

影响国际期铜价格的因素分析 ——基于博弈论的数量分析方法*

Factors Influencing International Copper Futures Prices: A Game Theory Quantitative Analysis Method

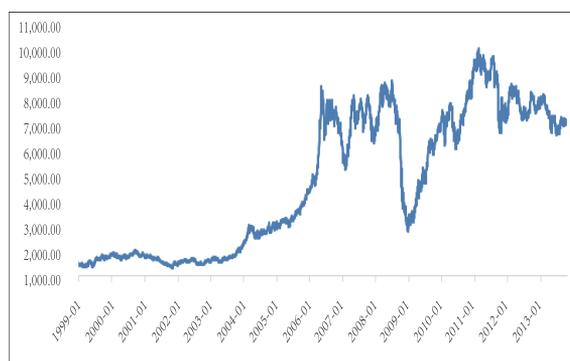
王 任^{1,2}

(¹上海期货交易所, 上海 200122; ²复旦大学, 上海 200122)

摘要: 针对2003年以来铜价的剧烈波动, 本文采用博弈论的数量分析方法, 以1999年10月至2013年8月的数据为基础, 通过计算夏普利值对回归参数进行调整, 有效地解决了变量之间的多重共线性问题, 从而可以比较准确地对国际期铜价格的影响因素进行定量分析。研究发现: 中国因素对国际期铜价格的变化解释力有限; 2003年之后铜的金融属性因素特别是货币因素(美元指数/美国广义货币供应量)对国际期铜价格的影响比2003年之前明显加大, 相对应的, 商品属性因素的影响力有所下降。

关键词: 夏普利值 国际期铜价格 影响因素

在过去十年中, 国际铜价经历了“过山车”式的变动。从图1可以看出, 伦敦金属交易所(London Metal Exchange, LME)期铜价格在2003年前一直在2000美金/吨左右小幅波动。从2003年开始, 价格波动幅度明显扩大, 先呈现趋势性上涨直至8450美元/吨(2006年5月), 随后高位震荡, 暴跌至2827美元/吨(2008年12月), 再大幅上扬至10162美元/吨(2011年2月), 最后在震荡中下行。



数据来源: Wind 资讯金融数据库

图1 1999-2013年LME期铜活跃合约收盘价
(美元/吨)

* 本文仅代表作者个人观点, 与作者所在的单位无关。

与此同时，中国铜消费量随着经济快速稳定的发展逐年上升，截止2012年，中国精炼铜消费量已经占全球总消费量的37%。然而，中国铜资源相对比较匮乏，铜市场一直处于供不应求的状态，需求的40%不得不依靠国外市场来满足。国际铜价的剧烈波动不可避免地给企业的正常生产经营活动产生了干扰，对中国经济的健康发展造成了负面影响。因此，深入了解国际铜价变化的影响因素有着重要的理论与实际意义。本文采用博弈论的数量分析方法对影响国际期铜价格的主要因素进行了定量分析。这种方法不仅可以有效地解决相关变量之间存在的多重共线性问题，而且可以计算和比较各变量影响国际期铜价格的权重，从而比较准确地量化这些因素对国际期铜价格的影响。

一、文献评述

影响国际期铜价格变化的因素有很多，国内许多学者已经对这方面做过一定的研究¹。通过对这部分研究进行总结和归纳，可以把影响国际期铜价格的因素根据其属性粗略地划分为两大类：一类是商品属性因素，另外一类为金融属性因素。

商品属性是指商品的实际使用价值，反映实际使用价值的供求关系，其中需求主要受全球经济基本面的影响，而战争、政治、灾害等因素可以在短时间内影响供给。铜作为一种重要的工业原材料，其需求与

全球宏观经济形势密不可分，具有很强的顺周期性。当经济扩张时，铜需求增加拉动国际期铜价格上涨；相反，当经济萎缩时，铜需求减少导致国际期铜价格下降。分析商品属性因素的指标包括：代表需求的全球大宗商品需求指数、经济合作与发展组织（Organization for Economic Co-operation and Development, OECD）工业产出指数、美国工业产出指数、中国的工业生产增加值、中国宏观经济景气指数、中国精炼铜进口量、制造业采购经理人指数（Purchase Management Index, PMI）等；代表供给的精炼铜产量；代表供需状况的库存²。

金融属性是指商品金融资产的属性。一方面，大宗商品是以货币单位来计价的，货币价值的变动，特别是美元的升值或者贬值会影响国际期铜价格。另一方面，投资者占有和购买大宗商品或相关金融衍生品的目的是为了取得投资/投机回报，投资者信心、预期的变化以及资产组合的重新配置都会影响金融市场资金的流向，进而对国际期铜价格产生影响。在已有的文献中，代表或者是影响货币价值的指标包括美元指数、美国货币供应量M2、中国货币供应量M2等；代表投资/投机因素的包括美国标准普尔500指数、联邦基金利率、标准普尔波动率指数(VIX)和纽约商品交易所（Commodity Exchange, New York, COMEX）1号铜非商业持仓头寸等。

因为影响因素较多，而且所有数据都

¹ 杨继(2005),陈曦(2006), 张建国和沙俊杰(2007),冯俊(2010),秦旭(2010),宋琳和房珊珊(2010),戴丽君(2010),薄晓旭和丰德民(2011), 李红生(2011),黄健柏和李琼鹤(2011),李金香和陈健(2011), 李明明和费宇(2013), Petzel(2009)等。

² 库存也可以反应投资/投机行为，从而体现金融属性。

是时间序列数据，许多变量具有共同的变化趋势，变量之间存在多重共线性问题。这使得回归所获得的参数方差较大，某些参数很难通过显著性检验。同时，参数对于样本的微小变化可能变得非常敏感，甚至出现符号错误的现象。目前处理多重共线性问题的方法较多，主要包括岭回归、主成分回归、逐步回归、偏最小二乘法、LASSO回归（满敬鑫和杨薇，2010）；在铜价的相关研究中，应用的多是主成分回归和逐步回归的方法。这些方法都不能满足本文分析的需要：或是不能综合分析各种因素对国际期铜价格的影响(如逐步回归)，或是回归参数很难被直观地解释（如主成分回归和偏最小二乘法），或是主观地添加参数（岭回归）或者约束（LASSO回归）使得回归参数并不唯一。因此，本文采用Lipovetsky和Conklin（2001）提出的基于合作博弈论的数量分析方法，利用每一个变量影响国际期铜价格变化的夏普利值(Shapley Value)对回归参数进行调整，得到一个客观的、易解释的、唯一的回归参数值，不仅有效地解决了多重共线性问题，而且可以对各变量影响国际期铜价格的程度进行观测和比较。

二、方法介绍

夏普利值法是合作博弈论的核心方法之一，被广泛应用于解决多人合作对策问题，可以用来实现合作收益在各合作方之间的分配。夏普利值是每个合作参与者对该合作联盟贡献的大小，突出反映了各个参与者在合作中的重要性。在一个合作联盟

中，第*i*个参与者的夏普利值可以定义为：

$$SV_i = \sum_{S \subseteq N \setminus \{i\}} \frac{S!(N-S-1)!}{N!} (v(S \cup \{i\}) - v(S)) \quad (1)$$

在（1）中，*N*代表合作联盟中所有参与者的数目，*S*为不包含参与者*{i}*的一个合作博弈中参与者的数目，*v(S)*为这*S*个参与者的合作收益，*v(S ∪ {i})*为包含*S*和参与者*{i}*在一个合作博弈中的合作收益，因此，*v(S ∪ {i}) - v(S)*可以看作是参与者*{i}*的边际贡献，其权重为 $\frac{S!(N-S-1)!}{N!}$ ，加总所得到的*SV_i*为夏普利值，代表参与者*{i}*对合作联盟贡献的大小。Lipovetsky和Conklin（2001）把每个标准化的解释变量作为一个参与者，用*N*代表所有变量的集合，*v(S)*为用*S*个解释变量回归所得到的决定系数*R_S²*，*v(S ∪ {i})*为增加变量*{i}*回归所得到的决定系数*R_{S ∪ {i}}²*，*SV_i*实际上是包含变量*{i}*的所有可能回归中对决定系数*R_{S ∪ {i}}²*边际贡献的加权和，可以证明：

$$R_N^2 = \sum_{i=1}^N SV_i \quad (2)$$

在最小二乘法（OLS）的回归方法中：

$$R_N^2 = \sum_{i=1}^N \hat{\beta}_i \hat{x}_i \cdot \hat{y} \quad (3)$$

在（3）中， $\hat{\beta}_i$ 为解释变量*i*的回归系数， \hat{x}_i 为标化解释变量*i*的样本向量， \hat{y} 为标准化被解释变量的样本向量， $\hat{\beta}_i \hat{x}_i \cdot \hat{y}$ 一般是被称作解释变量的净效应，可以用来评估解释变量对被解释变量的解释力度。多重共线性的存在可能改变 $\hat{\beta}_i$ 的符号，使得净效应为负，从而难以获得合理的评估结果。Lipovetsky和Conklin（2001）采用*SV_i*代替 $\hat{\beta}_i \hat{x}_i \cdot \hat{y}$ 作为解释变量*{i}*的净效应，获得调整后的回归系数 $\tilde{\beta}_i$ ，有效地避免了多重共线性所产生的畸变。

$$\tilde{\beta}_i = \frac{SV_i}{\bar{x}_i \cdot \bar{y}} \quad (4)$$

相关的显著性检验是通过决定系数 R_N^2 构建 t 值的方法进行:

$$t_R = \frac{R_N}{\sigma} = \frac{R_N}{\sqrt{\frac{1-R_N^2}{M-N-1}}} \quad (5)$$

在 (5) 中, M 为每个变量的样本数目。假定显著性水平为 $1-\alpha$, 通过比较 $\frac{SV_i}{R_N^2}$ 与 $\frac{t_{\alpha/2}^2}{t_R^2}$ 的大小可以对变量进行显著性检验。

如果 $\frac{SV_i}{R_N^2} > \frac{t_{\alpha/2}^2}{t_R^2}$, 则认为解释变量 i 显著不为零, 否则, 解释变量 i 不能通过显著性检验。直观的理解是, $\frac{SV_i}{R_N^2}$ 为变量 $\{i\}$ 的夏普利值 (解释贡献度) 所占的 $\hat{\beta}$ 的比重, 可以用来衡量解释变量对被解释变量的重要性——比值越大, 说明变量 $\{i\}$ 的相对解释力度越强。

三、实证分析

(一) 数据

结合上文的分析, 国际期铜价格的影响因素主要可以分为两个部分: 商品属性因素和金融属性因素。因为上海期货交易所的库存数据仅从1999年10月开始, 所以本文采用1999年10月至2013年6月的月度数据进行分析。数据来源为WIND资讯, 所有数据都经过标准化处理。结合数据的长短和可获得性, 模型1的变量选择如下: 代表国际期铜价格的LME期铜活跃合约收盘价 (P); 商品属性变量包括代表除中国之外全球铜需求的OECD工业生产指数 (OECD)、代表中国铜需求的中国宏观景气指数 (CN) 以及代表全球铜库存的全球三大交易所³库存之和 (INV);

³ 分别为LME, SHFE和COMEX。

金融属性变量包括代表货币价值的美元指数 (USD) 和代表投资/投机因素的美国联邦基金利率 (I)、标准普尔500指数 (SP)、标准普尔500波动率指数 (VIX) 以及COMEX1号铜的非商业持仓净头寸 (CFTC)。考虑到铜价变化的连续性, 本文把国际期铜价格 (P) 的一期滞后值 (LP) 作为解释变量在模型2中进行了分析。相关分析结果列出在表3和表4中。在稳健性检验中, 本文采用了其他变量替代样本1 (上述所有变量) 中的相关变量作为样本2进行了检验和比较 (表5和表6)。从表1和表2的相关系数矩阵可以看到, 变量存在多重共线性问题, 其中LP、OECD、USD、SP与其他变量的相关性较高, 如USD与OECD的相关系数绝对值达到了0.68。

表1 样本1相关系数矩阵

	LP	OECD	CN	INV	USD	I	VIX	SP
OECD	0.80							
CN	0.53	0.63						
INV	-0.52	-0.59	-0.43					
USD	-0.85	-0.68	-0.62	0.57				
I	-0.29	0.05	-0.08	-0.24	0.44			
VIX	-0.19	-0.38	-0.34	0.29	0.16	-0.21		
SP	0.46	0.65	0.13	-0.33	-0.19	0.41	-0.55	
CFTC	-0.07	-0.11	0.37	0.16	-0.04	-0.17	-0.31	-0.13

表2 样本2相关系数矩阵

	LP	USIND	CN2	INV	USM2	I	VIX	SP
USIND	0.54							
CN	0.11	0.22						
INV	-0.52	-0.51	-0.24					
USM2	0.61	0.02	0.26	-0.38				
I	-0.29	0.28	0.09	-0.24	-0.37			
VIX	-0.19	-0.44	-0.36	0.29	0.15	-0.21		
SP	0.46	0.72	-0.03	-0.33	-0.19	0.41	-0.55	
CFTC	-0.07	-0.14	0.35	0.16	0.02	-0.17	-0.31	-0.13

（二）结果分析

本文采用统计软件R对样本进行处理，通过把变量的所有可能组合对国际期铜价格（P）进行回归，计算出每个变量的夏普利值（SV），并以此获得回归参数 $\hat{\beta}$ 的调整值 $\tilde{\beta}$ 。在回归列表中，t值为 $\tilde{\beta}$ 对应的t统计值。根据Tang和Xiong (2010) 的实证研究，会发现大宗商品的金融属性在2003年12月之后显著增加，因此本文在对整个样本进行分析的同时，也考虑到国际期铜价格自2003年以来出现的较大幅度波动，把样本以2003年12月为分隔点分段进行了分析和比较。

1. 多重共线性

因为多重共线性的存在，一些比较重要的影响国际期铜价格的因素并不能通过OLS显著性检验。例如，在基于全样本的分析中，采用OLS所得到的CN、INV和VIX回归参数 $\hat{\beta}$ 并不能通过显著性检验；在基于子样本1的分析中，CN、INV、VIX和SP的OLS回归参数 $\hat{\beta}$ 都不能通过显著性检验。相对应的，本文采用博弈论的数量方法所得到的 $\frac{SV}{R^2}$ 以及显著性检验都表明这些因素显著影响国际期铜价格的变化。

另外，多重共线性的存在也使得某些OLS回归参数 $\hat{\beta}$ 对样本的变化比较敏感，甚至符号也与常理相悖。在全样本分析中，对国际期铜价格有正影响的中国宏观经济景气指数CN在子样本分析中都为负。但中国作为铜资源的消费大国，其宏观经济形势应与国际期铜价格具有正相关性，已有

的文献也显示与中国宏观经济相关的指标如中国宏观经济景气指数、中国工业增加值等都对国际期铜价格有着正面的影响。通过采用计算夏普利值的方法，本文有效地避免了这一问题，调整后的CN回归参数值 $\hat{\beta}$ 显著为正。

2. 因素分析

因为在表3和表4中各因素对于国际期铜价格的影响比较一致，本文重点对表3进行分析。从 $\frac{SV}{R^2}$ 可以看出，影响1999年10月至2013年8月国际期铜价格比较重要的因素包括美元指数（USD），OCED工业产出指数（OECD），标准普尔500指数（SP），中国宏观经济景气指数（CN）以及美国联邦基准利率（I）， $\frac{SV}{R^2}$ 分别为32.33%，26.55%，10.88%，10.28%，9.9%。从子样本的比较分析可以看出，变量与国际期铜价格之间的关系呈现出比较明显的变化。

2003年以来，美元指数变化对于国际期铜价格变化的重要性显著上升， $\frac{SV}{R^2}$ 达到了35.71%，在2003年前这一数值仅为9.75%， $\tilde{\beta}$ 绝对值从2003年前的0.199上升到2003年后的0.413。可能引起这种变化的原因有诸多方面：首先，铜的消费版图正从发达国家向新兴发展中国家转移，美元贬值会在一定程度上增加非美元货币的铜购买量，从而推高铜价。其次，自2000年互联网泡沫破裂以来，美联储一直推行宽松的货币政策⁴，随后次贷危机的爆发以及欧债危机的持续发酵迫使美联储再次降低利率使其保持在趋近于零的水平，许多低

⁴ 2000年3月随着美国互联网泡沫的破裂，美国经济陷入衰退，铜需求减少，铜价下行，美联储为刺激经济美推行低利率政策，联邦基金利率从2000年的7月3日的7.03%降低到2003年8月5日的0.86%，2003年6月开始，面对高的通货膨胀率，联邦基金利率有所上升。

表3 样本1回归结果(模型1)

基于全样本1999.10-2013.08								
	OECD	CN	INV	USD	I	VIX	SP	CFTC
$\hat{\beta}$	0.257	0.12	0.104	-0.502	-0.207	0.07	0.312	-0.125
t值	3.12	1.84	1.85	-6.28	-3.32	1.55	4.59	-2.84
SV	0.224	0.087	0.054	0.272	0.083	0.014	0.092	0.016
$\frac{SV}{R^2}$	26.55%	10.28%	6.46%	32.33%	9.90%	1.67%	10.88%	1.93%
$\tilde{\beta}$	0.282	0.161	-0.124	-0.329	-0.262	-0.068	0.204	-0.162

* R^2 为 0.842 ; 所有 $\frac{SV}{R^2}$ 都通过了 1% 的显著性检验

基于子样本1999.10-2003.12								
	OECD	CN	INV	USD	I	VIX	SP	CFTC
$\hat{\beta}$	0.438	-0.074	-0.286	-0.226	-0.166	-0.025	0.375	0.389
t值	4.41	-0.61	-3.12	-2.75	-0.68	-0.25	1.54	4.62
SV	0.212	0.069	0.112	0.088	0.069	0.090	0.094	0.165
$\frac{SV}{R^2}$	23.55%	7.69%	12.41%	9.75%	7.72%	9.99%	10.51%	18.40%
$\tilde{\beta}$	0.284	0.197	-0.211	-0.199	0.185	-0.165	0.208	0.284

** R^2 为 0.827 ; 所有 $\frac{SV}{R^2}$ 都通过了 1% 的显著性检验

基于子样本2004.01-2013.08								
	OECD	CN	INV	USD	I	VIX	SP	CFTC
$\hat{\beta}$	0.956	-0.242	0.765	-0.607	0.381	-0.370	-0.739	
t值	7.45	-3.72	9.05	-10.81	4.31	-4.55	-4.79	
SV	0.180	0.028	0.140	0.295	0.043	0.020	0.121	
$\frac{SV}{R^2}$	21.78%	3.39%	16.89%	35.71%	5.17%	2.37%	14.69%	
$\tilde{\beta}$	0.313	0.113	0.332	-0.413	-0.314	-0.306	0.230	

*** R^2 为 0.826 ; 所有 $\frac{SV}{R^2}$ 都通过了 1% 的显著性检验 ; CFTC 的 $\frac{SV}{R^2}$ 并不能通过显著性检验, 故没有列出

表4 样本1回归结果(模型2)

基于全样本1999.10-2013.08									
	LP	OECD	CN	INV	USD	I	VIX	SP	CFTC
$\hat{\beta}$	0.862	0.058	0.059	0.177	-0.121	0.005	-0.086	-0.025	-0.119
t值	17.50	1.18	1.55	5.35	-2.35	0.14	-3.09	-0.57	-4.63
SV	0.345	0.163	0.066	0.046	0.190	0.052	0.011	0.061	0.012
$\frac{SV}{R^2}$	36.49%	17.25%	7.01%	4.82%	20.03%	5.51%	1.18%	6.43%	1.28%
$\tilde{\beta}$	0.359	0.206	0.123	-0.104	-0.229	-0.164	-0.054	0.136	-0.120

* R^2 为 0.946 ; 所有 $\frac{SV}{R^2}$ 都通过了 1% 的显著性检验

基于子样本1999.10-2003.12									
	LP	OECD	CN	INV	USD	I	VIX	SP	CFTC
$\hat{\beta}$	0.533	0.260	-0.064	-0.168	-0.099	-0.411	0.029	0.373	0.277
t值	5.74	3.22	-0.71	-2.33	-1.50	-2.17	0.38	2.03	4.18
SV	0.268	0.154	0.051	0.081	0.064	0.055	0.073	0.071	0.127
$\frac{SV}{R^2}$	28.38%	16.34%	5.40%	8.61%	6.73%	5.85%	7.72%	7.52%	13.43%
$\tilde{\beta}$	0.297	0.207	0.146	-0.154	-0.144	0.147	-0.134	0.156	0.218

** R^2 为 0.944 ; 所有 $\frac{SV}{R^2}$ 都通过了 1% 的显著性检验

基于子样本2004.01-2013.08									
	LP	OECD	CN	INV	USD	I	VIX	SP	CFTC
$\hat{\beta}$	0.609	0.370	-0.132	0.468	-0.312	0.345	-0.241	-0.398	
t值	11.20	3.63	-2.91	7.40	-6.72	5.74	-4.28	-3.64	
SV	0.379	0.116	0.019	0.090	0.187	0.030	0.013	0.086	
$\frac{SV}{R^2}$	41.15%	12.57%	2.11%	9.74%	20.37%	3.31%	1.38%	9.36%	
$\tilde{\beta}$	0.410	0.201	0.079	0.213	-0.263	-0.224	-0.199	0.163	

*** R^2 为 0.920 ; 所有 $\frac{SV}{R^2}$ 都通过了 1% 的显著性检验 ; CFTC 的 $\frac{SV}{R^2}$ 并不能通过显著性检验, 故没有列出

成本的美元为了追求高收益流入高风险市场从而对铜价和股市形成有力支撑。联邦基金利率(I)调整后的回归系数 $\tilde{\beta}$ 从2003年前的0.185转变为2003年后的-0.314就可以印证这一点。最后,市场恐慌度随着危机的发酵、日本的“安倍经济学”的应用、三轮量化宽松(Quantitative Easing, QE)的推出以及第三轮QE退出时间预期的变化持续波动,大量资金在高风险金融市场(如大宗商品市场、股市等)和低风险美元市场(如美国货币市场、国债市场等)之间不停转移,使得相关市场的联动性得到加强。标准普尔500指数 $\frac{SV}{R^2}$ 从2003年前的10.51%上升到14.69%, $\tilde{\beta}$ 也从0.208上升到0.230。VIX调整后的回归系数 $\tilde{\beta}$ 显著为负,绝对值从2003年前的0.165上升到2003年后的0.306。

库存对国际期铜价格的影响自2003年以来也发生了比较明显的变化。一般来讲,当需求大于供给时,库存会减少,国际期铜价格上升;相反,当供给大于需求时,库存会增加,国际期铜价格下降,因此,库存与国际期铜价格就铜的商品属性来看存在负相关。但是,金融属性因素也会影响库存,使得库存与铜价的负相关性不明显,甚至出现正相关性。市场参与者如果认为铜价在未来一定时间内会上涨,就会增加库存以期在未来出售时获得更高的收益(Krugman, 2008),从而使得价格的上涨伴随着库存的增加,两者呈现正相关。从调整后的库存回归系数 $\tilde{\beta}$ 在2003年之前为-0.221以及2003年之后为0.332可

以推测,2003年之后,预期所引起的投资/投机行为主导了国际期铜价格与库存之间的关系。另外,库存对于国际期铜价格变化的重要性也有所上升, $\frac{SV}{R^2}$ 从2003年前的12.41%上升到2003年后的16.89%。

相对于金融属性因素对国际期铜价格变化重要性的提升,商品属性因素的影响力则有所下降。以OECD工业产出指数(OECD)和中国宏观经济景气指数(CN)代表的全球实际需求的 $\frac{SV}{R^2}$ 之和,从2003年前的31.24%下降到2003年之后的25.17%。中国铜消费虽然占到了全球的37%,但经济发展相对较平稳,并不会引起国际期铜价格如此剧烈的波动。因此,中国因素对价格变化的解释力有限,2003年后 $\frac{SV}{R^2}$ 仅为3.39%。宋琳和房珊珊(2010)得到了类似的结论,认为中国因素对国际期铜价格的作用微乎其微。

由于样本时间段以及处理方法的不同,已有的研究⁵对于COMEX1号铜持仓净头寸是否影响国际期铜价格并没有取得一致的结论。本文的分析得出,在2003年之前,非商业持仓净头寸(CFTC)对国际期铜价格的影响显著为正,且 $\frac{SV}{R^2}$ 相对较大,达到了18.14%;但是在2003年之后,其 $\frac{SV}{R^2}$ 并不能通过显著性检验,且调整后的回归系数 $\tilde{\beta}$ 为负数。就整个样本来说,其重要性非常小, $\frac{SV}{R^2}$ 仅为1.94%。究其原因,这是因为COMEX1号铜非商业持仓头寸仅代表COMEX1号铜的持仓量,并不包括其他相关衍生品和场外市场的交易情况,不能真实地反映出所有铜相关的投资和投机行

⁵ 李明明和费宇(2013),李金香和陈健(2011),李红生(2011)等。

为，同时，非商业持仓净头寸并不仅仅来自于投资/投机者，也有相当一部来自于有套保需求的生产、贸易和加工商⁶。

3. 稳健性检验

为了避免变量的主观选择所引起的回归结果的差异，本文以美国工业生产指数（USIND）代表中国之外的全球铜需求、以中国工业增加值（CN2）代表中国的铜需求、以美国货币供应量（USM2）代表货币价值作为样本2⁷重新进行了估计。从相关分析结果（表5和表6）可以看出，样本2与样本1取得了一致的结论，即：金融属性因素中的货币因素主导了2003年之后铜价的变化；商品属性因素，特别是中国因素对

2003年之后国际期铜价格的影响有限；金融属性因素对国际期铜价格的影响在2003年之后显著上升。

四、结论

本文采用博弈论的数量方法，计算出每个变量的夏普利值，对回归参数进行调整，有效地解决了多重共线性问题，对影响国际期铜价格的因素进行了定量分析。得出的结论包括：（1）实际需求影响铜价变化的重要性在2003年之后有所降低，中国因素对国际期铜价格的影响有限。（2）受宽松货币政策的影响，超低利率使得投资者寻求投资回报率高的金融产品，

表5 样本2回归结果(模型1)

基于全样本1999.10-2013.08								
	USIND	CN2	INV	USM2	I	VIX	SP	CFTC
$\hat{\beta}$	0.162	0.050	-0.039	0.534	-0.431	0.018	0.594	-0.090
t值	3.06	1.19	-0.86	12.13	-10.50	0.38	10.32	-2.35
SV	0.124	0.011	0.072	0.286	0.154	0.024	0.164	0.010
$\frac{SV}{R^2}$	14.67%	1.33%	8.46%	33.88%	18.21%	2.80%	19.46%	1.19%
$\bar{\beta}$	0.241	0.082	-0.163	0.465	-0.484	-0.114	0.366	-0.100

* R^2 为 0.845；所有 $\frac{SV}{R^2}$ 都通过了 1% 的显著性检验

基于子样本1999.10-2003.12								
	USIND	CN2	INV	USM2	I	VIX	SP	CFTC
$\hat{\beta}$	0.048		-0.293	0.679	0.780	-0.041	0.159	0.627
t值	0.48		-2.19	2.51	2.17	-0.32	0.50	6.83
SV	0.119		0.118	0.066	0.078	0.106	0.082	0.268
$\frac{SV}{R^2}$	14.28%		14.07%	7.90%	9.30%	12.66%	9.77%	32.02%
$\bar{\beta}$	0.209		-0.223	-0.457	0.207	-0.195	0.180	0.460

** R^2 为 0.836；所有 $\frac{SV}{R^2}$ 都通过了 1% 的显著性检验；CN2 的 $\frac{SV}{R^2}$ 并不能通过显著性检验，故没有列出

基于子样本2004.01-2013.08								
	USIND	CN2	INV	USM2	I	VIX	SP	CFTC
$\hat{\beta}$	-0.084		0.113	0.593	-0.045	0.092	0.834	
t值	-0.65		1.13	10.33	-0.50	1.24	5.81	
SV	0.087		0.102	0.271	0.026	0.025	0.231	
$\frac{SV}{R^2}$	11.75%		13.68%	36.55%	3.55%	3.36%	31.12%	
$\bar{\beta}$	0.300		0.242	0.577	-0.194	-0.390	0.437	

*** R^2 为 0.743；所有 $\frac{SV}{R^2}$ 都通过了 1% 的显著性检验；CN2 和 CFTC 的 $\frac{SV}{R^2}$ 并不能通过显著性检验，故没有列出

⁶ 见Sanders and Irwin (2011)。

⁷ 其他变量与样本1一致。

表6 样本2回归结果(模型2)

基于全样本1999.10-2013.08									
	LP	USIND	CN2	INV	USM2	I	VIX	SP	CFTC
$\hat{\beta}$	0.861	0.007	0.051	0.137	0.143	-0.055	-0.091	0.077	-0.111
t值	17.60	0.21	2.09	4.89	4.21	-1.71	-3.22	1.72	-4.99
SV	0.441	0.084	0.008	0.055	0.165	0.078	0.017	0.091	0.009
$\frac{SV}{R^2}$	46.48%	8.85%	0.80%	5.81%	17.41%	8.28%	1.81%	9.64%	0.91%
$\tilde{\beta}$	0.458	0.163	0.056	-0.125	0.268	-0.247	-0.082	0.203	-0.086

* R^2 为 0.948 ; 所有 $\frac{SV}{R^2}$ 都通过了 1% 的显著性检验

基于子样本1999.10-2003.12									
	LP	USIND	CN2	INV	USM2	I	VIX	SP	CFTC
$\hat{\beta}$	0.677	-0.017	0.024	-0.155	0.208	-0.057	0.026	0.234	0.343
t值	7.16	-0.25	0.42	-1.67	1.04	-0.21	0.30	1.08	4.59
SV	0.335	0.082	0.025	0.083	0.037	0.055	0.079	0.065	0.166
$\frac{SV}{R^2}$	36.14%	8.87%	2.65%	8.92%	4.04%	5.95%	8.54%	7.00%	17.89%
$\tilde{\beta}$	0.372	0.144	0.123	-0.157	-0.259	0.147	-0.146	0.143	0.285

** R^2 为 0.927 ; 所有 $\frac{SV}{R^2}$ 都通过了 1% 的显著性检验

基于子样本2004.01-2013.08									
	LP	USIND	CN2	INV	USM2	I	VIX	SP	CFTC
$\hat{\beta}$	0.723	-0.163		0.143	0.180	0.153	-0.016	0.299	
t值	13.33	-2.05		2.33	3.83	2.68	-0.34	3.08	
SV	0.456	0.056		0.073	0.141	0.020	0.015	0.142	
$\frac{SV}{R^2}$	50.46%	6.19%		8.05%	15.61%	2.27%	1.69%	15.74%	
$\tilde{\beta}$	0.493	0.192		0.173	0.300	-0.151	-0.238	0.269	

*** R^2 为 0.903 ; 所有 $\frac{SV}{R^2}$ 都通过了 1% 的显著性检验 ; CN2,CFTC 的 $\frac{SV}{R^2}$ 并不能通过显著性检验, 故没有列出

对国际期铜价格形成了有力支撑。(3) 市场恐慌度是影响国际期铜价格变化的重要因素, 恐慌度以及风险偏好的变化使得资金在高风险资产和低风险资产之间不断转移, 从而引起相关资产价格的剧烈波动。

(4) 货币因素是影响国际期铜价格变化的重要因素, 并在2003年之后成为主导因素。(5) 库存与国际期铜价格之间的关系在2003年后发生明显改变, 成为铜金融属性显著增强的有力证据之一。

最近十年来, 新兴发展中国家经济高速增长刺激了铜的需求, 而宽松货币政策带来的高流动性和超低利率迫使资金寻找高回报率的金融产品, 这些因素都对铜价形成了有效的支撑。与此同时。大宗商品

衍生品市场随着技术的进步以及新产品的推出快速发展, 资金可以自由快速地流入和流出。美国次贷危机的爆发以及欧债危机的持续发酵、发达国家经济的复苏以及新兴经济体的发展受挫、各国量化宽松措施的出台以及第三轮QE退出时间预期的变化等等都牵引着市场的神经, 成为了资金流动的导火线。因此, 国际期铜价格在过去十年中经历了大幅的上升和剧烈的波动。未来随着全球经济的恢复, 货币政策会逐渐收紧, 铜价有望回归基本面, 波动幅度可能减少。但是, 铜价高企的局面受实际需求的增长可能会维持下去, 相关金融衍生品市场的发展也使得铜的金融属性不可避免地将会扮演更为重要的角色。

作者简介:

王任(1982-), 男, 上海期货交易所与复旦大学联合培养博士后, 加州大学圣克鲁兹分校经济学博士, 主要研究方向为大宗商品、货币政策和中国经济。

参考文献:

- [1]薄晓旭,丰德民.中国金属期货价格影响因素分析——以 SHFE铜为例[J].经济研究导刊,2011(10).
- [2]冯俊.简论影响国际期铜价格的主要因素[J].中国证券期货,2010(11).
- [3]黄健柏,李琼鹤.国际期铜价格中的中国因素研究[J].价格理论与实践,2011.
- [4]李红生.基金持仓对国际期铜价格影响实证研究[J].东方企业文化,2011(23).
- [5]李明明,费宇.期铜价格影响因素实证分析[J].中国证券期货,2013(04).
- [6]李金香,陈健.掉期交易持仓,非商业持仓对期铜价格影响的实证分析[J].科技信息,2011(13).
- [7]满敬奎,杨薇.基于多重共线性的处理方法[J].数学理论与应用,2010(20).
- [8]秦旭.影响金属期货价格走势的因素分析[J].长春工程学院学报(社会科学版)2010(1).
- [9]宋琳,房珊珊.国际期铜价格上涨影响因素的实证研究[J].山东财政学院学报,2010(3).
- [10]杨继.期铜价格影响因素的比较与借鉴[J].中国物价,2005(02).
- [11]张建国,沙俊杰.国际金融市场铜价与美元指数相关性研究[J].科技信息,2007(1).
- [12]Krugman, P, Fuels on the Hill [N], The New York Times, 2008, June 27.
- [13]Lipvetsky, S. and Conklin, Analysis of Regression in Game Theory Approach [J], 2001, October.
- [14]Petzel, T., Testimony before the Commodity Futures Trading Commission [R], 2009, July 28.
- [15]Sanders, D.R. and Irwin, S.H., Index Fund, Financialization, and Commodity Futures Markets [J], Applied Economic Perspectives and Policy, 2011, V33 [1]: 1-31.
- [16]Tang, K. and Xiong, W., Index Investing and the Financialization of commodities [J], Working Paper, Princeton University, 2011, August.

(责任编辑 林帆)