

外汇储备收益率、币种结构和热钱

盛柳刚 赵洪岩*

摘要 本文估计了2000—2006年中国外汇储备的收益率、币种结构和2003年后¹流入中国的热钱数量。研究发现,2003年前外汇储备年平均收益率分别为4.8%,欧元资产比例大约为7.2%;2003年后欧元资产比例上升至26.7%,收益率在2.3%—2.5%之间。但是欧元比例上升主要原因是欧元升值,而不是由于中国政府大规模增持欧元资产。利用估计得到的收益率和币种结构,我们估算了热钱的数量,发现2006年上半年并没有热钱流入。

关键词 资产比例, 汇率, 结构变化

一、引言

本文的研究目的在于分析中国日益增长的外汇储备²的币种结构和收益率,并且估计流入中国的热钱数量。中国外汇储备1993年仅有201.38亿美元,1996年11月突破1000亿美元,2000年开始突飞猛进,截至2006年6月,中国已拥有9411亿美元的外汇储备,成为世界头号储备国,2006年底则突破一万亿美元。外汇储备占GDP的比重也比1999年的15%翻了一番多,2005年底已达到36%。这种近似疯狂的增长使得中国迅速成为外汇市场上主角,也给外汇管理带来了诸多的问题,引起了政界、学术界和金融界越来越多的关注。人们关注的第一个问题是中国有没有减持美元资产?20世纪90年代中国的外汇储备比较少,主要是单一美元的币种结构,随着外汇储备的迅猛增长,而且2001年以来美元一直疲软不振,市场有理由怀疑中国在减持美

* 盛柳刚,美国弗吉尼亚理工大学经济系;赵洪岩,北京大学中国经济研究中心。通讯地址: Liugang Sheng, Department of Economics, Virginia Polytechnic Institute and State University, 3033 Pamplin Hall (0316), Blacksburg, VA 24061, USA, E-mail: sheng@vt.edu; 赵洪岩,北京大学中国经济研究中心,“CCER中国经济观察项目”,100871, E-mail: hyzhao@ccer.pku.edu.cn。作者非常感谢宋国青教授的指导,当然作者对文中所有的错误和遗漏负责。

¹ 文中讲到的2003年前不包含2003年本身,而2003年后则包含2003年。

² 一国国际储备是指“货币当局随时可利用并控制的外部资产。货币当局刻意利用这部分资产,为收支失衡提供直接融资,通过并干预外汇市场影响汇率间接地调整收支平衡,和/或达到其他目的”。储备资产涵盖外汇资产(包括外币及外币存款和证券)、黄金、特别提款权、在基金组织的头寸和其他债权。(《国际收支手册》第五版,第424段,国际货币基金组织,华盛顿,1995年中文版(1993年英文版,第42页)。)一般来讲外汇资产占国际储备的份额最大,与除黄金外的储备资产总和非常接近,因此我们不特意区分外汇资产和除黄金外的储备资产总和两个概念。中国国家外汇管理局统计的外汇储备资产包括外币存款、债券、债券回购、同业拆放、外汇掉期、期权等各项外汇资产,并不是全部储备资产的总和。

元资产;第二个问题是外汇储备的收益率有多高?中国外汇储备主要是购买政府债券,风险小,收益也小,其机会成本是国内的投资报酬率,2001年以来中国走出通货紧缩,其经济增长率令人瞩目,因此外汇储备的机会成本可能是相当高的;第三个问题是伴随着人民币升值的预期,市场普遍估计大量热钱涌入中国,由此也导致了外汇储备的增加,但是传统的利用新增外汇储备减去贸易顺差和外商直接投资的估计热钱的办法并不准确,因为这种办法并没有考虑外汇储备自身的收益和汇率变化导致的资本损益,当收益随着外汇储备增长而增加、资本损益随着汇率波动而变动时,传统的估计办法偏差就会非常大。

我们假设中国外汇主要由美元和欧元资产构成(下面讨论了为什么这个假设是合理的)。由于每期的外汇储备数量等于上一期外汇储备带来的收益、本期交易净增外汇³以及汇率变化导致的资本损益三者之和。由于外汇管理局没有公布外汇收支的明细表,因此我们没有本期交易净增外汇的数据,但是,我们可以将与交易净增外汇对应的人民币外汇占款折算成美元,作为衡量本期交易净增外汇的指标。因此外汇储备变化量可以分解成收益、外汇占款的变化和外汇储备资产损益三个部分。从理论上讲,在控制住收益和外汇占款之后,外汇储备的变化率就等于欧元汇率变化率乘以欧元资产的比例。因此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的回归,我们就可以得到相应的欧元资产比例和收益率。

赵洪岩(2006)第一次利用以上办法估算外汇储备币种结构和收益率,得出外汇储备欧元资产比例近期为25%,2000年以来年收益率平均为2.4%。但是该文没有注意到欧元比例上升的结构变化将影响对收益率的估计,另外,虽然该文理论上提出了估算热钱的办法,但也没有给出确切的估计值。本文在赵洪岩(2006)的基础上,首先利用CUSUM test检验了回归方程发生结构变化的时间点,然后分2003年前后两个阶段估计了欧元比例、收益率,并估计了第二阶段的热钱数量。研究表明,在2000—2002年底之间,欧元比例在中国外汇储备中所占的比重大约为7.2%,2003年后欧元资产比例上升至26.7%,这与赵洪岩(2006)估计得到的欧元比例是接近的;同时外汇储备的年平均收益率在2003年前大约为4.8%,之后大约在2.3%—2.5%。

欧元资产比例上升的一个原因是欧元汇率的上升导致的。为了控制住汇率的影响,我们选择一个固定时间的汇率,来计算两种资产的数量比例。研究发现,欧元汇率变化因素占了主导作用,贡献了总变化的63%,其余37%是由于中国货币当局增持欧元资产导致的。因此可以说中国政府并没有大量抛售美元购入欧元资产。

³ 本期交易净增外汇是指交易得到的净外汇增量,不包括外汇收益和资本损益,因此不同于新增外汇储备。

然后我们估计了进入中国的热钱数量。准确地估计热钱需要知道外汇储备收益和币种结构，一般的研究由于缺乏以上两个数据只能采用新增外汇储备减去贸易顺差和外商直接投资的估计办法。这种办法在欧元汇率变动较大的时候偏差尤其大。比如，根据传统的算法，2006年4月大约有53亿美元热钱进入。但是4月份欧元对美元升值了4个百分点，截至2006年3月底外汇储备为8937亿美元，其中有26.7%的资产是欧元资产，也就是2336亿美元，因此4月份外汇储备就资本损益一项净增93亿美元，再加上当月外汇收益，4月份不是热钱流入中国，恰恰相反，保守的估计大约有56亿美元左右的净资金流出了中国。

我们利用自己估算得到的收益率和欧元资产比例，将“新增外汇储备－欧元资产资本损益－收益－（净出口＋FDI）”作为热钱的衡量指标，重新估算了热钱的数量。我们发现，2006年上半年并没有热钱流入，更没有任何证据表明热钱在加速涌入中国。

文章第二部分分析了1999年以来全球外汇储备的变动趋势，并提供了已有的世界范围和中国的关于美元资产比例下降的初步统计；第三部分给出了数学模型，在两种资产结构的假设下推导出了外汇储备增长率的分解方程，并介绍了检验结构变化的CUSUM test，接着给出了包含结构变化的计量模型，然后详细说明了文中所用的数据及其出处，给出了数据统计特征和异常点的处理办法；第四部分先给出了初步的计量结果，接着对欧元资产比例上升进行了CUSUM test 和 Chow test，拒绝了2003年前后欧元资产比例相等的原假设。然后将样本分为2003年前后两个子样本进行回归，得出了两个子样本各自的收益率和欧元比例估计；根据包含结构变化的模型得出的估计结果与分样本的估计基本一致；然后讨论了加入日元的影响，最后估计了收益率和热钱。第五部分是结论。

二、背景介绍

从全球的角度来看，1999年3月到2006年3月，全球外汇储备从1.6万亿美元上升到4.6万亿美元，增长了1.7倍。⁴ 国际清算银行（Wooldridge, 2006）的季度报告表明，到2006年3月底，全球货币当局持有的储备资产已经达到全球GDP的11%。全球储备的迅速增长主要来自于发展中国家。从总量来看，发展中国家的外汇储备已经上升到70%左右，而发达国家则只占30%左右。如果从外汇储备所占GDP的比重来看，差别更为惊人，发展中国家外汇储备占GDP的比重20世纪70年代平均为6%—8%，2004年已经上

⁴ 根据国际货币基金组织公布的国际金融统计月度数据计算得到。

升到 30%，而发达国家的外汇储备从 50 年代以来一直保持在占 GDP5% 的水平 (Rodrik, 2006)。

从币种来看，美元资产仍旧占据着主要货币的地位，但有几方面的证据显示全球范围内美元资产比重有所下降，欧元资产比例上升。根据国际货币基金组织 COFER (Currency Composition of Official Foreign Exchange Reserves) 所公布的数据，美元资产比例在 2001 年达到顶点，为 72%，之后逐渐下降到 2006 年 3 月的 66%，其中发达国家外汇储备中美元资产比较稳定，一直在 70% 左右，欧元资产则占 19% 左右，而发展中国家美元资产比例则从 2001 年的 70% 下降到了 2006 年的 60%，同期欧元资产比例则由 20% 上升到 29%。这说明 2001 年以后美元资产下降主要是发展中国家减持造成的 (见图 1)。但是需要注意的是，COFER 数据库所统计的所有国家的外汇储备占全球外汇储备的 67%—78% 左右，涵盖了 114 个国家，其中包括全部的发达国家 24 个，但全球 160 个发展中国家只包括了 90 个，只占发展中国家外汇储备的 52%—64%，尤其重要的是没有中国的数据。

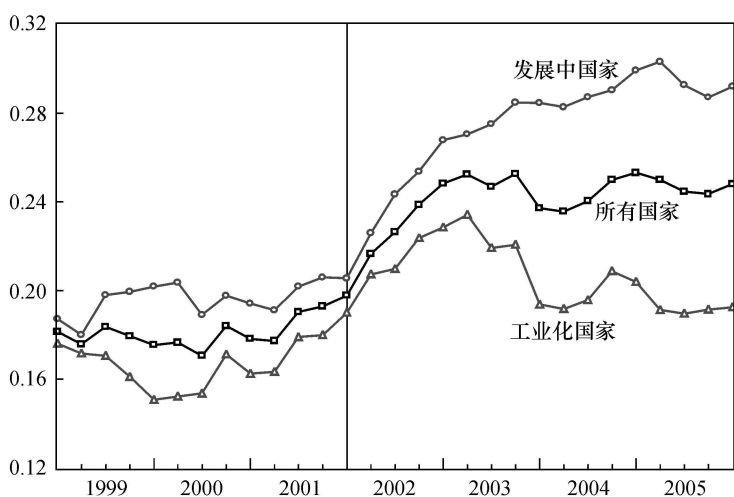


图 1 分组别全球外汇储备的欧元比例

数据来源：作者根据 COFER 的数据计算。

国际清算银行 (Wooldridge, 2006) 第三季度报告表明，美元储备自 2001 年到达 70% 的波峰之后，2006 年 3 月逐渐下降到 66%。同时发现，在控制住欧元汇率之后，1999 年 1 月以来，发展中国家欧元资产比例从 20% 上升到了 2006 年的 30%。这与利用 COFER 计算的结果是一致的。很遗憾的是，国际清算银行的数据库 LIB (Locational International Banking) 主要记录了商业银行间的存款和回购协议，这只是储备资产的一部分，而且它没有包括中国外汇管理局和日本财政部这两个最大的外汇持有国的外汇管理机构的数据。

由于中国持有的美元资产主要是美国国债，一个分析中国外汇币种结构的办法是看中国持有的美国国债占外汇储备的比例变动。美国财政部网站公布了2000年3月以来外国购买美国国债的数据⁵，我们可以看到中国是除日本外美国国债最大的持有国，已经占了外国购买美国国债的15.8%。但是从中国购买的美国国债占中国外汇储备的比例来看（见图2），从2000年3月到2006年6月，其比例由54%下降到了34%，虽然这一比例不是线性下降，2003年和2004年7月都有明显的反弹，但图中所显示的趋势是相当明显的。然而，美国财政部TCI的数据可能低估了中国持有的美国国债和债券，这是因为这一数据库并没有包括货币机构从国际卖家中购买的美元国债，也没有包括在除美国以外其他国家发行的美元债券，如在伦敦发行的其他国家的美元债券。因此TCI可能低估了外汇储备中的美元债券。但是如果这种低估的时间趋势是一致的，那么中国购买的美国国债占中国外汇储备的比例的下降趋势则仍旧是可靠的。由于中国持有的美国国债占外汇储备比例的增长率等于中国持有的美国国债和外汇储备两者增长率之差，因此我们可以看出外汇储备的增长率要高于中国持有美国国债的增长率。这意味着即使中国在减持美元资产也不是直接减少美元资产存量，而是减少了其增加量。

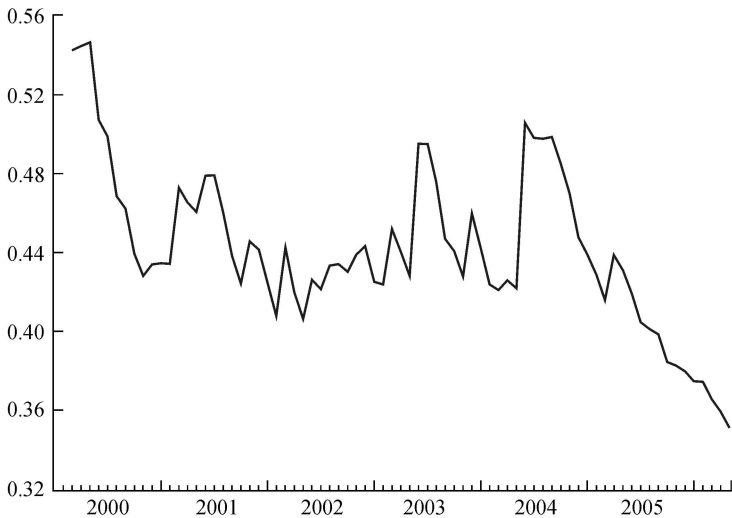


图2 美国国债在中国外汇储备中的比例

数据来源：作者根据美国财政部 TIC 的数据和中国外汇储备的数据计算得到。

以上的分析主要是收集了世界和中国外汇储备减持美元资产的一些初步的统计数据，由于数据本身的局限性，其结论并不可靠，下面我们提供了一个巧妙的办法来估计中国外汇储备的美元和欧元资产的相对比例。

⁵ 美国财政部 Treasury International Capital System. 2005—2006 年数据请见 <http://www.treas.gov/tic/mfh.txt>, 2005 年前数据见 <http://www.treas.gov/tic/mfhhis01.txt>。

三、数学模型和数据说明

假设外汇储备由美元和欧元两种资产构成, 由于每期的外汇储备数量等于上一期外汇储备带来的收益、本期交易净增外汇以及汇率变化导致的损益三者之和。我们可以根据这一外汇储备变动的会计恒等式来推导外汇储备增长率的分解方程。

(一) 数学模型

设 W_t 为一个国家 t 时期的以美元计价的外汇储备, 假设只有 x 和 y 两种资产, 其中 x 为欧元资产, y 为美元资产, r_t^x 和 r_t^y 分别为两种资产 t 期以本币计算的名义收益率, e_t 为 t 时期的欧元兑美元汇率, C_t 为本期交易净增外汇, 即折算成美元的外汇占款。那么, t 时期的外汇储备资产可以表示为:

$$W_t = C_t + (1 + r_{t-1}^x)x_{t-1}e_t + (1 + r_{t-1}^y)y_{t-1}. \quad (1)$$

因为当期以美元计价的外汇储备为两种资产之和, 因此我们有

$$W_{t-1} = x_{t-1}e_{t-1} + y_{t-1}. \quad (2)$$

将 (1) 式和 (2) 式结合起来很容易得到 (3) 式

$$\dot{W}_t = R_{t-1} + \frac{C_t}{W_{t-1}} + \rho_{t-1}^x(1 + r_{t-1}^x)\dot{e}_t, \quad (3)$$

其中, $\dot{W}_t = \frac{W_t - W_{t-1}}{W_{t-1}}$, $\dot{e}_t = \frac{(e_t - e_{t-1})}{e_{t-1}}$, $\rho_{t-1}^x = \frac{x_{t-1}e_{t-1}}{W_{t-1}}$, $\rho_{t-1}^y = \frac{y_{t-1}}{W_{t-1}}$, $R_{t-1} = r_{t-1}^x\rho_{t-1}^x + r_{t-1}^y\rho_{t-1}^y$ 。

我们可以看出, 外汇储备的增长率可以分解为平均收益率、新增外汇占款占上期储备比例和汇率变动导致的资本损益三项。其中平均收益率是两种资产收益率的加权平均, 资本损益包括汇率变动导致的本金和利息两项的损益。 ρ_t^i 表示 t 期资产 i 所占外汇储备的比重。

假设平均收益率和 $\rho_{t-1}^x(1 + r_{t-1}^x)$ 稳定, 我们可以通过对外汇储备增长率、新增外汇占款比例和汇率变动的 OLS 回归得到平均收益率和欧元资产所占的比重, 回归方程如下:

$$\dot{W}_t = R + \gamma \frac{C_t}{W_{t-1}} + \beta \dot{e}_t + \varepsilon_t. \quad (4)$$

回归结果得到的常数项即为估计的外汇储备资产平均收益率， γ 应该近似等于 1。 $\beta = \rho_{t-1}^r (1 + r_{t-1}^r)$ ，由于我们使用的是月度数据，而数据期间内欧元资产的月平均收益率最高为 0.0028⁶，因此我们可以近似地认为 β 等于欧元资产的比例，所以 $0 < \beta < 1$ 。

(二) 模型结构变化检验

上面 OLS 估计要求其参数具有时间不变性，因此模型的结构变化检验是十分必要的。模型结构变化是指线性回归方程的参数在不同时间点是不同的，最常见的是在某个时间点前后模型的参数不同。常用的检验模型结构变化的方法有 Chow test 和基于递归回归 (Recursive Regression) 的 CUSUM test。但是，Chow test 需要事前知道模型结构变化的时间点，而我们目前并不知道外汇储备中欧元资产比例是否增加，更不知道欧元资产比例变化的时间点，因此 Chow test 并不合适，而 CUSUM test 恰恰能帮助我们解决这个问题。Brown and Durbin (1968), Brown, Durbin and Evans (1975) 提出了如何运用递归残差 (Recursive residuals) 来帮助诊断未知时间点的结构变化，并设计了基于递归残差累积和的 CUSUM 检验，与基于递归残差累积平方和的 CUSUMSQ 检验。Galpin and Hawkins (1984) 详细论述了如何利用图形来观察结构变化。Kianifard and Swallow (1996) 对于线性回归的递归残差的发展和应作了一个提纲挈领的综述，并且举了一个实例来说明如何运用 CUSUM 来检验未知转折点的结构变化。递归残差可以看成是把观察值一个一个加进去做回归。本质上来讲递归残差就是一阶预测误差 (One step forecasting error)。Brown and Durbin (1968), Brown, Durbin and Evans (1975) 推导出了计算递归残差的公式：

$$\omega_j = \frac{(y_j - x_j' \hat{\beta}_{j-1})}{\sqrt{1 + x_j' (X_{j-1}' X_{j-1})^{-1} x_j}}, \quad j = K + 1, \dots, n,$$

其中 X_{j-1} 为解释变量的前 $j-1$ 个观察值， x_j 为解释变量第 j 个观察值。

Brown *et al.* (1975) 证明了在满足正则性条件和 ε 服从 $\text{NIID}(0, \sigma^2)$ 的假设下，递归残差服从 $\text{NIID}(0, \sigma^2)$ ，而 CUSUM 是递归残差的累积和，因此 CUSUM 则应该服从随机游走过程。CUSUM 的统计量定义为：

$$W_r = \frac{1}{\hat{\sigma}} \sum_{j=K+1}^r \omega_j, \quad r = K + 1, \dots, n,$$

$$\text{其中, } \hat{\sigma}^2 = \frac{\sum_{j=K+1}^r (\omega_j - \bar{\omega})^2}{n - K - 1} \text{ and } \bar{\omega} = \frac{\sum_{j=K+1}^n \omega_j}{n - p}.$$

⁶ 根据欧元区两年政府基准债券利率 (Euro area, 2-year Euro area Government Benchmark bond yield) 折算。

在原假设 $H_0: \beta_t = \beta$ 成立时, $E(W_r) = 0$ 。因此 W_r 的置信区间为

$$\pm \left\{ a \sqrt{n-p} + \frac{2a(r-p)}{\sqrt{n-p}} \right\}.$$

根据不同的显著性水平, a 的取值不同, 如对应于显著性水平 $\alpha = 0.01, 0.05$ 和 $0.10, a = 1.143, 0.948$ 和 0.85 。如果 CUSUM 的值在置信区间之外, 则说明有结构性变化。因为 W_r 是 r 的一个函数, 我们可以作图观察。

在观察到结构变化的时间点之后, 我们也可以使用 Chow test 来检验前后两期模型的参数是否相等。

(三) 一个包含结构变迁的模型

在知道结构变化的时间点之后, 我们将样本分为结构变化前后两个子样本进行了回归, 同时借鉴 Perron (1989) 的模型设计了如下包含结构变迁模型:

$$\dot{W}_t = R + R_* D_t + \gamma \frac{C_t}{W_{t-1}} + \beta e_t + \beta_* e_t D_t + \varepsilon_t, \quad (5)$$

这里 $D_t = 0$ 。若 $t \leq T, D_t = 1$; 若 $t > T, T$ 为结构变化的时间点。 R 和 β 衡量的是结构变化前的收益率和欧元资产比例, 而 R_* 和 β_* 则代表结构变化前后收益率和欧元资产的变化, 因此结构变化后的收益率与欧元资产则分别为对应两个参数之和。同时, R_* 和 β_* 两个指标是否显著不等于零, 也是检验结构性变化的一种方法。由于 γ 应该近似等于 1, 因此理论上应该没有结构变化。

分为结构变化前后两个子样本进行回归的办法有利于我们在各自的样本时间段内再次检查是否存在结构变化, 而利用方程 (5) 则有利于我们充分利用整个样本时间段内的所有信息。我们汇报了两种办法的回归结果, 发现两种办法的估计结果是基本一致的。

(四) 数据说明

在我国现行的银行结售汇制度下, 中央银行在银行间外汇市场收购外汇, 投放基础货币, 形成中央银行资产负债表中的外汇占款。整个银行体系, 包括中央银行和商业银行, 在银行柜台结售汇市场和银行间外汇市场收购外汇, 向实体经济投放人民币, 形成全部金融机构信贷收支表中的外汇占款。通常所说的国家外汇储备是指可随时供货币当局使用和控制、用于平衡国际收支以及其他目的的对外资产, 由国家外汇管理局代表中国人民银行进行管理, 储备资产包括外币存款、债券、债券回购、同业拆放、外汇掉期、期权等各

项外汇资产。⁷ 因此与通常所说的外汇储备相对应的外汇占款是指中央银行资产负债表中的外汇资产，而不是全部金融机构的外汇占款。国家外汇管理局和中国人民银行的网站上都公布国家外汇储备月度数据，国际收支平衡表中的外汇储备资产是流量的概念，原则上来讲反映的是全社会外汇储备资产的变化，而不是货币当局外汇储备，但是由于中国实行强制结汇的方式（近年来有所松动），因而人民银行拥有绝大部分的外汇储备，因此国际收支平衡表也反映了央行的外汇储备的信息：如外汇储备的来源包括经常账户、资本账户以及净错误和遗漏项，这为我们分析收益率提供了帮助。

外汇储备数据来自外汇管理局和中国人民银行的网站，起始时间为1993年1月；货币当局外汇占款的数据来自中国人民银行的网站，起始时间为1999年12月；美元兑人民币的汇率和欧元兑美元的汇率均来自美联储网站，为月末价格，起始时间为1999年12月，因此计量回归的时间范围为2000年1月到2006年5月。

（五）数据的统计特征和异常点的处理

表1给出了各个变量的主要统计特征。RESERVE_GR是外汇储备的月增长率，平均为2.4%，最高为6.3%，最低为-4.1%。DCOST_RATIO是当月新增外汇占款占上期外汇储备的比例，平均为2%，最高为7.7%，最低为-4.8%。DUSDEUR为欧元兑美元的汇率，样本期间一共升值了31.5%，单月最高升值达到8%，单月最高贬值达到5%。图3给出了以上三个变量的时间序列，没有明显的趋势和季节因素，使用美国统计局X12季节调整程序对三个指标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。事实上，由于季节调整本身是因数据而异的，使用季节调整后的数据将会打破会计恒等式(1)，从而使得估计出现误差。Augmented Dickey-Fuller单位根检验拒绝了三个变量带有单位根的假设。

表1 各变量的主要统计特征

	均值	中位数	最大值	最小值	标准差
RESERVE_GR	0.0236	0.0251	0.0630	-0.0407	0.0159
DCOST_RATIO	0.0200	0.0217	0.0775	-0.0482	0.0186
DUSDEUR	0.0035	0.0010	0.0798	-0.0507	0.0279
DUSDYEN	-0.0008	-0.0022	0.0696	-0.0658	0.0277

⁷ 见国家外汇管理局网站，“统计数据”中“有关GDDS的说明”，www.safe.gov.cn。

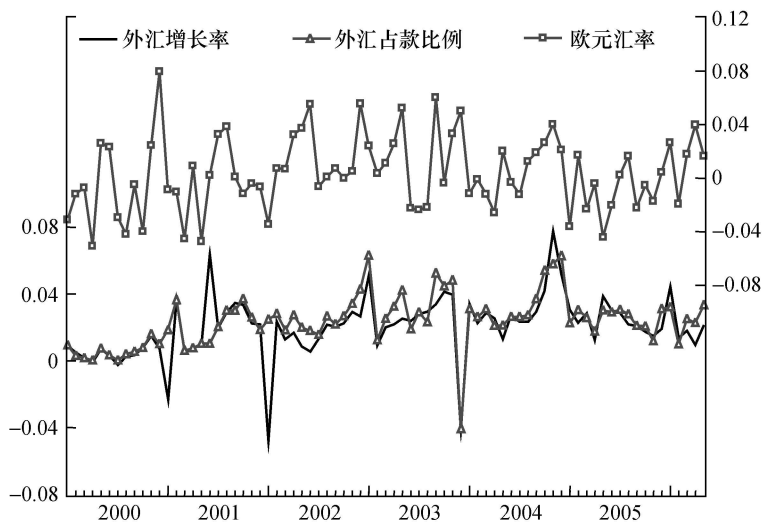


图3 外汇增长率、外汇占款比例和欧元汇率变动

图4给出了每月新增外汇储备和每月新增货币当局外汇占款,其中每月新增货币当局外汇占款已经按人民币兑美元汇率折算成美元。每月新增外汇储备平均为100亿美元,每月新增货币当局占款平均为93亿美元。单月最高新增外汇储备为2004年12月的360亿美元,单月最高新增外汇占款为2004年11月的420亿美元,相应最低的分别为-171亿美元和-175亿美元。每月新增外汇储备和每月新增货币当局外汇占款有逐渐上升的趋势。

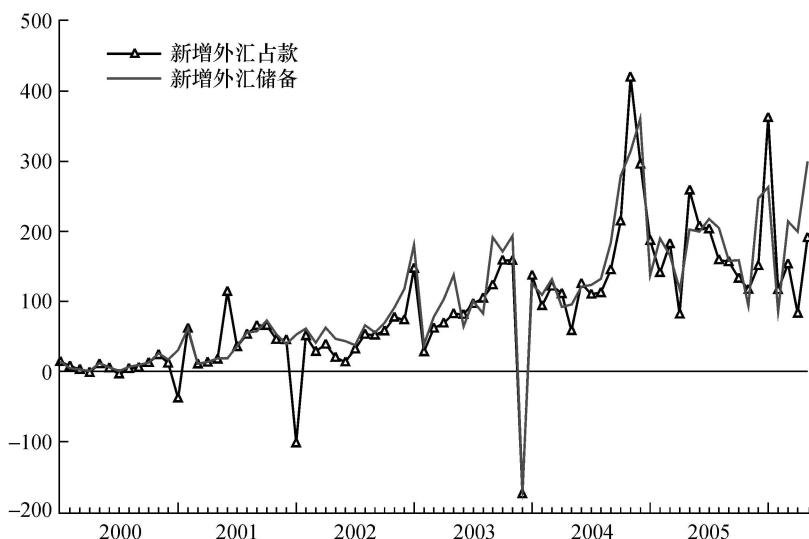


图4 月新增外汇储备和月新增外汇占款(亿美元)

重要的是,我们可以在图4中观察到几个异常点:分别为2001年1月、2001年6月、2002年1月、2003年12月、2004年11月和2006年1月。这

些异常点很大程度上是由于政策和统计因素导致的，比如2003年12月，央行向中国银行和中国建设银行注资450亿美元，因此外汇占款出现大幅下降，从月度平均增加约100亿美元到减少近175亿美元。我们用虚拟变量来控制异常点的影响，这种方法虽然使得回归方程的自由度下降，但是这种方法的优势在于我们可以通过回归来观察每一个异常点是否显著。另一种办法是对月新增外汇储备和月新增外汇占款的异常点用前后三月的平均值来替代，这是因为外汇储备和外汇占款都是累计值，从实际情形来看月新增外汇储备和月新增外汇占款都是比较稳定的。但我们并没有根据调整后的月新增外汇储备和月新增外汇占款来调整累计的外汇储备和外汇占款，因为调整将导致调整误差也累积起来。下面我们可以看到这两种方法得到的估计值是非常接近的。

四、计量检验及结果

（一）基本结果

表2给出了方程(4)两种处理异常点的办法的回归结果。第I列是加入虚拟变量的结果，第II列是调整之后的结果。对模型的残差进行的Durbin-Watson检验表明不存在残差自相关，对残差的正态检验也没有拒绝原假设。从2000年1月到2006年5月，外汇储备月均收益率为0.0029，折合年率为3.5%，比目前中国一年期的存款利率高一个点。在两个模型中欧元比例分别为14.9%和13.8%。 γ 在两个模型中非常接近1，对 $H_0:\gamma=1$ 的检验均没有拒绝原假设。作这一比较是为了说明两种处理办法得到的结果是非常一致的。同时第一种方法表明虚拟变量的作用都是显著的，说明了我们指出的6个点的确是异常点。

通常情况下，CUSUM test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 X_j ($j=K, \dots, n$)都满秩，因此我们对调整后的数据进行CUSUM test⁸。图5表明CUSUM test显示在2002年12月至2003年底，模型有结构性的变化。因此我们选取2002年12月作为结构变化的时间点，进行Chow test。Chow test表明，在2002年12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)有着结构性的变化。如果从递归估计的参数 β_t 来看(图5)，常数项和 γ 的结构变化并不十分明显，而2002年初到2003年第三季度欧元比例的估计值一直处于上

⁸ 事实上统计学家和计量经济学家也提供了基于Recursive residuals检验和处理异常点的办法，详细的讨论见Kianifard and Swallow (1996)。我们采用了传统的用虚拟变量识别的办法，并对异常点数据作了调整。

表 2 被解释变量:月度外汇储备增长率(RESERVE_GR)

	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	VX	X
R	0.0029***	0.0029***	0.0028**	0.0033***	0.0027**	0.0031**	0.0027***	0.0029***	0.0029**	0.0033***
	0.0010	0.0010	0.0011	0.0011	0.0011	0.0014	0.0008	0.0009	0.00115	0.0012
Dt	—	—	—	—	—	—	0.0009	—	—	—
							0.0009			
DCOST_RATIO	1.0099***	1.0070***	0.9837***	1.0048***	0.9918***	0.9955***	0.9946***	1.0102***	0.9893***	1.0045***
	0.0423	0.0415	0.0646	0.0407	0.0626	0.0517	0.0371	0.0419	0.0631	0.0413
DUSDEUR	0.1494***	0.1384***	0.0722***	0.2673***	0.0673***	0.2307***	0.0713***	0.1365***	0.05811**	0.2657***
	0.0184	0.0174	0.0223	0.0172	0.0213	0.0206	0.0182	0.0199	0.0235	0.0199
DUSDEUR * Dt	—	—	—	—	—	—	0.1963***	—	—	—
							0.0283			
DUSDYEN	—	—	—	—	—	—	—	0.0312	0.0366	0.0036
								0.0199	0.0227	0.0203
DUM1	0.0402***	—	0.0390***	—	—	—	0.0394***	0.0406***	0.0396***	—
	-0.0572***	—	-0.0554***	—	—	—	-0.0559***	-0.0558***	-0.0540***	—
DUM2	0.0756***	—	0.0717***	—	—	—	0.0723***	0.0758***	0.0723***	—
	-0.0090*	—	-0.0155***	—	—	—	-0.0162***	-0.0091*	—	-0.0155***
DUM3	0.0292***	—	—	-0.0340***	—	—	-0.0334***	-0.0297***	—	-0.0340***
	-0.0195***	—	—	-0.0228***	—	—	-0.0226***	-0.0201***	—	-0.0228***
DUM4	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
DUM5	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
DUM6	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
n	77	77	36	41	36	41	77	77	36	41
Sample	2000M01	2000M01	2000M01	2003M01	2000M01	2003M01	2000M01	2000M01	2000M01	2003M01
	2006M05	2006M05	2002M12	2006M05	2002M12	2006M05	2006M05	2006M05	2002M12	2006M05
Adjusted R-squared	0.9296	0.9052	0.8887	0.9782	0.8982	0.9297	0.9592	0.9311	0.8943	0.9776
Durbin-Watson stat	1.9931	2.0330	1.1466	2.4453	1.1531	2.4261	1.6688	2.0687	1.2602	2.4489

注:R是估计得到的常数项,也是估算的收益率。估计得到的参数下面是标准差,***、**、*分别代表显著性水平1%、5%、10%。小数点保留四位。

升的状态。这说明在 2003 年前后，欧元比例有所上升。为了准确地估计欧元比例，我们将样本分成 2002 年 12 月前后两个子样本，分别来估计方程 (4)，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。⁹

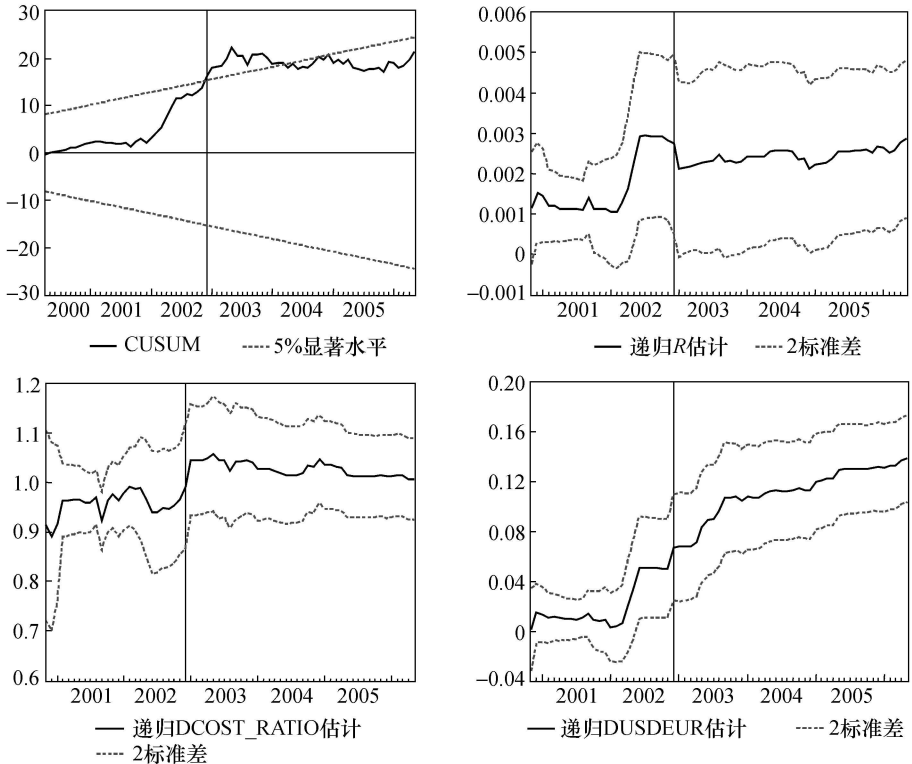


图 5 CUSUM test 结果

表 2 第 III 和 IV 列出了两个子样本利用虚拟变量控制异常点的办法的回归结果，第 V 和 VI 列出了两个子样本利用调整后数据得到的回归结果。在相同时间段内，两种处理异常点的办法是相当一致的。从估计结果来看，外汇储备的月均收益率从 0.28% 上升到了 0.33%，即年均回报率从 3.5% 上升到 4%¹⁰，欧元资产比例从 7.2% 上升到了 26.7%，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 2 第 VII 列出了包含结构变迁的模型 (5) 的回归结果，与上述几个分子样本的回归基本一致。值得注意的是，模型 (5) 的回归结果表明外汇储备收益率的结构变化并不显著；而欧元资产比例上升这一结构性变化在 1% 的显著性水平上是显著的，这说明

⁹ 尽管在 2000 年 1 月至 2002 年 12 月的子样本的 CUSUM test 中，发现在 2002 年 12 月仍然发现了结构变化，但由于只是最后一个点在置信区间外，影响不大。事实上删掉最后一个观察值所得到的估计值差别很小。

¹⁰ 若没有特殊说明，我们汇报的数据和结论都是基于采用虚拟变量控制异常点的办法得到的估计值。

2003年前后,欧元资产比例上升的幅度是比较明显的。

但是上述估计的欧元资产所占比例没有控制住欧元汇率的变动,也就是说有可能中国政府并没有刻意增持欧元,但是由于欧元汇率上升,欧元资产比例就上升了。假设2003年前后两期的汇率分别为 e_0 和 e_1 ,按照汇率 e_0 计算的第二期的欧元资产比例则反映了欧元数量上的变化。根据上面的会计恒等式,我们可以推导出:

$$\rho_1(e_0) = \frac{x_1 e_0}{W_1(e_0)} = \frac{x_1 e_1}{W_1} \frac{e_0}{e_1} \frac{W_1}{W_1(e_0)} = \rho_1 \frac{e_0}{e_1} \frac{x_1 e_1 + y_1}{x_1 e_0 + y_1}$$

我们可以根据第二期欧元比例反推出欧元和美元资产数量 x_1 和 y_1 ,前后两期的欧元兑美元的算术平均汇率分别为0.9227和1.2141¹¹,因此按照汇率 e_0 计算的第二期的欧元资产比例为14.5%。也就是说欧元资产比例从7.2%上升到26.7%中的19.5个百分点中,其中有12.2个百分点是汇率变化因素导致的,也就是说汇率变化贡献了总变化的63%,其余37%是由于中国货币当局增持欧元资产导致的。

(二) 加入日元

我们的模型假设只有两种资产,这一假设只是为了简单起见,事实上并不影响我们的回归方程和计量结果。如果将日元加入进来,我们有欧元、美元、日元三种资产,分别用 x , y , z 表示。我们可以推出与(4)非常类似的回归方程:

$$\dot{W}_t = R + \gamma \frac{C_t}{W_{t-1}} + \beta_1 \dot{e}_{1t} + \beta_2 \dot{e}_{2t} + \varepsilon_t, \quad (6)$$

其中 $R = r_{t-1}^x \rho_{t-1}^x + r_{t-1}^y \rho_{t-1}^y + r_{t-1}^z \rho_{t-1}^z$ 为包括日元在内的月均回报率, ρ_{t-1}^i 为 i 种资产所占外汇储备的比例, \dot{e}_{1t} 为欧元兑美元的变化率, \dot{e}_{2t} 为日元兑美元的变化率, $\beta_i = \rho_{t-1}^i (1 + r_t^i) \approx \rho_{t-1}^i$ 可以视为 i 种资产的比例。

表1中DUSDYEN为日元兑美元汇率的月度变化率,在样本的时间段内平均几乎为零,单月升值最高为6.96%,单月贬值最高为6.58%。表2第VIII、VX和X列出了总样本和两个子样本加入日元的回归结果(使用虚拟变量控制异常点),结果显示日元所占比例非常低,不超过外汇储备的4%。2003年前约为3.8%,到2006年则下降到0.4%,而且回归的系数并不显著。加入日元使得在2003年前后欧元资产比例分别减少了1.3%和0.2%,这种影响相对于欧元资产比例上升的趋势几乎是可以忽略不计的。而且加入日元对于收益率也几乎没有影响,所以在分析中忽略日元、假设两种资产是合

¹¹ 这里我们只使用欧元对美元汇率的月末价格来计算算术平均值,如果用每日汇率计算,前后两期的欧元对美元平均汇率分别为0.9213和1.2104,因此差别不大。

理的。

(三) 收益率分析

从表2估计的收益率来看, 2003年前后月收益率分别为0.28%和0.33%, 折成年率分别为3.5%和4.0%。但是从美国一年期CMT (Constant Maturity Treasury) 指数¹²和欧元区两年期基准国债的利率 (2-year Euro area Government Benchmark Bond Yield)¹³来看, 前一个估计值偏低而后一个估计值偏高。由于外汇储备主要是美国国债和欧元区国债等收益较低风险较小的资产, 我们就以美国一年期CMT指数和欧元区两年期基准国债的利率作为两类资产的回报率。美国一年期CMT指数由美国财政部计算并由美联储公布, 它是美国各类资产最常用的基准利率。欧元区两年期基准国债的利率由欧洲央行提供, 也是最常用的欧元区利率之一, 与3年、5年、7年、10年的政府公债的利率的相关性很高。我们根据外汇储备中两类资产的比例对它们的利率进行加权平均。由于模型中的收益率是前一期的, 因此我们计算了1999—2001年和2002—2005年底加权平均的利率, 分别为4.8%和2.3%。因此我们的估计可能将2003年前外汇储备的收益率低估了1.3个百分点, 而将2003年之后的收益率高估了将近1.7个百分点。

一个可能的原因是回归方程中异常点的处理办法可能低估了外汇占款。比如2006年1月外汇占款很高, 很可能是由于前几个月外汇占款低于外汇储备的差额积累起来所致。但是如果假设统计办法一直不变的话, 这个原因无法解释2003年前估计的收益率偏低的事实。

另一种可能是源于统计上的净错误和遗漏项, 这一项包含着未被观察到的外汇流动的信息。它们通过非正式的渠道进入了外汇储备, 但并不属于同期的外汇的利息收入和资本损益, 而且没有形成同期外汇占款。换句话说, 每期的外汇储备数量可分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错误与遗漏项。从模型上来讲, 等式(1)可以写成

$$W_t = C_t + (1 + r_{t-1}^r)x_{t-1}e_t + (1 + r_{t-1}^y)y_{t-1} + m_t, \quad (1)'$$

其中 m_t 为净误差与遗漏项。结合(2), 我们可以得到与(4)类似的回归方程,

$$\dot{W}_t = R + \gamma \frac{m_t}{W_{t-1}} + \gamma \frac{C_t}{W_{t-1}} + \beta \dot{e}_t + \epsilon_t, \quad (4)'$$

¹² 数据来源: Federal Reserve Board, <http://www.federalreserve.gov/releases/H15/data.htm>.

¹³ 数据来源: European Central Bank Statistical DATA Warehouse; ECB monthly Bulletin; "Government Bond Yield" section, <http://sdw.ecb.int/browse.do?currentNodeId=bbn290>.

从理论上讲 $\gamma=1$, 如果假设错误和遗漏项与外汇占款比重、汇率变动不相关的话, 忽略 m_t 则会对收益率 R 造成影响。如果 $m_t > 0$, 则意味着新增外汇储备有来历不明的额外增加, 而忽略了 m_t , 这些来历不明的额外增加将会导致 OLS 拟合得到的直线截距项上升, 也就是使得常数项上升, 因此 OLS 估计将会高估收益率。相反, 如果 $m_t < 0$, 意味着错误和遗漏项为负, 新增外汇储备有来源不明的流出, 忽略了 m_t , OLS 估计将会低估收益率。

由于央行的外汇储备和外汇占款并不同时出现在一张会计平衡表上, 我们无法观察到错误和遗漏项有多大。但是外汇管理局公布的国际收支平衡表为我们提供了一个视角。国际收支平衡表反映一定时期内一个经济体系与世界各地的各类经济交易的统计表, 它包括四大部分: 经常账户、资本和金融账户、储备资产、净误差与遗漏。在会计上, 净误差与遗漏差额 = - (经常账户差额 + 资本和金融账户差额 + 储备资产差额), 它反映了储备资产差额和经常账户差额、资本和金融账户差额的不一致的程度, 根据国际惯例, 国际收支平衡表中净误差与遗漏占国际收支口径的货物进出口额的比重不得超过 5%。根据这一原则, 中国的国际收支平衡表是可以接受的。从国际收支平衡表我们可以看出未被记录的资金的流向。净误差和遗漏项为负, 说明外汇储备新增量要比经常账户、资本和金融账户的差额要小, 也就是说有未记录的资本流出; 净误差和遗漏项为正, 说明外汇储备新增量要比经常账户、资本和金融账户的差额高, 也就是说有未记录的资本流入。从表 3 来看, 1999—2001 年底, 都有资本流出, 2002—2004 年由于预期人民币升值, 资本流出的趋势被逆转, 2005 年 7 月 21 日人民币升值, 资本流出。

表 3 1999—2005 年中国国际收支平衡(亿美元)

年份	经常项目 差额	资本和金融 项目差额	储备资产 变动	外汇变动	净误差 与遗漏	净误差与遗漏占上期 外汇储备的比例
1999	211.14	51.80	-85.05	-97.16	-177.88	-12.27%
2000	205.19	19.22	-105.48	-108.98	-118.93	-7.69%
2001	174.05	347.75	-473.25	-465.91	-48.56	-2.93%
2002	354.22	322.91	-755.07	77.94	77.94	3.67%
2003	458.75	527.26	-1170.23	-1168.44	184.22	6.43%
2004	686.59	1106.60	-2063.64	-2066.81	270.45	6.71%
2005	1608.18	629.64	-2070.16	-2089.40	-167.66	-2.75%

注: (1) 在国际收支平衡表中, 差额等于贷方减借方, 净贷方显示正, 净借方显示为负。

(2) 经常项目差额的正数显示盈余, 而负数则显示赤字; 在资本及金融项目方面, 正数显示净资金流入, 而负数则显示净资金流出; 由于对外资产的增加是属于借方账目, 而减少则属贷方账目, 因此负数的储备资产变动净值显示储备资产的增加, 而正数则显示减少。

数据来源: 前五列数据来自于外汇管理局网站, 最后一列为作者计算。

假设净误差与遗漏所代表的资本与方程 (4)' 中的净误差与遗漏项 m_t 具有一致性。那么 2000—2002 年资金基本上是流出的, 尽管 2002 年资金开始流入, 但平均来讲每年大概有 30 亿美元资金流出, 相当于这三年平均的外汇

储备的1.3%，这可以解释为什么我们低估了2003年前的收益率。与此相反，国际收支平衡表显示，2003—2005年三年间平均每年净错误和遗漏项代表的资本流入将近96亿美元，相当于这三年平均的外汇储备的1.5%，这大致就可以解释为什么我们高估了2003年之后的收益率。这说明用美国一年期CMT指数和欧元区两年期基准国债的利率加权平均值作为中国外汇储备的收益率是可靠的，也说明2003年之后外汇储备的收益率大概在2.3%—2.5%之间。

（四）估计“热钱”

热钱一般是指流动速度极快的寻求短期回报的流动资金。目前国际上一直没有准确的热钱定义，但通常用外汇储备的增加量减去FDI和贸易顺差作为其衡量指标。根据这一衡量指标，国家统计局黄朗辉等人（2006）指出，2006年2—5月份进入我国的热钱规模分别达到10.2亿美元、44.5亿美元、53.1亿美元和125亿美元，由此他们得出结论：押注人民币升值的热钱卷土重来。这种计算方法没有考虑到外汇储备的收益和欧元汇率导致的资本损益。由于中国外汇储备越来越高，收益的数额也越来越大，因此FDI、贸易顺差两者之和与新增外汇储备的差额会变大。但是由于收益率比较稳定，这一项对外汇储备增量的波动没有太大的影响。但是欧元汇率导致的资本损益则明显不同，它会随着欧元汇率的波动而变化。比如，截至2006年3月底，外汇储备为8937亿美元，根据我们上面估算，外汇储备中大概有26.7%的资产是欧元资产，也就是2336亿美元，2006年4月欧元对美元升值4个百分点，因此4月份外汇储备就资本损益净增93亿美元。再加上当月外汇收益，4月份不是统计局所说的热钱流入中国，恰恰相反，而是大约有56—70亿左右的资金流出中国。下面我们根据以下的等式来估计2003年以来的热钱数量：

$$\text{热钱} = \text{新增外汇储备} - \text{欧元资产资本损益} - \text{收益} - (\text{净出口} + \text{FDI})$$

新增外汇储备与欧元资产损益的差额实际上是当月外汇储备净增量，收益、净出口和FDI之和衡量的是可观测的外汇流入总量。欧元资产资本损益的计算很直接，即上期欧元资产乘以本期欧元汇率变动。计算收益分两种办法：第一种计算方法是先计算每月美元资产和欧元资产各自的收益，然后加总，其中两种资产的月收益率根据美国一年期CMT指数和欧元区两年期基准国债的利率折算，这种办法的优点在于将资本收益的损益也考虑进去了，但是该办法可能会高估真实的收益，因为它按月复利计算，这假设了外汇管理局每月要迅速将新增外汇储备转化为有利息收入的美元资产和欧元资产。我们考虑第二种比较保守的估计办法，根据上年外汇储备总量和年收益率2.3%计算出今年的收益，然后平均分配到各个月，显然这种办法会低估真实的收益，首先因为年收益率2.3%是假设上期年末投资和本期年末收益的方式，没有复利计算，而且忽略了资本收益的损益；其次这种保守的估计办法忽略了

2003年以来美国国债和欧元区国债的利率在回升的事实。再次,这种低估的偏差将会随着外汇储备的增加而加大。第一种办法旨在估计外汇收益的上界,而第二种办法旨在估计外汇储备收益的下界。当然,这一估计办法存在两个缺陷,第一,净出口中由于出口虚增而进入的热钱没有考虑;第二,伴随FDI进入的热钱也没有考虑。但是由于数据的限制,我们无法分析这两方面的因素。

表4列出了我们估计的各个变量的结果。收益I、II是根据方法一、二计算,热钱I、II是基于收益I、II计算,热钱III是传统估算结果。图6清晰地显示了新增外汇储备及其来源分解:净出口和FDI、欧元资产损益和收益I。图6的收益是按照第一种办法估算,我们可以看出收益随着外汇储备的增长在平稳的上升,而欧元资产损益波动比较大,最高为93亿美元,最低为-79亿美元。在欧元汇率波动比较大的时候,它使得当月外汇储备净增量显著地偏离会计报表上的外汇储备增量,这一效应在2006年上半年尤其明显(见图7)。图7给出了按照传统的办法估计的热钱和我们估计的热钱,可以看出在2006年我们估计的热钱数量要显著地低于传统办法的估计结果。

表4 新增外汇储备来源分析(亿美元)

obs	新增外汇	净出口 和 FDI	欧元资产 损益	收益		热钱		
				I	II	I	II	III
2003M01	180.53	23.35	18.53	4.06	5.49	134.59	133.17	157.18
2003M02	37.90	46.49	3.03	4.05	5.49	-15.67	-17.11	-8.59
2003M03	77.60	51.33	9.24	4.04	5.49	13.00	11.54	26.27
2003M04	102.81	57.62	21.67	4.28	5.49	19.23	18.03	45.19
2003M05	137.70	76.55	45.66	4.08	5.49	11.40	10.00	61.15
2003M06	64.15	91.18	-20.37	3.61	5.49	-10.27	-12.15	-27.03
2003M07	100.10	46.91	-21.80	4.07	5.49	70.91	69.50	53.19
2003M08	82.48	61.17	-20.76	4.85	5.49	37.22	36.58	21.31
2003M09	191.29	38.61	58.86	4.90	5.49	88.92	88.33	152.68
2003M10	171.29	90.61	-3.61	5.09	5.49	79.20	78.80	80.68
2003M11	193.69	84.92	35.60	5.72	5.49	67.45	67.68	108.77
2003M12	-171.10	121.00	56.33	5.85	5.49	-354.28	-353.92	-292.10
2004M01	124.69	36.95	-12.39	5.15	7.73	94.98	92.40	87.74
2004M02	109.19	-43.06	-0.98	5.30	7.73	147.93	145.50	152.25
2004M03	131.83	42.31	-13.64	5.09	7.73	98.07	95.43	89.52
2004M04	91.95	24.41	-30.28	6.07	7.73	91.76	90.10	67.54
2004M05	95.43	73.15	24.23	7.41	7.73	-9.36	-9.68	22.28
2004M06	120.79	85.82	-3.81	8.63	7.73	30.15	31.05	34.97
2004M07	123.43	67.33	-15.17	8.74	7.73	62.53	63.54	56.10
2004M08	131.87	94.38	16.18	8.63	7.73	12.68	13.58	37.49
2004M09	183.69	100.38	25.45	9.25	7.73	48.62	50.14	83.31

(续表)

obs	新增外汇	净出口 和 FDI	欧元资产 损益	收益		热钱		
				I	II	I	II	III
2004M10	279.05	123.50	36.40	9.81	7.73	109.34	111.42	155.55
2004M11	314.39	146.27	58.29	11.19	7.73	98.64	102.10	168.12
2004M12	360.50	175.84	32.24	12.29	7.73	140.13	144.69	184.66
2005M01	137.14	105.69	-58.82	13.61	11.69	76.66	78.58	31.45
2005M02	189.64	82.51	28.71	14.81	11.69	63.61	66.73	107.13
2005M03	165.34	110.34	-39.42	16.21	11.69	78.22	82.73	55.00
2005M04	116.30	85.01	-6.79	16.56	11.69	21.52	26.38	31.29
2005M05	202.38	138.96	-79.02	16.57	11.69	125.87	130.75	63.42
2005M06	199.61	158.98	-37.50	17.06	11.69	61.07	66.44	40.63
2005M07	217.60	151.28	4.86	18.98	11.69	42.47	49.77	66.32
2005M08	204.76	154.95	32.42	20.70	11.69	-3.31	5.70	49.81
2005M09	157.95	128.17	-44.36	21.00	11.69	53.15	62.45	29.78
2005M10	158.98	171.80	-10.73	23.40	11.69	-25.49	-13.78	-12.82
2005M11	93.21	152.16	-35.82	24.99	11.69	-48.12	-34.82	-58.95
2005M12	246.49	182.13	9.35	25.60	11.69	29.41	43.32	64.36
2006M01	263.08	140.40	58.34	27.10	15.70	37.23	48.64	122.68
2006M02	84.92	64.90	-43.25	29.07	15.70	34.20	47.57	20.02
2006M03	213.98	168.50	40.90	30.48	15.70	-25.90	-11.12	45.48
2006M04	199.70	146.87	93.35	32.34	15.70	-72.86	-56.21	52.83
2006M05	299.80	175.10	39.56	33.47	15.70	51.67	69.44	124.70
2006M06	160.95	199.40	-10.39	35.50	15.70	-63.56	-43.75	-38.45

注：收益 I、II 是根据方法一、二计算，热钱 I、II 是基于收益 I、II 计算，热钱 III 是传统估算结果。

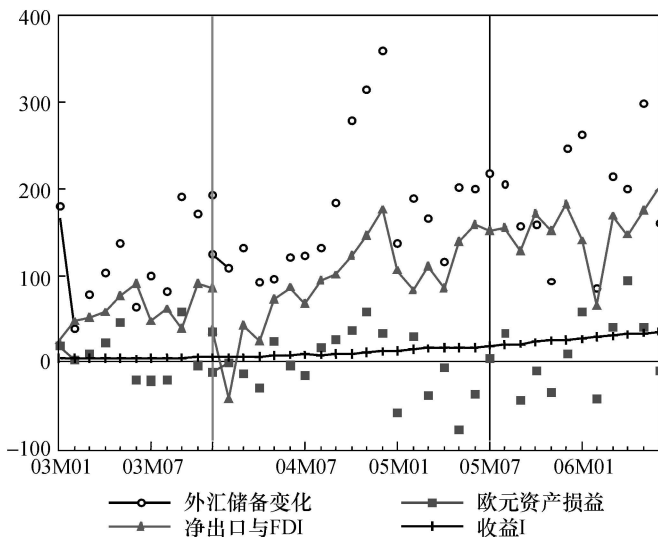


图6 新增外汇储备来源分析(单位:亿美元)

注：2003年12月数据是异常点，图中没有显示，以便于清晰地观察各个变量的差异。

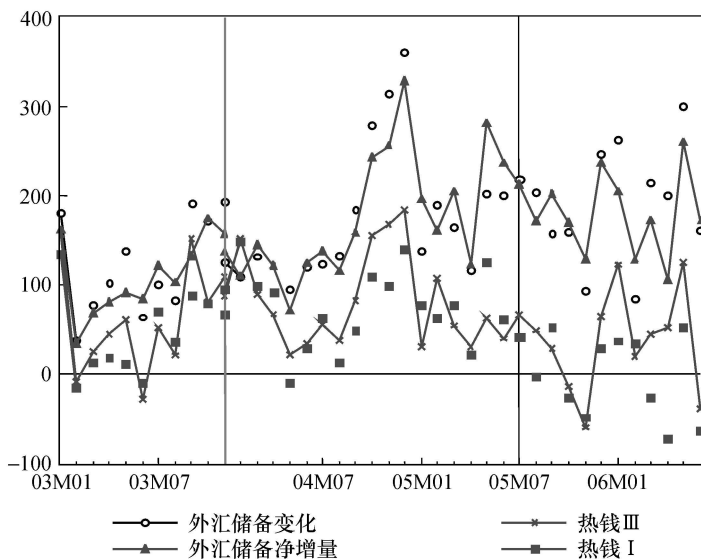


图7 净外汇储备增量和热钱(单位:亿美元)

注:2003年12月数据是异常点,图中没有显示以便于清晰地观察各个变量的差异。

根据传统的估算方法,2006年上半年共计有327亿美元净流入。而根据我们估算的结果,2006年上半年各月热钱流入的数量分别为37亿、34亿、-25亿、-72亿、51亿、-63亿美元,因此上半年没有热钱流入,相反,大约有39亿美元的资金净流出。即使是采用保守的办法估计收益率,上半年热钱流入的数量也不会超过55亿美元。这主要的原因在于欧元汇率变动导致的资产损益,仅这一项,2006年上半年外汇储备就净增178亿美元。

从传统估计方法得到的热钱III序列表明,由于预期人民币升值,从2004年8月开始,大量的热钱涌入中国,2005年7月人民币升值之后,热钱开始减少,并逐步退出中国市场。但是2005年底和2006年初,热钱又再度来华,无论规模和速度都要比2005年7月前要强,这意味着新一轮投机人民币升值的到来。但是从我们的估计热钱I和II来看,热钱的数量是非常有限的,比2005年7月前要温和得多,这说明国际游资并没有开始新一轮的投机人民币升值,也说明目前人民币汇率水平是稳定的,外在的压力并不大。这一点对于人民币汇率政策是相当重要的。

五、结 论

在假设了美元和欧元两种资产的币种结构下,我们估计了2000年以来中国外汇储备的收益率和欧元资产比例。研究得出两个主要的结论。第一,欧元资产比例明显上升。2003年前欧元资产比例大约为7.2%,2003年后欧元

资产比例上升至 26.7%，但是欧元资产比例上升的原因中汇率变化因素占了主导作用，贡献了总变化的 63%，其余 37% 是由于中国货币当局增持欧元资产导致的。这说明中国政府并没有大规模抛售美元资产和增持欧元资产。第二，我们利用估算的收益率和欧元资产比例，修正了传统估计热钱的办法，重新估算了热钱的数量，发现 2006 年上半年并没有热钱流入。这说明目前人民币汇率水平是稳定的，外在压力并不大，这一结论显著地不同于根据传统办法估计热钱得到的结论。

参 考 文 献

- [1] Brown, R., and J. Durbin, "Methods of Investigating Whether a Regression Relationship is Constant over Time", in Selected Statistical Papers, European Meeting, Mathematical Center Tracts No. 26, 1968, Amsterdam: Amsterdam Mathematisch Centrum.
- [2] Brown, R., J. Durbin, and J. Evans, "Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships over Time", *Journal of the Royal Statistical Society, Series B (Methodological)*, 1975, 37(2), 149—192.
- [3] Galpin, J., and D. Hawkins, "The Use of Recursive Residuals in Checking Model Fit in Linear Regression", *The American Statistician*, 1984, 38(2), 94—105.
- [4] 黄朗辉、余芳东、刘冰、马岩, "2006 年上半年世界经济运行简况及其全年走势分析", 国家统计局国际中心, http://www.stats.gov.cn/tjfx/fxbg/t20060725_402339662.htm, 2006 年。
- [5] Kianifard, F., and W. Swallow, "A Review of the Development and Application of Recursive Residuals in Linear Models", *Journal of the American Statistical Association*, 1996, 91(433), 391—400.
- [6] Perron, P., "The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis", *Econometrica*, 1989, 57(6), 1361—1401.
- [7] Rodrik, D., "The Social Cost of Foreign Exchange Reserves", NBER Working Paper, No. 11952, 2006.
- [8] Sen, P., "Invariance Principles for Recursive Residuals", *The Annals of Statistics*, 1982, 10(1), 307—312.
- [9] Wooldridge, P., "The Changing Composition of Official Reserves", *BIS Quarterly Review*, Sep., 2006.
- [10] 赵洪岩, "中国外汇储备收益率与欧元资产所占比例分析", 《CCER 中国经济观察》, 2006 年第 2 期, 第 38 页。

Yields and Currency Composition of Foreign Reserves and Hot Money in China

LIUGANG SHENG

(Virginia Tech)

HONGYAN ZHAO

(Peking University)

Abstract We estimate the yield and currency composition of Chinese foreign reserves and hot money inflow during the period of 2000—2006. The annual yield declined from 4.8% before 2003 to 2.3%—2.5% after 2003, and the ratio of euro-denominated assets in foreign reserves increased from 7.2% to 26.7%. The increase in euro-denominated assets is mainly attributable to the appreciation of euro rather than Chinese government's acts to diversify its assets. Based on the estimated yield and currency composition, we estimate the amount of hot money inflow and find no influx of hot money during the first half of 2006.

JEL Classification E58, F31, G15