

欧元导入后外汇市场的特征变化

沈哲 刘振涛

内容提要:我们使用改进的 EGARCH 模型考察了外汇市场在欧元导入前后的特征变化。我们发现几个主要货币对美元汇率的波动幅度较之前增加了,各汇率之间的相关程度也加深了。这些现象的发现具有实际的操作意义。

关键词: 汇率;随机波动;波动溢价

中图分类号: C812 **文献标识码:** A **文章编号:** 1002-4565(2010)04-0058-05

The Characteristic Changes of Foreign Exchange Markets after the Introduction of EURO

Shen Zhe & Liu Zhentao

Abstract: We use an improved GARCH model to investigate the characteristic changes of foreign exchange markets due to the introduction of EURO. We find that the volatilities of exchange rates of some major currencies against the US dollar tend to increase and the correlations of exchange rates between these currencies appear to intensify. These findings afford several practical implications.

Key words: Exchange rate; Volatility; Volatility premium

一、研究动机与背景介绍

汇率变化是随机的,其变化的方向和幅度均难以预测。这种在变化方向以及变化大小上的不确定性是由外汇市场的某些特征所决定的,比如经济全球化深入的程度、世界范围内管制的放松、各国货币政策的变化、央行对外汇市场的干预、市场参与者的行为特性、自然灾害、地域性的冲突以及战争等,都对外汇市场有冲击作用。如表 1 所示,外汇市场的规模在近 20 年急速扩张,传统外汇市场的日平均交易额 2004 年为 18800 亿,大约是 1989 年的 5900 亿美元的 3 倍,较 2001 年的 12000 亿美元增长了 57%。这种强劲的扩张至少可以由明显的上升趋势和较大的波动幅度以及不同币种间的利率差这两种因素来解释^[2]。较大幅度的汇率波动促使投资者增加他们的风险对冲活动,而不同货币之间的利率差引导资金从利率低的向利率高的货币流动。这些对冲行为以及获取利率差的投资策略的反馈维持了汇率变动的趋势。相比现货及期权交易,外汇互换交易(swaps)快速增长部分反映了这种基于趋势交

易行为和高风险对冲行为的普遍性。在引入欧元的初期,外汇市场的交易(按 2004 年的汇率计)下降了约 13%,从 1998 年的 15900 亿下降到 2001 年的 13800 亿。除了传统的市场参与者如商业银行、跨国公司和外贸公司,外汇市场的新参与者——对冲基金、养老基金以及个人投资者——积极地利用外汇市场来调整投资组合,分散风险。对汇率的风险管理不仅成为金融机构在全球范围内调整其投资组合、跨国公司管理其外汇风险的主要议题,而且对那些积极利用趋势交易的个人投资者来说也显得尤为重要。因此,研究外汇市场在引入欧元的前后是否有变化,有哪些具体的特征变化,很有理论价值和实际操作意义^①。

本文将具体研究两个问题:①汇率波动过程在引入欧元以后是否有变化;②各种主要汇率间的相关程度是否有变化。为了考察汇率波动过程在引入

^① 了解各汇率间的相关程度不仅可以迅速有效地调整投资组合,规避汇率风险,还可以通过某一汇率的波动预测其他汇率的波动程度。

表 1 全球外汇市场交易额 单位:10 亿美元

	1989	1992	1995	1998	2001	2004	2007
现货交易	317	394	494	568	387	621	1005
单纯远期交易	27	58	97	128	131	208	362
外汇互换交易	190	324	546	734	656	944	1714
误差	56	43	53	61	26	107	128
传统交易额	590	820	1190	1490	1200	1880	3210
交易额(按 2007 年 4 月汇率计算)	650	880	1150	1650	1420	1950	3210

注:资料来源:国际清算银行(BIS)2007 年调查报告^[1]。

欧元之后是否发生了变化,我们在 EGARCH(1,1)模型^[3]中引入了时间虚拟变量(time dummy variable),该变量值在引入欧元之前定义为 0,引入之后定义为 1。如果该系数的估计值在统计意义上显著,表明汇率的波动过程在欧元引入前后有差别。作为对实证结果的补充,我们以图示的方法描绘汇率波动的动态过程。为了检验各主要汇率之间的相关程度,我们先用 AR(1)模型处理汇率的对数收益率,然后对残差应用 CC-MEGARCH(1,1)模型来检验个汇率之间的相关程度^①。随着全球范围内经济一体化的不断深入,各国经济越来越紧密地联系在一起。某一国经济受到的冲击会迅速扩散,对其他国家的经济产生影响,汇率在冲击产生的瞬间会有即时反应^②。因此作为十几个经济体的代表的欧元与其他主要货币的汇率很容易受到这些国家经济状况的影响。投资者(包括商业银行和一些个人投资者)对这些国家经济情况的判断以及随后作出的反应会加剧欧元对其他货币汇率的波动。这种波动类似于 Campbell 和 Hentschel^[4]提出的反馈作用的解释。

本文结构如下:第二部分简单介绍数据的统计特征以及所使用的方法;第三部分是实证结果以及相应的解释;最后一部分总结全文。

二、数据与模型

(一)数据

本文的数据来源于 Oanda 公司(<http://www.oanda.com>),数据频率以日为单位,每日的汇率为当日所有卖价的平均值^③。数据的起始日期是 1993 年 6 月 1 日,终止日期是 2008 年 12 月 31 日。我们采用的汇率数据由 6 个时间序列构成:澳大利亚元对美元(AUD/USD),加拿大元对美元(CAD/USD),欧元对美元(EUR/USD),英镑对美元(GBP/USD),日元对美元(JPY/USD)以及新西兰元对美元(NZD/USD)。按照惯例,我们定义对数收益率为:

$$e_t = (\log P_t - \log P_{t-1}) \times 100 \quad (1)$$

这里 P_t 是其他货币/t 时刻的 1 美元, e_t 可以近似地当作汇率的变化率^④。表 2 为各汇率收益率 e_t 的基本统计量。从表中可以看出,各汇率的日对数收益率基本上可以看作零;偏度系数与峰度系数显示对数收益率并不服从正态分布。这也可以从 JB 检验值得到有力的证明。各汇率的 e_t 的 DLB 统计量都低于 27.488 ($\chi_{15, 0.025}^2$),意味着对数收益率不存在自相关,但是各汇率的 e_t^2 的 DLB(15) 统计量则显示其波动过程有明显的粘滞性。

表 2 各汇率收益率的基本统计量

货币	AUD	CAD	EUR	GBP	JPY	NZD
平均 × 100	-0.004 (0.007)	-0.004 (0.005)	0.004 (0.009)	-0.001 (0.006)	0.001 (0.007)	-0.001 (0.008)
标准差 × 100	0.573	0.361	0.518	0.417	0.548	0.567
最大值 × 100	5.289	4.170	2.994	3.146	3.663	4.740
最小值 × 100	-6.155	-3.809	-2.522	-3.865	-6.286	-4.801
偏度	-0.174	-0.163	0.074	-0.266	-0.528	-0.066
峰度	11.248	10.774	2.823	5.103	7.458	7.069
JB	3052	2266	336	874	10240	3630
DLB(15)	14.96	23.60	5.63	20.95	26.44	21.25
e_t^2 的 DLB(15)	151.55	200.87	60.99	89.07	92.69	189.50
观测值	5568	5568	3623	5568	5568	5568

注:①括号内的数字是标准误差。

②JB 是 Jarque/Bera 检验^[9]。

③DLB 是修正后的 Ljung/Box 统计量^[10]。

(二)模型

我们首先对 e_t 用 AR(1)模型处理得到残差序列:

$$e_t = a + be_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

这里我们假设 ε_t 满足以下条件:

$$\varepsilon_t = \sigma_t z_t, \sigma_t > 0, z_t - i. i. d., E(z_t) = 0, Var(z_t) = 1, \sigma_t \text{ 和 } z_t \text{ 相互独立。}$$

之后我们要用到的 EGARCH(1,1)模型为:

① mean equation 对于 ARCH 模型无论是连续时间还是离散时间上的推定都没有太大的影响。我们的主要目的是检验波动过程,因此继续采用 AR(1)模型作为 mean equation,见 [5], [6], [7] 和 [8]。

② 典型的例子是在美联储每月发布例行工作报告前后,汇率都会有很大的波动。

③ 外汇市场并不是一个统一的交易市场,它具有柜台交易的特征,因此同一时刻可能存在许多不同的报价,没有一个统一的价格。本文以周一的亚洲市场开盘,周五的美国市场收盘。东京时间上午 6 点 55 分结束一天的交易,上午 7 点开始另外一天的交易。6 点 55 分和 7 点之间是银行间的清算时间。

④ 虽然节假日没有交易,我们也可以将其视为连续而不考虑节假日效应。

$$\ln\sigma_t^2 = \omega + \beta\ln\sigma_{t-1}^2 + \theta z_{t-1} + \gamma [|z_{t-1}| - E(|z_{t-1}|)] \quad (3)$$

这里的 ω β θ 和 γ 分别是要估计的系数。 $z_{t-1} = \varepsilon_{t-1}/\sigma_{t-1}$ 是 AR(1) 回归残差由波动 σ_t 校正后的标准化值; β 代表冲击的粘滞程度; θ 描述波动的不对称性^①。

三、实证结果与解释

(一) 回归结果与回归残差的基本统计量

我们首先对 1993 年 6 月 3 日至 2008 年 12 月 31 日的总样本,以及以 1998 年 12 月 15 日^②为界的前后两部分样本分别用 AR(1) 模型进行回归。表 3 - 表 5 提供了 OLS 回归的结果,虽然总样本以及引入欧元前后期样本的 b 估计值在统计意义上显著,但是各个样本回归的调整 R^2 都很小,没有什么说服力。因此,采用 AR(1) 残差或直接用对数收益率进行随后的实证分析没有多大区别^③。但是为了保持和本领域其他研究的一致性,本文仍然采用 AR(1) 的残差进行随后的实证检验。

表 3 AR(1) 模型的 OLS 回归结果

(总样本(1993年6月3日-2008年12月31日))

估计值	AUD	CAD	GBP	JPY	NZD
a	-0.003 (0.008)	-0.004 (0.005)	-0.004 (0.005)	0.006 (0.007)	-0.005 (0.008)
b	0.093 (0.013)	0.088 (0.013)	0.088 (0.013)	0.103 (0.013)	0.104 (0.013)
调整 R^2	0.009	0.009	0.002	0.010	0.011

表 4 AR(1) 模型的 OLS 回归结果

(引入欧元前的样本(1993年6月3日-1998年12月14日))

估计值	AUD	CAD	GBP	JPY	NZD
a	0.004 (0.010)	0.009 (0.005)	-0.004 (0.008)	0.003 (0.013)	0.002 (0.009)
b	0.131 (0.022)	0.119 (0.023)	0.089 (0.023)	0.186 (0.022)	0.139 (0.022)
调整 R^2	0.020	0.015	0.007	0.034	0.019

表 5 AR(1) 模型的 OLS 回归结果(引入欧元后的样本(1998年12月15日-2008年12月31日))

估计值	AUD	CAD	GBP	JPY	NZD	EOR
a	-0.004 (0.008)	-0.004 (0.005)	<0.001 (<0.001)	-0.008 (0.006)	0.006 (0.007)	-0.005 (0.008)
b	0.093 (0.013)	0.088 (0.013)	0.041 (0.017)	0.100 (0.013)	0.103 (0.013)	0.104 (0.013)
调整 R^2	0.009	0.088	0.002	0.010	0.010	0.011

注:表 3 - 表 5 括号内的数字为标准误差。

(二) 波动过程在引入欧元后是否变化

我们通过 EGARCH(1,1) 模型中引入时间虚拟变量 D_t 的方法来检验波动过程在欧元引入前后是否有变化:

$$\ln\sigma_t^2 = \omega + \beta\ln\sigma_{t-1}^2 + \theta z_{t-1} + \gamma [|z_{t-1}| - E(|z_{t-1}|)] + \delta D_t \quad (4)$$

即 1998 年 12 月 15 日以后 $D_t = 1$, 之前则为 0。如果其系数 δ 达到或者超过显著水平,意味着汇率波动过程在引入欧元前后有差别。表 6 提供了回归结果,可以看到 AUD, CAD 和 NZD 的 δ 估计值在 1% 的水平上显著,GBP 的估计值在 5% 的水平上显著,这表明这几种货币对美元的波动过程在引入欧元之后发生了变化。需要指出的是 JPY 的系数为零,表明引入欧元并没有使日元对美元的汇率波动过程发生变化,这可能是因为 2001 年以后日本央行为了避免欧美的批评而很少干预外汇市场有关。此外 1999 年为了刺激经济增长,日本央行采取零利率的政策也可能使得日元对投资者失去吸引力,这一点和日元在全球外汇市场日平均交易额所占比重逐年下降是一致的^[2]。

表 6 引入时间模拟变量后 EGARCH(1,1) 模型的极大似然估计(1993年6月3日-2008年12月31日)

估计值	AUD	CAD	GBP	JPY	NZD
ω	-0.053 (0.026)	-0.054 (0.010)	-0.041 (0.009)	-0.070 (0.012)	-0.097 (0.020)
β	0.989 (0.004)	0.992 (0.003)	0.991 (0.003)	0.985 (0.005)	0.980 (0.007)
θ	-0.003 (0.009)	-0.001 (0.008)	-0.014 (0.008)	-0.009 (0.009)	0.031 (0.013)
γ	0.111 (0.014)	0.104 (0.012)	0.072 (0.014)	0.118 (0.017)	0.142 (0.023)
δ	0.007 (0.002)	0.007 (0.003)	0.004 (0.002)	0.000 (0.004)	0.029 (0.010)

注:括号内的数字为稳健标准误差。

(三) 各汇率之间的相关程度

在过去的 20 年里,经济全球化程度越来越深,杠杆交易额迅速增加。外汇市场 24 小时运转的特性以及信息技术的进步使得任何传闻,无论真假,几秒钟之内就能传递到世界的每一个角落。进行杠杆

① 对于股价来讲,如果这个系数小于零,意味着一个使股价下跌的冲击引起的波动大于使股价上涨的冲击引起的波动。对某个汇率来说,这个系数可能为正数也可能为负数,因为汇率是一种相对价格。以日元对美元的汇率(JPY/USD)为例,如果不对称系数小于零意味着日元升值时的波动要大于其贬值时的波动;该系数小于零则意味着日元贬值时的波动要大于日元升值时的波动。

② 虽然欧元的正式交易日是 1999 年 1 月 1 日,但是欧元对其他货币的汇率从 1998 年 12 月 15 日就已经开始了。因此本文以 1998 年 12 月 15 日作为划分点。

③ McKenzie(2002)直接使用 e_t 进行回归,见[11]。

交易的投资者和风险基金管理者,每时每刻都关注着这些信息的变化,他们对每一个信息都会做出及时反应,调整相应的投资组合,回避汇率波动的风险^①。这些基金或者投资者对组合的调整会对其他汇率的波动产生影响,即波动的溢出:某个货币因为投资者调整投资组合导致的波动向其他货币扩散,因此汇率之间的相关程度会越来越紧密。为了检验这种相关程度,我们改进了 Bollerslev (1990),Kroner 和 Ng (1998) 相关程度定值的模型^[12,13]:

$$\ln\sigma_{i,t}^2 = \omega_i + \beta_i \ln\sigma_{i,t-1}^2 + \theta_i z_{i,t-1} + \gamma_i [|z_{i,t-1}| - E(|z_{i,t-1}|)] + \delta_i D_t \quad (5)$$

$$\ln\sigma_{j,t}^2 = \omega_j + \beta_j \ln\sigma_{j,t-1}^2 + \theta_j z_{j,t-1} + \gamma_j [|z_{j,t-1}| - E(|z_{j,t-1}|)] + \delta_j D_t \quad (6)$$

$$\sigma_{ij,t} = (\rho_0 + \rho_1 D_t) \sqrt{\sigma_{i,t}^2 \sigma_{j,t}^2} \quad (7)$$

这里 ρ_0 代表汇率 i 和 j 之间在引入欧元之前的相关系数, $\rho_0 + \rho_1$ 代表引入欧元后汇率 i 和 j 之间的相关系数。如果 ρ_1 显著,则表明汇率间的相关程度在引入欧元以后得到了提高。考虑到汇率波动的不对称性和引入欧元前后波动过程的变化,我们在公式(3)中定义的 EGARCH(1,1) 模型中引入时间虚拟变量来考察汇率间相关程度在欧元引入前后是否有变化,然后对以下的对数似然函数求极值:

$$L_T(\theta) = -\frac{TN}{2} \log(2\pi) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T [\log |H_t| + E' H_t^{-1} E_t] \quad (8)$$

其中 H_t 是动态方差-协方差矩阵。从表 5 的回归结果可以看出,引入欧元后各汇率之间的相关程度变得更紧密了。澳大利亚元与其他货币的相关程度的变化特别明显,它与新西兰元的相关系数达到了 0.787,是所有货币之间相关系数最大的。相关程度变化最大的是澳大利亚元与英镑,从引入之前的 0.019 到引入之后的 0.446,这或许与两者的利率走势相近有关。图 2 确认了这种可能,因此这两种货币通常作为风险对冲的工具。

我们也对欧元与其他货币的相关系数建立了如下模型进行检验:

$$\ln\sigma_{i,t}^2 = \omega_i + \beta_i \ln\sigma_{i,t-1}^2 + \theta_i z_{i,t-1} + \gamma_i [|z_{i,t-1}| - E(|z_{i,t-1}|)] \quad (9)$$

$$\ln\sigma_{j,t}^2 = \omega_j + \beta_j \ln\sigma_{j,t-1}^2 + \theta_j z_{j,t-1} + \gamma_j [|z_{j,t-1}| - E(|z_{j,t-1}|)] \quad (10)$$

$$\sigma_{ij,t} = \rho \sqrt{\sigma_{i,t}^2 \sigma_{j,t}^2} \quad (11)$$

表 7 各汇率间的相关系数

(1993 年 6 月 3 日 - 2008 年 12 月 31 日)

	(AUD CAD)	(AUD GBP)	(AUD JPY)	(AUD NZD)	(CAD GBP)
ρ_0	0.172 (0.026)	0.019 (0.026)	-0.010 (0.037)	0.520 (0.023)	-0.025 (0.027)
ρ_1	0.300 (0.030)	0.427 (0.031)	0.212 (0.044)	0.267 (0.025)	0.304 (0.033)
$\rho_0 + \rho_1$	0.472	0.446	0.202	0.787	0.279
	(CAD JPY)	(CAD NZD)	(GBP JPY)	(GBP NZD)	(JPY NZD)
ρ_0	-0.047 (0.028)	0.107 (0.025)	0.296 (0.026)	0.113 (0.024)	0.174 (0.029)
ρ_1	0.162 (0.034)	0.304 (0.030)	-0.013 (0.033)	0.315 (0.029)	-0.010 (0.038)
$\rho_0 + \rho_1$	0.115	0.411	0.283	0.428	0.164

注:括号内的数字为稳健标准误差。

表 8 提供了回归结果,我们发现欧元与其他所有货币之间的汇率都是负相关,其中与英镑的相关程度最高。从 2004 年 4 月的统计数据^[2]来看,美元、欧元、日元和英镑在全球外汇市场日交易额所占的比重分别是 88.7%、37.2%、20.3% 和 16.9%^②,欧元已经成为了第二大主要货币。这里提到的汇率都指的是其他货币对美元的相对价格,因此欧元与其他货币汇率的负相关指的是欧元与其他货币之间的转换。这种紧密相关的现象不仅与经济全球化的深入程度以及各国经济管制政策的放松有很大的关系,而且还与信息技术的进步、资本在全球范围内自由移动的难易程度、与新金融产品的涌现有关。这些因素使得投资者能更方便、更频繁地调整持有的投资组合,导致每日交易量的增加。

表 8 欧元与其他货币汇率间的相关系数

	AUD	CAD	GBP	JPY	NZD
ρ	-0.252 (0.024)	-0.124 (0.023)	-0.398 (0.025)	-0.253 (0.022)	-0.242 (0.023)

注:括号内的数字为稳健标准误差。

四、结论

本文研究了各种汇率的波动过程在引入欧元前后的变化。为了考察引入欧元对波动过程的影响,我们在 EGARCH(1,1) 模型中引入时间虚拟变量。我们发现澳大利亚元、加拿大元、英镑和新西兰元对美元汇率的波动幅度变大了,但是日元对美元的汇

① 没有哪一类资产市场能像外汇市场一样每时每刻都充斥着各种各样的传闻和谣言,这一点从彭博资讯(Bloomberg)或者路透(Reuters)的信息揭示板的信息更换频率就能感受到。

② 外汇统计上交易额为买卖的综合,因此这里的百分比是 200%。

率波动却没有太大的影响。我们还发现,自从引入欧元以来,各主要货币对美元的汇率间的相关程度得到了提高。欧元对美元汇率以及对其他主要货币对美元汇率的负相关表明欧元正在发挥越来越重要的作用,逐步挑战美元的主导地位。本文的这些发现具有一定的实际操作意义,但是基于篇幅所限,我们没有对这些发现背后的原因做进一步的探讨。发现并分析背后的具体原因具有很高的经济学价值。

参考文献

[1]Bank for International Settlements (BIS) . Triennial Central Bank Survey 2007 [M] . 2007 .
 [2]Bank for International Settlements (BIS) . Triennial Central Bank Survey 2004 [M] . 2005 .
 [3]D Nelson . Conditional heteroskedasticity in asset returns: a new approach [J] . Econometrica ,1991 (59) : 347 - 370 .
 [4]J Campbell , L Hentschel . No news is good news [J] . Journal of Financial Economics ,1992 (31) : 281 - 318 .
 [5]D Nelson . ARCH models as diffusion approximations [J] . Journal of Econometrics ,1990 (45) : 7 - 38 .
 [6]D Nelson . Stationary and persistence in the GARCH (1 , 1) model [J] . Econometric Reviews ,1990 (6) : 318 - 334 .
 [7]G Gannon . Unconditional first and conditional second moment effects: index portfolios and index [A] . A Chen , K Chan . Research in Finance Supplement to 1996 [M] . 1996 .

[8]M McKenzie . ARCH modeling of Australian bilateral exchange rate data [J] . Applied Financial Economics ,1997 (7) : 147 - 164 .
 [9]C Jarque , A Bera . Test for normality of observations and regression residuals [J] . International Statistical Review , 1987 (55) : 163 - 172 .
 [10]F Diebold . Empirical modeling of exchange rate dynamics [M] . Springer-Verlag , 1988 .
 [11]M McKenzie , H Mitchell . Generalized asymmetric power ARCH modelling of exchange rate volatility [J] . Applied Financial Economics , 2002 (12) : 555 - 564 .
 [12]T Bollerslev . Modelling the coherence in short-run nominal exchange rate: a multivariate generalized ARCH approach [J] . Review of Economics and Statistic , 1990 (72) : 498 - 505 .
 [13]K Kroner , V Ng . Modeling asymmetric comovements of asset returns [J] . Review of Financial Studies , 1998 (11) : 817 - 844 .

作者简介

沈哲,男,1978年生,福建厦门人,2007年毕业于英国埃塞克斯大学获金融学博士学位,现为厦门大学财务管理与会计研究院助理教授,研究方向为行为金融。

刘振涛,男,1965年生,吉林龙井人,2007年毕业于日本一桥大学获经济学博士学位,现为厦门大学财务管理与会计研究院副教授,研究方向为资产定价、汇率、应用计量经济学。

(责任编辑:周 晶)

《统计研究》主要栏目中图分类号简明对照表

主栏目	分栏目	分类号
统计工作的改革与发展	法律法规	C829. 2
	统计方法制度	C829. 21
	统计管理体制	C829. 22
	统计资料管理,统计信息化建设,统计数据库	C829. 23
国外统计		C816
	经济统计学	C829. 1
	国民经济核算	F222
	统计方法的应用与创新	F222. 33
统计实证分析	统计调查、抽样与抽样分布:	C81
	概率论	C811
	数理统计方法(如非参数统计、参数估计、假设检验、时间数列、贝叶斯统计、相关分析与回归分析)	0211
	统计指数	0212
统计史	统计模型的应用	C813
		C812
统计教育		F222. 3
		C829. 29
		C829. 29