

---

---

# 东亚货币合作体系： 基于 AMU 偏差指标与生产率增长速度

小川英治 王志乾\*

---

**内容提要** 本文从劳动生产率增长速度的角度对亚洲货币单位偏差指标的基准汇率进行了考量与修正。我们凭借消费者物价指数计算出各国的购买力平价,并将其作为亚洲货币单位偏差指标的时变基准汇率。消费者物价指数用来作为价格数据时,购买力平价应该根据巴拉萨-萨缪尔森效应所造成的影响而做出相应的调整。我们通过计算各国的劳动生产率增长速度,从而对各国的亚洲货币单位偏差指标进行了进一步的修改。本研究结论:基于购买力平价和经过巴拉萨-萨缪尔森效应调整的亚洲货币单位偏差指标有助于监测东亚各国货币汇率的定价过高或过低等问题。

**关键词** 亚洲货币单位偏差指标 购买力平价 巴拉萨-萨缪尔森效应

---

## 一 引言

在经历过 1997 年的亚洲货币危机之后,一些政策制定者和学者提出为了防止危机的再次发生有必要在东亚各国之间进行区域内汇率监管。根据这些提议以及为启动东亚区域货币合作,2001 年东盟成员国及日本、中国和韩国缔结了《清迈倡议》。在《清迈倡议》的框架下,各国的货币当局制定并加强了双边和多边领域的货币互换协

---

\* 小川英治、王志乾(通讯作者):日本一桥大学商学研究院 日本国东京都国立市中 2-1 186-8601 电子信箱:eiji.ogawa@r.hit-u.ac.jp(小川英治);cd112008@g.hit-u.ac.jp(王志乾)。

本文是基于日本经济产业研究所登载的工作论文(12-E-078)经修改后撰写而成。作者感谢张斌、万志宏以及在中国社会科学院世界经济与政治研究所召开的 RIETI-CASS-CESSA 联合研讨会上各位老师所给予的有益评论,同时也感谢日本经济产业研究所召开的定期研讨会上各位教职研究员以及各位老师所给予的宝贵建议。最后,感谢两位匿名审稿人对本文所给予的建设性评审意见。当然,文责自负。

定。同时,为了监测东盟和日中韩各国的宏观经济动态,在定期召开的东盟及日中韩财政副部长会议当中,各国推进了相互之间的经济评估和政策对话。

在《清迈倡议》中所提及的货币互换协定是基于危机管理的协议。因此,在货币危机发生的情况之下,货币互换协定才会产生其效应。另外,在各国之间所进行的经济评估和政策对话主要是致力于监测各国的宏观经济指数(如国内生产总值和通货膨胀率)以及金融部门健全性等。为了防止货币危机的再次发生以及加强东亚地区的宏观经济监测,有必要将区域内各国的货币汇率包含到监测体系当中。各国货币当局有望建立一个监测体系来监管其货币对美元以及对其他东亚各国货币汇率的波动与失调。

东亚各国之间协调汇率政策的需求在日益增长的情况下,小川和清水(Ogawa 和 Shimizu,2005、2006a)提出了一种新的基于亚洲货币单位(Asian Monetary Unit, AMU)的监测手段。亚洲货币单位是以欧洲货币单位(European Currency Unit, ECU)的计算方法为基础来进行计算的。与此同时,凭借各国货币对亚洲货币单位的汇率计算出了亚洲货币单位偏差指标(AMU Deviation Indicator)。亚洲货币单位偏差指标有助于监测东亚各国货币汇率对其基准汇率的偏离。该指标根据其目的可分为两种类型:名义亚洲货币单位偏差指标(Nominal AMU Deviation Indicator)和实际亚洲货币单位偏差指标(Real AMU Deviation Indicator)。

依据对亚洲货币单位偏差指标所进行的先行研究,其基准汇率为2000年和2001年的平均值。由于长时间亚洲货币单位偏差指标的基准汇率没有进行过调整,因此基准汇率自身可能会发生定价过高或是过低的问题。我们认为,在计算亚洲货币单位偏差指标时,尤其是针对劳动生产率增长速度较快的东亚各国的货币,其基准汇率不应固定在某一个基准点,而应该采用可随着时间推移来做调整的时变汇率。为了确保基准汇率保持在一个适当的水平,我们建议基准汇率应该由各种均衡汇率来做衡量。作为均衡汇率的计算方式有多种模型可以引用,其中包括卡塞尔提出的购买力平价(Purchasing Power Parity)(Cassel,1916),威廉姆森提出的基本要素均衡汇率(Fundamental Equilibrium Exchange Rate)(Williamson,1983、1994),欣克尔和蒙特尔提出的行为均衡汇率(Behavioral Equilibrium Exchange Rate)(Hinkle 和 Montiel,1999)还有吉川提出的吉川均衡汇率(Yoshikawa Equilibrium Exchange Rate)(Yoshikawa,1990)等。在本文中,由于东亚地区的一些发展中国家的数据限制,我们只能通过引用购买力平价对现有亚洲货币单位偏差指标的固定基准汇率进行改进。

如上所述,由于在一些发展中国家所进行的物价指数统计缺乏完备性,因此我们

借用消费者物价指数(Consumer Price Index, CPI)计算出各国的购买力平价并将其作为新版亚洲货币单位偏差指标的时变基准汇率。因为消费者物价指数包括非贸易商品的价格,所以凭借消费者物价指数计算购买力平价时,会产生巴拉萨-萨缪尔森效应(Balassa-Samuelson effect)。为此,在以消费者物价指数作为价格数据时,应该使用经过巴拉萨-萨缪尔森效应调整的购买力平价来计算亚洲货币单位偏差指标。因此,我们计算了各国的巴拉萨-萨缪尔森效应,进而消除购买力平价中所包含的巴拉萨-萨缪尔森效应。我们对基于购买力平价的亚洲货币单位偏差指标和经过巴拉萨-萨缪尔森效应调整的亚洲货币单位偏差指标进行了比较。从中我们得出,两种亚洲货币单位偏差指标可以被用来作为辅助手段补充原有亚洲货币单位偏差指标的不足。

本文的后续安排如下所示:在第二部分,我们回顾对亚洲货币单位以及亚洲货币单位偏差指标所进行的先行研究;在第三部分,我们借用购买力平价作为时变基准汇率,计算了基于购买力平价的亚洲货币单位偏差指标;在第四部分,我们首先凭借模型对巴拉萨-萨缪尔森效应进行了简单介绍,并以其为基础计算出了东亚各国的巴拉萨-萨缪尔森效应,然后,我们根据基于购买力平价的亚洲货币单位偏差指标以及巴拉萨-萨缪尔森效应,计算出了各国经过巴拉萨-萨缪尔森效应调整的亚洲货币单位偏差指标;最后在第五部分,我们得出:基于购买力平价的亚洲货币单位偏差指标和经过巴拉萨-萨缪尔森效应调整的亚洲货币单位偏差指标与原有亚洲货币单位偏差指标一样,二者有助于监视区域内各国货币汇率动态,并且能够加强和巩固区域货币合作机制。

## 二 亚洲货币单位以及亚洲货币单位偏差指标

就有望成为东亚地区货币汇率监管有效手段之一的亚洲共同货币篮子而言,有观点认为在东盟十国与日中韩三国的框架内,其监控效果最为有效。小川和清水(Ogawa 和 Shimizu, 2005、2006a)提倡以东盟各国及日中韩货币的加权平均值来计算货币篮子,并定义其为“亚洲货币单位”。亚洲货币单位是参考了在欧洲货币体系(European Monetary System, EMS)下所计算的欧洲货币单位,并以其为基础进行计算的亚洲版共同货币篮子。货币篮子中各国货币所占比重是根据各国以购买力平价为基准而计算的国内生产总值和贸易总额(出口及进口)在其他所有国家中所占比例的大小来进行估算的。由于美国和欧元成员国对东盟以及日中韩各国来讲是重要的贸易伙伴,

各国与美国及欧元成员国之间的贸易额颇受其货币汇率的影响,为此,亚洲货币单位的官方汇率应该由美元和欧元的加权平均值来进行设定。根据东亚各国与美国及欧元成员国的贸易额,官方汇率中的美元和欧元比重分别为 65% 和 35%。综上所述,亚洲货币单位由以下公式进行计算:<sup>①</sup>

$$\begin{aligned} \frac{USD\&EUR}{AMU} = & 0.0040 \times \frac{USD\&EUR}{BND} + 6.2017 \times \frac{USD\&EUR}{KHR} + 3.0765 \times \frac{USD\&EUR}{CNY} \\ & + 472.2701 \times \frac{USD\&EUR}{IDR} + 26.5817 \times \frac{USD\&EUR}{JPY} \\ & + 124.1471 \times \frac{USD\&EUR}{KRW} + 9.4017 \times \frac{USD\&EUR}{LAK} \\ & + 0.1729 \times \frac{USD\&EUR}{MYR} + 0.0208 \times \frac{USD\&EUR}{MMK} \\ & + 0.9247 \times \frac{USD\&EUR}{PHP} + 0.1165 \times \frac{USD\&EUR}{SGD} \\ & + 1.9639 \times \frac{USD\&EUR}{THB} + 298.7892 \times \frac{USD\&EUR}{VND} \end{aligned}$$

其中,计算公式中所使用的符号均为各国货币代码,具体说明如下:USD=美元, EUR=欧元, BND=文莱元, KHR=柬埔寨瑞尔, CNY=人民币, IDR=印尼卢比, JPY=日元, KRW=韩元, LAK=老挝基普, MYR=马来西亚林吉特, MMK=缅甸元, PHP=菲律宾比索, SGD=新加坡元, THB=泰国铢, VND=越南盾。

如图 1 所示,从 2000 年的下半年到 2008 年全球金融危机爆发前后,亚洲货币单位对美元和欧元的加权平均汇率一直定价过低,这意味着东亚地区的主要货币对美元及欧元处于贬值状态。在这期间,由于套息交易等原因促使了亚洲货币单位趋向于定价过低,但在 2005 年其贬值趋势呈现停滞状态,并在 2005 年的下半年开始出现上升趋势,其主要原因在于中国政府对人民币汇率制度所进行的改革。但是,自 2008 年底全球金融危机爆发以来,亚洲货币单位对美元和欧元的加权平均汇率呈持续上升趋势,尤其是从欧洲债务危机全面爆发的 2009 年底开始,欧元的大幅贬值加快了亚洲货币单位的升值速度。

<sup>①</sup> 该公式中各国货币所占比重是根据第 7 版更新数值制作而成。详细说明请参考日本经济产业研究所亚洲货币单位网页。<http://www.rieti.go.jp/users/amu/cn/index.html>。

作为各国的货币汇率监测基准,小川和清水在提议使用亚洲货币单位的同时,还计算出了亚洲货币单位偏差指标。亚洲货币单位偏差指标是监测实际汇率与基准汇率之间所产生偏差大小的指数。关于亚洲货币单位偏差指标的基准汇率,主要是通过比较所有成员国相互之间的贸易收支总额,除日本以外所有成员国的对日贸易收支总额,以及所有成员国对世界其他国家与地区的贸易收支总额,进而选定其中相对最为接近平衡状态的时期作为基准期间,并且定义这一时间段的汇率为基准汇率。根据从1990年到最近期间东亚十三国的贸易收支统计,2001年的数值最为接近平衡状态,因此2001年被选定为基准年。另外,考虑到货币的汇率变动在一段时间后才会对贸易收支产生影响,将这一时间差定义为一年,因此在选定2001年作为基准期的同时,其前一年的时间段也有被选定为基准年,因而基准期间被设定在2000年至2001年之间。

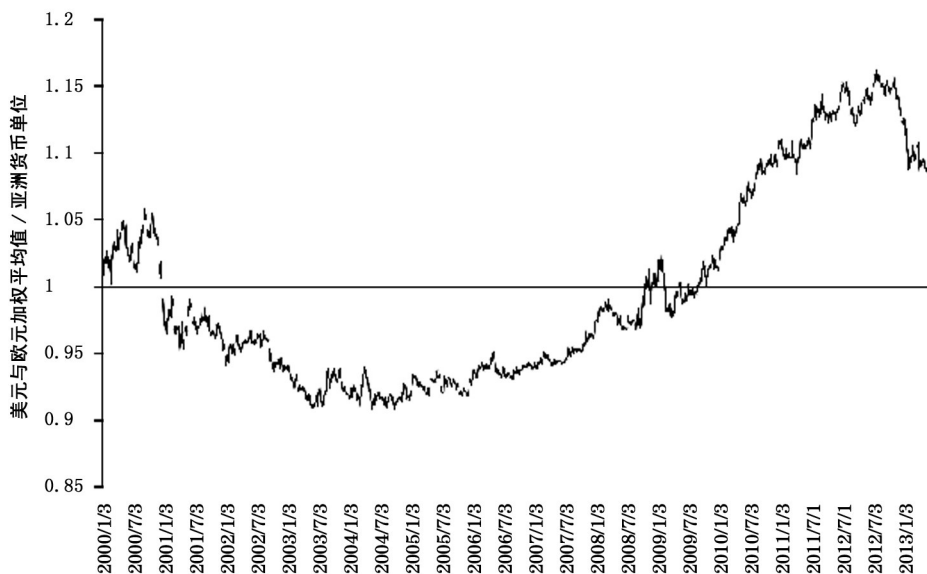


图1 亚洲货币单位的波动状况

数据来源:日本经济产业研究所亚洲货币单位网页。

<http://www.rieti.go.jp/uscrs/amu/cn/index.html>

根据亚洲货币单位偏差指标的更新频度及其用途,该指标可分为名义与实际两种形式。名义亚洲货币单位偏差指标可以随时就一国货币的实际汇率对基准汇率的偏

离程度进行计算。名义亚洲货币单位偏差指标由以下公式算出:

The Nominal AMU Deviation Indicator (%)

$$= \frac{\left(\frac{AMU}{N. C.}\right)^{Actual} - \left(\frac{AMU}{N. C.}\right)^{Benchmark}}{\left(\frac{AMU}{N. C.}\right)^{Benchmark}} \times 100$$

其中  $\left(\frac{AMU}{N. C.}\right)^{Actual}$  表示一国货币对亚洲货币单位的实际汇率,  $\left(\frac{AMU}{N. C.}\right)^{Benchmark}$  表示一国货币对亚洲货币单位的基准汇率。

名义亚洲货币单位偏差指标可以被当作一种指数,通过比较其正负数值的大小,进而判定各国货币汇率的波动状况。如果名义亚洲货币单位偏差指标处于正值,则表示该国货币定价过高。反之,则表示该国货币定价过低。

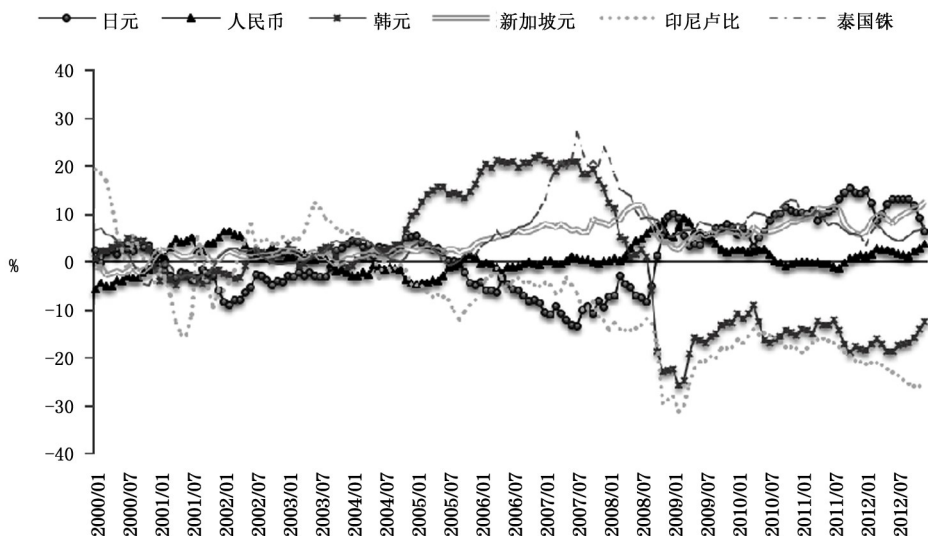


图2 名义亚洲货币单位偏差指标(每月)

数据来源:日本经济产业研究所亚洲货币单位网页。

<http://www.rieti.go.jp/uscrs/amu/cn/index.html>。

图2显示了按月计算的名义亚洲货币单位偏差指标。<sup>①</sup>从图中可以看出,人民币和新加坡元的汇率波动在整个样本期间几乎都处于正负10%的狭小范围。就整体而言,自2005年以来各国的名义亚洲货币单位偏差指标波动幅度在逐渐扩大,特别是在全球金融危机爆发后,多数东亚国家的货币陷入价格下跌状态,偏差幅度最大货币与最小货币之间的差幅接近70%。

与名义亚洲货币单位偏差指标相比,实际亚洲货币单位偏差指标更适合于监测汇率对实体经济的影响,其中包括国际贸易和贸易收支平衡等。实际亚洲货币单位偏差指标是根据各国名义亚洲货币单位偏差指标的变动比率及各国通货膨胀率的差额计算而出。具体的计算方法如下:

$$\begin{aligned} & \textit{The Real AMU Deviation Indicator}(\%) \\ & = \textit{The Rate of Change in Nominal AMU Deviation Indicator of Country } i \\ & - (\dot{P}_{AMU} - \dot{P}_i) \end{aligned}$$

其中,  $\dot{P}_{AMU}$  表示东亚13国的加权通货膨胀率,  $\dot{P}_i$  表示东亚13国中各国的通货膨胀率。

在计算实际亚洲货币单位偏差指标时,由于数据方面的限制,只能以月为单位进行计算,并且该指标的具体公布时间与名义值相比,存在半年左右的时间差。图3显示了实际亚洲货币单位偏差指标的波动状况。<sup>②</sup>从中我们可以看出,在通货膨胀率较高的国家,其货币汇率倾向于定价过高,反之则倾向于定价过低。如印尼卢比在名义亚洲货币单位偏差指标中趋向于定价过低,但在实际亚洲货币单位偏差指标中却呈现出定价过高的趋势。与此相对应,日元的名义亚洲货币单位偏差指标自全球金融危机爆发以来,一直处于定价过高的状态,但以实际亚洲货币单位偏差指标为基准对其进行评估时却倾向于定价过低。此外,在实际亚洲货币单位偏差指标中,定价过高和定

① 由于篇幅有限,关于按日计算的名义亚洲货币单位偏差指标请参考日本经济产业研究所亚洲货币单位网页:<http://www.rieti.go.jp/users/amu/cn/index.html>。关于缅甸相关数据指标的暂停公布:缅甸中央银行宣布自2012年4月1日起该国开始实施“有管理的浮动汇率制度”,但缅甸政府所公布的官方汇率与该国在“有管理的浮动汇率制度”下所公布的汇率之间存在很大差距。另外在计算亚洲货币单位时,各国的汇率是根据Datastream所提供的数据来进行计算的。因为Datastream对于缅甸的汇率是以官方汇率为基准,所以该数据库提供的数据并没有反映出缅甸政府所公认的“有管理的浮动汇率制度”下的汇率。为此,在Datastream所提供的有关缅甸汇率的数据开始采用该国所公认的“有管理的浮动汇率制度”下的汇率之前,日本经济产业研究所将暂时停止公布缅甸的相关数据指标。此外,在亚洲货币单位中缅甸所占整个货币篮子的比重仅为0.33%,所以缅甸的相关数据指标的暂停公布对亚洲货币单位所产生的影响微乎其微。

② 具体细节请参考日本经济产业研究所亚洲货币单位网页:<http://www.rieti.go.jp/users/amu/cn/index.html>。

价过低的最大值与最小值之间的乖离程度接近 120%,这一差幅远远高出了名义亚洲货币单位偏差指标中所存在的 70%。

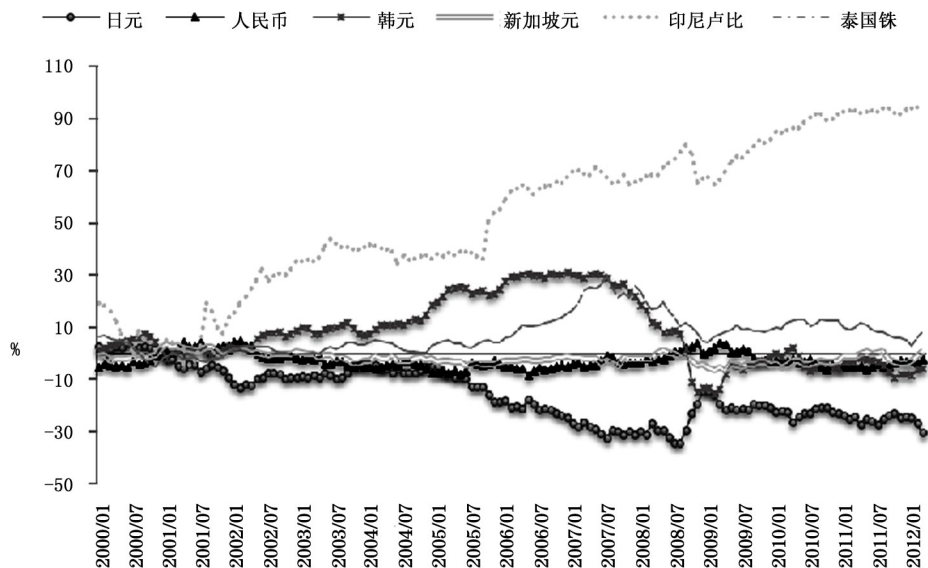


图3 实际亚洲货币单位偏差指标(每月)

数据来源:日本经济产业研究所亚洲货币单位网页。

<http://www.rieti.go.jp/users/amu/cn/index.html>

综上所述,通过监视名义与实际亚洲货币单位偏差指标,可以对东亚区域内的各国货币汇率进行管控。就数据公布的实时性而言,名义亚洲货币单位偏差指标更有助于监测区域内各国货币汇率的动向。与其相对应,实际亚洲货币单位偏差指标有助于考察货币汇率对贸易额以及实际国内生产总值等宏观经济变量的影响。

### 三 基于购买力平价的亚洲货币单位偏差指标

根据前文,名义亚洲货币单位偏差指标和实际亚洲货币单位偏差指标有望互补,共同来监测东亚地区各国货币汇率的动向。然而,有观点认为在劳动生产率增长速度较快的东亚地区,将亚洲货币单位偏差指标的基准汇率固定在同一水准,从而对东亚各国货币的定价进行评估的方法缺乏合理性。由于亚洲货币单位偏差指标的基准汇



率为2000年和2001年各国货币汇率的平均值,因此名义以及实际亚洲货币单位偏差指标只能反映现阶段汇率与基准汇率的偏离。在东亚地区伴随着劳动生产率的不断提高,经济的持续高速增长以及中国和马来西亚的货币汇率政策的改革,现有亚洲货币单位偏差指标可能无法切实有效地监测东亚各国的汇率状况。因此,有必要考虑将均衡汇率或购买力平价等方法应用到亚洲货币单位偏差指标中,从而更为有效地对东亚各国货币汇率进行评估与监管。

基于对亚洲货币单位偏差指标所进行的先行研究,我们借用均衡汇率将现有亚洲货币单位偏差指标的固定基准汇率变更为时变汇率。作为测量均衡汇率的方法,有多种不同的模型可以选用。<sup>①</sup>例如,威廉姆森(Williamson,1983、1994)所提倡的从宏观经济均衡的角度来测量均衡汇率,即所谓基本要素均衡汇率。欣克尔和蒙特尔(Hinkle和Montiel,1999)将测量均衡汇率的重点放在实际经济变数方面,提出了行为均衡汇率。其主要特征是从长期视点来对均衡汇率进行估算。吉川(Yoshikawa,1990)将测量均衡汇率的重点放在供给因素方面,对日本经济高速增长时期的日元汇率进行了再次评估。此外,最为常用的均衡汇率估算方法是由卡塞尔(Cassel,1916)所提出的购买力平价。众所周知,购买力平价表明在一价定律成立的前提条件下,同一贸易商品在异国之间的相对物价水准与两国之间对该贸易商品进行买卖时的汇率相等。然而,引用特定的模型来衡量均衡汇率是一件很难的事情,这是由于决定均衡汇率的关键因素根据各国特有的情况而各不相同。在本文中,我们依据购买力平价方法,考虑到该方法所受宏观经济变量的影响最为有限,因此将其选为新版亚洲货币单位偏差指标的基准汇率。<sup>②</sup>

正如小川和清水(Ogawa和Shimizu,2005)在先行研究中所示,东亚各国的贸易收支差额在2001年最为接近平衡。我们根据其结论选定2001年作为基准年,进而计算各国的购买力平价。根据相对购买力平价理论计算方法,东亚各国在不同时间点的购买力平价由以下公式进行计算:

$$S_t^{PPP,i} = S_{2001}^i \times \frac{P_t^{AMU}/P_{2001}^{AMU}}{P_t^i/P_{2001}^i} \quad (1)$$

其中, $S_{2001}^i$ 表示在时间点2001年时*i*国的货币对亚洲货币单位的汇率; $P_t^{AMU}$ 表示

① 作者感谢匿名审稿人在此问题上的建议。

② 在选取模型计算基准汇率时,除了考虑实体经济对汇率所产生的影响以外,同时有必要顾及虚拟经济所带来的影响。在东亚地区,由于多个国家的金融市场尚未完全开放,因此在现阶段并不适合将虚拟经济要素考虑到基准汇率之中。作者感谢匿名审稿人在此问题上所给予的建设性意见。

在时间点  $t$  时亚洲货币单位成员国的消费者物价指数加权平均值;  $P_{2001}^{AMU}$  表示在时间点 2001 年时亚洲货币单位成员国的消费者物价指数加权平均值;  $P_t^i$  表示在时间点  $t$  时亚洲货币单位成员国  $i$  的消费者物价指数;  $P_{2001}^i$  表示在时间点 2001 年时亚洲货币单位成员国  $i$  的消费者物价指数。

依照原有亚洲货币单位偏差指标的计算方法,在计算新版亚洲货币单位偏差指标时,以各国货币对亚洲货币单位的方式来表示购买力平价,并将其作为新版亚洲货币单位偏差指标的基准汇率,具体计算方法如下:

$$PPP - based\ AMU\ Deviation\ Indicator(\%) = \frac{\left(\frac{AMU}{N.C.}\right)^{Actual} - \left(\frac{AMU}{N.C.}\right)^{PPP}}{\left(\frac{AMU}{N.C.}\right)^{PPP}} \times 100(2)$$

其中,  $\left(\frac{AMU}{N.C.}\right)^{Actual}$  表示一国货币对亚洲货币单位的实际汇率,  $\left(\frac{AMU}{N.C.}\right)^{PPP}$  表示购买力平价。

如同原有亚洲货币单位偏差指标所解释的那样,如果基于购买力平价的亚洲货币单位偏差指标处于正值,则表示该国货币定价过高。反之,则表示该国货币定价过低。

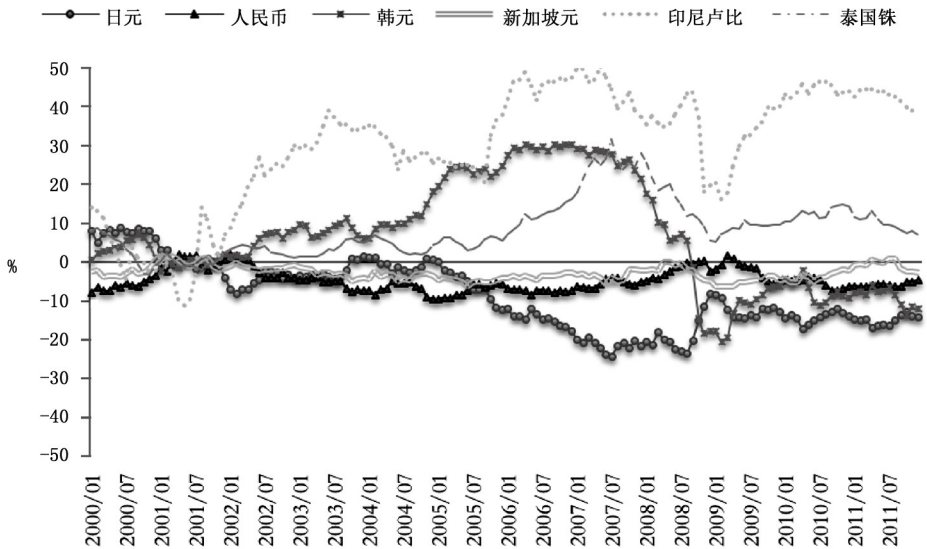


图4 基于购买力平价的亚洲货币单位偏差指标(每月)

数据来源:RIETI Discussion Paper Series 12-E-078

<http://www.rieti.go.jp/jp/publications/dp/12e078.pdf>

根据上述理论,我们对基于购买力平价的亚洲货币单位偏差指标进行了计算,其样本期间为2000年1月至2011年12月。<sup>①</sup>我们在计算基于购买力平价的亚洲货币单位偏差指标时,所使用的数据来自于日本经济产业研究所亚洲货币单位数据库,国际货币基金组织以及各国官方统计局,其计算结果如图4所示。<sup>②</sup>很明显可以看出,在通货膨胀率较高的国家,该国基于购买力平价的亚洲货币单位偏差指标处于正值,而在通货膨胀率较低的国家,其基于购买力平价的亚洲货币单位偏差指标处于负值。例如,印尼由于较高通货膨胀率的影响,该国基于购买力平价的亚洲货币单位偏差指标始终保持在正值,这意味着印尼的货币一直处于定价过高的状态。与此相对应,日本基于购买力平价的亚洲货币单位偏差指标则接近于零或是负值,从中我们可以得出日元在东亚地区处于定价过低的水准。此外,观察基于购买力平价的亚洲货币单位偏差指标的整体动向,我们发现其波动幅度自2005年以来日趋扩大。特别是在美国雷曼兄弟公司破产之后,许多东亚国家的货币呈现出定价过低的趋势。在对各国基于购买力平价的亚洲货币单位偏差指标和名义亚洲货币单位偏差指标进行比较时,我们发现在通货膨胀率较高的国家,二者的偏离范围趋向于不断扩大。然而,在通货膨胀率比较稳定的国家,实际亚洲货币单位偏差指标和基于购买力平价的亚洲货币单位偏差指标之间有着极为相似的波动趋势,如日本、中国、韩国和新加坡。

#### 四 经过巴拉萨-萨缪尔森效应调整的亚洲货币单位偏差指标

##### (一) 东盟六国及日中韩三国的巴拉萨-萨缪尔森效应

虽然在东盟以及日中韩之间存在着各种不同的物价指数,但在整个地区内具有统一性的统计指标只有消费者物价指数,为此我们选用了消费者物价指数来计算基于购买力平价的亚洲货币单位偏差指标。由于消费者物价指数不仅包括贸易商品的价格同时也包括非贸易商品的价格,因而各国的购买力平价会偏离一价定律成立时就贸易商品而言的汇率。我们在对凭借消费者物价指数而计算的购买力平价会偏离一价定律成立时贸易商品的汇率,即所谓巴拉萨-萨缪尔森效应进行解释后,对基于购买力平价的亚洲货币单位偏差指标进行了更进一步的修改。

<sup>①</sup> 因为亚洲货币单位的相关数据是以2000年1月作为出发点,因此本文中所提及的基于购买力平价的亚洲货币单位偏差指标也同样以2000年1月作为起点。此外,在撰写本文时,各国对消费者物价指数所公布的有效数据是到2011年12月为止,因此我们将抽样期间的终点定在2011年12月。

<sup>②</sup> 各国的计算结果请参考 Ogawa 和 Wang (2012)。

一般而言,贸易商品部门的劳动生产率增长速度要快于非贸易商品部门的劳动生产率增长速度。为此,贸易商品价格的上涨速度往往要低于非贸易商品价格的上涨速度。由消费者物价指数计算出的购买力平价也因此而偏离一价定律成立时就贸易商品而言的汇率。在下文中,我们将引用一简单模型来解释巴拉萨-萨缪尔森效应。

用来解释巴拉萨-萨缪尔森效应的基本模型引自于小川和坂根(Ogawa 和 Sakane,2006)的论文。假定在由两个国家(本国和外国)所构成的经济框架内,两国同时设有贸易商品部门( $T$ )和非贸易商品部门( $N$ )。同时,设定本国经济为小型开放经济体系,这意味着本国经济不会对外国经济产生任何影响。劳动力在各国国内的贸易商品部门和非贸易商品部门之间具有流动性,但在两国之间劳动力不具备可移动性。由于在各国国内劳动力具有完全可移动性,因此各国的贸易商品部门和非贸易商品部门之间的名义工资水准具有统一性。本国与外国的名义工资水准分别以( $W$ )和( $W^*$ )来表示。

为简便起见,本国贸易商品的价格( $P_T$ )以名义工资水准( $W$ )和本国贸易商品部门的劳动生产率( $\alpha_T$ )来进行定义。与此同时,本国非贸易商品的价格( $P_N$ )以名义工资水准( $W$ )和非贸易商品部门的劳动生产率( $\alpha_N$ )来进行定义。外国经济的贸易商品价格( $P_T^*$ )和非贸易商品价格( $P_N^*$ )以同样的方法进行定义。

根据上述假设及定义,在本国经济中贸易商品的价格( $P_T$ )与非贸易商品的价格( $P_N$ )可表示如下:

$$P_T = \frac{W}{\alpha_T} \tag{3}$$

$$P_N = \frac{W}{\alpha_N} \tag{4}$$

在外国经济中的贸易商品价格( $P_T^*$ )与非贸易商品价格( $P_N^*$ )可表示如下:

$$P_T^* = \frac{W^*}{\alpha_T^*} \tag{5}$$

$$P_N^* = \frac{W^*}{\alpha_N^*} \tag{6}$$

一般物价指数由贸易商品价格和ations非贸易商品价格的加权平均值来进行定义。本国以及外国的一般物价指数( $P$ 和 $P^*$ )可如下表示:

$$P = P_T^{w_T} \cdot P_N^{w_N} \tag{7}$$

$$P^* = P_T^{*w_T^*} \cdot P_N^{*w_N^*} \tag{8}$$

其中, ( $w_T$ )表示在本国经济的一般物价指数中贸易商品所占比重, ( $w_N$ )表示在

本国经济的一般物价指数中非贸易商品所占比重, ( $w_T^*$ ) 表示在外国经济的一般物价指数中贸易商品所占比重, ( $w_N^*$ ) 表示在外国经济的一般物价指数中非贸易商品所占比重。

在贸易商品遵循一价定律的前提条件下, 如果将本国货币对外国货币的汇率定义为  $S^{LOP}$ , 则本国经济与外国经济之间的贸易商品价格关系可如下表示:

$$P_T = S^{LOP} P_T^* \quad (9)$$

此外, 凭借本国经济的一般物价指数与外国经济的一般物价指数可将购买力平价表示如下:

$$S^{PPP} = \frac{P}{P^*} \quad (10)$$

将等式(7)和(8)代入到等式(10)之中, 购买力平价可以改写成贸易商品价格与非贸易商品价格的形式, 即如下所示:

$$S^{PPP} = \frac{P}{P^*} = \frac{P_T^{w_T} \cdot P_N^{w_N}}{P_T^{*w_T^*} \cdot P_N^{*w_N^*}} \quad (11)$$

在此之上, 将(3)~(6)以及(9)各等式代入到等式(11)之中, 并将其转换为对数形式, 于是(11)可被改写为如下形式:

$$\log S^{PPP} = \log S^{LOP} + w_N \cdot (\log \alpha_T - \log \alpha_N) - w_N^* \cdot (\log \alpha_T^* - \log \alpha_N^*) \quad (12)$$

等式(12)的最后两项即为巴拉萨-萨缪尔森效应。

然后, 对等式(12)进行全微分计算, 于是购买力平价可被改写成变化率形式, 即如下所示:

$$\dot{S}^{PPP} = \dot{S}^{LOP} + w_N (\dot{\alpha}_T - \dot{\alpha}_N) - w_N^* (\dot{\alpha}_T^* - \dot{\alpha}_N^*) \quad (13)$$

依据等式(13), 如果  $w_N (\dot{\alpha}_T - \dot{\alpha}_N) - w_N^* (\dot{\alpha}_T^* - \dot{\alpha}_N^*) > 0$ , 则意味着  $\dot{S}^{PPP}$  大于  $\dot{S}^{LOP}$ 。即与一价定律成立时的汇率相比, 购买力平价趋向于定价过低。与此相反, 如果  $w_N (\dot{\alpha}_T - \dot{\alpha}_N) - w_N^* (\dot{\alpha}_T^* - \dot{\alpha}_N^*) < 0$ , 则意味着  $\dot{S}^{PPP}$  小于  $\dot{S}^{LOP}$ 。即与一价定律成立时的汇率相比, 购买力平价趋向于定价过高。由此可见, 特别是在本国的贸易商品部门有较高的劳动生产率增长速度时, 与一价定律成立时的汇率相比, 该国的购买力平价将会呈现定价过低的倾向。

此外, 我们凭借本国贸易商品部门的实际国内生产总值 ( $Y_T$ ) 以及该部门的雇用人数 ( $L_T$ ) 计算出了贸易商品部门的劳动生产率。同样, 凭借本国非贸易商品部门的实际国内生产总值 ( $Y_N$ ) 以及该部门的雇用人数 ( $L_N$ ) 计算出了非贸易商品部门的劳

动生产率。外国经济中贸易商品部门和非贸易商品部门的劳动生产率也以同样方式进行了计算。

根据上述解释,本国经济中贸易商品部门的劳动生产率( $\alpha_T$ )以及非贸易商品部门的劳动生产率( $\alpha_N$ )可如下表示:

$$\alpha_T = \frac{\sum Y_T}{\sum L_T} \quad (14)$$

$$\alpha_N = \frac{\sum Y_N}{\sum L_N} \quad (15)$$

外国经济中贸易商品部门的劳动生产率( $\alpha_T^*$ )以及非贸易商品部门的劳动生产率( $\alpha_N^*$ )可如下表示:

$$\alpha_T^* = \frac{\sum Y_T^*}{\sum L_T^*} \quad (16)$$

$$\alpha_N^* = \frac{\sum Y_N^*}{\sum L_N^*} \quad (17)$$

此外,在上文中所提到的变化率均为上年同期百分比。

## (二)数据

我们凭借上述所介绍的模型对东亚各国的巴拉萨-萨缪尔森效应进行了计算。由于数据方面的限制,我们将分析对象限定为东盟六国(新加坡、印尼、泰国、马来西亚、菲律宾和越南)以及日本、中国和韩国。<sup>①</sup> 为了计算东盟六国以及日中韩三国的贸易商品部门和非贸易商品部门的劳动生产率,我们将各国的产业部门进行了如下分类。针对所有成员国,贸易商品部门包括农业,畜牧业,林业,渔业,采矿业,采石业和制造业。与此同时,非贸易商品部门包括建筑业,公用事业,批发业,零售业,酒店业,餐饮业,运输业,贮藏业,通信业,金融服务业,商业服务业,房地产服务业,社区服务业,社会服务业,个人服务业及其他服务性行业。<sup>②</sup> 另外,对各国所进行的实证分析抽

① 由于其他四国(文莱、柬埔寨、老挝和缅甸)在亚洲货币单位中所占比重的总和不足1%,因此我们以东盟六国代替东盟十国进行计算,并不会对整个分析产生影响。

② 根据 General Statistics Office of Vietnam,该国的建筑业被划分在制造业当中,为此越南的贸易商品部门包括建筑业。

样期间为 2000 年至 2010 年。<sup>①</sup> 各国数据来源请参照表 1。

表 1 实际国内生产总值与雇用的数据来源

	Real GDP	Employment
Japan	Japan Statistical Yearbook Cabinet Office, Government of Japan	OECD Structural Analysis Statistics Ministry of Internal Affairs and Commu- nications
China	China Statistical Yearbook National Bureau of Statistics of China	China Statistical Yearbook National Bureau of Statistics of China
Korea	Korea Statistical Yearbook Statistics Korea	OECD Structural Analysis Statistics Ministry of Employment and Labor
Singapore	Yearbook of Statistics Singapore Department of Statistics Singapore	Ministry of Manpower
Indonesia	Statistical Yearbook of Indonesia Statistics Indonesia	Statistical Yearbook of Indonesia Statistics Indonesia
Thailand	Thailand Statistical Yearbook National Statistical Office	Office the National Economic and Social Development Board
Malaysia	Yearbook of Statistics Malaysia Department of Statistics Malaysia	Yearbook of Statistics Malaysia Department of Statistics Malaysia
Vietnam	Statistical Yearbook of Vietnam General Statistics Office of Vietnam	Statistical Yearbook of Vietnam General Statistics Office of Vietnam
The Philippines	Philippine Statistical Yearbook National Statistical Coordination Board	Bureau of Labor and Employment Statis- tics

### (三)关于巴拉萨-萨缪尔森效应的计算结果

一般而言,如果一国在贸易商品部门有着较高的劳动生产率增长速度,则该国以消费者物价指数计算的购买力平价与一价定律成立时贸易商品的汇率相比,该国的购买力平价趋向于定价过低。正如等式(13)所示,非贸易商品部门所占比重与劳动生产率增长速度同样是决定巴拉萨-萨缪尔森效应的重要因素。计算结果表明,除 2009

<sup>①</sup> 在撰写本文时,各国所公布的有效数据是到 2010 年为止,因此我们将分析期间设定在 2000 年至 2010 年。

年以外,在东盟六国以及日中韩三国的大多数国家中,贸易商品部门的劳动生产率增长速度呈现出逐年上升的趋势。以此可以看出,从贸易商品部门劳动生产率增长速度的角度来讲,大多数东亚国家的购买力平价处于定价过低的水准。<sup>①</sup>

如上所述,巴拉萨-萨缪尔森效应不仅受劳动生产率增长速度的影响,同时也受非贸易商品部门所占比重变化的影响。这意味着,在对东盟六国以及日中韩三国的巴拉萨-萨缪尔森效应进行考量时,各国的产业构造起着至关重要的作用。例如,新加坡的非贸易商品部门所占比重高于亚洲货币单位成员国的整体相关比重,为此新加坡的巴拉萨-萨缪尔森效应主要是受其本国要素影响而变化。此外,在一些发展中国家,虽然劳动生产率增长速度高于亚洲货币单位成员国的整体加权平均值,但这些国家的非贸易商品部门所占比重不及于亚洲货币单位成员国整体的相关比重,因此,该国家的巴拉萨-萨缪尔森效应倾向于负值,其购买力平价偏重于定价过高,如中国和越南。各国巴拉萨-萨缪尔森效应的计算结果请参照表 2。

表 2 东盟六国以及日中韩三国的巴拉萨-萨缪尔森效应

Year	Rate of Change of Balassa-Samuelsion Effect(%)								
	Japan	China	Korea	Singapore	Indonesia	Thailand	Malaysia	Vietnam	The Philippines
	$w_N(\alpha_T - \alpha_N) - w_N^*(\alpha_T^* - \alpha_N^*)$								
2000	0.32	-2.40	4.26	12.14	-6.94	-1.81	2.41	1.68	-1.28
2001	0.17	0.05	2.41	-9.01	1.20	2.88	0.68	1.00	0.68
2002	0.03	-1.01	1.73	4.92	-2.94	-1.02	2.06	0.16	-1.75
2003	1.02	-1.00	0.69	-2.98	-5.79	3.58	1.31	0.49	-3.30
2004	-1.03	-1.71	4.16	3.18	-0.40	-1.82	-1.56	-3.08	-6.07
2005	-0.15	-0.54	1.79	7.40	-5.98	-1.60	-2.78	-0.14	-2.51
2006	-0.03	-0.15	3.54	1.13	-4.25	-2.08	-3.82	0.30	-1.27
2007	1.05	-0.39	3.10	-3.92	-2.17	-0.11	-1.79	0.77	-0.62
2008	-0.01	0.20	0.97	-8.43	0.98	1.28	-1.89	-0.86	1.25
2009	-5.98	1.63	0.96	3.46	0.51	0.63	0.23	0.12	2.07
2010	4.44	-3.31	0.75	13.88	-5.04	-0.36	-4.58	-3.26	-4.05

数据来源:RIETI Discussion Paper Series 12-E-078

<http://www.rieti.go.jp/jp/publications/dp/12e078.pdfz>。

① 详细说明请参考 Ogawa 和 Wang(2012)。



## (四) 经过巴拉萨-萨缪尔森效应调整的亚洲货币单位偏差指标

正如前文所提到的那样,基于购买力平价的亚洲货币单位偏差指标是根据2001年各国货币对亚洲货币单位的汇率以及各国和亚洲货币单位构成国整体的消费者物价指数计算而出。但是,再以消费者物价指数作为价格数据计算购买力平价时,我们应该考虑到巴拉萨-萨缪尔森效应问题的存在。由于巴拉萨-萨缪尔森效应,作为新版亚洲货币单位偏差指标基准汇率的购买力平价本身可能会发生定价过高或是过低的问题。因此,在计算新版亚洲货币单位偏差指标时,为确保其基准汇率的精准性,有必要消除基准汇率中的巴拉萨-萨缪尔森效应。这也就意味着,在一价定律成立时的汇率应作为基准汇率。

基于亚洲货币单位偏差指标的定义,经过巴拉萨-萨缪尔森效应调整的亚洲货币单位偏差指标( $DI^{PPP \text{ Adjusted by BS}}$ )可如下表示:

$$DI^{PPP \text{ Adjusted by BS}} = \frac{S^{Actual} - S^{LOP}}{S^{LOP}} \quad (18)$$

其中, ( $S^{Actual}$ ) 表示一国货币对亚洲货币单位的实际汇率, ( $S^{LOP}$ ) 表示一价定律成立时的汇率。

将等式(18)改写成对数形式,即如下所示:

$$DI^{PPP \text{ Adjusted by BS}} \approx \log S^{Actual} - \log S^{LOP} \quad (19)$$

根据等式(12),基于一价定律成立时的汇率可如下表示:

$$\log S^{LOP} = \log S^{PPP} - w_N \cdot (\log \alpha_T - \log \alpha_N) + w_N^* \cdot (\log \alpha_T^* - \log \alpha_N^*) \quad (20)$$

因此,等式(19)可改写成以下形式:

$$DI^{PPP \text{ Adjusted by BS}} \approx \log S^{Actual} - \log S^{PPP} + w_N \cdot (\log \alpha_T - \log \alpha_N) - w_N^* \cdot (\log \alpha_T^* - \log \alpha_N^*) \quad (21)$$

然后,对等式(21)进行全微分计算,于是经过巴拉萨-萨缪尔森效应调整的亚洲货币单位偏差指标的变化率可以表示如下:

$$\Delta DI^{PPP \text{ Adjusted by BS}} \approx \dot{S}^{Actual} - \dot{S}^{PPP} + w_N (\dot{\alpha}_T - \dot{\alpha}_N) - w_N^* (\dot{\alpha}_T^* - \dot{\alpha}_N^*) \quad (22)$$

如上文所示,基于购买力平价的亚洲货币单位偏差指标由等式(2)进行了定义,该等式同样可以被改写为对数形式,即  $DI^{PPP} \approx \log S^{Actual} - \log S^{PPP}$ 。通过对基于购买力平价的亚洲货币单位偏差指标的对数形式进行全微分计算,该指标的变化率可以表示为实际汇率变化率与购买力平价变化率的差分形式,即亦,  $\Delta DI^{PPP} \approx \dot{S}^{Actual} - \dot{S}^{PPP}$ 。

于是,等式(22)可以改写为以下形式:

$$\Delta DI^{PPP \text{ Adjusted by BS}} \approx \Delta DI^{PPP} + w_N(\dot{\alpha}_T - \dot{\alpha}_N) - w_N^*(\dot{\alpha}_T^* - \dot{\alpha}_N^*) \quad (23)$$

由此可见,经过巴拉萨-萨缪尔森效应调整的亚洲货币单位偏差指标的变化率可以通过基于购买力平价的亚洲货币单位偏差指标的变化率以及巴拉萨-萨缪尔森效应的变化率来进行计算。

根据上述模型以及推理结果,我们计算了东盟六国以及日中韩三国经过巴拉萨-萨缪尔森效应调整的亚洲货币单位偏差指标。如图 5 所示,经过巴拉萨-萨缪尔森效应调整的亚洲货币单位偏差指标与基于购买力平价的亚洲货币单位偏差指标的波动趋势极为相近。<sup>①</sup> 在通货膨胀率较高的国家,经过巴拉萨-萨缪尔森效应调整的亚洲货币单位偏差指标倾向于定价过高,而在通货膨胀率较为稳定的国家,经过巴拉萨-萨缪尔森效应调整的亚洲货币单位偏差指标倾向于平衡状态或是定价过低。通过对各国经过巴拉萨-萨缪尔森效应调整的亚洲货币单位偏差指标与基于购买力平价的亚洲货币单位偏差指标进行比较,很明显可以看出在二者之间存在着一定的差幅,其理由即为巴拉萨-萨缪尔森效应。

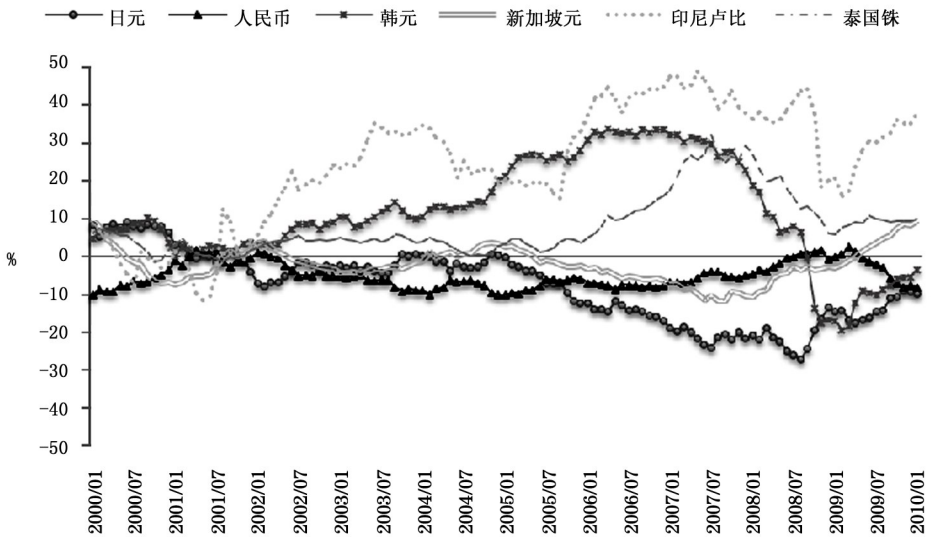


图 5 经过巴拉萨-萨缪尔森效应调整的亚洲货币单位偏差指标(每月)

数据来源:RIETI Discussion Paper Series 12-E-078

<http://www.rieti.go.jp/jp/publications/dp/12e078.pdf>

① 各国的计算结果请参考 Ogawa 和 Wang (2012)。

在对经过巴拉萨-萨缪尔森效应调整的亚洲货币单位偏差指标与实际亚洲货币单位偏差指标进行比较后,我们发现,由于各国劳动生产率增长速度等因素的影响,两指标的波动幅度有所不同。例如,日本在 2008 年时根据实际亚洲货币单位偏差指标,日元汇率呈现出将近 35% 的定价过低,但以经过巴拉萨-萨缪尔森效应调整的亚洲货币单位偏差指标对日元进行评估时,定价过低的范围缩小至约为 25%。在美国雷曼兄弟公司宣布破产之后不久,人民币在以实际亚洲货币单位偏差指标进行评估时,其汇率倾向于定价过高,但以经过巴拉萨-萨缪尔森效应调整的亚洲货币单位偏差指标对其进行评估时,人民币则倾向于定价过低。

另外,从图 5 中可以看出,日本和中国经过巴拉萨-萨缪尔森效应调整的亚洲货币单位偏差指标倾向于负值,这意味着以上两国的货币在东亚地区趋向于定价过低。与此相对应,韩国、印尼和泰国经过巴拉萨-萨缪尔森效应调整的亚洲货币单位偏差指标倾向于正值,这意味着以上各国货币在东亚地区处于定价过高的水准。根据各国经过巴拉萨-萨缪尔森效应调整的亚洲货币单位偏差指标的波动状况,不难发现在东亚地区各国货币汇率波动呈现明显的非对称性。东亚各国货币汇率波动的非对称性在区域货币合作的进程中仍旧是一个亟待解决的重要问题。

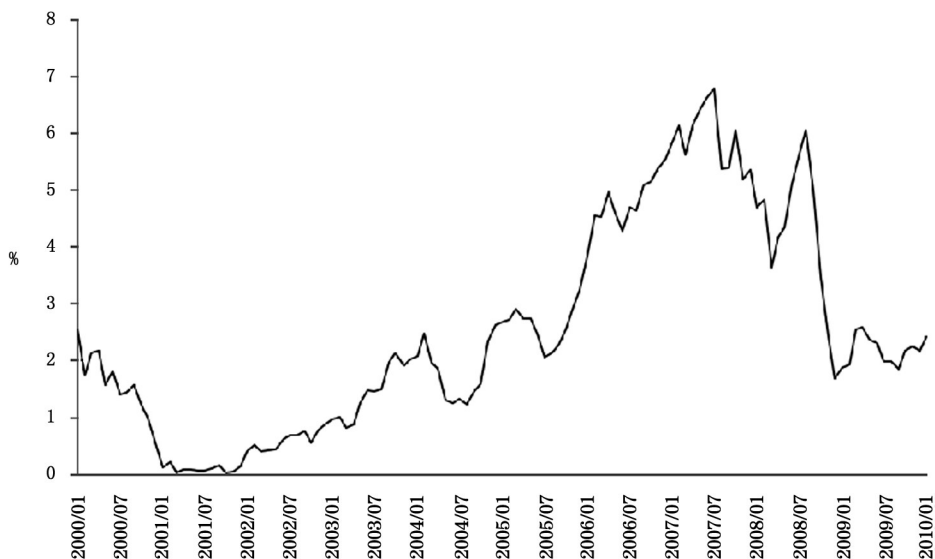


图 6 东盟六国以及日中韩三国整体绝对偏差值

数据来源:RIETI Discussion Paper Series 12-E-078

<http://www.rieti.go.jp/jp/publications/dp/12e078.pdf>

再对东盟六国以及日中韩三国经过巴拉萨-萨缪尔森效应调整的亚洲货币单位偏差指标进行分析后,我们凭借各国的偏差指标以及各国在亚洲货币单位中所占比重计算出东盟六国以及日中韩三国整体的绝对偏差值,并以其为基准对各国的贡献率进行了比较。如图 6 所示,地区整体的绝对偏差值从 2003 年开始呈现出逐步上升趋势,特别是在 2005 年 7 月至 2007 年上半年的这一时间段,其上升幅度颇为明显。然而,从美国次贷危机爆发以来,地区整体的绝对偏差值呈下降趋势,尤其是从 2008 年的下半年开始,其下降幅度尤为显著。关于各国的偏差值在整体变动中所占比率,从图 7 可以看出,在整个抽样期间,偏差值所受影响主要来自于日元和人民币汇率的变动。

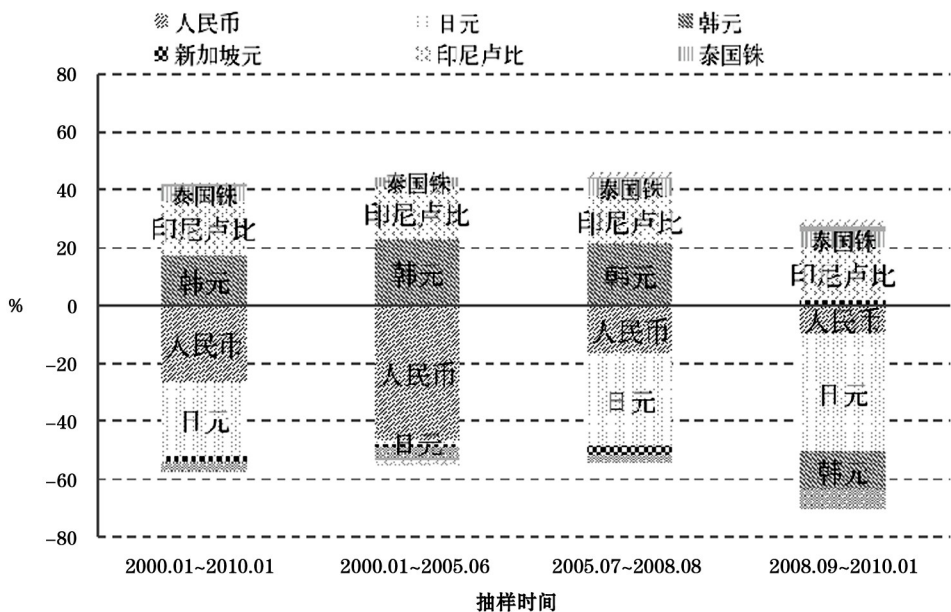


图 7 东盟六国以及日中韩三国整体绝对偏差值的各国贡献率

数据来源:RIETI Discussion Paper Series 12-E-078

<http://www.rieti.go.jp/publications/dp/12e078.pdf>

这是因为日元和人民币在亚洲货币单位中所占的比重远远高于其他货币。此外,印尼的通货膨胀率高涨以及韩元的大幅贬值使得二者在整体的偏差波动中占有较大比重。在对整个抽样期间进行了详细划分之后,可以看出,在人民币汇率制度进行改革以前(2000 年 1 月~2005 年 6 月),地区整体偏差波动的主要原因来自于人民币汇率的变动。在这一期间,除印尼以外,东亚地区各国的货币汇率变动以及通货膨胀率处于

相对稳定状态。为此,这一时间段的整体偏差值波动原因主要取决于各国在亚洲货币单位中所占比重。然而,日元在亚洲货币单位中虽然占有较大比重,但在这一时期日元经过巴拉萨-萨缪尔森效应调整的亚洲货币单位偏差指标接近于平衡状态,因此在整体偏差波动中,日元所起的作用微乎其微。但是,从2005年下半年开始,由于日元等亚洲货币的套息交易日趋活跃,从而使得该货币的汇率变动呈现出极不稳定趋势。不难看出,以日元为首的套息货币在整体偏差波动中占有较大比重。此外,自全球金融危机爆发以来,日元对整体偏差波动的影响最为显著,其主要原因在于日元的大幅升值。

综上所述,经过巴拉萨-萨缪尔森效应调整的亚洲货币单位偏差指标可以用来辅助原有亚洲货币单位偏差指标,进而监测东亚各国货币的定价过高或是过低问题。

## 五 结论

本文针对如何将亚洲货币单位偏差指标的固定基准汇率转换成经过巴拉萨-萨缪尔森效应调整的购买力平价进行了讨论。我们认为,如果决定汇率水准的基本要素随时间推移而变化,亚洲货币单位偏差指标的基准汇率也应该同样随时间的推移而改变。由于购买力平价是以包括非贸易商品价格的消费者物价指数为价格数据来进行计算的,为此亚洲货币单位偏差指标的基准汇率会因巴拉萨-萨缪尔森效应而发生定价过高或是过低的问题。考虑到以消费者物价指数来计算的购买力平价中所存在的巴拉萨-萨缪尔森效应,我们对基于购买力平价的亚洲货币单位偏差指标进行了进一步的修改。在对四种不同类型的亚洲货币单位偏差指标进行了比较后,我们发现各指标的波动趋势颇为相近,但基于购买力平价的亚洲货币单位偏差指标以及经过巴拉萨-萨缪尔森效应调整的亚洲货币单位偏差指标与名义亚洲货币单位偏差指标之间的偏离幅度在近年呈现出逐步扩大的趋势。

此外,各种亚洲货币单位偏差指标有其自身的优点以及不足之处。名义亚洲货币单位偏差指标在计算方面存在即时性,为此,该指标有助于监测每天的汇率变动,但在注重货币汇率对实体经济所产生的影响时,该指标则缺乏实效性。实际亚洲货币单位偏差指标虽只能以月为单位进行计算并且存在时间滞后的问题,但在分析货币汇率对宏观经济变量的影响时,实际亚洲货币单位偏差指标更为有效。基于购买力平价的亚洲货币单位偏差指标和经过巴拉萨-萨缪尔森效应调整的亚洲货币单位偏差指标,两指标尽管在消费者物价指数、实际国内生产总值以及就业人数的数据收集方面存在时

间滞后的缺点,但它们可以通过购买力平价以及劳动生产率增长速度来衡量各国的货币汇率是否保持在适当水准。作为今后的研究课题,针对上述问题需要采取相应方法予以改善,对于各种亚洲货币单位偏差指标需要从稳健性角度加以考虑。

自从东亚区域货币合作开始以来,已有近十三年的时光。在这十多年的历程中,我们获得了一些积极成果,例如清迈倡议的多边化和东盟十国及日中韩三国宏观经济研究办公室的设立。如果东亚各国的货币当局以及区域整体的宏观经济研究办公室能够进一步加强区域内的汇率监视,那么亚洲货币单位以及亚洲货币单位偏差指标将有望成为各国汇率运行的参考指数。与此同时,基于购买力平价的亚洲货币单位偏差指标和经过巴拉萨-萨缪尔森效应调整的亚洲货币单位偏差指标也将成为重要的指标而补充原有亚洲货币单位偏差指标的机能。在经历了全球动荡的金融危机、欧洲财政危机以及亚洲金融危机以后,我们重新认识到在东亚地区建立一个区域汇率监视体系的重要性。加强和巩固区域货币合作体制,不仅有利于本国的利益,同时对东亚地区经济的稳定与发展也起着积极的作用。为了增强东亚地区金融体系的稳定性,抵御货币投机的冲击,避免汇率的持续失调,各国应该积极有效地运用亚洲货币单位偏差指标,并在必要时适当调整各自汇率政策。

在东亚经济一体化的进程中,各国应该本着从大局出发的原则,特别是东亚地区的两大经济大国,日本和中国应该共同携手积极构建东亚区域汇率协调机制,以推进东亚地区的发展与繁荣。

### 参考文献:

Balassa, Bela. "The Purchasing-Power Parity doctrine: A Reappraisal." *Journal of Political Economy*, 1964, Vol. 72, No. 6, pp.584-596.

Balassa, Bela. "Just How Misleading Are Official Exchange Rate Conversions? A Comment." *The Economic Journal*, 1973, Vol. 83, No. 332, pp.1258-1267.

Cassel, Gustav. "The Present Situation of the Foreign Exchanges." *The Economic Journal*, 1916, Vol. 26, No. 103, pp.319-323.

Hinkle, Lawrence E. and Montiel, Peter J. *Exchange Rate Misalignment: Concepts and Measurement for Developing Countries*. New York: Oxford University Press, 1999.

Ito, Takatoshi; Isard, Peter and Symansky, Steven. "Economic Growth and Real Exchange Rate: An Overview of the Balassa-Samuelsen Hypothesis in Asia." in Takatoshi Ito and Anne O. Krueger, eds., *Changes in Exchange Rates in Rapidly Development Countries: Theory, Practice, and Policy Issues*. Chicago: University of Chicago Press, 1999, pp.109-128.

Kawai, Masahiro and Takagi, Shinji. "Towards Regional Monetary Cooperation in East Asia: Lessons From

Other Parts of the World.” *International Journal of Finance and Economics*, 2005, Vol. 10, pp.97-116.

Krugman, Paul R. “Purchasing Power Parity and Exchange Rates: Another Look at the Evidence.” *Journal of International Economics*, 1978, 8, pp.397-407.

Nakamura, Chikafumi. “Theory of Currency Basket: Incomplete Exchange Rate Pass-Through and Its Weight.” *Review of Monetary and Financial Studies*, 2010, Vol. 31, pp.69-74.

Ogawa, Eiji. “Regional Monetary Coordination in Asia After the Global Financial Crisis: Comparison in Regional Monetary Stability Between ASEAN+3 and ASEAN+3+3.” RIETI Discussion Paper Series, 10-E-027, 2010.

Ogawa, Eiji and Sakane, Michiru. “Chinese Yuan After Chinese Exchange Rate System Reform.” *China & World Economy*, 2006, Vol. 14, pp.39-57.

Ogawa, Eiji and Shimizu, Junko. “A Deviation Measurement for Coordinated Exchange Rate Policies in East Asia.” RIETI Discussion Paper Series, 05-E-017, 2005.

Ogawa, Eiji and Shimizu, Junko. “AMU Deviation Indicator for Coordinated Exchange Rate Policies in East Asia and Its Relation with Effective Exchange Rates.” RIETI Discussion Paper Series, 06-E-002, 2006a.

Ogawa, Eiji and Shimizu, Junko. “Progress Toward a Common Currency Basket System in East Asia.” RIETI Discussion Paper Series, 07-E-002, 2006b.

Ogawa, Eiji and Shimizu, Junko. “Stabilization of Effective Exchange Rates Under Common Currency Basket Systems.” *Journal of the Japanese and International Economies*, 2006c, Vol. 20, No. 4, pp.590-611.

Ogawa, Eiji and Shimizu, Junko. “Asian Monetary Unit and Monetary Cooperation in Asia.” ADBI Working Paper Series, No. 275, 2011.

Ogawa, Eiji and Wang, Zhiqian. “The AMU Deviation Indicators Based on the Purchasing Power Parity and Adjusted by the Balassa-Samuelson Effect.” RIETI Discussion Paper Series, 12-E-078, 2012.

Ogawa, Eiji and Yoshimi, Taiyo. “Analysis on  $\beta$  and  $\sigma$  Convergences of East Asian Currencies.” RIETI Discussion Paper Series, 09-E-018, 2009.

Samuelson, Paul A. “Theoretical Notes on Trade Problems.” *The Review of Economics and Statistics*, 1964, Vol. 46, No.2, pp.145-155.

Williamson, John. *The Exchange Rate System, Policy Analyses in International Economics 5*. Washington, DC: Institute for International Economics, 1983.

Williamson, John. “Estimates of FEERs.” in John Williamson, eds., *Estimating Equilibrium Exchange Rates*. Washington, DC: Institute for International Economics, 1994, pp.177-244.

Yoshikawa, Hiroshi. “On the Equilibrium Yen-Dollar Rate.” *The American Economic Review*, 1990, Vol. 80, No. 3, pp.576-583.

(截稿:2012年10月 实习编辑:贾中正)