经济景气时期股票的风险溢价较高,因此基于RSV分组得到的高减低组合的收益率的绝对值较大。

我们的实证结果支持了上面分析。在高经济景气时期,高减低组合的收益率绝对值为161.63个基点;而在低经济景气指数时期,高减低组合的收益率绝对值则为218.94个基点。这表明高经济景气时期的风险溢价低于低经济景气时期的风险溢价。在经过FF3F调整的情形下,我们也得到了一致的结论——高经济景气时期的高减低组合的收益率绝对值为139.08个基点,低经济景气指数时期的高减低组合的收益率绝对值则为241.62个基点。

以上证据共同表明,与我们的经济分析相一致,“好”的不确定性、“坏”的不确定性对股票定价的影响是经济状态依存的——相对于经济景气程度高的状态,在经济景气程度低的状态下RSV导致了更高的股票风险溢价。

五、“好”的不确定性、“坏”的不确定性和投资组合表现

我们基于RSV构建了低减高的投资组合(高减低组合的逆向操作,即做空组合5并且做多组合1)。为了评价该投资组合的表现,我们引入了三个对照组合——市场超额收益率组合、SMB组合(做多小公司股票组合并且做空大公司股票组合)和HML组合(做多高账面市值比股票组合并且做空低账面市值比股票组合)。我们基于Fama和French(1993)的方法构造这三个组合。我们考虑这三个对照投资组合的原因有以下两点:(1)这三个组合对应资产定价领域最重要的三个股票定价因子;(2)这三个投资组合在市场上具有广泛的应用性。其中,我们最为关心的对照组合自然是市场超额收益率组合,因为是否跑赢大盘是投资组合表现优劣最为重要的参照标准。

假设在期初组合的价值为1元,它按以上四个组合的收益率累积11年(对应我们11年的样本期),然后我们比较期末时四个组合的价值,这些组合的表现见图1。

从收益率的角度看,基于RSV构建的低减高组合明显战胜了其余三个组合——最初的1元最后累积到了11.66元,对应的年化收益率为22.50%。市场超额收益率组合在期末累积到了1.79元,SMB组合在期末累积到了3.64元,而HML组合在期末累积到了1.67元。从夏普比率的角度看,基于RSV构建的低减高投资组合达到了2.36。与之相对应的是,其他三个策略的夏普比率均小于0.5。

此外,从图中组合价值的走势我们可以看出,基于RSV构建的低减高组合与其它三个投资组合具有很大的不同。事实上,它与市场超额收益率组合、SMB组合和HML组合的相关系数分别仅为-0.16、0.02和-0.13。这表明,如果投资者在投资组合中包含基于RSV构建的低减高组合,这样就能够有效地分散市场上常用策略的风险。

由于中国股市长期以来做空机制受到限制^①,我们进一步考虑完全禁止做空的情形。在这种情形下,我们只能持有组合1而不再持有组合5。该组合将期初的价值为1元累积到了期末的4.38元。虽然这个组合的收益率较之前有一定程度的下降,但是其表现依然明显地战胜了大盘。

^① 2010年3月31日,中国融资融券交易试点启动并正式进入市场操作阶段,这意味着中国股市出现做空机制。到2017年底,融资融券标的股票

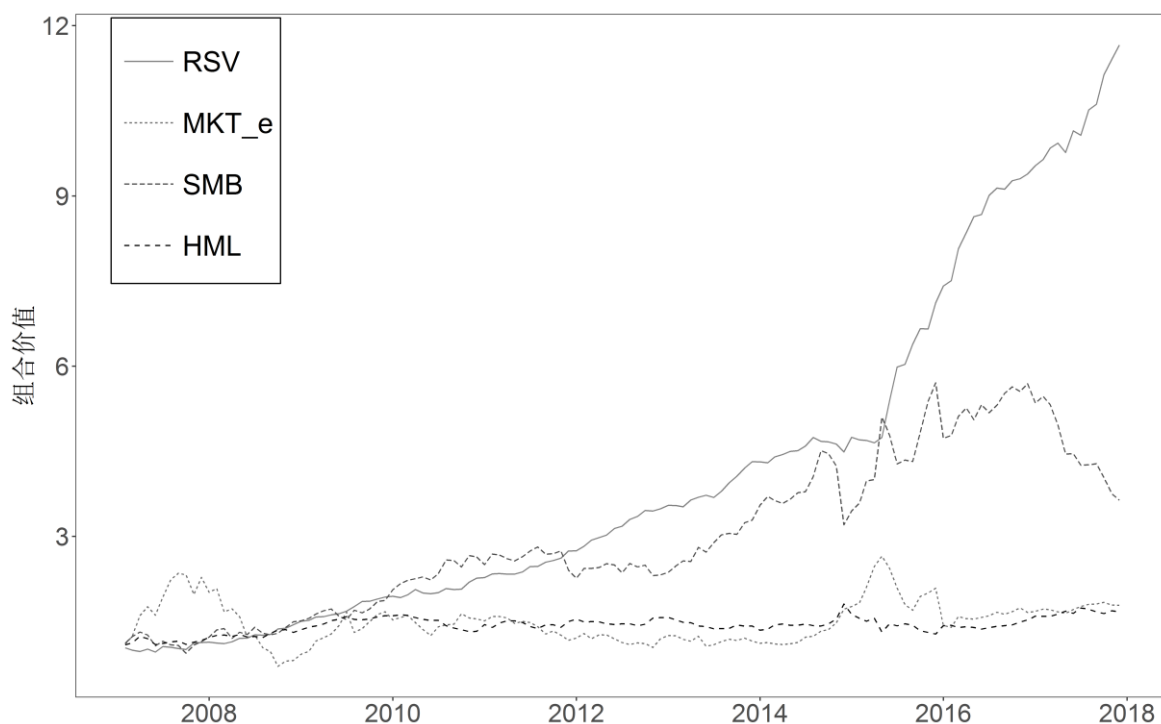


图1 投资组合的表现

六、稳健性检验

为了进一步验证上文得到的基本结论，我们进行了以下的稳健性检验^①：（1）使用对漂移项调整的已实现测度；（2）使用二次抽样方法；（3）考虑不同的组合构建期；（4）考虑不同的组合持有期；（5）考虑不同的样本时期；（6）考虑不同交易所的股票。

（一）对漂移项进行调整

前面关于已实现测度的定义是基于五分钟期望收益率为零的假设。对于使用高频数据的情形，以上假设比较符合事实并且已成为范式。但是，我们依然担心前面的实证结论是否仅仅在这一特定的定义下成立。为了验证，我们对已实现测度的定义进行了漂移项的调整。调整后的测度定义如下：

$$DriftRV \equiv \sum_{i=1}^n (r_i - \bar{r})^2 \quad (10)$$

$$DriftRS^+ \equiv \sum_{i=1}^n (r_i - \bar{r})^2 \cdot I\{r_i > 0\} \quad (11)$$

$$DriftRS^- \equiv \sum_{i=1}^n (r_i - \bar{r})^2 \cdot I\{r_i < 0\} \quad (12)$$

$$DriftRSV \equiv \frac{DriftRS^+ - DriftRS^-}{DriftRV} \quad (13)$$

其中 \bar{r} 表示该月平均的五分钟收益率。相应的结果见表 9。由表 9 可以发现，在考虑对漂移项的调整后我们的基本结论不变——各组合的平均收益率呈现出递减的趋势，5-1 组合的收益率在经济上和统计上都

约为 1000 只，可融资融券的股票占所有股票的 1/3。但是，中国股市的融券年息约 10%，这种高昂的融券成本使得做空机制依然受到了一定的限制。

^① 限于篇幅，在本部分我们只汇报基于 RSV 分组得到的结果。

显著。无论是在等权重还是在市值加权下，也无论是否经过 FF3F 调整，基本结论不变，这结果意味着对漂移项进行调整并不会影响本文的基本结论。

表9 漂移项进行调整后的结果

	等权重		市值加权	
	平均收益率	FF3F	平均收益率	FF3F
1	114.10	6.68	61.90	-0.83
2	84.57	-19.94	45.77	-8.29
3	48.22	-52.28	-22.27	-69.44
4	9.64	-92.16	-33.39	-83.22
5	-54.58	-152.04	-76.89	-126.26
5-1	-168.68	-158.72	-138.79	-125.43
	(-8.67)	(-7.29)	(-3.10)	(-3.11)

（二）二次抽样方法

前文中的实证结果是基于标准的频率为五分钟的抽样方法得到的。我们使用五分钟而不是一分钟作为抽样频率是因为考虑到市场微观噪音（比如说买价-卖价反弹效应）可能造成的负面影响。尽管如此，我们并不能确定这种抽样方法是否完全克服了微观噪音的影响。因此我们引入另一种抽样方法——二次抽样方法。这种抽样方法是由 Zhang 等（2005）提出的，它在存在微观噪音的情形下提供了更为稳健的估计量。

具体的二次抽样方法如下：我们在开盘时间（即 9:30）抽取第一个价格，然后在 30 分钟后（10:00）抽取第二个价格，就这样每过半小时抽取一个价格直到收盘时间，由此我们可以计算抽样频率为 30 分钟的高频收益率并基于此得到相应的已实现测度。同样，我们使用该方法再次进行抽样，唯一不同的是起始抽样的时间分别变为 9:35，9:40，9:45，9:50 和 9:55。由此我们一共可以得到了 6 个已实现测度，最后对这 6 个测度平均就得到了二次抽样方法下的已实现测度值。相应的结果见表 10。我们同样发现与前文一致的结果，这再一次支持了前文得到的基本结论。

表10 使用二次抽样方法的结果

	等权重		市值加权	
	平均收益率	FF3F	平均收益率	FF3F
1	110.96	8.21	74.06	21.16
2	91.02	-15.44	39.93	-18.11
3	68.70	-36.80	16.66	-40.87
4	16.28	-83.79	-29.61	-79.87
5	-84.90	-181.81	-84.75	-133.77

	-195.86	-190.02	-158.81	-154.93
5-1	(-6.52)	(-6.53)	(-3.41)	(-3.60)

（三）组合构建期

上文的实证结果是基于一个月的组合构建期得到的。我们这部分验证在其他的组合构建期下前文的结论是否依然成立。我们这里考虑了组合构建期为半个月和三个月的情形。相应的结果分别见表 11 的面板 A 和面板 B。由表 11 我们可以发现在本部分考虑的两种组合构建期下，前文的结论依然成立。

表11 使用不同组合构建期的结果

面板A 组合构建期为半个月

	等权重		市值加权	
	平均收益率	FF3F	平均收益率	FF3F
1	87.48	-26.99	47.37	-16.61
2	92.98	-26.47	35.11	-30.54
3	64.26	-47.79	7.13	-44.90
4	24.72	-85.06	-28.34	-70.54
5	-67.36	-172.07	-64.59	-109.04
5-1	-154.84	-145.08	-111.96	-92.42
	(-6.62)	(-5.07)	(-3.11)	(-2.37)

面板B 组合构建期为三个月

	等权重		市值加权	
	平均收益率	FF3F	平均收益率	FF3F
1	52.65	-29.17	10.15	-11.58
2	39.77	-48.14	-11.87	-48.37
3	25.33	-63.46	-24.61	-68.67
4	0.47	-91.40	-53.83	-91.29
5	-32.05	-120.91	-55.97	-94.79
5-1	-84.70	-91.74	-66.11	-83.21
	(-4.44)	(-4.71)	(-2.14)	(-2.42)

（四）组合持有期

上文中的结论是基于一个月的组合持有期得到的。同样，我们也考虑了另外两种组合持有期——半个月和三个月（FF3F 也要进行相应的调整）。相应的结果分别见表 12 的面板 A 和面板 B。从表 12 我们可以看到上文的结论依然得到保留。

表12 使用不同组合持有期的结果

面板A 组合持有期为半个月				
	等权重		市值加权	
	平均收益率	FF3F	平均收益率	FF3F
1	62.00	-17.25	37.13	-13.37
2	53.12	-29.07	31.03	-20.74
3	31.08	-50.69	7.49	-38.35
4	4.58	-77.53	-21.37	-72.04
5	-50.20	-130.72	-53.16	-104.80
5-1	-112.20	-113.47	-90.29	-91.42
	(-8.12)	(-6.79)	(-3.26)	(-3.20)
面板B 组合持有期为三个月				
	等权重		市值加权	
	平均收益率	FF3F	平均收益率	FF3F
1	145.22	-114.08	43.24	-25.31
2	108.34	-161.19	-55.92	-168.09
3	85.55	-201.06	-57.95	-206.58
4	63.86	-230.46	-69.53	-243.60
5	25.28	-268.65	-86.70	-246.22
5-1	-119.93	-154.57	-129.94	-220.91
	(-3.83)	(-5.05)	(-2.38)	(-3.05)

（五）子样本

上文的实证结果是基于 2007 年到 2017 年的完整样本获得的。在这部分我们把样本拆分为两个部分——2007 年到 2011 年以及 2012 年到 2017 年。相应的结果分别见表 13 的面板 A 和面板 B。从表 13 中我们可以看到，在两个不同的时期中，本文核心变量的股票定价能力都显著。同时，两个时期的结果在数值上也比较接近。以上证据证明了本文结论在时间上的稳健性。

表13 不同样本时期的结果

面板A 2007年到2011年

	等权重		市值加权	
	平均收益率	FF3F	平均收益率	FF3F
1	106.24	-10.70	41.09	-13.66
2	95.31	-19.53	32.47	-19.21
3	53.16	-62.68	3.00	-35.97
4	6.74	-101.65	-57.94	-99.03
5	-62.22	-157.76	-117.10	-147.79
5-1	-168.47	-147.06	-158.19	-134.13
	(-6.23)	(-5.58)	(-3.14)	(-2.83)

面板B 2012年到2017年				
	等权重		市值加权	
	平均收益率	FF3F	平均收益率	FF3F
1	118.28	13.77	64.07	-6.81
2	95.49	-14.73	41.10	-27.76
3	59.06	-47.90	22.83	-27.79
4	16.83	-96.67	-12.38	-73.16
5	-85.27	-201.16	-53.74	-121.70
5-1	-203.55	-214.94	-117.81	-114.88
	(-5.59)	(-6.64)	(-2.38)	(-2.39)

（六）分别考虑上交所和深交所

上文的结论是基于所有 A 股得到的。上交所上市公司的规模总体而言相对更大，而深交所上市公司的规模相对较小。考虑到各种因交易所不同而导致的对实证结果的可能影响，我们分别考虑了在两个交易所上市的 A 股的实证结果。相应的结果见表 14 的面板 A 和面板 B。从表 14 我们可以看到上文的结论对上交所 A 股和深交所 A 股都成立。

表14 使用不同交易所的结果

面板A 上交所				
	等权重		市值加权	
	平均收益率	FF3F	平均收益率	FF3F
1	101.98	-1.55	46.70	-9.78
2	89.20	-16.68	56.10	-0.20
3	46.02	-56.38	11.01	-29.95
4	-5.72	-107.75	-41.90	-85.45

5	-80.93	-175.37	-75.61	-116.74
	-182.92	-173.82	-122.31	-106.96
5-1	(-7.02)	(-6.43)	(-2.62)	(-2.25)
面板B 深交所				
	等权重		市值加权	
	平均收益率	FF3F	平均收益率	FF3F
1	119.81	16.61	66.92	-4.14
2	106.38	1.93	46.51	-27.02
3	63.65	-42.75	37.93	-25.00
4	30.75	-69.05	-20.75	-82.34
5	-72.04	-172.91	-82.32	-154.29
	-191.85	-189.53	-149.24	-150.14
5-1	(-7.76)	(-6.58)	(-4.58)	(-4.37)

七、基本结语

本文基于中国股市 A 股个股的高频数据研究了“好”的不确定性、“坏”的不确定性对股票市场的定价能力。参照 Barndorff-Nielsen 等（2010）提出的已实现半方差测度，我们构建了相对符号变差（RSV）作为度量个股对“好”不确定性和“坏”不确定性的风险敞口。主要结论有：

（1）无论是基于单变量分组的方法还是双变量分组的方法，我们发现 RSV 与股票组合收益率之间呈现负相关关系，这与我们的理论解释相一致。基于 RSV 从低到高（相对“好”的不确定性从低到高）将股票分成 5 个组合，我们发现组合 1 到组合 5 的收益率单调递减。通过双变量分组控制已实现波动性、已实现偏度等变量后，这个单调性依然成立，说明 RSV 是独立于已实现波动率、已实现偏度等变量的重要的股票定价因子。与之相对应的是，RSV 水平越高对应已实现波动率的高减低组合收益率的绝对值越大，而在控制 RSV 的情形下已实现偏度失去了其原本的股票定价能力。

（2）我们使用公司层面的横截面回归进一步验证了 RSV 与股票收益之间的负相关关系。通过 Fama-MacBeth 截面回归，在控制了已实现波动率、已实现偏度、市场贝塔、公司规模、账面市值比、动量因子和非流动性指标等常见定价因子的所有回归模型中，RSV 与股票收益率之间均呈现显著的负相关关系。

（3）“好”的不确定性、“坏”的不确定性对风险溢价的影响是状态依存的。基于中国经济景气指数，我们样本分为高经济景气时期和低经济景气时期。在经济景气程度高的时期，RSV 导致了更低的股票风险溢价；在经济景气程度低的时期，RSV 导致了更高的股票风险溢价。这表明在经济景气程度低的状态下，股票风险溢价对“好”的和“坏”的不确定性风险敞口更为敏感。

(4) 我们利用“好”的不确定性和“坏”的不确定性的构成了低减高组合（低 RSV 组合减去高 RSV 构成的投资组合）。无论是从收益率的角度看，还是从夏普比率的角度看，该组合的表现都明显高于市场超额收益率组合、SMB 组合和 HML 组合的表现。

参 考 文 献

- [1] 陈国进、晁江锋、武晓利和赵向琴，2014，《罕见灾难风险和中国宏观经济波动》，《经济研究》第 8 期，第 54~66 页。
- [2] 陈国进和王少谦，2016，《经济政策不确定性如何影响企业投资行为》，《财贸经济》第 5 期，第 5~21 页。
- [3] 陈国进、张润泽和赵向琴，2017，《政策不确定性、消费行为与股票资产定价》，《世界经济》第 1 期，第 116~141 页。
- [4] 林建浩、李幸和李欢，2014，《中国经济政策不确定性与资产定价关系实证研究》，《中国管理科学》第 22 期，第 222~226 页。
- [5] 饶品贵、岳衡和姜国华，2017，《经济政策不确定性与企业投资行为研究》，《世界经济》第 2 期，第 27~51 页。
- [6] 谭小芬和张文婧，2017，《经济政策不确定性影响企业投资的渠道分析》，《世界经济》第 12 期，第 3~26 页。
- [7] 王茵田和朱英姿，2011，《中国股票市场风险溢价研究》，《金融研究》第 7 期，第 152~166 页。
- [8] 王志强、齐佩金和孙刚，2006，《动量效应的最新研究进展》，《世界经济》第 2 期，第 82~92 页。
- [9] Amaya, D., P. Christoffersen, K. Jacobs, and A. Vasquez. 2015. “Does Realized Skewness Predict the Cross-section of Equity Returns?”, *Journal of Financial Economics*, 118 (1) :135~167.
- [10] Amihud, Y. 2002. “Illiquidity and Stock Returns: Cross-section and Time-series Effects”, *Journal of Financial Markets*, 5 (1) :31~56.
- [11] Andersen, T. G., T. Bollerslev, F. X. Diebold, and P. Labys. 2001. “The Distribution of Realized Exchange Rate Volatility”, *Journal of the American Statistical Association*, 96 (453) :42~55.
- [12] Arnold, I. J. M., and E. B. Vrugt. 2008. “Fundamental Uncertainty and Stock Market Volatility”, *Applied Financial Economics*, 18 (17) :1425~1440.
- [13] Bali, T. G., S. J. Brown, and Y. Tang. 2016. “Is Economic Uncertainty Priced in the Cross-section of Stock Returns?”, *Journal of Financial Economics*, 126 (3) :471~489.
- [14] Bandi, F. M., and J. R. Russell. 2005. “Microstructure Noise, Realized Volatility, and Optimal Sampling”, Working Paper, University of Chicago, Graduate School of Business.
- [15] Bansal, R., and A. Yaron. 2004. “Risks for the Long Run: A Potential Resolution of Asset Pricing Puzzles”, *Journal of Finance*, 59 (4) :1481~1509.
- [16] Bansal, R., D. Kiku, I. Shaliatovich, and A. Yaron. 2014. “Volatility, the Macroeconomy and Asset Prices”, *Journal of Finance*, 69 (6) :2471~2511.
- [17] Barndorff-Nielsen, O. E., S. Kinnebrock, and N. Shephard. 2010. “Measuring Downside Risk - Realised Semivariance”, in *Volatility and Time Series Econometrics: Essays in Honor of Robert F. Engle*, Eds. by Bollerslev T., J. Russell and M. Watson, Oxford University Press.
- [18] Bloom N. 2009. “The Impact of Uncertainty Shocks”, *Econometrica*, 77 (3) :623~685.

- [19] Breckenfelder, H. J. and R. Tédongap. 2012. “Asymmetry Matters: a High-frequency Risk-reward Trade-off”, Stockholm School of Economics.
- [20] Brogaard, J. and A. Detzel. 2015. “The Asset Pricing Implications of Government Economic Policy Uncertainty”, *Management Science*, 61 (1) :3~18.
- [21] Campbell, J Y, S. Giglio, C. Polk, and R. Turley, 2018, “An Intertemporal CAPM with Stochastic Volatility”, *Journal of Financial Economics*, 128 (2) :207~233.
- [22] Carhart, M. M. 1997. “On Persistence in Mutual Fund Performance”, *Journal of Finance*, 52 (1) :57~82.
- [23] Chuliá, H., M. Guillén, and J. M. Uribe. 2017. “Measuring Uncertainty in the Stock Market”, *International Review of Economics & Finance*, 48 :18~33.
- [24] Chung, K. H., and C. Chuwonganant. 2014. “Uncertainty, Market Structure, and Liquidity”, *Journal of Financial Economics*, 113 (3) :476~499.
- [25] Fama, E. F. and J. D. MacBeth. 1973. “Risk Return and Equilibrium: Some Empirical Tests”, *Journal of Political Economy*, 81 (3) :607~636.
- [26] Fama, E. F. 1984. “Term Premiums in Bond Returns”, *Journal of Financial Economics*, 13 (4) :529~546.
- [27] Fama, E. F. and K. R. French. 1993. “Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds”, *Journal of Financial Economics*, 33 (1) :3~56.
- [28] Fu, F. 2009. “Idiosyncratic Risk and the Cross-Section of Expected Stock Returns”, *Journal of Financial Economics*, 91 (1) :24~37.
- [29] Han, Y. 2012. “State Uncertainty in Stock Markets: How Big Is the Impact on the Cost of Equity?”, *Journal of Banking & Finance*, 36 (9) :2575~2592.
- [30] Hansen, P. and A. Lunde. 2006. “Realized Variance and Market Microstructure Noise”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 24 (2) :127~161.
- [31] Jegadeesh, N. and S. Titman. 1993. “Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency”, *Journal of Finance*, 48 (1) :65~92.
- [32] Ozoguz, A. 2009. “Good Times or Bad Times? Investors' Uncertainty and Stock Returns”, *Review of Financial Studies*, 22 (11) :4377~4422.
- [33] Pástor, L., and P. Veronesi. 2012. “Uncertainty about Government Policy and Stock Prices”, *Journal of Finance*, 67 (4) :1219~1264.
- [34] Pástor, L., and P. Veronesi. 2013. “Political Uncertainty and Risk Premia”, *Journal of Financial Economics*, 110 (3) :520~545.
- [35] Patton, A., and A. Timmermann. 2010. “Monotonicity in Asset Returns: New Tests with Applications to the Term Structure, the CAPM, and Portfolio Sorts”, *Journal of Financial Economics*, 98 (3) :605~625.
- [36] Segal, G., I. Shaliastovich, and A. Yaron. 2015. “Good and Bad Uncertainty: Macroeconomic and Financial Market Implications”, *Journal of Financial Economics*, 117 (2) :369~397.
- [37] Spiegel, M., and X. Wang. 2007. “Cross-Sectional Variation in Stock Returns: Liquidity and Idiosyncratic Risk”, Working

Paper, Yale University.

- [38] Veronesi, P. 2004. “Belief-Dependent Utilities, Aversion to State-Uncertainty and Asset Prices”, Working Paper, Chicago University.
- [39] Zhang, L., P. Mykland, and Y. Aït-Sahalia. 2005. “A Tale of Two Time Scales: Determining Integrated Volatility with Noisy High-frequency Data”, Journal of the American Statistical Association, 100 (472) :1394~1411.
- [40] Zhang, X. F. 2006. “Information Uncertainty and Stock Returns”, Journal of Finance, 61 (1) :105~137.

Good Uncertainty, Bad Uncertainty and Stock Market Pricing - Analysis based on High-frequency Data in Chinese Stock Market

Abstract : With reference to the semivariance measure proposed by Barndorff-Nielsen et al., this paper constructs the index of relative sign variation (RSV) as a measure of “good” uncertainty and “bad” uncertainty, and analyze its impact on Chinese stock pricing. Based on the empirical study of 5-minute high-frequency data of Chinese A shares from 2007 to 2017, this paper finds that: (1) There is a negative correlation between RSV and stock returns. This effect is very significant both economically and statistically in single sort, double sorts and firm-level cross-sectional regression. (2) RSV is an important pricing factor in Chinese stock market, and its stock pricing power is stronger than the realized skewness. (3) The impact of RSV on China's stock market is state-dependent. Compared to the state with high economic prosperity, RSV leads to a higher stock risk premium in a state of low economic prosperity. (4) The performance of portfolios constructed based on RSV is significantly better than the market excess returns portfolio, SMB portfolio and HML portfolio.

Key words: “good” uncertainty, “bad” uncertainty, relative sign variation, stock market pricing

附录:

在本文中我们考虑了以下的控制变量：市场贝塔，公司规模，账面市值比，动量因子和流动性因子。具体定义如下：

(1) 市场贝塔：在 m 月，对于某只进行交易的股票 i ，我们利用其过去 5 年（对应 60 个月）的信息进行如下回归：

$$Ret_{i,t}^e = \alpha_i + \beta_i MKT_t^e + \varepsilon_{i,t}, \quad (14)$$

其中 $Ret_{i,t}^e$ 表示股票 i 在 t 月的超额收益率， MKT_t^e 表示 t 月的市场超额收益率， $t = m - 60, m - 59, \dots, m - 1$ 。由此回归得到 β_i 的估计量并将其作为 m 月该股票的市场贝塔值。

(2) 公司规模：股票的公司规模直接用其市值表示。相应地，我们对该股票该月每个交易日的市值平均得到该股票该月的公司规模。

(3) 账面市值比：账面价值=每股账面价值×流通股数，市值=每股股价×流通股数，所以我们可以得到账面市值比=账面价值/市值=每股账面价值/每股股价=1/市净率。同样，我们对该股票该月每个交易日的账面市值比平均得到该股票该月的账面市值比。

(4) 动量因子：我们将某只股票过去 12 个月到过去两个月的总收益定义为其动量因子。

(5) 低流动性指数：我们将某只股票在某月的低流动性指数定义为该股票在该月每个交易日的绝对收益率与其交易金额的平均比率，其计算公式如下：

$$ILLIQ_{i,t} = \frac{1}{N} \sum_d \left(\frac{|r_{i,d}|}{Trdsum_{i,d}} \right), \quad (15)$$

其中 N 表示股票 i 在该月的交易日天数， $r_{i,d}$ 表示该股票在该月第 d 日的收益率， $Trdsum_{i,d}$ 表示该股票在该月第 d 日的交易金额。

(6) 已实现偏度：我们将已实现偏度定义如下：

$$RSK \equiv \frac{\sqrt{n} \sum_{i=1}^n r_i^3}{RVOL^3} \quad (16)$$

其中 r_i 表示五分钟高频收益率，而 $RVOL$ 表示已实现波动率。

(7) 特质波动率：我们基于每只股票的月内日度数据（至少包含 15 个数据）进行如下的回归：

$$Ret_{i,t}^e = \alpha_i + \beta_{1,i} MKT_t^e + \beta_{2,i} SMB_t + \beta_{3,i} HML_t + \varepsilon_{i,t}, \quad (17)$$

其中 $Ret_{i,t}^e$ 表示股票 i 在 t 月的超额收益率， MKT_t^e 、 SMB_t 以及 HML_t 表示 t 月的 Fama-French 三因子。我们将该回归的残差的标准差定义为特质波动率。

(8) 特质偏度：构建特质偏度的方法与构建特质波动率的方法非常相似。唯一的不同在于，我们将包含 FF3F 的回归得到的残差的偏度定义为特质偏度。