

# 非同步交易与黄金定价权

明 雷 申 瑶 杨胜刚\*

**摘要:** 如何提升黄金定价权, 以提高我国在以黄金为代表的大宗商品领域的国际话语权, 是新时代面临的一个重要的理论和现实问题。基于非同步交易的事实, 本文多角度研究了我国黄金定价权的问题。本文运用改进的信息份额模型对我国与美国的黄金期货定价能力, 以及我国与英国的黄金现货定价能力进行估计。研究表明: 总体上我国黄金期货市场定价能力弱于美国, 黄金现货市场定价能力弱于英国。但无论是期货市场还是现货市场, 我国黄金市场的定价能力正在逐渐提高。进一步研究发现, 上海金的推出, 在短期内提高了我国黄金市场的国际影响力。

**关键词:** 黄金定价权; 价格发现; 非同步交易

**DOI:** 10.13821/j.cnki.ceq.2023.03.14

## 一、引 言

作为贵金属的黄金, 具有货币和商品的双重属性。它既是国际储备的重要组成部分, 也是珠宝首饰等的重要原材料。作为黄金生产消费大国, 我国 2019 年黄金产量 380.23 吨, 黄金消费量 1 002.78 吨, 黄金产量连续 13 年位列全球第一。<sup>1</sup>但国际黄金市场长期存在着“西方定价, 东方交易”的现象, 我国在黄金的定价上几乎没有发言权, 这与我国黄金生产与消费大国的地位极度不匹配。

定价权是指在议定商品价格时所拥有的主动权力, 定价权并不意味着操纵市场, 其真正含义在于, 能够在国际定价过程中发挥积极影响力, 促进合理的国际市场价格形成 (李艺和汪寿阳, 2008)。定价权是一个具有鲜明中国特色的术语, 定价权也可以说是定价能力, 是一个市场特别是一个国家的市场对另一个国家市场价格的影响能力; 如果是一个国家内部不同市场价格之间的影响, 通常不认为是定价权。因此, 定价权不仅仅是一种经济学行为, 也带有较为强烈的政治意识, 是一个国家话语权的集中体现。

大宗商品定价权可以分为贸易定价权和金融定价权, 分别指在大宗商品进出口贸易中的定价权和在金融市场上的定价权 (宋文飞等, 2011)。贸易定价权主要体现在两方面: 一是以作为全球定价中心的国际期货市场的期货合约价格为基准价格来确定国际贸易价格; 另一种是由国际市场上的主要供需方进行商业谈判以确定价格。金融定价权主

\* 明雷、申瑶, 湖南大学金融与统计学院; 杨胜刚, 湖南大学工商管理学院。通信作者及地址: 明雷, 湖南省长沙市岳麓区湖南大学财院校区, 410079; 电话: (0731) 88684868; E-mail: minglei@hnu.edu.cn。作者感谢国家自然科学基金重大项目 (71790593)、国家自然科学基金青年项目 (71903051) 和国家社科基金重大项目 (19ZDA103) 的资助。感谢匿名审稿人提出的宝贵建议。当然, 文责自负。

<sup>1</sup> 数据来源: <https://www.cngold.org.cn/news/show-1562.html>, 访问时间: 2020 年 5 月 20 日。

要表现为，投资者在大宗商品金融市场的“供需”决定大宗商品的金融价格。而近年来包括黄金在内大宗商品市场出现了金融化的现象，投资者的“供需”很大程度上是一种虚拟的“供需”，投机动机成为决定大宗商品价格的重要因素。长期以来，以美国为代表的西方发达国家依托自身发达的金融系统和强大的综合国力，在大宗商品金融定价权上具有得天独厚的优势。

随着中国综合国力的提升，中国的金融市场也不断发展。特别是近二十年来，我国黄金市场不断完善。2002年10月30日，上海黄金交易所（以下简称上金所）开业<sup>2</sup>，结束了新中国建立以来黄金行业长达半个多世纪的计划管辖，买卖双方第一次成为黄金市场上的定价主体。2008年1月9日，上海期货交易所（以下简称上期所）黄金期货合约正式挂牌交易。黄金期货挂牌交易后，黄金真正完成了从消费品到投资品的转变，为企业提供了套期保值规避风险的工具，拓宽了投资者的投资渠道（Ming et al., 2020）。除此之外，我国黄金市场定价机制不断完善，市场国际影响力也不断提高。2013年7月18日，国内首批两只黄金交易型开放式指数基金（黄金ETF）合约同时生效。2014年9月18日，上金所国际板正式启动交易，实现了中国黄金市场境内境外的互联互通，为上金所交易价格由区域性的价格逐步向国际性价格转变、形成具有国际影响力的人民币黄金定价基准做了良好的铺垫。2016年4月19日，全球首个以人民币计价的黄金基准价格——上海金被正式发布。同日，挂钩上海金基准价现金结算型询价合约上线，上海金开始在人民币黄金场外衍生品市场发挥基准作用。2019年12月20日上海期货交易黄金期权合约正式挂牌交易。

与主要国际黄金市场相比，我国黄金市场交易的一个显著特点是黄金交易的非同步性。纽约黄金期货市场和伦敦黄金现货市场，分别作为全球最有影响力的期、现货市场，工作日几乎全天交易；而我国黄金期、现货市场虽然经过多次交易时间的调整和延长，目前交易时间仍然不足，期货市场为9小时15分钟，现货市场为13小时。当前全球处于信息化数字化时代，市场信息瞬息万变，黄金国际化程度非常高。我国黄金市场交易时间明显比纽约、伦敦市场短，收盘时间也不同。黄金市场交易存在的非同步性不仅给国内的黄金交易者带来了极大的不便，也制约和阻碍了国际交易者进入、参与国内的黄金交易，从而影响我国黄金的定价能力。例如，2013年7月黄金期货市场引入夜市后，很大程度上增加了我国黄金期货市场的交易量和流动性，降低了我国日间交易期间的波动性（Jiang et al., 2020）。

此外，我国黄金市场与伦敦、纽约黄金市场相比，还存在其他差异，包括黄金市场参与者范围不同、黄金基准价定价参与者不同、我国存在涨跌停板限制等。从黄金市场参与者范围来看，伦敦、纽约黄金市场都是高度国际化的市场，我国黄金市场才刚刚“打开”国际化交易的大门。从黄金基准价定价参与者来看，LBMA金价（伦敦黄金基准价）定价成员更加多元化，上海金定价成员基本都是国内金融机构，而且全部是银行。

我国黄金市场发展迅速，但黄金价格却长期受纽约、伦敦等其他交易场所的美元黄金价格影响，自主定价权较弱。自然的问题是，中国在国际黄金市场上到底有多大的金

<sup>2</sup> 考虑到香港的特殊性，参考郭彦峰和肖俾（2009）和刘飞等（2013）的做法，本文仅考虑上海黄金市场（包括上海黄金交易所的现货和上海期货交易所的黄金期货），来代表中国黄金市场。

融话语权?这种话语权又具有什么样的发展趋势?值得进一步研究分析。

随着经济的全球化以及大宗商品的金融化,一个国家生产或消费大宗商品的价格不再单纯由本国决定,也不仅仅是由简单的供给需求关系决定。大宗商品定价机制的形成不是市场机制单独发挥作用的结果,而是政府与市场相互作用的产物。由于大宗商品定价权的重要性,其定价机制越来越成为关乎国家金融安全的战略性问题。

黄金作为大宗商品的典型代表,其定价权是一个重要而被忽视的议题。现有研究对于稀土、大豆和铁矿石等大宗商品定价权的研究较多,而对于我国黄金定价权的研究基本是空白。在实践上,研究我国黄金定价权,对于推进我国治理体系现代化具有重要意义,对于提高我国在黄金市场上的话语权,进而提升我国在全球金融市场的地位具有重要战略价值。在理论上,研究黄金定价权,对于丰富国内外研究具有重要意义,也为争取其他大宗商品的定价权提供范例和参考。本文从黄金市场的非同步交易切入,研究我国黄金定价权的问题,并在实证分析的基础上,结合市场发展现状,提出提升我国黄金市场定价能力的战略路径。

本文其余部分结构如下:第二部分为文献综述与述评,第三部分为考虑非同步交易的定价权模型,第四部分为实证结果与分析,第五部分是进一步讨论,最后一部分为结论与政策建议。

## 二、文献综述与述评

本文的研究内容主要与两个方面的文献紧密相关,一是大宗商品定价权的研究,二是黄金市场的价格发现与联动性研究。本部分从这两个方面对文献进行简要回顾和综述,并阐述本文对现有文献的可能贡献。

### (一) 关于大宗商品定价权的研究

部分研究运用相关计量方法分析了我国对大宗商品的定价能力及其影响因素。李艺和汪寿阳(2008)采用计量方法对我国大宗商品期货市场的定价功能进行了实证检验。方建春和宋玉华(2010)从定量的角度研究中国在国际焦炭、稀土市场的市场势力状况,发现我国是出口大国,但在国际市场上的市场势力较缺乏,定价权存在缺失。许拟(2015)构建基于小波分解的多元时变向量回归模型,对铜价影响因素进行量化分析,并针对相关因素提出相应的政策建议。

总结已有研究不难发现,无论作为进口国还是出口国,我国在大宗商品市场上普遍缺乏定价权。因此,一些研究对我国大宗商品市场缺乏定价权的原因进行了分析,并提出了提升定价权的措施。马乃云和陶慧勇(2014)在分析了我国稀土资源税与定价权之间的关系后,提出税收改革是提高我国稀土定价权的有效措施。李艺和汪寿阳(2008)具体探讨了大豆等大宗商品定价权缺失的原因。宋文飞等(2011)详细阐述了稀土定价权缺失的理论机理,并对解决稀土定价权缺失的渠道进行了探讨。郑锦荣等(2010)构建了博弈模型,解释了我国钢铁企业在铁矿砂谈判中处于劣势的原因。袁中许(2019)从历史、现实和内在机理等角度,对石油、铁矿石和黄金国际定价权的归属做了系统的解释。

文献梳理发现,现有研究对于稀土、大豆和铁矿石等大宗商品定价权研究较多,而对黄金定价权的研究较少,这与中国发达的黄金市场极为不匹配。另外,现有黄金的研究主要从价格发现和联动性展开。

## (二) 关于黄金市场的价格发现与联动性研究

现有研究主要聚焦于我国黄金期现货价格发现能力,以及国内外黄金市场的联动关系。价格发现衡量的是,将投资者交易中隐含的信息纳入市场的及时性和有效性(Lehmann, 2002)。当一种资产存在多个价格序列时,价格序列对价格发现的贡献通常被视为其首先反映有关基础资产“真实”价值的新信息的程度(Putniņš, 2013),因而价格发现能较好地衡量黄金定价权问题。刘飞等(2013)以及Jin et al.(2018)选取我国黄金期货和现货市场高频数据,分析我国黄金期货市场的价格发现能力,发现期货市场在定价过程中居主导地位。黄金是重要的避险资产,国内外黄金市场之间具有较强的联动关系(王聪和焦瑾璞, 2019; Ming et al., 2020)。郭彦峰和肖倬(2009)研究了我国黄金现货、美国黄金期货和黄金ETF的价格发现能力,发现美国黄金ETF和期货在价格发现过程中居主导地位。Hauptfleisch et al.(2016)对伦敦现货黄金市场和纽约期货黄金市场的价格发现能力进行研究,发现纽约期货黄金市场在价格发现中具有明显的主导地位。

总结现有文献对黄金定价问题的研究可以发现,现有研究忽视了非同步交易对黄金定价能力的影响。现有文献对黄金定价能力的研究大多都基于同一时点的市场(Hauptfleisch et al., 2016; Jin et al., 2018; 刘飞等, 2013),而我国黄金市场与国外主要黄金市场存在明显的非同步交易的问题。当交易时间存在一定程度的不重合时,现有文献大多选取重叠时间的高频数据作为样本,衡量不同市场的价格发现能力。当不同市场交易重叠时间较短时,其计算出来的价格发现能力不一定能很好地代表市场真实的定价权。可能的原因是,重叠时间较短会造成大量信息的损失,重叠的数据并不能很好地反映真实市场的情况。此外,非同步交易时段存在的公开信息和私有信息如何反映在同步运行后的市场交易中,是定价效率的重要衡量指标(程展兴和剡亮亮, 2013)。当一个市场正在进行交易,而另一市场暂停交易时,进行交易的市场的价格对暂停交易的市场的价格也会产生影响。而如果使用市场的收盘价计算各日的收益率,不同市场的收盘时间可能存在不一致,收盘价的领先和滞后关系会影响对两个市场的分析(Lo and MacKinlay, 1990a; Lo and MacKinlay, 1990b)。由于时差的存在,以及国内外市场交易机制的差异,非同步交易普遍存在于包括我国黄金在内的大宗商品市场。非同步交易不仅影响定价效率,还给我们大宗商品市场带来潜在的风险和隐患。

除了非同步交易问题,在对国内外黄金市场定价能力进行比较时,现有研究简单地将某种计价的黄金按汇率换算成了以另一种货币计价的黄金,忽视了汇率自身对定价能力的影响,但通过汇率换算后的黄金价格并不代表本国市场真实交易的价格。此外,一个不争的事实是,近些年我国黄金市场不断发展壮大。但已有研究大多数是对黄金期货和现货的定价能力进行比较,较少以全球视角考虑国内黄金市场的定价能力。

针对现有研究的不足,在归纳中国黄金市场发展的典型事实的基础上,本文首次提出并系统研究了非同步交易下黄金定价权的问题。本文可能的贡献有:第一,不同于已

有文献,本文在模型上改进了 Grammig et al. (2005) 的价格发现模型,基于改进的模型研究了非同步交易下我国黄金定价权问题。第二,实证发现,无论是期货市场还是现货市场,我国黄金定价能力总体上均弱于美国和英国的黄金市场。但随着黄金市场的不断完善,我国黄金定价能力正逐步提升。本文的研究丰富了国内外关于我国黄金定价权的文献。第三,上海金的推出是我国黄金市场的重要事件,对于全球黄金市场具有重要影响。本文研究发现,上海金的推出在短期内提高了上海黄金市场的国际影响力。

### 三、考虑非同步交易的定价权模型

本部分首先简要回顾 Grammig et al. (2005) 价格发现的基准模型,并基于中国黄金市场与国际黄金市场存在非同步交易的特点,对 Grammig et al. (2005) 的模型进行改进,以适应国内黄金市场和国际黄金市场存在非同步交易的问题。

#### (一) 基准模型

随着金融市场的全球化,不同市场的价格发现能力成为学界关注的问题。最经典衡量价格发现的方法,是由 Hasbrouck (1995) 提出的信息份额 (information share, IS) 方法和 Gonzalo and Granger (1995) 提出的永久瞬时 (permanent-transitory, PT) 方法。这两种经典方法都基于同一向量误差修正模型,经计算后得出各市场对有效价格的贡献份额。

IS 和 PT 方法都只能衡量同种货币计价的不同市场的价格发现能力(或将不同计价货币进行转换后再计算)。为此, Grammig et al. (2005) 改进了 Hasbrouck (1995) 提出的信息份额法,将汇率纳入价格发现的考虑范围。

假定存在某资产,在市场 1 和市场 2 分别以货币 1 和货币 2 计价的对数价格为  $P_t^1$  和  $P_t^2$ , 货币 1 和货币 2 之间的汇率取对数后为  $E_t$ ,  $P_t^1$ 、 $P_t^2$  和  $E_t$  之间存在协整关系,其协整向量为  $A' = (1, -1, 1)$ , 向量  $P_t = (P_t^1, P_t^2, E_t)'$ , 能被表示成非平稳向量自回归形式:

$$P_t = \beta + \phi_1 P_{t-1} + \phi_2 P_{t-2} + \dots + \phi_q P_{t-q} + \epsilon_t, \quad (1)$$

其中  $\epsilon_t$  为白噪音,其均值为 0, 协方差矩阵为  $\Omega$ 。由格兰杰表示理论 (Engle and Granger, 1987), 模型 (1) 存在误差修正形式:

$$\Delta P_t = \alpha + BZ_{t-1} + \delta_1 \Delta P_{t-1} + \delta_2 \Delta P_{t-2} + \dots + \delta_q \Delta P_{t-q+1} + \epsilon_t, \quad (2)$$

其中,  $Z_{t-1} = A' P_{t-1}$ , 滞后阶数由 SC 准则确定。

将式 (2) 改写为向量移动平均 (VMA) 形式:

$$\Delta P_t = \Psi(L)\epsilon_t = \epsilon_t + \psi_1 \epsilon_{t-1} + \psi_2 \epsilon_{t-2} + \dots \quad (3)$$

由于三个价格序列协整,且协整向量为  $A'$ , 故  $A'\Psi(1) = 0$ , 其中  $\Psi(1) = I + \psi_1 + \psi_2 + \psi_3 + \dots$ 。Johansen (1991) 指出,  $\Psi(1) = A_{\perp} (B'_{\perp} (I - \sum_{j=1}^q \delta_j) A_{\perp})^{-1} B'_{\perp}$ , 其中,  $A_{\perp}$  和  $B_{\perp}$  都是秩为 2 的  $3 \times 2$  阶矩阵,且  $A'A_{\perp} = 0$ ,  $B'B_{\perp} = 0$ 。

由 Stock and Watson (1988) 提出的协整系统共同趋势表示理论,新息对三个价格序列的永久影响可用向量  $\Psi(1)\epsilon_t$  表示,如式 (4) 所示:

$$\Psi(1)\epsilon_t = \begin{pmatrix} \psi_{11} & \psi_{12} & \psi_{13} \\ \psi_{21} & \psi_{22} & \psi_{23} \\ \psi_{31} & \psi_{32} & \psi_{33} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \epsilon_t^1 \\ \epsilon_t^2 \\ \epsilon_t^e \end{pmatrix}, \quad (4)$$

其中， $\psi_{ij}$  表示价格序列  $j$  一个单位新息对价格序列  $i$  的永久影响，例如，新息对市场 1 的价格序列造成的永久影响可表示为  $\psi_{11}\epsilon_t^1 + \psi_{12}\epsilon_t^2 + \psi_{13}\epsilon_t^e$ ， $\psi_{12}$  即是一单位市场 2 的新息对市场 1 的价格序列造成的永久影响。

为了得到各市场的信息份额，对永久影响的方差  $var(\psi_{i1}\epsilon_t^1 + \psi_{i2}\epsilon_t^2 + \psi_{i3}\epsilon_t^e)$ ， $i=1, 2, 3$ ，进行方差分解。各市场方差可以在  $\Psi(1)\Omega\Psi(1)'$  的对角线上找到，信息份额可以通过对三个市场的方差进行分解而得到。

对  $\Omega$  进行乔里斯基分解，得到  $\Omega=C'C$ 。则对于任意给定的顺序，可以计算出市场  $j$  关于价格序列  $i$  的份额  $S_{ij}$ ， $i, j=1, 2, 3$ ，如式 (5) 所示：

$$S_{ij} = \frac{([\Psi(1)C]_{ij})^2}{[\Psi(1)\Omega\Psi(1)']_{ii}}. \quad (5)$$

由于对份额的计算使用了乔里斯基分解，而乔里斯基分解对排序更前的序列赋予更高的权重，所以次序不同所导致的份额结果会有差异。借鉴已有文献 (Hasbrouck, 1995; Baillie et al., 2002)，本文将各次序下份额均值作为信息份额的估计值。

## (二) 非同步交易模型

### 1. 非同步交易与新息

价格发现衡量的是“who moves first”，即将投资者交易中隐含的信息纳入市场的及时性和有效性 (Lehmann, 2002)。当一种资产存在多个价格序列时，价格序列对价格发现的贡献通常被视为其首先反映有关基础资产“真实”价值的新信息的程度 (Putniņš, 2013)。通常情况下，研究者会选取各市场同一时间的价格数据 (Jin et al., 2018; Hauptfleisch et al., 2016)，以比较在同一时点上，各市场价格吸收资产相关新息的程度，从而判断各市场定价能力，如图 1 所示：

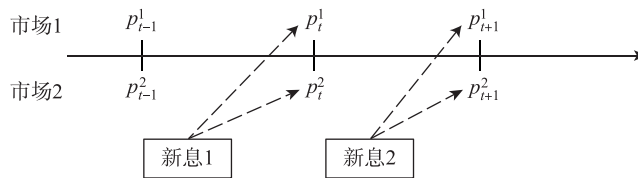


图 1 同步交易时价格与新息关系

图 1 中虚线表示新息可能开始进入价格。当时间处于  $t-1$  至  $t$  时刻时，市场产生新息 1，当  $t$  时刻，新息 1 可能开始进入市场 1 的价格  $p_t^1$  和市场 2 的价格  $p_t^2$ 。在不同的市场效率下， $p_t^1$  和  $p_t^2$  可能会不反映新息 1，也有可能部分、完全或过度地反映新息 1。当时间处于  $t$  至  $t+1$  时刻时，市场产生新息 2，同样地，新息 2 可能开始进入  $p_{t+1}^1$  和  $p_{t+1}^2$ 。同时，未反映、未完全反映或过度反映在  $p_t^1$  和  $p_t^2$  的新息 1 会继续影响  $p_{t+1}^1$  和  $p_{t+1}^2$  的形成。在这种情况下，价格发现方法可以较好地度量新息纳入各市场的及时性和有效性。

当获取价格时点有时差时，情况变得复杂起来。市场价格与新息关系如图 2 所示，其中  $0 < \tau < 1$ 。新息 1 能够进入  $p_{t-1}^1$  和  $p_{t-1-\tau}^2$  中，但在时点  $t-1-\tau$  后产生的新息 2 无法

进入  $p_{i-1-\tau}^2$  中, 而只能进入  $p_{i-1}^1$  和  $p_{i-\tau}^2$  中, 新息 3 和新息 4 依此类推。由于无法获得同时点的价格, 因此无法直接比较两个市场的价格发现能力, 而只能对  $p_i^1$  和  $p_{i-\tau}^2$  或  $p_{i-1}^1$  和  $p_{i-\tau}^2$  的价格发现能力进行比较。

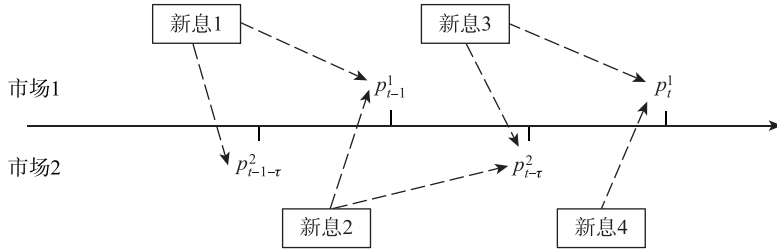


图2 非同步交易时价格与新息关系

国际黄金市场就相当于市场 1, 而国内黄金市场则为市场 2, 在同一个日历天  $t$  中, 国内黄金市场收盘时间要早于国际黄金市场, 由于收盘价时间的不一致性, 不能直接对二者的价格发现能力进行比较。

## 2. 模型的加权

为了对这种情况下的各市场价格发现能力做出比较, 本文在 Grammig et al. (2005) 提出的模型基础上作进一步改进。

首先使用 Grammig et al. (2005) 提出的模型分别计算  $p_i^1$ 、 $p_{i-\tau}^2$  和  $p_{i-1}^1$ 、 $p_{i-\tau}^2$  的信息份额, 记  $S_{ij}^1$  为使用  $p_i^1$ 、 $p_{i-\tau}^2$  计算的关于价格序列  $i$  的份额, 记  $S_{ij}^2$  为使用  $p_{i-1}^1$ 、 $p_{i-\tau}^2$  计算的关于价格序列  $i$  的份额。

由图 2 可知,  $S_{ij}^1$  计算了市场 1 收盘时间在后的两市场信息份额,  $S_{ij}^2$  则计算了市场 2 收盘时间在后的两市场信息份额。由于收盘时间的先后会影响到信息份额的计算, 所以  $S_{ij}^1$  和  $S_{ij}^2$  都不能直接作为价格发现的衡量指标。可以综合考虑  $S_{ij}^1$  和  $S_{ij}^2$  来衡量各市场的定价能力, 本文取  $S_{ij}^1$  和  $S_{ij}^2$  的平均值  $S_{ij}^{mean}$  作为衡量各市场的定价能力的指标, 如式 (6) 所示:

$$S_{ij}^{mean} = \theta_1 S_{ij}^1 + \theta_2 S_{ij}^2, \quad (6)$$

其中,  $\theta_1$  和  $\theta_2$  分别为  $S_{ij}^1$  和  $S_{ij}^2$  的权重, 有  $\theta_1 + \theta_2 = 1$ 。

收盘时间先后会造成市场 1 和市场 2 可吸收的新息和吸收新息的时间不同, 从而后收盘的市场具有一定的信息优势。因此, 应对相对具有信息优势的市场赋予更小的权重。当不考虑周末时, 根据两市场收盘时间之差赋权, 可得  $S_{ij}^1$  的权重  $\theta_1$  约为 0.4, 相应的,  $S_{ij}^2$  的权重  $\theta_2$  约为 0.6。但如果考虑周末, 则  $S_{ij}^1$  的权重  $\theta_1$  约为 0.6,  $S_{ij}^2$  的权重  $\theta_2$  约为 0.4, 与不考虑周末影响时的时间差比几乎刚好相反。伦敦黄金现货与上海黄金现货的收盘价时差类似。由于考虑周末影响和不考虑周末影响的权重刚好相反, 并且权重都比较接近 0.5。更为重要的是, 即使按照 0.6 和 0.4 的权重, 也不改变本文的主要结论。因此综合考虑下, 本文对  $S_{ij}^1$  和  $S_{ij}^2$  赋予相等的权重, 即  $\theta_1 = \theta_2$ ,  $S_{ij}^{mean} = (S_{ij}^1 + S_{ij}^2) / 2$ 。通过时变的价格发现份额的相对变化, 还可以看出价格发现能力随时间推移的变化。

由于定价权所讨论的更多是对于国际定价的影响, 即本国价格对国际价格的影响能力。因此, 本文重点聚焦国内价格对国外价格的信息份额以及国外价格对国内价格的信息份额。

## 四、实证结果与分析

### (一) 数据来源

本文选取日度黄金收盘价进行研究，其中纽约黄金期货和上海黄金期货选取主力连续合约价格，上海黄金现货选取 Au99.99 合约，汇率数据选取人民币兑美元在岸即期汇率收盘价。所有数据均来源于 Wind 数据库，并将国外黄金价格单位“美元/盎司”转化为“美元/克”。由于我国从 2008 年才有黄金期货数据，本文选取上海黄金期货价格和纽约黄金期货价格样本期间为 2008 年 1 月 9 日至 2020 年 12 月 31 日，共 3 056 个观测样本。上海黄金现货价格、伦敦黄金现货价格和汇率样本期间为 2004 年 1 月 2 日至 2020 年 12 月 31 日，共 4 131 个观测样本。

分别对上海黄金现货 Au99.99 对数价格 ( $AU99_t$ )、上海黄金期货对数价格 ( $SHF_t$ )、纽约黄金期货对数价格 ( $CMX_t$ )、伦敦黄金现货对数价格 ( $XAU_t$ ) 和人民币兑美元在岸汇率对数价格 ( $ER_t$ ) 求一阶差分以获得它们 (以  $S$  表示) 在时间  $t$  的对数收益率  $\Delta p_t^S$ ：

$$\Delta p_t^S = 100\% \times (S_t - S_{t-1}).$$

将  $AU99_t$ 、 $SHF_t$ 、 $CMX_t$ 、 $XAU_t$  和  $ER_t$  代入  $S$ ，可得相应的对数收益率  $\Delta p_t^{AU99}$ 、 $\Delta p_t^{SHF}$ 、 $\Delta p_t^{CMX}$ 、 $\Delta p_t^{XAU}$  和  $\Delta p_t^{ER}$ 。

### (二) 国内外黄金市场定价能力分析

本文分别计算了国内外黄金期、现货市场样本期间的信息份额。<sup>3</sup>表 1 为全样本下期、现货市场黄金价格的等权平均信息份额：

表 1 全样本平均信息份额

	a: 期货市场			b: 现货市场			
	CMX	SHF	ER		XAU	AU99	ER
CMX	0.679	0.318	0.003	XAU	0.656	0.339	0.005
SHF	0.634	0.345	0.021	AU99	0.618	0.369	0.013
ER	0.093	0.041	0.866	ER	0.158	0.047	0.795

从表 1 中可以看出，对于期货市场而言， $SHF$  对  $CMX$  的信息份额为 0.318，而  $CMX$  对  $SHF$  影响的信息份额为 0.634。在黄金期货市场的价格发现过程中， $CMX$  居主导地位。类似地，对于现货市场而言， $AU99$  对  $XAU$  的信息份额为 0.339， $XAU$  对  $AU99$  的信息份额为 0.618。在黄金现货市场的价格发现过程中， $XAU$  居主导地位。因此，无论是期货市场还是现货市场、国内的黄金信息份额都相对较小，这反映了国内黄金价格发现能力相对较弱。将国内外黄金期货市场、国内外黄金现货市场的价格发现能力分别进行比较，可以较大程度上剔除市场机制对于价格发现能力的影响，而更好地聚焦到区域、货币等因素对于不同市场价格发现能力的影响。纽约、伦敦黄金市场黄金均

<sup>3</sup> 协整检验结果表明模型适用，篇幅所限未在文中报告，感兴趣的读者可在《经济学》(季刊)官网 (<https://ceq.ccer.pku.edu.cn>) 下载附录。



以美元计价,而国内黄金市场则以人民币计价。当前,美元仍然是国际上主要的结算货币,具有较大的话语权,这也是国内黄金市场价格发现能力弱于纽约、伦敦的原因之一。推动人民币国际化,增强人民币国际话语权是提高我国黄金市场价格发现能力的有效途径,同时,提高我国黄金市场价格发现能力,增强我国黄金定价权也能反作用于人民币国际话语权的提升。

从2007年美国爆发次贷危机起,以美元本位为主的国际货币体系暴露出了极大的缺陷,世界各国和国际组织纷纷提出改革国际货币体系的主张,我国也于2009年开始了人民币国际化的进程。此外,我国为了提升黄金市场开放程度,提高其国际定价权,近年来采取了多种举措。例如:延长黄金交易时间、推出黄金国际板和推出上海金等。在表1的基础上,本文进一步研究了时变的各市场价格发现的信息份额。本文以每5年为一阶段<sup>4</sup>,滚动估计了每一阶段各市场的信息份额,如图3所示。从期货市场的情况来看,*SHF*对*CMX*和*AU99*对*XAU*的信息份额总体上升,*CMX*对*SHF*和*XAU*对*AU99*的信息份额则总体下降。这表明,我国近年来人民币国际化的推进和黄金市场的不断完善,对提高我国黄金期货市场和现货市场的定价能力起到了积极的作用,但国内黄金市场的定价能力仍旧不如纽约黄金期货市场和伦敦黄金现货市场。

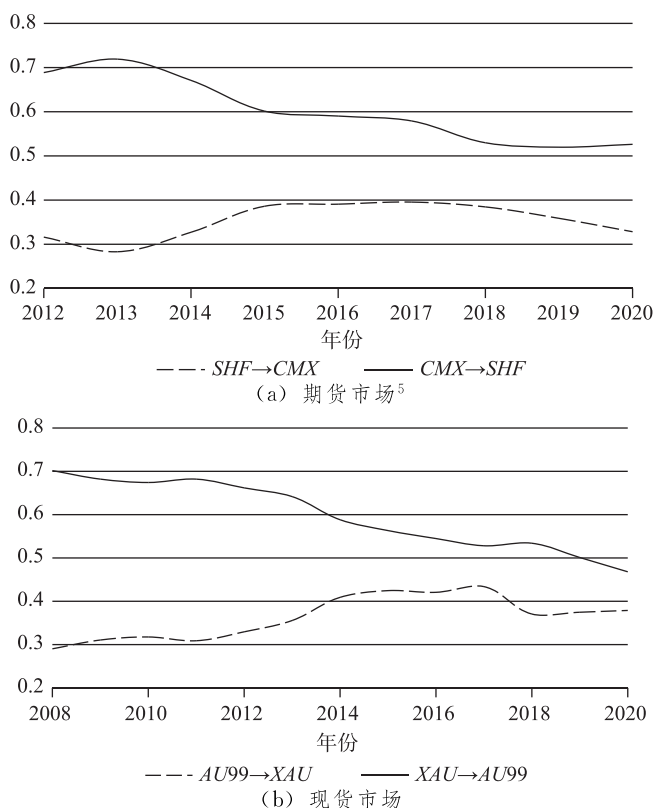


图3 滚动的价格发现信息份额

<sup>4</sup> 之所以选择5年为一阶段,一方面是模型对数据协整的要求,另一方面是希望在一个较长的窗口期观测定价能力。本文同样以4年和6年为一阶段,不改变结果。篇幅限制,未在文中报告,感兴趣的读者可在《经济学》(季刊)官网(<https://ceq.ccer.pku.edu.cn>)下载附录。

<sup>5</sup> 考虑到滚动的结果中汇率对黄金价格的份额较小且没有明显时变特征,不在图里体现。

此外，期现货的信息份额走向存在一定差异。可以看出，我国黄金期货信息份额前期升高，后期略有下滑，但幅度不大。相应的，纽约黄金期货的信息份额持续走低，而我国黄金现货的信息份额则存在一个比较明显的转折点，在2013—2017年达到最大值。这可以从以下两个方面进行解释：第一，期现货的交易机制决定了交易者购买黄金的目的存在差异，因而黄金的多重属性在价格形成中发挥的作用也有所不同。期货市场交易者更多是出于套期保值和投机的目的，这时，黄金的金融属性在价格的决定中占据主导地位。而现货市场交易者更多追求的是黄金的货币和商品属性，这导致了两个市场的黄金价格存在一定的差异。信息份额的不同走势也在一定程度上反映了期现货市场黄金定价的差别。第二，近年来，逆全球化风潮盛行，现货市场所受冲击和影响相对更大。这也能解释为何我国黄金现货的信息份额出现了拐点。黄金现货的货币与商品属性更为突出，这决定了它的价格在全球的联系相对期货更大。因为黄金期货的价格更多表现金融属性，更容易受到本国金融经济的影响，因而其原本的联系会相对弱于黄金现货。

### （三）稳健性检验

#### 1. 高频数据结果

本文使用2020年12月1日—2021年9月30日的5分钟高频日内数据，通过匹配交易时间重叠时同时点国内外期货市场的价格，计算了国内外期货市场的信息份额，结果如下：*SHF*对*CMX*的信息份额为0.448，而*CMX*对*SHF*影响的信息份额为0.496。结论与上文一致：在黄金期货市场的价格发现过程中，*CMX*仍然居主导地位。同时本文发现，与日度数据结果不同，在高频数据信息份额的结果中，*CMX*和*SHF*对*ER*的信息份额不再接近于0，这可能与高频数据存在较大的噪音相关。

#### 2. 加权平均信息份额

经典研究发现，跨越周末的周五到周一的收益率方差，与连续交易时的一天的方差的比值远小于3（Fama, 1965；French, 1980；French and Roll, 1986），市场价格的波动某种程度上是由交易本身造成的，停止交易的周末期间虽然时间间隔更长，但对于价格的影响可能并不那么大。因此，本文还使用了不考虑周末等情况的收盘时间差作为权重，对*S<sub>ij</sub><sup>1</sup>*和*S<sub>ij</sub><sup>2</sup>*进行加权平均，权重分别为0.4和0.6。

全样本检验结果显示：*SHF*对*CMX*的信息份额为0.367，*CMX*对*SHF*的信息份额为0.584，*CMX*主导期货市场；*AU99*对*XAU*的信息份额为0.390，*XAU*对*AU99*的信息份额为0.566，*XAU*主导现货市场。滚动的信息份额结果总体趋势与等权平均下的一致，且始终是*CMX*主导期货市场，*XAU*主导现货市场。加权平均信息份额的结果支持本文结论。<sup>6</sup>

## 五、进一步讨论

前一部分主要从全样本和时变两个维度，分析了我国黄金市场的定价能力和总体趋势，并进行了稳健性分析。本文关注的核心问题是非同步交易，非同步交易的具体表现

<sup>6</sup> 因篇幅所限，未在文中报告，感兴趣的读者可在《经济学》（季刊）官网（<https://ceq.ccer.pku.edu.cn>）下载附录。

就是每天收盘时间不一致,即存在时间差。那么,时间差到底对黄金市场定价能力造成什么样的影响?这是进一步讨论的一个内容。除此之外,从我国黄金市场发展阶段来看,上海金的推出无疑是黄金市场发展中具有里程碑意义的事件,没有哪个事件的影响比上海金的推出影响更大。因此,进一步讨论的另一个内容,以这一事件为研究对象,从短期视角(静态)和长期视角(动态)分别评价对我国黄金定价能力的影响。

### (一) 收盘时间的影响

本文选取国内外黄金期、现货数据对我国黄金定价权进行检验,由于存在非同步交易,收盘时间不一致,两个市场可吸收的新息和吸收新息的时间不同,从而后收盘的市场具有一定的信息优势,因此不能直接使用国内外市场收盘价的信息份额代表二者的定价能力,而必须对 $S_{ij}^1$ 和 $S_{ij}^2$ 取平均值。上文提到,收盘时间差对计算出的信息份额会存在影响,本节将讨论,收盘时间的差值如何对 $S_{ij}^1$ 和 $S_{ij}^2$ 的大小产生影响。

本节分别报告CMX(或XAU)后收盘时的信息份额 $S_{ij}^1$ ,和SHF(或AU99)后收盘时的信息份额 $S_{ij}^2$ ,全样本信息份额如表2和表3所示<sup>7</sup>。

表2 收盘时间不同下期货市场全样本信息份额

	a: CMX 后收盘 ( $S_{ij}^1$ )			b: SHF 后收盘 ( $S_{ij}^2$ )			
	CMX	SHF	ER	CMX	SHF	ER	
CMX	0.921	0.077	0.002	CMX	0.436	0.560	0.004
SHF	0.882	0.091	0.026	SHF	0.385	0.599	0.016
ER	0.056	0.045	0.899	ER	0.130	0.038	0.833

表3 收盘时间不同下现货市场全样本信息份额

	a: XAU 后收盘 ( $S_{ij}^1$ )			b: AU99 后收盘 ( $S_{ij}^2$ )			
	XAU	AU99	ER	XAU	AU99	ER	
XAU	0.911	0.086	0.003	XAU	0.400	0.592	0.008
AU99	0.879	0.104	0.017	AU99	0.357	0.634	0.009
ER	0.071	0.046	0.883	ER	0.158	0.047	0.795

从表2和表3中可以看出,当CMX和XAU占有信息优势,即后收盘时,其信息份额约在0.8—0.9左右,接近最大值1。而当SHF和AU99占有信息优势时,其信息份额仅在0.5—0.7之间。虽然由于CMX(或XAU)与SHF(或AU99)收盘时间差存在非对称性,CMX(或XAU)在时差绝对值上占优,但稳健性检验中以时间差为权重对 $S_{ij}^1$ 和 $S_{ij}^2$ 进行加权后,在消除时间差的影响下,结果仍然支持本文的结论。

由此可见,收盘时间的差值对信息份额的大小存在一定影响。为了进一步探讨收盘时间的差值如何影响 $S_{ij}^1$ 和 $S_{ij}^2$ ,本文人为构建了两日收益率。所谓两日收益率,就是计算日期 $t$ 和日期 $t-2$ 的收益率,如图4所示。

<sup>7</sup> 收盘时间不同下的滚动的信息份额因篇幅所限,未在文中报告,感兴趣的读者可在《经济学》(季刊)官网(<https://ceq.ccer.pku.edu.cn>)下载附录。

时间轴上下的竖线分别代表市场 1 和市场 2 真实的每日收盘时点，其中市场 1 指代 CMX 或 XAU，市场 2 指代 SHF 或 AU99。令  $p_i^1 - p_{i-2}^1$  为人为构建的市场 1 的两日收益率，依此类推，滞后一期的收益率为  $p_{i-2}^1 - p_{i-4}^1$ ，当期时间跨度如双箭头线 M 所示。在此基础上，可以对市场 2 构建两种两日收益率，分别为  $p_{i-\tau}^2 - p_{i-\tau-2}^2$ （当期时间跨度如双箭头线 N<sub>1</sub> 所示）和  $p_{i-\tau-1}^2 - p_{i-\tau-3}^2$ （当期时间跨度如双箭头线 N<sub>2</sub> 所示）。记 M~N<sub>1</sub> 为收益率构建 1，M~N<sub>2</sub> 为收益率构建 2，令 S<sub>ij</sub><sup>1</sup> 为市场 1 后收盘时的信息份额，S<sub>ij</sub><sup>2</sup> 为市场 2 后收盘时的信息份额。

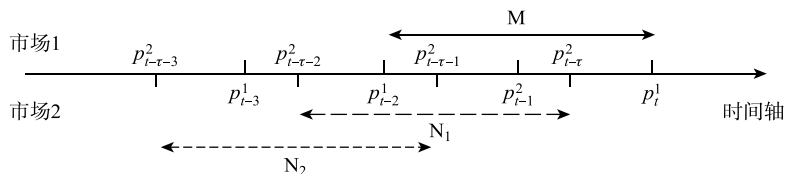


图 4 两日收益率构造

仍然以期货市场为例，在收益率构建 1 中，考虑时间差的 S<sub>ij</sub><sup>1</sup>、S<sub>ij</sub><sup>2</sup> 权重分别约为 0.7 和 0.3。在收益率构建 2 中，考虑时间差的 S<sub>ij</sub><sup>1</sup>、S<sub>ij</sub><sup>2</sup> 权重分别约为 0.2 和 0.8。因现货市场时间差与期货市场类似，故与期货市场使用相同的权重。

分别检验收益率构建 1 和收益率构建 2 的信息发现份额，估计 S<sub>ij</sub><sup>1</sup>、S<sub>ij</sub><sup>2</sup>、等权平均份额和时间差加权平均份额。收益率构建 1 全样本信息份额如表 4 所示。可以看到，加权平均后的全样本信息份额仍然支持本文的主要结论。

表 4 收益率构建 1 全样本信息份额

(1) 期货市场							
a: CMX 后收盘 (S <sub>ij</sub> <sup>1</sup> )			b: SHF 后收盘 (S <sub>ij</sub> <sup>2</sup> )				
	CMX	SHF	ER		CMX	SHF	ER
CMX	0.753	0.241	0.006	CMX	0.242	0.754	0.005
SHF	0.708	0.262	0.031	SHF	0.191	0.785	0.024
ER	0.062	0.049	0.889	ER	0.104	0.015	0.881
c: 等权平均			d: 加权平均				
	CMX	SHF	ER		CMX	SHF	ER
CMX	0.498	0.497	0.005	CMX	0.600	0.395	0.005
SHF	0.449	0.523	0.028	SHF	0.553	0.419	0.029
ER	0.083	0.032	0.885	ER	0.074	0.039	0.887
(2) 现货市场							
a: XAU 后收盘 (S <sub>ij</sub> <sup>1</sup> )			b: AU99 后收盘 (S <sub>ij</sub> <sup>2</sup> )				
	XAU	AU99	ER		XAU	AU99	ER
XAU	0.707	0.286	0.007	XAU	0.182	0.810	0.008
AU99	0.673	0.308	0.018	AU99	0.151	0.840	0.010
ER	0.062	0.031	0.907	ER	0.111	0.009	0.880

(续表)

(2) 现货市场							
c: 等权平均				d: 加权平均			
	XAU	AU99	ER		XAU	AU99	ER
XAU	0.444	0.548	0.008	XAU	0.549	0.443	0.007
AU99	0.412	0.574	0.014	AU99	0.517	0.468	0.016
ER	0.087	0.020	0.893	ER	0.077	0.025	0.899

注: 加权平均中 $\theta_1$ 、 $\theta_2$ 分别为0.7、0.3。

对比表2和表4(1)可以发现:在表2中,当CMX后收盘时,CMX对SHF的信息份额为0.882,SHF对CMX的信息份额仅为0.077;而在表4中,当CMX后收盘时,CMX对SHF的信息份额为0.708,有所下降,而相应的SHF对CMX的信息份额为0.241,相应的有所增加。另一方面,当SHF后收盘时,表2中的CMX对SHF的信息份额为0.385,SHF对CMX的信息份额为0.560;而表4中CMX对SHF的信息份额减小至0.191,SHF对CMX的信息份额增加至0.754。对比表3和表4(2)的现货结果可以有类似的发现。

由此说明两个问题:第一,收盘先后的时间差确实影响信息份额,时间差占比越高,对信息份额的影响越大。第二,加权平均得出的信息份额更加合理。前文已经说明,本文主体实证结果是按照等权重计算。而通过加权平均,“对冲”掉时间差的影响后,结果就比较稳健,和前文保持一致。这也从实证上再次验证了考虑非同步交易进行加权平均下的黄金定价权的合理性。

上述分析建立在一个假设前提下,即仅考虑收盘先后的时间差的影响,而忽略单日收益率和两日收益率频率不同带来的影响。为排除频率差异的影响,可以进一步比较分析收益率构建1和收益率构建2的结果<sup>8</sup>。二者都是两日收益率的结果,唯一不同的是构建两日收益率的收盘先后时间差不同。以期货市场结果为例,从收盘时间差的角度看,收益率构建1中SHF相对占有更大的信息优势,而收益率构建2中CMX相对占有更大的信息优势。因此相对于收益率构建1,收益率构建2中SHF对CMX的信息份额更小,而CMX对SHF的信息份额更大。与上文的分析一致。

同时本文发现,在收益率构建1中SHF(或AU99)具有时间差优势,在SHF(或AU99)后收盘时,SHF(或AU99)对CMX(或XAU)信息份额约为0.8,在CMX(或XAU)后收盘时,CMX(或XAU)对SHF(或AU99)的信息份额也有0.7,二者相差不大。但在收益率构建2中,CMX(或XAU)具有时间差优势时,CMX(或XAU)后收盘时CMX(或XAU)对SHF(或AU99)的信息份额在0.8—0.9左右,接近于1,而在SHF(或AU99)后收盘时SHF(或AU99)对CMX(或XAU)信息份额仅在0.5—0.6左右,二者相差悬殊。这也从另一个角度证明了CMX(或XAU)的定价权是大于SHF(或AU99)的。

<sup>8</sup> 篇幅所限,收益率构建2的结果未在文中报告,感兴趣的读者可在《经济学》(季刊)官网(<https://ceq.ccer.pku.edu.cn>)下载附录。

(二) 上海金的影响

定价权的本质是一个市场对另一个市场的影响力，影响力的大小除了通过价格发现来反映，还可以通过回归分析来体现。为检验结果的稳健性，本文在改进 Grammig et al. (2005) 模型分析的基础上，通过一组线性回归模型，进一步分析中国黄金定价权，并考虑上海金推出的影响。之所以考虑上海金推出，是因为上海金推出直接影响着现有的美元黄金定价体系，这不同于其他中国黄金市场发展中的重要事件。最后，为排除长期趋势影响，本文还利用滚动回归来分析上海黄金推出的影响。

1. 短期视角

为研究一个市场对另一市场的影响大小，本文使用相对滞后的另一市场收益率对本市场收益率进行解释。

进一步地，本文使用虚拟变量  $D_t$  代表上海金是否推出，检验上海金推出对黄金定价能力的影响。由于上海金于 2016 年 4 月 19 日正式发布，故当时间  $t$  位于 2016 年 4 月 19 日及以后时  $D_t$  取 1，否则取 0。考虑模型 (7)–(10)：

$$\Delta p_t^{CMX} = \alpha_5 + \beta_5 \Delta p_t^{SHF} + \gamma_5 D_t \times \Delta p_t^{SHF} + \delta_5 \Delta p_t^{ER} + \epsilon_t, \tag{7}$$

$$\Delta p_t^{SHF} = \alpha_6 + \beta_6 \Delta p_{t-1}^{CMX} + \gamma_6 D_t \times \Delta p_{t-1}^{CMX} + \delta_6 \Delta p_{t-1}^{ER} + \epsilon_t, \tag{8}$$

$$\Delta p_t^{XAU} = \alpha_7 + \beta_7 \Delta p_t^{AU99} + \gamma_7 D_t \times \Delta p_t^{AU99} + \delta_7 \Delta p_t^{ER} + \epsilon_t, \tag{9}$$

$$\Delta p_t^{AU99} = \alpha_8 + \beta_8 \Delta p_{t-1}^{XAU} + \gamma_8 D_t \times \Delta p_{t-1}^{XAU} + \delta_8 \Delta p_{t-1}^{ER} + \epsilon_t. \tag{10}$$

由于上海金推出的时间不长，因此以其正式推出的时间 2016 年 4 月 19 日为界，在其前后分别选取 350 个交易日作为窗口期进行回归，结果如表 5 所示。<sup>9</sup>

从回归结果可以看出，模型 (8) 和模型 (10) 的  $R^2$  仍然分别显著大于模型 (7) 和模型 (9)。由此说明，无论是期货市场还是现货市场，国内市场对国外市场价格的依赖程度都相对较高。模型 (7)–(10) 的系数  $\gamma$  说明，上海金推出前后，现货市场和期货市场的国内外依赖关系都有了显著的变化：国内市场对国外市场的依赖性降低，而国内市场对国外市场的影响增强。可以看出，上海金的推出短期内提高了国内黄金的定价能力，且对现货市场的影响更大。

表 5 短期视角下的回归结果

	$\Delta p_t^{CMX}$		$\Delta p_t^{SHF}$		$\Delta p_t^{XAU}$		$\Delta p_t^{AU99}$	
$\alpha$	0.000 (0.100)	0.000 (0.136)	0.000 (0.237)	0.000 (0.161)	0.000 (0.325)	0.000 (0.351)	0.000 (0.421)	0.000 (0.380)
$\beta$	0.170*** (3.620)	0.246*** (6.617)	0.768*** (21.850)	0.644*** (20.802)	0.155*** (3.157)	0.258*** (6.587)	0.707*** (20.013)	0.608*** (22.353)
$\gamma$	0.203*** (2.647)		-0.230*** (-4.200)		0.276*** (3.433)		-0.235*** (-4.326)	
$\delta$	-0.102 (-0.557)	-0.179 (-0.988)	0.796*** (5.988)	0.854*** (5.536)	-0.158 (-0.898)	-0.255 (-1.451)	0.697*** (5.427)	0.745*** (5.747)
Adj. $R^2$	0.068	0.060	0.487	0.427	0.077	0.062	0.438	0.423

注：括号内为  $t$  统计值，\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。

<sup>9</sup> 为了进行比较，还报告了同期不考虑虚拟变量的结果。

## 2. 长期视角

从第四部分分析可知,我国黄金定价能力总体一直处于上升的阶段。所以,在短期视角下,不能排除长期定价能力提升的趋势性影响。因此,为了进一步分析上海金的影响,本文接下来动态分析国内外黄金市场的相互依赖关系。本文以350个交易日作为窗口,在不考虑虚拟变量的情况下,利用模型(7)–(10)进一步进行了滚动回归,调整的 $R^2$ 如图5所示。

从对应调整的 $R^2$ 来看,上海金推出前后,在其他因素不变的情况下,无论是期货还是现货,国外黄金市场收益率对国内黄金市场收益率的拟合效果都明显下降,而国内黄金市场收益率对国外黄金市场收益率的拟合效果则都明显上升。从期货市场来看, $SHF$ 对 $CMX$ 的解释力度一直在0.1附近波动,而 $CMX$ 对 $SHF$ 的解释力度则在0.45附近波动。上海金推出后, $SHF$ 对 $CMX$ 的解释力度出现了持续增长,而 $CMX$ 对 $SHF$ 的解释力度持续下降。现货市场也类似,在上海金推出前, $AU99$ 对 $XAU$ 的解释力度仅为0.05左右,而 $XAU$ 对 $AU99$ 的解释力度高达0.55左右。但上海金推出后, $AU99$ 对 $XAU$ 的解释力度持续增长,而 $XAU$ 对 $AU99$ 的解释力度持续下降。对比图5(a)和图5(b)可以发现,我国黄金期货市场的定价能力相对于现货市场来说较高,这与本文之前的分析是一致的。

综合表6的虚拟变量回归系数 $\gamma$ 、图5调整的 $R^2$ 来看,上海金的推出,在短期内确实提高了上海黄金市场的定价能力。

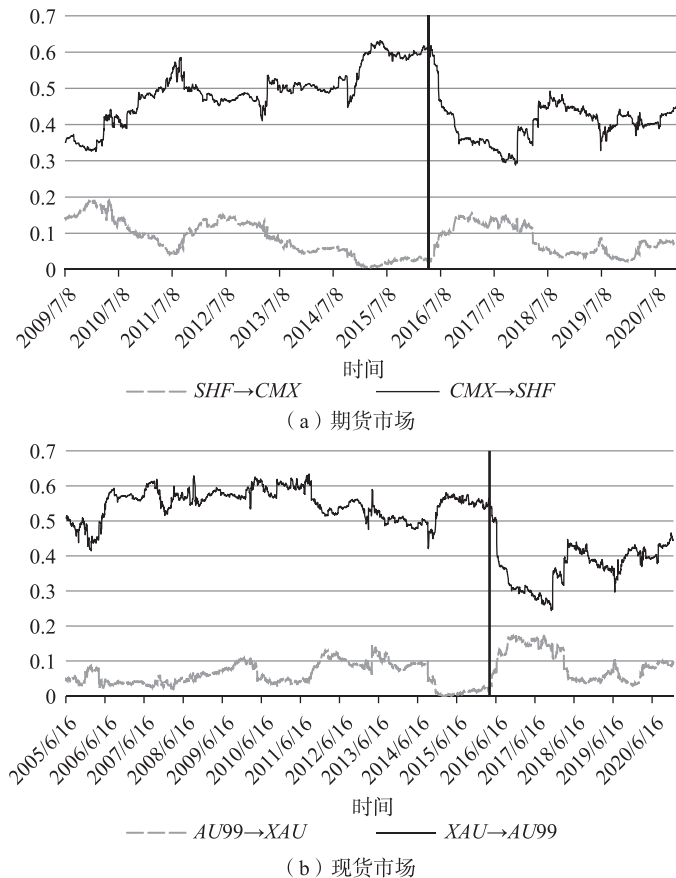


图5 长期视角下调整的 $R^2$

## 六、结论与政策建议

本文对 Grammig et al. (2005) 的模型提出了改进, 使用改进后的模型计算我国黄金市场信息份额, 并以此衡量我国黄金定价权的大小。本文得出的主要结论如下: 首先, 总体来看, 无论是期货市场还是现货市场, 国内的黄金市场定价能力都要弱于国外。近年来随着人民币国际化的推进和黄金市场的不断完善, 我国黄金期货市场和现货市场的定价能力有所提升, 但仍然不如纽约黄金期货市场和伦敦黄金现货市场。最后, 上海金的推出, 降低了我国黄金市场价格受国外影响的程度, 并在短期内增强了我国黄金市场的定价能力。

结合以上结论, 本文提出以下政策建议: (1) 加快人民币国际化的步伐。当前全球最主要的纽约、伦敦黄金市场都是美元垄断, 我国若要进一步提高黄金市场定价权, 其核心在于提高人民币国际化的程度。黄金定价权的缺乏与我国人民币话语权的缺乏有着不可分割的关系。同时, 黄金作为国际储备的重要组成部分, 黄金定价权的争夺与人民币国际化之间存在相辅相成的关系。黄金定价权的提高, 会进一步稳固和促进人民币的国际化; 反之, 人民币国际化程度越高, 越有利于我国黄金定价权的提高。(2) 上海金国际影响力极度欠缺, 未来要进一步扩大上海金市场占有率, 推动上海金国际化发展, 形成有影响力的人民币国际黄金基准价。基于本文的实证分析和比较研究, 提升上海金国际影响力的主要路径是: (1) 逐步延长上海黄金市场期、现货的交易时间, 以促进国际交易者进入、参与国内黄金交易; (2) 条件成熟时, 适度增加境外上海金基准价参与者; (3) 渐进式放开黄金期货市场的涨跌停限制, 以促进信息在价格中充分反映。

## 参考文献

- [1] Baillie, R. T., G. G. Booth, Y. Tse, and T. Zobotina, "Price Discovery and Common Factor Models", *Journal of Financial Markets*, 2002, 5 (3), 309-321.
- [2] 程展兴、刘明亮, "非同步交易、信息传导与市场效率——基于我国股指期货与现货的研究", 《金融研究》, 2013年第10期, 第154—166页。
- [3] Engle, R. F., and C. W. J. Granger, "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, Testing", *Econometrica*, 1987, 55 (2), 251-276.
- [4] Fama, E. F., "The Behavior of Stock Market Prices", *Journal of Business*, 1965, 38 (1), 34-105.
- [5] 方建春、宋玉华, "资源性商品国际市场上中国的市场势力研究——以焦炭、稀土为例", 《财贸经济》, 2010年第3期, 第67—72+137页。
- [6] French, K. R., "Stock Returns and the Weekend Effect", *Journal of Financial Economics*, 1980, 8 (5), 55-69.
- [7] French, K. R., and R. Roll, "Stock Return Variances: The Arrival of Information and the Reaction of Traders", *Journal of Financial Economics*, 1986, 17 (9), 5-26.
- [8] Gonzalo, J., and C. Granger, "Estimation of Common Long-memory Components in Cointegrated Systems", *Journal of Business & Economic Statistics*, 1995, 13 (1), 27-35.
- [9] Grammig, J., M. Melvin, and C. Schlag, "Internationally Cross-listed Stock Prices During Overlapping Trading Hours: Price Discovery and Exchange Rate Effects", *Journal of Empirical Finance*, 2005, 12 (1), 139-163.
- [10] 郭彦峰、肖俾, "中美黄金市场的价格发现和动态条件相关性研究", 《国际金融研究》, 2009年第11期, 第75—83页。



- [11] Hasbrouck, J., "One Security, Many Markets: Determining the Contributions to Price Discovery", *The Journal of Finance*, 1995, 50 (4), 1175-1199.
- [12] Hauptfleisch, M., T. J. Putniņš, and B. Lucey, "Who Sets the Price of Gold? London or New York", *Journal of Futures Markets*, 2016, 36 (6), 564-586.
- [13] Jiang, Y., N. Kellard, and X. Liu, "Night Trading and Market Quality: Evidence from Chinese and US Precious Metal Futures Markets", *Journal of Futures Markets*, 2020, 40 (10), 1486-1507.
- [14] Jin, M., Y. Li, J. Wang, and Y. C. Yang, "Price Discovery in the Chinese Gold Market", *Journal of Futures Markets*, 2018, 38, 1262-1281.
- [15] Johansen, S., "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models", *Econometrica*, 1991, 59 (6), 1551-1580.
- [16] Lehmann, B. N., "Some Desiderata for the Measurement of Price Discovery across Markets", *Journal of Financial Markets*, 2002, 5 (3), 259-276.
- [17] 李艺、汪寿阳,《大宗商品国际定价权研究》。北京:科学出版社,2008年。
- [18] 刘飞、吴卫锋、王开科,“我国黄金期货市场定价效率与价格发现功能测算——基于5分高频数据的实证研究”,《国际金融研究》,2013年第4期,第74—82页。
- [19] Lo, A. W., and A. C. Mackinlay, "When Are Contrarian Profits Due to Stock Market Overreaction?", *Review of Financial Studies*, 1990a, 3 (2), 175-205.
- [20] Lo, A. W., and A. C. Mackinlay, "An Econometric Analysis of Nonsynchronous Trading", *Journal of Econometrics*, 1990b, 45 (2), 181-211.
- [21] 马乃云、陶慧勇,“提升我国稀土产业出口定价权的财税政策分析”,《中国软科学》,2014年第12期,第179—186页。
- [22] Ming, L., X. R. Zhang, Q. Q. Liu, S. G. Yang, "A Revisit to the Hedge and Safe Haven Properties of Gold: New Evidence from China", *Journal of Futures Markets*, 2020, 40 (9), 1442-1456.
- [23] Putniņš, T. J., "What Do Price Discovery Metrics Really Measure", *Journal of Empirical Finance*, 2013, 23, 68-83.
- [24] 宋文飞、李国平、韩先锋,“稀土定价权缺失、理论机理及制度解释”,《中国工业经济》,2011年第10期,第48—57页。
- [25] Stock, J. H., and M. W. Watson, "Variable Trends in Economic Time Series", *Journal of Economic Perspectives*, 1988, 2, 147-174.
- [26] 王聪、焦瑾璞,“国内外黄金市场价格间的联动关系稳定吗?——基于外部冲击视角的分析”,《金融研究》,2019年第11期,第75—93页。
- [27] 许拟,“沪铜价格变化与期货市场定价话语权研究”,《中国软科学》,2015年第9期,第182—192页。
- [28] 袁中许,“定价权规律国际透视与中国稀土下一步选择——基于稀土治理和定价权关系指向的研究”,《中国软科学》,2019年第4期,第1—10页。
- [29] 郑锦荣、徐福缘、陈滨桐,“铁矿砂谈判中谈判定价权争夺的博弈研究”,《管理世界》,2010年第3期,第108—116页。

## China's Gold Price Setting Power Based on Non-synchronous Trading

MING Lei\* SHEN Yao YANG Shenggang  
(Hunan University)

**Abstract:** Based on the stylized fact of non-synchronous gold trading, we attempt to study the extent of China's gold price setting power and the way to enhance China's gold price setting power from multiple perspectives. We use the modified information share model to estimate the gold futures price setting power between China and the United States, and the gold spot price setting power between China and the United Kingdom. The results show that the price setting power of China's gold futures market is weaker than that of the United States, and the price setting power of China's gold spot market is weaker than the United Kingdom, while both of them have been gradually improved during last decade. We then make a further study on the Shanghai Gold, and find that the launch of Shanghai Gold does enhance China's gold price setting power in the short term.

**Keywords:** gold market price setting power; price discovery; non-synchronous trading

**JEL Classification:** G13, G15, G18

---

\* Corresponding Author: Ming Lei, College of Finance and Statistics, Hunan University, Changsha, Hunan 410079, China; Tel: 86-731-88684868; E-mail: minglei@hnu.edu.cn.