

汇率相关性预测的比较研究

郑振龙 王磊

(厦门大学管理学院, 福建厦门 361000; 中国农业银行金融市场部, 上海 200000)

摘要: 基于外汇汇率之间满足无套利的三角关系的基本假设, 本文利用统计学中两变量之和的方差公式经过变形得出了汇率之间的隐含相关系数。本文结论表明, 外汇期权隐含相关系数相比于历史相关系数有着更为优越的预测能力。对组合预测的分析也发现, 不同信息的组合无法在任何情况下战胜所有的单独信息预测, 但在部分情况下显著优于所有的单独信息预测。

关键词: 汇率; 隐含相关性; 预测

JEL 分类号: F31, G11, G15 文献标识码: A 文章编号: 1002-7246(2017)05-0018-14

一、引言

相关性是资产配置和风险管理的关键变量。但相关性是不可观察变量, 如何准确预测它是实践中非常重要的问题。正如郑振龙(2012)所总结的, 经典文献中, 预测未来的方法主要有三种: 一是计量经济学的方法。该方法运用历史数据, 通过计量经济学的方法来寻找样本的“规律”, 然后运用这个“规律”去预测未来。但众所周知, 历史样本其实只是随机过程的一个实现值, 要从这个实现值中去寻找和捕捉时变的真实分布是非常困难的。二是实验或调查的方法。该方法主要通过实验的办法或问卷调查方法来获得被实验对象或调查对象对未来的看法。但由于这些对象有“被实验”与“被调查”的感觉, 其背景与现实世界的背景有很大不同, 因此很难得到理想的结果。三是新近出现的计算实验, 即在大型计算机的虚拟世界中设置很多不同的角色(Agent), 让这些角色在虚拟世界中交易和进化, 以观察其最终的结果。这种方法的主要缺陷是 Agent 的行为和进化方式是人为

收稿日期: 2014-08-13

作者简介: 郑振龙(通讯作者) 经济学博士 教授 厦门大学管理学院财务系, Email: zlzheng@xmu.edu.cn.

王磊 经济学博士 中国农业银行金融市场部, Email: lwang.342000@163.com.

* 本文感谢国家自然科学基金面上项目(项目号: 71371161)、国家自然科学基金面上项目(项目号: 71471155); 国家自然科学基金地区项目(项目号: 71261024)的资助。作者衷心感谢匿名审稿人的宝贵意见。文责自负。

设定的,我们无法保证这种虚拟世界与现实世界相同,因此这种方法很难用于复杂问题的预测。

近年来,人们尝试着从资产价格中提取隐含的信息这一全新的角度来进行预测。金融市场本来就是市场参与者信息的集散地,交易则是信息的综合反应。在进行交易前,投资者必须收集各类基本面和技术面的信息,来捕捉各种变量的变化规律,并根据自己长期实践中形成的经验对未来进行预测,因此从资产价格中提取出来的信息本身就含有市场对未来的预测,因此这种方法有着得天独厚的优势。当然,资产价格中隐含的预期信息都是风险中性世界中的预期值,其与现实世界的预期值之间相差一个风险溢价。而风险溢价本身又是一个时变的量。因此利用资产价格的隐含信息去预测未来必然受到风险溢价这个变量的干扰。

在现实中,上述预测方法的表现到底孰优孰劣?国内外众多学者比较了上述方法在预测波动率、偏度和峰度等方面的预测效果,大多发现基于资产价格隐含信息的预测更为准确。但在相关性预测领域,相关文献却较为少见。其中一个原因是资产价格的隐含相关系数较难提取。

本文则利用汇率之间比较特别的三角关系,从外汇期权中提取汇率隐含相关系数用于预测未来的相关性,并与其他方法比较,以检验何种方法更为准确。由于现实中并没有汇率相关性的调查数据,也没有人利用通过计算实验获取汇率相关性的预测数据,因此本文只比较基于历史数据与基于外汇期权隐含信息这两大类方法。本文研究发现,外汇期权隐含相关系数相比于历史相关系数有着更为优越的预测能力。这一发现符合上述的理论分析,对实践有着重要的指导意义。

本文接下来的篇章结构安排如下:第二部分是本文相关文献的简要综述;第三部分是本文的实证部分;第四部分是本文的结论。

二、文献综述

如何利用各种信息对未来进行准确的预测一直是金融界的研究重点。在预测未来的相关性时,最原始的方法是直接利用历史相关性作为未来相关性的预测值。其理论假设是相关性是常数或者是鞅过程,这显然与现实不符。经典文献中更常用的是利用相关性的历史时间序列建模,并利用模型进行外推预测。上述两种方法都属于基于历史数据的方法。

从资产价格中提取隐含相关性并用于预测未来相关性是近年来金融领域的研究中兴起的一种新的预测方法(郑振龙,2012)。金融资产价格大多可以通过网络实时向全世界公开,数据都是通过计算机系统直接传送和记录,不含人为加工的影响,并且金融资产价格都是市场参与者根据各种信息作出各自的投资决策后在市场上通过资产的买卖成交达成的,因此资产价格中包含了非常丰富的信息。利用从资产价格中提取出的信息来进行预测可以克服传统预测方法的很多缺陷,也因此成为近年来金融领域研究中的一个热门

话题。本文的研究正是从这个角度出发,利用从外汇期权价格中提取出的隐含相关性信息来预测汇率之间的相关性。

1. 基于历史数据的预测。这类方法直接利用历史相关系数作为未来相关系数的预测值,而历史相关系数主要包括相关系数的已实现值、相关系数在一段历史区间的简单算术平均值、相关系数在历史区间内的指数加权移动平均值(RiskMetrics 方法)。

(1) 已实现相关系数 $\rho_{r,t}$ 。对于本文研究的基础资产——外汇汇率来说,本文要预测的是两种汇率日变动率之间的相关系数。假设这两种汇率在 $t - \Delta t$ 和 t 时间段内的已实现相关系数为 $\rho_{r,t}$,那么根据统计学中关于样本相关系数的计算方法,已实现相关系数可以表示为:

$$\rho_{r,t} = \frac{\sigma_{12,t-\Delta t,t}}{\sqrt{\sigma_{1,t-\Delta t,t}^2} \sqrt{\sigma_{2,t-\Delta t,t}^2}} = \frac{\sum_{i=t-\Delta t+1}^t [(s_{1,i} - \bar{s}_{1,t-\Delta t,t})(s_{2,i} - \bar{s}_{2,t-\Delta t,t})]}{\sqrt{\sum_{i=t-\Delta t+1}^t (s_{1,i} - \bar{s}_{1,t-\Delta t,t})^2} \sqrt{\sum_{i=t-\Delta t+1}^t (s_{2,i} - \bar{s}_{2,t-\Delta t,t})^2}} \quad (1)$$

其中, $\sigma_{12,t-\Delta t,t}$ 为两种汇率在 $t - \Delta t$ 和 t 时间段内的已实现协方差; $\sigma_{1,t-\Delta t,t}^2$ 和 $\sigma_{2,t-\Delta t,t}^2$ 分别为两种汇率在 $t - \Delta t$ 和 t 时间段内的已实现方差; $s_{1,t}$ 和 $s_{2,t}$ 分别为两种汇率的对数变动率,如果用 S_t 表示现汇汇率的话,则 $s_t = \ln(S_t/S_{t-1})$; $\bar{s}_{1,t-\Delta t,t}$ 和 $\bar{s}_{2,t-\Delta t,t}$ 分别为两种汇率在 $t - \Delta t$ 和 t 时间段内对数变动率的样本均值。所以公式(1)表示的是,两者之间已实现相关系数等于两者之间已实现协方差与两者已实现波动率之积的商。

(2) 历史相关系数的简单算术平均值 $\rho_{h,t}$ 。两种汇率之间的相关系数也可以使用最近一段时间内已实现相关系数的简单算术平均值来进行预测,用公式表示为:

$$\rho_{h,t} = \frac{1}{T} \sum_{i=t-T+1}^t \rho_{r,i} \quad (2)$$

其中, T 为计算简单算术平均值时所使用的已实现相关系数的样本数, $\rho_{r,i}$ 为公式(1)中的已实现相关系数值。如果设定 T 为 1,则所得到的历史相关系数其实就是待预测期上一期的已实现相关系数,这是多数已有研究中所采用的历史变量,也是本文在后续实证研究中所使用的历史相关系数¹。

(3) 历史相关系数的指数加权移动平均 $\rho_{EWMA,t}$ 。JP Morgan 公司提出的 RiskMetrics 方法使用指数加权移动平均方法来计算资产之间的相关系数,用公式表示为:

$$\rho_{EWMA,t} = \left[\frac{1}{\sum_{j=1}^n \lambda^j} \right] \sum_{i=1}^n \lambda^i \rho_{r,t-i} \quad (3)$$

其中对于衰退因子 λ 的选择, RiskMetrics 的技术文档中对月数据取 λ 为 0.97,对应的窗口为 151 天,对日数据取 λ 为 0.94,对应的窗口日为 74 天。本文采用的是日数据,因此选用后者。

1 通过对均方根偏差(RMSPE)的分析,本文发现选用一年内不同的 T 值,对本文的预测研究影响不大。

2. 基于时间序列方法的模型预测方法。这类方法中最常用的就是多元 GARCH (Generalized AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity) 模型,利用多元 GARCH 模型得到的变量方差及变量之间的协方差可以被用来计算二者之间的相关系数,本文所指的时间序列模型方法即特指多元 GARCH 模型。对于 GARCH 阶数的选择, Baillie and Bollerslev (1989) 及 Hsieh (1989) 发现汇率的日变动率可以很好的使用单变量 GARCH (1,1) 模型来刻画,相应的,本文在下面主要介绍最基本的 GARCH(1,1) 模型。

单变量的 GARCH(1,1) 模型可以表示为:

$$\begin{aligned} s_t &= \bar{s} + \varepsilon_t \\ h_t &= \omega + \alpha\varepsilon_{t-1} + \beta h_{t-1} \\ \varepsilon_t &\sim N(0, h_t) \end{aligned} \quad (4)$$

将单变量模型中的变量向量化就可以得到最一般化的多元 GARCH 模型(下文称为 VEC 模型):

$$\begin{aligned} s_t &= \bar{s} + \varepsilon_t \\ \text{vech}(H_t) &= \text{vech}(\Omega) + A\text{vech}(\varepsilon_{t-1}\varepsilon_{t-1}') + B\text{vech}(H_{t-1}) \\ \varepsilon_t &\sim N(0, H_t) \end{aligned} \quad (5)$$

其中, $H_t = E_{t-1}(\varepsilon_t \varepsilon_t')$ 为条件协方差矩阵, Ω 是常数 $n \times n$ 矩阵, A 和 B 分别为 $n^2 \times n^2$ 的方阵, 分别为 GARCH 项与 ARCH 项的系数矩阵, $\text{vech}(\cdot)$ 算子用来将矩阵列向量化。由于 VEC 模型作为最一般的多元 GARCH 模型, 模型的系数没有做任何特殊设定, 因而待估计参数非常多(尤其是当模型超过二维时), 并且该模型也没有特殊设定可以保证协方差矩阵的非负定性, 因此有较大的缺陷。Bollerslev et al. (1988) 曾提出一个 VEC 模型的简化形式, 即设定(5)式中的系数矩阵 A 和 B 分别为对角矩阵, 这样的设定就可以在一定的条件下保证协方差矩阵为正定矩阵, 同时也由于各变量的方差方程之间没有干扰而可以分别单独估计, 这就使得模型估计的难度大大降低。但 Bollerslev et al. (1988) 这样的设定显得过于严格了, 对角矩阵的设定使得协方差矩阵中的不同变量的方差及他们的协方差之间没有了互相的影响, 这严重的背离了现实²。后续又有 Engle and Kroner (1995) 提出了 BEKK 模型, Bollerslev (1990) 提出了常条件相关(CCC)模型, Engle (2002) 在 CCC 模型的基础上提出了动态条件相关(DCC)模型。徐国祥和杨振建(2013)利用 BEKK - MGARCH 模型研究了人民币分别同发达市场和新兴市场国家跨市场货币汇率的波动传导效应。

3. 基于资产价格隐含信息的预测方法。由于人们在做出金融资产交易决策时, 不仅要依靠资产的历史价格和成交量, 还要根据自己的经验和对变化之道的感悟, 同时考虑社会经济环境和人类行为的变化等诸多因素, 资产价格中自然含有预测未来更丰富、更可靠、更合理的信息。因此基于资产价格中提取的信息对未来做预测, 比基于历史数据利用

² 这个模型也是 Campa and Chang (1998) 所采用的多元 GARCH 模型。

计量方法做预测应该要更为准确和可靠。郑振龙 (2012) 对此作了全面的理论论述, 并提供了系统的分析框架。已有的研究结论也证实了上述观点。Christoffersen et al. (2012) 对从期权中提取隐含信息的研究进行了比较系统的总结, 涉及到了对单个资产波动率、偏度、峰度甚至是整个概率分布的预测及多个资产之间协方差、相关系数等的预测。

当然, 由于期权中隐含的信息是风险中性世界的信息, 因此其对于现实世界的预测就是有偏预测, 二者之间存在一个风险溢酬的调整 (见 Jorion, 1995 及 Poon and Granger, 2003)。理论上来说, 当考虑了风险溢酬的调整后, 这种预测的偏差就消失了, 但风险溢酬是多少, 这本身就是一个难题。既然基于期权隐含信息的预测是对未来现实世界的有偏预测, 那么为什么无论是学术界还是业界都还是会使用期权隐含信息对未来进行预测呢? 实际上, 即使期权隐含信息是对未来现实世界的有偏预测, 其在预测方面的表现也经常好于其他无偏预测。使用考虑了波动率风险价格的 Heston (1993) 模型及跳跃扩散模型作为无偏波动率预测的代表, Chernov (2007) 发现, 虽然期权隐含波动率是真实波动率的有偏预测 (无论是使用 BSM 隐含波动率还是无模型隐含波动率), 在波动率的预测方面, 期权隐含波动率仍然优于上面提到的无偏预测。对于波动率的预测如此, 对于其他变量的预测多数也有类似的结论 (见 Christoffersen et al., 2012)。

由于汇率之间具有比较特别的三角关系, 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 and Chang (1998) 及 Walter and Lopez (2000), 由于外汇现汇之间连续不断进行的套利交易 (见 Aiba et al., 2002; Aiba and Hatano, 2004) 会使得三种货币的两两汇率之间满足: $S_{12} \times S_{23} = S_{13}$, 其中, S_{ij} 表示一单位 i 货币用 j 货币表示的汇率, 将该式写为汇率对数变动率的形式时, 即为: $s_{12} + s_{23} = s_{13}$ 。利用统计学中关于变量和方差的性质可以得到:

$$\sigma_{13}^2 = \sigma_{12}^2 + \sigma_{23}^2 + 2\rho_{12, 23}\sigma_{12}\sigma_{23} \quad (6)$$

进而

$$\rho_{12, 23} = \frac{\sigma_{13}^2 - \sigma_{12}^2 - \sigma_{23}^2}{2\sigma_{12}\sigma_{23}} \quad (7)$$

如果在计算式 (7) 中的波动率时我们所使用的是外汇期权的隐含波动率, 那么 $\rho_{12, 23}$ 就是本文所要求的外汇期权隐含相关系数。

与 Campa and Chang (1998) 及 Walter and Lopez (2000) 的研究相比, 本文的研究具有以下不同及优势: 第一, 本文所采用的外汇期权交易数据样本区间为 2000 年到 2012 年, 根据已有对市场交易情况的研究, 这一时间区间是外汇期权发展更为活跃的时期, 采用该区间的样本更利于实证研究。第二, 虽然都是对不同预测方法的比较, 但随着近年来预测领域研究的发展, 出现了更新更合理的预测检验方法, 这些方法对过去研究中的错误进行

了修正³。第三除了分析每个相关系数序列单独的预测能力外,本文还将分析不同信息组合的预测能力。

本文与郑振龙等(2015)都属于对汇率相关性预测方法的比较,但基于不同的两个分析角度,采用了不同的模型,比较的标准也不同,得出的结论较为相似。郑振龙等(2015)的侧重点在于比较汇率相关系数不同预测方法在对资产配置决策的作用,比较的标准是投资者采用每种预测方法所获得的效用大小,所基于的效用模型是经典的二次效用模型(考虑资产组合的预期收益和风险二维角度对投资者效用的影响),在这个标准的意义下得出了基于隐含相关系数的预测方法对资产配置决策更有效。本文的侧重点则在于比较汇率相关系数不同预测方法的优劣,比较的标准是计量上所惯用的均方根误差和近几年使用较多的样本外预测 R^2 统计量,在这两个标准的意义下得出了基于隐含相关系数的预测方法明显优于其它两种方法的结论,这是本文的主要贡献,也是本文的创新之处。

三、汇率相关性的预测

(一) 数据

1. 数据描述

本文所使用的外汇期权数据为从彭博(Bloomberg)数据库获得的场外交易市场(OTC)欧式外汇期权隐含波动率报价,报价频度为日。本文选择使用美元作为本币,选择美元兑欧元及美元兑日元这两种汇率作为汇率相关性的研究对象,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。外汇期权报价包含美元兑欧元、美元兑日元、欧元兑日元这三种符合外汇三角关系的汇率,使用期权买卖报价的中间价格作为本文所使用的外汇期权价格。结合本文对相关性预测及其应用的研究目的,选择1个月、3个月、6个月、1年这四个到期期限的外汇期权报价数据,样本区间为2000年1月1日到2012年的8月31日⁴。由于需要对比不同信息对相关性的预测作用,本文还将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。另外,估计已实现序列时需要用到更早期的汇率数据,因此现汇汇率数据样本的起始时间为全球银行间市场交易首日,即1998年12月15日。据Onada网站的说明,这些外汇现汇汇率来自场外交易市场上的汇率报价,因此汇率数据与期权数据同为场外交易市场的报价,避免了因为交易的活跃程度不同所带来的问题。

³ Campa and Chang (1998)在他们的实证研究中采用了Diebold and Mariano (1995)提出的统计量来比较不同预测的预测准确性,但Clark and McCracken (2001)及McCracken (2007)发现这种检验方法在模型之间存在嵌套现象时会产生错误,统计量将不再近似服从所给定的分布。针对这个问题,Clark and West (2007)提出了经MSPE(mean squared prediction error)调整的统计量,可以解决存在嵌套时的情形。对于本文的研究来说,当假定所有预测均不存在预测作用时,它们对现实世界的预测就都是一样的了,因此也是一种嵌套的现象,应该采用Clark and West (2007)提出的调整统计量。

⁴ 这个区间为截止到2012年8月31日从彭博数据库(Bloomberg)可以得到的所有期权报价。

表 1 是对三种外汇期权隐含波动率买卖报价中间价的描述性分析。对每种外汇期权的分析,表中的分析结果都包含了四种到期期限的五种期权组合的报价。从表 1 中所列期权买卖报价中间价的描述性统计量可以看出,对三种汇率标的来说,其 SIV 报价均为正值,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;风险反转组合的报价(后文用 RR 表示)均为负值,说明市场上虚值看跌期权的报价高于虚值看涨期权的报价;蝶式组合的报价(后文用 BF 表示)均为正值,说明市场上虚值期权的报价高于平价期权。

2. 基于历史信息的相关系数

由于现实世界中真实的相关系数序列无法得到,参照已有研究,本文选用汇率之间的已实现相关系数序列作为现实世界真实相关系数的代理变量。本文利用外汇现汇汇率得到了已实现相关系数序列 ρ_t 、历史相关系数序列 ρ_h 及指数加权平均相关系数序列 ρ_{EWMA} 。其中,对于历史相关系数序列,本文参照已有研究,采用预测期前一期的相关系数作为代表,即表中的 ρ_h 。本文第二部分还提到了利用时间序列模型对相关系数序列的分析。但无论是哪种模型,所有的 GARCH 类模型首先必须要求所分析的时间序列具有条件异方差性(ARCH 效应)。由于本文要进行的是相关系数的样本外预测,需要滚动估计和计算各样本内区间的相关系数,而对 JPYUSD 汇率的变动率数据来说,大多数窗口的样本在经过 LM(拉格朗日乘法)的 ARCH 效应检验后发现其条件异方差效应并不显著,无法利用 GARCH 模型来进行建模,因此对本文所研究的对象来说,多元 GARCH 模型并不适用。

3. 外汇期权的隐含相关系数

在本文的研究中,美元、欧元及日元这三者货币的汇率之间满足如下三角关系:

$$\log EURUSD_t + \log USDJPY_t = \log EURJPY_t \quad (8)$$

(8) 式中的汇率的表示方法 AB 代表一单位的货币 A 可以兑换的货币 B 的数量,其中 EURUSD、EURJPY 为直接标价法,USDJPY 为间接标价法。由于本文研究的是两种汇率之间的相关性,为了更直观,本文统一使用直接标价法,这时(8)式变为

$$\log EURUSD_t - \log JPYUSD_t = \log EURJPY_t \quad (9)$$

进而有

$$\rho_{eu\ ju} = \frac{\sigma_{eu}^2 + \sigma_{ju}^2 - \sigma_{ej}^2}{2\sigma_{eu}\sigma_{ju}} \quad (10)$$

表 1 买卖报价中间价的描述性统计量

期限	合约	EURUSD				USDJPY				EURJPY			
		均值	标准差	最大值	最小值	均值	标准差	最大值	最小值	均值	标准差	最大值	最小值
	V1M	10.7997	3.1377	28.8850	4.6750	10.5705	3.0864	38.4200	5.8506	12.0975	4.7918	48.4200	4.6500
	10R1M	-1.0076	1.7794	2.3300	-7.5800	-2.6134	3.0568	1.4150	-19.0450	-3.5092	3.1022	-0.0500	-19.0925
1M	25R1M	-0.5435	0.9677	1.3125	-4.1925	-1.4259	1.6389	0.7700	-10.2475	-1.9307	1.6737	0	-10.4350
	10B1M	0.7667	0.4491	2.8200	0.2000	1.1196	0.5406	3.9025	0.3750	1.1288	0.5797	4.9300	0.3994
	25B1M	0.2443	0.1296	0.8225	0.1000	0.2992	0.1132	0.8175	0.1125	0.3168	0.1574	1.8600	0.1250

续表

期限	合约	EURUSD				USDJPY				EURJPY			
		均值	标准差	最大值	最小值	均值	标准差	最大值	最小值	均值	标准差	最大值	最小值
3M	V3M	11.0096	2.8853	24.6525	5.0000	10.5642	2.5789	27.3875	6.1004	12.1237	4.2444	33.9600	5.2000
	10R3M	-1.2625	2.1946	2.0025	-8.1200	-3.4828	3.3009	1.5000	-19.9075	-4.4901	3.5409	-0.0400	-19.4025
	25R3M	-0.6622	1.1776	1.1250	-4.3850	-1.8548	1.7206	0.8000	-10.3550	-2.4253	1.8908	-0.2500	-10.5225
	10B3M	1.0742	0.5970	3.3675	0.3500	1.3527	0.6384	4.2575	0.4500	1.4356	0.7560	4.5950	0.4500
	25B3M	0.3203	0.1684	0.9050	0.1188	0.3320	0.1283	0.8975	0.1250	0.3697	0.2175	1.5675	0.1500
6M	V6M	11.1683	2.6900	22.2875	5.1003	10.6735	2.3837	22.1350	6.4004	12.2547	4.0446	29.3500	5.6500
	10R6M	-1.3459	2.3864	1.8250	-8.2200	-4.0914	3.5113	2.0000	-20.2000	-5.2312	3.9403	-0.7000	-19.7725
	25R6M	-0.7153	1.2729	1.0250	-4.4150	-2.1585	1.8116	1.4500	-10.3675	-2.7826	2.0550	-0.4000	-10.5025
	10B6M	1.2808	0.7085	3.6375	0.4250	1.5988	0.7128	4.6025	0.6000	1.7297	0.9400	5.0300	0.5250
	25B6M	0.3741	0.2004	1.0125	0.1250	0.2108	0.1573	1.0700	-0.5500	0.4285	0.2731	1.7575	0.1500
1Y	V1Y	11.2900	2.5548	19.9125	5.5500	10.8298	2.3571	18.9075	6.5500	12.4073	3.9909	26.3500	6.1250
	10R1Y	-1.4971	2.5712	1.8750	-8.5250	-4.7600	3.7659	2.5500	-20.6025	-5.9416	4.2590	-0.8000	-19.9600
	25R1Y	-0.7507	1.3494	1.0250	-4.5000	-2.4882	1.9039	1.4000	-10.3525	-3.1752	2.2519	-0.4250	-10.4650
	10B1Y	1.4551	0.8123	3.9475	0.4750	1.9028	0.8266	5.2650	0.6525	2.1100	1.1853	5.9500	0.5750
	25B1Y	0.4178	0.2272	1.0875	0.1250	0.3983	0.1656	1.1250	0.0375	0.4742	0.3086	2.0875	0.1750

(10) 中的 $\rho_{eu,ju}$ 即 EURUSD 及 JPYUSD 两组汇率之间的外汇期权隐含相关系数⁵, 可以表述为欧元与日元的美元变动率之间的相关系数, σ_{eu}^2 、 σ_{ju}^2 及 σ_{ej}^2 分别为 EURUSD、USDJPY 及 EURJPY 三种汇率的外汇期权隐含方差。

根据(10)式,为了得到上述两种汇率在某一期限内的隐含相关系数,我们需要使用每种汇率在对应期限的隐含波动率。由于 SIV 反映的是期权价格或隐含波动率的水平属性,后文将主要利用 SIV⁶ 来计算汇率之间的隐含相关系数。

(二) 预测

1. 样本外预测

本文所采用的比较标准将基于两种方法。第一种方法就是较为简单直观地计算每个预测序列的均方根预测误差 (root - mean - squared - prediction - error, RMSPE), 即:

⁵ 为了避免表述的混乱,本文在后文中涉及到汇率的表达时均采用英文 AB 的形式表达,即一单位货币 A 可以兑换的货币 B 的数量。

⁶ 需要说明的是,当前大多数银行间市场对外汇期权的报价并不是采用期权执行价格和对对应期权价格的形式,而是采用期权的 Delta 和对对应期权的 Black - Scholes 隐含波动率,但并不是说市场上的投资者都认为 Black - Scholes 期权定价公式在现实中是成立的,而只是为了报价的方便使用了 Black - Scholes 模型作为隐含波动率与期权价格之间的一一映射(也就是作为翻译器)。读者可能会疑惑我们为何不用无模型隐含波动率。由于无模型隐含波动率的计算需要用不同执行价格的期权价格进行积分,而外汇期权的执行价格数量大大少于股指期货,因此计算外汇无模型隐含波动率会存在较大离散误差。而外汇期权市场做市商报价所用的波动率才是真正的隐含波动率。本文仅采用平价期权的隐含波动率,主要是因为外汇平价期权的流动性大大好于虚值和实值期权。此外,股票指数期权的波动率微笑的形状通常是负斜率且两边翘起,反映了股指期货的隐含分布为负偏的尖峰肥尾,而外汇期权隐含波动率微笑的经典形态是对称的,说明外汇的隐含分布为没有偏度的尖峰,因此没有必要研究尾部相关性。

$$RMSPE = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (\rho_t - \hat{\rho}_t)^2}$$

其中, T 为样本的个数, ρ_t 为现实世界中两种汇率之间的真实相关系数, $\hat{\rho}_t$ 为所使用的相关系数预测值。第二种方法是计算 Campbell and Thompson (2008) 及 Rapach et al.

(2010) 所使用的样本外预测 R^2 统计量: $R_{os}^2 = 1 - \frac{\sum_{t=1}^T (\rho_t - \hat{\rho}_t)^2}{\sum_{t=1}^T (\rho_t - \bar{\rho}_t)^2}$ 。其中, $\hat{\rho}_t$ 与 $\bar{\rho}_t$ 分别为

基于两种信息的相关系数预测值。从 R_{os}^2 的构造可以看出, 与第一种比较方法中的 RMSPE 相比, 该 R_{os}^2 值实际是对两个预测序列的样本外预测 MSPE 之间的直接比较, 当 R_{os}^2 大于零时, 说明 $\hat{\rho}_t$ 的预测能力强于 $\bar{\rho}_t$, 反之, 则说明 $\hat{\rho}_t$ 的预测能力弱于 $\bar{\rho}_t$ 。该方法的优势在于其可以使用 Clark and West (2007) 提出的经 MSPE 调整的统计量来检验 R_{os}^2 统计上的显著性, 进而可以判断一种预测是否显著优于另一种预测。这种经 MSPE 调整的统计量为:

$$f_{t+1} = (\rho_{t+1} - \bar{\rho}_{t+1})^2 - [(\rho_{t+1} - \hat{\rho}_{t+1})^2 - (\bar{\rho}_{t+1} - \hat{\rho}_{t+1})^2]$$

在得到每个对应样本的上述统计量后, Clark and West (2007) 将 $\{f_{t+1}\}$ 序列对常数做回归并计算出常数项对应的 t 统计量(考虑到本文所使用样本的自相关性, 该 t 统计量需要经过 Newey - West 调整), 利用该 t 统计量可以对其进行标准正态分布的上尾单边检验并得到对应的 p 值, 进而判断 R_{os}^2 在统计意义上是否显著大于零, 该统计量是对 Campa and Chang (1998) 所使用的 Diebold and Mariano (1995) 统计量的修正。

对于样本外检验区间的选择, 本文先不考虑各种预测信息的特殊性, 将所有可获得样本扣除计算各相关系数序列时所使用的样本后剩余的样本作为检验样本。本文以 3 年共 750 个样本作为窗口对组合权重进行滚动计算(由于相关系数的数据中含有隐含相关系数序列, 仅工作日有报价, 近似每年有 250 个相关系数的样本), 因此前 750 个样本不能再用于样本外检验。为了与后文组合预测部分的样本外检验区间保持一致以进行比较, 本文此处选择用于检验的全样本也为除去前面 750 个样本的剩余样本。

表 2 相关系数的预测能力

期限	相关系数类型	RMSPE	R_{1os}^2	P 值	R_{2os}^2	P 值	R_{3os}^2	P 值
1M	ρ_h	0.3448						
	单个 ρ_{EWMA}	0.3225	0.1249	***				
	ρ_{im}	0.2738	0.3691	***	0.2791	***		
	Mean	0.2934	0.2760	***	0.1726	***	-0.1476	---
	组合 DMSPE $\theta = 1.0$	0.2852	0.3155	***	0.2178	***	-0.0580	---
	DMSPE $\theta = 0.9$	0.2736	0.3701	***	0.1802	***	0.0016	***

续表									
期限	相关系数类型	RMSPE	R_{10S}^2	P 值	R_{20S}^2	P 值	R_{30S}^2	P 值	
3M	单个	ρ_h	0.2738						
		ρ_{EWMA}	0.2814	-0.0557	---				
		ρ_{im}	0.2327	0.2780	***	0.3161	***		
		Mean	0.2396	0.2344	***	0.2748	***	-0.0604	***
	组合	DMSPE $\theta = 1.0$	0.2365	0.2541	***	0.2935	***	-0.0331	***
		DMSPE $\theta = 0.9$	0.2230	0.3371	***	0.3721	***	0.0818	***
6M	单个	ρ_h	0.2801						
		ρ_{EWMA}	0.2837	-0.0261	---				
		ρ_{im}	0.2369	0.2848	***	0.3030	***		
		Mean	0.2490	0.2096	***	0.2296	***	-0.1052	---
	组合	DMSPE $\theta = 1.0$	0.2449	0.2357	***	0.2551	***	-0.0687	---
		DMSPE $\theta = 0.9$	0.2311	0.3192	***	0.3365	***	0.0481	***
1Y	单个	ρ_h	0.2177						
		ρ_{EWMA}	0.2173	0.0030	**				
		ρ_{im}	0.2010	0.1475	***	0.1449	***		
		Mean	0.1981	0.1718	***	0.1693	***	0.0285	***
	组合	DMSPE $\theta = 1.0$	0.1925	0.2180	***	0.2157	***	0.0827	***
		DMSPE $\theta = 0.9$	0.1772	0.3371	***	0.3351	***	0.2224	***

注:表中P值的计算均为根据Newey-West计算出的t统计量得到,并且是(>0)的单向检验,***、**、*分别表示在1%、5%、10%的置信水平下显著。

表2中列出了对各个相关系数序列预测能力的比较结果。要说明的是,表中的 R_{10S}^2 在计算时以历史相关系数作为预测比较的基准, R_{20S}^2 在计算时以EWMA相关系数作为预测比较的基准, R_{30S}^2 在计算时以隐含相关系数作为预测比较的基准。这里我们首先分析基于全样本的单个信息预测能力。从全样本的范围来看,对于四个期限来说,与历史相关系数序列与EWMA相关系数序列相比,隐含相关系数序列的RMSPE值最小。经Clark and West (2007)检验的 R_{10S}^2 和 R_{20S}^2 均为显著大于零,说明隐含相关系数相较于历史相关系数和EWMA相关系数序列来说其预测的优势是显著的。另外,EWMA相关系数序列与历史相关系数序列相比并没有体现出绝对的预测优势,虽然对1月期和1年期来说,无论是从RMSPE还是 R_{10S}^2 来说,EWMA的预测优势是显著的,但是对3月期和6月期来说,EWMA的预测比历史相关系数预测效果要差。

2. 不同预测信息的组合

在以往对金融市场预测的研究中,很多关于期权隐含信息预测的研究结论肯定了期权隐含信息在预测中有更优的表现,但它们同时也认为期权隐含信息与历史信息各自含有特别的信息,两者无法完全包含对方所包含的信息,这些研究有 Walter and Lopez (2000)、Pong et al. (2004)、黄蕙舟和郑振龙 (2009)、Christoffersen et al. (2012) 等。因此从理论上讲,通过不同预测值的组合来进行预测有可能比单独利用某种信息的预测能力要更强。

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,如果记 $\hat{f}_{c,t+1}$ 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 $\hat{f}_{c,t+1}$ 可以表示成

$$\hat{f}_{c,t+1} = \sum_{i=1}^N \omega_{i,t} \hat{f}_{i,t+1} \quad (11)$$

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具有很大的影响。静态的权重设定,如设定每个预测值具有等权重 $\frac{1}{N}$,操作起来比较简单方便;时变的权重设定,每预测一步都需要根据最新发生的变量值更新这些权重,如每次预测都根据历史预测的表现来调整它们在组合中的权重,这种设定操作起来就会稍微复杂一些。有意思的是,与已有关于资产组合选择的研究结论相似,越复杂的设定在预测中表现并不一定优于等权重的简单设定。实际上相关的研究已经表明,简单的等权重加总反而比其他复杂的方法在预测中表现更好,见 Timmermann (2006) 及 Rapach et al. (2010) 等。本文参照 Rapach et al. (2010) 的研究将利用上述两类方法来确定组合中的权重。

第一类方法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 $\frac{1}{N}$:

$$\hat{f}_{c,t+1} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{f}_{i,t+1} \quad (12)$$

第二类方法由 Stock and 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

$$\omega_{i,t} = \varphi_{i,t}^{-1} / \sum_{j=1}^N \varphi_{j,t}^{-1} \quad (13)$$

其中 $\varphi_{i,t}$ 被定义为:

$$\varphi_{i,t} = \sum_{s=m}^{t-1} \theta^{t-1-s} (f_{s+1} - \hat{f}_{i,s+1})^2 \quad (14)$$

公式中的 θ 即为预测的贴现因子, 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 未贴现, 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。本文使用前 750 个样本作为估计组合权重的窗口。

由于在单独信息的预测过程中, EWMA 方法并没有有效提高历史相关系数的预测能力, 并且两者都是基于历史信息得到的相关系数序列, 因此为了避免信息的混淆, 在本文的组合预测部分仅仅考虑历史与期权隐含相关系数的组合。表 2 中相关系数类型一列中的 Mean 就代表算术平均加权, DMSPE 代表的是贴现的均方根误差方法。结果显示, 对于各种期限的预测来说, 三种组合信息的预测均显著战胜了历史相关系数和 EWMA 相关系数, 但是仅有 DMSPE、 $\theta = 0.9$ 基于 RMSPE 可以在所有期限战胜隐含相关系数, 其余两种组合信息在 3 月期和 1 年期的预测中比隐含相关系数的预测能力更强。这些结果说明, 不同信息的组合无法在任何情况下战胜所有的单独信息预测, 但在部分情况下显著优于所有的单独信息预测。

四、结 论

本文利用已实现相关系数序列作为现实世界中汇率相关系数的代理, 对其他三种相关系数与已实现相关系数的样本外预测进行了比较研究。结果发现, 隐含相关系数与历史相关系数和 EWMA 相关系数相比预测优势是显著的。本文的实证结论进一步支持了期权隐含信息在金融预测中的重要性。此外, 本文对组合信息在预测汇率之间相关系数时的比较研究结论与已有涉及组合信息预测的研究结论基本一致, 即基于不同信息组合的预测在部分情况下可以显著改善单独信息的预测能力。

参 考 文 献

- [1] 黄慧舟和郑振龙. 2009, 《无模型隐含波动率及其所包含的信息研究》, 《系统工程理论与实践》第 11 期, 第 46 ~ 59 页。
- [2] 徐国祥和杨振建. 2013, 《人民币分别与发达市场和新兴市场货币汇率波动传导效应研究—基于多元 BEKK - MGARCH 模型的波动传导测试》, 《金融研究》第 6 期, 第 50 ~ 63 页。
- [3] 郑振龙. 2012, 《资产价格隐含信息分析框架: 目标、方法与应用》, 《经济学动态》第 3 期, 第 33 ~ 40 页。
- [4] 郑振龙、陈蓉和王磊. 2015, 《汇率相关性的预测与全球资产配置》, 《国际金融研究》第 3 期, 第 76 ~ 87 页。
- [5] Aiba, Y., and N. Hatano. 2004. "Triangular Arbitrage in the Foreign Exchange Market", *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 344(1): 174 ~ 177.
- [6] Aiba, Y., N. Hatano, H. Takayasu, K. Marumo, and T. Shimizu. 2002. "Triangular Arbitrage as an Interaction among

- Foreign Exchange Rates” , *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications* , 310(3) : 467 ~ 479.
- [7] Baillie , R. T. , and T. Bollerslev. 1989. “The Message in Daily Exchange Rates: A Conditional – Variance Tale” , *Journal of Business & Economic Statistics* , 7(3) : 60 ~ 68.
- [8] Bollerslev , T. 1990. “Modelling the Coherence in Short – Run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized ARCH model” , *Review of Economics and Statistics* , 72(3) : 498 ~ 505.
- [9] Bollerslev , T. , R. F. Engle , and J. M. Wooldridge. 1988. “A Capital Asset Pricing Model with Time – Varying Covariances” , *Journal of Political Economy* , 96(1) : 116 ~ 131.
- [10] Campa , J. M. , and P. H. Chang. 1998. “The Forecasting Ability of Correlations Implied in Foreign Exchange Options” *Journal of International Money and Finance* , 17(6) : 855 ~ 880.
- [11] Campbell , J. Y. , and S. B. Thompson. 2008. “Predicting Excess Stock Returns out of Sample: Can Anything Beat the Historical Average?” , *Review of Financial Studies* , 21(4) : 1509 ~ 1531.
- [12] Chang , B. Y. , P. Christoffersen , K. Jacobs , and G. Vainberg. 2012. “Option – Implied Measures of Equity Risk” , *Review of Finance* , 16(2) : 385 ~ 428.
- [13] Chernov , M. 2007. “On the Role of Risk Premia in Volatility Forecasting” , *Journal of Business & Economic Statistics* , 25(4) : 411 ~ 426.
- [14] Christoffersen , P. , K. Jacobs , and B. Y. Chang. 2012. “Forecasting with Option Implied Information” , In G. Elliott , and A. Timmermann , eds. : *Handbook of Economic Forecasting* , Elsevier , Amsterdam , The Netherlands.
- [15] Clark , T. E. , and M. W. McCracken. 2001. “Tests of Equal Forecast Accuracy and Encompassing for Nested Models” , *Journal of Econometrics* , 105(1) : 85 ~ 110.
- [16] Clark , T. E. , and K. D. West. 2007. “Approximately Normal Tests for Equal Predictive Accuracy in Nested Models” , *Journal of Econometrics* , 138(1) : 291 ~ 311.
- [17] Diebold , F. X. , and R. S. Mariano. 1995. “Comparing Predictive Accuracy” , *Journal of Business & Economic Statistics* , 13(3) : 253 ~ 263.
- [18] Engle , R. F. 2002. “Dynamic Conditional Correlation” , *Journal of Business & Economic Statistics* , 20(3) : 339 ~ 350.
- [19] Engle , R. F. , and K. F. Kroner. 1995. “Multivariate Simultaneous Generalized ARCH” , *Econometric Theory* , 11(1) : 122 ~ 150.
- [20] Heston , S. L. 1993. “A Closed – Form Solution for Options with Stochastic Volatility with Applications to Bond and Currency Options” , *Review of Financial Studies* , 6(2) : 327 ~ 343.
- [21] Hsieh , D. A. 1989. “Modeling Heteroscedasticity in Daily Foreign – Exchange Rates” , *Journal of Business & Economic Statistics* , 7(3) : 307 ~ 317.
- [22] Jorion , P. 1995. “Predicting Volatility in the Foreign Exchange Market” , *Journal of Finance* , 50(2) : 507 ~ 528.
- [23] McCracken , M. W. 2007. “Asymptotics for out of Sample Tests of Granger Causality” , *Journal of Econometrics* , 140(2) : 719 ~ 752.
- [24] Pong , S. , M. B. Shackleton , S. J. Taylor , and X. Xu. 2004. “Forecasting Currency Volatility: A Comparison of Implied Volatilities and AR(FI) MA Models” , *Journal of Banking & Finance* , 28(10) : 2541 ~ 2563.
- [25] Poon , S. H. , and C. W. J. Granger. 2003. “Forecasting Volatility in Financial Markets: A review” , *Journal of Economic Literature* , 41(2) : 478 ~ 539.
- [26] Rapach , D. E. , J. K. Strauss , and G. Zhou. 2010. “Out – of – Sample Equity Premium Prediction: Combination Forecasts and Links to the Real Economy” , *Review of Financial Studies* , 23(2) : 821 ~ 862.
- [27] Stock , J. H. , and M. W. Watson. 2004. “Combination Forecasts of Output Growth in a Seven – Country Data Set” , *Journal of Forecasting* , 23(6) : 405 ~ 430.
- [28] Timmermann , A. 2006. “Forecast Combinations” , in G. Elliott , C. W. J. Granger , and A. Timmermann , eds. :

Handbook of Economic Forecasting. Elsevier , Amsterdam , The Netherlands.

[29]Walter , C. A. , and J. A. Lopez. 2000. “Is Implied Correlation Worth Calculating?” , *Journal of Derivatives* 7(3) : 65 ~ 81.

A Comparative Study on the Forecasting of the Correlation between FX Rates

ZHENG Zhenlong WANG Lei

(School of Management , Xiamen University;
Dept. of Financial Market , Agricultural Bank of China)

Abstract: On the basic assumption of the no – arbitrage triangular relationship among the related three spot foreign exchange rates , this paper uses the transition of the variance formula for the sum of variables in statistics and the quoted implied volatility prices from the OTC market to calculate the option – implied correlation between two exchange rates , in one , three , six and twelve months. Results of the comparison show that the implied correlation series predicts more precisely than both the historical correlation series and the EWMA correlation series.

Key words: Foreign Exchange Rate , Implied Correlation , Forecasting

(责任编辑: 林梦瑶) (校对: ZL)