

人民币指数期货定价研究

尹力博¹ 韩立岩² 崔旻抒³

- (1. 中央财经大学金融学院, 北京 100081;
2. 北京航空航天大学经济管理学院, 北京 100191;
3. 中国建设银行小企业业务部, 北京 100033)

摘要: 作为发展人民币外汇衍生产品的理论准备, 本文建立了人民币指数期货的均衡定价模型。该模型蕴含人民币指数的“漂移”现象, 体现期货价格对于人民币指数的均值回复与受到漂移干扰的双重特性; 能够反映利率传导在期货与远期之间的不均匀性。基于协整分析和向量误差修正模型 (VEC), 研究了人民币指数期货市场与人民币指数之间的动态关系与冲击机制。实验结果表明, 该定价模型能够刻画人民币指数期货的价格变动, 并且能够解释人民币指数的变动, 起到价格发现的作用; 可以为交易策略的制定和企业相关公允价值的计算提供技术支持。

关键词: 人民币指数; 指数期货; 均衡定价模型; 波动率漂移; 基差风险

引言

中国银行间外汇市场 2011 年 4 月启动人民币外汇期权业务, 开启了人民币外汇衍生品市场发展的历史性进程; 香港 2012 年 10 月推出人民币外汇期货的场内交易标志着海外人民币定价机制的形成。紧随 2005 年 7 月人民币汇率形成机制的改革, 芝加哥商品交易所在 2006 年 8 月就推出了三种人民币期货及期货期权的无本金交割产品, 在人民币外汇衍生产品的定价方面占据了先机。5 年的坚持终于迎来人民币外汇衍生品发展的高潮。应当看到, 以 2012 年 6 月央行将即期外汇市场人民币兑美元交易浮动幅度扩大到 100 个基点为标志, 人民币 - 美元汇率呈现缓慢升值与双向波动交错的新格局, 从事国际贸易与投资的市场参与者对于汇率风险规避的需求空前强烈; 同时在金融危机之后汇率波动率高企的背景下, 外汇衍生品的风险对冲价值与日俱增^[1-3]。回顾美元外汇衍生品的发展历史, 美元指数产品创新起到了核心作用。1973 年主要西方货币与美元脱离固定汇率和石油危机催生了以美元为中心的外汇衍生产品创新, 1985 年美元指数及其紧随其后的衍生产品的问世开拓了外汇市场信息综合化和套期保值工具综合化的新时期。因此, 发展人民币指数及其衍生产品是管理人民币汇率风险乃至人民币国际化的战略举措。

2006 年 7 月《第一财经日报》提出 CBN 有效汇率, 北航 2007 年提出人民币指数, 随后, 国际金融机构摩根斯坦利于 2009 年发布人民币指数, 上海财大和复旦大学相继提出不同意义的人民币指数; 市场对于人民币指数及其衍生产品的预期得到空前增强, 一系列有助于人民币均衡汇率机制形成及完善的改革措施呼之欲出。令人欣喜的是, 人民币指数研究从学术界开始, 走出了非官方的模式, 这是与国际接轨的事件, 标

收稿日期: 2012-08-28

基金项目: 国家自然科学基金重点项目 (70831001); 国家自然科学基金面上项目 (71173008); 教育部人文社科青年基金项目 (10YJC790220)。

作者简介: 尹力博, 中央财经大学金融学院讲师, 博士; 韩立岩, 北京航空航天大学经济管理学院教授, 博士生导师, 博士; 崔旻抒, 中国建设银行总行中小企业部, 业务经理。

标志着中国金融发展的新趋势。人民币指数产品如何循序渐进地进入金融产品的设计阶段,并为人民币汇率形成机制的完善提供可操作性的工具,都是人民币国际化不可或缺的关键步骤。对于企业和投资人,更为实际的问题在于:无论人民币汇率如何波动,市场能否提供具有足够流动性的人民币指数衍生产品来对冲汇率风险?这些衍生产品能否在风险管理和主动投资上成为核心工具?这就需要在人民币指数期货和期权的金融创新上做出积极主动的努力。

考虑到金融衍生品市场均采用“先推出金融期货后推出金融期权”的国际经验,适时推出人民币指数期货合约乃当务之急。指数期货市场具有良好的流动性、价格发现和套期保值功能,对此有学术文献支持。Schap^[4]论证了用指数产品进行风险对冲的优越性,Krull和Rai^[5]证实美元指数期货对一揽子货币的组合能起到对冲作用。Schneeweis等^[6]使用1991年1月至2002年4月的日度数据论证了以美元指数的外汇风险管理优势。在美元指数投资收益降低的背景下,Schneeweis等^[7]又使用1995年7月至2005年6月的日度数据的实证结果表明,尽管收益率有所降低,但美元指数期货与单个货币对相比,在同等收益程度下仍表现出相对较小的风险;对于分散化国际资产组合,美元指数期货具有良好的投资和套保价值。货币指数期货可以涵盖主要外汇品种,实施外汇风险的综合套期保值,实现整体转移汇率风险,有助于对冲复杂外汇风险、广泛开展多国业务和降低套保成本。我们有理由相信以人民币指数为标的的新型外汇指数期货在稳定人民币汇率水平、优化我国外汇市场结构、提高抵御外部冲击的能力和提升套期保值效率方面发挥核心作用,为人民币国际化奠定坚实基础。

参考股指期货和美元指数期货的发展历程,人民币指数期货发展的关键取决于其能否提供有效的价格发现机制,降低人民币指数现货市场的波动。如果市场是足够有效的,那么所有市场将同时对新信息做出反应,价格将没有任何时滞地调整到新的平衡位置;但是在现实中,由于流动性、交易成本和其他市场限制因素等微观结构的不同,市场对信息处理的过程以及对新信息反映的速度存在差异,可能会产生两个市场之间价格变化的超前或者滞后关系。Tse^[8]认为,由于期货市场固有的杠杆作用、较低的交易成本和卖空限制的放松,将比现货市场更快地融入新信息。Chatrath等^[9],Lien和Tse^[10],Yang等^[11]的研究证实期货市场具有价格发现功能,对现货市场操作具有指导意义,主要表现为期货价格和现货价格的短期和长期相关。从协整角度出发,价格发现功能意味着联系现货市场与期货市场的均衡价格的存在;一旦发生偏离,至少有一个市场会做出相应调整,直到到达新的均衡。作为期货交易的价格发现功能的支持者,Schreiber和Schwartz^[12],Edwards^[13]认为期货市场吸收了价格调整的冲击,是现货市场价格的稳定器。此外,他们认为,期货市场将现货价格后续运动的重要信息或者动能因素传达给投资者,使他们能够更有效地管理暴露在外的市场风险。相关文献还包括Darrat和Rahman^[14]、Pericli和Koutmos^[15]、Darrat等^[16]。但是也有文献提出不同意见,Koutmos和Tucker^[17]认为期货交易,特别是机构投资者的过度投机行为,严重影响现货价格的稳定,甚至引起现货市场的频繁剧烈波动。

但是我们应该认识到,任何金融工具发生作用的基础在于其定价的均衡基准性。因此,作为发展新型人民币衍生品的必要准备,我们需要建立人民币指数期货的理论定价模型,并运用模拟方法对其价格发现能力进行深入研究。目前人民币指数衍生产品仍处于预先研究阶段,国内文献数量寥寥。作为探索,韩立岩和刘兰芬^[18]结合中国实际情况,构造了人民币指数,并详细论证了其信息价值。韩立岩、王允贵等^[19]给出了人民币指数期权和人民币指数期货的估值模型。韩立岩和崔抒^[20]参照纽约期货交易所的美元指数期货期权合约设计了人民币指数期货期权合约,并运用二次逼近估值方法建立了人民币指数期货期权理论定价模型。作为系列研究的一部分,本文参考Eytan等^[21]的美元指数期货定价模型,研究人民币指数期货定价的理论模型,并对其价格发现能力进行实证检验。创新之处在于考虑了利率的波动以及在利率传导不均匀条件下,外汇期货与远期的价差与利率的相关性,在定价模型中体现了人民币指数的均值回复与漂移干扰的双重特性。本研究填补了国内关于外汇期货定价研究的空白。本文的内容安排如下:第二部分简要说明人民币指数期货设计,第三部分详细阐述了人民币指数期货理论定价模型,第四部分是仿真计算和实证检验,最后是全文结论。

人民币指数期货

首先说明采用北航人民币指数(CNYX^①)的理由,关于指数可参考韩立岩和刘兰芬^[18]的工作。该人民币指数与美元指数一样是基于市场汇率的指数,但是考虑中国特征,在指数权重的主导信息中加入了外国直接投资。具体理由有四:(1)交易便利性。北航指数是市场实时汇率的加权平均,可服务于衍生产品的高频交易,其他指数都是有效汇率指数。(2)基期合理性。2005年7月21日汇率改革后人民币汇率真正实现浮动,以此为基期有政策含义和统计意义;而CBN有效汇率以2005年第一个交易日为基期,复旦和上海财大人民币汇率指数分别选择2000年和2005年为基期,缺乏理论根据和政策支持。(3)样本货币的适度性。北航人民币指数根据中国实际情况筛选了8种影响力较大的代表性货币,能够反映人民币对主要货币的整体走势;CBN有效汇率简单根据11种主要货币构造货币篮,缺乏针对性;复旦人民币有效汇率指数选取由中国的主要贸易伙伴和主要竞争对手共24个国家与地区的货币构成货币篮,货币种类过多而放大了汇率波动的联动性,依此构建的期货合约过于复杂。(4)权重的全面性。北航人民币指数兼顾对手货币的贸易地位和直接投资地位,全面地反映了人民币的影响力;其他两种指数仅根据国际清算银行(BIS)发布的中国对主要贸易伙伴的贸易数据计算权重,忽略了作为新兴市场货币所受到的外国直接投资的影响。

我们设定人民币指数期货合约的交割月份为每年的三月、六月、九月和十二月,期货合约实行滚动式发行;比如,2006年1月4日,距离这天最近的是2006年3月的合约;而两个月之后,该合约将过期,6月份合约成为最近的合约,同时2007年3月合约挂牌上市交易,成为最远的合约。我们规定相应的期货合约结算日期为合约月份的第三个星期三,结算以人民币现金完成。根据我国实际情况并借鉴国际经验,将每张合约的价值定为100万元人民币;由于人民币指数的基准为100点,因此将合约乘数定为10000,充分兼顾合约的流动性和交易费用两个因素。

人民币指数期货理论定价模型

本部分构建人民币指数期货的理论定价模型。作为目前世界上惟一运行良好的货币指数产品,美元指数期货定价模型对人民币指数期货具有借鉴意义。Redfield^[22]研究了美元指数期货合约的定价,发现指数波动率对于期货价格有显著影响。他认为指数期货价格应该反映波动率漂移现象。随后,Eytan等(EHK)^[21]在Redfield^[22]的基础上,基于无套利定价思想和指数服从布朗运动的假设,提出了美元指数期货定价的均衡模型。模型的显示解蕴含波动率“漂移”因素,用美元指数波动和其他成分货币波动的几何平均表示,该形式表明美元指数期货波动率漂移程度不仅取决于美元指数价值的波动,同时也受到作为成分货币的外国货币的波动影响。随后,Harpaz等^[23]和Krull和Rai^[24]对EHK模型进行了实证检验,发现市场交易历史波动率与以几何平均表示的波动率较为吻合,该模型可以比较有效地指导货币指数期货定价,但是理论价格与市场价格仍存在一定偏差。Barrett和Sanders^[25]以1995年至1997年的美元指数期货合约作为样本,结合基于期权隐含波动率的期货波动率预测方法,对EHK模型的定价效果进行检验。结果发现,使用隐含波动率估计并没有改善使用历史波动率的对美元指数波动率漂移偏差的修正;而且,无论采用哪种波动率预测方法,EHK模型仍出现不同程度的系统偏差。更有意义的结论是,一个简单的基于适应性预期的调整项大大优于其他两种漂移估计方法,颠覆了传统的波动率预测方法。这些研究丰富了我们美元指数期货价值的认识,有助于我们对人民币指数期货定价方法的研究。

有别于美元指数,人民币指数的成分货币的汇率是基于人民币的直接表示法,而为遵循一般指数的表达习惯,即人民币升值时人民币指数水平上升、人民币贬值时人民币指数水平下降,人民币指数又采用间接表示法。因此,漂移特征更为突出。

1、假设条件

分别令 S_i 和 B_i 表示当期及基期(2005年7月21日)货币 i 对人民币的即期汇率(直接标价法,即一单位外币所兑换的人民币数量),并令 w_i 表示人民币指数中各成分货币的权重,则人民币指数价值表示为

^①该指数以2005年7月21日汇率改革为基期,根据各币种贸易权重和外商直接投资占比确定成分货币的组成及权重,表示为七种主要成分货币对人民币汇率相对于基期变化的几何平均加权值。相关数据见<http://www.macrochina.com.cn/info.shtml>。

$I = 100 \prod_{i=1}^7 \left[\frac{B_i}{S_i} \right]^{w_i}$ 。令 $F(t, T)$ 表示有效期限为 T 的人民币指数期货在时刻 t 时的价格。

模型的假设条件是:

(1) 市场是无摩擦的, 即, 没有交易成本和税收, 没有卖空限制, 存贷利率相等;

(2) 交易是连续进行的;

(3) 本国和外国的无风险利率不随时间变化^②;

(4) 即期汇率服从对数正态分布, 货币 i 在一段微小时间区间 dt 的即期汇率 (直接标价法表示) 变化率满足如下随机微分方程:

$$\frac{dS_i}{S_i} = (\mu_i - r) dt + \sigma_i dZ_i \quad (1)$$

其中, r 表示人民币的无风险收益率, μ_i 表示外国货币 i 的瞬时预期收益率, σ_i 表示外国货币 i 的瞬时汇率波动率, Z_i 代表标准维纳过程。在实际工作中, 可以放宽假设条件, 加入交易成本等因素。

2、人民币指数的动态演化路径与漂移特征

为了方便推导人民币指数的动态变化过程, 将人民币指数重写成:

$$I = A * \prod_{i=1}^7 S_i^{-w_i}$$

其中 $A = 100 \prod_{i=1}^7 (B_i)^{w_i} = 81.5141$ 。

由伊藤定理以及假设 (3), 人民币指数的动态演化过程可以由下式给出:

$$dI = \left[\sum_{i=1}^7 \frac{\partial I}{\partial S_i} S_i (\mu_i - r) + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^7 \sum_{j=1, j \neq i}^7 \frac{\partial^2 I}{\partial S_i \partial S_j} S_i S_j \rho_{ij} \sigma_i \sigma_j \right] dt + \sum_{i=1}^7 \frac{\partial I}{\partial S_i} S_i \sigma_i dZ_i$$

进一步整理得到:

$$\frac{dI}{I} = - \left[\sum_{i=1}^7 w_i (\mu_i - r) dt + \sum_{i=1}^7 w_i \sigma_i dZ_i \right] + \frac{1}{2} \left[\sum_{i=1}^7 w_i \sigma_i^2 + \sum_{i=1}^7 \sum_{j=1, j \neq i}^7 w_i w_j \sigma_i \sigma_j \rho_{ij} \right] dt \quad (2)$$

人民币指数瞬时增长率的随机特性可以由随机变量 $-\left[\sum_{i=1}^7 w_i \sigma_i dZ_i\right]$ 表示, 其方差等于人民币指数波动率的平方, 记为 σ_I^2 , 满足 $\sigma_I^2 = \sum_{i=1}^7 \sum_{j=1}^7 w_i w_j \sigma_i \sigma_j \rho_{ij}$ 。

引入人民币指数的漂移因子 $\delta = \frac{1}{2} \left[\sum_{i=1}^7 w_i \sigma_i^2 + \sigma_I^2 \right]$, 很明显, 漂移因子与成分货币波动率、指数波动率均相关, 且恒为正。于是人民币指数的动态演化过程可以进一步表示成:

$$\frac{dI}{I} = \left[\delta - \sum_{i=1}^7 w_i (\mu_i - r) \right] dt + \sum_{i=1}^7 w_i \sigma_i dZ_i \quad (3)$$

因此, 人民币指数瞬时增长率是人民币指数漂移因子与成分货币瞬时超额收益率算术加权平均之差。

3、人民币指数期货均衡价格

由上述人民币指数的动态演化过程, 我们可以观察到人民币指数的动态演化具有与美元指数类似的波动率漂移现象, 由漂移因子 δ 表示。这个漂移因素的存在源于以几何加权平均值表示的指数的动态演化过程与成分货币汇率的动态变化过程的不同; 这个差异的存在使得在构造无风险组合时, 无法使用自融资组合来复制指数。因此, 即使人民币指数没有期权特性, 指数波动率对于期货定价也有重要影响。

由伊藤定理与人民币指数的动态演化过程 (3) 式, 可以得到人民币指数期货价格 $F(t, T)$ 的随机过程表示:

$$dF(t, T) = \left\{ \frac{\partial F(t, T)}{\partial I} I \left[\delta - \sum_{i=1}^7 w_i (\mu_i - r) \right] + \frac{1}{2} \frac{\partial^2 F(t, T)}{\partial I^2} I^2 \sigma_I^2 + \frac{\partial F(t, T)}{\partial t} \right\} dt - \frac{\partial F(t, T)}{\partial I} I \sum_{i=1}^7 w_i \sigma_i dZ_i \quad (4)$$

^② 可以证明, 当无风险利率恒定且对所有到期日都不变时, 交割日相同的远期价格和期货价格相等; 当利率变化无法预测时, 远期价格和期货价格不等。实证结果表明, 在现实生活中期货和远期价格的差别常常可以忽略不计。本文所讨论的期货价格与现货价格的关系问题, 不会受到期货和远期差异的影响。

现在考虑单个成分货币的远期价格。由伊藤定理、即期汇率所满足的微分方程 (1) 式以及远期与即期汇率平价关系, 单个成分货币远期价格的动态演化过程可以表示为:

$$df_i(t, T) = f_i(t, T)(\mu_i - r)dt + f_i(t, T)\sigma_i dZ_i \quad (5)$$

由 (3) 式, 人民币指数与其成分货币汇率 (直接标价法表示) 负相关。因此, 当用各成分货币的远期合约进行套期保值时, 应该采取多头 - 多头或空头 - 空头的对冲策略, 即构建无风险对冲组合时, 为了对冲人民币指数期货的多头 (空头) 头寸, 投资者应该建立相应的成分货币远期合约的多头 (空头) 头寸, 其中第 i 种货币远期合约的套期保值率为: $\frac{\partial F(t, T)}{\partial I} \frac{I}{f_i(t, T)} w_i$ 。

因此, 在极短的时间间隔 dt 内, 上述对冲组合的总回报为:

$$dF(t, T) + \sum_{i=1}^7 \frac{\partial F(t, T)}{\partial I} \frac{I}{f_i(t, T)} w_i df_i(t, T)$$

由 (4)、(5) 两式知对冲组合的瞬时回报为:

$$\left\{ \frac{\partial F(t, T)}{\partial I} I \left[\delta + \sum_{i=1}^7 w_i \mu_i - r \right] + \frac{\partial F(t, T)}{\partial t} + \frac{1}{2} \frac{\partial^2 F(t, T)}{\partial I^2} I^2 \sigma_I^2 \right\} dt \quad (6)$$

由上式可以看出, 收益项不是随机的, 即不包含任何风险。注意到所有这些头寸建立都不需要初始现金投资, 为了防止套利的发生, 上述投资组合的回报必然等于 0, 即:

$$\left\{ \frac{\partial F(t, T)}{\partial I} I \left[\delta + \sum_{i=1}^7 w_i \mu_i - r \right] + \frac{\partial F(t, T)}{\partial t} + \frac{1}{2} \frac{\partial^2 F(t, T)}{\partial I^2} I^2 \sigma_I^2 \right\} dt = 0 \quad (7)$$

上述方程边界条件由到期日人民币指数期货的价格收敛于指数现货价格 $F(t, T) = I_T$ 及初始条件 $F(t, t) = I$ 给定。

求解该偏微分方程便得到人民币指数期货的均衡价格:

$$F(t, T) = I e^{[r_I - r + \delta](T-t)} \quad (8)$$

其中, I 代表即期人民币指数, r 是人民币无风险收益率, r_I 表示人民币指数成分货币无风险收益率的加权值, $r_I = \sum_{i=1}^7 w_i \mu_i$, $\delta = \frac{1}{2} \left[\sum_{i=1}^7 w_i \sigma_i^2 + \sigma_I^2 \right]$ 表示漂移因子, σ_i 是瞬时成分货币汇率波动率, σ_I 是人民币指数波动率。解读 (8) 式可以看出, 期货均衡价格平均增长率具有双重特性, 一则综合代表成分货币的人民币指数的无风险收益率会向人民币无风险利率回复, 二则漂移因子会干扰这种回复。

理论价格的仿真计算及检验

运用第 3 部分所建立的人民币指数期货定价的理论模型进行模拟计算和计量检验, 分析人民币指数期货的价格走势及其价格发现功能。

1. 仿真计算

本文计算了自 2005 年 12 月 7 日起至 2009 年 12 月 31 日每个交易日的四种期货合约 (分别是 3 个月、6 个月、9 个月、12 个月到期期限的人民币指数期货合约) 价格。在模拟计算中, 漂移率的测算是重点, 我们用成分货币的即期汇率收益率的历史年波动率来估计 σ_i 和 ρ_{ij} ; 在计算时, 采取连续 90 个交易日历史数据的移动平均。以此为基础计算漂移因子; 再计算成分货币无风险收益率的加权值。其中美元、英镑、港币、日元的无风险收益率由三个月期国库券收益率代表, 韩元的无风险收益率由货币市场收益率代表, 欧元的无风险收益率由三个月期伦敦银行间拆借利率 (LIBOR) 代表, 人民币无风险收益率用一年期存款利率代表, 月度数据来源于 <http://www.econstats.com>; 新台币的无风险收益率用三个月期台北金融业拆款定盘利率 (TAIBOR) 代表, 月度数据来源于台湾银行公会 <http://www.ba.org.tw>。最终由公式 (8) 得到人民币指数期货价格的模拟结果。

值得注意的是, 由于现实中无风险利率不是常数, 与模型假设不符, 因此需要对模拟的数值结果进行调整。在这种情况下, 远期价格和期货价格通常是不相等的, 其差异定义为期货 - 远期价差, 这反映了利率传导在期货与远期之间的不均匀性, 表达式为 [26]:

$$f_i - F_i = E_Q^T[S_T] - \frac{S_t}{B(t, T)} = \frac{E_Q^T[S_T] E_Q^T \exp \left[- \int_t^T r(u) du \right] - E_Q^T \left[\exp \left(- \int_t^T r(u) du \right) S_T \right]}{B(t, T)}$$

= - \frac{cov_Q^t \left[\exp \left(- \int_t^T r(u) du \right), S_T \right]}{B(t, T)}

明显地，期货 - 远期价差与利率折现过程和现货价格序列的相关性有关。因此调整后期货价格更新为：

f_t = F_t e^{\mu_F (T-t)}

其中 $\mu_F = \frac{1}{T-t} \int_t^T \sum_{i=1}^m \sigma_B^i(u, T) [\sigma_S^i(u) + \sigma_B^i(u, T)] du$, σ_S^i, σ_B^i 为现货市场和债券市场收益率的波动率。

调整后的全部计算结果（从 2005 年 12 月 7 日起至 2009 年 1 月 31 日期货合约理论价格模拟值）见表 1。这里仅列举部分结果（自 2006 年 1 月 4 日起至 2006 年 3 月到期的近月期货合约理论价格模拟值）。

表 1 2006 年 3 月到期的近月期货合约的模拟数值计算

日期	人民币指数	人民币无风险收益率 (%)	加权无风险收益率 (%)	漂移率	有效期	2006 年 3 月到期期货价格
2006/1/4	102.4474	1.71	2.645796	0.002496	0.174603	102.6597
2006/1/5	102.1627	1.71	2.645796	0.002629	0.170635	102.3718
2006/1/6	102.2099	1.71	2.645796	0.002670	0.166667	102.4150
2006/1/9	101.5362	1.71	2.645796	0.002681	0.162698	101.7353
2006/1/10	101.8550	1.71	2.645796	0.002823	0.158730	102.0521
2006/1/11	101.8496	1.71	2.645796	0.002716	0.154762	102.0401
2006/1/12	101.5438	1.71	2.645796	0.002398	0.150794	101.7240
2006/1/13	101.9660	1.71	2.645796	0.002406	0.146825	102.1423
2006/1/16	101.5806	1.71	2.645796	0.002427	0.142857	101.7517
2006/1/17	102.0351	1.71	2.645796	0.002384	0.138889	102.2017
2006/1/18	102.1291	1.71	2.645796	0.002334	0.134921	102.2903
2006/1/19	102.0175	1.71	2.645796	0.002323	0.130952	102.1737
2006/1/20	102.1249	1.71	2.645796	0.002333	0.126984	102.2766
2006/1/23	101.7122	1.71	2.645796	0.002330	0.123016	101.8586
2006/1/24	101.4385	1.71	2.645796	0.002365	0.119048	101.5801
2006/1/25	101.4751	1.71	2.645796	0.002389	0.115079	101.6124
2006/1/26	101.6078	1.71	2.645796	0.002379	0.111111	101.7404
2006/1/27	101.8337	1.71	2.645796	0.002373	0.107143	101.9617
2006/2/6	102.5794	1.71	2.793226	0.002382	0.103175	102.7194
2006/2/7	102.8615	1.71	2.793226	0.002664	0.099206	102.9993
2006/2/8	102.7915	1.71	2.793226	0.002666	0.095238	102.9237
2006/2/9	102.8422	1.71	2.793226	0.002646	0.091270	102.9688
2006/2/10	102.8791	1.71	2.793226	0.002644	0.087302	103.0002
2006/2/13	103.0225	1.71	2.793226	0.002654	0.083333	103.1383
2006/2/14	102.8975	1.71	2.793226	0.002698	0.079365	103.0081
2006/2/15	102.9224	1.71	2.793226	0.002688	0.075397	103.0274
2006/2/16	103.0570	1.71	2.793226	0.002667	0.071429	103.1564
2006/2/17	102.9784	1.71	2.793226	0.002668	0.067460	103.0723
2006/2/20	102.8890	1.71	2.793226	0.002670	0.063492	102.9773
2006/2/21	102.9891	1.71	2.793226	0.002667	0.059524	103.0718
2006/2/22	103.2136	1.71	2.793226	0.002622	0.055556	103.2908
2006/2/23	103.0049	1.71	2.793226	0.002616	0.051587	103.0764
2006/2/24	102.7648	1.71	2.793226	0.002604	0.047619	102.8305
2006/2/28	102.8880	1.71	2.793226	0.002650	0.043651	102.9485
2006/3/1	102.6070	1.71	2.872343	0.002671	0.039683	102.6652
2006/3/2	102.6957	1.71	2.872343	0.002688	0.035714	102.7482
2006/3/3	102.6847	1.71	2.872343	0.002661	0.031746	102.7312
2006/3/6	102.6259	1.71	2.872343	0.002642	0.027778	102.6665
2006/3/7	102.9792	1.71	2.872343	0.002621	0.023810	103.0142
2006/3/8	103.1584	1.71	2.872343	0.002647	0.019841	103.1876
2006/3/9	103.0693	1.71	2.872343	0.002654	0.015873	103.0926
2006/3/10	103.2033	1.71	2.872343	0.002632	0.011905	103.2209
2006/3/13	103.2557	1.71	2.872343	0.002638	0.007937	103.2673
2006/3/14	103.0345	1.71	2.872343	0.002579	0.003968	103.0403
2006/3/15	102.9043	1.71	2.872343	0.002591	0.000000	102.9043

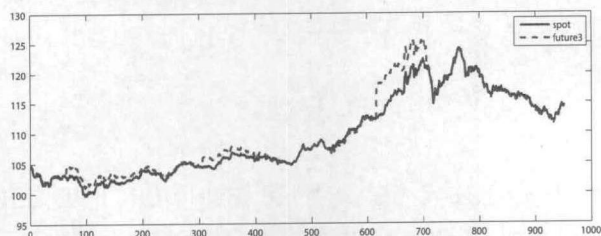


图 1 人民币指数期货合约价格走势
(2009 年 3 月到期的 3 月期合约)

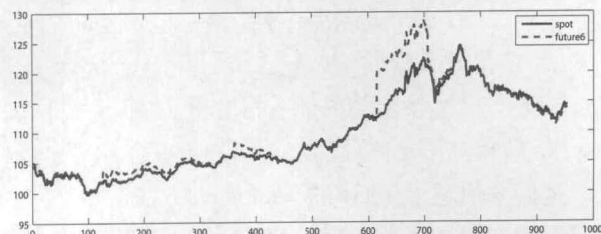


图 2 人民币指数期货合约价格走势
(2009 年 6 月到期的 6 月期合约)

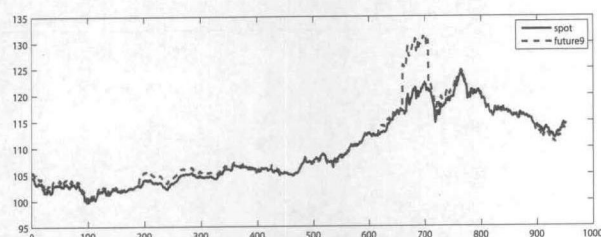


图 3 人民币指数期货合约价格走势
(2009 年 9 月到期的 9 月期合约)

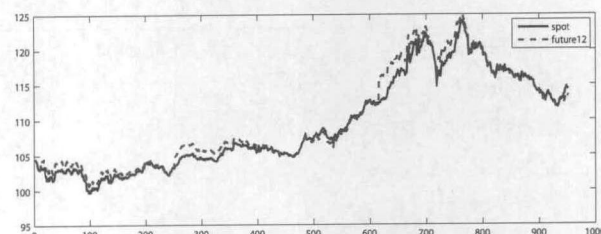


图 4 人民币指数期货合约价格走势
(2009 年 12 月到期的 12 月期合约)

图 1-4 描绘了 2009 年四种期货合同 (3 个月、6 个月、9 个月、12 个月期限的人民币指数期货合约) 价格与标的指数的走势图。从这 4 种期货合同价格与指数产品价格走势可以看出: 随着到期日的临近, 指数期货与指数是收敛的, 即指数期货与指数现货价格之间的差异越来越小, 而且可能存在协整关系, 这将在第 2 节详细论证。

2、实证检验

从对人民币指数期货定价模型的讨论中我们看到, (8) 式成立意味着人民币指数市场达到套利均衡, 对 (8) 式两边取对数可得

$$f_i = s_i + (r_I - r + \delta)(T - t) \quad (9)$$

其中 $f_i = \ln(F(t, T)_i)$, $s_i = \ln(I_i)$ 。一个期货市场能否达到套利均衡等价于期货与现货价格信息传导是否有效。因此我们以是否满足 (9) 式来考察期货市场的定价效率, 其中期货 - 远期价差的调整项非常小, 可视为白噪声。检验式 (9) 是否成立, 应对 f_i 、 s_i 与 $(r_I - r + \delta)(T - t)$ 三个时间序列进行平稳性检验和协整检验。如果这三者之间是协整的则认为他们之间存在长期均衡关系, 人民币指数期货市场具有定价效率。此时可进一步建立误差修正模型考察指数期货价格所受到的长期均衡关系制约与短期变动特征。

在实际中, 期货价格与现货价格关系是复杂的。既可以是期货价格跟随同期现货价格变化, 也可能表现为市场信息先反映于期货市场再传导至现货市场, 还可能是期货市场与现货市场同时对信息做出反应。但是, 无论从理论上还是成熟市场的经验来看, 由于期货市场具有低成本、高杠杆和高流动性等特征, 只要期货市场规模和影响力大, 当面临新的市场信息冲击时, 投资者往往先操作于期货市场, 使得新信息先在期货市场上得到反映, 然后再传达至现货市场, 从而使得期货市场具有引领现货市场价格变化的信号功能。因此下面基于 Granger 因果检验和向量误差修正模型来考察市场信息传递与价格引导机制。

不失一般性, 选取 2009 年 12 月到期的 12 月期的人民币指数期货合约价格序列进行检验。

(1) 平稳性检验

首先, 我们对人民币指数期货价格对数 f_i 、人民币指数期货价格对数差分 Δf_i 、人民币指数现货价格对数 s_i 、人民币指数现货价格对数差分 Δs_i 、基差 $f_i - s_i$ 和持有成本 $[r_I - r + \delta](T - t)$ 进行 ADF 单位根检验。如表 2 所示, 在 1% 的显著性水平下, ADF 检验的三个模型均接受人民币指数期货价格对数序列、人民币指数现货价格对数序列存在单位根的原假设, 这两个时间序列为非平稳序列; 而其相应的一阶差分序列、基差序列和持有成本序列均拒绝存在单位根的原假设; 这说明 f_i 和 s_i 均为 1 阶单整过程 ($I(1)$), 而相应的

差分序列 Δf_i 、 Δs_i 及基差序列 $f_i - s_i$ 和成本序列 $[r_I - r + \delta](T - t)$ 为平稳过程 ($I(0)$)。

(2) 定价效率检验

根据平稳性检验结果, 下面检验 f_i 和 s_i 之间的协整关系, 进而构建 VEC 模型。

A. f_i 和 s_i 的协整检验

我们采用基于 VAR 的 Johansen 方法对 f_i 和 s_i 进行协整检验, 结果如表 3 所示。统计量 LR、FPE、AIC 和 HQ 均支持了滞后 4 阶的检验设定。无论是迹检验还是最大特征值检验, 均在 5% 的显著性水平下支持了存在一个协整向量的假设。E-G 两步法检验同样肯定此结果。

表 2 各时间序列 ADF 检验

	有截距项无趋势项	有截距项和趋势项	无截距项和趋势项
期货价格对数	-3.459494	-3.999552	-2.575326
期货价格对数差分	-2.575373***	-3.999740***	-3.459627***
现货价格对数	-3.459494	-3.999552	-2.575326
现货价格对数差分	-3.459627***	-3.999740***	-2.575373***
基差	-2.874495**	-4.000316	-2.575516***
持有成本序列	-2.874495**	-4.000316	-2.575516***

注: ***, **, * 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平下显著, 下同。

表 3 f_i 和 s_i 的 Johansen 协整检验 (无截距项无趋势项)

原假设	特征根	迹统计量	相应概率	最大特征值统计量	相应概率
0 个协整向量	0.074119	20.96570**	0.0014	16.94213**	0.0045
1 个协整向量	0.018123	4.023564	0.0532	4.023564	0.0532

B. 回归分析

由于 $f_i - s_i$ 与 $[r_I - r + \delta](T - t)$ 均为平稳序列, 我们进行 OLS 回归估计, 得到:

$$(f_i - s_i) = 0.004563 + 119.2352[r_I - r + \delta](T - t) + \epsilon_t$$

$$(4.792267)*** \quad (863.0379)***$$

括号内为 t 统计量的值。 $\bar{R}^2 = 0.999699$, 因此, 期货与现货基差变动的 99.97% 可由持有成本解释, 该模型拟合程度相当高。持有成本的系数显著大于零, 表明持有成本对期货基差具有显著的正向影响。

综合上述协整检验和回归分析的结果, 我们认为样本期内的人民币指数期货市场具有较高的定价效率。下面, 我们继续深入探讨人民币指数现货与期货的信息引领关系。

C. 人民币指数期货与现货收益率的 Granger 因果检验

根据 A 所得到的滞后阶数, 我们对 Δf_i 和 Δs_i 进行了滞后 4 阶的 Granger 因果检验, 参见表 4。在样本期内, 在 1% 的显著性水平下, 期货收益率以 1 个和 2 个工作日滞后是指数收益率的 Granger 原因, 对指数收益率具有引领作用, 即“价格发现”功能。我们认为正是由于人民币指数期货的低成本、高流动性和高杠杆等优点, 才能够比现货市场更迅速地反映市场信息, 才使得信息交易者倾向于率先在期货市场进行交易, 而后信息才传达至现货市场。反之, 指数收益率不是期货收益率的滞后一个工作日的 Granger 原因, 但却是滞后 2 个工作日的 1% 水平的 Granger 原因。

表 4 Δf_i 和 Δs_i Granger 因果检验 F 统计量

原假设	滞后 1 阶	滞后 2 阶	滞后 3 阶	滞后 4 阶
期货不是现货的 Granger 原因	16.9646***	7.85898***	5.51359**	5.17733***
现货不是期货的 Granger 原因	7.5897	7.77799***	5.60203**	5.11460***

需要指出的是, 以上分析只是说明期货价格和现货价格在 Granger 意义上的因果关系, 不能完全反映两者之间经济学意义上的因果关系。现实中影响期货价格和现货价格的因素有很多, 期货价格和现货价格之间的 Granger 因果关系可能为其他更为潜在的因素所确定, 如投机资金、期货现货供求关系、经济周期、宏观政策、投资预期等等, 这些潜在因素的存在, 会弱化两者之间现实的因果联系。为进一步深入分析现货价格和期货价格的相互关系, 下面引入 VEC 模型。

D. 向量误差修正 (VEC) 模型分析

VEC 的误差修正项反映了变量之间的长期均衡关系,而 VEC 说明了对长期均衡的偏离可以通过一系列的短期调整而得到修正。误差修正项系数绝对值的大小表达了被解释变量向长期均衡状态调整时的速度。 f_i 和 s_i 之间存在协整关系,可以运用 VEC 模型进行分析,滞后阶数仍取 4,结果表明 Δs_i 误差修正系数在 1% 显著性水平下显著,表明误差修正项对现货价格的均值具有解释能力,即当现货价格与期货价格出现偏离时,对现货价格的影响较大;而 Δf_i 的误差修正系数在 1% 显著性水平下不显著,表明误差修正项对期货价格均值的解释能力较差,即当期货价格与现货价格出现偏离时,对期货价格的影响较小。这一现象说明现货市场比期货市场对非均衡反应更为敏感,调整速度更快,根据 Gonzalo 和 Granger 的理论,现货价格受制于期货价格的变化,期货价格引导现货价格的作用明显,而现货价格引导期货价格作用不明显。

E. 脉冲响应

脉冲响应用于分析一个内生变量的标准冲击(称之为“脉冲”)对其他内生变量及自身带来的影响。分析结果如图 5 所示。对于来自现货价格的一个脉冲,期货价格滞后 1 期和 2 期的反应几乎为 0,随后逐渐上升;滞后 3 到 5 期时,期货价格的反应达到最大值 3.5%,随后逐渐下降;滞后 6 期时,接近 0,随后小幅波动。对于来自期货价格的一个脉冲,现货价格的反应为 34.6%,随后有所下降,滞后 6 期以后只有小幅波动。由此可见,与现货价格变动对期货价格的影响相比,期货价格变动对现货价格的影响更为强烈,即期货价格对现货价格具有更强的引导作用。

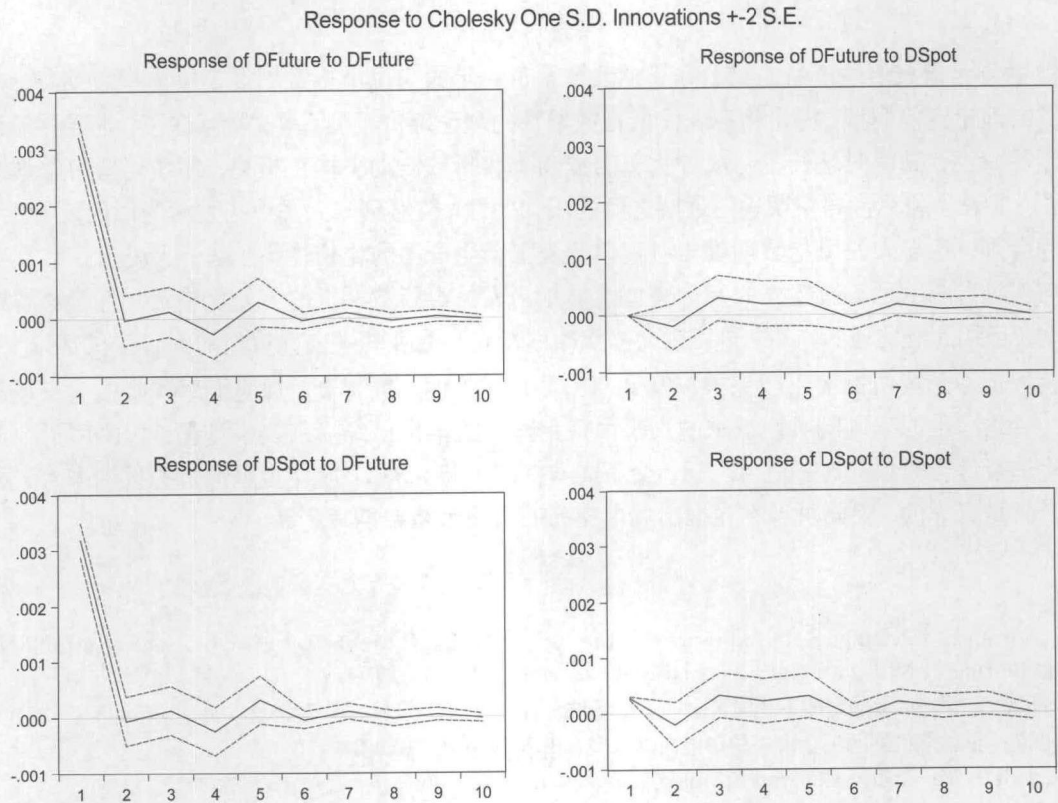


图 5 脉冲响应图(横坐标代表冲击作用的滞后期数,纵坐标代表变量反应速度)

F. 方差分解

通过方差分解法我们考察每一结构冲击对内生变量变化的贡献度。由表 5 可知,平均来看,滞后 10 期时,来自现货市场的方差贡献为 3.328%,而来自期货市场的方差贡献高达 96.672%。总方差中来自期货市场的贡献度远大于现货市场的贡献度,因此在人民币指数市场价格发现中,期货市场价格起主导作用。

通过实证分析,我们获得如下认识:第一,人民币指数期货价格和现货价格短期内可能出现偏离,但长期中二者存在均衡关系。这说明我们所建立的理论定价模型是有效的。第二,人民币指数期货价格对人民币

指数具有统计显著的 Granger 因果意义的引导关系。第三, VEC 模型检验结果表明现货市场比期货市场对非均衡反应更为敏感, 调整速度更快, 这说明现货价格受制于期货价格的变化。第四, 脉冲响应分析和方差分解分别从内生变量冲击和结构冲击两个角度说明: 期货市场在价格发现过程中起主导作用。因此, 我们所建立的人民币指数期货定价模型能够对人民币指数现货起到价格发现的作用。

表 5 VEC 模型方差分解结果

滞后期	现货市场价格变动方差分解 (%)		期货市场价格变动方差分解 (%)	
	来源于现货市场	来源于期货市场	来源于现货市场	来源于期货市场
1	0.772180	99.22782	0.000000	100.0000
2	1.159391	98.84061	0.387433	99.61257
3	2.175674	97.82433	1.264724	98.73528
4	2.621609	97.37839	1.625823	98.37418
5	3.466094	96.53391	1.985770	98.01423
6	3.504707	96.49529	2.028949	97.97105
7	3.855471	96.14453	2.301301	97.69870
8	3.961801	96.03820	2.371820	97.62818
9	4.174354	95.82565	2.481771	97.51823
10	4.174182	95.82582	2.481846	97.51815

结 论

本文借鉴美元指数衍生产品的经验, 基于已经发布 6 年的人民币指数创设人民币指数期货, 并参考美元指数期货的理论定价模型, 提出相应人民币指数期货的理论定价模型。本文贡献在于, 推导并验证了人民币指数的漂移特性, 其瞬时增长率与成分货币的波动率和指数波动率均正相关, 并在模型中合理引进该漂移项; 模型还考虑了利率传导在期货与远期之间的不均匀性, 能够刻画人民币指数的均值回复特性。如此使得定价更为合理, 凸显人民币指数期货相对于单一外汇衍生产品的比较优势。基于人民币指数真实数据的仿真实验与实证分析表明, 所建立的定价模型能够刻画人民币指数期货的公允价格, 并且能够解释人民币指数的变动, 起到价格发现的作用; 可以为交易策略的制定和企业相关公允价值的计算提供理论支持。

随着我国汇率形成机制的不断完善以及利率市场化程度的不断提高, 规避汇率风险成为市场参与者的急迫需求, 因此满足汇率风险对冲需求的人民币衍生产品的推出已经提到议事日程。人民币指数产品可以对外汇风险进行综合套保, 具有适用广泛、交易成本低的优势。从 2008 年金融危机的教训来看, 场内交易的标准化产品是可靠的, 因此可以率先推出场内交易的人民币指数期货产品。

参考文献:

[1] Yip W., Nguyen H. Exchange Rate Exposure and the Use of Foreign Currency Derivatives in the Australian Resources Sector[J]. Journal of Multinational Financial Management, 2012,(22):151-167

[2] 王文杰, 部慧, 陆凤彬. 金融海啸下我国黄金期货市场波动性的实证分析 [J]. 管理评论, 2009(2):77-83

[3] 范为, 房四海. 金融危机期间黄金价格的影响因素研究 [J]. 管理评论, 2012(3):8-16

[4] Schap K. USDX Versatility Covers Multiple-Currency Hedges[J]. Futures, 1991,(20):32-35

[5] Krull S., Rai A. Optimal Weights and International Portfolio Hedging with U.S. Dollar Index Futures: An Empirical Investigation[J]. Journal of Futures Markets, 1992,(12):549-562

[6] Schneeweis T., Karavas V. N., Georgiev G. Alternative Investments in the Institutional Portfolio[R]. Alternative Investment Management Association, 2002

[7] Schneeweis T., Gupta B., Mustafokulov E. The USDX as an Investment and Trading Vehicle: An Update[R]. CISDM Working Paper Series, University of Massachusetts, 2006

[8] Tse Y. Price Discovery and Volatility Spillovers in the DJIA Index and Futures Markets[J]. Journal of Futures Markets, 1999,(19):911-930

[9] Chatrath A., Chaudhry M., Christie-David R. Price Discovery in Strategically Linked Markets: The TED Spread and its Constituents[J]. Journal of Derivatives, 1999,(6):77-87

- [10] Lien D., Tse Y. K. Some Recent Developments in Futures Hedging[J]. *Journal of Economic Surveys*, 2002,16(3):357-396
- [11] Yang J., Bessler D. A., Leatham D. J. Asset Storability and Price Discovery in Commodity Futures Markets: A New Look[J]. *Journal of Futures Markets*, 2001,(21):279-300
- [12] Schreiber P. S., Schwartz R. A. Price Discovery in Securities Markets[J]. *Journal of Portfolio Management*, 1986,(12):43-48
- [13] Edwards F. Does the Futures Trading Increase Stock Market Volatility?[J]. *Financial Analysts Journal*, 1988,(44):63-69
- [14] Darrat A. F., Rahman S. Has Futures Trading Activity Caused Stock Price Volatility?[J]. *Journal of Futures Markets*, 1995,(15):537-557
- [15] Pericli A., Koutmos G. Index Futures and Options and Stock Market Volatility[J]. *Journal of Futures Markets*, 1997,(17):957-974
- [16] Darrat A. F., Rahman S., Zhong M. The Role of Futures Trading in Spot Market Fluctuations: Perpetrator of Volatility or Victim of Regret?[J]. *Journal of Financial Research*, 2002,(25):431-444
- [17] Koutmos G., Tucker M. Temporal Relationships and Dynamic Interactions between Spot and Futures Stock Markets [J]. *Journal of Futures Markets*, 1996,(16):55-69
- [18] 韩立岩, 刘兰芬. 人民币指数及其信息价值 [J]. *世界经济*, 2008,(12)62-72
- [19] 韩立岩, 王允贵. 人民币外汇衍生品市场: 路径与策略 [M]. 北京: 科学出版社, 2009
- [20] 韩立岩, 崔旻抒. 人民币指数美式期货期权定价研究 [J]. *管理科学学报*, 2010,13(2)50-63
- [21] Eytan T., Harpaz G., Krull S. The Pricing of Dollar Index Futures[J]. *Journal of Futures Markets*, 1988,(8):127-139
- [22] Redfield C. B. A Theoretical Analysis of the Volatility Premium in the Dollar Index Contract[J]. *Journal of Futures Markets*, 1986,(6):619-627
- [23] Harpaz G., Krull S., Yagil J. The Efficiency of the U.S. Dollar Index Futures Market[J]. *Journal of Futures Markets*, 1990,(10):469-480
- [24] Krull S., Rai A. Optimal Weights and International Portfolio Hedging with U.S. Dollar Index Futures: An Empirical Investigation[J]. *The Journal of Futures Markets*, 1992,(12):549-563
- [25] Barrett W. B., Sanders T. B. The Drift Factor in Biased Futures Index Pricing Models: A New Look[J]. *Journal of Futures Market*, 2002,22(6):579-598
- [26] Yue-Kuen Kwok. *Mathematical Models of Financial Derivatives*[M]. New York: Springer, 2008

Pricing of RMB Index Futures

Yin Libo¹, Han Liyan² and Cui Mingshu³

(1.School of Finance, Central University of Finance and Economics, Beijing 100081;

2.School of Economics and Management, Beihang University, Beijing 100191;

3.Department for Small Firm Business, China Construction Bank, Beijing 100033)

Abstract: The paper constructs an equilibrium pricing model for theoretical preparation to develop RMB derivatives. It reflects the drift feature of RMB index, mean reversion of futures prices to RMB index, and drift disturbance as well. It also reveals the uneven transmission of interest rates between the futures and the forward contracts. Based on co-integration analysis and VEC modeling, the paper conducts the research on the dynamic relations and volatility spillover between RMB index futures market and RMB index. The experiments show, the designed model can describe the change of the futures prices that works as price discovery to RMB index, which can provide technical support to making trade strategies and computing the fair value of the related assets.

Keywords: Chinese Yuan index, index futures, equilibrium asset pricing model, volatility drift, basis risk