

亚洲金融危机后亚洲各国 汇市的波动特征改变了吗

丁剑平*

摘要 亚洲金融危机首先爆发在各国的汇市上。危机过后多年,亚洲汇市的波动与危机前的状况有实质性改变吗?本文运用 GARCH 模型比较了亚洲各国及地区(韩国、泰国、台湾地区、新加坡、日本、印度、马来西亚和中国)汇市波动变化并进行了排序。实证结果表明,亚洲危机后各国汇市波动的方差扩大,冲击的影响在汇市上持续时间也有所延长。其原因是亚洲各国汇市的联动增加了。为了确保在第三国市场的份额,各国都在频繁调整和干预本国汇市。

关键词 亚洲汇市波动 GARCH 模型 波动持续性

一、引言

一般认为汇率波幅的大小取决于不同的汇率制度,但这也不是绝对的。在当今的世界上没有绝对的固定汇率制,也没有“干净”的浮动汇率制。就连一些著名的汇率研究专家也不得不感叹,没有一种汇率制度在任何时候都可适应任何国家。但是贸易商和投资家总希望维持一个相对稳定的汇率制度,难怪经济学一般假设厂商是风险厌恶者。汇率波幅小便利厂商进行对外贸易和投资。Guillermo A. Calvo 和 Carmen M. Reinhart(2002)在对各国汇率进行实证分析后得出的结论是:许多国家虽然表明让它们的汇率浮动起来,但是实际上并不是那么回事。它们好像患上了“浮动恐惧症”(fear of floating)。无论采用哪一种汇率制度其目的只有一个,那就是要把来自内部和外部的冲击减小到最低程度。一般来说,冲击主要来自内部的国家大都采用固定汇率制,因为固定汇率通过外部硬约束,规范了政府的财政和货币政策。而冲击主要来自外部的国家往往实行浮动汇率制,因为浮动汇率制能最大限度地隔离国内经济与外界的联系。虽然有 Mundell-Fleming 模型的“三元悖论”(Trilemma),即固定汇率、资本自由流动,独立的货币政策是三个不可调和的目标,各国充其量只能实现这三个目标中的两个。在资本项目开放后,实行中间汇率制度是危险的。资本账户没有开放的发展中国家不可能有完全浮动的汇率制度,只能选择两极中的一极(要么采取固定汇率制,要么实行浮动汇率制),在选择上不能含糊不清,但是仍然有许多国家政府偏爱“灵活”和“管理”字眼。这实际上也就是政府在多大程度上能容忍企业银行破

* 上海财经大学金融学院。通信地址:上海市国定路777号上海财经大学,200433;电话:(021)6510 0015; Email: dingjp@mail2.online.sh.cn。本文的研究得到上海市哲学社会科学规划课题的资助,项目批准号:01BJL008。作者感谢匿名审稿人和第二届中国经济学年会上各位学者提出的修改意见。

产和倒闭的问题,因为汇市波动直接牵动着企业与银行的资产负债表的盈利和亏损,有“多米诺骨牌”效应。但是,有一点可以肯定,随着亚洲一些国家重新解除对国际资本流动的限制,汇率的“弹性”和波幅等问题又会浮出水面。

在外汇市场上固定与浮动的区别表现在波幅上。各国在本国经济可以承受的前提下让市场的供求关系决定汇率,一旦波幅(volatility)超过所能承受的极限,中央银行便会出面干预。所以对“波幅”的研究又多多少少与其宏观经济目标相关。汇率波动幅度直接涉及各个经济实体的结算和利益分配。因为它维系着各个经济变量之间折算关系,所以往往被视为是一种“名义锚”的功能。亚洲金融危机过后,人民币名义汇率的波动幅度趋于缩小。通过对中国外汇市场的每天的成交价格进行标准偏差计算,结果表明波幅虽然有起伏,但是标准偏差还是从1997的0.561687缩小到2001年的0.041496及2002年的0.011522。已经达到国际普遍认同的“狭窄波幅”(narrow band)。对这种现象有两种解释:一是中国存在进出口外汇结售汇制度,资本项目的自由兑换还没有开放,中国外汇市场上的市场机制还没有充分运转起来;二是中国经济的高速和平稳发展为人民币的稳定奠定了基础,并且政府承担了汇率波动的主要风险。虽然中国的银行间外汇市场美元的交易价可在人民银行公布的交易中间价上下0.3%的幅度内浮动,日元、港币可在上下1%的幅度内浮动,但是由于中央银行的频繁市场干预,从来就没有超过该指标。相比之下,亚洲其他国家(马来西亚除外)的汇率波幅较危机前有所放大。但它们的市场对冲击的“吸收”能力并没有由此发生显著的变化。各国政府仍然扮演着外汇风险主要承受者的角色。刚刚开始在外汇“学游泳”的企业和银行由于受不了“呛水”的痛苦时常向政府伸手要“救生圈”。这些亚洲国家的外汇市场的成熟还需时日,其波幅的放大只表明区域内外汇市场的联动关系较危机前加强了。

汇率的波幅有聚类现象,它不仅随时间发生变化,而且常在某一段时期内连续出现偏高或偏低的情形。也就是说汇率的波动有拖延现象。剧烈的汇率波动往往紧跟着的是更大的波动;在时间序列上有一种相关性,可以用来预测汇率的变动。对这种现象最有力的说明工具有 GARCH (Generalized Autoregression Conditional Heteroscedasticity)。本文用 GARCH 等模型比较了亚洲各国汇率在危机前后的变化,分析了这种波幅的差异。然后通过相关性检验证明波幅的放大与区域内汇率联动有关。这说明虽然亚洲各国之间的内部贸易关系密切,但是他们在美国和日本市场上却是竞争的对手。由于过于集中在同一类贸易商品上,所以竞争中的“不合作”现象突出。一国汇率的调整直接影响另一国出口产品的竞争力。另一国也不得不做出相应的汇率调整以维持其在第三国的市场份额,这样汇市方差就扩大了。

二、亚洲汇市波动的实证模式

为了比较这些亚洲货币在金融危机前后波动状况, 本节主要通过广义自回归条件异方差 (GARCH) 等模型进行估计。首先将观察值分为两段: 危机前 (1990年1月至1997年7月) 以及危机爆发期后 (1997年8月至2002年6月), 并以前期和后期内每天的数据为样本。Torben G. Andersen 和 Tim Bollerslev (1998) 曾经用一天内的 (intraday) 高频率数据进行汇市波动分析, 认为这种分析给汇市的经纪人提供有利的分析工具。但他们也肯定了每天的 (daily) 汇市数据 (虽然是低频率) 分析也为资产定价模型提供了依据。由于亚洲各国的节假日不同, 本研究是以各国为单位进行实证取样的。¹

这里我们设名义汇率 E_t 的对数为 $\ln E_t$, 则汇率波幅为 $V_t = \ln E_t - \ln E_{t-1}$ 。首先通过扩充的迪基—富勒单位根检验 (Augmented Dickey-Fuller Test), 来判断所有 V_t 序列是否平稳。回归方程为

$$V_{i,t} = C_i + \varepsilon_{i,t} \quad \varepsilon_{i,t} | E_{t-1} \sim N(0, \sigma_i^2) \quad (1)$$

这里 $V_{i,t}$ 代表 i 国在 t 时刻的汇率波动。 C_i 为 i 国的特定值, E_t 表示在 t 时刻可获得的信息。然后按照博克斯—詹金斯方法 (BJ 即 Box-Jenkins methodology) 来识别数据和判断模型。根据 BJ 的相关图 (ACF) 和偏相关图 (PACF) 判断结果分别运用自回归过程 [AR(p) 即 p th order autoregressive process], ARCH (Autoregressive Conditional Heteroscedasticity) 模型和上述的 GARCH 模型。AR(p) 认为 $V_{i,t}$ 依赖于它在先前 $t-1, t-2, \dots, t-p$ 时期的值。而 ARCH 则认定汇率波动的误差项的方差不是某个自变量的函数, 而是随时间变化并且依赖于过去误差的大小。常常有大的误差与小的误差成群出现的情况。时刻 t 的 ε 的方差 ($= \sigma_t^2$) 依赖于时刻 $(t-1)$ 的平方误差的大小, 即依赖于 ε_{t-1}^2 , 说明过去意外信息会对预期方差产生影响。它们之间的关系应该是

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 \quad (2)$$

式 (2) 为 ARCH 模型, 其中, $\alpha_0 > 0, \alpha_1 \geq 0$, 确保条件方差 $\sigma_t^2 > 0$ 。同时要求 $\alpha_0 + \alpha_1 \leq 1$, 以防 σ_t^2 无穷大。ARCH 模型的缺点在于, 当滞后阶数过大, 在样本有限时, 参数估计方法的效率会降低。也就是说随着阶数的扩大, 这种估计将经常会导致违反那些 $\alpha_i (i = 1, 2, \dots, n)$ 不为负的限定, 这是确保条件方差 σ_t^2 为正所必须的。为了弥补 ARCH 的不足, 我们用一个或两个 σ_t^2 的滞后值代替许多 ε_t^2 的滞后值, 这就是广义自回归条件异方差模型 (GARCH)。

¹ 各国汇市的数据来源于美国联邦储备网站 <http://www.federalreserve.gov/releases/H10/>。

也就是用简单的 GARCH 模型来代表一个高阶 ARCH 模型, 从而使得模型的识别和估计变得比较容易。表明 t 期的条件方差不仅依赖于过去的平方干扰, 而且依赖于过去的条件方差。为了确保 GARCH 模型的定义完整, 所有在 ARCH 模型中的相应系数 $\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2$ 必须为正数。最简单的 GARCH 模型是 GARCH (1, 1) 模型:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 \quad (3)$$

由此误差项的方差现在有三个组成部分: 一个常数项, 前一时刻的平方干扰 (ARCH 项), 以及前一时刻的方差 (GARCH 项)。为了保证条件方差 $\sigma_t^2 > 0$, 又不趋向无穷大, 要求 $\alpha_0 > 0$, $\alpha_1 \geq 0$, 且 $\alpha_1 + \beta_1$ 小于 1 或接近 1。 $\alpha_1 + \beta_1$ 表示的是“波动的持续性”²。下面就是各国的实证结果。

韩国汇市波动 $V_{K,t}$ 状况:

	基本统计指标				扩充的迪基—富勒单位根检验			
	观察值	平均值	标准偏差	方差	截距	系数	标准误差	T 统计值
前期	1875	0.0000614	0.000818	0.0000067	有	-1.078328	0.023050	(-46.782)
后期	1220	0.0001147	0.005887	0.00003466	无	-0.842394	0.028296	(-29.771)

韩国前期: $V_{K,t} = 0.0000022 - 0.073187 V_{t-1} + 0.073185 V_{t-8} - 0.068977 V_{t-11} + \varepsilon_t$
 (1.33572) (-2.287422) (4.137670) (-4.332785)

$$\sigma_t^2 = 0.0000007 + 0.150043 \varepsilon_{t-1}^2 + 0.600031 \sigma_{t-1}^2 \quad \text{赤池信息准则: } -11.677$$

(13.55657) (15.74518) (40.46072)

韩国后期: $V_{K,t} = 0.168987 V_{t-1} - 0.229766 V_{t-2} + 0.215384 V_{t-7} - 0.122322 V_{t-21} + \varepsilon_t$
 (2.684676) (-3.899801) (5.002322) (-6.043946)

$$\sigma_t^2 = 0.00000768 + 0.150024 \varepsilon_{t-1}^2 + 0.599973 \sigma_{t-1}^2 \quad \text{赤池信息准则: } -8.314337$$

(1.516386) (3.340905) (6.120367)

泰国汇市波动 $V_{Th,t}$ 状况:

	基本统计指标				扩充的迪基—富勒单位根检验			
	观察值	平均值	标准偏差	方差	截距	系数	标准误差	T 统计值
前期	1828	-0.0000005	0.001615	0.00000261	有	-1.216689	0.022863	(-53.2166)
后期	1224	0.0001836	0.004863	0.00002365	有	-1.033072	0.028540	(-36.1968)

泰国前期: $V_{Th,t} = 0.000118 - 0.295864 V_{t-1} - 0.311326 V_{t-2} - 0.103775 V_{t-4} + \varepsilon_t$
 (6.152462) (-16.16686) (-11.28944) (5.948653)

$$\sigma_t^2 = 0.00000017 + 0.150003 \varepsilon_{t-1}^2 + 0.600002 \sigma_{t-1}^2 \quad \text{赤池信息准则: } -11.20852$$

(29.77651) (19.02651) (48.52857)

泰国后期: $V_{Th,t} = 0.000194 + 0.032112 V_{t-16} + 0.045825 V_{t-28} + \varepsilon_t$
 (2.620213) (3.942156) (3.792015)

² 根据 Terence C. Mills, *The Economic Modeling of Financial Time Series*, Cambridge: Cambridge University Press, 1999, 134-135.

$$\sigma_t^2 = 0.00000702 + 0.887413 \varepsilon_{t-1}^2 \quad \text{赤池信息准则: } -8.528291$$

$$(48.21233) \quad (14.90312)$$

台湾地区汇市波动 $V_{T,t}$ 状况:

	基本统计指标				扩充的迪基—富勒单位根检验			
	观察值	平均值	标准偏差	方差	截距	系数	标准误差	T 统计值
前期	1759	0.0000251	0.000981	0.0000096	有	-1.020035	0.023860	(-42.7513)
后期	1229	0.0000549	0.001892	0.0000357	无	-1.031828	0.028515	(-36.1855)

台湾地区前期: 滞后 $k=36$, 自相关 $AC=-0.003$, 偏相关 $PAC=-0.002$, 统计量 $Q=38.734$

$$\sigma_t^2 = 0.00000482 + 0.150006 \varepsilon_{t-1}^2 + 0.600037 \sigma_{t-1}^2 \quad \text{赤池信息准则: } -11.04306$$

$$(3.723908) \quad (9.495818) \quad (18.34263)$$

台湾地区后期: 滞后 $k=36$, 自相关 $AC=0.015$, 偏相关 $PAC=0.019$, 统计量 $Q=25.036$

$$\sigma_t^2 = 0.00000516 + 0.150001 \varepsilon_{t-1}^2 + 0.600028 \sigma_{t-1}^2 \quad \text{赤池信息准则: } -10.98656$$

$$(2.757758) \quad (6.963896) \quad (12.80783)$$

新加坡汇市波动 $V_{S,t}$ 状况:

	基本统计指标				扩充的迪基—富勒单位根检验			
	观察值	平均值	标准偏差	方差	截距	系数	标准误差	T 统计值
前期	1904	-0.000058	0.0010791	0.0000116	有	-1.060304	0.022895	(-46.3118)
后期	1230	0.0000656	0.0020863	0.0000435	有	-1.035876	0.028512	(36.3309)

新加坡前期: $V_{S,t} = -0.0000909 - 0.057047 V_{t-1} + 0.074324 V_{t-5} + \varepsilon_t$

$$(-5.892589) \quad (-2.992046) \quad (4.290226)$$

$$\sigma_t^2 = 0.000000182 + 0.150003 \varepsilon_{t-1}^2 + 0.600002 \sigma_{t-1}^2 \quad \text{赤池信息准则: } -10.9147$$

$$(9.366648) \quad (14.89716) \quad (26.66567)$$

新加坡后期: $V_{S,t} = -0.000142 - 0.064881 V_{t-6} + \varepsilon_t$

$$(-7.656300) \quad (-4.036539)$$

$$\sigma_t^2 = 0.00000177 + 0.150002 \varepsilon_{t-1}^2 + 0.600002 \sigma_{t-1}^2 \quad \text{赤池信息准则: } -10.8588$$

$$(7.264674) \quad (12.76894) \quad (23.84831)$$

日本汇市波动 $V_{J,t}$ 状况:

	基本统计指标				扩充的迪基—富勒单位根检验			
	观察值	平均值	标准偏差	方差	截距	系数	标准误差	T 统计值
前期	1904	-0.0000482	0.014014	0.0000799	无	-0.956593	0.022906	(-41.7618)
后期	1223	0.0000172	0.003512	0.00001234	无	-0.970092	0.028614	(-33.9027)

日本前期: 滞后 $k=36$, 自相关 $AC=0.034$, 偏相关 $PAC=-0.036$, 统计量 $Q=36.827$

$$\sigma_t^2 = 0.00000558 + 0.171428 \varepsilon_{t-1}^2 \quad \text{赤池信息准则: } -8.889665$$

日本后期: $V_{J,t} = 0.000119 - 0.066066 V_{t-3} + \varepsilon_t$

$$(1.230564) \quad (-2.653152)$$

$$\sigma_t^2 = 0.00000961 + 0.201629 \varepsilon_{t-1}^2 \quad \text{赤池信息准则: } -8.531551$$

$$(26.92839) \quad (8.737746)$$

印度汇市波动 $V_{I,t}$ 状况:

	基本统计指标				扩充的迪基—富勒单位根检验			
	观察值	平均值	标准偏差	方差	截距	系数	标准误差	T 统计值
前期	1900	0.0001703	0.002446	0.0000598	有	-1.058700	0.022920	(-46.1915)
后期	1225	0.0001123	0.009493	0.0000173	有	-1.134253	0.028343	(-40.0191)

印度前期: $V_{I,t} = 0.000131 - 0.047854V_{I,t-1} + 0.183696V_{I,t-2} + \varepsilon_t$

$$(3.947928) \quad (-16.06383) \quad (29.74543)$$

 $\sigma_t^2 = 0.00000379 + 0.171450\varepsilon_{t-1}^2$ 赤池信息准则: -9.281281

$$(114.1009) \quad (11.35082)$$

印度后期: $V_{I,t} = 0.0000802 - 0.135680V_{I,t-1} + 0.084253V_{I,t-2} + \varepsilon_t$

$$(2.964871) \quad (-5.303899) \quad (4.936934)$$

 $\sigma_t^2 = 0.000000238 + 0.150048\varepsilon_{t-1}^2 + 0.600042\varepsilon_{t-2}^2$ 赤池信息准则: -10.81453

$$(30.41494) \quad (15.75070) \quad (55.67111)$$

马来西亚汇市波动 $V_{M,t}$ 状况:

	基本统计指标				扩充的迪基—富勒单位根检验			
	观察值	平均值	标准偏差	方差	截距	系数	标准误差	T 统计值
前期	1906	0.00000057	0.0010939	0.0000119	无	-0.987915	0.022917	(-43.1089)
后期	1225	0.00012926	0.0039058	0.00001525	无	-0.944571	0.028551	(-33.0838)

马来西亚前期: $V_{M,t} = -0.0000652 + 0.075753V_{I,t-9} + \varepsilon_t$

$$(-2.576904) \quad (4.789368) \quad \text{赤池信息准则: } -11.10947$$

 $\sigma_t^2 = 0.000000679 + 0.150001\varepsilon_{t-1}^2 + 0.050002\varepsilon_{t-2}^2$

$$(24.20031) \quad (17.65953) \quad (12.94053)$$

马来西亚后期: $V_{M,t} = -0.0000498 + 0.107967V_{I,t-2} - 0.108911V_{I,t-8} + 0.117663V_{I,t-10} + \varepsilon_t$

$$(-0.364044) \quad (4.475761) \quad (-6.300365) \quad (6.528991)$$

 $\sigma_t^2 = 0.00000141 + 0.156582\varepsilon_{t-1}^2 + 0.603999\varepsilon_{t-1}^2$

$$(11.94597) \quad (13.36322) \quad (25.62101) \quad \text{赤池信息准则: } -9.49416$$

中国汇市波动 $V_{C,t}$ 状况:

	基本统计指标				扩充的迪基—富勒单位根检验			
	观察值	平均值	标准偏差	方差	截距	系数	标准误差	T 统计值
前期	1845	0.00013193	0.004242	0.00001799	有	-0.999630	0.023300	(-42.9026)
后期	1224	0.00000009	0.000183	0.00000003	无	-1.368617	0.025764	(-53.1221)

中国前期: 滞后 $k=36$, 自相关 $AC=0.001$, 偏相关 $PAC=0.001$, 统计量 $Q=0.1991$ $\sigma_t^2 = 0.0000117 + 0.149995\varepsilon_{t-1}^2 + 0.600004\varepsilon_{t-1}^2$

$$(3.300876) \quad (1.135362) \quad (5.376482) \quad \text{赤池信息准则: } -7.961670$$

中国后期: $V_{C,t} = -0.00000365 - 0.518445V_{I,t-1} - 0.339725V_{I,t-2} + 0.162559V_{I,t-5} + \varepsilon_t$

$$(-0.599293) \quad (-26.88533) \quad (-29.53584) \quad (20.37142)$$

 $\sigma_t^2 = 0.0000000147 + 0.171429\varepsilon_{t-1}^2$ 赤池信息准则: -15.11325

$$(1.736957) \quad (9.217370)$$

以上多数国家的汇市的估计是使用了 $AR(p)$ 和 $GARCH(1, 1)$ 模型, 但其中前期的日本和印度以及后期的泰国、日本和中国使用的是 ARCH 模型。

三、对亚洲汇市“波动持续性”的分析

Terence C. Mills (1999) 认为, $\alpha_1 + \beta_1$ 可以作为判断时间序列是否稳定的条件。在金融市场上则可以解释为“波动持续性”(volatility persistence) 强弱的概念。如果 $\alpha_1 + \beta_1 < 1$, 则表明波动对条件方差的影响是有限的, 也就是受到冲击后条件方差随时间逐渐向其均值回归, 因此 $GARCH(1, 1)$ 模型收敛。如果 $\alpha_1 + \beta_1 = 1$, 则表明冲击将对条件方差产生持久影响。在此就将亚洲各国汇市方差和“波动持续性”进行归纳和排序。

表1 亚洲各国及地区汇市在金融危机前后的方差排序

国家和地区	危机前的方差	危机前的排序	危机后的方差	危机后的排序
中国	0.000017991	8	3.35530E-08	1
印度	5.98302E-06	6	1.73619E-06	2
台湾地区	9.62115E-07	2	3.57976E-06	3
新加坡	1.16453E-06	3	4.35283E-06	4
日本	7.99328E-06	7	0.000012338	5
马来西亚	1.19670E-06	4	0.000015255	6
泰国	2.60826E-06	5	0.000023654	7
韩国	6.69605E-07	1	0.000034658	8
(平均方差)	4.82106E-06		1.19509E-05	

表2 亚洲各国及地区汇市在金融危机前后“波动持续性”强弱的排序

国家和地区	前期波动持续性	危机前的排序	后期波动持续性	危机后的排序
中国	0.750010700	6	0.171429015	1
日本	0.171433580	1	0.201638610	2
台湾地区	0.750043482	7	0.750003516	3
新加坡	0.750005182	5	0.750004177	4
韩国	0.750074700	8	0.750004680	5
印度	0.171453790	2	0.750090238	6
马来西亚	0.200003679	3	0.760582410	7
泰国	0.750005170	4	0.887420020	8
(平均波动持续性)	0.536628785		0.627646583	

注: 表中的“波动持续性”是指 $GARCH(1, 1)$ 或 ARCH 模型中的系数之和。

当在某时期内汇率剧烈波动时, 这段时间内的方差就增加; 反之, 在某段时期内汇率波动平缓。从汇率波幅的方差变化来看, 在亚洲金融危机后, 方差明显扩大的国家有韩国、泰国和日本。马来西亚作为例外, 马来西亚在亚洲金融危机中汇市波动非常剧烈, 但是到了1998年下半年该国采取了固定

汇率制度,所以另当别论。方差比过去稍有扩大的有新加坡和台湾地区。方差比以前缩小的有中国和印度。其中方差缩小第一的是中国。这是因为中国前期有1994年的人民币贬值和汇率统一,才出现后期方差缩小现象。其实中国也可以归入方差没有多大变化的国家之列。那些方差没有多大变化的国家和地区(如新加坡和台湾地区)在亚洲金融危机中受到的冲击相对较小。总体上来说,亚洲各国的汇市在金融危机后扩大了方差。然而,方差的扩大是否伴随着汇市对内外冲击(shocks)承受能力的提高?从计算结果来看,除了台湾地区、新加坡和韩国的汇市消化冲击的时间比以前有微弱的缩短之外,其他国家消化汇市冲击的时间都有所延长。总体上看,汇市较危机前需要更长的时间来消除冲击的影响。引人瞩目的是中国。中国在亚洲金融危机后一跃变为消除冲击影响最短的国家。这是中国的特殊情况所决定的。中国的汇市方差本身就最小,加上频繁的外汇市场操作和干预。汇市稍有波动,马上就被消除掉了。图1就是最好的佐证。

人民币兑美元汇率变化

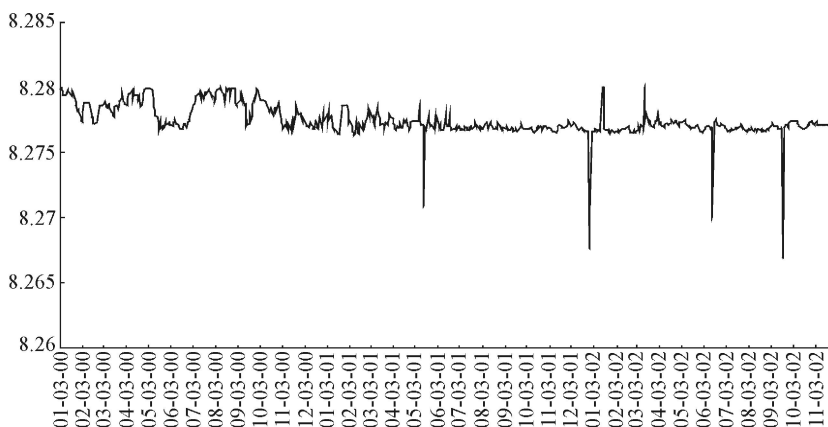


图1 2000年1月3日至2002年11月22日人民币汇率的波动情况

资料来源: <http://www.federalreserve.gov/releases/H10/>

与中国相比较,印度在亚洲危机后方差也缩小了,但是印度汇市消化冲击的时间却延长了。印度实行的是爬行钉住制度,多数情况下,只贬值而不升值。尤其是近年来汇市对信息不灵敏,不稳定性显现出来。

日元汇率的方差与“波动持续性”是成正比的变化。随着方差在亚洲危机后的扩大,波动的影响延续时间也拉长了。由于日本实行的浮动汇率制,汇市透明度和信息量比较好,能够迅速的吸收外部冲击所引起的波动。例如,对于外来冲击,3天后对日本汇市波动造成的影响尚存有 $(0.201638610)^3 = 0.008198249$ 。而对泰国汇市来说,则需要40天,冲击残留的影响才为

$(0.88742002)^{40} = 0.008417224$ 。

如何解释亚洲地区汇市波动的方差扩大和波动持续性延长的现象? 日本一桥大学教授小川和伊藤 (Ogawa & Ito, 2000) 从博弈论角度分析了东南亚货币篮子。他们建立了一个相互贸易 (与美国, 日本和邻国) 的理论模型, 提出新兴市场经济汇率制度依赖于邻国的选择, 两国货币篮子中的美元等货币的权重取决于“纳什均衡”。亚洲金融危机前, 大多数的货币基本上钉住美元, 货币篮子调整较小, 故可以推测各国汇率波动方差较小。亚洲金融危机之后, 各国吸取教训, 于是不断的调整货币篮子以便保持竞争力, 这种不断的调整扩大了方差 (见表3)。

表3 亚洲各国及地区汇率的相关性检验—协方差结果

I. 亚洲金融危机前 (样本数: 91)

日本	韩国	泰国	新加坡	中国	印度	台湾地区	马来西亚	
日本	1.000000							
韩国	-0.514350	1.000000						
泰国	0.392620	0.159810	1.000000					
新加坡	0.846530	-0.701320	0.192190	1.000000				
中国	-0.794190	0.627430	-0.141720	-0.891250	1.000000			
印度	-0.769250	0.845530	-0.066867	-0.908030	0.796850	1.000000		
台湾地区	-0.073830	0.066278	-0.037162	0.012994	-0.068035	0.044950	1.000000	
马来西亚	0.649920	-0.620170	0.202910	0.797920	-0.561810	-0.750030	-0.053350	1.000000

II. 亚洲金融危机期间与金融危机之后 (样本数: 59)

日本	韩国	泰国	新加坡	中国	印度	台湾地区	马来西亚	
日本	1.000000							
韩国	0.574380	1.000000						
泰国	0.348640	0.680750	1.000000					
新加坡	0.142750	0.335460	0.666670	1.000000				
中国	0.520220	0.137530	-0.071804	-0.624530	1.000000			
印度	-0.071083	0.125950	0.488900	0.905670	-0.785100	1.000000		
台湾地区	0.672800	0.702030	0.640280	0.684070	-0.155270	0.548510	1.000000	
马来西亚	0.194250	0.652470	0.521030	0.560940	-0.264080	0.398000	0.581120	1.000000

数据来源: 美国联邦储备网站 <http://www.federalreserve.gov/releases/H10/>, 2002年8月1日。

从表3可以看出危机以后区域内货币之间相关性有所加强。在危机之前有50%以上正相关的货币总数为6个, 而危机后则增加到14个。一国调整货币篮子, 邻国也会跟着调整, 这就相应地扩大了汇率的波幅。特别是一些有竞争性的产业更为敏感。日元下浮促进日本汽车业的出口, 韩国元也会跟着下浮与日本在第三国市场上展开“汽车大战”。但是还没有充分数据证明这些货币篮子的调整是企业还是政府行为所导致的。

小川和伊藤 (Ogawa & Ito, 2000) 认为, 对东亚国家来说, 因为他们的出口市场是多元化的 (美国, 日本, 欧共体以及本区域内), 而他们的货币实际

上钉住美元则是危险的。这是一种协作失败。在对 1997 年亚洲金融危机的诊断后,经济学家们所得出的结论不尽相同。在汇率制度的选择上,多半认为是这些亚洲国家钉住美元固定汇率制度所惹的祸。在 1995 年前美元长期下浮,这些国家的货币钉住美元,刺激它们向第三国,如向日本和欧洲出口。当时的“亚洲奇迹”便由此而产生。然而,1995 年后美元持续的坚挺,造成这些亚洲国家措手不及,货币汇率出现严重“高估”,贸易收支逆转,直至引发危机。与欧元区比较,亚洲国家的汇率取向显得更为离散。在欧洲,德国马克曾发挥着“领头羊”的作用,使欧共体国家的货币汇率波动趋于收敛。亚洲绝大多数发展中国家与新兴市场经济国家的汇率钉住美元。而作为亚洲的经济大国日本,却实行独立浮动,并且近年来日元兑美元的汇率起伏很大,高达 65%。而这些亚洲国家对日贸易却占各国总贸易中相当的比重。两者的不协调状况可见表 4。

表 4(A) 亚洲国家和地区货币篮子中的日元权重和对日贸易占总贸易中的比重

国家和地区的货币名	日元所占权重 ¹	对日贸易占总贸易中的比重 ²
韩国元	0.17	0.1518
新加坡元	0.18	0.1197
马来西亚林吉特	0.16	0.1564
印度尼西亚卢比	0.01	0.2321
菲律宾比索	0.03	0.1700
泰国铢	0.09	0.2029
中国人民币	NA*	0.1835
中国台湾的台币	NA	0.1829
中国香港港元	NA	0.0859
印度卢比	NA	0.0544
越南盾	NA	0.1465

注: 1. 日元所占权重来自于 C. H. Kwan, *Enken no Keizaigaku* (日语) (The Economics of the Yen Bloc), 日本经济新闻社, 1995。摘自国际货币基金(1997)“IV. Exchange Rate Arrangements and Economic Performance in Developing Countries” (p. 82)

2. 通过 *Asian Quarterly Review*, No. 4, 2002 (published by MIZUHO Research Institute) 的 1990 年的统计数据计算得到。

3. * 对于中国人民币货币篮子中的日元所占比重,可以参考表 1(B)。

表 4(B) 中国外汇交易中心外汇币种参与的变化

	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
美元(%)	95	91	93	93	94	97	98
港币(%)	5	8	6	6	5	2	1
日元(%)	NA	0.1	1	1	1	1	1
外汇交易总额(亿美元)	408	720	628	697	520	315	422

资料来源: ¹ 柯隆:“中国加入 WTO 和外汇管理自由化”《国际金融》(日文) 1085 号, 2002 年 5 月 1 日第 66 页, 日本财团法人外汇贸易研究会。² 桥本将司(2001)“亚洲外汇规则和亚洲货币/日元直接交易的可能性”(财团法人国际通货研究所) <http://www.chinamoney.com.cn>。

如果根据贸易伙伴国的贸易比重来计算篮子中日元权重，则亚洲各货币中日元含量的差异很大。日元与美元汇率的剧烈波动势必对亚洲各国经济带来不稳定因素。亚洲汇市的方差扩大和冲击残留影响延长也可以认为是协作的失败。因为虽然亚洲国家之间的贸易密切，但是他们在美国和日本市场上却是相互竞争的对手，惟有在国际贸易上他们是“经济独立”的。

四、结论和思考

亚洲金融危机后国际货币基金组织一直在向亚洲国家政府推荐其主张，要他们采取钉住“一篮子货币”的汇率政策。本文的实证结果虽然证明了确实有这种倾向，但不明显。其实真正按照基金组织建议去做的国家惟有新加坡。该国的实践证明，钉住“一篮子货币”的做法在实际操作上极为困难。亚洲各国在调整其货币篮子中的美元，日元和欧元等货币比重时，它们的汇率波幅方差和联动关系加大了，这往往会顾此失彼，顾了日本市场往往会忽视美洲和欧洲市场。在金融危机后亚洲一部分汇率扩大波幅（方差扩大），但它们的市场对冲击的调整效率在危机前后并没有发生什么实质性的变化，以至许多企业又在压迫他们的政府重返固定汇率制。金融市场的效率提高需要较长的时间，同时必须伴随本币区域化或国际化的推进。只有这样才能最后从真正意义上降低汇市波动的风险。

汇市的波动与信息的传递之间有一定的联系，亚洲各国企业对汇市的有关信息反应还不灵敏。这是因为亚洲企业的整体国际化程度还很低，并且多数为中小企业。只有产生跨国公司的内部资金管理的需要，才能使企业提高对汇市各种信息的敏感度。跨国公司内部的外汇头寸的调拨，扩大信息流量，运用各种金融衍生工具才能从根本上减小由冲击造成的汇市不稳定。

参考文献

- [1] Andersen, Torben G. and Tim Bollerslev, "Deutsche Mark-Dollar Volatility: Intraday Activity Patterns, Macroeconomic Announcements, and Longer Run Dependencies." *The Journal of Finance*, LIII (1), 1998, 219-265.
- [2] Calvo, Guillermo A. and Carmen M. Reinhart, "Fear of Floating." *Quarterly Journal of Economics*, 2002, CXVII (2), 379-408.
- [3] Mills, Terence C., *The Economic Modeling of Financial Time Series*, Cambridge: Cambridge University Press, 1999, 134-135.
- [4] Ogawa E. and Takatoshi Ito, "On the Desirability of a Regional Basket Currency Arrangement." *NBER Working Paper*, No. 8002, 2002.
- [5] Zhang, Zhichao, "Choosing an exchange rate regime during economic transition, The case of China." *China Economic Review*, 12(2/3), 2001, 203-226.

Has the Volatility of the Asian Currency Markets Changed after the Asian Financial Crisis?

JIANPING DING

(Shanghai University of Finance and Economics)

Abstract The Asian financial crisis started in the currency markets. Have there been any substantial changes in the volatility of the Asian currency markets after the crisis? The paper studies the volatilities of the currency markets in South Korea, Thailand, Taiwan, Singapore, India, Malaysia and China by adopting the GARCH model. The empirical results indicate that the variances in these currency markets have increased after the crisis. In addition, the “volatility persistence” has lingered on in the markets. The explanation to this phenomenon can be found in the correlations among these Asian currencies. In order to maintain the export share in the third markets, the central banks in these Asian countries frequently adjust and intervene the exchange markets.

JEL Classification C32, F31, O53