

不同交易策略下商品期货风险溢价的分类研究

何其祥^{1,2}, 马羽童³

(1.上海财经大学数学学院, 上海 200433; 2.上海财经大学浙江学院, 浙江 金华 321013;

3.复旦大学管理学院, 上海 200433)

摘要: 本文主要研究在不同交易策略下国内商品期货风险溢价的不同特征。期望收益包含两种风险溢价: 即期风险溢价为现货期望收益中超出短期基差的部分, 而期限风险溢价则与基差的期限结构有关。我们在简单的交易策略下将两种风险溢价分离, 发现即期风险溢价与期限风险溢价之间存在相反符号或是数量级方面的显著差异。即期风险溢价与基差、CPI、汇率和动量指标相关, 而期限风险溢价则与长期基差、修正后的 CPI 和流通性指标相关, 进而分析了中美两国实证结果之间的差异及其成因。最后, 基于持有至到期收益的组合因子可以解释即期风险溢价, 而基于价差策略收益的不同因子可以解释对应的期限风险溢价, 但是无法找出共同因子来统一解释期限风险溢价。

关键词: 商品期货; 即期风险溢价; 期限风险溢价; 交易策略

中图分类号: C812

文献标识码: A

文章编号: 1004-6062(2019)03-0052-009

DOI: 10.13587/j.cnki.jieem.2019.03.007

0 引言

随着我国经济的发展以及金融市场的不断完善, 期货市场已经成为我国市场经济体系中不可缺少的组成部分。由于期货投资具有费用低、杠杆高的优势, 近年来备受关注, 而商品期货作为国内期货市场的主要交易品种, 能够反映其期望收益特征的风险溢价也自然成为了投资者关注的焦点。

在商品期货市场相关的国内外文献综述中, 商品期货的定价存在两种基本模型: 风险溢价模型(Risk Premium Model)和持有成本模型(Cost-of-Carry Model)。传统的风险溢价模型发端于上世纪 30 年代, J.M.Keynes^[1]和 J.Hicks^[2]首次提出了套期保值压力假设, 认为投机者因承担风险而会索取收益, 对冲者因减少风险而会有损失。在此基础上, Mayers 和 Hirshleifer^[3]开创了一般均衡模型, 认为由于交易者参与的有效性或非交易性效应, 套期保值压力会对商品期货的风险溢价水平产生影响。

持有成本理论又称仓储价格理论, 由美国期货专家 Working 最早提出, Working 认为商品期货价格等于即期现货价格加上合约到期的仓储费用(即持有成本)。尔后 Fama 和 French^[4]对其进行了改进, 引入了便利收益(Convenience Yield)来反映市场对未来商品可获得性的预期, 认为 t 时刻买入的某种商品, 到 T 时刻卖出的收益等于存储过程中产生的利息与仓储费用之和再减去便利收益。

关于商品期货的风险溢价(超额收益), Erb 和 Harvey^[5]认为商品期货的组合, 根据期货价格的期限结构并采取适当的投资策略, 可以获得超额收益。Gorton 和 Rouwenhorst^[6]则通过构建一个等权的商品期货指数, 说明了该指数的收益与股票和债券的收益呈现负相关性。而近期, 该方面的研究

出现了新视角。Marta 等人^[7]针对美国市场提出将商品期货的风险溢价分为即期风险溢价和期限风险溢价两类, 说明了两者存在着显著差异, 并进一步分析两种风险溢价与经济预测变量之间的关系。

在国内, 目前关于商品期货的相关文献主要集中在价格与宏观经济的关系、定价模型、市场有效性以及套期保值等方面。王志强和王雪标^[8]采用铜、铝、大豆、绿豆和小麦 5 种期货合约, 论证商品期货价格指数与 CPI、CI 的关系, 说明商品期货价格指数对经济景气存在引导作用。蔡慧^[9]论证了期货市场与宏观经济变量之间存在长期均衡关系, 说明商品期货价格指数可在一定程度上反映我国经济发展的整体趋势及水平。马瑾和曹延贵^[10]通过两期定价模型来论证商品期货风险溢价与期货市场结构紧密相关, 商品期货市场的风险程度与参与交易者的数量呈反比。刘明和黄政^[11]说明了农产品期货市场具有超额风险溢价, 隐喻着中国农产品期货市场运行低效。宋军和缪夏美^[12]则通过构建基于期货风险溢价效应的模型来研究现货价格波动率、偏度和期限结构对套保行为的影响。

本文在 Marta 等人研究思路的基础上, 针对国内商品期货市场, 结合相关交易数据, 研究将其风险溢价分为即期风险溢价和期限风险溢价的可行性, 并结合不同的交易策略, 将两者分离开来对比分析。而后, 根据国内现状, 分析经济预测变量与两种风险溢价之间的相关关系, 探究其背后隐藏的宏观经济含义。

本文的结构为: 第一部分基于[4]中的持有成本模型, 给出两种不同类型的风险溢价的定义, 并引入[7]中通过简单交易策略将两种风险溢价进行分离。第二部分介绍本文初始数

收稿日期: 2016-04-25 修回日期: 2017-03-13

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(11271081)

作者简介: 何其祥(1963—), 男, 浙江绍兴人; 上海财经大学数学学院副教授, 硕士; 研究方向: 不完全数据分析, 非参数统计, 应用统计。

— 52 —

据的选取原则以及具体构成,计算不同交易策略下每种标的商品期货合约的平均对数收益,并进行描述性统计分析。第三部分研究两种风险溢价与选取的预测变量之间的单调性特征,并与美国相关实证研究结果进行对比,分析两国间存在的差异。第四部分为因子模型,根据不同交易策略的期望收益与两种风险溢价的关系,结合主成分分析、逐步线性回归法以及标准资产定价检验,进一步研究两种风险溢价是否可以被一个或几个组合因子来直接诠释。

1 风险溢价与交易策略

1.1 风险溢价的定义及分类

假设当前时刻为 t , S_t 表示标的商品的现货价格, $F_t^{(n)}$ 表示交割期为 $t+n$ 时刻的期货价格, $U_t^{(n)}$ 表示标的商品每一时期的仓储成本(按照一定比例的现货价格进行计算), 则 C_{t+n} 表示便利收益所对应的等价货币收入。假设 C_{t+n} 发生在 $t+n$ 时刻,而在 t 时刻已知。基于 Fama 和 French(1988)^[4] 的持有成本模型,期货价格满足

$$F_t^{(n)} = S_t (1 + RF_t^{(n)})^n (1 + U_t^{(n)})^n - C_{t+n} \quad (1)$$

其中 $RF_t^{(n)}$ 为 t 时刻的 n 期无风险利率,对应于期货合约的到期期限。本文以下将用小写字母表示对应变量的对数形式。

在模型(1)中,定义各时期的对数基差(或百分比基差) $y_t^{(n)}$ 为

$$F_t^{(n)} = S_t e^{ny_t^{(n)}} \quad (2)$$

由(1)和(2),不难导出 $y_t^{(n)}$ 的具体形式为

$$y_t^{(n)} = \frac{1}{n} \ln \left[(1 + RF_t^{(n)})^n (1 + U_t^{(n)})^n - \frac{C_{t+n}}{S_t} \right] \quad (3)$$

这里的 $y_t^{(n)}$ 也可以称作到期期限为 n 期货的每期持有成本。

基于现货的一期对数期望收益,定义即期风险溢价 $\pi_{s,t}$ 为现货期望收益中超出短期对数基差的部分,即

$$E_t[r_{s,t+1}] = E_t[\ln S_{t+1} - \ln S_t] = E_t[s_{t+1} - s_t] = y_t^{(n)} + \pi_{s,t} \quad (4)$$

其中 $E(\cdot)$ 表示 t 时刻信息已知的条件期望。即期风险溢价可以解释为超出短期基差部分的期望收益。

而定义期限风险溢价 $\pi_{y,t}^{(n)}$ 为在基差期限结构假设下期期望收益的期望偏差,即

$$ny_t^{(n)} = y_t^{(1)} + (n-1)E_t[y_{t+1}^{(n-1)}] - \pi_{y,t}^{(n)} \quad (5)$$

令 $n=1$, 则 $\pi_{y,t}^{(1)}=0$, 即短期期货合约不包含期限风险溢价。由(2),有

$$\ln \left(\frac{F_t^{(n)}}{S_t} \right) = \ln \left(\frac{F_t^{(1)}}{S_t} \right) + (n-1)E_t \left[\ln \left(\frac{F_{t+1}^{(n-1)}}{S_{t+1}} \right) \right] - \pi_{y,t}^{(n)}$$

即 $\pi_{y,t}^{(n)}$ 可以体现在 $t+n$ 时刻到期的期货合约的期望对数收益中。

1.2 交易策略

为了说明如何得到即期和期限风险溢价, Marta 等人^[7]考虑了几种不同的交易策略。首先,由(2)以及期货价格在到期日收敛于现货价格的结论,将即期风险溢价看作一个短期期货合约的多头在 $t+1$ 时刻合约到期时所能得到的期望收益 $E_t[r_{fut,t+1}^{(1)}]$, 结合(2)、(4)可得,

$$E_t[r_{fut,t+1}^{(1)}] = E_t \left[\ln \left(\frac{S_{t+1}}{F_t^{(1)}} \right) \right] \quad (6)$$

$$= E_t[s_{t+1} - f_t^{(1)}] = E_t[s_{t+1} - s_t - y_t^{(1)}] = \pi_{s,t}$$

进而考虑在 t 时刻买入 n 期期货合约并持有它直至 $t+n$ 时刻到期,整个持有期所获得的收益记为 $r_{fut,t \rightarrow t+n}^{(n)}$, 将该收益称为持有至到期收益,取其条件期望并结合(2)、(4)和(5)可得

$$\begin{aligned} E_t[r_{fut,t \rightarrow t+n}^{(n)}] &= E_t \left[\ln \left(\frac{S_{t+n}}{F_t^{(n)}} \right) \right] = E_t[s_{t+n} - f_t^{(n)}] \\ &= E_t \left[(s_{t+n} - f_{t+n-1}^{(1)}) + (f_{t+n-1}^{(1)} - f_{t+n-2}^{(2)}) + \cdots + (f_{t+1}^{(n-1)} - f_t^{(n)}) \right] \\ &= \sum_{j=0}^{n-1} E_t[\pi_{s,t+j}] + \sum_{j=0}^{n-1} E_t[\pi_{y,t+j}^{(n-j)}] \end{aligned} \quad (7)$$

即持有至到期策略的期望收益等于从一期到 n 期的所有即期和期限风险溢价的期望之和。注意到(7)中的期望收益包含了之后时期的风险溢价基于 t 时刻信息的期望值,因此风险溢价是随时间变化的,从而长期期货合约的期望收益不仅仅是一期合约期望收益的简单加总。

接下来,考虑在 n 个连续时期不断投资一期期货合约,即每一期合约到期后都重新投资(滚动投资)下一期合约。这些合约的收益记为 $r_{fut,t+j}^{(1)}$, $j=1,2,\dots,n$, 则该策略的期望收益为

$$E_t \left[\sum_{j=1}^n r_{fut,t+j}^{(1)} \right] = \sum_{j=0}^{n-1} E_t[\pi_{s,t+j}] \quad (8)$$

该策略的期望收益只包含即期风险溢价的期望。注意到(8)中的即期风险溢价与(7)中的前半部分一致,由于该风险溢价随时间变化,一般而言它就不等于(6)中一期即期风险溢价的 n 倍。

通过比较(7)和(8)不难发现,可以采用做多持有至到期策略,同时做空短期滚动策略的方式将期限风险溢价剥离出来,称之为超额持有策略,其期望收益表示为

$$E_t[r_{fut,t \rightarrow t+n}^{(n)} - \sum_{j=1}^n r_{fut,t+j}^{(1)}] = \sum_{j=0}^{n-1} E_t[\pi_{y,t+j}^{(n-j)}] \quad (9)$$

这类似于通过不断滚动地借助短期贷款直至到期日的融资方式买入一个长期债券。该超额持有策略的期望收益包含了从一期到 n 期的所有期限风险溢价的期望,与(7)中的后半部分一致。

对于这些到期期限不同的合约的期限风险溢价,我们也可以通过一期价差的组合得到,即

$r_{fut,t+1}^{(k)} - r_{fut,t+1}^{(1)}$, $k=1,2,\dots,n$ 结合(2)、(4)和(5)可得,一个到期期限为 $t+k$ 的期货合约的一期期望收益为

$$\begin{aligned} E_t[r_{fut,t+1}^{(k)}] &= E_t \left[\ln \left(\frac{F_{t+1}^{(k-1)}}{F_t^{(k)}} \right) \right] \\ &= E_t[f_{t+1}^{(k-1)} - f_t^{(k)}] = \pi_{s,t} + \pi_{y,t}^{(k)} \end{aligned} \quad (10)$$

因此,如果做多长期合约而做空短期合约,则该价差策略的期望收益只由单一的期限风险溢价 $\pi_{y,t}^{(k)}$ 构成,即

$$E_t[r_{fut,t+1}^{(k)} - r_{fut,t+1}^{(1)}] = \pi_{y,t}^{(k)} \quad (11)$$

比较(9)和(11): (11)中的价差策略只通过 $t+1$ 期来得到期限风险溢价,而等式(9)中的超额持有收益则包含了连续时期 $t+1,\dots,t+n$ 。通过每期买入一个价差组合并不断滚动的方

式可以形成一个多期价差策略，其条件期望收益为

$$E_t \left[\frac{1}{n} \sum_{k=1}^n \sum_{j=1}^n (r_{fut,t+j}^{(k)} - r_{fut,t+j}^{(1)}) \right] = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n \sum_{j=0}^{n-1} E_t [\pi_{y,t+j}^{(k)}] \quad (12)$$

由此可知，如果基差的期限结构是随时间变化的，或者更一般地，风险溢价是随时间变化的，那么这两种策略具有不同类型的滚动风险和不同的期望收益。

2 期货数据及其描述统计量

本文选取国内 14 种商品的 71 个期货合约每日收盘价与成交量作为初始数据，对于每一种商品，为保证价格有适度的波动性，尽量选取成交量大的期货合约，它们的合约到期时间不尽相同。进一步，将这 14 种期货合约划分为 5 组，即能源组、金属组、谷物组、化工材料组和含油种子组，这些商品期货都具有较大的交易量并且期货合约的时间跨度也较大。

由于期货合约在一年中并不是均匀分布的，所以在计算收益时，本文采用每两个月的平均对数收益，以保证到期合约分布有一定的均匀性。我们将每两个月定义为一期，分别计算最接近到期日的两个月的期货合约收益和距离到期日分别为 4 个月、6 个月、8 个月的持有至到期收益。并将每个最接近到期日的两个月合约定义为现货合约，第二接近的两个月合约定义为还有一期到期的期货合约，依此类推。另外，由于商品现货市场的非流通性，我们借鉴大多数商品期货的研究方法，将最接近到期日的商品期货价格定义为现货价格。

对于上述所有的期货合约，我们将每种标的商品的期货合约的对数收益做等权重平均，得到该种标的商品的合约平均对数收益，但值得注意的是，它并不是真正的组合收益，因为真实的投资组合需要重新分配收益的权重。具体商品期货的平均对数收益数据汇总如表 1 所示。

表 1 短期滚动与超额持有策略的期望收益

期货分类	期望收益	短期滚动策略				超额持有策略			
		n=1	n=2	n=3	n=4	n=1	n=2	n=3	n=4
能源组	燃油	0.10%	3.41%	13.66%	19.65%	—	-0.48%	-1.23%	-9.51%
	焦炭	-7.94%	-12.31%	-19.45%	-24.71%	—	-1.51%	1.68%	2.40%
	黄金	0.28%	1.66%	2.49%	2.89%	—	-0.98%	0.12%	-0.15%
金属组	铜	4.85%	7.85%	9.65%	18.06%	—	0.46%	-0.36%	-1.82%
	白银	-6.21%	-14.07%	-18.27%	-20.71%	—	-1.93%	-2.39%	-2.01%
	玉米	0.94%	1.50%	-0.89%	-3.04%	—	2.33%	2.99%	2.14%
谷物组	早籼稻	-2.80%	-5.04%	-5.50%	-7.29%	—	2.56%	3.66%	3.61%
	强麦	-1.52%	-4.56%	-4.92%	-5.20%	—	0.86%	0.33%	2.87%
	棉花	-3.95%	-0.13%	0.89%	3.94%	—	-1.19%	-1.03%	-0.18%
化工材料组	聚氯乙烯	-2.07%	-3.13%	-3.13%	-6.87%	—	-0.09%	1.36%	1.33%
	橡胶	0.31%	11.19%	4.06%	-9.85%	—	-0.65%	-0.35%	-2.89%
	豆一	-0.90%	4.55%	6.20%	3.83%	—	1.53%	3.57%	6.35%
含油种子组	豆粕	1.07%	6.18%	7.52%	0.92%	—	-0.32%	-2.50%	-3.07%
	菜籽油	-0.69%	-2.27%	-2.34%	-0.17%	—	1.02%	1.86%	-0.63%

表 2 两样本 Kolmogorov-Smirnov 检验

期限	D 值	p 值
n=2	0.3380	0.0005
n=3	0.2817	0.0069
n=4	0.2676	0.0121

从表 2 可以看出，由于短期滚动策略收益和超额持有策略收益将即期风险溢价和期限风险溢价完全分离，对于不同的期限，这两种策略的期望收益之间几乎都存在相反符号或是数量级方面的差异，并且两样本 K-S 检验的 p 值均远小于 0.05，这说明了两者在统计意义上存在显著差异，并且不同标的商品期货的短期滚动收益的波动性较大，仅以 n=1 时

期为例，最低的能源组焦炭期货的平均收益为-7.94%，而最高的金属组铜期货的平均收益为 4.85%。

就短期滚动收益所表现的即期风险溢价的特征而言，除含油种子组以及玉米、橡胶期货外，其余商品期货的平均短期滚动收益均呈现清晰的单调递增或递减趋势。这同时说明商品期货的即期风险溢价具有时变性。

对超额持有收益，期限风险溢价与即期风险溢价之间存在相反符号或是数量级方面的差异，绝对值几乎不超过 3%（谷物组的豆一期货除外）。根据 t 检验结果，超额持有收益几乎均与 0 没有显著差异，而短期滚动收益大多与 0 有显著差异。

表 3 持有至到期与短期滚动策略的期望收益

期货分类	期望收益	持有至到期策略				短期滚动策略			
		n=1	n=2	n=3	n=4	n=1	n=2	n=3	n=4
能源组	燃油	0.10%	2.94%	12.42%	10.13%	0.10%	3.41%	13.66%	19.65%
	焦炭	-7.94%	-13.82%	-17.78%	-22.31%	-7.94%	-12.31%	-19.45%	-24.71%
	黄金	0.28%	0.68%	2.61%	2.75%	0.28%	1.66%	2.49%	2.89%
金属组	铜	4.85%	8.31%	9.30%	16.25%	4.85%	7.85%	9.65%	18.06%
	白银	-6.21%	-16.00%	-20.66%	-22.71%	-6.21%	-14.07%	-18.27%	-20.71%
	玉米	0.94%	3.83%	2.10%	-0.91%	0.94%	1.50%	-0.89%	-3.04%
谷物组	早籼稻	-2.80%	-2.48%	-1.84%	-3.69%	-2.80%	-5.04%	-5.50%	-7.29%
	强麦	-1.52%	-3.70%	-4.59%	-2.33%	-1.52%	-4.56%	-4.92%	-5.20%
	棉花	-3.95%	-1.31%	-0.14%	3.75%	-3.95%	-0.13%	0.89%	3.94%
化工材料组	聚氯乙烯	-2.07%	-3.22%	-1.77%	-5.54%	-2.07%	-3.13%	-3.13%	-6.87%
	橡胶	0.31%	10.55%	3.70%	-12.74%	0.31%	11.19%	4.06%	-9.85%
	豆一	-0.90%	6.08%	9.77%	10.18%	-0.90%	4.55%	6.20%	3.83%
含油种子组	豆粕	1.07%	5.86%	5.01%	-2.15%	1.07%	6.18%	7.52%	0.92%
	菜籽油	-0.69%	-1.26%	-0.48%	-0.80%	-0.69%	-2.27%	-2.34%	-0.17%

由表 3 的结果对比可知,持有至到期策略收益与短期滚动策略收益相似,但不同的期限之间,持有至到期收益的差异在数值上一般小于短期滚动收益的差异(白银期货和豆一期货除外)。这是由于持有至到期收益等于短期滚动收益与

超额持有收益之和,这些差异可归因为期限风险溢价与即期风险溢价之间大多存在符号相反的差异,且期限风险溢价在长期合约中的差异更显著。

表 4 超额持有与价差策略的期望收益

期货分类	期望收益	超额持有策略				价差策略			
		$n=1$	$n=2$	$n=3$	$n=4$	$n=1$	$n=2$	$n=3$	$n=4$
能源组	燃油	—	-0.48%	-1.23%	-9.51%	—	-0.24%	-0.82%	-4.76%
	焦炭	—	-1.51%	1.68%	2.40%	—	-0.76%	1.12%	0.81%
	黄金	—	-0.98%	0.12%	-0.15%	—	-0.49%	0.08%	0.37%
金属组	铜	—	0.46%	-0.36%	-1.82%	—	0.23%	-0.24%	-1.12%
	白银	—	-1.93%	-2.39%	-2.01%	—	-0.97%	-1.59%	-2.67%
	玉米	—	2.33%	2.99%	2.14%	—	1.17%	2.00%	1.17%
谷物组	早籼稻	—	2.56%	3.66%	3.61%	—	1.28%	2.44%	2.86%
	强麦	—	0.86%	0.33%	2.87%	—	0.43%	0.22%	1.93%
	棉花	—	-1.19%	-1.03%	-0.18%	—	-0.59%	-0.69%	0.16%
化工材料组	聚氯乙烯	—	-0.09%	1.36%	1.33%	—	-0.05%	0.91%	1.36%
	橡胶	—	-0.65%	-0.35%	-2.89%	—	-0.32%	-0.24%	-3.88%
	豆一	—	1.53%	3.57%	6.35%	—	0.76%	2.38%	5.69%
含油种子组	豆粕	—	-0.32%	-2.50%	-3.07%	—	-0.16%	-1.67%	-2.51%
	菜籽油	—	1.02%	1.86%	-0.63%	—	0.51%	1.24%	-0.28%

由表 4 以及 t 检验结果可知,价差策略收益虽然没有显著区别于零,但与超额持有策略收益之间存在差异,说明期限风险溢价也具有一定的时变性。

3 组合分类分析

3.1 基差分析

由商品期货基差的定义可知,基差的变动可以折射出期货价格和标的现货价格之间的联动模式,这里我们将风险溢价与基差(或持有成本)一起讨论。

由[7]中的结论(13),若无风险利率与仓储成本不随时间变化,则一期期货合约的收益为

$$R_{Fut,t+1}^{(1)} = \frac{S_{t+1}}{F_t^{(1)}} = \frac{S_{t+1}}{S_t(1+RF)(1+U) - C_{t+1}} \quad (13)$$

两边同时取对数得

$$\begin{aligned} r_{fut,t+1}^{(1)} &= s_{t+1} - s_t - \ln \left[(1+RF)(1+U) - \left(1 - \frac{C_{t+1}/S_t}{(1+RF)(1+U)} \right) \right] \\ &= s_{t+1} - s_t - (rf+u) - \ln [1 - \exp(c_{t+1} - s_t - rf - u)]. \end{aligned}$$

将上式右端最后一项在对数基差均值 $\overline{c-s-rf-u}$ 附近进行一阶 Taylor 展开,并结合(5)式可得,

$$y_t^{(1)} \approx \frac{l}{1-\theta} + E_t \left[\sum_{j=0}^{\infty} \theta^j (\Delta c_{t+j+1} - \pi_{s,t+j}) \right] \quad (14)$$

其中 $\theta = 1 - \exp(\overline{c-s-rf-u})$, l 包含了线性逼近中产生的常数。由(14)可知,商品期货的短期基差可以近似分解为预期现货价格变动和即期风险溢价两部分,说明短期基差包含商品期货即期风险溢价的信息,从而可以用 $y_t^{(1)}$ 预测即期风险溢价。

进一步,根据组合理论,按照期货合约短期对数基差的数值由低到高的顺序将 14 种商品期货的 71 个期货合约依次分为 4 组,组内采取等权投资。最终生成 4 组,依次记为 L (或 $P1$), $P2$, $P3$ 和 H (或 $P4$),对这 4 组讨论短期滚动策略与超额持有策略下的期望收益。

由表 5 可知,短期滚动策略的期望收益随着短期对数基差的增大而减小。最大与最小基差组合的期望收益之差($H-L$),在不同持有期限内由-22.16%与-16.94%之间,并且差

异在统计学意义上均显著。具有最小基差的期货组合具有最高的便利收益率和最高的期望收益,并且随着与到期日距离的增大,期望收益由 7.16%变化至 9.76%。具有最大基差的期货组合的期望收益则介于-12.36%与-9.78%之间。

表 5 按短期基差分组后短期滚动策略的期望收益

投资策略	短期基差分组	期望收益			
		$n=1$	$n=2$	$n=3$	$n=4$
短期滚动	L	7.16%	10.13%	9.36%	9.76%
	$P1$	0.31%	3.64%	2.40%	-1.09%
	$P2$	-2.44%	-2.97%	-1.54%	-4.33%
	H	-9.78%	-12.03%	-12.36%	-10.78%
	$H-L$	-16.94%	-22.16%	-21.72%	-20.54%
	$t(H-L)$	-9.64	-7.33	-4.69	-2.76

表 6 按短期基差分组后超额持有策略的期望收益

投资策略	短期基差分组	期望收益			
		$n=1$	$n=2$	$n=3$	$n=4$
超额持有	L	—	0.25%	-0.89%	-4.97%
	$P1$	—	0.37%	0.78%	1.00%
	$P2$	—	0.79%	1.45%	1.99%
	H	—	-1.04%	0.51%	1.13%
	$H-L$	—	-1.29%	1.40%	6.10%
	$t(H-L)$	—	-1.11	1.06	2.43

由表 6 中可知,超额持有策略的期望收益与短期对数基差之间没有单调变化趋势。尽管期限风险溢价远小于即期风险溢价,但最大与最小基差组合的期望收益之差($H-L$),在不同的持有期限内也由-1.29%增加至 6.10%,并且在 $n=4$ 时,差异显著。

3.2 其他预测变量的选取与分析

以上我们讨论了短期基差 $y_t^{(1)}$ 对两种风险溢价的影响。更一般地,长期基差 $y_t^{(n)} (n > 1)$ 应能更好地预测期限风险溢价。事实上,商品期货的 n 期基差与风险溢价之间也存在类似(14)式的关系:

$$y_t^{(n)} \approx \frac{l_n}{1-\theta_n} + E_t \left[\sum_{j=0}^{\infty} \theta_j^n (\Delta c_{t+(j+1)n} - \sum_{i=1}^{n-1} \pi_{s,t+i} \sum_{i=0}^{n-1} \pi_{y,t+i}^{(i)} - \pi_{s,t+j}) \right]. \quad (15)$$

因此,我们选取长期基差 $y_t^{(4)}$ 作为新的预测变量,研究与期限风险溢价之间的关系。

表 7 按基差分组的两种策略的期望收益及其单调性

		期望收益				期望收益			
		$n=1$	$n=2$	$n=3$	$n=4$	$n=1$	$n=2$	$n=3$	$n=4$
		按短期基差排序				按长期基差排序			
短期滚动	是否单调	Y	Y	y	y	y	y	y	y
	$H-L$	-16.94%	-22.16%	-21.72%	-20.54%	-4.25%	-11.20%	-20.40%	-37.12%
	$t(H-L)$	-9.64	-7.33	-4.69	-2.76	-1.72	-2.66	-4.52	-7.07
超额持有	是否单调	—	N	n	n	—	n	y	y
	$H-L$	—	-1.29%	1.40%	6.10%	—	-0.84%	-1.75%	-3.60%
	$t(H-L)$	—	-1.11	1.06	2.43	—	-0.82	-1.25	-1.59

根据表 7 结果,短期滚动策略收益在短期和长期基差的分类分析中均呈现出单调性,而对于超额持有策略收益来说,它只在长期基差的分类分析中呈现出单调性。说明即期风险溢价与短期和长期基差之间均存在一定的相关性,而期限风险溢价只与长期基差之间存在一定的相关性,并且均表现为负相关关系。实证结果与(14)、(15)式相吻合。

此外,受国内外对商品期货研究的启发,宏观经济变量、历史行情指标等也可以用来预测商品期货在不同策略下的期望收益。以下我们选取了几种有代表性的指标,作为预测

变量。同样地,我们按照这些预测变量的数值由低到高的顺序将 14 种商品期货的 71 个期货合约分为 4 组,每组内采取等权投资形成一个投资组合。每个预测变量对应 4 个投资组合,依次记为 L (或 $P1$)、 $P2$ 、 $P3$ 和 H (或 $P4$),讨论短期滚动策略与超额持有策略下这些组合的期望收益。

(1) 通货膨胀。本文选取 CPI 作为通货膨胀指标。考虑到每月公布的 CPI 反映的其实是前一个月的状况,我们又增加了修正的 CPI,来对比说明滞后性对实证结果的影响。

表 8 按 CPI 分组的两种策略的期望收益及其单调性

		期望收益				期望收益			
		$n=1$	$n=2$	$n=3$	$n=4$	$n=1$	$n=2$	$n=3$	$n=4$
		按月度 CPI 排序				按修正后月度 CPI 排序			
短期滚动	是否单调	y	y	y	n	y	y	y	n
	$H-L$	-4.22%	-10.96%	-11.58%	-4.97%	-2.73%	-6.94%	-6.54%	0.70%
	$t(H-L)$	-1.77	-3.11	-2.65	-0.79	-1.32	-1.92	-1.46	0.11
超额持有	是否单调	—	n	n	n	—	y	n	y
	$H-L$	—	1.38%	1.27%	1.81%	—	0.88%	1.25%	3.92%
	$t(H-L)$	—	1.34	0.93	0.66	—	0.74	0.92	1.42

根据表 8 结果,短期滚动策略收益在修正前后 CPI 的分类分析中均呈现出单调性,而对于超额持有策略收益来说,它只在修正后 CPI 的分类分析中呈现出了单调性。说明即期风险溢价与修正前后 CPI 之间均存在一定的负相关关系,而期限风险溢价只与修正后 CPI 之间存在一定的正相关关系。同时,修正前后结果上的差异也说明了 CPI 数据滞后性对组合分析存在影响,就即期风险溢价而言,按修正后月度 CPI 排序的最高组合与最低组合的短期滚动策略收益差明显减小,在 $n=4$ 期更是表现为相反符号的差异。

(2) 汇率。鉴于国内的汇率制度、国际结算方式以及大宗商品的定价方式等,美元作为世界货币,它的波动对我国经济的影响远大于其他国家的货币。因此,我们选取美元对人民币的汇率作为考察指标。

表 9 按汇率指标分组的两种策略的期望收益及其单调性

		期望收益			
		$n=1$	$n=2$	$n=3$	$n=4$
短期滚动	是否单调	n	y	y	y
	$H-L$	1.98%	9.19%	13.93%	17.40%
	$t(H-L)$	0.78	2.85	3.28	3.42
超额持有	是否单调	—	n	n	n
	$H-L$	—	-0.28%	0.24%	-0.36%
	$t(H-L)$	—	-0.27	0.21	-0.15

由表 9 结果,只有短期滚动策略收益在汇率指标的分类分析中呈现出单调性,说明只有即期风险溢价与汇率之间存在一定的正相关关系,而期限风险溢价与汇率之间并没有显著的相关关系。

(3) 商品期货的历史行情。此处我们选取了 3 种有代表性的指标,动量指标(过去第 $t-12$ 个月到第 $t-1$ 个月的

累计对数收益)流通性指标(易量与对应区间收益的绝对值之比)波动性指标(去第 $t-12$ 个月到第 $t-1$ 个月的月均收益的标准差与均值的绝对值之比)

表 10 按动量指标分组的两种策略的期望收益及其单调性

		期望收益			
		$n=1$	$n=2$	$n=3$	$n=4$
短期滚动	是否单调	y	y	y	y
	$H-L$	3.85%	7.03%	13.85%	30.98%
	$t(H-L)$	1.44	1.55	2.67	4.93
超额持有	是否单调	—	n	n	y
	$H-L$	—	1.83%	2.05%	5.34%
	$t(H-L)$	—	1.87	1.47	1.91

根据表 10 结果,只有短期滚动策略收益在动量指标的分类分析中呈现出单调性,说明只有即期风险溢价与动量指标之间存在一定的正相关关系,即过去 12 个月的商品期货的累计对数收益越高,其短期滚动策略收益越高,即期风险溢价也越高。而期限风险溢价与动量指标之间并没有显著的相关关系,说明商品期货收益的动量效应只在短时期内存在。

对流通性指标,只有超额持有策略收益在其分类分析中呈现出单调性,说明流通性指标只与期限风险溢价存在负相关关系。波动性指标与两种风险溢价均没有显著的相关关系。

综上所述,即期风险溢价与基差、月度 CPI、美元对人民币的汇率和动量指标之间存在一定的相关性。而期限风险溢价则与长期基差、修正后月度 CPI 和流通性指标之间存在一定的相关性。此外,在各个因素的分类中,短期滚动策略下的最高组合与最低组合的收益差与超额持有策略下的最高组合与最低组合的收益差均存在相反符号或是绝对数量级方面的差异,与描述性统计分析得到的即期风险溢价与期

限风险溢价之间的差异特征吻合。

表 11 按流通性和波动性指标分组的两种策略的期望收益及其单调性

		期望收益				期望收益			
		$n=1$	$n=2$	$n=3$	$n=4$	$n=1$	$n=2$	$n=3$	$n=4$
		按流通性指标排序				按波动性指标排序			
短期滚动	是否单调	n	n	n	N	n	n	n	n
	$H-L$	-2.69%	0.17%	0.06%	-0.39%	1.66%	1.41%	1.21%	2.44%
	$t(H-L)$	-0.90	0.04	0.01	-0.07	0.80	0.39	0.25	0.38
超额持有	是否单调	—	y	n	Y	—	n	n	n
	$H-L$	—	-1.54%	-1.29%	-2.97%	—	-0.79%	-1.51%	-2.73%
	$t(H-L)$	—	-1.46	-0.91	-1.35	—	-0.77	-1.25	-1.66

3.3 中美差异的成因分析

与 Marta 等人的研究结果相比较,美国商品期货的即期风险溢价与基差、动量指标以及通货膨胀指标有关,期限风险溢价则与基差、波动性指标以及通货膨胀指标有关。进一步结合上述针对国内商品期货的实证结果可知,中美商品期货的风险溢价主要有以下两方面的差异:第一,国内的汇率指标对其商品期货的即期风险溢价产生了影响,而美国的汇率指标对其商品期货的两种风险溢价均无明显影响;第二,国内的通货膨胀指标(CPI 及其修正值)与即期风险溢价呈负相关关系,与期限风险溢价呈正相关关系,而美国的通货膨胀指标(CPI)与即期风险溢价呈正相关关系,与期限风险溢价呈负相关关系。

首先,中美汇率方面的差异主要归因于两国不同的汇率制度。作为一个经济规模较大、经济发展水平较高、经济开放度较高、经济独立且资本管制较少的国家,美国自二战以来一直实行浮动的汇率制度,保持着其货币政策的独立性。中国自 2005 年 7 月 21 日开始实行汇率制度改革,实行有管理的浮动汇率制度,人民币汇率不再盯住单一美元,而是按照我国经济的实际发展情况,选择若干种主要货币,赋予相应的权重,组成一个货币篮子。同时,根据国内外经济金融形势,以市场供求为基础,参考一篮子货币计算人民币多边汇率指数的变化,对人民币汇率进行管理和调节。自汇率改革以来,虽然汇率的弹性和灵活性不断增加,但是受多方面因素的制约,目前我国汇率的形成机制仍然较为刚性,受美元汇率变动的影响仍然较大,货币制度不得不在一定程度上以牺牲独立性为代价来兼顾汇率的稳定。

此外,国际市场上大宗商品主要以美元计价。以美元为结算货币决定了美元与大宗商品的负相关性将长期存在。在商品供求关系不变的情况下,如果美元贬值,就会导致国际上大部分国家的货币相对于美元升值,这些国家的国内需求会随着美元的贬值而上升,从而导致国际市场上整体需求的增加。如果供给的数量不变,整体需求的增加就会导致以美元计价的商品价格的上升。反之,美元升值会导致以美元计价的商品价格的下跌。而就本文涉及的期货的标的商品来说,黄金作为“纸币时代”的一把衡量货币价值的标尺,依然是当前各国央行的主要储备资产,与美元在负相关性上有较强的表现,特别是在后金融危机时代;燃油和铜属于全球性定价的品种,同时这两种商品的金融属性均较强,短期内与美元之间的负相关关系也相对固定;大豆、玉米、棉花等农产品虽然商品属性较强,但是在国际贸易中大多是以美元计价,所以其走势与美元也呈现出负相关性。

如上分析,尽管美元汇率对国内市场存在影响,但是正

如实证结果所示,美元汇率只能用来预测即期风险溢价而不能用来预测期限风险溢价,其变动对我国商品期货市场的影

响只是短期的。从长期来看,我国现行的汇率制度相比于之前的盯住美元汇率制,可以在一定程度上反映市场的信息。随着美国经济的复苏,美元走向坚挺和稳定,上述期货的标的商品与美元之间的相关性会有所减弱;同时,人民币国际化进程的不断加速,能削弱美元作为世界结算货币对国内期货市场的影响。

其次,中美 CPI 方面的差异主要归因于两国不同的编制理论。早在 1962 年第 10 届国际劳工统计学家会议中就指出,CPI 同时涵盖“固定篮子指数”和“生活费用指数”两种理论。中国 CPI 以“固定篮子指数”理论为基础,而美国劳工统计局多年前就将“生活费用指数”作为 CPI 的理论基础,其目前公布的数据包括 CPI-U(城市居民消费价格指数)、CPI-W(城市工人消费价格指数)和 C-CPI-U(城市居民链式消费价格指数)等。在不同时期及相应商品价格情况下,前一种理论反映的是消费者购买代表性固定篮子平均支出费用的相对变化;后一种理论则表示消费者为了维持同一效用水平,其所购买两期最优商品篮子组合平均支出费用的相对变化。

表 12 中美 CPI 的构成

中国		美国	
类别	占 CPI 权重	类别	占 CPI 权重
食品	33.6%	食品及饮料	15.4%
烟酒及用品	14.4%	服装	4.0%
衣着	9.0%	医疗	6.1%
医疗保健及个人用品	9.4%	交通运输	16.9%
交通和通信	9.3%	娱乐	5.8%
娱乐教育文化	4.5%	教育及交流	5.9%
用品及服务	13.6%	住宅	42.1%
居住(主要为租房)	6.2%	其他商品及服务	3.8%
家庭设备用品及服务			

此外,美国对绝大部分消费品实现每年 25% 的轮换,而中国在项目的轮换上则显得较为被动,有些项目甚至较为固定,这样可能会对市场篮子的代表性造成一定程度的影响。另外,从 1999 年 12 月开始,美国劳工统计局就已经将权重基期的更新周期确定为两年,其频率高于国际基本标准,而中国从 2000 年开始,对 CPI 的权重基期每五年进行一次较大调整,同时每年进行适当微调。作为正处于经济转型期和居民消费结构模式快速更新的中国,这样的频率与国际基本标准存在一定差距。我国权重基期的更新周期相对较长,会导致 CPI 出现权重偏误性的非抽样误差。从指数的构成(即权重的分配)来看,中美两国 CPI 的具体分类及权重设置如下表所示,两国 CPI 的侧重点不同。中国的居住类存在着“两低”现象:即权重低、设置的基数低。中国老百姓,居住的权重是 13.6%,并且这里的住房价格主要是租房价格,而不是商品房价格,

而美国老百姓，住宅的权重是42.1%。此外，中国的CPI中，食品的权重占到了30%以上，而美国的CPI中，食品和饮料的总权重仅为15.4%。可以看出，中国的CPI受食品价格波动的影响最大，而美国的CPI受房价波动的影响最大。

由中美CPI的对比图（美国以CPI-U为例）（图1）可知，2010年以来中国的CPI几乎均高于美国，波动性也大于美国。特别是在2011年，中国出现了较严重的通货膨胀现象。

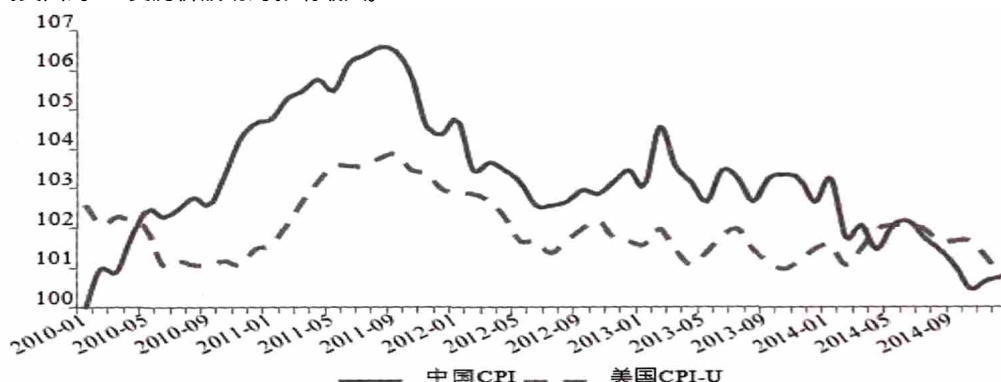


图1 中国CPI与美国CPI-U对比图

一般说来，政府会根据CPI的变化来随时调整其宏观政策。近年来，美国的GDP增长一直多在3%到4%左右波动，CPI也同样在0%~3%的范围内变化，而中国情况则恰恰相反。2003-2007年GDP增速均在10%以上波动，而CPI却没有

多少波动；2008-2009年受国际金融危机影响，GDP增速有所回落，CPI波动较大；自2011年开始，GDP增速在宏观调控下开始回落，但CPI却达到近年来的峰值，并迅速回落。由此可知，两国在其CPI与GDP的关系方面也存在一定的差异。

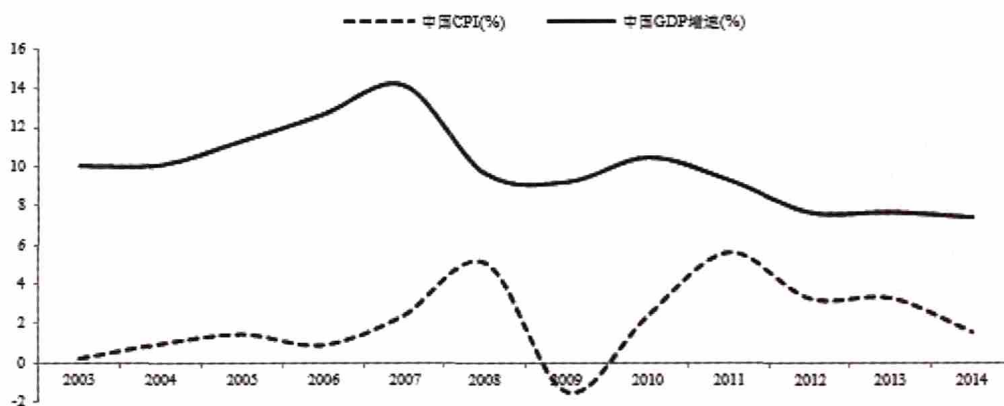


图2 中国CPI与GDP增速的对比图

综上所述，中美两国CPI的显著差异，导致了两国从不同角度反映出的通货膨胀水平的差异，从而其对期货风险溢价的预测效用也有所不同。

4 因子模型

本节讨论不同类型的商品期货风险溢价是否可以被一种或几种因子来诠释。

首先，我们基于分类后组合的持有至到期收益建立组合因子。之所以选择持有至到期收益，是因为持有至到期策略下的期望收益同时包含了即期风险溢价和期限风险溢价的信息。对分类后组合的持有至到期收益的进行主成分分析，结果如下表所示，其中第一主成分 $Prin1$ 为组合因子，其中 $x1, x2, x3, x4$ 分别对应于上文的 $P1, P2, P3, P4$ 。

根据表13结果，分类后组合的持有至到期收益的第一主成分可以记为：

$$Prin1 = (0.55x3 + 0.61x4) - (0.54x1 + 0.19x2),$$

它可解释为做多各分类值最高的两个组合的再组合，且同时做空各分类值最低的两个组合的再组合，最终得到的收益。

其中再组合对应的权即各组合 $x1, x2, x3, x4$ 对应的特征向量的绝对值。

表13 分类后组合的持有至到期收益的主成分分析结果

分组	特征向量			
	主成分1	主成分2	主成分3	主成分4
$x1$	-0.5392	0.2697	0.7453	-0.2847
$x2$	-0.1920	0.8210	-0.2553	0.4732
$x3$	0.5495	0.5012	-0.0387	-0.6674
$x4$	0.6086	0.0455	0.6147	0.4996

运用这一组合因子（记为 $rHML_{i \rightarrow t+n}^{(n)}$ ），进而通过线性回归检验该因子是否可以用来解释分类后组合的风险溢价，回归方程为：

$$r_{i,t \rightarrow t+n}^{(n)} = \alpha_i^{(n)} + \beta_i^{(n)} rHML_{i \rightarrow t+n}^{(n)} + \varepsilon_{i,t \rightarrow t+n}^{(n)}, \quad i = 1, 2, 3, 4,$$

其中 i 代表分类后的4个组合， $r_{i,t \rightarrow t+n}^{(n)}$ 为第 i 组的 n 期期货合约收益，这里我们仅讨论短期滚动收益和超额持有收益两种情况。由标准资产定价检验可知，如果组合因子可以解释分类组合收益，则 $\alpha_i^{(n)} = 0$ 。

首先考虑 r 为短期滚动收益的情况，回归结果如表14所示。

表 14 线性回归的方差分析结果

模型	F 值	p 值
r_1	41.53	<.0001
r_2	13.79	0.0012
r_3	6.20	0.0208
r_4	46.63	<.0001

表 15 线性回归的参数估计结果

模型	变量	参数估计	标准误	t 值	p 值
r_1	α	-0.0203	0.0084	-2.43	0.0669
	β	-0.6723	0.1043	-6.44	<.0001
r_2	α	-0.0140	0.0058	-2.41	0.0746
	β	-0.2682	0.0722	-3.71	0.0012
r_3	α	-0.0062	0.0061	-1.02	0.3169
	β	0.1885	0.0757	2.49	0.0208
r_4	α	0.0021	0.0084	0.25	0.8054
	β	0.7147	0.1047	6.83	<.0001

由表 15 可见, 4 个方程 F 检验的 p 值均远小于 0.05, 模型显著; 进而, 结合参数估计的结果可知, 4 个回归方程截距 α 的 t 检验的 p 值均大于 0.05, 均不显著区别于 0, 但是自变量系数 β 的 t 检验的 p 值远小于 0.05, 说明均显著区别于 0。综合以上分析, 由标准资产定价检验可知, 基于持有至到期收益的组合因子可以直接解释分类后所有组合的短期滚动收益或即期风险溢价。

下面考虑 r 为超额持有收益的情况, 回归结果如表 16 所示。

表 16 线性回归的参数估计结果

模型	变量	参数估计	标准误	t 值	p 值
r_1	α	-0.0059	0.0039	-1.51	0.1493
	β	-0.0050	0.0473	-0.11	0.9173
r_2	α	-0.0011	0.0028	-0.38	0.7081
	β	-0.0046	0.0336	-0.14	0.8931
r_3	α	0.0121	0.0023	5.24	0.0001
	β	-0.0034	0.0278	-0.12	0.9032
r_4	α	-0.0011	0.0028	-0.39	0.6989
	β	-0.0035	0.0339	-0.10	0.9180

由表 16 估计结果可知, 4 个回归方程的系数 β 的 t 检验的 p 值远大于 0.05, 说明均不显著区别于 0, 即模型不显著。因此, 综合上述分析, 可以说明基于持有至到期收益的组合因子无法解释分类后组合的超额持有收益或期限风险溢价。

由于上述组合因子的缺陷, 考虑到超额持有策略和价差策略的期望收益与期限风险溢价直接相关这一结论, 我们试图寻找分类后组合的超额持有收益或者价差收益的组合因子, 来解释期限风险溢价。事实上, 我们更倾向于选择基于价差策略收益来构建因子, 这是因为, 对应于商品期货合约的不同到期期限, 超额持有策略的期望收益仅仅刻画了某一类期限风险溢价, 并且在 n 期内连续产生, 而价差策略的期

望收益则刻画了期限内所有的期限风险溢价。以下, 我们对分类后组合的价差策略收益进行主成分分析, 首先选择其第一主成分(即 Prin1)作为组合因子, 结果如表 17 所示。

根据表 17 结果, 分类后组合的价差策略收益的第一主成分可以记为: $Prin1 = (0.49x_3 + 0.55x_4) - (0.55x_1 + 0.40x_2)$, 与之前的组合因子类似, 它也可以解释为做多各分类值最高的两个组合的再组合, 且同时做空各分类值最低的两个组合的再组合, 最终得到的收益。其中, 再组合对应的权即上表中各组合对应的特征向量的绝对值。

运用基于价差策略收益的组合因子, 通过回归的方法检验该因子是否可以用来解释分类后组合的期限风险溢价。

表 17 分类后组合的价差收益的主成分分析结果

特征向量				
分组	主成分 1	主成分 2	主成分 3	主成分 4
x_1	-0.5461	-0.5102	0.2539	0.6140
x_2	-0.3963	0.7746	-0.2789	0.4064
x_3	0.4878	0.3044	0.7196	0.3893
x_4	0.5538	-0.2169	-0.5831	0.5534

表 18 线性回归的参数估计结果

模型	变量	参数估计	标准误	t 值	p 值
r_1	α	0.0008	0.0021	0.40	0.6981
	β	-0.9325	0.1262	-7.39	<.0001
r_2	α	0.0008	0.0029	0.29	0.7784
	β	-0.2571	0.1771	-1.45	0.1660
r_3	α	0.0091	0.0019	4.78	0.0002
	β	0.4134	0.1167	3.54	0.0027
r_4	α	-0.0054	0.0019	-2.88	0.0108
	β	0.6049	0.1149	5.26	0.0001

由表 18 估计结果可以看出, 除 x_2 以外, 其余 3 个回归方程自变量系数 t 检验的 p 值均小于 0.05, 说明模型显著; 但是, 这 3 个回归方程中, 只有 r_1 截距的 t 检验的 p 值大于 0.05, 即不显著区别于 0。综合以上分析, 基于价差策略收益的该组合因子也无法直接解释分类后组合的超额持有收益或期限风险溢价。

最后, 为了进一步探究超额持有收益与价差收益之间的关系, 用以找出可以解释分类后组合的超额持有收益或期限风险溢价的因子, 分类后组合的价差策略收益依次记为 $rL_{t \rightarrow t+n}^{(n)}$, $rP_{2,t \rightarrow t+n}^{(n)}$, $rP_{3,t \rightarrow t+n}^{(n)}$ 和 $rH_{t \rightarrow t+n}^{(n)}$, 并作为自变量, 通过逐步线性回归探究可以用来解释分类后组合的风险溢价的因子, 回归方程为

$$r_{i,t \rightarrow t+n}^{(n)} = \alpha_i^{(n)} + \beta_{1i}^{(n)} rL_{t \rightarrow t+n}^{(n)} + \beta_{2i}^{(n)} rP_{2,t \rightarrow t+n}^{(n)} + \beta_{3i}^{(n)} rP_{3,t \rightarrow t+n}^{(n)} + \beta_{4i}^{(n)} rH_{t \rightarrow t+n}^{(n)} + \varepsilon_{i,t \rightarrow t+n}^{(n)}$$

其中 $r_{i,t \rightarrow t+n}^{(n)}$ 为第 i 个分类后组合的 n 期期货合约的超额持有收益。

表 19 逐步回归的参数估计结果

模型	变量	参数估计	标准误	Type II SS	F 值	p 值
r_1	α	0.0009	0.0009	1.3E-05	1.12	0.3056
	β_1	1.1958	0.0635	4.2E-03	355.20	<.0001
r_2	α	-0.0011	0.0007	2.3E-05	2.87	0.1107
	β_2	1.5209	0.0993	1.9E-03	234.37	<.0001
r_3	β_4	0.2659	0.0764	9.9E-05	12.10	0.0034
	α	0.0018	0.0012	2.5E-05	2.32	0.1476
r_4	β_3	1.1914	0.1063	1.4E-03	125.74	<.0001
	α	-0.0009	0.0009	1.5E-05	0.94	0.3472
r_1	β_4	1.0395	0.0917	2.0E-03	128.64	<.0001

由表 19 可知, 4 个回归方程截距 α 的 t 检验的 p 值均大于 0.05, 均不显著区别于 0, 但是自变量系数的 t 检验的 p 值均远小于 0.05, 均显著区别于 0, 模型均显著, 但是每个回归方程的自变量组合均不相同。

综合上述分析, 基于价差策略收益的不同因子或因子组合可以直接解释对应分类后组合的超额持有收益或期限风险溢价, 但是基于该策略收益却无法找出共同因子来统一解释分类后组合的超额持有收益或期限风险溢价。

参考文献

- [1] Keynes, J. A Treatise on Money, Vol.2 [M]. London: Macmillan, 1930.
- [2] Hicks, J. Value and Capital [M]. Cambridge: Oxford University Press, 1939.
- [3] Hirshleifer, D. Determinants of Hedging and Risk Premia in Commodity Futures Markets [J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 1989(3):310-331.
- [4] Fama, Eugene R, and, Kenneth R. French. Business Cycles and the Behavior of Metals Prices [J]. Journal of Finance, 1988(43), 1075-1093.
- [5] Erb, C., Harvey C. The Strategic and Tactical Value of Commodity Futures [J]. Financial Analysts Journal, 2006(62):69-97.
- [6] Gorton, G. and Rouwenhorst, G. Facts and Fantasies about Commodity Futures [J]. Financial Analysts Journal, 2006(62): 47-68.
- [7] Marta Szymanowska, Frans De Roon, Theo Nijman, and Rob Van Den Goorbergh. An Anatomy of Commodity Futures Risk Premia [J]. Journal of Finance, 2014(1): 453-482.
- [8] 王志强, 王雪标. 中国商品期货价格指数与经济景气[J]. 世界经济, 2001(4): 69-73.
- [9] 蔡慧. 我国商品期货价格指数与宏观经济变量之间的关联研究[学位论文]. 南京: 南京财经大学, 2008.
- [10] 马瑾, 曹延贵. 商品期货风险溢价与市场结构[J]. 西南民族大学学报:人文社会科学版, 2008(3):198-205.
- [11] 刘明, 黄政. 中国农产品期货风险溢价与市场波动性研究——基于 M-V 与 CAPM 对市场效率的动态检验[J]. 陕西师范大学学报:哲学社会科学版, 2010(6): 129-139.
- [12] 宋军, 缪夏美. 基于期货风险溢价效应的套期保值行为模式[J]. 管理科学学报, 2012(11): 23-30.

The analysis of commodity futures risk premia under trading strategies

HE Qi-xiang^{1,2}, MA Yu-tong³

(1.School of Mathematics, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433,China; 2. Zhejiang College, Shanghai University of Finance and Economics, Jinhua 321013, China; 3.School of Management, Fudan University, Shanghai 200433, China)

Abstract: With the rapid development of China's economy, the market of finance in China has an increasing development and has played an important role in the economic system. Along with further deepening the reform, the futures market will become more and more important, and the risk premium, which is closely related with expected futures return, has received more concern.

Based on the research methods of Marta et al., this paper studies the different characteristics of risk premium under different trading strategies by using some domestic exchange data. First, we identify two types of risk premia: spot premium interpreted as the expected return in excess of the short-term basis, and term premium related to the term structure of basis. We show that these different premia can be isolated by using simple trading strategies.

This study used the daily closing price and volume of the 71 futures contracts of 14 domestic commodities. The empirical results show that the spot risk premium and the term risk premium have time variability, and in most cases, spot and term premium have opposite signs. Further analysis shows that there is a correlation between spot premium and basis, monthly CPI (Before and after modification), USD to RMB exchange rate and the momentum index. There is a correlation between term premium and long-term basis, modified monthly CPI and the circulation index. Compared with the previous research results, in the United States, the spot premium was only related with basis, momentum, and inflation, while the term risk premium was only related with basis, volatility and inflation, and the relationship between the two kinds of risk premium and CPI are opposite. We analyze the causes of the differences in detail. Because of the difference of the exchange system between China and the United States, the exchange rate reflects different information and has a different influence on the futures market. Because of the important position of the US dollar in international settlement and commodity pricing, the fluctuation of the US dollar exchange rate has a different influence on the commodity futures market in the short term. Due to the significant difference of CPI weight distribution and the different renewal cycle between China and the United States, the index shows the level of inflation at different levels.

Then we show that spot premium can be explained by a single factor, the portfolio based on the Holding returns, but we can't find a common factor based on the Holding returns or the Spreading returns to explain the term premium. Additional factors are needed.

Key words: Commodity futures; Spot risk premium; Term risk premium; Trading strategies

中文编辑: 杜 健; 英文编辑: Charlie C. Chen