

# 汇率相关性的预测与全球资产配置<sup>\*</sup>

郑振龙 陈 蓉 王 磊

**内容摘要：**现代金融研究领域，无论是业界还是学术界，如何帮助投资者进行更好的资产配置一直是研究的核心内容。资产组合或者投资基金的管理者只有通过资产配置获得更多的超额收益才能受到更多投资者的青睐，才能得到市场的肯定。从根本上讲，这些投资人如何更好地选择资产配置以获得成功取决于他们对市场的准确预测能力。本文利用期权在反映投资者预期方面的优势，采用外汇期权的隐含波动率报价提取出投资者对未来预期的期权隐含的相关系数，并使用已实现效用的模型进行了资产配置方面的研究。利用全样本和分区间样本进行实证研究后本文发现，外汇期权隐含相关系数的预测能力有助于改善投资者的跨国资产配置。

**关键词：**汇率 隐含的相关性 预测 跨国资产配置

**中图分类号：**F831                      **文献标识码：**A

**DOI:**10.16475/j.cnki.1006-1029.2015.03.008

## 引 言

在现代金融研究领域，无论是在业界还是学术界，如何帮助投资者进行更好的资产配置一直是研究的核心内容。资产组合或者投资基金的管理者只有能够通过资产配置获得更多的超额收益才能受到更多投资者的青睐，才能得到市场的肯定。从根本上讲，这些投资人如何更好地进行资产配置以获得较高的投资回报取决于他们对未来市场的判断，或者说取决于他们对市场的准确预测能力。已有研究表明，资产的跨国配置可以提高投资的效果，但其具体效果取决于汇率之间相关系数预测的准确度。当前，对汇率相关性的预测主要有两种方法：一是基于汇率历史数据的预测法，二是基于外汇期权的隐含信息预测法。郑振龙（2009，2012）从更广的角度详细比较了历史数据预测法与隐含信息预测法，认为隐含信息预测法拥有诸多优势，其预测更准确。

将外汇期权隐含相关性信息用于对汇率之间相关系数预测的研究早在 20 世纪 90 年代末就已经出现了，但相关的文献资料却较为有限。由于汇率之间存在比较特殊的三角关系，外汇期权在研究汇率之间的相关性方面具有独特的便利性，因而基于这种三角关系来对汇率之间相关性进行预测的研究就成为最早利用期权隐含相关性信息的研究，这些研究主要有 Campa & Chang（1998）及 Wal-

---

**作者简介：**郑振龙，金融学博士，国务院学科评议组成员，国务院政府特殊津贴专家，厦门大学闽江学者教授、博士生导师；陈蓉，金融学博士，厦门大学金融系教授；王磊，厦门大学金融系博士研究生。

**\* 基金项目：**国家自然科学基金面上项目“资产价格中隐含通货膨胀信息的提取、分析与应用”（项目编号：71371161）；国家自然科学基金青年项目“投资者风险偏好：度量与应用”（项目编号：71101121）；国家自然科学基金地区项目“隐含波动率的信息反映功能及其在我国的应用研究”（项目编号：71261024）。

ter & Lopez (2000)。本文认为, 这两项研究所使用的数据分别为 1995 年之前和 1997 年之前的数据, 而当时外汇期权市场发展才刚刚起步, 交易相对不够活跃, 且所用样本期较短。迄今为止还未见将外汇期权隐含相关系数的预测能力应用于现实资产配置的研究。为填补这方面的空白, 本文在 Campbell & Thompson (2008) 与 Rapach et al. (2010) 对股票超额收益率预测模型的基础上, 建立考虑了资产之间相关系数的多风险资产的资产配置模型, 并利用该模型验证隐含的相关系数对现实汇率之间相关系数的预测能力。

关于投资者在多种风险资产中进行选择配置的问题很早就有人研究, 但为处理方便, 大多数研究都假设资产之间的相关性为常数或者是波动率的函数, 例如 Brennan & Xia (2002)、喻海燕和田英 (2012) 等。实际上, 资产之间或市场之间的相关性大多是时变的, 这种相关性的时变性会对投资者的最优资产配置产生影响。Ang & Bekaert (2002) 使用马尔科夫机制转换模型分析了在高波动率和相关性的情况下与低波动率和相关性的情况下投资者分别选择的最优资产配置。它们可以说明, 投资者在面对多种风险资产进行资产配置时确实会显著地受到资产之间相关性变化的影响。

虽然对资产配置的研究无论是理论方面还是实证方面都出现了很多颇有份量的成果, 但这些研究大多假设投资者利用过去已经发生的信息 (以下简称“后向信息”) 来估计方差、相关性等变量, 进而利用这些信息来进行资产配置。相比之下, 期权的隐含信息由于包含有投资者对未来的预期信息而被称为“前向信息”。利用这种前向信息估计出的变量来指导投资者进行资产配置的研究目前还非常少, 尤其是涉及资产之间隐含相关性的研究。Jabbour et al. (2008) 使用了期权隐含的收益率分布信息来决定风险资产的权重, 类似的研究还有 Kostakis et al. (2011), 他们对资产配置进行建模时并没有考虑风险资产之间的相关性; DeMiguel et al. (2012) 及 Kempf et al. (2012) 在研究股票资产的配置问题时使用了期权的隐含方差和相关性信息来估计资产之间的方差协方差矩阵。上述研究均得出了期权隐含信息可以帮助投资者更好地进行资产配置的结论, 但主要以股票资产作为研究对象, 笔者尚未看到基于期权的隐含信息对外汇资产市场进行资产配置的研究。本文首次利用外汇期权中隐含的相关性信息对外汇资产市场的资产配置进行初步的探讨, 并试图为后续利用期权中隐含的前向信息更好地研究全球资产配置问题的研究做出贡献。

## 一、相关系数的提取

### (一) 数据

本文所使用的外汇期权数据是从彭博 (Bloomberg) 数据库获得的欧式外汇期权隐含波动率报价, 报价频度为日。由于人民币汇率期权交易 2011 年才开始在中国的银行间市场推出, 交易还非常不活跃, 本文选择美元对欧元及美元对日元这两种汇率作为汇率相关性的研究对象。国际清算银行的报告显示, 这两种汇率的外汇期权是全球日成交金额最大的两种外汇期权, 本文获取的外汇期权报价包含美元对欧元、美元对日元、欧元对日元这三种符合三角关系的汇率, 本文使用期权买卖报价的中间价。

本文后面已实现效用模型将采用 1 个月作为调整资产配置的周期, 因而投资者的预测也都是基于 1 个月的期限。由于这个原因, 本文选择 1 个月到期期限的外汇期权报价数据。这些报价的样本区间为 2000 年 1 月 1 日到 2012 年的 8 月 31 日, 仅在工作日有报价。由于本文需要对比不同信息对相关性的预测作用, 本文还需要用到这几种外汇的现汇汇率报价, 这三种外汇期权所对应现汇汇率的历史报价来自 Onada@Rate, 且在工作日和非工作日均有报价。另外, 由于估计已实现序列时需要用到更早期的汇率数据, 因此现汇汇率的数据样本更早一些, 从 1998 年 12 月 15 日全球银行间市场开始报价时, 到 2012 年 8 月 31 日。

表 1 显示对各种期权买卖报价中间价的描述性统计分析结果。从表 1 可以看出，对三种汇率标的来说，其平价跨式期权组合报价（以下简称“SIV”）均为正值，且欧元兑日元期权的 SIV 报价及其波动均高于其余两种汇率。

表 1 买卖报价中间价的描述性统计数据

	均值	标准差	最大值	最小值
EURUSD	10.7997	3.1377	28.8850	4.6750
USDJPY	10.5705	3.0864	38.4200	5.8506
EURJPY	12.0975	4.7918	48.4200	4.6500

(二) 相关系数的提取

1. 历史相关系数

参照已有多数关于预测的研究，本文所采用的历史相关系数是待预测期上一期的已实现相关系数。表 2 是对本文中历史相关系数序列的描述性统计分析结果。表 2 的结果显示，历史相关系数序列的均值显著为正。由于在计算相关系数时采用了滚动计算，窗口之间的重叠期较多，自相关比较严重，表 2 所列的 t 统计数据为经 Newey-West 调整的 t 统计数据，后续表中数据也是如此，本文不再特别说明。

表 2 历史相关系数序列的描述性统计数据

	均值	标准差	T 值	最大值	最小值	偏度	峰度
$\rho_h$	0.3139	0.3282	30.56	0.8988	-0.6930	-0.5342	-0.2875

注：表中的 t 值均为经 Newey-West 调整的 t 统计数据；表中的峰度数据为理论峰度值减去 3 后的调整峰度值。

2. 外汇期权的隐含相关系数

在本文的研究中，美元、欧元及日元这三种货币的汇率之间存在三角关系：

$$\log \text{EURUSD}_t + \log \text{USDJPY}_t = \log \text{EURJPY}_t \quad (1)$$

其中，汇率的表示方法 AB 表示 1 单位的货币 A 可以兑换的货币 B 的数额，或者货币 A 用货币 B 表示的价格。由于本文研究的是两种汇率之间的相关性，为使本文的研究经济含义更直观，本文将上述两种标价法统一为直接标价法，即研究欧元及日元这两种货币的美元价格之间的相关性，这时 (1) 式变为：

$$\log \text{EURUSD}_t - \log \text{JPYUSD}_t = \log \text{EURJPY}_t \quad (2)$$

进而有：

$$\rho_{\text{eu,ju}} = \frac{\sigma_{\text{eu}}^2 + \sigma_{\text{ju}}^2 - \sigma_{\text{ej}}^2}{2\sigma_{\text{eu}}\sigma_{\text{ju}}} \quad (3)$$

其中， $\rho_{\text{eu,ju}}$  即 EURUSD 及 JPYUSD 汇率变动率之间的外汇期权隐含相关系数，或可表述为欧元与日元的美元变动率之间的相关系数， $\sigma_{\text{eu}}^2$ 、 $\sigma_{\text{ju}}^2$  及  $\sigma_{\text{ej}}^2$  分别为 EURUSD、USDJPY 及 EURJPY 三种汇率变动率的方差。

根据式 (3)，为得到上述两种汇率之间在某一期内的隐含相关系数，需要用到对应期限汇率的隐含波动率。表 3 是利用 SIV 得到的隐含相关系数序列的描述性分析结果，对该序列的分析采用的样本范围为 2000 年 1 月 1 日到 2012 年 8 月 31 日。表 3 的结果显示，外汇期权市场的定价效率比较高，利用隐含波动率报价得到的 1 月期的隐含相关系数并没有产生异常值。

为了避免表述的混乱，后面涉及到汇率的表述时均采用英文 AB 的形式，即 1 单位货币 A 可以兑换的货币 B 的数额。

表3 利用 SIV 得到的隐含相关系数序列的描述性统计数据

	异常值数	均值	标准差	T 值	最大值	最小值	偏度	峰度
$\rho_{im}$	0	0.3818	0.1948	51.01	0.7904	-0.3592	-0.4216	-0.5581

注：表中的 t 值均为经 Newey-West 调整的 t 统计数据；对于相关系数来说，异常值表示绝对值大于 1 的情况，其余统计量是去掉异常值后的计算结果。

### 3. 不同信息预测的组合

基于不同信息预测的组合可以表示成多个基于单个信息的预测值的加权平均值，如果  $\hat{f}_{c,t+1}$  为在 t 时刻对 t+1 时刻的预测组合值， $\{\hat{f}_{i,t+1}\}_{i=1}^N$  为 N 个基于单个信息的预测值，则  $\hat{f}_{c,t+1}$  为

$$\hat{f}_{c,t+1} = \sum_{i=1}^N \omega_{i,t} \hat{f}_{i,t+1} \quad (4)$$

其中， $\{\omega_{i,t}\}_{i=1}^N$  表示赋予 N 个基于单个信息的预测值的权重。需要注意的是，权重  $\omega_{i,t}$  的时间下标为 t，不同于预测值的时间下标 t+1，这表示上述预测值的权重都是事前变量，在第 t 期预测第 t+1 期的变量时这些权重是已知的。对于上述预测组合的表达式来说，最关键的内容就是每个预测值在组合中权重的选择，权重设定方法的不同对该种组合方法的预测能力有很大的影响。本文参照 Rapach et al. (2010) 的研究将利用两种方法来确定组合中的权重。

第一种是使用简单的算术平均方法，设定每个预测值的权重相等且为  $\frac{1}{N}$ ：

$$\hat{f}_{c,t+1} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{f}_{i,t+1} \quad (5)$$

第二种方法由 Stock & Watson (2004) 提出，这类方法在每一步预测时都会根据过去单个预测的样本外表现来决定该预测所占的权重，过去表现越好的预测值其所获得权重越大，过去表现越差的预测值其所获得的权重越小。这种方法被称为贴现的均方根预测误差 (Discount Mean Square Prediction Error, DMSPE) 组合方法，它的权重设定为

$$\omega_{i,t} = \phi_{i,t}^{-1} / \sum_{j=1}^N \phi_{j,t}^{-1} \quad (6)$$

其中， $\phi_{i,t}$  定义为

$$\phi_{i,t} = \sum_{s=m}^{t-1} \theta^{t-1-s} (f_{s+1} - \hat{f}_{i,s+1})^2 \quad (7)$$

其中， $\theta$  为预测的贴现因子，m 为计算组合权重所用的时间窗长度。对于 MSPE 值比较小的预测值，DMSPE 方法会赋予比较小的权重。当贴现因子取值为 1 时，这些 MSPE 没有进行任何贴现，贴现因子没有影响到这些预测误差的权重，当贴现因子取值小于 1 时，距当前比较近的预测误差所获得的权重比较大。在本文对组合预测的研究中将分别令贴现因子等于 1 和 0.9，分别代表未贴现和贴现的两种情形。关于窗口长度的选择，本文使用前 750 个样本作为估计组合权重的窗口。表 4 列出了利用两类方法得到的组合预测的描述性统计数据，从各个统计数据来看，组合预测的多数特征都介于隐含相关系数序列与历史相关系数序列之间。

表4 组合预测的描述性统计数据

	类型	均值	标准差	T 值	最大值	最小值	偏度	峰度
$\rho_c$	Mean	0.3524	0.2531	34.04	0.8251	-0.5261	-0.4674	-0.4487
	D (1.0)	0.2921	0.2593	36.47	0.8143	-0.5054	-0.0550	-1.1965
	D (0.9)	0.2922	0.2671	34.86	0.8727	-0.6038	-0.0761	-0.9924

注：t 值均为经 Newey-West 调整的 t 统计数据。由于空间的限制，Mean 表示等权重的均值组合预测；D (1.0) 和 D (0.9) 分别表示贴现因子为 1.0 和 0.9 的 DMSPE 预测。



## 二、资产配置

### (一) 模型

参照 Marquering & Verbeek (2004), Campbell & Thompson (2008), Welch & Goyal (2008), Wachter & Warusawitharana (2009) 及 Rapach et al. (2010) 的研究, 本文接下来建立一个基于均值-方差(二次)效用函数的投资者已实现效用的模型。与上述研究不同的是, 它们主要是基于单种资产的分析, 不涉及不同资产之间的相关系数, 本文将在这些研究的基础上建立考虑资产相关性的多风险资产已实现效用的模型来说明采用不同信息的相关性预测对资产配置的作用。

假设市场上存在两种资产: 一种资产是美元无风险资产, 另一种资产是以美元衡量等价值的欧元风险资产与日元风险资产所组成的外汇资产篮子。市场上的投资者以美元作为本币且其风险厌恶系数为  $\gamma$ , 效用函数为二次型。投资者在面对这两种资产进行投资时需要根据这两种资产的预期收益率及所面临的风险大小来决定投资于风险资产组合的权重。在不考虑交易成本影响的情况下, 投资者将以月作为投资配置的周期, 每过一个月投资者都将根据他对下个月各个变量的预测来调整资产组合中无风险资产和风险资产的权重。

在后文的实证研究中, 参照 Campbell & Thompson (2008) 及 Rapach et al. (2010) 的模型, 本文采用投资决策日之前的五年作为滚动的窗口, 以这五年时间的两种外汇资产月收益率样本均值作为下一个月它们各自的收益率预测值, 同时以这五年时间的两种外汇资产月收益率的样本方差作为下一个月它们各自的收益率方差预测值。除此之外, 对风险资产之间的相关系数及风险资产与其对应汇率之间的相关系数也采用这种方法来确定。根据所采用的统一预测值及对未来投资期内汇率之间的相关性所采用的不同预测值, 投资者会得到不同的资产配置, 进而在下一期投资期结束时实现不同的资产收益率。根据模型对投资者风险偏好的设定, 这些样本外检验区间内资产组合所产生的已实现收益率及其变化就会给投资者带来不同的已实现平均效用水平。

具体来看, 在资产之间相关性的其他变量都使用统一的历史长期均值来预测的情况下, 本文首先假设投资者在选择资产配置时将根据历史信息来预测外汇资产之间的相关性, 这时投资者所

---

本文研究的是外汇市场上的相关性信息, 需要检验的预测效果仅仅涉及资产的一阶矩和二阶矩, 因此为了模型计算的便利及经济含义的准确, 本文选择将投资者的效用函数设定为二次效用函数。

由于本文的研究对象是相关系数的预测, 为使研究简便可行, 本文假定风险资产篮子中的欧元和日元资产以美元衡量时价值相等, 这样才可以保证篮子的收益率可以简单地表示为两种资产收益率的等权重和或平均值, 进而有利于其方差的分析。考虑到这两种风险资产作为一个篮子组合在投资者整体资产组合中的权重, 由于相关系数的变化会影响到风险资产组合的方差, 进而会使得投资者调整无风险资产与风险资产组合之间相对权重的变化, 这种权重的变动所带来的资产组合收益变动和风险变动就会引起投资者的效用变动。

由于使用 1 天或 1 周作为调整周期会不可避免地受到很多短期噪音冲击的干扰, 而使用一年作为调整周期会无法及时更新动态变化的信息, 现实世界中调整资产配置的频率一般设置为 1 个月左右, 本文的这种设定与现实世界的配置调整频率符合, 也与多数现有关于资产配置的研究一致。此外, 本文在构造组合信息预测时使用了约 3 年的样本来计算不同单独信息在组合中的权重, 由于总样本个数的限制, 除去这 3 年计算组合信息权重的样本, 综合考虑投资者决策所依赖的滚动区间长度和剩余样本外检验的区间长度, 本文选用 5 年作为投资者决策所依赖的滚动, 将剩余样本作为样本外检验的区间。

在衡量基于不同信息预测投资者的效用时, 为简单起见, 本文统一比较投资者考虑整个样本外检验区间内所获得的已实现平均效用。本文将“已实现平均效用”和“平均已实现效用”区分开来, 已实现平均效用指的是资产组合在各期的平均收益和平均方差给投资者所带来的效用, 平均已实现效用指的是资产组合在各期分别带给投资者的效用的平均值, 本文使用的衡量标准为前者。

获得的已实现平均效用记为 $\hat{v}_1$ ；其次投资者将根据期权隐含的相关性信息来预测外汇资产之间的相关性，这时投资者获得的已实现平均效用记为 $\hat{v}_2$ 。得到已实现平均效用值 $\hat{v}_1$ 和 $\hat{v}_2$ 后，我们将根据已实现平均效用水平的大小来比较采用这两种信息进行预测并选择资产配置时所带给投资者的收益。

根据上文对模型的阐述，投资者在第 $t$ 期期末时将根据他对 $t+1$ 期的预测来调整资产组合配置。当他将历史均值作为对下一期汇率之间的相关系数预测时，具有给定均值-方差效用函数的投资者将投资到外汇风险资产篮子上的权重为：

$$w_{t,t} = \frac{1}{\gamma} \left( \frac{\hat{r}_{t+1}}{\bar{\sigma}_{t+1}^2} \right) \quad (8)$$

其中， $\hat{r}_{t+1}$ 为投资者对第 $t+1$ 期外汇风险资产篮子的预期收益率减去无风险利率（对本文模型中的投资者来说，无风险利率为持有美元资产的无风险收益率）所得的超额预期收益率， $\bar{\sigma}_{t+1}^2$ 为投资者采用相关系数的历史均值作为相关系数的预测值而得到的对 $t+1$ 期外汇风险资产篮子收益率的方差的预测值。

本文接下来将具体说明在该模型中投资者在处于第 $t$ 期的期末时如何形成对第 $t+1$ 期内外汇风险资产篮子收益率的预测。在投资期内，其不仅会获得风险资产本身的收益率 $r_s$ ，还会获得由于汇率变动而带来的美元价值的变动率 $s$ ，因此投资者对第 $t+1$ 期外汇风险资产收益率的预期为：

$$(1+r_s)(1+s) \text{ 或 } \exp(r_s+s)$$

式(8)和上式分别为一期计算一次的普通复利和连续复利的数学表达。现实中，汇率变动率 $s$ 非常小， $r_s$ 也不会很大，两者乘积会更小，因此，为了方便模型的后续计算，本文略省其中的二次以上乘积项，这时在该模型中投资者对第 $t+1$ 期外汇风险资产的预期收益率就可以近似等于利用过去5年时间窗所得的外汇风险资产平均月收益率与汇率平均月变动率之和，即

$$1+\bar{r}_s+\bar{s}$$

如果将利用历史滚动窗口估计的欧元兑美元的汇率平均月变动率（作为投资者对下一期汇率变动率的预期）记为 $\bar{s}_{eu}$ ，方差为 $\bar{\sigma}_{eu}^2$ ；日元兑美元的汇率平均月变动率为 $\bar{s}_{ju}$ ，方差为 $\bar{\sigma}_{ju}^2$ ；欧元风险资产的平均月收益率为 $\bar{r}_{se}$ ，方差为 $\bar{\sigma}_{se}^2$ ；日元风险资产的平均月收益率为 $\bar{r}_{sj}$ ，方差为 $\bar{\sigma}_{sj}^2$ ；欧元风险资产收益率与欧元兑美元汇率变动率之间的相关系数为 $\rho_{eu,se}$ ，日元风险资产收益率与日元兑美元汇率变动率之间的相关系数为 $\rho_{ju,sj}$ ；欧元风险资产收益率与日元风险资产收益率之间的相关系数为 $\rho_{se,sj}$ ，美元的无风险利率为 $r_d$ ，则在下一期将1美元投资于模型中的外汇风险资产篮子时所获得的超额收益率预期为：

$$\hat{r}_{t+1} = \frac{1}{2} (\bar{r}_{se,t+1} + \bar{s}_{eu,t+1} + \bar{r}_{sj,t+1} + \bar{s}_{ju,t+1}) - r_{d,t+1}$$

采用历史相关系数 $\bar{\rho}$ 作为对未来两种汇率之间相关系数的预测时，该外汇风险资产篮子收益率的方差为：

参照 Campbell & Thompson (2008) 及 Rapach et al. (2010) 的研究，本文对风险资产组合的权重也限制在 0 到 150% 之间，因此，当权重小于 0 时取权重为 0，当权重大于 1.5 时取权重为 1.5。

本文认为，欧元兑美元汇率与日元风险资产之间的相关性主要是通过其与日元的汇率变动来起作用的，而这个作用又可以分解为日元兑美元的汇率及两种汇率之间的相关性（欧元对美元汇率与日元对美元的汇率），而这两种相关性均已经考虑在本文的模型中，除此之外的其他影响本文不再考虑，因此模型在计算风险资产组合的方差时并没有考虑欧元兑美元的汇率与日元风险资产之间的协方差。反过来，日元兑美元的汇率与欧元风险资产之间的协方差也是如此。

$$\hat{\sigma}_{t+1}^2 = \frac{1}{4} (\bar{\sigma}_{eu,t+1}^2 + \bar{\sigma}_{ju,t+1}^2 + \bar{\sigma}_{se,t+1}^2 + \bar{\sigma}_{sj,t+1}^2 + 2\bar{\rho}_{euse,t+1} \bar{\sigma}_{eu,t+1} \bar{\sigma}_{se,t+1} + 2\bar{\rho}_{juse,t+1} \bar{\sigma}_{ju,t+1} \bar{\sigma}_{se,t+1} + 2\bar{\rho}_{se,sj,t+1} \bar{\sigma}_{se,t+1} \bar{\sigma}_{sj,t+1} + 2\bar{\rho}_{t+1} \bar{\sigma}_{eu,t+1} \bar{\sigma}_{ju,t+1})$$

根据上述投资者对第 t+1 期外汇风险资产篮子的预期及式 (8) 中的权重计算方式进行配置, 在第 t+1 期末时, 投资者会获得其资产组合的已实现收益率:

$$r_p = (1-w) r_d + w r_s$$

其中,  $r_p$  为投资者投资组合的已实现收益率,  $r_s$  为外汇风险资产篮子的已实现收益率。

在整个样本外检验区间内, 投资者利用相关系数的历史均值来进行样本外的相关系数预测时可以获得已实现平均效用为:

$$\hat{v}_1 = \hat{\mu}_1 - \frac{1}{2} \gamma \hat{\sigma}_1^2 \tag{9}$$

其中,  $\hat{\mu}_1$  与  $\hat{\sigma}_1^2$  分别为投资者将历史均值作为样本外相关系数的预测值时, 在整个样本外检验区间的各个投资周期内所选择的资产组合已实现收益率的样本均值和样本方差。

同样, 投资者将外汇期权隐含相关系数作为他对下一期汇率之间的相关系数预测时, 具有给定均值方差效用函数的投资者投资到外汇风险资产篮子上的权重为:

$$w_{2,t} = \frac{1}{\gamma} \left( \frac{\hat{r}_{t+1}}{\hat{\sigma}_{t+1}^2} \right) \tag{10}$$

其中,  $\hat{\sigma}_{t+1}^2$  为投资者采用期权隐含相关系数作为相关系数的预测值而得到的对第 t+1 期外汇风险资产篮子的方差的样本外预测值。在整个样本外检验区间内, 投资者利用外汇期权隐含相关系数来进行样本外的相关系数预测时可以获得已实现平均效用为:

$$\hat{v}_2 = \hat{\mu}_2 - \frac{1}{2} \gamma \hat{\sigma}_2^2 \tag{11}$$

其中,  $\hat{\mu}_2$  与  $\hat{\sigma}_2^2$  分别代表投资者将外汇期权的隐含相关系数作为样本外相关系数的预测值时, 在整个样本外检验区间的各个投资周期内所选择的资产组合已实现收益率的样本均值和样本方差。

除比较投资者利用历史相关系数的均值来进行预测所获得的效用与利用外汇期权隐含相关系数来进行预测所获得的效用外, 本文还将考虑第三种, 即投资者将上述两种相关系数的组合作为相关系数的预测值而获得的效用, 在前文的设定下, 这种情况下投资者投资到外汇风险资产篮子上的权重为:

$$w_{3,t} = \frac{1}{\gamma} \left( \frac{\hat{r}_{t+1}}{\hat{\sigma}_{c,t+1}^2} \right) \tag{12}$$

同样, 在整个样本外检验区间内, 投资者利用组合信息来进行样本外的相关系数预测时可以获得已实现平均效用为:

$$\hat{v}_3 = \hat{\mu}_3 - \frac{1}{2} \gamma \hat{\sigma}_3^2 \tag{13}$$

其中,  $\hat{\sigma}_{c,t+1}^2$ 、 $\hat{\mu}_3$  及  $\hat{\sigma}_3^2$  的定义与 (8) - (11) 式中的定义类似。

对于, (8) - (13) 中的  $\hat{v}_1$ 、 $\hat{v}_2$  及  $\hat{v}_3$  来说, 任意两者之间的差即为改变所使用的预测方式时投资者获得的效用增加值, 这个已实现平均效用的增加值被 Rapach et al. (2010) 解释为投资者在进行模型中的预测时为了获得更多的信息或者更准确的信息而愿意付出的组合管理费。

## (二) 实证结果

在第 (一) 部分的模型中, 外汇风险资产篮子中包含了分别以欧元和日元计价的两种风险资产, 这些资产除了获得本身资产变动所带来的收益以外还会获得将这些收益转换为美元本币时所

获得的汇率变动收益。为了更准确地贴近现实，本文在实证研究部分将两种货币计价的股权资产作为投资对象。由于欧元区并没有一个统一的证券交易市场，对欧元风险资产来说，本文选择欧元区最大经济体——德国法兰克福证券交易所的 DAX 指数作为欧元风险资产的代表；对于日元风险资产来说，本文选择日本东京证券交易所的日经 225 指数作为日元风险资产的代表，这两种股票指数就构成了模型中的风险资产篮子。本文所选用的股票指数数据为经股利调整的日收盘价，数据来源于雅虎财经。本文所选用的无风险利率为美国二级交易市场上 3 月期的国库券利率，数据来自美联储圣路易斯分行网站。由于上述已实现平均效用模型需要利用过去 5 年的时间作为窗口滚动预测未来的资产收益率，因此本文对资产配置收益的样本外检验区间为现汇汇率剔除前 5 年的样本，即 2003 年 11 月 20 日到 2012 年 8 月 31 日。本文所使用的样本外检验区间都是尽可能的使用所有数据，避免由于信息的损失而造成本文研究的失真。另外，模型中关于对风险资产篮子权重的选择部分还用到了投资者的相对风险厌恶系数  $\gamma$ 。对于这个参数的选择，Cochrane (2005) 曾总结过，对美国市场投资者的研究中多采用的相对风险厌恶系数为 1 到 5 之间，风险厌恶系数越大，投资者的风险厌恶程度越严重。本文选择风险厌恶程度处于中间的 2、3、4 三种投资者进行对比分析(在后文中，这三种投资者分别被称为轻度、中度、高度风险厌恶者)。对于资产组合中风险资产的权重限制，为了更接近现实中大多数的普通投资者，本文参照 Campbell & Thompson (2008) 和 Rapach et al. (2010) 的研究，设定每个月资产组合中风险资产的权重介于月初资产的 0-150% 之间，即允许投资者以无风险利率从市场上借不超过期初资产价值 50% 的资金投资于风险资产篮子。

表 5 是已实现效用模型的结果。由于本文对已实现效用模型的检验样本区间从 2002 年底开始到 2012 年 8 月 31 日，图 1 是这段区间内德国 DAX 指数和日本 Nikkie225 指数的时间序列图。从图中可以看出，虽然在 2007 年 6 月之前两个指数都处于上升的状态，但之后随着美国次贷危机的爆发，两个指数均在短短的时间内跌破了上涨前的位置，之后指数虽有恢复，但始终处于震荡不定的状态。对这段样本外检验区间来说，由式 (10) 所设定的投资者所获得的已实现平均效用大多数为负值，这从表 5 中的结果可以看出。在这种情况下，本文比较的标准依然是已实现平均效用越大越好，或者说负效用的绝对值越小越好。

表 5 已实现效用模型的结果

投资者类型	单个		组合		
	历史	隐含	Mean	DMSPE 1.0	DMSPE 0.9
2	-4.4347	-4.6054	-4.5154	-4.5363	-4.6353
3	-5.8820	-5.6904	-5.8854	-5.8610	-5.9204
4	-6.0741	-5.1606	-5.5534	-5.4741	-5.7159

从表 5 可以看出，在本文所采用的样本外检验区间内，当投资者是轻度风险厌恶者时，他们采用历史相关系数作为现实世界相关系数的预测时可以获得更高的效用，而当投资者为中度风险厌恶者或高度风险厌恶者时，他们采用隐含相关系数作为现实世界相关系数的预测时可以获得更高的效用。这个结果说明，风险厌恶程度比较大的投资者愿意为了获取期权的隐含相关系数信息而付出一定的信息成本，而风险厌恶程度比较轻的投资者更倾向于使用历史相关系数进行预测，而不会付出额外的信息成本去获取期权的隐含信息。无论是哪种类型的投资者，历史相关系数与隐含相关系数的组合预测都无法在已实现效用模型中同时战胜两种单个信息的预测，所有的组合预测获得的已实现平均效用都介于两种单个信息预测之间。对于轻度风险厌恶投资者来说，均值组合的效果好于

由于本文的目的是比较使用不同预测所得到的效用，而模型得到的效用值数量级比较小，为了更好地比较模型的结果而又不影响本文的实证结论，本文将表 5 结果的数量级扩大了 400 倍。



DMSPE 组合，而对中度和高度风险厌恶者来说，DMSPE (1.0) 的表现则是组合中最好的，DMSPE (0.9) 的最差。这个结果也说明，对组合信息的预测来说，方法越复杂或设定越精确的组合权重方法在现实中的表现未必优于简单设定的方法。



注：图中标记的日期和指数值是为了标出美国次贷危机发生后两国股市发生跳水式大跌的起始时间及指数所处点位。

图 1 德国法兰克福 DAX 指数与日本 Nikkie 225 指数 (右轴) 时间序列图

图 1 中标出了两个代表性指数下跌的区间。由于受美国次贷危机的影响，不同国家的股市受到冲击的时间点不一致。本文为了使分析不受其他因素的干扰，单纯从指数的时间序列上来看下跌前的最高点和下跌后的最低点，二者之间的区间作为对应指数的下跌区间，以两个指数下跌区间重合的部分作为本文接下来分区间讨论所使用的下跌区间。从图 1 所标出的时间点来看，本文选择两指数的共同下跌区间为从 2007 年 6 月 19 日到 2008 年 10 月 27 日之间，全样本中去掉下跌区间后的其余样本作为对比分析的样本。结合模型中投资者所采用的投资决策时间，本文在表 6 列出了模型的结果。由于表 5 已经对组合的预测作用进行了分析，而分区间分析后，组合预测的表现并没有发生太大的变化，本文为了明确比较对象，在表 6 中仅仅列出了对历史相关系数和隐含相关系数这两个单个信息的分析结果。从表 6 可以看出，相比于表 5 对全样本的分析，对中度和高度风险厌恶投资者来说，在下跌区间的样本中，隐含相关系数的优势表现得更加明显，即使是对于轻度风险厌恶的投资者来说，利用两者信息在下跌区间的样本期对资产配置的选择也是一致的。而对比下跌区间以外的样本，对所有类型的投资者来说，利用隐含相关系数进行预测和利用历史相关系数进行预测所获得的效用相对大小与全样本的结果一致。

结合表 5 和表 6 的结果可以看出，当市场处于意外的急剧下跌状态时，所有类型的投资者都会更倾向于（中度和高度风险厌恶者）或

表 6 样本分区间的模型结果

投资者类型	下跌区间样本		下跌区间以外样本	
	历史	隐含	历史	隐含
2	-28.5588	-28.5588	0.6779	0.4699
3	-31.6460	-30.9923	-0.3644	-0.2865
4	-33.1890	-29.3797	-0.2434	0.0310

这里的 DMSPE (1.0) 和后文的 DMSPE (0.9) 分别指的是贴现的均方根预测误差组合方法令贴现因子取 1 和 0 的情况。本文之所以选择贴现因子为 1 和 0.9 这两个值主要是为了区分不进行贴现与进行贴现这两种情况，由于贴现因子的选择本身不是本文的核心，本文也不想造成最终的结论跟贴现因子之间差异过大的情况，因此本文选择了 1 和 0.9 作为贴现因子的代表。

已有研究表明，经济在衰退时，不同经济体之间的相关性可能会增加，见曹永福 (2009)。

者无差异地（轻度风险厌恶者）选择隐含相关系数作为对未来两种汇率相关性的预测，而对市场上涨或处于震荡波动状态来说，只有中度或者高度风险厌恶者才会愿意支付一定的信息成本去获得隐含相关系数的信息，而轻度风险厌恶者宁愿选择历史相关系数去预测汇率之间的相关性。而从金融研究领域已有的大量关于“股权溢价之谜”及“相关性之谜”的研究来看，市场上大多数投资者，其风险厌恶程度不会仅仅限于本文所设定的这三类投资者的风险厌恶程度，因此从现实的风险厌恶程度来看，隐含相关系数相对历史相关系数在预测未来汇率相关性中的优势也只会比本文的模型在此处得出的结论更加明显。

### 三、结 论

利用考虑多资产之间相关性的已实现效用模型，本文研究了外汇期权隐含相关性信息的预测能力在现实资产配置上的作用。在已有研究的基础上，本文拓展出了考虑汇率之间相关系数的已实现效用模型，该模型中的可选资产不仅包含美元的无风险资产，还加入了欧元和日元的风险资产，非常接近现实世界。对已实现效用模型的分析结果发现，风险厌恶程度比较大的投资者愿意为了获取期权的隐含相关系数信息而付出一定的信息成本，而风险厌恶程度比较轻的投资者更倾向于使用历史相关系数进行预测，而不会付出额外的信息成本去获取期权的隐含信息。对组合信息的预测来说，方法越复杂或设定越精确的组合权重方法在现实中的表现未必优于简单设定的方法。

进一步地，我们针对不同的市场背景进行了分样本研究，发现市场越是趋于下跌，隐含相关系数的相对优势越明显，中度或高度风险厌恶者会更加倾向于使用隐含相关系数预测未来的汇率相关性，即使对轻度风险厌恶者而言，隐含相关系数与历史相关系数也是无差异的；市场上涨或震荡时，轻度风险厌恶者则转向历史相关系数，而中度或高度风险厌恶者则仍然倾向于使用隐含相关系数。

综合上述结论可以看出，风险厌恶程度较高时，投资者倾向于使用隐含相关系数。而从现有的大量关于“股权溢价之谜”及“相关性之谜”的研究结论来看，现实市场上的投资者的风险厌恶程度都远高于本文所设定的投资者风险厌恶系数。也就是说，在现实当中，隐含相关系数相对历史相关系数在预测未来汇率相关性中的优势应该会比本文已实现效用模型中的结论更明显，本文所研究的隐含相关系数在实际的交易和市场中具有重要的意义。

（责任编辑 辛本胜）

#### 参考文献：

- [1] 曹永福. 美国经济衰退的国际相关性实证研究[J]. 国际金融研究, 2009 (7): 31-36
- [2] 黄蕙舟, 郑振龙. 无模型隐含波动率及其所包含的信息研究[J]. 系统工程理论与实践, 2009 (11): 46-59
- [3] 喻海燕, 田英. 中国主权财富基金投资——基于全球资产配置视角[J]. 国际金融研究, 2012 (12): 47-54
- [4] 郑振龙. 金融资产价格的信息含量：金融研究的新视角[J]. 经济学家, 2009 (11): 69-78
- [5] 郑振龙. 资产价格隐含信息分析框架：目标，方法与应用[J]. 经济学动态, 2012 (3): 33-40
- [6] Ang, A., and G. Bekaert. International Asset Allocation with Regime Shifts[J]. Review of Financial Studies, 2002, 15 (4): 1137-1187
- [7] Barry, C.B. Portfolio Analysis under Uncertain Means, Variances, and Covariances[J]. Journal of Finance, 1974, 29 (2): 515-522

在 Cochrane (2005) 的第 21 章 (p.455) 对“股权溢价之谜”和“相关性之谜”的讨论中，利用美国市场上的数据得出的美国市场投资者相对风险厌恶系数可能在 50 到 250 之间，为本文对相对风险厌恶系数所设定的 2 到 4 的 20 倍以上。

- [8] Bates, J.M., and C.W.J. Granger. The Combination of Forecasts[J]. *OR*, 1969, 20 (4): 451–468
- [9] Best, M.J., and R.R. Grauer. On the Sensitivity of Mean–variance–efficient Portfolios to Changes in Asset Means: Some Analytical and Computational Results[J]. *Review of Financial Studies*, 1991, 4 (2): 315–342
- [10] Brennan, M.J., and Y. Xia. Dynamic Asset Allocation Under Inflation[J]. *Journal of Finance*, 2002, 57 (3): 1201–1238
- [11] Bru, M.F. Wishart Processes[J]. *Journal of Theoretical Probability*, 1991, 4 (4): 725–751
- [12] Buss, A. and G. Vilkov. Measuring Equity Risk with Option–implied Correlations[J]. *Review of Financial Studies*, 2012, 25 (10): 3113–3140
- [13] Campa, J.M., and P.H. Chang. The Forecasting Ability of Correlations Implied in Foreign Exchange Options[J]. *Journal of International Money and Finance*, 1998, 17 (6): 855–880
- [14] Campbell, J.Y., and S.B. Thompson. Predicting Excess Stock Returns out of Sample: Can Anything Beat the Historical Average? [J]. *Review of Financial Studies*, 2008, 21 (4): 1509–1531
- [15] Chacko, G., and L.M. Viceira. Dynamic Consumption and Portfolio Choice with Stochastic Volatility in Incomplete Markets[J]. *Review of Financial Studies*, 2005, 18 (4): 1369–1402
- [16] Chang, B.Y., P. Christoffersen, K. Jacobs, and G. Vainberg. Option–implied Measures of Equity Risk[J]. *Review of Finance*, 2012, 16 (2): 385–428
- [17] Christoffersen, P., K. Jacobs, and B.Y. Chang. Forecasting with Option Implied Information[A]. In G. Elliott, and A. Timmermann, eds.: *Handbook of Economic Forecasting*, Elsevier, Amsterdam, The Netherlands, 2012.
- [18] Cochrane, J., *Asset pricing*, rev. Ed[M]. Princeton University Press, Princeton, New Jersey, 2005
- [19] DeMiguel, V., L. Garlappi, and R. Uppal. Optimal Versus Naive Diversification: How Inefficient Is the 1/N Portfolio Strategy? [J]. *Review of Financial Studies*, 2009, 22 (5): 1915–1953
- [20] DeMiguel, V., Y. Plyakha, R. Uppal, and G. Vilkov. Improving Portfolio Selection Using Option–implied Volatility and Skewness[EB/OL]. Working Paper, 2012, <http://ssrn.com/abstract=1559642>
- [21] Driessen, J., P.J. Maenhout, and G. Vilkov. The Price of Correlation Risk: Evidence from Equity Options[J]. *Journal of Finance*, 2009, 64 (3): 1377–1406
- [22] Goldfarb, D., and G. Iyengar. Robust Portfolio Selection Problems[J]. *Mathematics of Operations Research*, 2003, 28 (1): 1–38
- [23] Gouriéroux, C., and R. Sufana. Derivative Pricing with Multivariate Stochastic Volatility: Application to Credit Risk[EB/OL]. Working Paper, 2004, <http://ssrn.com/abstract=757312>
- [24] Gouriéroux, C., J. Jasiak, and R. Sufana. The Wishart Autoregressive Process of Multivariate Stochastic Volatility [J]. *Journal of Econometrics*, 2009, 150 (2): 167–181
- [25] Harvey, C.R., J.C. Liechty, M.W. Liechty, and P. Müller. Portfolio Selection with Higher Moments[J]. *Quantitative Finance*, 2010, 10 (5): 469–485
- [26] Jabbour, C., J.F. Peña, J.C. Vera, and L. F. Zuluaga. An Estimation–free, Robust Conditional Value–at–Risk Portfolio Allocation model[J]. *Journal of Risk*, 2008, 11 (1): 57–78
- [27] Jobson, J.D., B. Korkie, and V. Ratti. Improved Estimation for Markowitz Portfolios Using James–Stein Type Estimators[J]. *Proceedings of the American Statistical Association*, 1979 (41): 279–292
- [28] Jorion, P. Bayes–Stein Estimation for Portfolio Analysis[J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 1986, 21 (3): 279–292
- [29] Jorion, P. International Portfolio Diversification with Estimation Risk[J]. *The Journal of Business*, 1985, 58 (3): 259–278
- [30] Kan, R., and G. Zhou. Optimal Portfolio Choice with Parameter Uncertainty[J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2007, 42 (3): 621–656
- [31] Kempf, A., O. Korn, and S. Saßning. Portfolio Optimization Using Forward–looking Information[EB/OL]. Working Paper, 2012, <http://ssrn.com/abstract=2012278>
- [32] Kim, T.S., and E. Omberg. Dynamic Nonmyopic Portfolio Behavior[J]. *Review of Financial Studies*, 1996, 9 (1):

141-161

- [33] Kostakis, A., N. Panigirtzoglou, and G. Skiadopoulos. Market Timing with Option-implied Distributions: A forward-looking Approach[J]. *Management Science*, 2011, 57 (7): 1231-1249
- [34] Liu, J. Portfolio Selection in Stochastic Environments[J]. *Review of Financial Studies*, 2007, 20 (1): 1-39
- [35] MacKinlay, A.C., and L. Pastor. Asset Pricing Models: Implications for Expected Returns and Portfolio Selection [J]. *Review of Financial Studies*, 2000, 13 (4): 883-916
- [36] Mamaysky, H., M. Spiegel, and H. Zhang. Improved Forecasting of Mutual Fund Alphas and Betas[J]. *Review of Finance*, 2007, 11 (3): 359-400
- [37] Markowitz, H. Portfolio Selection[J]. *Journal of Finance*, 1952, 7 (1): 77-91
- [38] Marquering, W., and M. Verbeek, The Economic Value of Predicting Stock Index Returns and Volatility[J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2004, 39 (2): 407-429
- [39] Martellini, L., and V. Ziemann. Improved Estimates of Higher-order Comoments and Implications for Portfolio selection [J]. *Review of Financial Studies*, 2010, 23 (4): 1467-1502
- [40] Pástor, L., and R. F. Stambaugh. Comparing Asset Pricing Models: An Investment Perspective[J]. *Journal of Financial Economics*, 2000, 56 (3): 335-381
- [41] Pástor, L'. Portfolio Selection and Asset Pricing Models[J]. *Journal of Finance*, 2000, 55 (1): 179-223
- [42] Pong, S., M. B. Shackleton, S. J. Taylor, and X. Xu. Forecasting Currency Volatility: A Comparison of Implied Volatilities and AR (FI) MA Models[J]. *Journal of Banking & Finance*, 2004, 28 (10): 2541-2563
- [43] Rapach, D. E., J. K. Strauss, and G. Zhou. Out-of-Sample Equity Ppremium Prediction: Combination Forecasts and Links to the Real Economy[J]. *Review of Financial Studies*, 2010, 23 (2): 821-862
- [44] Reiswich, D., and U. Wystup. FX Volatility Smile Construction[J]. *Wilmott*, 2009, 60: 58-69
- [45] Sangvinatsos, A., and J.A. Wachter. Does the Failure of the Expectations Hypothesis Matter for Long-term Investors? [J]. *Journal of Finance*, 2005, 60 (1): 179-230
- [46] Skintzi, V.D., and A.P.N. Refenes. Implied Correlation Index: A New Measure of Diversification[J]. *Journal of Futures Markets*, 2005, 25 (2): 171-197
- [47] Stock, J.H., and M.W. Watson. Combination Forecasts of Output Growth in a Seven-country Data Set [J]. *Journal of Forecasting*, 2004, 23 (6): 405-430
- [48] Timmermann, A. Forecast Combinations, in G. Elliott, C. W. J. Granger, and A. Timmermann, eds.: *Handbook of Economic Forecasting*[M]. Elsevier, Amsterdam, The Netherlands, 2006
- [49] Wachter, J.A., and M. Warusawitharana. Predictable Returns and Asset Allocation: Should a Skeptical Investor Time the Market? [J]. *Journal of Econometrics*, 2009, 148 (2): 162-178
- [50] Walter, C.A., and J.A. Lopez. Is Implied Correlation worth Calculating? [J]. *Journal of Derivatives*, 2000, 7 (3): 65-81
- [51] Welch, I., and A. Goyal. A Comprehensive Look at the Empirical Performance of Equity Premium Prediction[J]. *Review of Financial Studies*, 2008, 21 (4): 1455-1508

**Abstract:** Asset allocation is always the core point of the modern finance study, which can help investors decide the proportions of different assets more efficiently. Portfolio managers and fund managers can win investors' trust only by maximizing their profits or minimizing their loss. To realize this, they have to improve their forecasting ability constantly, which is the main focus of this paper. This paper uses the rich information related to option prices, extracts the implied correlation from currency option implied volatilities and investigates its application on asset allocation with realized utility model. Empirical studies with full-sample and sub-samples show that the use of option-implied correlations helps improve cross-country asset allocation.

**Keywords:** Exchange Rate; Implied Correlation; Forecasting; Cross-country Asset Allocation