

我国大宗商品价格变化中的货币因素和预期形成：铜市场实证*

孙泽生^{1,2}, 孙便霞¹

(1. 上海期货交易所博士后工作站, 上海 200122)

(2. 浙江科技学院 经济管理学院, 杭州 310023)

提 要：本文发展了一个包含货币因素和预期形成的大宗商品价格模型，并以中国铜市场为例，基于VAR框架实证研究了货币供给量与商品价格之间的长期关联和短期动态关系，进而通过H-P滤波方法构造冲击因子并利用包含结构变化的回归模型研究了货币冲击对铜价的影响。研究表明：(1) 中国铜现货价格与货币和经济活动等变量间存在稳定的长期均衡关系，且货币流动性对铜价存在显著的正向影响和较长的持续效应，而经济活动水平则对铜价存在负向影响；(2) 在2006年6月前后存在结构变化的明显证据，结构变化后中国货币流动性、中国铜期货市场和存货对铜价的影响均显著增强，铜市场参与者对国际市场风险的变化更趋谨慎，而对国内市场风险则保持了较乐观的情绪；(3) 存在由国际和国内滞后铜期货价格形成我国铜价的预期形成机制，但结构变化前中国铜价预期形成主要依赖于国际期货市场，在结构变化后中国铜期货市场的影响显著提升。

关键词：货币供给量 大宗商品价格 中国铜市场 预期形成

Money Supply and Expectation Formation in the Chinese Commodity Price Fluctuation: Empirical Study on Copper Market

Abstract: By developing an empirical model to consider the interactions of commodity prices both with money liquidity and with expectation formation, this paper studies the long-run relationship and short-term dynamics between Chinese copper prices and money liquidity based on vector autoregressive (VAR) methodology. Using regression models on shock factors constructed from H-P filtering method, this paper also investigates the influence of money shock on copper prices, with the consideration of structural changes. Empirical results show the following: (1) a cointegration relationship exists among variables such as money liquidity, economic activity and Chinese aluminum spot prices, and monetary liquidity positively significantly influences the price over long periods, contrary to the negative effect of economic activity; (2) significant

***基金项目**：中国博士后科学基金面上项目“组织博弈视角的资源性商品定价格局演进及机理研究”（批准号20110490065）；浙江省自然科学基金项目“我国大宗资源类产品贸易定价权问题研究：基于贸易媒介视角”（批准号Q12G030006）；浙江省社科基金“之江青年课题”项目“资源性商品定价格局与中国对策研究”（批准号11ZJQN067YB）。

作者简介：孙泽生，男，1975年生，山西稷山人，经济学博士。浙江科技学院经管学院副教授，上海期货交易所和复旦大学博士后；孙便霞(1982—)，女，河南洛阳人，经济学博士，复旦大学和上海期货交易所博士后；联系方式：孙泽生，上海市浦东新区浦电路500号35楼研发（200122）；电话：021-68400086/15921925756；E-mail:szsszs7514@126.com。

evidence for structural changes before and after Jun 2006 has been found, and during the latter period the influences of money liquidity, Chinese copper futures markets and copper stock on Chinese copper prices become stronger, with investors being more prudent to international risk but relatively optimistic to domestic market risk; (3) There exists an expectation formation mechanism of lagged futures prices at home and abroad for Chinese copper spot prices, and before Jun 2006 such expectation formation comes mainly from international futures markets, with the significantly increased influence from Chinese futures market after that time.

Key Words: Money Supply; Commodity Price; Chinese Copper Market; Expectation Formation

1 问题的提出

近十年来, 国际大宗商品市场经历了价格的大幅上涨和 2008 年国际金融危机爆发后的急剧下滑, 继而在 2008-09 年各国大幅度的货币扩张和救市政策下, 大宗商品价格又得到了快速恢复, 很多国家甚至出现了以大宗商品为代表的大范围的物价上涨。对我国而言, 最近十年来的货币政策变化对大宗商品市场产生了明显的影响, 推动了商品价格的变化, 导致物价总体水平的明显上涨, 控制通胀也成为国家宏观调控的主要目标。如何理解大宗商品价格如此巨大幅度的上涨和波动, 并评估我国大宗商品价格变化中货币因素的影响, 对我国宏观经济管理和优化政策制定具有重要价值。

最传统的对大宗商品价格变化的解释依赖于供需分析。但考虑到大多数大宗商品的最终供需变化幅度极为有限, 依据这一视角展开的价格分析似乎不足以提供有说服力的解释。另一个较为流行的观点则与期货市场投机有关, 但相当数量的实证研究均不支持期货市场投机行为会持续影响商品价格的观点。

而在宏观经济和货币流动性方面, 已有很多研究发现, 通过资产组合等渠道, 货币供给等宏观经济变量对商品价格形成显著的影响, 且至少在一定程度上, 商品价格变动是货币因素作用的结果。这些研究的基本立论基础是考虑到一般消费品价格调整缓慢, 而大宗商品依赖于金融市场集中交易、价格具有弹性这一事实。因此, 货币供给量变化导致的市场不均衡会通过商品金融市场和商品价格的超调来实现。已有研究分别基于 VAR 框架给出了(美国)货币政策和美元汇率对商品价格有显著和持久影响的证据。但由于全球化的影响, 从一国视角出发来研究货币-商品价格的关系已变得相对困难, Belke, Borden and Hendricks (2008) 尝试加总了主要 OECD 国家的季度数据, 研究发现全球货币供给量是决定大宗商品价格的关键因素。少量国内研究则强调了从利率和通胀预期到真实利率再到生产和存货行为的大宗商品价格变动机理。

结合已有研究来看, 一是讨论商品价格决定中的宏观和货币因素的实证研究是较少的, 且多集中于美国; 二是在研究方法上多采用了 VAR 框架, 虽然可以很好地适应商品价格等时间序列变量, 但却缺乏微观基础。在前一方面, 已有一些文献强调需关注美国之外流动性变化对商品价格的影响, 但极少量基于全球的研究只能利用年度数据, 使可信度受到影响。在后一方面, Frankel (1986) 和 Frankel and Rose (2009) 从大宗商品市场的资产属性出发, 利用商品资产套利条件提供了有微观基础的理论模型, 可兼而考虑宏观和微观变量对商品价格的影响, 但仍缺乏有力的实证证据支持。

考虑到中国利率管制的特点, 通过引入货币需求函数和基于期货市场价格的外推预期形成, 本文基于已有文献进行扩展, 将货币因素纳入到一个基于微观基础的商品价格模型中。我们采用了包含协整分析的 VAR 模型来考察不同变量与大宗商品价格之间的长期均衡和短期动态关系, 同时, 我们还通过 H-P 滤波抽取冲击因子, 并检验是否存在结构变化、不同冲击对商品价格的相对影响及预

期形成机制。实证方面，本文选择中国铜市场为例进行实证分析，因为铜是具有代表性的大宗商品种类，且是中国国内上市交易较早、发育较成熟的期货品种，数据的可得性和时间序列长度可更好地满足实证分析的需要。

本文剩余部分的结构安排如下：第二部分给出本文的实证模型和数据；第三部分在 VAR 框架内分析铜价与货币流动性和经济活动等变量之间的关系；第三部分基于 H-P 滤波方法研究不同冲击对铜价的影响，并分析在样本期内是否存在结构变化；第五部分结合中国相关产业政策对本文的实证发现进行探讨；最后一部分总结全文并提出政策涵义。

2 实证模型与数据

2.1 模型

大宗商品具有可存储和相对同质的特征，因而它们兼具资产和商品的双重属性。就其资产属性而言，对存货的供给和需求影响其资产价格；就其商品属性而言，对大宗商品的生产和最终消费在跨期内决定其价格。以下我们将主要从大宗商品的资产属性出发，来分析其价格形成的问题。按照 Frankel and Rose (2009)，可由预期形成 (expectation formulation) 和套利 (arbitrage condition) 两个条件出发，得出商品价格决定的基本等式。

令 s 代表现货价格^①， p 代表通货膨胀率， $q=s-p$ 为商品的真实价格， \bar{q} 为商品的长期均衡价格。在理性预期 (rational expectation) 情形下，如果投资者观察到当前时期的商品真实价格高于或者低于其长期均衡值，他们将预期随着时间推移，价格在未来会回归到其均衡状态时的数值。按照 Frankel (1986)，设这一回归将以某一变化率 θ ($\theta>0$) 进行，亦即：

$$E[\Delta(s-p)] \equiv E[\Delta q] = -\theta(q-\bar{q}) \quad (1)$$

对上式变形可得：

$$E(\Delta s) = -\theta(q-\bar{q}) + E(\Delta p) \quad (2)$$

考虑到商品期货市场及期货价格在商品价格预期和生产决策中的作用，我们可引入一个扩展的外推预期形成机制。亦即，当期的预期价格由上期的真实价格和前一期的期货价格变动量的一定比例 (即平滑系数 ρ) 加总而得^②。将该预期引入上述模型，令 f 表示期货价格，式 (2) 可被改写为：

$$E(\Delta s) = -\theta(q-\bar{q}) + E(\Delta p) + \rho(\Delta f_{-1}) \quad (2')$$

同时，在开放条件下，投资者持有商品或货币的决策要满足套利条件，即不同资产持有方式的预期回报率应当相等，则有：

$$E(\Delta s) + c = i \quad (3)$$

上式中， i 为名义利率， c 为净便利收益且 $c=c_y-sc-rp$ ， Δe 为预期的汇率变化。其中， c_y 为持有商品存货的便利收益，以用来应对诸如供应中断或者满足便利性偏好； sc 为商品的存储成本； rp 为风险贴水，它在商品长期有风险时将为正。另外， $rp = E(\Delta s) - (f-s)$ ，其中 f 为期货价格， $f-s$ 为

^① 本文中用到的价格，如无特别指明，均指实际价格的自然对数值。

^② 传统的外推预期模型中，假设 t 期价格为 $t-1$ 期价格加上 $t-1$ 期与 $t-2$ 期价格差的一定比例，但由于商品期货市场的存在和作用，滞后期期货价格包含了更多的预期信息，因此，在期货价格可得情形下，以滞后期期货价差来替代滞后期现货价差是更优的，也是更符合经济现实的。

期现价差。因此，净便利收益 c 可认为是考虑到存储成本和风险贴水后的便利收益。

现在可利用等式 (2') 来考虑商品市场金融化后期货价格对现货价格的影响。将等式 (2') 与 (3) 联立可得：

$$q - \bar{q} = -\left(\frac{1}{\theta}\right)(i - E(\Delta p) - c) + \left(\frac{\rho}{\theta}\right)(\Delta f_{-1}) \quad (4)$$

由式 (4) 可见，以商品价格的长期均衡值来衡量，其真实价格与实际利率和净便利收益 c 的差成反比。所以当真实利率高（或预期汇率上升）时，货币流出商品市场，直到商品价格足够低于其长期均衡值，以便产生未来价格上涨的预期，满足套利条件。相反，当真实利率较低（或者预期汇率下降）时，货币将持续流入商品市场，直至商品价格足够高于其未来均衡值，以使得产生未来价格下降的预期，同样满足套利条件。

将式 (3) 中的 $c = cy - sc - rp$ 代入式 (4) 可得：

$$q = \bar{q} - \frac{1}{\theta}[i - E(\Delta p)] + \frac{1}{\theta}cy - \frac{1}{\theta}sc - \frac{1}{\theta}rp + \left(\frac{\rho}{\theta}\right)(\Delta f_{-1}) \quad (5)$$

因此，如果视长期均衡值 \bar{q} 为给定，仍有除真实利率和预期汇率之外的其他变量影响真实商品价格，这些因素包括便利收益、存储成本和风险贴水等。下面我们从实证研究可行性的角度出发，来选择对应于这些影响因素的合适的代理变量。

第一，经济活动状况是决定便利收益的主要因素，经济活动上升会刺激出于便利收益的存货需求，对商品价格有正向影响。我们可以用反映经济活动状况的工业总产值来作为便利收益的代理变量。但值得注意的是，工业总产值扩大可能会对商品产量的上升，从而驱动商品价格下降。因此，经济活动状况对商品价格的最终影响依赖于这两个方面对价格影响的相对重要性。

第二，考虑到存储能力的短期稳定性，存储成本将随着存储量接近已有存储能力而上升。假设 $sc = \Phi(\text{inventories})$ ，如果存货水平被观察到创历史高位，存储成本必定是高的，可认为存货水平对商品价格有负的影响。因此，存货水平可作为存储成本的代理变量。

第三，可利用市场波动性 (σ) 和期现价差 ($f-s$) 来作为风险贴水因素的代理变量。其中，期现价差直接表征为风险贴水，而商品市场波动性对价格的影响则比较复杂。一方面，波动性加剧表明市场风险会上升，会降低对存货的需求，压低商品价格。另一方面，波动性也是衡量便利收益的重要因素，波动性加剧会提升存货需求，对商品价格有正向影响。

将以上变量选择代入式 (5)，可得：

$$q = C - \frac{1}{\theta}[i - E(\Delta p)] + \frac{1}{\theta}\gamma(y) - \frac{1}{\theta}\Phi(\text{inventories}) + \frac{1}{\theta}\psi(\sigma) + \delta(f - s) + \left(\frac{\rho}{\theta}\right)(\Delta f_{-1}) \quad (6)$$

考虑到利率管制情形，我们可通过货币需求函数将利率变量转换为货币变量。引入一个简单的货币需求函数： $M/p = m(y, i - E(\Delta p))$ ，其中，货币需求与经济活动总量 y 正相关，与实际利率负相关。将上述经济活动因素对商品价格影响的函数 $cy = \gamma(y)$ ，与此处的货币量与 y 的函数关系进行加总，设新函数为 $\gamma_1(y)$ ，仍可推知此处 y 与商品价格之间关系为正。货币供给量与商品价格之间的函数则设为 $k(M/p)$ 。代入式 (6)，可得：

$$q = C + \frac{1}{\theta}k\left(\frac{M}{p}\right) + \frac{1}{\theta}\gamma_1(y) - \frac{1}{\theta}\Phi(\text{inventories}) + \frac{1}{\theta}\psi(\sigma) + \delta(f - s) + \left(\frac{\rho}{\theta}\right)(\Delta f_{-1}) \quad (7)$$

式 (7) 即为我们所用的实证模型，为简化起见，我们假定变量之间关系为线性的。在我们的基于协整的 VAR 框架中，考虑到国际铜市场的竞争性，以及中国作为主要铜净进口国的现实，我们将

表征风险的期货市场期现价差和价格波动性作为外生变量引入模型进行实证，以控制国际和国内市场风险因素对商品价格的影响；另一方面，由于国内外铜期货市场变化会共同作用于中国铜市场变化，因此预期形成公式可能会表现为国际铜期货价格和中国铜期货价格的组合。

2.2 数据

本文的实证研究是基于中国和国际铜市场的月度数据，时间序列从 2000 年 7 月至 2011 年 8 月。其中，铜现货和期货价格数据均来自 CEIC 数据库，中国铜现货价格为上海有色金属网提供的现货月均价。铜期货价格分别为在上海期货交易所（SHFE）和伦敦金属交易所（LME）交易的每一交易日铜期货主力合约的结算价，并变频为月度数据。对后者，我们按照即期汇率（Exchange）将其单位换算成以人民币表示的价格。国际铜现货价格数据选择 LME 提供的现货价格，其与 LME 铜期货价格的差值即为期现价差（spread）。

由于中国国家统计局仅提供季度 GDP 数据，我们以工业总产值的月度变化率为因子，将季度 GDP 数据转换为月度数据；同时，考虑到铜作为基础金属的特性，我们还选择工业总产值（Industry）作为经济活动的代理变量。我们选择了两个不同的货币变量指标，分别是 M2 和贷款额（Loan），它们均能反映货币流动性和货币政策的变化。这些数据均来自 Wind 数据库。另外，为控制经济活动水平上升对货币供给量上升的内在影响，参照文献，本文以 M2/GDP 来衡量货币流动性变化。

铜库存数据来自 Bloomberg 和上海期货交易所每周对外公布的指定交割仓库库存周报（<http://www.shfe.com.cn/statements>），它包括总库存数据和已制成标准仓单的库存数据，由于总库存数据能更好地反映投资者对商品价格的反应，因此我们选用了总库存数据（Inventory）。由于 SHFE 提供了每月所有周的库存周报，我们选择了该月度内的最大库存数据^①。

考虑到商品价格序列可能具有的异方差和自相关问题，我们采用 Newey and West(1994)中的方法，来构造序列长期方差（long-run variance）的一致估计。这里，利用 LME 铜现货和 SHFE 的铜期货日度价格序列，基于月内收益率数据可以计算得到每个月内相应的方差估计，最终分别得到月度序列 Svar_LME 和 Fvar_SHFE，用来表征国际和国内铜市场上的风险水平。

对于以上各变量，具体的描述性统计结果如表 1 所示。另外要注意的是，考虑到通货膨胀水平的影响，对各变量序列均进行了消胀处理。

表 1 变量的描述统计（2000 年 7 月至 2011 年 8 月，样本量=134）

变量名	定义	均值	中位数	最大值	最小值	标准差
Sprice	中国铜现货价（元/吨）	36022.63	33459.48	70900.89	14635.90	16590.89
Fprice_SHFE	上海铜期货价（元/吨）	35852.63	33132.83	70979.42	14460.95	16616.98
Fprice_LME	伦敦铜期货价（元/吨）	30589.22	26710.03	59549.01	11694.85	14797.94
Industry	工业总产值（十亿元）	2482.64	2183.44	6159.59	622.65	1507.30
GDP	国内生产总值（十亿元）	1716.55	1577.90	3693.82	704.57	708.77
M2	货币供应量（十亿元）	31640.04	28342.09	61100.21	13554.77	14323.95
Loan	贷款额（十亿元）	21351.25	18667.19	40710.68	9732.17	9116.24
Liquidity	流动性（M2/GDP）	18.35	18.31	26.86	12.51	2.85

^① 这里的库存数据是所报告的指定仓库总库存数据，它小于全国的铜库存数据。由于后者很难获得，我们以此作为替代。

Inventory	指定仓库最大铜库存（吨）	87540.35	76263.50	248333.0	19112.00	51952.52
Fvar_SHFE	上海铜期货风险	1.97	1.00	18.05	0.087	2.71
Svar_LME	伦敦铜现货风险	2.96	1.69	25.64	0.24	3.56
Spread_LME	伦敦铜期现价差（元/吨）	-210.12	72.08	758.42	-1971.83	555.55
Exchange	汇率（人民币/美元）	7.69	8.06	8.28	6.41	0.67

对表 1 中诸变量进行简单的时间序列画图分析可以发现，除 Spread 和两个表征风险水平的变量之外，其他的变量序列均呈现出异方差的特点。为减小变异性，我们对这部分变量均做对数化处理。然后，利用 ADF 方法检验所有变量序列的平稳性，具体结果如表 2 所示。

显然，伦敦铜期现价差 Spread 序列以及分别表征国内和国际铜市场风险水平的两个序列都是平稳的，而其他序列则都在一阶差分之后平稳。这就意味着，对于这些呈现出一阶单位根特性的序列我们可以进行协整关系检验，以期发现各变量之间的长期均衡关系。

表 2 变量的平稳性检验

变量	阶数	截距项	趋势项	ADF 统计量	结论
lnSprice	0	√	√	-1.62	不平稳
	1	√	√	-8.86***	平稳
lnFprice_SHFE	0	√	√	-1.71	不平稳
	1	√	√	-8.44***	平稳
lnFprice_LME	0	√	√	-1.90	不平稳
	1	√	√	-7.18***	平稳
lnIndustry	0	√	√	-2.05	不平稳
	1	√	√	-11.86***	平稳
lnGDP	0	√	√	-1.91	不平稳
	1	√	√	-29.65***	平稳
lnM2	0	√	√	-2.74	不平稳
	1	√	×	-3.62***	平稳
lnLoan	0	√	√	-2.54	不平稳
	1	√	×	-3.45**	平稳
lnInventory	0	√	×	-2.37	不平稳
	1	√	√	-11.13***	平稳
Fvar_SHFE	0	√	√	-7.99***	平稳
Svar_LME	0	√	√	-8.55***	平稳
Spread_LME	0	√	×	-3.55***	平稳
Exchange	0	×	×	-2.11**	平稳

注：**显著性水平5%，***显著性水平1%。

3 实证结果 I：长期均衡及短期动态调整

VAR 框架可把系统中每一个内生变量作为系统中所有内生变量的滞后值的函数来构造模型，可很好地描述变量间的动态作用特征。因此，利用 VAR 框架来讨论不同变量对大宗商品价格的作用，已在相关研究中得以广泛运用。我们以下考虑的变量包括中国铜现货价格、中国工业总产值、货币供给量（分别以 M2 和贷款额来表示）、国内和国际铜期货价格以及指定交割仓库铜库存共 6 个变量，

这里它们均为 I (1) 序列。为控制风险因素的影响, 我们将汇率、期现价差和表征风险水平的变量作为外生变量引入到 VAR 框架中。

3.1 协整分析

我们首先对变量之间的关系进行 Johansen 协整关系检验。在协整检验前需要先确定 VAR 模型的结构, 即 VAR 模型的最优滞后阶数。根据 AIC 和 SC 信息准则, 除引入 Liquidity 的 VAR 模型选择滞后 4 期之外, 其他选择滞后 1 期。选定滞后期后, 对 VAR 模型进行稳定性检验, 发现 VAR 模型所有根的模都小于 1, 即位于单位圆内, 所以 VAR 模型满足稳定性要求。进一步地, 对这些序列之间协整关系的迹检验和最大特征根检验结果均表明, 这 6 个 I (1) 序列之间至少存在 2 个协整关系, 检验结果如表 3 所示。

表 3 协整检验结果

检验方法	协整阶数		lnGDP			lnIndustry	
	r	统计值 ^[1]	统计值 ^[2]	统计值 ^[3]	统计值 ^[1]	统计值 ^[2]	统计值 ^[3]
迹检验 H0: rank=r	r=0	206.07***	194.49***	187.28***	204.94***	199.85***	151.47***
	r≤1	142.78***	130.47***	122.53***	145.50***	137.89***	93.51***
	r≤2	94.01***	81.14***	73.59***	94.12***	85.43***	52.61**
	r≤3	50.36***	47.11***	32.89**	48.59***	48.53***	29.01*
	r≤4	17.49**	15.55**	15.96**	16.22**	15.19*	12.76
最大特征根 检验 H0: rank=r	r=0	63.28***	64.02***	64.75***	59.43***	61.96***	57.96***
	r≤1	48.77***	49.33***	48.93***	51.38***	52.45***	40.90***
	r≤2	43.65***	34.03***	40.71***	45.53***	36.91***	23.60
	r≤3	32.87**	31.56***	16.93	32.38***	33.34***	
	r≤4	17.12**	15.44**		16.22**	15.15**	

注: ^[1]为以 M2 表示货币供给因素的 VAR 模型; ^[2]为以 Loan 表示货币供给因素的 VAR 模型; ^[3]为以 Liquidity 表示货币供给因素的 VAR 模型。

对得到的协整向量中变量 lnSprice 的系数进行单位化处理, 可得到如表 4 中所示的协整向量估计结果。显然, 中国铜现货价格与其他变量间存在稳定的长期均衡关系, 货币流动性与铜现货价格呈现正向影响关系, 这与我们的理论预测完全相符。其中, 除引入工业总产值变量 M2 对铜现货价格影响不显著但系数仍为负之外, 引入 GDP 变量后, M2 上升 1% 会推动铜现货价格上涨 0.11%; 分别引入 GDP 或者工业总产值变量后, 贷款额 Loan 上升 1% 会使得中国铜现货价格上升 0.077% 或者 0.046%。为控制经济活动对货币变量的内在影响, 进一步引入 Liquidity 变量发现, 其上升 1% 会使得中国铜现货价格上升 0.14% 或者 0.11%, 这与前面的实证结果相吻合。

在货币流动性对铜现货价格的影响因素中, 存货增加对铜现货价格的影响显著为负, 与理论模型分析吻合。我们选取的两项经济活动指标对铜价的影响有一定差异。其中, GDP 变量对铜现货价格有负向影响, 并在引入 M2 和贷款额的 VAR 模型中都保持显著; 而工业总产值变量则在引入 M2 和 Liquidity 的 VAR 模型中对铜现货价格有正向影响, 但仅在引入 Liquidity 的 VAR 模型中显著。这可能与中国铜主要应用与电气和机械制造业中, 使得工业总产值上升更多地作用于铜的需求和价格有关; 而 GDP 变量反映的对铜的需求强度较弱。总体上看, 不同经济活动指标对铜现货价格的影响是比较微弱的, 这可能与铜市场长期内有弹性的供给有关。此外, 引入货币流动性和经济活动变量的不同, 国际铜期货价格对国内铜现货价格的弹性介于 0.087-0.33 之间, 且非常显著, 表明中

中国作为金属铜的重要进口国，受到国际市场的明显影响；但我们同样可以发现，在长期均衡中，中国铜期货价格对国内铜现货价格的弹性明显更大，介于 0.63-0.89 之间，且同样非常显著，这意味着中国铜期货市场能在长期内更好地反映国内市场的供需平衡和价格变化。

表4 协整向量估计结果

	lnSprice_YS	lnFprice_SHFE	lnFprice_LME	lnGDP	lnIndustry	lnLiquidity	lnM2	lnLoan	lnInventory
1		-0.80 [-21.71]	-0.18 [-5.30]	0.096 [3.87]			-0.11 [-6.31]		0.014 [7.90]
1		-0.79 [-21.70]	-0.19 [-5.42]	0.054 [2.50]				-0.077 [-5.29]	0.013 [7.17]
1		-0.89 [-28.68]	-0.087 [-2.97]		-0.011 [-0.73]		-0.023 [-1.29]		0.009 [5.35]
1		-0.85 [-25.53]	-0.13 [-4.26]		0.006 [0.45]			-0.046 [-2.95]	0.012 [6.26]
1		-0.76 [-18.09]	-0.23 [-5.78]	0.003 [0.26]		-0.14 [-6.28]			0.015 [7.42]
1		-0.63 [-10.05]	-0.33 [-5.41]		-0.030 [-2.88]	-0.11 [-3.27]			0.017 [7.19]

注：[]中数字为各变量协整系数估计的t统计量。

3.2 脉冲响应函数

以上协整分析主要提供了诸变量间长期关系的信息，但没有为一变量作用于另一变量的动态特征提供更多的信息，我们可通过引入脉冲响应函数来解决这个问题。脉冲响应函数刻画的是在ECM扰动项上，一单位标准差大小的新信息（innovation）对内生变量的当前值和未来值所带来的影响。亦即，脉冲响应函数是考虑扰动项上的冲击如何传播到各个变量的。以下我们采用广义脉冲方法，建立货币变量、铜现货价格、期货价格和其他影响因素的脉冲响应函数模型^①（图1-图3）。

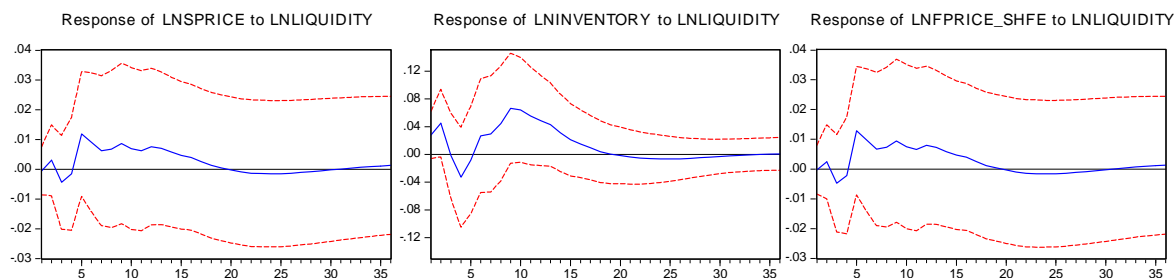


图1 一单位标准差 lnLiquidity 变化的影响

^① 限于篇幅，我们仅报告了引入工业总产值和 Liquidity 变量的脉冲响应函数估计结果。

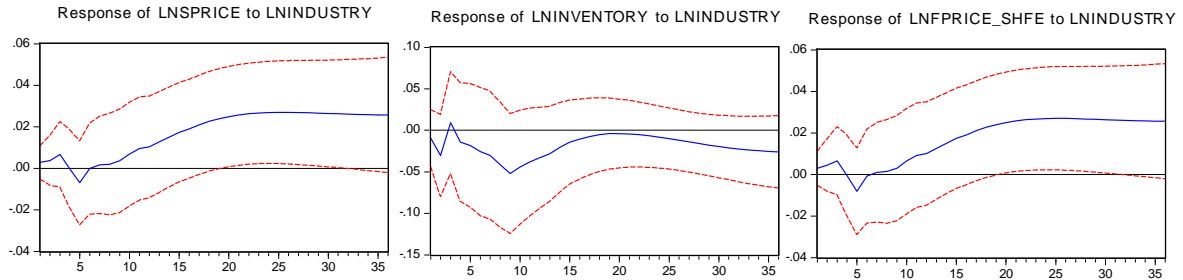


图2 一单位标准差 lnIndustry 变化的影响

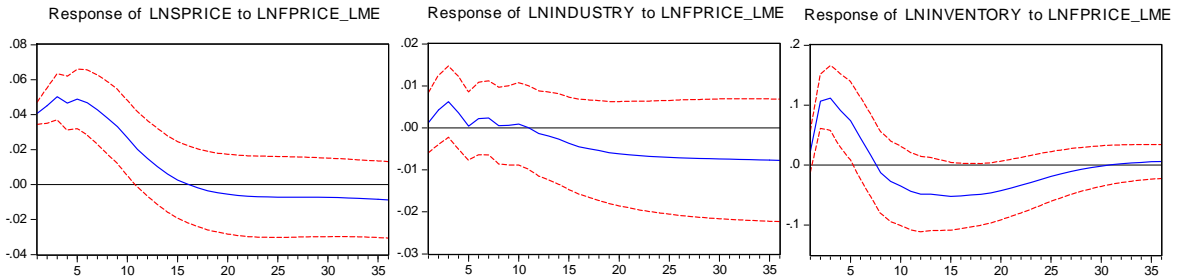


图3 一单位标准差的 lnFprice_lme 变化的影响

1. 货币流动性变化的影响。当在本期给 Liquidity 变量一个标准差大小的正向冲击后（图1），国内铜现货价格和期货价格出现明显波动，并在第3期内开始上涨，在第5期达到高点后略有下降，并表现出较长时期持续的正效应，直到19期后这一影响才趋于消失。与此同时，受铜价波动的影响，库存也呈现明显的波动态势。到第17期后影响趋于消失。这说明，增加的货币流动性会在较长时期内推动商品价格上涨。

2. 经济活动变化的影响。在本期给 Industry 一个标准差的正向冲击（图2），可发现工业总产值冲击使得铜现货和期货价格在1-5期内小幅波动，但随后明显增长，并在20期后维持了显著的正效应。与此相应，面对价格的先降后升情形，库存同样呈现明显的波动态势，到时期末时仍低于期初水平。这说明，在短期内，铜市场参与者会首先采取谨慎策略，以了解冲击的影响，作为对经济活动水平上升的反应，他们将在随后时期内扩大存货需求，推动铜价上涨。

3. 国际铜期货市场变化的影响。当在本期出现国际铜期货价格变化后，即迅速体现在国内铜期货和现货市场上。由图3可见，在本期内国内铜现货价格即有较大幅度的上升，并在1-5期内维持在高位，但随后逐渐下滑。与此对应，铜价上涨会提高经济活动的成本，企业的经营决策会趋于谨慎，推动经济活动水平趋于下降。而国际铜价上涨会导致存货水平上升，以获得更多的资产收益，但国内铜价随后的下滑将推动库存减少，导致库存水平出现大幅波动，对经济活动水平造成不利影响。

4 实证结果 II：结构变化与不同冲击影响

以上研究中我们基于VAR框架给出了货币流动性与铜价之间的长期均衡和短期动态关系，虽然我们可用M2/GDP作为货币流动性变量来适当地控制经济活动水平对货币供给量的内在影响，但无法考察结构变化并评估不同冲击因素对铜价影响的相对重要性。考虑到最近10年中国铜市场的巨大变化以及货币政策的调整，我们需要进一步考察这一时期内是否存在显著的结构变化，并进一步评估包括货币冲击在内的不同冲击的差异化影响。显然，常规的VAR模型只能研究各内生变量之间历史表现对当期的影响，而SVAR（Structural VAR）模型虽然可以研究变量之间当期的相互影响，但在

SVAR模型中引入结构变化会带来模型估计上的很大难度。

因此，在季节调整数据的基础上，我们利用 H-P 滤波方法对宏观、价格和库存量等时间序列变量进行去势处理，以得到不包括季节和趋势项的冲击因子，这样我们可以讨论不同冲击因子对价格变化的影响及可能存在的结构变化问题。我们仍然先利用 ADF 方法检验所有新变量序列的平稳性，结果如表 5 所示。显然，货币、经济活动、价格和库存量等序列都是平稳的；而表 2 中已显示，期现价差和表征风险的两个变量也都是平稳序列。因此，可利用实证模型（7）进行检验。

表 5 去除趋势和季节项变量的平稳性检验

变量	阶数	截距项	趋势项	ADF 统计量	结论
Sprice	0	×	×	-2.73***	平稳
Fprice_SHFE	0	×	×	-2.70***	平稳
Fprice_LME	0	×	×	-3.07***	平稳
GDP	0	√	×	-9.46***	平稳
Industry	0	√	×	-7.04***	平稳
M2	0	×	×	-3.39***	平稳
Loan	0	×	×	-3.67***	平稳
Inventory	0	√	×	-5.20***	平稳

注：***表示1%的显著性水平。

由于传统的 Chow 检验需要事先主观断定结构变化的时间点，可能出现选错的情形，这里我们运用移动式 Chow 检验 (Quandt-Andrews 检验) 来找出可能的结构变化点。通过去除前后 5% 的样本，并分别引入货币和经济活动变量，可发现在 1% 的显著性水平上存在结构变化，分别引入 M2 和 Loan 变量后的结构变化点为 2006 年 6 月。为确证以上检验结果，我们需要做进一步的实证工作。首先我们引入一个虚拟变量 D ，在 2006 年 6 月之前赋值为 0，随后时期赋值为 1。为考察结构变化对其他变量的影响，我们还引入了交互项。对基于 OLS 的回归结果残差进行 White 异方差检验，发现存在显著的异方差问题，因此，我们运用广义自回归条件异方差模型来克服异方差问题。特别地，为克服引入 GDP 变量后的序列相关问题，我们在模型中还引入了 AR(1)。回归结果报告在表 6 中。其中，[1]-[4]列是包含所有变量及其与虚拟变量交叉项的回归模型估计结果，[5]-[8]列则是在此基础上去除冗余变量后的模型估计结果。

由表 6 的 [1]-[4] 列可见，在虚拟变量与不同变量的交互项中，国际市场风险与虚拟变量的交互项显著为负，而货币流动性变量与虚拟变量的交互项则显著为正，虚拟变量自身对铜价的影响也显著为正。这说明，2006 年确实出现了显著的结构变化，且不仅表现在货币流动性变量对铜现货价格显著增强的影响上，还表现在市场对国际铜价风险的反应上。无论是引入 GDP 还是 Industry 变量，这一结果都是颇为稳健的。同时，我们还发现 2006 年结构变化前后，不同经济活动变量的冲击因子对铜价的影响大都不显著，仅有结构变化后 GDP 的冲击因子对铜价形成负向影响。而对于滞后 1 期的期货价格变量，可发现国内铜期货价格的冲击因子对国内铜现货价格的影响较弱；而 LME 铜期货价格冲击的影响则显著为正，并在结构变化前后没有显著变化。这说明，国际期货价格对我国铜价的预期形成有非常重要的影响。此外，库存变量对价格的影响依然显著为负，这也符合理论预测；而且有证据表明，在 2006 年的结构变化后这一影响有显著增强的趋势。

表6 引入结构变化的回归结果

变量	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]
M2	0.43**	0.45*			0.43***	0.44**		
M2*D	0.72***	0.79***			0.61***	0.77***		
Loan			0.25**	0.29**			0.29***	0.22**
Loan*D			0.88***	0.90***			1.20***	1.34***
GDP		0.012		0.018				
GDP*D		-0.83***		-0.89***		-0.76***		-0.54**
Industry	0.004		0.002					
Industry*D	-0.13		-0.17					
Fprice_LME(-1)	0.85***	0.71***	0.75***	0.75***	0.68***	0.84***	0.88***	0.76***
Fprice_LME(-1)*D	-0.39	-0.18	-0.23	-0.24	0.046	-0.33*		
Fprice_SHFE(-1)	-0.006	0.16	0.12	0.12		0.57***		
Fprice_SHFE(-1)*D	0.40	0.18	0.24	0.26	0.16*	0.35*	0.11***	0.24***
Inventory	-0.022**	-0.014	-0.019**	-0.016	-0.018***	-0.022***	-0.021***	-0.023***
Inventory*D	-0.014	-0.035*	-0.031*	-0.043**	-0.019*	-0.025	-0.087***	-0.054***
Spread_LME	-2.91E-6	-5.95E-6	-1.05E-6*	-1.25E-5*			-1.09E-5**	
Spread_LME*D	-1.59E-5	-1.99E-5	-1.61E-5	-2.15E-5	-1.76E-5**	-2.43E-5**		-5.68E-5***
Fvar_SHFE	0.008*	0.008**	0.008**	0.008**	0.008***	0.009***	0.009***	0.008***
Fvar_SHFE*D	-0.006	-0.008**	-0.006	-0.008**		-0.009**		
Svar_LME	-0.003	-0.003**	-0.002	-0.003*		-0.003*	-0.002***	
Svar_LME*D	-0.006**	-0.005**	-0.006***	-0.005**	-0.010***	-0.005**	-0.012***	-0.011***
AR(1)		0.25**		0.21*		0.16		0.018
D	0.047***	0.046***	0.041***	0.039***	0.034***	0.046***	0.036***	0.028***
C	-0.006	-0.005	-0.005	-0.004	-0.009***	-0.006	-0.005	-0.014***
Adjusted R ²	0.90	0.90	0.90	0.90	0.90	0.90	0.89	0.91
J-B	0.56	1.47	0.017	1.01	0.35	1.98	1.26	0.12
D-W	1.77	2.13	1.87	2.11	1.91	1.94	1.99	1.89

注：*表示10%的显著性水平，**表示5%的显著性水平，***表示1%的显著性水平。

表6的[5]-[8]列报告了去除冗余变量后不同变量及其与D的交互项的回归结果。可以发现，2006年的结构变化后，中国货币流动性的冲击因子对铜价的影响显著增强，考虑到结构变化前所有经济活动指标对铜价的影响均不显著，而结构变化后仅有GDP的冲击因子对铜价有负向影响。因此我们认为，从当期影响看，中国铜价变化中货币冲击的重要性显著强于经济活动冲击。我们还发现，国内铜期货市场的波动性风险变量正向影响铜现货价格，并在结构变化前后没有显著变化；而国际铜现货市场风险对国内铜价的影响，从结构变化前的多不显著向结构变化后的显著为负转变。这说明，在结构变化后，国内铜市场参与者对国际和国内市场变化给出了不同的反应，更多在国际市场风险扩大时采取谨慎的投资策略，而在国内市场风险扩大时采取更大胆的投资策略。

同时，结构变化前国内铜期货滞后期价格对铜现货价格的影响大都不显著，而结构变化后影响迅速增强。这意味着2006年后，中国铜期货市场在铜价预期形成中发挥了更大作用，“中国价格”的影响力趋于增强，而以LME代表的国际期货市场则仍具有对中国铜价及价格预期形成的明显影响力。此外，LME的期现价差对中国铜价有负向影响，表明了国内铜市场参与者对国际市场风险的谨慎策

略，但影响强度非常微弱。

5 进一步的讨论

最近十年来，中国铜市场经历了巨大的生产和消费量增长，尤以后者为速。由表7可见，铜产量从2000年的137.11万吨上升至2011年的519.69万吨。但消费量的增长更为迅速，2010年即已达到741.86万吨，占世界比重达到38.64%，从2002年起持续成为全球最大的铜消费国。由此形成的供需缺口，推动中国成为全球最大的精炼铜进口国之一。同时，我们可以发现当年的新增产能基本上都转化为下一年度的产量增长，这说明中国铜市场具有较高的产能利用率，但即使全部产能投入使用，仍需要通过进口贸易来完全满足市场需求，考虑到进口贸易中存在的时滞，在短期内中国铜市场的供给约束是相对较强的。

表7 中国铜市场的生产、消费、投资和进口：2000-2011（单位：万吨；亿元）

年份	产量	消费量	新增产能	投资额	净进口	世界产量	消费量占世界比重(%)
2000	137.11	192.81	n.a.	n.a.	57.1	1481.96	12.77
2001	152.33	230.73	n.a.	n.a.	81.1	1537.88	15.72
2002	163.25	273.69	7.58	n.a.	110.4	1536.52	17.49
2003	183.63	308.37	30.54	n.a.	129.3	1523.92	20.07
2004	219.87	336.39	7.60	30.5	107.6	1585.00	20.09
2005	260.04	365.61	49.81	74.32	127.53	1586.53	21.81
2006	300.32	361.38	30.49	116.9	58.4	1734.33	21.25
2007	349.94	486.34	27.79	121.8	134.6	1802.93	26.87
2008	379.46	514.89	31.38	80.37	136.3	1849.73	28.46
2009	405.13	575.00	59.44	190.14	311.2	1865.33	34.09
2010	457.35	741.86	66.91	228.22	334.24	1918.57	38.64
2011	519.69	n.a.	n.a.	185.1 ^a	264.63	n.a.	n.a.

注：投资额系指铜冶炼的固定资产投资；^a系2011年1-8月数据。

数据来源：《中国有色金属工业年鉴》、《中国有色金属统计》及作者对公开资料的整理。

另一方面，与中国铜进口国的角色相对应，最近十年内中国的精炼铜进口贸易是相对自由的，2008年进口关税已从2%降至0%；但出口贸易政策则在2006年前后发生了明显变化，2005年1月加征5%的出口关税，并在2006年4月上调至10%，同时自2006年起禁止了铜精矿加工贸易。另由表8可见，中国铜产业政策的主要变化发生在2005-2008期间，在2005-2006年期间铜产业政策主要用以约束新建产能的形成并加速淘汰落后产能。但2008年后，在金融危机及随后的扩张性宏观政策背景下，产业政策约束明显放松，不仅恢复了铜精矿的加工贸易，而且完全取消了进口关税并下调了出口关税，同时大幅放松了对投资和新建产能的约束，推动了投资规模的迅速上升。

表8 中国铜产业政策：2005-2011

年份	主要产业政策	主要内容
2005	《关于制止铜冶炼行业盲目投资的若干意见》（国办发[2005]54号）；《产业结构调整指导目录（2005年本）》（发改委令第40号）	清理整顿已建、在建和拟建项目，实行市场准入管理，提高项目资本金比例（从20%到35%），淘汰落后产能，加大产业结构调整力度；10万吨/年规模以下粗铜冶炼项目被列为限制类
2006	《铜冶炼行业准入条件》（发改委公告2006年第40号）；《关	严格产业政策和准入条件；淘汰落后产能，加

	于进一步贯彻落实加快产业结构调整措施遏制铜冶炼投资盲目过快增长的紧急通知》(发改运行[2006]2639号);《关于控制部分高耗能、高污染、资源性产品出口有关措施的通知》(发改经贸[2005]2595号);	强环保和安全监管,清理在建拟建项目;禁止铜精矿进口加工贸易,精炼铜出口税率上调至10%
2007	《关于加快推进产业结构调整遏制高耗能行业再度盲目扩张的紧急通知》(发改运行[2007]933号)	规范投资审批,取缔地方优惠政策,淘汰落后产能,清理在建拟建项目
2008	《2008年关税实施方案》;《2008年加工贸易禁止类商品目录》(商务部海关总署2008年第22号公告)	取消精炼铜进口关税,出口关税下调至5%;恢复铜精矿进口加工贸易
2009	《有色金属产业调整和振兴规划》	稳定国内市场,严格控制总量,淘汰落后产能,推进重组和产业布局调整
2010	《关于进一步加强淘汰落后产能工作的通知》(国发[2010]7号)	淘汰落后产能
2011	《关于印发淘汰落后产能工作考核实施方案的通知》(工信部联产业〔2011〕46号)	限期整改

资料来源:《中国有色金属工业年鉴》以及作者根据公开资料的整理。

我们分别利用了M2、贷款额和M2/GDP三个变量所做的协整分析发现,货币流动性对铜价存在虽微弱但却较显著的正向影响,变量间存在较明显的长期均衡关系,这与很多文献的结论是一致的。其作用机制是,货币流动性变化会引起通货膨胀率的变化,并因此会改变大宗商品的收益率,导致经济主体生产和存货行为的改变,对大宗商品价格产生影响。但协整分析也发现,不同经济活动指标对铜价的影响有所差异,工业总产值变量与铜现货价格间呈现有时不显著的正向关系,这可以理解为工业总产值上升代表的铜需求上升对铜价上涨的推动;但GDP变量与铜现货价格间微弱的负向关系却出乎我们预料,这虽然可能与GDP变化所反映的对铜的需求强度较弱有关,但更可能是受到世界铜供给弹性的影响。在经典的微观经济学教科书中,就指出世界铜市场的短期供给弹性较小($=0.25$),但长期供给弹性却相当大($=1.50$),这一供给弹性特征很大程度上削弱了中国经济活动水平对铜价的影响。此外,虽然2005-2008年间出现明显的铜贸易和产业政策调整,但考虑到中国巨大的铜进口和消费量,中国与国际铜市场之间呈现出很强的关联性,协整分析显示的国际铜期货价格对中国铜价的显著正向影响很好地说明了这一点。

从短期动态来看,我们基于广义脉冲方法的脉冲响应函数模型发现,较小的短期供给弹性使得中国的货币流动性和经济活动水平变化对铜现货价格的影响明显。货币流动性变化通过改变铜市场参与者持有货币和商品资产的激励,推动了铜价较长期的变化;但在缺乏实际需求变化的条件下,这一价格变化会最终趋于消失。而经济活动水平的上升与短期内的供给约束相结合,导致铜价的显著而持续的上升。

通过去除趋势和季节项而得到冲击因子并进行实证,我们发现了在2006年6月存在结构变化的明显证据。从图4中我们可以发现,2006年6月前后,国际和国内铜价均出现了急剧的转折,在此之前表现为波动较小且持续的上涨,在此之后则出现了价格的急剧下滑,并伴随着剧烈的波动,尤其以2008年全球金融危机爆发前后的波动程度最为剧烈,但2006年6月后铜市场的整体动态态势并未发生根本的变化。支持这一结构变化的证据一方面在于中国货币流动性对铜价的影响显著增强,且在引入M2和Loan变量的模型中均非常显著。原因可能在于,面对2006年后动荡的国际铜市场,铜市场参与者更多地将中国铜市场作为投资和套期保值的目标,涌入铜市场的货币量明显增加,使中国货币流动性对铜价的影响显著增强。我们可从中国铜期货市场和存货在结构变化后对铜价的显著增强

的影响中，找到支持这一判断的证据。支持结构变化的另一方面证据是，铜市场参与者对国内外市场风险的反应发生了明显变化。其中，对国际市场风险的变化更为敏感，国际市场风险的增高推动国内市场参与者的审慎决策，推动铜价下滑；而国内市场参与者对国内风险的反应仍保持了较为乐观的情绪，这可能与其对中国经济增长的乐观预期直接相关。

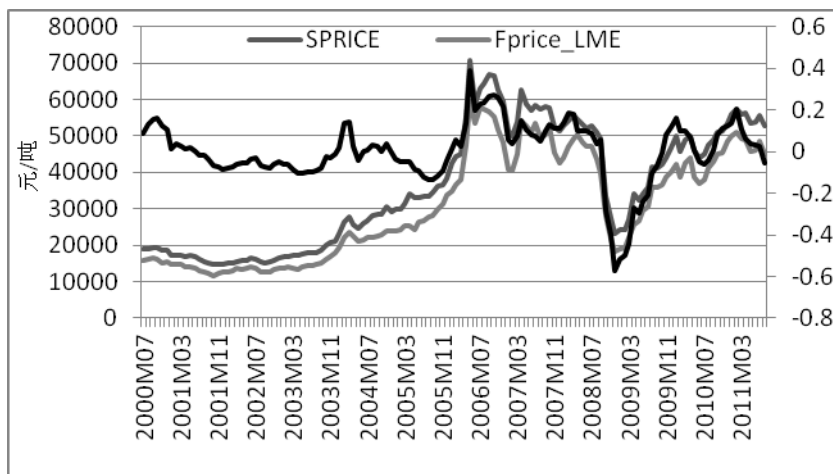


图4 铜价变化：2000.07-2011.08

注：右轴为Spruce1变量，系去势后的中国铜现货价格。

另一个值得关注的问题是我们实证模型中引入的基于期货价格的外推预期形成机制，以及中国铜价变化中的预期形成。根据实验研究，虽然人脑会对过去发生的事件计算出一个移动平均值并据此形成预期，但却把最大的权重赋予了最近时期^①。另一项针对金融市场的投资者调查显示，有40%以上的投资者认为市场表现会持续下去。Tokic(2011)则用正反馈交易机制证明最近时期的价格变动引起持续的油价变化。况伟大（2010）发现中国住房价格变化中外推预期的作用大于理性预期，贺京同和徐璐（2011）也发现中国住房市场中存在正反馈过程。同时，考虑到微观主体持有私人信息的异质性，这些异质性信息会通过期货市场表现为一个预期的集合，它可以更好地容纳不同微观个体的适应性学习、试错和偏差修正。这些研究都给我们引入的预期形成机制提供了支持。此外，由于中国大宗商品市场与国际市场间的关联和传导，可能会由国际和国内期货价格的某一组合形成中国铜市场的预期价格。

我们的实证研究证实，确实存在由国际和国内滞后期铜期货价格形成我国铜价的预期形成机制，但在结构变化前后的差异在于，结构变化前中国铜价预期形成主要依赖于国际期货市场，后者的影响在结构变化后没有明显变化，但中国铜期货市场在结构变化后才显著影响国内铜价预期的形成。这再次诠释了前面的协整分析中所发现的，国际和国内铜期货价格与中国铜价之间的长期均衡关系。考虑到中国巨大的铜进口量和相对自由的进口贸易政策，通过贸易渠道能很好地联通国内外市场，使得铜价的国际传导和互动影响切实存在，国际铜期货市场对中国价格预期的较大影响也是应有之义。我们的实证结果也说明，中国铜期货市场在反映国内市场风险和供需变化等方面的能力和影响正趋于增强，在资本项目不开放的背景下，这可以更好地克服价格国际传导所仰赖的贸易渠道所存在的明显约束和时滞，更有助于市场价格预期的合理形成。

^① 这一现象与大脑深处神经元细胞所释放的多巴胺有关。Glimcher(2011)发现，如果近期投资的回报好于长期回报，这些神经元细胞就会迅速激发，向整个大脑大量传播多巴胺，促使人追逐盈利。反之则会过度谨慎。

6 结论和政策涵义

本文旨在探讨大宗商品价格变化中货币因素的影响，我们发展了一个包含货币因素在内的商品价格模型，并基于中国铜市场数据，研究了我国货币流动性与大宗商品价格之间的长期均衡和短期动态关系以及结构变化，并讨论了不同冲击对商品价格影响的相对重要性以及铜价的预期形成机制。主要结论有以下几个方面。

1. 基于多个货币变量的协整分析表明，中国铜现货价格与货币等变量间存在稳定的长期均衡关系，货币流动性对铜价存在虽微弱但较显著的正向影响和较长的持续效应。这表明，资产所有者会权衡持有货币和大宗商品资产的收益率并进行决策，货币流动性的升高会改变投资者的资产组合，并推高大宗商品价格。从当期影响看，中国铜价变化中货币冲击的重要性显著强于经济活动冲击，而脉冲响应分析表明在较短时期内经济活动冲击更重要，但经济活动水平与铜价间的长期均衡关系却是比较微弱的。

2. 在2006年6月前后存在结构变化的明显证据，从之前的小波动和持续上涨转变为之后时期的价格下滑和大幅波动。一方面，在结构变化后中国货币流动性、中国铜期货市场和存货对铜价的影响均显著增强；另一方面，结构变化前后，铜市场参与者对国内外市场风险的反应发生了明显变化，对国际市场风险的变化更为敏感、更趋谨慎，而对国内市场风险则保持了较乐观的情绪。

3. 存在由国际和国内滞后铜期货价格形成我国铜价的预期形成机制。但结构变化前后的差异在于，结构变化前中国铜价预期形成主要依赖于国际期货市场，其影响在结构变化后没有明显变化；但中国铜期货市场在结构变化后才显著影响国内铜价预期的形成。这表明，中国铜期货市场在反映国内市场风险和供需变化等方面的能力和影响正趋于增强。

温家宝在2011年4月的国务院常务会议上曾指出：“在全球流动性宽松、投机活跃的背景下，大宗商品金融化特性增强，价格并不完全由供求关系决定。”本文的实证研究支持这一论断。亦即，在大宗商品市场金融化持续发展的背景下，货币流动性和预期等因素对大宗商品价格形成显著的影响。因此，需要关注的是，当今的大宗商品市场供求格局包括实体供需和金融供需两个层面，前者包括生产、贸易和消费结构变化及不同经济体的需求接替和转换；后者则包括行为模式各异的金融交易者结构及其互动。这两个层面的演进及互动已形成了实体供需为基础、金融供需为外在的新价格形成机制，并外化表现在商品金融市场上。而由于多数传统的实体供需方均已进入商品金融市场或以其价格为基础决策，大宗商品价格已主要在包含实体厂商在内的商品金融市场上形成，货币流动性、投资者预期等变量对价格有极其重要的影响。

因此，本文研究的启示有以下三个方面。1. 要形成长期、稳定、可预期的大宗商品供求关系和合理的价格机制，就需要扎根于商品金融化背景来认识大宗商品价格的形成和变化，要充分关注投资者预期的形成、扩散和转变，加强市场服务和信息供给，引导市场预期变化。2. 扩张的货币流动性对大宗商品价格的推升作用会反过来对实体经济的发展形成抑制，因此，要把好货币流动性闸门才能有助于稳定大宗商品价格预期，但还要区分不同的货币政策工具对大宗商品价格的差异化影响；值得注意的是，通过国内外市场的持续开放和投资激励，增加大宗商品的剩余产能和供给弹性，有助于更好地稳定大宗商品价格、应对冲击。3. 考虑到开放经济条件下我国大宗商品价格预期的形成端依赖于国际和国内两个市场，由于期货市场能更好地容纳不同微观个体的适应性学习、试错和偏差修正，进一步加快发展中国商品金融市场和商品市场监管，对国内大宗商品价格预期的合理形成和“中国价格”的外溢，均具有重要促进作用。

未来的研究中,在以下几个方面值得扩展:1.考虑到不同大宗商品的特性,需要将研究扩展到其它代表性大宗商品品种,如农产品、能源等;2.需要考虑不同大宗商品的共性,通过有代表性的大宗商品组(商品价格指数)的研究来提供更丰富的实证证据;3.需要进一步从理论上探讨大宗商品金融市场与实体经济之间的关联,以及货币因素对大宗商品金融市场和大宗商品价格的影响和传导以及预期形成机制,并在建模和实证中予以充分考虑。

参考文献

- 程均丽,姚南.2011.嬗变中的预期理论——动物精神与异质预期假说.当代经济研究,(8):30-38.
- 贺京同,徐璐.2011.主体行为、预期形成与房地产市场稳定.浙江大学学报(人文社会科学版),(5):78-87.
- 况伟大.2010.预期、投机与中国城市房价波动.经济研究,(9):96-108.
- 李敬辉,范志勇.2005.利率调整和通货膨胀预期对大宗商品价格波动的影响.经济研究,(6):77-85.
- 彭方平,展凯,李琴.2008.流动性过剩与央行货币政策有效性.管理世界,(5):30-37.
- 钱小安.2007.流动性过剩与货币调控.金融研究,(8):15-30.
- 宋玉华,林治乾,孙泽生.2008.期货市场、对冲基金与国际原油价格波动.国际石油经济,(4):12-19.
- Anzuini A, Lombardi M J, Pagano P.2010.The impact of monetary policy shocks on commodity prices. European Central Bank Working Paper Series, No.1232.
- Belke A, Borden I G, Hendricks T W.2010. Monetary policy, global liquidity and commodity price dynamics. DIW Berlin Discussion Papers,No. 971.
- Bessler D A.1984. Relative prices and money: a vector auto regression on Brazilian data. American Journal of Agricultural Economics.66(1):25-30.
- Büyüksahin B, Harris J H.2011. Do speculators drive crude oil futures prices. Energy Journal, 32(2):167-202.
- Choi K S, Hammoudeh S, Kim, W J.2010. The effects of U.S. macroeconomic shocks on the international commodity prices. www.apeaweb.org/confer/hk10/papers/ kim_won_joong. pdf.
- Frankel J A.1986. Expectations and commodity price dynamics: the overshooting model. American Journal of Agricultural Economics, 68(2):344-348.
- Frankel J A, Rose A K.2009. Determinants of agricultural and mineral commodity prices. Sydney: Reserve Bank of Australia.
- Glimcher P W. 2011.Understanding dopamine and reinforcement learning: the dopamine reward prediction error hypothesis. proceedings of the National Academy of Sciences,108(42):15647-15654.
- Manski C F.2008. Identification for prediction and decision. Cambridge : Harvard University Press.
- Newey W K,West KD.1994.Automatic lag selection in covariance matrix estimation.Review of Economic Studies,61(4):631-654.
- Pindyck R S, Rotemberg J J.1990.The excess Co-movement of commodity prices. The Economic Journal, 100(403): 1173-1189.
- Ping Hua.1998.On primary commodity prices: the impact of macroeconomic/ Monetary Shocks. Journal of Policy Modeling, 1998, 20(6):767-790.
- Pindyck, R.S. and Rotemberg, J.J. The Excess Co-movement of Commodity Prices. Economic Journal, 1990, 100, pp.1173~1189.
- Pindyck R, Rubinfeld D L.2009. Microeconomics(7th edition). New Jersey: Prentice Hall.
- Rüffer R, Stracca L.2006.What is global excess liquidity, and does it matter? European Central Bank Working Paper Series,

No.696.

Tokic D.2011. Rational destabilizing speculation, positive feedback trading, and the oil bubble of 2008. Energy Policy, 39(4):2051-2061.