
区域货币单位如何在东亚地区充当监管工具

川崎健太郎*

内容提要 东盟+3(中国、日本和韩国)共同签署的《清迈倡议多边化协议》(CMIM)已正式生效,成员国的货币当局共同签署建立了“东盟+3 宏观经济研究办公室”(AMRO),以利于提高监测危机发生的可能性。虽然对各成员国的货币相对美元的双边汇率进行监控是监管的根本,但 AMRO 也应当成为拥有结合区域特征,比 IMF 监管更有效的监管工具。因此,本文建议采用区域货币单位偏离指标(RMU DI)来监控汇率。在区域互换协议 CMIM 的限制条件下,本文的 dgpw 检验结果表明相对监控双边汇率,区域货币单位如 ACU 有望成为宏观监管更为有效的工具。此外,本文也试图运用 Gonzalo 和 Granger 提出的永久性-暂时性分解方法定义一国相对于 RMU 的均衡汇率,从而提供关于东亚各经济体货币汇率失调的有效统计信息。

关键词 均衡汇率 区域货币单位 永久性-暂时性分解

一 引言

在 2007 年雷曼破产冲击之后,G20 国家应对全球金融危机所采取的混乱经济政策,让我们想到 1929 年大萧条之后的艰难时期。即使在全球化不断深化的今天,仍然

* 川崎健太郎:东洋大学工商管理系 通信地址:日本东京都 112-8606 文京区白山 5-28-20 电子信箱:kawasaki-k@toyonet.toyo.ac.jp。

作者感谢青年科学项目(B)KAKENHI(22730263)的资助。本文是在亚太经济协会组织(APEA)2012 年会议上宣讲的论文“*How Does the Regional Monetary Unit Works as a Surveillance Tool?*”基础上的修改版本,该会议于 2012 年 6 月 28、29 日在新加坡召开。本文根据日本国际货币事务研究所(IIMA)出版的 *Research Paper and Policy Recommendations* 前 7 章“*Possible use of Regional Monetary Unit: Identification of issues for Practical Use*”编辑而成。笔者受东盟秘书处委派进行本研究。本文原文为英文,由中山大学岭南学院王伟翻译。

存在“以邻为壑”的政策威胁,特别是在汇率方面。由于本国货币相对于贸易伙伴货币贬值有利于出口企业快速走出衰退,出口导向型工业国家的货币当局可能存在强烈的货币贬值动机。竞争性贬值一般被看成是一种“以邻为壑”的政策,然而,我们需要区分一国单边贬值和“多数国家协调一致的贬值”的不同影响。Eichengreen 和 Sachs (1985)认为,尽管一国货币单边贬值会给外国带来不利影响,多数国家“协调一致的贬值”则可能会加快从大萧条中复苏。也就是说,通过宽松的货币政策实现货币贬值,有利于推高价格水平、刺激经济复苏。因此根据 Eichengreen 和 Sachs(1985)的表述,可以认为“竞争性贬值”是一国执行了偏离集体行动的政策。如果一国采取固定汇率制度,在金融危机中,其货币可能会被高估,该国的货币当局就有动机采取贸易限制并施加“汇率倾销”关税。因此,一旦国际社会允许一国采取不同的政策,就会发生出于保护主义目的的竞争性贬值。

为了避免这种情况的发生,G20的领导人在2008年11月承诺应对金融危机并全面整改金融结构。“布雷顿森林体系II”协议的实际含义在于,政策制定者应当努力避免竞争性贬值、协调其货币政策并扩大财政支出以刺激各自的经济。然而,在任何政策制定者的思维中,强化金融体系、保持财政支出的可持续性、改善世界贸易的公平和效率,是保障世界经济持续增长必不可少的条件。同时,我们再次认识到在经济全球化时代,各国之间的政策对话与协调对于世界经济增长的重要作用。

与次贷危机重创欧洲经济体不同,亚洲经济体所遭受的负面影响仅限于出口市场和股票市场。虽然亚洲国家向美国和欧元区的出口急剧下降,金融市场依然处于动荡之中,但整体而言亚洲经济体状况良好。但是某些货币(如日元)的非理性升值压力和超负荷的信贷市场,成为亚洲经济体未来的潜在风险。

鉴于亚洲金融危机的教训,“东盟+3(日本、中国和韩国)”的货币当局在清迈倡议(CMI)下建立互换协议,并且将其提升为多边协议CMIM。^①虽然CMIM被认为是一项危机管理工具,但越来越多的成员国要求强化CMIM的执行力度,以增强危机预防的作用。为了将CMIM应用于危机管理和危机预防,对各成员国的宏观监督设定事前制约条件,遏制以邻为壑政策或强化相机财政政策纪律的作用,各成员国货币当局同意建立“东盟+3宏观研究办公室(AMRO)”。

虽然在AMRO监管框架下,有许多可监测的经济指标,但就预防危机来讲,对汇率及相关指标的监控是最有效的,这也是最简单的宏观监管方法。谈到监测汇率,有

^① 东盟+3(中国、日本和韩国)宣布《清迈协议多边化协议》(Chiang Mai Initiative Multilateralization, CMIM)于2010年3月24日生效。

人会问为什么除了国际货币基金组织(IMF)或亚洲开发银行(ADB)的监督协商之外,还需要 ARMO 进一步监测这些亚洲国家的汇率。虽然监测各国相对于美元的汇率是通用做法而且是重要的监督活动,但是 AMRO 开发的监控工具,可以考虑到区域特定因素,并且发出比 IMF 更为可靠的信号。在理想情况下,可以将 AMRO 开发的监控工具作为 CMIM 的限制条件之一,纳入到宏观经济监管框架中。

本文预计区域货币单位(Regional Monetary Unit, RMU),将成为 ARMO 框架下非常有效的汇率监管工具。运用 RMU 来监测汇率的一个重要作用在于,避免成员国在选择汇率政策和货币政策时出现“协调失灵”。即使 IMF 的监管协商能够在事先避免预期性危机的发生,但仍然存在审慎相机抉择政策的空间,区域性的问题依然未解决。作为各国互换协定的一个重要限制条件,审慎相机抉择政策应当在区域政治框架、相互理解和邻国压力下接受监测和检验。运用清晰、简单和标准的措施,CMIM 成员国的集体性政策行动将明显有利于增强各国经济政策的可信度和透明度。

因此,本文试图探讨 CMIM 成员国如何运用 RMU 来建立有效的汇率监管框架。最近, RMU, 如亚洲货币单位(Asian Currency Unit(ACU)或 Asian Monetary Unit(AMU)),已经被开发出来,预计其将成为有效的汇率监测工具,并有助于东亚货币之间汇率的稳定。基于此,本文建议使用区域货币单位偏离指标(RMU DI)来监测汇率。具体地说,本文的经验分析考察 RMU DI 的变动是否与双边实际汇率变动存在显著差别。如果我们能确认 RMU DI 在汇率监测方面比普通的双边汇率监测指标更有优势,那么 AMRO 而非 IMF 将获任重要的区域导向型监管角色。

虽然在 CMIM 的限制条件下,区域货币单位预计将成为有用的宏观经济监管工具,但我们还需要提供与长期均衡汇率相关的适当统计指标。因此,本文的另一个目的是提供关于东亚各国货币汇率失调程度的有用统计指标。为了衡量失调程度,本文试图运用 Gonzalo 和 Granger(1995)提出的永久性-暂时性分解来定义一国与 RMU 之间的均衡汇率。

本文其余部分的结构如下:第二部分给出区域货币单位的基本解释,例如 ACU、AMU 及其偏离指标(AMU DI);第三部分考察实际 AMU DI 与双边实际汇率变动之间是否存在显著的差异;第四部分将均衡汇率及其失调程度引入偏离指标中;第五部分为结论。

二 ACU、AMU 和 AMU DI

作为 AMRO 备选的汇率监测衡量工具, RMU 的概念是基于 AMU 和 AMU DI 的。AMU 和 AMU DI 与 ACU 类似,其概念由 Ogawa 和 Shimizu(2006a、b)与 Kuroda 和

Kawai(2003)提出,作者认为东亚应当创建 AMU 和 AMU DI,并将其加入新的监管准则中。其中 AMU 可以通过计算东亚货币的加权平均汇率的方法得出,而 AMU DI 则衡量偏离 AMU 基准汇率的程度。^①

Ogawa 和 Shimizu(2006a)对实际 AMU DI(rdi)的定义如下:

$$rdi_{AMU/i,t} = ndi_{AMU/i,t} - (p_{AMU} - p_i) \quad (1)$$

其中, $ndi_{AMU/i,t} = \frac{NEX_{AMU/i,t} - NEX_{AMU/i,0}}{NEX_{AMU/i,0}} \times 100$,表示 t 时期货币 i 的名义 AMU DI

偏离基准年份(0 时期)的程度; p_{AMU} 和 p_i 分别表示 AMU 地区和 i 国的通货膨胀率; $NEX_{AMU/i}$ 代表以 AMU 计价的 i 国货币名义汇率。^②

三 如何设计东盟+3 的区域导向型监管工具

(一) 监测亚洲货币相对于美元或 RMU 的汇率

如上文所述,AMRO 的监管框架中应当包括原创性工具,该工具可以充分反映本区域的特质,并且发出比 IMF 监管更为可靠的信号,更加精确地检测危机发生的可能性。在理想情况下,该工具不但可以监测各成员国货币相对于美元的汇率波动,而且作为 CMIM 的规则之一,各成员国之间有效汇率的波动情况也应纳入宏观经济监管框架中。因此,本部分考察实际区域货币单位偏离指标(RMU DI)与双边实际汇率变动之间是否存在显著差异,以检验 RMU DI 作为监管工具的可行性。

观察实际汇率的历史数据,汇率波动在统计特征上可以划分为:(1)平稳收敛过程,实际汇率存在长期均值,当发生汇率偏离时,汇率存在反转过程(均值回归);(2)平稳发散过程,实际汇率的偏离(实际偏离)表现出增大趋势;(3)非平稳随机游走过程,实际汇率的变化完全是随机的(即变动的不可预测性)。

单位根检验是检验实际汇率是否为平稳过程或随机游走过程最为常用的方法,以查看汇率波动长期均值和反转过程是否存在。使用动量门限自回归(M-TAR)模型考察实际汇率的特征是单位根检验最新的研究进展之一,动量门限单位根检验区分了升值和贬值时汇率向长期均值收敛的速度,从而均值回归过程为非对称的误差修正过程。

(二) M-TAR 单位根检验

在 Enders 和 Granger(1998)检验非线性调整过程的方法中,充分考虑了如下门限

① AMU 的计算方法借鉴于欧洲货币单位(ECU),即欧盟国家推出欧元之前欧洲货币体系(EMU)使用的方法。AMU DI 包括日度名义 AMU DI 和实际 AMU DI,后者按月调整通货膨胀差异。

② 关于 AMU 的细节内容,参见 Ogawa 和 Shimizu(2005,2006a、b,2007)。

自回归(TAR)模型:

$$\Delta y_t = I_t \rho_1 (y_{t-1} - \tau) + (1 - I_t) \rho_2 (y_{t-1} - \tau) + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\rho_1 < 0, \quad \rho_2 < 0, \quad I_t = \begin{cases} 1 & \text{如果 } y_{t-1} \geq \tau \\ 0 & \text{如果 } y_{t-1} < \tau \end{cases}$$

其中, Δy_t 表示 t 时期实际汇率的变化, ρ_1 和 ρ_2 表示相应的调整过程, τ 代表门限值。根据大量 PPP 理论的研究, 此处假设实际汇率的均值回归过程将会收敛至长期均值附近, 而不会收敛至门限之外。

然而使用(2)式检验非对称的调整过程需要确定均值回归的门限值 τ 。如果均值回归的门限值 τ 未知, 则应当使用动量 TAR 模型, 具体如(3)式所示:

$$\Delta y_t = I_t \rho_1 y_{t-1} + (1 - I_t) \rho_2 y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\rho_1 < 0, \quad \rho_2 < 0, \quad I_t = \begin{cases} 1 & \text{如果 } \Delta y_{t-1} \geq 0 \\ 0 & \text{如果 } \Delta y_{t-1} < 0 \end{cases}$$

在(3)式中, 我们假定货币升值与贬值的调整过程存在区别, 即如果不能拒绝存在单位根的原假设 $\rho_1 = \rho_2 = 0$, 那么序列 y_t 的数据生成过程可能服从白噪声过程。如果原假设拒绝 $\rho_1 = \rho_2$, 那么调整过程则是非对称的。

(三) 数据

本文使用的样本期间为 2000 年 1 月 3 日至 2009 年 12 月 31 日。汇率和 AMU 数据分别来自于 Datastream 和 RIETI 数据库, 价格数据取自于 IMF-IFS 数据库的月度消费者价格指数。日度实际汇率和实际 RMU DI 则由日度名义汇率、AMU 以及月度 CPI 转化的日度 CPI 计算得出。

(四) 经验分析

1. 东盟+3 国家的 M-TAR 单位根检验结果。“东盟+3”所有经济体相对于美元汇率的 M-TAR 单位根检验结果如表 1a 所示。对于中国(CNY)、中国香港(HKD)、印度尼西亚(IDR)、日本(JPY)、韩国(KRW)、老挝(LAK)、新加坡(SGD)和泰国(THB)等经济体的货币, $\text{Rho}(+) = \text{Rho}(-) = 0$ 的 F-检验表明并不能拒绝单位根的存在。因此, 上述汇率服从随机游走过程, 即当前汇率是对未来最好的预测。^①

① 我们同样对各国货币相对于美元实际汇率对数的一阶差分做了 M-TAR 单位根检验, 结果所有情形中均不存在单位根, 可知所有的序列都不是 I(2) 过程。

表 1a 东盟+3 货币相对于美元实际汇率偏离指标的 M-TAR 单位根检验

国家(或地区)	自由度	滞后阶数	(上:Z+) 系数(标准误)		F 统计量(概率)	
			(下:Z-)		H:Rho(+)=Rho(-)=0	H:Rho(+)=Rho(-)
文莱	2598	4	Z+	-0.002 (0.001) *	1.417	1.209
			Z-	0.000 (0.001)	(0.243)	(0.272)
柬埔寨	2598	4	Z+	-0.003 (0.001) ***	9.903 **	19.216 ***
			Z-	0.004 (0.001) ***	(0.000)	(0.000)
中国	2606	0	Z+	0.000 (0.001)	0.152	0.023
			Z-	-0.001 (0.001)	(0.154)	(0.880)
中国香港	2606	0	Z+	0.000 (0.000)	1.036	0.013
			Z-	0.000 (0.000)	(0.355)	(0.908)
印度尼西亚	2576	15	Z+	0.000 (0.000)	0.515	0.002
			Z-	0.000 (0.000)	(0.597)	(0.966)
日本	2604	1	Z+	0.000 (0.001)	1.042	1.255
			Z-	-0.002 (0.001)	(0.353)	(0.001)
韩国	2576	15	Z+	-0.002 (0.001)	0.924	0.049
			Z-	-0.001 (0.001)	(0.397)	(0.824)
老挝	2576	1	Z+	0.000 (0.001)	0.498	0.030
			Z-	0.000 (0.001)	(0.608)	(0.862)
马来西亚	2600	3	Z+	0.001 (0.002)	2.798 *	4.344 **
			Z-	-0.004 (0.002) **	(0.061)	(0.037)
缅甸	2606	0	Z+	0.000 (0.000) **	8.425 ***	0.864
			Z-	0.001 (0.000) ***	(0.000)	(0.353)
菲律宾	2596	5	Z+	0.002 (0.001) **	2.586 *	4.005 **
			Z-	-0.001 (0.001)	(0.075)	(0.045)
新加坡	2598	4	Z+	-0.002 (0.002)	1.138	0.162
			Z-	-0.001 (0.002)	(0.321)	(0.688)
泰国	2604	1	Z+	0.000 (0.001)	0.088	0.126
			Z-	0.000 (0.001)	(0.915)	(0.723)
越南	2600	3	Z+	0.002 (0.001) ***	8.207 ***	12.816 ***
			Z-	-0.001 (0.001)	(0.000)	(0.000)

说明:***、**、* 分别代表 1%、5%、10% 的显著性水平,下表同。

文莱货币(BND)的 Z+系数,即升值修正系数;马来西亚货币(MYR)的 Z-系数,即贬值修正系数,均为负值(前者在 10% 水平显著、后者在 2.5% 水平显著)。实际 USD/BND 和实际 USD/MYR 的其他系数均没有显著性。单位根检验中系数为负意味

表 1b 东盟+3 货币 RMU DI 的 M-TAR 单位根检验

国家(或地区)	自由度	滞后阶数	系数(标准误)		F 统计量(概率)	
			(上:Z+) (下:Z-)	(标准误)	H:Rho(+)=Rho(-)=0	H:Rho(+)=Rho(-)
文莱	2602	2	Z+	0.003 (0.002)	3.694 **	6.510 **
			Z-	-0.006 (0.002) ***	(0.025)	(0.011)
柬埔寨	2602	2	Z+	-0.004 (0.001) ***	10.191 ***	20.381 ***
			Z-	0.004 (0.001) ***	(0.000)	(0.000)
中国	2606	0	Z+	-0.007 (0.002) ***	5.285 ***	5.452 **
			Z-	0.000 (0.002)	(0.005)	(0.020)
中国香港	2602	2	Z+	0.000 (0.000)	1.875	1.498 **
			Z-	0.001 (0.000) *	(0.154)	(0.221)
印度尼西亚	2606	0	Z+	0.000 (0.000)	3.604 **	5.434
			Z-	0.001 (0.000) ***	(0.027)	(0.020)
日本	2580	13	Z+	-0.001 (0.001)	0.775	1.464
			Z-	0.001 (0.001)	(0.461)	(0.226)
韩国	2580	13	Z+	-0.003 (0.001) ***	5.545 ***	10.427 ***
			Z-	0.002 (0.001) *	(0.004)	(0.001)
老挝	2606	0	Z+	0.000 (0.000)	0.507	0.613
			Z-	0.001 (0.001)	(0.602)	(0.434)
马来西亚	2606	0	Z+	0.000 (0.000)	8.767 ***	3.262
			Z-	0.001 (0.000) ***	(0.000)	(0.071)
菲律宾	2604	1	Z+	-0.005 (0.003) *	3.205 **	0.023
			Z-	-0.004 (0.003) *	(0.041)	(0.881)
缅甸	2596	5	Z+	0.001 (0.001)	0.600	0.561
			Z-	0.000 (0.001)	(0.549)	(0.454)
新加坡	2602	2	Z+	-0.008 (0.004) ***	4.098 **	0.015
			Z-	-0.007 (0.004) **	(0.017)	(0.902)
泰国	2580	13	Z+	0.001 (0.001)	1.102	1.830
			Z-	-0.002 (0.001)	(0.332)	(0.176)
越南	2606	0	Z+	-0.001 (0.001)	7.227 ***	12.180 ***
			Z-	0.002 (0.001) ***	(0.001)	(0.000)

着实际汇率向长期均值回归,系数不显著或显著为正则表明实际汇率不存在均值回归的特征。因此,虽然文莱元相对于美元实际汇率突然升值、马来西亚林吉特相对于美元实际汇率的突然贬值在将来会被修正,但当 BND 贬值或 MYR 升值时,其实际汇率仍然服从“随机游走”过程。柬埔寨(KHR)和缅甸货币的汇率升值、贬值修正系数均

在传统水平上显著。虽然柬埔寨货币的贬值修正系数在 1% 水平上显著,其升值修正系数却是正的,这表明当升值时 USD/KHR 汇率的偏离能得到修正,贬值时则会被放大。缅甸货币的升、贬值修正系数都在 5% 显著性水平上为正值。由于正的系数表明发散过程,实际汇率序列不表现出均值回归过程,所以当货币升值或贬值时该序列都会发散。当 USD/PHP 升值或 USD/VND 贬值时,菲律宾和越南货币对美元的汇率也会发生偏离。

每种货币 RMU DI 的 M-TAR 单位根检验结果如表 1b 所示。其中,新加坡货币汇率的升值修正系数和贬值修正系数均为负且在 5% 水平显著;马来西亚货币的升值与贬值的修正系数均为负,且在 10% 水平上显著。F 统计量表明拒绝单位根存在的原假设 $\text{Rho}(+) = \text{Rho}(-) = 0$,因此 SGD 和 MYR 的 RMU DI 表明在升值和贬值两个方向上其汇率均具有均值回归特征。柬埔寨、中国香港、印度尼西亚、韩国、缅甸和越南等经济体的货币升值修正系数均在传统水平上显著且符号为正,因此当这些货币贬值时,其实际汇率将发生偏离。虽然韩国货币的升值修正系数在 1% 水平上显著为负,其贬值修正系数却是正的,当 USD/KRW 升值时,实际汇率的偏离能够得到修正,而当 USD/KRW 贬值时,实际汇率的偏离将会被放大。^①

系数的显著性揭示了是否存在着影响汇率波动的因素,这对于宏观监管至关重要。然而不同的时间跨度内,汇率波动的特征可能会发生改变,因此我们需要根据不同监管目标来确定相应的时间跨度,并考察汇率波动的特征,以期揭示出危机发生的可能性。

2. 部分国家的序贯 M-TAR 单位根检验。下文将对部分货币——新加坡元(SGD)、韩元(KRW)和泰铢(THB)的实际汇率和实际 RMU DI 进行序贯 M-TAR 单位根检验(sequential M-TAR unit root test),以考察结构突变的可能影响。^② 通过实际 RMU DI 与双边实际汇率的比较,序贯检验也可以对比检测出汇率决定因素改变的可能性。

关于序贯 M-TAR 单位根检验,我们定义两种时间跨度的回归模型:短期模型和中期模型,每次估计的最大样本限分别为 250 和 500 个。序贯单位根检验的滚动回归从 2000 年 1 月 3 日开始,短期模型的首个回归式涵盖的期间为 2000 年 1 月 3 日至 2000 年 12 月 18 日,中期模型的首个回归式涵盖的期间为 2000 年 1 月 3 日至 2001 年 12 月 3 日。最后一个短期模型回归式涵盖的期间为 2008 年 12 月 25 日至 2009 年 12

① 对数序列的一阶差分都不含单位根,因此所有实际 AMU DI 都不是 I(2)过程。

② 结构突变是指在不同的时期,升值或贬值修正系数的大小发生改变。

月 10 日,最后一个中期模型回归式涵盖的期间为 2008 年 1 月 10 日至 2009 年 12 月 10 日。



图 1a 新加坡无对美元实际汇率指数的 M-TAR 单位根检验

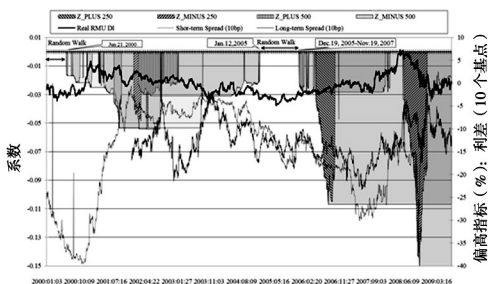


图 1b 新加坡元实际 RMU DI 的 M-TAR 单位根检验

图 1a 给出了新加坡元相对于美元实际汇率均值回归系数的大小及变化。左侧纵轴标示升值修正系数和贬值修正系数。0 代表估计中系数不显著,实际汇率的波动表现为随机游走。 $Z+/-250$ 表明短期模型的系数大小, $Z+/-500$ 表明中期模型的系数大小。右侧纵轴标示实际 USD/SGD 汇率相对于 2000 ~ 2001 年平均值的偏离指标。新加坡短期/长期利率与美国短期/长期利率的利率价差也列于该图中。这些图表明短期模型的系数可能会突然之间由负转正。例如,2001 年 2 月 15 日至 2004 年 7 月 2 日及 2007 年 10 月 5 日至 2008 年 6 月 18 日,USD/SGD 实际汇率似乎服从随机游走过程。第 1 ~ 20 个短期模型包含显著为负的 Z-系数,第 106、107 和 115 ~ 140 个短期模型包含显著为正的 Z+系数。在这些模型的重叠期间(5/29/2000 ~ 2/14/2001),不容易识别出汇率序列是偏离还是收敛于长期均值。上述分析得到的不明确信息无法帮助监管机构检测实际汇率失调的可能性。

图 1b 显示新加坡元实际 RMU DI 的均值回归系数大小。该序列在 1/3/2000 ~ 6/20/2000 和 1/12/2005 ~ 12/16/2005 期间服从随机游走,其显著的 Z+和 Z-系数均满足均值回归过程的符号条件。这表明当升值或贬值时,新加坡元的实际 RMU DI 将服从平稳过程。图 1b 最重要的特点是实际 RMU DI 均值回归过程中的调整速度要大于图 1a 中实际 USD/SGD 汇率偏离指标的调整速度。其中,我们对 RMU DI 的突然贬值做了修正,设定最高限度为 15%。

图 2a 显示实际 USD/KRW 汇率的均值回归系数大小。与实际 USD/SGD 的情形类似,该检验给出的信息并不明确,平稳过程表明所估计的重叠样本具有正的系数和负的系数。从 2000 年末到 2004 年中期,Z-250/500 系数是显著为负的。这意味着当

贬值时,该序列可能服从收敛过程。2003年初至2005年中的Z-250/500是显著为正的。这表明当升值时,它服从发散过程。从监管视角来看,我们在2005年之前不能检测出汇率波动的非对称性,而韩元相对于美元的逐步升值在2002年就已经开始。韩元相对于美元汇率的另一个特点是贬值修正的收敛速度不超过6%(2002~2003年),贬值修正的收敛速度低于10%(2008年后)。

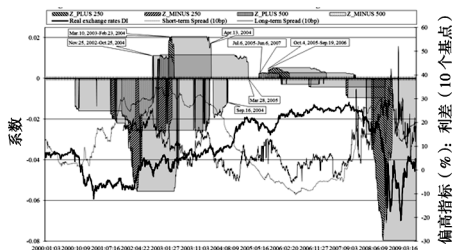


图2a 韩元对美元实际汇率指数的M-TAR单位根检验

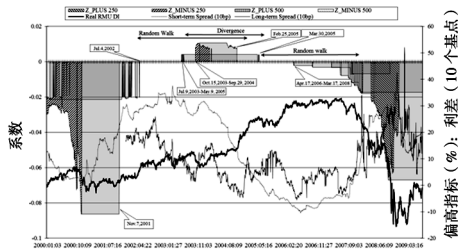


图2b 韩元实际RMU DI的M-TAR单位根检验

图2b显示韩元的实际RMU DI均值回归系数大小,其检验结果比图2a明确的多,系数的变化很好地反映了结构突变。2000至2002年中期这段时间,实际RMU DI序列在贬值时服从收敛过程。2002年中期至2003年中期,序列服从随机游走过程。2003年中期至2005年中期,韩元的实际RMU DI服从发散过程。2007年以后,实际汇率的升值迅速得到修正,幅度大约为10%。从图2b中,我们还可以看到,应当将2002年后韩元相对于RMU的升值与2002年之前的韩元升值区分开来。这是因为在2002年6月4日,其发生了从收敛过程到随机游走过程的结构突变。虽然韩元相对于美元的升值发生在2002年中期,但直到2004年2月才首次检测出该升值信号,并且可以推断出该升值信号为正的Z-系数。然而,未预期的升值信号应当比突然急剧的贬值信号更早获得。在这种情形下,RMU DI指标可以比双边实际汇率指标更早捕捉到韩元的升值信号。

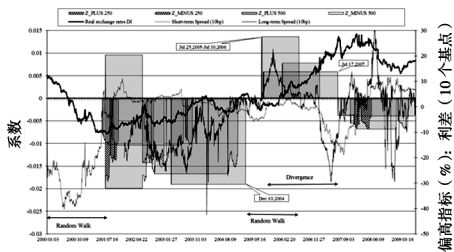


图3a 泰铢对美元实际汇率指数的M-TAR单位根检验

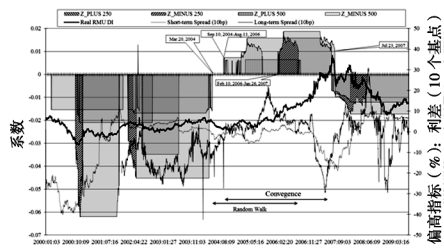


图3b 泰铢实际RMU DI的M-TAR单位根检验

图 3a 显示 USD/THB 实际双边汇率的检验结果。从该图可知,2001 ~ 2004 年和 2007 年以后泰铢的汇率序列服从均值回归过程。虽然在 2005 年中期至 2007 年中期检测到一次正的 $Z-250$ 、 $Z+250$ 和 $Z-500$ 系数,但在后续的样本期间里并未检测到正的系数。如果我们错误地假定这些估计中含有异常值,我们就检测不到 2005 年之后泰铢急剧实际升值的发散过程。

图 3b 显示 2004 ~ 2007 年,泰铢实际 RMU DI 的 M-TAR 单位根检验检测出连续为正的系数。从 2006 年 2 月开始,可以检测到这段时期的正系数,并一直持续到 2007 年 7 月底。显然,实际 RMU DI 序列反映出了不含修正过程的持续实际偏离。

四 如何定义相对于均衡的偏离

(一) 基准和均衡

虽然包含 AMU DI 的监管可能会成为监测 CMIM 成员国潜在危机的有效工具,但在实际应用基准的充足性方面尚存在争议。AMU DI 需要设定基准年份来计算偏离指标,Ogawa 和 Shimizu(2006a,b)使用各国相对于 AMU 汇率 2000 ~ 2001 年度的平均值作为 AMU DI 的基准,原因在于东亚国家总贸易余额在该时期是平衡的。但是偏离指标的大小可能取决于经济结构、区域内贸易的决定因素、FDI 以及与基准年份相关的假设条件,因此,随着时间流逝,偏离指标的基准是否充足可能无法保证,这就需要定期地修改基准年份。

与监管有关的另一个问题是汇率波动性。虽然汇率变动的原因有很多,监管机构需要将汇率偏离划分为短期波动和长期波动。如相较其他成员国经济增长的更快,一些货币可能会升值;有大量资本流入的国家,货币也会出现暂时性升值,资本流入反映了该国经济的繁荣和泡沫;而“双赤字”、“事实上的美元化”,或是由于人口、国民财富和生产率的下降等因素将导致一些货币持续贬值;后泡沫时期货币的持续贬值及名义汇率超调也会导致货币贬值。

关注汇率波动的特征,不仅需要选取适当的偏离指标作为基准,还需要定义出各国货币的均衡汇率水平。由于各成员国的经济增长率不尽相同,因此每种货币相对于 AMU 的汇率变动都会彼此不同。在 AMU 货币篮子的计算中,如果篮子中某一种货币的波动会影响 AMU 相对于计价货币(例如美元)的价值,那么,其他货币相对于 AMU 的汇率也会发生变化。因此,我们不仅应当考虑成员国之间的双边长期均衡汇率,还应当同时考虑组成货币之间的变化关系。

虽然难以定义出汇率之间的多重均衡,但由于存在共同的经济增长趋势,各国经济周期同步程度日益提高,汇率的变化也呈现出类似的特征。经济体之间的同步化源于经济开放度的提高、贸易联系更加紧密、FDI 导致的技术共享、生产网络导致的产能强化以及市场区域一体化。这些因素同样是“最优货币区(OCA)理论”所强调的。

Kawasaki 和 Ogawa(2006)、Ogawa 和 Kawasaki(2008)以及 Kawasaki(2012)从 OCA 角度考察了采用货币篮子政策安排的可能性,此类研究立足于 G-PPP 理论中的长期均衡关系。因此,CMIM 成员国之间的均衡同样可以通过“广义购买力平价”(G-PPP)模型得出。下面我们利用上述理论构造出关于各成员国货币均衡汇率的偏离指标。^①

(二)RMU 的 P-T 分解模型

我们在此处假设区域货币单位(RMU)可以作为监管工具,该货币单位由东盟+3 经济体货币加权构成并以美元标价。虽然关于区域货币单位存在很多种定义,本文中的 RMU 可以定义为各成员货币相对于美元名义汇率的乘积:

$$NEX_{US\$/RMU} = \prod_{i=1}^{13} NEX_{US\$/i}^{\omega_i} \quad (4)$$

其中, $NEX_{US\$/i}$ 表示每单位成员国货币值多少美元; $\sum_{i=1}^{13} \omega_i = 1$ 。

定义 j 国货币相对于 RMU 的价格:

$$NEX_{j/RMU} = NEX_{US\$/RMU} / NEX_{US\$/j} \quad (5)$$

将上式转换成如下对数形式:

$$nex_{j/RMU} = nex_{US\$/RMU} - nex_{US\$/j} \quad (6)$$

检测均衡汇率则需要用到实际汇率。区域货币单位/ j 国货币的对数实际汇率: $rex_{RMU/j}$ 可以改写为用对数名义汇率 nex 和对数价格指数 p 表示:

$$\begin{aligned} rex_{j/RMU,t} &= nex_{j/RMU,t} - (p_{j,t} - p_{RMU,t}) \\ &= nex_{US\$/RMU,t} - nex_{US\$/j,t} - (p_{j,t} - \sum_{i=1}^{13} \omega_i \cdot p_{i,t}) \\ &= \sum_{i=1, i \neq j}^{13} \omega_i (nex_{US\$/RMU,t} + p_{i,t}) - (nex_{US\$/j,t} + p_{j,t}) \\ &= \sum_{i=1, i \neq j}^{13} \omega_i \cdot x_{i,t} - x_{j,t} \end{aligned} \quad (7)$$

^① 参见 Enders 与 Hum(1994)关于“G-PPP”的定义。关于 G-PPP 和区域货币单位,例如亚洲开发银行提出的亚洲货币单位(ACU)和日本的经济、贸易与产业研究所提出的亚洲货币单位(AMU)的详细讨论见 Ogawa 和 Kawasaki(2008)及 Kawasaki(2012)。

其中, $p_{RMU,t} = \sum_{i=1}^{13} \omega_i \cdot p_{i,t}$; $x_i = ne_{US\$/i} - p_i$; $p_{i,t}$ 表示 i 国的价格指数。

这里, (7) 式可以写成如下两个向量乘积的形式:

$$rex_{j/RMU,t} = W \cdot X'_t \quad (8)$$

$$W = [\omega_1, \dots, -1, \dots, \omega_{13}], X_t = [x_{1,t}, \dots, x_{j,t}, \dots, x_{13,t}]$$

根据 PPP 理论, 如果将 j 国货币相对于区域货币单位的汇率变动设定为 $I(0)$ 平稳过程, 那么必须满足区域货币单位的货币篮子中每种实际汇率都是平稳的这一条件。如果所有的实际汇率都服从 $I(0)$ 平稳过程, 我们就可以定义出 13 个成员国之间的均衡汇率。

关于区域内均衡汇率决定因素的另一个概念是, 虽然 j 国相对于区域货币单位的实际汇率变化服从 $I(1)$ 过程, 如果对于实际汇率的非零矩阵 Z, re_e 存在并满足 $Z \cdot re_e = 0$, 那么实际汇率之间就存在一个共同的随机趋势。换句话说, 虽然每个国家货币相对于美元的实际汇率服从 $I(1)$ 过程, 但在 G-PPP 成立的情况下, j 国相对于 RMU 的实际汇率将存在一个长期均衡, 即 j 国相对于 RMU 的实际汇率可以表述为实际汇率之间的线性组合。

此外, 不难假定 14 个 CMIM 成员经济体之中的某些经济体 G-PPP 是成立的。^① 对于成员中的小型开放经济体, 受邻国或世界的影响但不会影响其他经济体。因此, (8) 式可以改写如下:

$$rex_{j/RMU,t} = W'_1 \cdot X_{1,t} + W'_2 \cdot X_{2,t} \quad (9)$$

$$W'_1 = [\omega_1, \dots, -1, \dots, \omega_m], W'_2 = [\omega_{m+1}, \dots, \omega_{14}]$$

$$\text{且 } X_{1,t} = [x_{1,t}, \dots, x_{j,t}, \dots, x_{m,t}], X_{2,t} = [x_{m+1,t}, \dots, x_{14,t}]$$

其中, $1 < j \leq m < 14$, 14 个成员国中 m 个国家的货币满足 G-PPP 成立的条件, 但其余的成员货币不满足。这些货币会主导 RMU 相对于计价货币的汇率水平及其变化。因此, 向量 X_1 中包含的每一种货币都被称为“主导货币”。虽然向量 X_2 中的一些变量可能服从 $I(0)$ 过程, 但其被假定为外生变量, 并被排除在向量 X_1 中变量所构成的协整空间之外。因此, 向量 X_2 中的货币被称为“被主导货币”。

考虑实际汇率的均值回归过程, 我们假设相对于 RMU 的实际汇率行为可能受短期序列及长期趋势的影响。

依据上述汇率变动特征, 我们假设向量 $X_{1,t}$ 由以下两个向量组成:

① 东盟加 4 个经济体: 中国、韩国、日本及中国香港。

$$X_{1,t} = X_t^P + X_t^T \quad (10)$$

其中,向量 X_t^P 表示向量 $X_{1,t}$ 中汇率变动的永久性成分,向量 X_t^T 表示其暂时性成分。

此处,我们假定(10)式中向量 $X_{1,t}$ 的两个成分向量满足 Gonzalo 和 Granger(1995)提出的永久性-暂时性分解(P-T分解)的下列条件:(1)向量 X_t^P 是差分平稳的,向量 X_t^T 是协方差平稳的;(2) $\text{var}(\Delta X_t^P) > 0$ 且 $\text{var}(X_t^T) > 0$; (3) 新息 $u_{P,t}$ 和 $u_{T,t}$ 是 $(\Delta X_t^P, X_t^T)$ 的自回归表示。

$$\begin{bmatrix} H_{11}(L) & H_{12}(L) \\ H_{21}(L) & H_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta X_t^P \\ X_t^T \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} u_{P,t} \\ u_{T,t} \end{bmatrix} \quad (11)$$

假定 $u_{P,t}$ 和 $u_{T,t}$ 不相关,该条件可以定义如下:

$$\lim_{h \rightarrow \infty} \frac{\partial E(X_{1,t+h})}{\partial u_{P,t}} \neq 0, \lim_{h \rightarrow \infty} \frac{\partial E(X_{1,t+h})}{\partial u_{T,t}} = 0 \quad (12)$$

其中新息项 $u_{P,t}$ 可以影响向量 $X_{1,t}$ 的长期预测。因此,(11)式中向量 $H(L)$ 的一个因子将满足以下条件: $H_{12}(1) = 0$ (13)

为了将上述特征纳入因子模型中,我们令(9)式中的向量 $X_{1,t}$ 服从如下误差修正模型 VECM 的形式:

$$\Delta X_{1,t} = \alpha_{m \times 1} \cdot \beta'_{1 \times m} X_{1,t-1} + \sum_{i=1}^p \Gamma_i \Delta X_{1,t-1} + \Phi D_t + \varepsilon_t \quad (14)$$

其中 $X_{1,t}$ 是 $I(1)$ 时间序列的 $(m \times 1)$ 维向量,其协整秩为 1。因此, α 、 β 和 Γ 是 $(m \times 1)$ 维向量。 ΦD_t 的 $(m \times 1)$ 维向量表示确定性趋势。(14)式可以写成移动平均的形式如下:^①

$$X_{1,t} = C \sum_{i=1}^t \varepsilon_i + C \cdot \Phi D_t + C(L) (\varepsilon_t + \Phi D_t) \quad (15)$$

$$C = \beta_{\perp} (\alpha'_{\perp} (I - \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i) \beta_{\perp})^{-1} \alpha'_{\perp} \quad (16)$$

其中: α_{\perp} 和 β_{\perp} 表示 α 和 β 的正交补,即 $\alpha'_{\perp} \alpha = 0$, $\beta'_{\perp} \beta = 0$ 。

两个向量 f_t 和 \tilde{X}_t 定义为向量 $X_{1,t}$ 的差分平稳序列:

$$X_{1,t} = A_{m \times 1} \cdot f_{m \times k} + \tilde{X}_{m \times 1} \quad (17)$$

① 在本文的经验分析部分,这些确定项不包含在(14)式中。

其中, $k = m - 1$ 。向量 \tilde{X}_t 由 m 个 $I(0)$ 变量构成, f_t 由 $m-1$ 个 $I(1)$ 向量构成, 并将其设定为向量 \tilde{X}_t 的线性组合:

$$f_t = B_1 \cdot X_{1,t} \quad (18)$$

如果 $A_1 f_t$ 和 \tilde{X}_t 构成如(10)式所示的 P-T 分解, 并满足(11) ~ (13)式中的条件, 那么 \tilde{X}_t 对 X_t 无长期影响的唯一线性组合 $X_{1,t}$ 定义如下:

$$f_t = a'_1 X_{1,t} \quad (19)$$

识别出公共因子向量 f_t 之后, 将(18)式带入(17)式中, 得到 $\tilde{X}_t = (I - A_1 B_1) X_{1,t}$, 进而得出 X_t 的 P-T 分解如下:

$$X_{1,t} = A_1 \alpha'_1 X_{1,t} + A_2 \beta' X_{1,t} \quad (20)$$

其中, $A_1 = \beta_\perp (\alpha'_\perp \beta_\perp)^{-1}$, $A_2 = \alpha (\beta' \alpha)^{-1}$ 。

如果汇率变动仅取决于永久性趋势 X_t^P , 那么长期均值的变动如(20)式所定义, 我们就可以得到相对于长期均值的错位程度。

首先, 为计算亚洲货币单位偏离指标 (AMU DI), 我们需要从基准年中定义出区域货币单位偏离的基准:

$$\overline{rex_{i/RMU}} = W_1 \cdot \bar{X}_1 + W_2 \cdot \bar{X}_2 \quad (21)$$

其中, $W = [\omega_1, \dots, -1, \dots, \omega_m]$, $\bar{X}_1 = [x_{1,0}, \dots, x_{j,0}, \dots, x_{m,0}]$, $\bar{X}_2 = [x_{m+1,0}, \dots, x_{14,0}]$ 。向量 \bar{X} 在基准时期包含 x_t , 且 $t = 0$ 。于是, i 国货币对初始基准的

$$DI_{i,t} = rex_{i/RMU,t} - \overline{rex_{i/RMU}}$$

$$\begin{aligned} \text{偏离指标定义为:} &= W'_1 \cdot (X_{1,t} - \bar{X}_1) + W_2 \cdot (X_{2,t} - \bar{X}_2) \\ &= W'_1 \cdot (X_t^P + X_t^T - \bar{X}_1) + W_2 \cdot (X_{2,t} - \bar{X}_2) \end{aligned} \quad (22)$$

虽然上述偏离指标可用于检测汇率的总偏离, 但是 t 时期的偏离可能会包含永久性部分和暂时性部分, 因此汇率的偏离可能被高估。

我们现在来定义汇率的错位。决定计价货币表示的 RMU 价值长期变动的是与永久性部分相关的变动。令 $rex_{j/RMU,t}^{XP}$ 为 j 国货币相对于 AMU 部分货币篮子的对数实际汇率, 该部分货币篮子由向量 X_t 中的主导货币构成, 向量 X_t 中的永久性成分可定义为:

$$rex_{j/RMU}^{XP} = W'_1 \cdot X_t^P \quad (23)$$

因此, t 时期 j 国货币的错位也可定义为:

$$\begin{aligned}
 cm_{j,t} &= rex_{RMU/j} - rex_{RMU/j,t}^{XP} \\
 &= W'_1 \cdot (X_{1,t} - X_t^p) \\
 &= W'_1 \cdot X_t^T
 \end{aligned} \tag{24}$$

$$\text{其指数也就可定义为: } CDI_{j,t} = W'_1 \cdot (X_t^T - \bar{X}^T) \tag{25}$$

对于 k 国 ($m+1 \leq k \leq 13$) 的货币, 由于该国为小型开放经济而且其货币包含在向量 X_2 中, 所以当前的偏离值不能按(24)式定义, 而只能定义总偏离值。不过, 它依然包含向量 X_1 中变量的永久性变动成分, 但其可能并不影响向量 X_2 中货币的当前偏离值。因此, 所有货币的暂时性失调可以定义为一个指标, 该指标设定向量 X_1 中永久性成分的初始值是固定的, 如下式所示:

$$TDI_{i,t} = W'_1 \cdot (\bar{X}^p + X_t^T - \bar{X}_1) + W'_2 \cdot (X_{2,t} - \bar{X}_2) \tag{26}$$

AMRO 应当监测(26)式中的偏离指标以避免高估汇率变动的错位程度。

(三) 数据

实际汇率数据依据 IMF-IFS 数据库中的月度名义汇率和月度消费物价指数构造得出。经验检验所涵盖的样本期间为 2000 年 1 月至 2011 年 12 月。由于老挝货币基普相对于美元的汇率数据只涵盖 2000 年 1 月至 2011 年 2 月, 所以运用老挝货币基普所计算的汇率偏离指标也只涵盖 2000 年 1 月至 2011 年 2 月这段时期。

14 个 CMIM 成员国包括 10 个东盟国家: 文莱、柬埔寨、越南、印度尼西亚、老挝、马来西亚、缅甸、菲律宾、新加坡和泰国, 加上中国、韩国、日本以及中国香港。因此, 本文构造了 5 组“主导货币”: 东盟 5 国(印度尼西亚、马来西亚、菲律宾、新加坡和泰国)+韩国、东盟 5 国+日本、东盟 5 国+中国+韩国、东盟 5 国+中国+日本、东盟 5 国+中国+韩国+日本。每个国家在篮子中的权重取自于 REITI(日本的经济、贸易和产业研究所)网站。

(四) 协整检验和 P-T 分解

表 2 列出了 Johansen 协整检验的结果, 并列出了特征向量的估计值(即小样本调整后的 λ 迹统计量)以及 5% 水平下际统计量的临界值。^① 表 1 中的 λ 迹统计量表明, 向量 X_1 中所有主导货币组都具有 1 个协整关系。除东盟 5 国加 3 国之外, 所有结果均支持 Kawasaki(2012)关于非线性经验模型的结论。

表 3 列出协整向量的 β 估计值和调整向量。并使用估计出的向量和正交向量来计算(20)式中的 P-T 分解系数。

^① Johansen(2000, 2002) 推导出了迹统计量及其假设检验的小样本修正。

表 2 5 个主导货币组的 Johansen 检验

组合	k	H ₀	特征向量	秩检验统计量		
				L-迹	Frac 95	P 值
ASEAN5+韩国	4	0	0.290	101.245 ^{***}	83.82	0.001
		1	0.181	57.360 [*]	59.961	0.082
		2	0.119	33.195	40.095	0.214
		3	0.103	14.470	24.214	0.503
		4	0.053	5.041	12.282	0.559
		5	0.000	0.019	4.071	0.932
ASEAN5+日本	5	0	0.282	100.526 ^{***}	83.82	0.002
		1	0.160	54.538	59.961	0.135
		2	0.121	30.307	40.095	0.344
		3	0.057	12.340	24.214	0.679
		4	0.028	4.194	12.282	0.676
		5	0.002	0.262	4.071	0.681
ASEAN5+中国+韩国	4	0	0.312	127.651 ^{**}	111.676	0.003
		1	0.207	80.022 [*]	83.820	0.093
		2	0.179	54.361	59.961	0.139
		3	0.126	26.190	40.095	0.580
		4	0.076	15.199	24.214	0.445
		5	0.050	3.295	12.282	0.798
ASEAN5+中国+日本	4	0	0.330	115.419 ^{**}	111.676	0.028
		1	0.167	65.388	83.820	0.506
		2	0.142	45.383	59.961	0.460
		3	0.099	22.990	40.095	0.763
		4	0.079	13.766	24.214	0.561
		5	0.044	2.825	12.282	0.856
ASEAN5+韩国+日本	4	0	0.313	121.277 ^{***}	111.676	0.010
		1	0.211	73.412	83.820	0.229
		2	0.128	44.846	59.961	0.485
		3	0.117	25.891	40.095	0.598
		4	0.089	14.173	24.214	0.527
		5	0.048	4.108	12.282	0.688
		6	0.001	0.095	4.071	0.823

(续表 2)

		0	0.346	152.864 **	143.530	0.013
		1	0.249	98.970	111.676	0.247
		2	0.179	67.907	83.820	0.409
ASEAN5+中国+韩国+日本	4	3	0.134	39.294	59.961	0.740
		4	0.118	28.475	40.095	0.444
		5	0.082	14.822	24.214	0.475
		6	0.042	2.911	12.282	0.846
		7	0.001	0.127	4.071	0.790

说明： k 表示滞后长度。

图 4 列出(22)式中的偏离指标 $DI_{i,t}$ 。由于 $DI_{i,t}$ 的概念和计算均遵循 AMU DI 的概念和计算方法,图 4 与 RIETI-AMU 主页上实际 AMU DI 的图表相同。

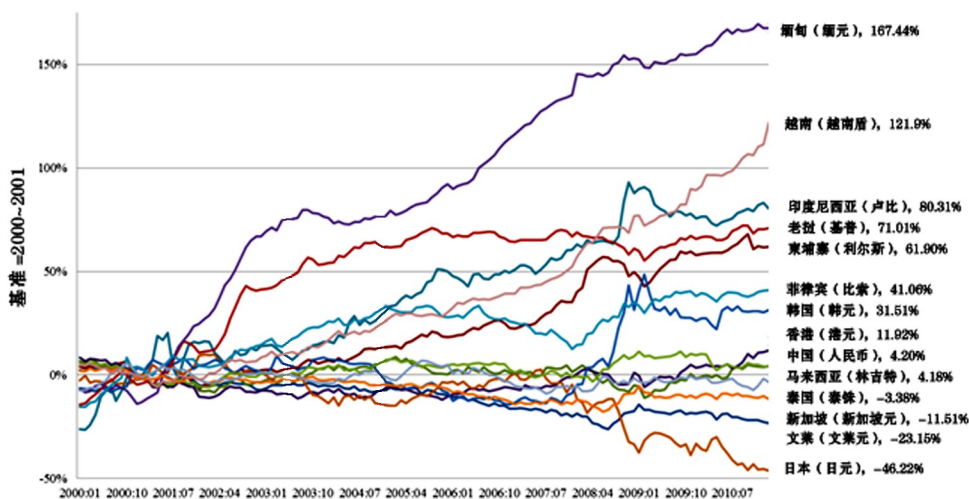


图 4 CMIM 成员国货币的偏离指标

图 5 列出当前汇率与基准的偏离值 $CDI_{j,t}$, 描述每种主导货币的失衡程度。图 5a 给出东盟 5 国+韩国为主导货币的结果;图 5b 是东盟 5 国+日本;图 5c 是东盟 5 国+韩国+中国;图 5d 是东盟 5 国+中国+日本;图 5e 是东盟 5 国+韩国+日本;图 5f 是东盟 5 国+韩国+中国+日本;印度尼西亚卢比当前的失衡比其他货币要大,卢比当前的失衡超过了 10%,有时还达到 20%。菲律宾比索当前的失衡比其他主导货币要偏大一些,

但其偏离从未超过 10%。

表 4 列出暂时性偏离指标的平均值 $TDI_{i,t}$ ，我们计算出其与 $DI_{i,t}$ 的差异，并将样本划分为每 3 年期的子样本。表 4a 给出了东盟 5 国+韩国为主导货币情况下结果，表 4b 是东盟 5 国+日本，4c 是东盟 5 国+韩国+中国，4d 是东盟 5 国+中国+日本，4e 是东盟 5 国+韩国+日本，表 4f 是东盟 5 国+韩国+中国+日本。 $DI_{i,t}$ 和 $TDI_{i,t}$ 的差异体现出偏离指标的高估或低估，因为 $TDI_{i,t}$ 并未包含永久性部分所指出的汇率的结构性变动。

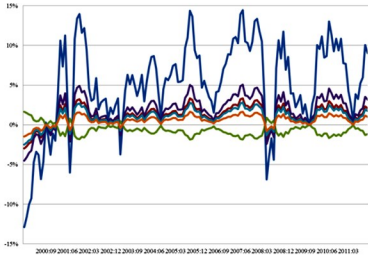


图 5a ASEAN5+ 韩国的当期偏离指标

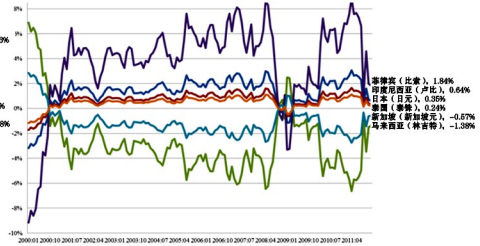


图 5b ASEAN5+ 日本的当期偏离指标

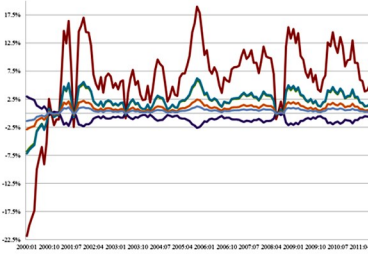


图 5c ASEAN5+ 中国 + 韩国的当期偏离指标

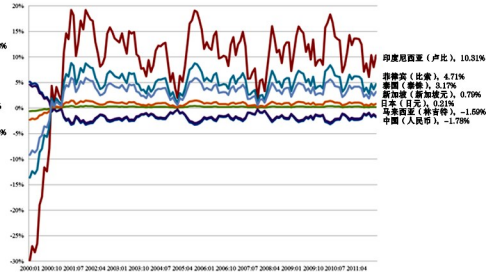


图 5d ASEAN5+ 中国 + 日本的当期偏离指标

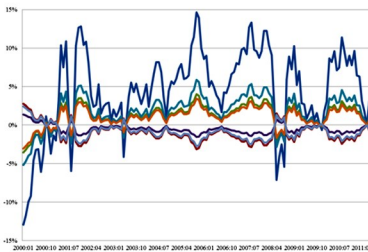


图 5e ASEAN5+ 韩国 + 日本的当期偏离指标

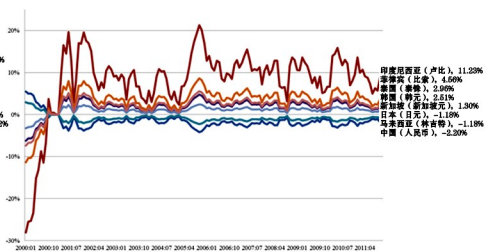


图 5f ASEAN5+ 中国 + 韩国的当期偏离指标

表4中 $TDI_{i,t}$ 与 $DI_{i,t}$ 的差异可以概括如下:(1)在全样本期间,印度尼西亚卢比与基准 RMU DI 的偏离值可能被高估 30% 以上;(2)菲律宾比索与基准 RMU DI 的偏离可能被高估 17% 以上;(3)新加坡元和泰铢可能被低估 3% ~ 11% ;(4)如果日元包含在主导货币中,那么日元也是被低估的;(5)主导货币暂时性偏离对被主导货币总偏离的影响并不大。

同时,对于被主导货币,由于其满足协整关系, CDI 显示出当前汇率的错位会在未来进行修正,因此监管机构应当关注 TDI 。但是,如果一国货币发生大幅偏离或持续偏离,就有可能表现为市场动荡,监管机构应当紧密监测外汇市场、国内货币市场和资本市场。

五 结论

本文对部分国家的经验分析表明:(1)实际 RMU DI 偏离的收敛速度要大于相对美元的双边汇率收敛速度;(2)RMU DI 单位根检验能够比双边实际汇率检验更早地检测出汇率偏离的可能性;(3)实际汇率变动的时序特征随着时间而变化。(4)RMU DI 的单位根检验能够比双边汇率检验更清楚地捕捉结构突变的可能性。本文使用的 RMU DI 序贯单位根检验能检测出汇率高估的开始时间,它通常在货币危机的数年之前发生。

(1)和(2)表明 RMU DI 是测算偏离和均值回归的更加有效的指标,这说明在某些情形中, RMU DI 可以作为汇率偏离均值且可能发生大幅修正的早期预警信号。(3)和(4)则说明应当监测和更新汇率变动的时变系数以及 RMU DI。由此可见,将 RMU DI 汇率监管和一般的汇率监测相结合的监管方法更为有效。

第四部分的经验研究探讨如何提供合适的反映东亚各国货币汇率错位的统计指标。在 8 个东亚国家的货币当局采用区域货币单位作为汇率政策参照指标的假设下,本文定义了一国相对于 RMU 的均衡汇率。并运用 Gonzalo 和 Granger(1995)提出的永久性-暂时性分解方法,检测出偏离指标的高估或低估,这将有利于政策制定者判断汇率政策及其对本国经济和区域经济造成的影响。

经验研究要求历史数据的积累,及时准确地预测经济危机的开端或许并不现实。因此,使用汇率高频数据和政策/市场变量来监测并更新汇率变动的时变系数十分重要。将计量方法运用到 RMI DI 上,我们可以检测出汇率决定因素的变化,例如实体经济中的创新、泡沫初始阶段未预期到的市场繁荣。运用 RMU DI,监管机构(如

AMRO)能够识别出汇率偏离均值并可能发生大幅修正的早期预警信号。因此,构造有效的经济监管框架来强化经济结构的安全性,是东亚各国政府开展区域金融合作重要步骤。随着东亚国家深入开展经济/货币合作对话,我们预期东亚地区能建立稳定的汇率联系并提升货币政策的可信度。

参考文献:

- Eichengreen, B. and Sachs, J. "Exchange Rates and Economic Recovery in 1930s." *The Journal of Economic History* 45, 1985, 4, pp.925-945.
- Enders, W. and Granger, C.W. J. "Unit Root Tests and Asymmetric Adjustment with an Example Using the Term Structure of Interest Rate." *Journal of Business and Economic Statistics*, 1998, 16, pp.304-311.
- Enders, W. and Hum, S. "Theory and Tests of Generalized Purchasing-Power Parity Common Trends and Real Exchange Rates in the Pacific Rim." *Review of International Economics*, 1994, 2, pp.179-190.
- Gonzalo and Granger. "Estimation of Common Long-Memory Components in Cointegrated Systems." *Journal of Business and Economic Statistics* 13, 1995, 1, pp.27-35.
- Johansen, S. "A Bartlett Correction Factor for Tests on the Cointegrating Relations." *Econometric Theory*, 2000, 16, pp.740-778.
- Johansen, S. "A Small Sample Correction of the Test for Cointegrating Rank in the Vector Autoregressive Model." *Econometrica*, 2002, 70, pp.1929-1961.
- Kawasaki, K. "Are the ASEAN Plus Countries Coming Closer to OCA?" *China Economic Policy Review*, forthcoming. Also published as *RIETI Discussion Paper* 12-E-032, 2012, Research Institute of Economy, Trade, and Industry, Japan.
- Kawasaki, K. and Ogawa, E. "What Should the Weights of the Three Major Currencies Be in a Common Currency Basket in East Asia?" *Asian Economic Journal*, 2006, 20, 1, pp.75-94.
- Kuroda, H. and Kawai, M. "Strengthening Regional Financial Cooperation in East Asia." PRI Discussion Paper Series 03A-10, 2003, Policy Research Institute, Ministry of Finance, Japan.
- Ogawa, E. and Kawasaki, K. "Adopting a Common Currency Basket Arrangement into the ASEAN Plus Three," in A. Rose and T. Ito, eds, *International Financial Issues in the Pacific Rim*, ch.7, 2008, pp.219-234.
- Ogawa, E. and Shimizu, J. "RMU Deviation Indicator for Coordinated Exchange Rate Policies in East Asia." RIETI Discussion Paper 05-E-017, 2005, Research Institute of Economy, Trade, and Industry, Japan.
- Ogawa, E., and Shimizu, J. "RMU Deviation Indicators for Coordinated Exchange Rate Policies in East Asia and Their Relationships with Effective Exchange Rates." *World Economy*, 29, 2006a, pp.1691-1708.
- Ogawa, E. and Shimizu, J. "Stabilization of Effective Exchange Rates under Common Currency Basket Systems." *Journal of the Japanese and International Economies*, 20, 2006b, pp. 590-611.
- Ogawa, E. and Shimizu, J. "Progress toward a Common Currency Basket System in East Asia." RIETI Discussion Paper Series 06-E-038, 2007, Research Institute of Economy, Trade, and Industry, Japan.

(截稿:2013年5月 责任编辑:拉尔夫)