

我国外汇储备币种结构与收益率的一个估计

刘莉亚

(上海财经大学 金融学院, 上海 200433)

摘要: 文章在假设持有美元、欧元、日元三种币种结构的前提下, 构建了我国外汇储备增长率的分解方程, 利用 Recursive Residual 和虚拟变量法来处理异常点, 同时借助 CUSUM 检验确认了 2003 年 8 月为结构性断点, 继而分为两个子样本分别估计, 并得出: (1) 2003 年 8 月前, 我国外汇储备平均收益率约为 3.66%, 欧元资产比例大约为 11.78%; 2003 年 8 月后欧元资产比例上升至 21.79%, 收益率微升至 4.03%。(2) 利用估计出的币种结构进一步对收益率进行调整, 并将调整后的收益率与我国同期的 GDP 增长率和 FDI 投资回报率进行对比, 说明改变现行的消极管理模式为强调市场化手段、旨在提高收益率为特征的积极管理模式的必要性, 同时针对积极型外汇储备管理模式给出了进一步的研究展望。

关键词: 币种结构; CUSUM 检验; 积极型外汇储备管理模式

中图分类号: F831.7 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2008)07-0121-12

我国外汇储备从 1996 年首次突破一千亿美元关口到 2006 年, 完成了两个惊人的突破: 一是轻松跨过 1 万亿美元大关, 二是超过日本成为世界头号外储大国。尽管外汇储备令人瞩目的持续增长强有力地证明了我国的贸易竞争优势与经济增长潜力, 但表面的数字增长背后所蕴含的“有偏”的贸易政策、偏离的汇率制度、短期的投机资本以及不利的国际货币体系安排都意味着繁荣景象背后潜伏着的隐患。与此同时, 与外汇储备的高速增长相背离的是, 我国的外汇储备管理模式在过去十年却基本保持不变: “稳定的币种结构、单一的政府债券投向、偏低的投资收益率、缺乏市场化的政府管理行为”几乎成为了我国外汇储备管理的定式, 在这一背景下, 深入研究如何通过优化币种结构与资产配置来提高收益率, 如何通过借鉴其他同样拥有较多外汇储备国家的先进管理经验来转变现有的管理模式, 对于应对上述诸多隐患, 真正发挥外汇储备在抵御、防范金融风险、保障我国经济健康持续发展、维持我国国际地位和国际影响等方面的作用具有重要的实践价值与政策指导意义。

收稿日期: 2008-01-21

基金项目: 国家社会科学基金资助项目(07CJL011); 国家教育部 2006 年规划资助项目

作者简介: 刘莉亚(1976—), 女, 山西长治人, 上海财经大学金融学院副教授。

一、文献综述

针对外汇储备的币种构成,国内外学者进行了较为深入的研究。就外汇储备的币种构成基准高度依赖于储备充足的决定路径来说,常用的选取方法有:一是短期外债风险覆盖方法,其核心思想为:当持有外汇储备主要是为短期外债提供风险覆盖时,外汇储备的币种结构应与短期外债的币种结构相一致;二是购买力方法,其核心思想为:对于很难通过国际资本市场融资来缓和经常项目冲击的国家,为偿还外债和维持正常进口,应该考虑用偿还债务和进口的主要币种来构建外汇储备的币种基准结构;三是持有成本法,其核心思想为:对于外汇储备大多是借来的国家,其通常的投资目标就是在严格限定净头寸风险暴露的同时减小持有成本,因而在这种方法下,外汇储备的币种结构应该与外债的期限和币种结构相匹配;四是最优分散化方法,其核心思想为:汇率与利率变动通常是外汇储备收益与风险的决定性因素,国际储备管理者应像一个组合投资管理那样,寻求最优化的资产分散管理。

在上述四种方法中,研究文献涉及最多且最主要的方法当属最优分散化方法。Ben-Bassat(1980)就利用这种方法估算出了以色列的最优储备结构;Dooley(1987,1989)认为,资产组合框架主要适用于分析官方的净国外资产,并用多个发展中国家的数据进行了实证分析;Roger(1993)研究发现,大多数工业化国家的外汇储备币种结构变化主要与外汇市场公开市场干预有关,而不是资产组合的结果;许承明(2001)认为,随着世界交易系统的发展和完善,币种之间的互换变得越来越方便,因此储备货币的风险和收益将会越来越影响它在世界外汇储备中的比例;Eichengreen 等(2000)进一步验证了一国的贸易对象、外债结构、汇率安排、资本账户开放和储备货币之间的利差对外汇储备币种结构的影响;王国林(2003)对国际货币基金组织年报数据进行比较分析后认为,外汇储备结构币种份额变化的主要因素是美元的持续强势、日元的疲软和欧元的走强;Elias(2006)在考虑到证券组合调整成本的情况下,建立了一个动态的均值一方差模型,并利用该模型来估计各主要货币在外汇储备中的最优比例。赵洪岩(2006)通过对外汇储备增长率、外汇占款占上期外汇储备比重和汇率变动进行回归,得到相应的欧元资产比例和收益率。本文在对币种结构进行估计时就以该文中的方法为基础进行了拓宽与深化。

我国外汇储备目前被动式的管理模式——“过度集中于货币资产、政府债券从而导致收益率偏低”已成为众多国内外专家纷纷建议转变外汇储备管理模式的有力证据。然而,我国外汇储备的收益率究竟怎样?币种结构如何分布?资产配置情况又如何?对此中国人民银行并未公开披露相关的信息,但只有对上述问题做出清晰解答后我们才能顺利过渡到对外汇储备管理模式转变问题的探讨上。鉴于此,本文的内容结构安排如下:第二部分在三种币种结构的假设

下构建了外汇储备增长率的分解方程,并详细解释了文中所有数据的来源;第三部分对模型进行初步回归估计之后,首先根据生成的残差序列识别出可能的异常点,然后对异常点进行处理后进行了CUSUM检验,同时用CHOW进一步确认了2003年8月作为模型的结构性断点,进而对断点前后两个子样本分别进行了回归,从而得出两个子样本的币种结构以及相应的收益率,最后将估计出的收益率与FDI投资回报率及GDP增长率进行了对比;第四部分,以现行偏低的收益率为依据,通过借鉴同样拥有较多外汇储备国家进行外汇储备模式的经验,结合我国的发展阶段与发展现状,分安全性、流动性、收益性三个层次构建积极型外汇储备管理模式的框架,并据此构架详细分析了每一层次的币种结构选择与资产配置选择;第五部分为结论与下一步的研究展望。

二、理论模型的构建及数据说明

(一)理论模型的构建。基于我国外汇储备的主要币种构成,可假设外汇储备由美元、欧元、日元三种币种资产构成。从理论上分析,每期的外汇储备数量应等于上一期外汇储备带来的收益、本期交易净增外汇、汇率变化导致的损益三者之和。但考虑到可能还存在一些通过非正式渠道进入的外汇储备,这部分外汇储备既不属于外汇储备的利息收入和资本损益,也没有形成同期交易净增外汇对应的外汇占款。换言之,从会计恒等式的角度来考虑,每期的外汇储备量可分解为上一期外汇储备带来的收益、本期交易净增外汇、汇率变化导致的资本损益以及净错误与遗漏项,因此我们可以根据这一外汇储备的会计恒等式来推导外汇储备增长率的理论方程。

令 F_t 为 t 时期的以美元计价的外汇储备。基于我国外汇储备中的主要币种构成,可假设外汇储备中只包括美元、欧元及日元三类资产,并分别以 x 、 y 、 z 表示三类资产的规模; r_t^x 、 r_t^y 、 r_t^z 分别表示三类资产 t 期以本币计算的名义收益率; $e_t^{x:y}$ 、 $e_t^{x:z}$ 分别表示欧元兑美元、日元兑美元的名义汇率; C_t 表示与本期交易净增外汇相对应的外汇占款; M_t 表示通过非正规渠道流入的错误与遗漏项。那么, t 时期的外汇储备资产就可表示为:

$$F_t = (1 + r_{t-1}^x)x_{t-1} + (1 + r_{t-1}^y)y_{t-1}e_t^{x:y} + (1 + r_{t-1}^z)z_{t-1}e_t^{x:z} + C_t + M_t \quad (1)$$

又因为当期以美元计价的外汇储备为三种资产之和,因此有:

$$F_{t-1} = x_{t-1} + y_{t-1}e_{t-1}^{x:y} + z_{t-1}e_{t-1}^{x:z} \quad (2)$$

将(1)式两边同减 F_{t-1} ,并将(2)式代入,然后等式两边再同除以 F_{t-1} ,并整理可得到外汇储备的增长率:

$$\begin{aligned} \dot{F}_t &= R_{t-1} + \omega_{t-1}^y(1 + r_{t-1}^y)\dot{e}_t + \omega_{t-1}^z(1 + r_{t-1}^z)\dot{e}_t + \frac{C_t}{F_{t-1}} + \frac{M_t}{F_{t-1}} \quad (3) \\ \dot{F}_t &= \frac{F_t - F_{t-1}}{F_{t-1}}, \dot{e}_t^y = \frac{e_t^{x:y} - e_{t-1}^{x:y}}{e_{t-1}^{x:y}}, \dot{e}_t^z = \frac{e_t^{x:z} - e_{t-1}^{x:z}}{e_{t-1}^{x:z}} \end{aligned}$$

$$\text{其中, } \omega_{i-1}^x = \frac{x_{i-1}}{F_{i-1}}, \omega_{i-1}^y = \frac{y_{i-1} e_{i-1}^{x:y}}{F_{i-1}}, \omega_{i-1}^z = \frac{z_{i-1} e_{i-1}^{x:z}}{F_{i-1}}$$

$$R_{i-1} = \omega_{i-1}^x r_{i-1}^x + \omega_{i-1}^y r_{i-1}^y + \omega_{i-1}^z r_{i-1}^z$$

从式(3)可看出,外汇储备的增长率可分解为上一期的平均收益率、汇率变动导致的资本损益、新增外汇占款对上期外汇储备占比,以及本期净错误与遗漏外汇储备对上期外汇储备占比四项。其中平均收益率是三种资产收益率的加权平均,资本损益包括欧元兑美元与日元兑美元名义汇率变动所导致的本金和利息两项的损益,而 ω_i^i 表示 t 期资产 i 所占外汇储备的比重。

为估计外汇储备的平均收益率以及三类资产在外汇储备中的占比,可通过对外汇储备收益率、汇率的变动、新增外汇占款对上期外汇储备占比,以及新增错误与遗漏项对上期外汇储备占比进行线性回归,回归方程的形式如下:

$$\dot{F}_t = R + \beta_1 \dot{e}_t^y + \beta_2 \dot{e}_t^z + \gamma \frac{C_t}{F_{t-1}} + \delta \frac{M_t}{F_{t-1}} \quad (4)$$

回归结果中的常数项可视为估计的外汇资产平均收益率; γ 与 δ 的估计值应接近于 1;同时考虑到尽管 $\beta_1 = \omega_{i-1}^y (1 + r_{i-1}^y)$, $\beta_2 = \omega_{i-1}^z (1 + r_{i-1}^z)$,但由于所有样本的数据均采用月度数据,而数据样本期内欧元资产的月平均收益率最高为 0.00276,而日元资产的月平均收益率更小,接近于零,因此我们可近似认为 β_1 等于欧元资产所占比重,而 β_2 近似表示日元资产所占比重,且 $0 < \beta_1 < 1, 0 < \beta_2 < 1$ 。

(二)数据说明。按照所构建理论模型,做实证计量分析时需要用到的原始数据有:外汇储备、外汇占款、美元兑人民币的名义汇率、欧元兑美元的名义汇率、日元兑美元的名义汇率以及错误与遗漏项。数据来源为:外汇储备数据来自外汇管理局和中国人民银行的网站;货币当局外汇占款的数据来自中国人民银行的网站;美元兑人民币的汇率、欧元兑美元的汇率以及日元对人民币的汇率均来自美联储网站,为月末价格;由于各时间序列起始时间不尽相同,为统一起见,本文计量回归的取样范围确定为 2000 年 1 月到 2007 年 6 月。

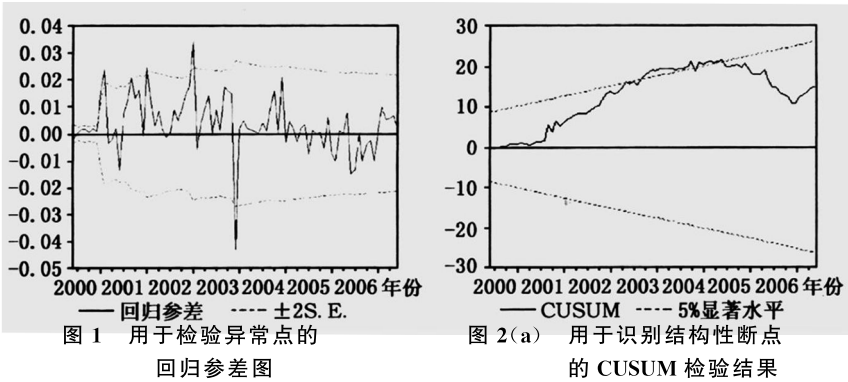
此外,由于人民银行的外汇储备和外汇占款并不在同一张会计平衡表上反映,因此无法观察到错误和遗漏项这一指标。但是外汇管理局公布的国际收支平衡表为这一指标的数据提供了一定支持。尽管本文所关注的错误与遗漏项与国际收支平衡表中的错误与遗漏项在概念上并不一致,但可以假设净误差与遗漏所代表的资本与国际收支平衡表中的净错误与遗漏项存在一定的正比关系,通过对比加入该指标作为解释变量与在解释变量列中不考虑该指标的模型估计效果来决定是否加入该指标列,本文的计量分析均采用 EViews 5.0 软件完成。

根据所收集到的原始数据,可生成做回归模型所用到的变量序列:外汇储备月度变化率、欧元及日元汇率的变动、新增外汇占款对上一期外汇储备占

比,以及新增错误与遗漏项对上期外汇储备占比。使用美国统计局 X12 季节调整程序对上述所有指标序列的季节性因子的检验均拒绝了季节因素存在的假设,因此我们没有对数据进行季节调整。同时,采用 ADF (Augmented Dickey-Fuller)单位根检验均拒绝了各指标序列含有单位根的假设。

三、实证计量结果及分析

本文首先采用基于回归残差 (Recursive Residuals) 的方法来识别异常点的存在。为此,我们需要对外汇储备增长率、新增外汇占款对上期外汇储备占比、欧元对人民币的汇率变动及日元对人民币的汇率变动进行线性回归,得到的回归残差可参见图 1 所示。从图 1 中可看出异常点分别为 2001 年 1 月、2001 年 6 月、2002 年 1 月、2003 年 1 月、2003 年 12 月。这些异常点相当程度上是由于政策或统计因素导致的。例如 2003 年 12 月,央行向中国银行和中国建设银行注资 450 亿美元,导致外汇占款出现大幅下降,从而造成回归后的残差表现异常。



对异常点的处理通常有两种方法:一是采用虚拟变量来控制异常点的影响,这种方法尽管使回归方程的自由度下降,但该方法的优势在于可以通过回归来观察每一个异常点是否显著;二是对回归模型中的因变量和解释变量的异常点用前后三个月的平均值来替代,当然这样处理的前提是这些变量序列应是平稳序列,而这一点经过对各序列进行 ADF 平稳检验得到了保证,因此采用前后三个月移动平均来替代异常点也具有一定的合理性。本文的做法是对这两种方法都进行尝试,通过观察估计结果对方法的敏感性来从另一个角度考察计量分析结果的稳定性与可靠性。

表 1 给出了方程(4)所有可能形式的回归结果。模型 I 是对异常点采用虚拟变量进行处理的回归结果,模型 II 是采用前后三个月移动平均来对异常点进行调整之后的估计结果,而模型 III 和模型 IV 分别对应于当把错误与遗漏项加入后采用虚拟变量和移动平均来对异常点进行处理后的估计结果。从

模型的统计效果来看,对模型的残差进行的 Durbin-Watson 检验表明不存在残差自相关,对残差序列的正态检验也没有拒绝原假设,换言之回归方程的统计效果是较为理想的;而从模型的估计结果来看,针对 2000 年 1 月至 2007 年 6 月这一样本期间,外汇储备月均收益率为 0.0035,折合年利率为 4.3%,当把错误与遗漏项加入,月均收益率降低为 0.0030,折合年利率为 3.6%,略高于当前的一年期存款利率 2.52%。同时,在上述四个模型中欧元资产的比例介于 13.65%—14.26%之间,而日元资产的比例介于 6.24%—7.3%之间,波动幅度均非常有限,这表明不同处理办法得到的结果是高度一致的,进一步佐证了估计结果的稳定性和可靠性,同时模型 I 和模型 III 的估计结果表明采用虚拟变量来处理异常点的作用是显著的,说明我们所识别的 5 个点的确是异常点。此外,针对原假设 $H_0: \gamma=1$ 的假设检验结果均无法拒绝原假设,表明 γ 在上述四个模型中非常接近 1,与理论分析的结果保持一致。

上述估计结果成立的前提是要求参数在整个样本期间具有时间不变性,因此对模型的结构变化检验是非常必要的。本文我们首先采用 CUSUM 检验来寻找可能的结构断点,然后再用 CHOW 检验来进一步确认结构断点的存在性。通常情况下,CUSUM 检验对异常点非常敏感,而且不能检验带有虚拟变量的线性回归方程,因为它要求都满秩,因此本文仅对利用前后三个月移动平均调整后的数据进行 CUSUM 检验。

对调整后数据进行 OLS 回归后对其产生的残差序列进行 CUSUM 检验得到图 2(a),图 2(a)表明 CUSUM 检验显示模型的结构变化可能发生在 2003 年的第二季度至第三季度之间,进一步采用 CHOW 检验表明,在 2003 年 8 月前后,估计的参数在前后两个时间段相等的假设被拒绝了,也就是说方程(4)在 2003 年 8 月发生了结构性变化。进一步分析,如果从递推回归估计的参数来看(见图 2(b))^①,常数项、 γ 、 β_2 的结构变化并不十分明显,而从 2003 年第一季度开始欧元比例的估计值明显处于上升的状态,这表明欧元资产比例的上升可能是导致出现结构断点的原因所在。因此,为了准确地估计欧元资产比例,我们将样本具体划分为 2003 年 8 月前后两个子样本,分别来估计方程(4),同时对调整后数据的两个子样本的 CUSUM 检验发现没有显著的结构变化(见图 2(c)、图 2(d))。

表 1 中的模型 V、模型 VI、模型 VII 分别对应于在子样本期间 2000 年 1 月至 2003 年 8 月采用虚拟变量来控制异常点、采用前后三个月移动平均对异常点进行调整、以及对调整后的数据再加入错误与遗漏项的回归结果;而表 1 中的模型 VIII、模型 IX、模型 X 则分别对应于在子样本期间 2003 年 9 月至 2007 年 6 月采用虚拟变量来控制异常点、采用前后三个月移动平均对异常点进行调整、以及对调整后的数据再加入错误与遗漏项的回归结果。模型的估计结果表明:与针对整个样本期的结果相类似,对模型的残差进行的 Durbin-

Watson 检验表明不存在残差自相关,对残差序列的正态检验也没有拒绝原假设。而从模型的估计结果来看,首先在相同的子样本时间段内,两种处理异常点的办法其估计结果都具有相当的一致性,而当把错误与遗漏项加入到解释变量序列中,差异主要表现为:平均收益率估计出现一定的下降、外汇占款对上一期外汇储备占比的系数更接近于 1、欧元资产所占比例有向上的微调,但总体来讲上述差异并不具备统计显著性,表明是否加入错误与遗漏项不会显著改变模型的估计结果;其次从不同子样本时段的估计结果来看,外汇储备的月均收益率从 0.30% 上升到了 0.33%,即年均回报率从 3.66% 上升到 4.03%,欧元资产比例从 11.78% 上升到了 21.79%,这与同期世界外汇储备尤其是发展中国家的欧元比例上升的趋势是一致的。

表 1 所有回归模型的因变量均为外汇储备的月度增长率

	模型 I	模型 II	模型 III	模型 IV	模型 V
平均收益率 R	0.0036*** [0.00056] (6.3402)	0.0035*** [0.00051] (6.8454)	0.0031*** [0.00049] (6.3402)	0.0029*** [0.00043] (6.7859)	0.0032*** [0.00067] (4.7771)
新增外汇占款对 上期外汇储备占 比	0.7252*** [0.06238] (11.6258)	0.7038*** [0.05513] (12.7655)	0.8243*** [0.07005] (11.7659)	0.8196*** [0.06591] (12.4354)	0.6889*** [0.10763] (6.4003)
欧元对美元汇率 的变动	0.1365*** [0.03481] (3.9218)	0.1391*** [0.03269] (4.2552)	0.1374*** [0.03720] (3.6932)	0.1426*** [0.03341] (4.2677)	0.1155** [0.04387] (2.6323)
日元对美元汇率 的变动	-0.0730** [0.03513] (-2.0778)	-0.0675** [0.03284] (-2.0555)	-0.0697** [0.03495] (-1.9943)	-0.0624** [0.03180] (-1.9621)	-0.0529 [0.04680] (-1.1303)
新增错误与遗漏 项对上期外汇储 备占比			0.2495*** [0.03259] (7.6549)	0.2579*** [0.03288] (7.8432)	
DUMMY1 (2001.1)	0.0258*** [0.00796] (3.2398)		0.0232*** [0.00671] (3.4578)		0.0248*** [0.00882] (2.8131)
DUMMY2 (2001.6)	-0.0359*** [0.00797] (-4.5025)		-0.0269*** [0.00581] (-4.6245)		-0.0341*** [0.00925] (-3.6879)
DUMMY3 (2002.1)	0.0516*** [0.00852] (6.0566)		0.0426*** [0.00697] (6.1095)		0.0490*** [0.01004] (4.8830)
DUMMY4 (2003.1)	0.0185*** [0.00769] (2.4057)		0.0167*** [0.00697] (2.3969)		0.0211** [0.00864] (2.4430)
DUMMY5 (2003.12)	-0.0327*** [0.00850] (-3.8480)		-0.0316*** [0.00848] (-3.7259)		

续表 1 所有回归模型的因变量均为外汇储备的月度增长率

样本期间	2000.1— 2007.6	2000.1— 2007.6	2000.1— 2007.6	2000.1— 2007.6	2000.1— 2003.8
样本规模	89	89	89	89	43
R ²	0.7810	0.7152	0.8569	0.7765	0.7128
调整后的 R ²	0.7591	0.7051	0.8426	0.7432	0.6554
Durbin - Watson 统计量	2.0665	2.0858	2.0299	2.0659	2.1115
Jarque-Bera 值及 相应的 P 值	0.5908 (0.7442)	0.7226 (0.6968)	0.4729 (0.7547)	0.6926 (0.7246)	4.6908 (0.1058)
	模型Ⅵ	模型Ⅶ	模型Ⅷ	模型Ⅸ	模型Ⅹ
平均收益率 R	0.0030*** [0.00059] (5.0591)	0.0028*** [0.00045] (6.2637)	0.0034*** [0.00077] (4.4047)	0.0033*** [0.00072] (4.5838)	0.0032*** [0.00062] (4.9520)
新增外汇占款对 上期外汇储备占 比	0.6860*** [0.09251] (7.4154)	0.7256*** [0.0831] (8.7317)	0.7652*** [0.11317] (6.7613)	0.7309*** [0.10429] (7.0083)	0.7952*** [0.10689] (7.4390)
欧元对美元汇率 的变动	0.1165*** [0.03987] (2.9222)	0.1178*** [0.04067] (2.8963)	0.1915*** [0.06610] (2.8970)	0.1947** [0.06452] (3.0175)	0.2179** [0.05901] (3.6929)
日元对美元汇率 的变动	-0.0511 [0.04213] (-1.2128)	-0.0496 [0.03908] (-1.2693)	-0.0871 [0.05866] (-1.4848)	-0.0800 [0.05714] (-1.4002)	-0.0826 [0.05914] (-1.3968)
新增错误与遗漏 项对上期外汇储 备占比		0.2439*** [0.03589] (6.7959)			0.2496*** [0.03395] (7.3520)
DUMMY1 (2001.1)					
DUMMY2 (2001.6)					
DUMMY3 (2002.1)					
DUMMY4 (2003.1)					
DUMMY5 (2003.12)			-0.0404*** [0.00996] (-4.0558)		
样本期间	2000.1— 2003.8	2000.1— 2003.8	2003.9— 2007.6	2003.9— 2007.6	2003.9— 2007.6
样本规模	43	43	46	46	46
R ²	0.6996	0.7258	0.8129	0.7967	0.8113
调整后的 R ²	0.6727	0.6829	0.7946	0.7536	0.7896
Durbin - Watson 统计量	2.2261	2.1935	1.6992	1.7732	1.7732
Jarque-Bera 值及 相应的 P 值	5.1674 (0.0768)	5.2639 (0.0926)	0.6386 (0.7266)	1.0843 (0.5815)	1.2969 (0.4219)

注：表中位于估计系数下方中括号中的数据表示估计系数的标准差；下方圆括号的数据表示估计系数的 t 统计值；***、**、* 分别对应于 1%、5%、10% 的显著性水平。

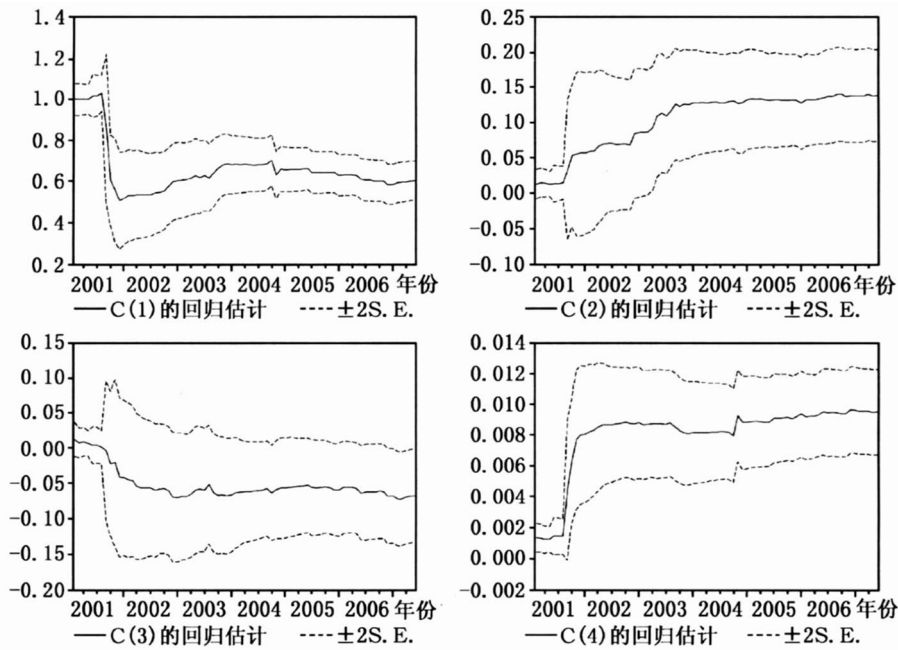


图 2(b) 用于识别结构性断点的 CUSUM 检验结果

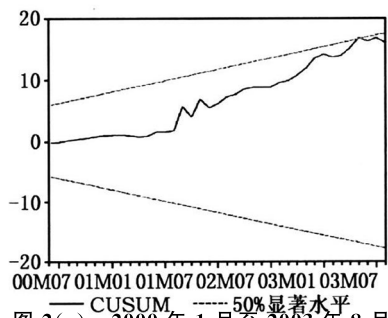


图 2(c) 2000 年 1 月至 2003 年 8 月
结构稳定性的 CUSUM 检验

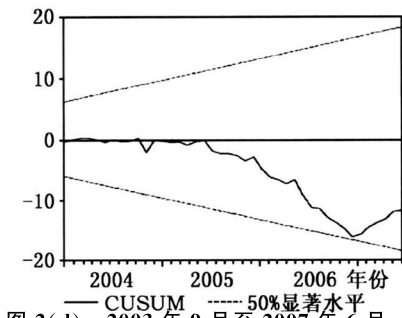


图 2(d) 2003 年 9 月至 2007 年 6 月
结构稳定性的 CUSUM 检验

从表 1 估计的收益率来看,2003 年 8 月前后月均收益率分别为 0.30%和 0.33%,折成年率分别为 3.66%和 4.03%。但是从美国一年期 CMT(Constant Maturity Treasury) index 和欧元区两年期基准国债的利率(2-year Euro Area Government Benchmark Bond Yield) 来看,前一个估计值偏低而后一个估计值偏高。为了对收益率估计值做进一步的动态调整,考虑到我国外汇储备主要是美国国债、欧元区国债、日元国债等收益较低、风险较小的资产,我们就以美国一年期 CMT index 和欧元区两年期基准国债的利率以及日元区国债利率作为三

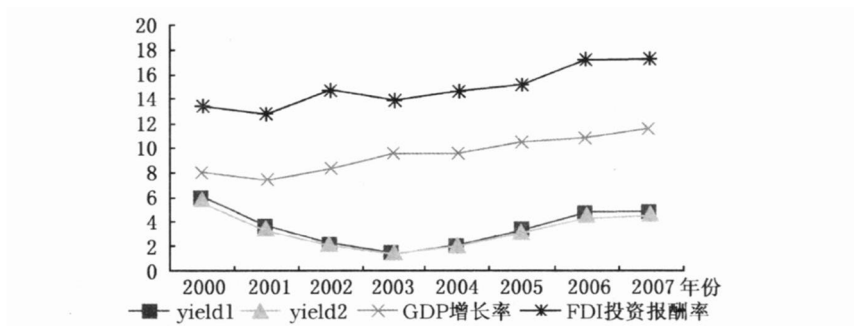


图 3 我国外汇储备估计收益率与 GDP 增长率及 FDI 投资报酬率的对比

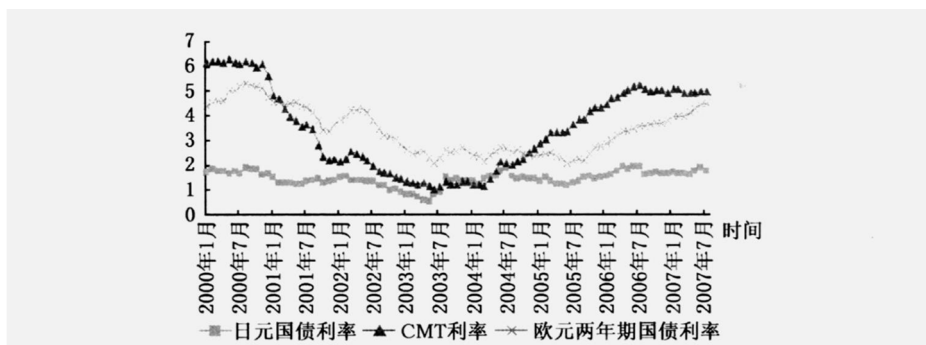


图 4 美元、欧元、日元相应期限国债利率的动态变化

类资产的回报率,用估计出来的币种结构作为权重进行平均加权来给出我国外汇储备收益率在 2000—2007 年这段期间的动态变化,具体估计结果参见图 3,其中 yield1 代表只考虑美元与欧元两种资产所估计的收益率,yield2 代表考虑美元、欧元、日元三种资产所估计出的收益率,两个序列具有高度的一致性。

四、结 论

通过将估计出的外汇储备收益率与样本期间我国 GDP 增长率以及样本期间 FDI 的投资回报率进行对比(见图 3)。从图 3 中可明显看出,相对于 FDI 的投资报酬率与 GDP 增长率,我国外汇储备的收益率一直处于明显较低的水平,这意味着我们在高成本吸引外资进入、让外资分享我国经济高速发展所带来的丰硕回报的同时,又以非常低的收益要求将资金提供给他国使用,这一奇怪的现象显然是由于在过去的十几年间我们一直固守以“稳定的币种结构、单一的政府债券投向、缺乏市场化的政府管理行为”为特征的消极型外汇储备管理模式造成的。

按照本文的估计结果,从 2004 年以来,我国外汇储备结构中大约有 22% 为

欧元资产、8%左右为日元资产、70%左右为美元资产;同时,我国外汇储备在各国的投资渠道主要以相应币种的国债和银行储蓄为主,在此前提下分别选择CMT、欧元区两年期国债利率、日元区国债利率作为相应币种投资回报的代表,三币种利率的动态变化趋势参见图4。由图3和图4可清楚地看出我国外汇储备投资回报在过去几年间一直处于1%—6%的变动范围内,特别是2004年以来,整体外汇储备的投资回报均不超过5%。与此同时,反观同一时期我国国内的投资收益情况。尽管各个行业的情况差别较大,汽车行业的利润率在20%以上,房地产、钢铁、铝业等传统行业近年的投资年利润率也在15%左右,集成电路、信息网络、软件等行业的收益率也不低于这些传统行业,即使一些劳动密集型行业如纺织业、日用品制造业的收益率也在10%左右,这还不包括随着投资所产生的收入增加而增加的社会效益(谢茂拾,2006),从中可得出:我国外汇储备投资的机会成本之大可见一斑,而造成我国外汇储备投资回报率低的根本原因显然是很少结合市场表现对币种结构进行动态调整或调整非常滞后;外汇储备投资品种比较单一,大多投向于一些投资回报率低的政府国债和银行存款而很少考虑其他具有较大潜在投资价值的金融工具。因此,改变现行消极、被动的管理模式,形成分层次、分功能,并通过市场化的手段来提高外汇储备的收益率已成为外汇储备管理模式改革的必然思路。

注释:

①其中C(1)代表新增外汇占款对上期外汇储备占比的系数估计;C(2)代表欧元汇率的变动率的系数估计;C(3)代表日元汇率的变动率的系数估计;C(4)代表平均收益率估计。

参考文献:

- [1]国研网金融研究部.我国巨额外汇储备的使用渠道之争[R].国研网《金融中国》月度分析报告,2006-11-08.
- [2]王国林.外汇储备的国际比较分析[J].国际金融研究,2003,(7):62—66.
- [3]谢茂拾.我国外汇储备的成本—收益分析[J/OL].世界经济学者,2006-11-07,http://economist.icxo.com/.
- [4]许承明.世界外汇储备结构变化的原因分析[J].世界经济文汇,2001,(4):33—36.
- [5]赵洪岩.中国外汇储备收益率与欧元资产所占比例分析[R].CCER中国经济观察工作论文,2006,(2):1—13.
- [6]Ben-Bassat A.The optimal composition of foreign exchange reserves[J].Journal of International Economics,1980,10:285—295.
- [7]Dooley M.An analysis of the management of the currency composition of reserve assets and external liabilities of developing countries[A].R Aliber.The reconstruction of international monetary arrangements[C].Macmillan,1987.
- [8]Dooley M,J Lizondo,D Mathieson.The currency composition of foreign exchange reserves[R].IMF Staff Papers,1989,36:1—60.
- [9]Eichengreen B,Mathieson D J.The currency composition of foreign exchange reserves: Retrospect and prospect[R].IMF Working Paper,2000,WP/00/131:1—30.

- [10] Elias Papaioannou, Richard Portes, Gregorios Siourounis. Optimal currency shares in international reserves: The impact of the euro and the prospects for the dollar[J]. Journal of the Japanese and International Economies, 2006, 6: 508—547.
- [11] Roger S. The management of foreign exchange reserves[R]. BIS Economic Papers, 1993, 38: 1—53.

Research on Change in Foreign Reserve Management Model from the Currency Composition and Yield in China

LIU Li-ya

(School of Finance, Shanghai University of Finance and
Economics, Shanghai 200433, China)

Abstract: Based on the assumption that there were dollars and the euro and yen in China's foreign reserve, the paper constructed the decomposition equation of the foreign exchange reserves growing rate and adopted recursive residual to identify the presence of abnormal points, and dummy variables and moving average methods were used to handle abnormal points phenomena. Then this paper adopted a CUSUM test for the revised data to confirm August 2003 as the structural break-point and the sample were divided into two sub-samples to estimate the theoretical model and we found: (1) before August 2003, foreign exchange reserves gave a yield of about 3.66% and the euro assets accounted for approximately 11.78%; after August 2003, the euro assets rose to about 21.79% and the yield rose to 4.03%. (2) on this basis, this paper adopted the estimated currency structure as weights to get a weighted average yield of China's foreign exchange reserves in the sample period, and compared the yield with FDI investment returns and GDP growth rate of the same period to educe the importance and necessity to change the current foreign reserve management mode to the positive foreign reserve management mode that emphasized market-based means to improve yield. And, this paper gave the future study framework on active foreign reserve management model.

Key words: currency composition; CUSUM test; active foreign reserve management model

(责任编辑 喜 雯)