

估值效应与中国外部均衡调整——以及外汇储备汇率风险研究

范志勇

摘要：本文计算了1981年至2006年估值效应对中国国外净资产的影响，并通过协整和误差修正模型检验估值效应和进、出口在中国外部均衡调整过程中所发挥的作用。检验结果显示1981年-2005年期间，中国国外均衡调整主要是通过进口调整完成的，估值效应尚未成为外部均衡调整的主要渠道。除此之外，本文还估计了2005年-2008年初汇率变化所造成的中国外汇储备资产损失规模。

一、背景——全球资产调整

伴随全球经济外部失衡加剧，特别是美国经常项目赤字规模不断扩大，全球外部资产组合调整问题日益受到关注。从国际经济学的一般原理出发，巨额贸易赤字表明一国从国外借入资本，美国贸易逆差不断扩大恰恰反映了其他国家作为一个整体正在持有越来越多的美元净资产。1986年美国国际投资净头寸（Net International Investment Position）由正变负，随着美国逐年积累经常项目逆差，美国国际净负债规模日益扩大。¹截止到2007年年末，美国国际净负债达到24418亿美元，相当于当年名义GDP比例的17.64%，其中2002年国际净负债占GDP的比例最高，为19.47%，见（图1）。“既然所有的国家都必须满足跨期预算约束，那么规模日益庞大的经常项目逆差将然会导致国外净资产减少，并意味着该国未来将通过贸易顺差进行弥补。”²从这个角度来看，美国经常项目逆差的可持续性及其未来调整路径可能对国际经济产生的影响成为备受关注的问题。然而一个有趣的现象是2002年之后尽管美国经常项目逆差不断扩大，但在此期间美国国际净负债占GDP比重迅速上升的趋势似乎出现变化。³什么原因导致经常项目不断恶化的同时国际净资产头寸却得到相对改善呢，这似乎与传统的国际经济理论相违背。最新的理论研究认为，将经常项目等同于国际投资净头寸变化的观点并不完全正确，Gourinchas（2007）指出，“虽然在理论上外国资产净头寸变化等于经常项目，但实际中两者未必相等，因为经常项目并未反映出未实现的资本利得。”经常项目恶化并不必然导致国际净负债增加，同样经常项目改善也并不意味着国际净投资头寸增加。⁴给定国际投资的资产、负债结构和规模不变，由汇率、资产价格和收益率变化所引起的国际净投资头寸的变化可以被简单的称为估值效应（valuation effects），随着国外资产和对国外负债估摸的增加，由估值效应所造成的资本损益规模可能相当巨大。Gourinchas（2006）估计在2004年美国 and 加拿大由于估值效应造成国际净资产头寸变化占到GDP的20%，英国2000年估值效应达到GDP的50%，甚至超过了经常项目对国际净资产头寸的影响。Lane和Milesi-Ferretti（2004）对6个新兴市场国家国际净资产头寸进行研究，发现估值效应对新兴市场的影

¹ 本文为了叙述方便将正的国际投资净头寸称为国际净资产；将负的国际投资净头寸称为国际净负债。

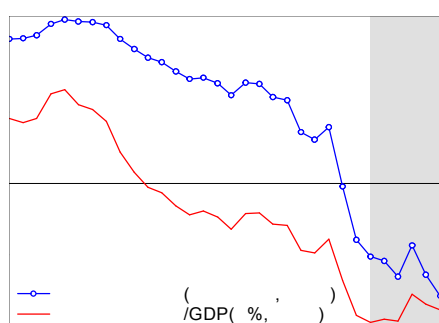
² Devereux和Sutherland（2008），第1页。

³ Masaaki Kawagoe和Ikuko Fueda（2005）。

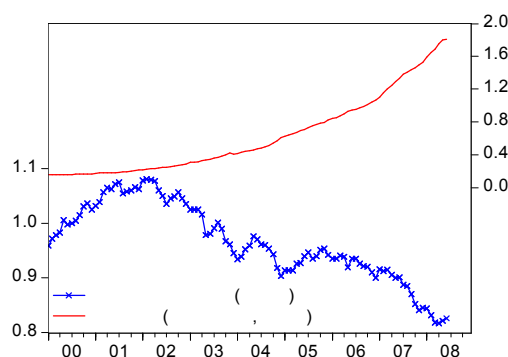
⁴ Gourinchas（2007），第三页。

响同样也可能非常显著的。例如1992-2001年期间印尼和泰国经常项目顺差分别达到GDP的32.9%和11.9%，但国际净资产头寸并未因此而得到改善，因为在此期间估值效应所造成的国际净资产头寸损失分别得到GDP的39%和-21.9%。除此之外，IMF（2005）就全球经济失衡和估值效应进行了专题讨论，通过协整和误差修正模型对49个国家是否存在估值效应进行检验，检验结果表明在49个国家中有8个工业化国家和4个新兴与发展中国家存在显著的估值效应，对于其他国家而言国外净资产变化可以被看作是外部均衡调整过程中的外生变量。¹

估值效应可以区分为正效应和负效应，经常项目也可区分为顺差和逆差。如果估值效应对国际投资净头寸的影响比较显著，那么一国可以通过不同的政策组合对国际净投资头寸进行主动或被动的调整。例如正的估值效应和经常项目顺差可以提高国际投资净头寸，相反负的估值效应和经常项目逆差可以降低国际投资净头寸。从均衡状态出发，相互抵消的经常项目和估值效应有利于保持国际投资净头寸的问题；然而要提高或降低国际投资净头寸规模可以采取不同的调整路径，并承受相应福利收益或损失。虽然难以评估经常项目变化在短期内的福利影响，但一般认为正的估值效应有利于一国福利水平的提高。



（图 1）美国国际投资净头寸²



（图 2）美元实际有效汇率与中国外汇储备³

Lane 和 Milesi-Ferretti（2004）分析了影响估值效应的几个因素，指出真实汇率是其中的重要因素之一。（图 2）显示自 2002 年之后美元呈现出较快的贬值趋势，截至 2008 年美元实际有效汇率贬值幅度已超过 20%。美元实际有效汇率如此大规模贬值必然对各国资产组合调整产生重要的、非对称的影响。虽然尚不能估计 2002 年以来美元贬值对降低美国国际净负债头寸的具体贡献，但可以肯定的是美元贬值的确有利于降低美国净负债头寸。而另一方面，中国近年来由于经常项目顺差持续扩大而积累了大量的国外资产，这些资产的很大一部分体现为中国人民银行所持有的外汇储备，截止 2008 年 6 月中国外汇储备已经达到 1.8 万亿。在中国积累大量美元资产的同时，美元的实际有效汇率下降将导致用人民币计价的中国国外资产缩水。有鉴于此，国内学者开始关注估值效应对中国外部均衡的影响，宋效军、陈德兵和任若恩（2006）利用 IMF（2005）提供的方法对 1977-2002 年中国估值效应进行检验，发现中国外部均衡调整过程中存在估值效应并认为中国效应为负。⁴张纯威（2007）分析美国基于本国需要对汇率和利率调整如何通过估值效应加剧美元资产需求国国际收支不平衡，并最终导致这些国家发生货币危机。

¹ 49 个样本国家中包括 21 个工业化国家和 28 个新兴市场和发展中国家。

² 数据来源：美国经济分析局（BEA）<http://www.bea.gov/>。

³ 中国外汇储备数据来自中国人民银行网站 <http://www.pbc.gov.cn/>，美元实际有效汇率指数以 2000 年为 1，数据来源于国际清算银行 <http://www.bis.org/>。

⁴ 本文作者认为宋效军等（2006）错误的解释了回归系数的含义，无论从 IMF（2005）对计量模型参数含义的解释还是协整方程系数的含义出发，误差修正项参数为负都不能得出中国估值效应为负的结论。除此之外该文中所进行的检验属于非限制性协整关系检验，与文章所引用的理论模型不相符合。

下文分为四个部分，第二小节简要介绍估值效应的传导渠道及其影响因素；第三小节利用中国 1980-2006 年的数据对中国估值效应重新进行估计，并探讨估值效应可能对进、出口的影响；第四小节利用现有资料对中国外汇储备资产汇率暴露风险进行初步探索；最后是文章的结论。

二、估值效应及其影响因素

在本小节中我们分析影响估值效应的几个因素。定义 NA 为国际净资产头寸、 R 为国际投资净头寸毛回报率、 NX 为贸易余额、 NI 为净投资收入、 CA 为经常项目、 VA 为估值效应。参照 Gourinchas (2007) 可以将国际净资产头寸变化分解为经常项目和估值效应¹，由此可见估值效应可能成为调整国际净资产头寸的重要渠道。

$$\begin{aligned} NA_{t+1} &= R_{t+1}NA_t + NX_{t+1} \\ NA_{t+1} - NA_t &= [(R_{t+1} - 1)NA_t - NI_{t+1}] + (NX_{t+1} + NI_{t+1}) = VA_{t+1} + CA_{t+1} \end{aligned} \quad (1)$$

我们用小写字母表示相应变量与同期 GDP 的比例，并且用 $1 + g_{t+1}$ 表示名义 GDP 从 t 时期到 $t+1$ 时期的名义增长率。由方程 (1) 可以进一步得到公式 (2)，从中可以看出当用 GDP 对各名义变量进行标准化之后，导致国际投资净头寸比例变化的原因可以区分为三项内容，首先是经常项目，其次估值效应，最后是由于 GDP 本身增长对净资产头寸与 GDP 比例的影响，一般说来当名义 GDP 的增长率不是特别高的时候，第三项的影响相对较小。

$$na_{t+1} - na_t = ca_{t+1} + va_{t+1} - \frac{g_{t+1}}{1 + g_{t+1}} na_t \quad (2)$$

国际投资净头寸毛回报率 R_t 可以进一步分解为资产回报率 R_t^a 和负债回报率 R_t^l 的加权平均 $R_t = \mu_t^a R_t^a - \mu_t^l R_t^l$ ，其中 μ_t^a, μ_t^l 分别代表资产、负债对净资产的比例，并且有 $\mu_t^a - \mu_t^l = 1$ 。由于存在杠杆效应， μ_t^a, μ_t^l 可能远远大于 1，因而资产和负债回报率的微小变化可能导致净资产回报率较大程度的改变。

除了资产和负债结构可能影响净资产收益率之外，Tille (2003) 和 Gourinchas, Rey (2005) 还强调指出资产和负债币种结构变化同样也会影响净资产毛收益率。Gourinchas (2007) 对包含不同币种资产、负债组合的净资产回报率进行如下近似，

$$\begin{aligned} r_t &\equiv \ln R_t \approx [\mu_t^a \omega_t^{ah} r_t^{ah} - \mu_t^l \omega_t^{lh} r_t^{lh}] + [\mu_t^a \omega_t^{af} r_t^{af} - \mu_t^l \omega_t^{lf} r_t^{lf}] \\ &= [\mu_t^a \omega_t^{ah} r_t^{ah} - \mu_t^l \omega_t^{lh} r_t^{lh}] + [\mu_t^a \omega_t^{af} \tilde{r}_t^{af} - \mu_t^l \omega_t^{lf} \tilde{r}_t^{lf}] + [\mu_t^a \omega_t^{af} - \mu_t^l \omega_t^{lf}] (\Delta e_t + \pi_t^f - \pi_t^h) \end{aligned} \quad (3)$$

其中 $\omega_t^{ah}, \omega_t^{lh}$ 分别表示以本币标价的资产和负债在总资产和负债中所占的比例， r_t^{ah}, r_t^{lh} 表示以本币标价的资产和负债的实际回报率； $\omega_t^{af}, \omega_t^{lf}$ 表示以外币标价的资产和负债在总资产和负债中所占的比例， $\tilde{r}_t^{af}, \tilde{r}_t^{lf}$ 表示以国外产品表示的外币标价资产和负债的实际回报率； $\Delta e_t, \pi_t^h, \pi_t^f$ 分别为名义汇率贬值率和国内、外通货膨胀率。给定其他条件不变，

¹ 方程 (1) 中的变量均为期末值。

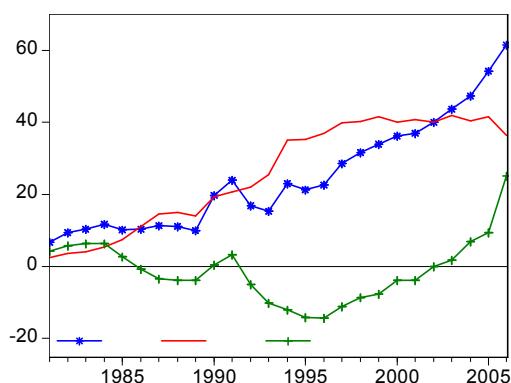
$[\mu_t^a \omega_t^{af} - \mu_t^l \omega_t^{lf}]$ 可以反映出实际汇率贬值对国际净资产回报率的影响。进一步还可以将国内外资产与负债回报率细分为收益率和资本利得两项内容, 其中资本利得反映出由于资产价格变化对净资产回报率的贡献。

三、中国净资产头寸、估值效应和外部均衡调整

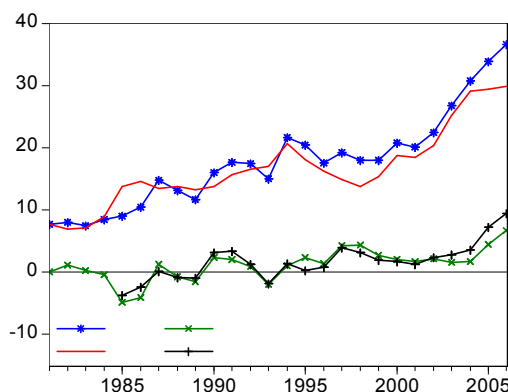
本文第三小节中根据上文中对估值效应的理论分析研究估值效应在中国外部均衡调整中的作用。我们首先简要的描述下改革开放以来中国国际资产、负债的变化情况, 评估估值效应在中国净资产头寸调整过程中所占的份额; 然后通过 IFM (2005) 的方法检验估值效应是否在中国外部均衡调整过程中发挥系统性的作用。

(一) 中国国际投资净头寸和贸易平衡

由于目前国际投资统计体系尚不完备, 仅有关于少数发达国家国际投资头寸、投资方式和币种的数据, 中国亦无官方统计。本文借鉴 Lane 和 Milesi-Ferretti (2006) 对中国国际投资数据的估计以及 IFS 中 IIP (International Investment Position) 统计对中国国际投资进行简要描述。世界经济一体化进程加速不仅体现在国际商品和服务贸易规模扩大, 还体现在资本跨境流动和国际投资头寸迅速增加。Gourinchas (2007) 以国际资产和负债总和与 GDP 的比例作为衡量国际金融一体化的指标, 发现 1970 年代以来国际金融一体化进程迅速提高。对于工业化国家而言, 1970 年到 2004 年金融一体化指标从 45% 提升到 302%, 发展中国家从 15% 提升至 120%, 无论是工业化国家还是发展中国家年平均增长率在 6% 左右。



(图 3) 资产、负债和净资产占 GDP 比例 (%)¹



(图 4) 贸易余额和经常项目占 GDP 比例 (%)²

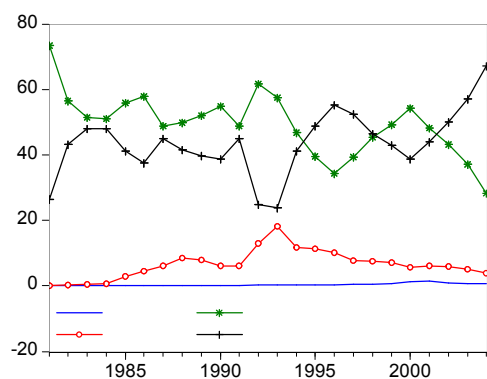
参照上述方法, 我们计算了改革开放以来中国金融国际化程度。1981 年中国国际金融资产和负债总和为 GDP 的 9%, 2006 年达到 98%, 平均年度增长率为 3.5% 左右。无论是总量规模还是增长速度, 中国的金融国际化程度明显低于同期发展中国家的平均水平, 一个很重要的原因是目前中国资本项目并未完全开放。改革开放期初由于面临资本短缺, 除 1990 和 1991 年国际投资净头寸为正值之外, 1986 年至 2002 年中国均为资本净流入国, 2003 年

¹ 2004 年之前国际投资数据来自 Lane 和 Milesi-Ferretti (2006), 之后数据来自 IFS; 1992 年之前美元计价的 GDP 数据来自 Lane 和 Milesi-Ferretti (2006), 之后数据根据国家统计局公布的人民币计价和年度平均汇率计算。

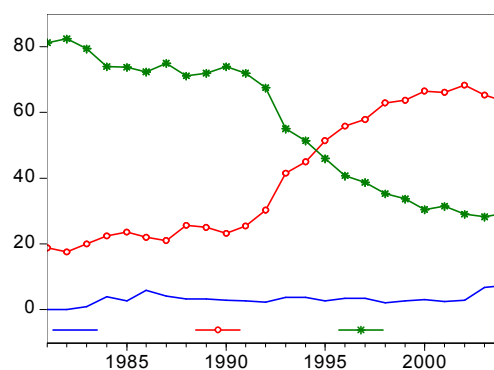
² 进出口数据来自《中国统计年鉴》, 经常项目余额数据来自于外汇管理局网站, GDP 数据同 (图 3)。

以来随着国外资产迅速增加中国成为净资本输出国。自 1990 年代中期以来，中国国际资产增长速度明显快于同期国际债务的增长速度，1995 年至 2006 年国际债务规模平均维持在 GDP 的 40% 上下，而国际资产的规模则从 21% 提高到 61%，由此可见导致中国近年来由资本净输入国转变为资本净输出国的主要原因在于国际资产的迅速增加。

进一步考察中国国际资产和负债的内部结构，Lane 和 Milesi-Ferretti (2006) 将国际资产近似的区分为证券投资 (Portfolio)、直接投资 (FDI)、债务资产 (Debt)、金融衍生品 (Derivatives) 和外汇储备 (Reserves) 五大类；同时将负债区分为证券投资、直接投资、债务投资和金融衍生品四大类。¹



(图 5) 各类国际资产占总资产的比例(%)

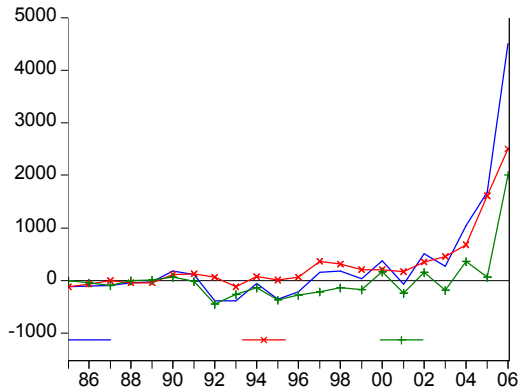


(图 6) 各类国际负债占总负债的比例(%)

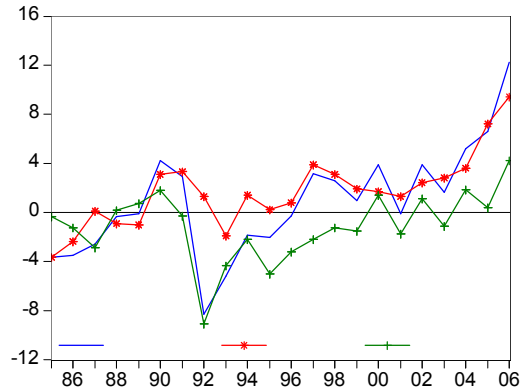
(图 5) 和 (图 6) 分别考察了中国国际资产和负债的结构变化。对于国际资产而言，债务形式的投资和外汇储备所占的比例较大，证券投资 and 直接投资的规模较小。特别是进入 2000 年之后，外汇储备所占比重持续上升，其他形式的投资规模相对下降。而在 IFS 的国际投资头寸统计中，2004-2006 年外汇储备占总资产的比例分别为 66.8%、67.8% 和 66%，由此可见外汇储备已经成为中国持有国际资产的主要形式。对于国际债务而言，债务投资曾经是中国对外债务的主要形式，但是其相对规模近年来逐渐下降，特别是 1990 年代之后，债务投资相对规模迅速下降。1981 年债务投资在总对外债务的比重为 81%，到 2004 年降至 29%。与此形成对比的是直接投资的相对比重在 1990 年代之后增长较快 1990 年直接投资在总对外债务的比重为 23%，到 2004 年增至 64%。

(图 4) 考察了改革开放以来中国国际贸易平衡和经常项目的变化情况。近年来无论是进口还是出口相对于 GDP 的规模持续上升，特别是出口规模增长更快，造成了中国持续的经常项目和贸易盈余。2006 年经常项目达到当年 GDP 的 9.4%，而贸易盈余为 GDP 的 6.7%，两者之间的差额反映了国际投资获得的利息收入。根据方程 (1) 的划分，已经收到的国际投资利息收入计入当年的经常项目，而不计入当年的估值效应中。

¹ 对于包括中国在内的大多数发展中国家并未提供金融衍生品的相关数据。



(图 7) 估值效应绝对规模 (亿美元)¹



(图 8) 估值效应占 GDP 比例

基于上文中所提供的关于估值效应的估计方法我们计算了 1985 年至 2006 年各年度的估值效应绝对规模和相对于 GDP 的比重。(图 7) 显示就绝对规模而言, 2002 年之前无论是净资产头寸年度增加额还是经常项目和估值效应均处于较低水平。2004 年至 2006 年国际投资净头寸出现较快增长, 年度增加额分别为 1050 亿、1672 亿和 4508 亿美元。与此同时由于贸易顺差扩大, 经常项目也出现较快增长, 2004 年至 2006 年经常项目分别为 687 亿、1608 亿和 2499 亿美元, 估值效应在 2004 至 2006 年 363 亿、63 亿和 2009 亿美元。

(二) 国际投资净头寸与贸易平衡的协整检验

IMF (2005) 根据当时尚未发表的 Gourinchas 和 Rey (2005) 以及 Corsetti 和 Konstantinou (2004) 提出通过协整及误差修正模型考察净出口和国外净资产对偏离一国跨期预算约束的动态反应。根据 Gourinchas 和 Rey (2005) 以及 Corsetti 和 Konstantinou (2004) 可以得到进出口和国际投资净头寸之间具有方程 (4) 所描述的关系²。

$$x_t - \gamma m_t + (\gamma - 1)na_t = \sum_{i=1}^{\infty} \rho^i [\Delta x_{t+i} - \gamma \Delta m_{t+i} + (\gamma - 1)r_{t+i}] \quad (4)$$

假定 $r_t, \Delta x_t, \Delta m_t$ 的值不变, 方程 (4) 意味着出口、进口和国外净资产之间存在协整关系, 方程 (4) 等号左边的残差代表了这三个变量对其长期关系的偏离。方程 (4) 同时还表明如果协整残差不是常数, 那么它必然预测了未来净出口的变化或者国外净资产收益的变化。值得说明的是, 根据上述理论, 出口、进口和国外净资产三个变量间的协整向量必须为 $[1, \gamma, (\gamma - 1)]$ 的形式, 所以对这三个变量协整关系的检验是受到约束的。IMF (2005) 在对 49 个国家的变量进行的非限制性协整检验中, 有 37 个国家的数据支持三个变量在 5% 的置信区间存在一个协整关系; 而随后进行的限制性检验中, 只有 8 个工业化国家和 4 个发展中国家数据通过了相关检验, 因此对于样本中的大多数国家而言“国外净资产只是整个系统中一

¹ 为了保证前后数据统一, 2005 年净头寸增加额根据 IFS 数据计算。(图 8) 对净头寸增加额的计算与此相同。

² 在该方程中, 小写字母表示相应变量的自然对数, x_t 表示出口, m_t 表示进口, r_t 表示国外净资产的实际收益率。 γ 和 ρ 是该国跨是预算约束方程中的相关参数, 参见 Corsetti 和 Konstantinou (2004)。

个不明显的外生变量。”¹

假设三个变量均为一阶差分平稳过程，基于协整检验的 Engle 和 Granger (1987) 两步法，我们拟通过如下思路对出口、进口和国外净资产进行约束性协整检验。首先对三个变量进行约束性线性回归，检验残差是否满足平稳性特征，如果残差是平稳的则三个变量满足理论模型所要求的协整关系。其次在限制性协整关系存在的基础之上，估计向量误差修正模型，检验误差修正系数是否显著来判断国外净资产的内生性，参见 Ericsson, Hendry 和 Mizon (1998)。

1、出口、进口和国外净资产的约束性协整关系检验

借鉴宋效军、陈德兵和任若恩 (2006)，由于我国对外净资产在某些年份是负值，无法按照 IMF 使用的对数化进行处理，因此本文采用的数据为各变量与当名义 GDP 的比例，这样可能影响模型的预测效果，但是就本文所关心的国外净资产是否在外部均衡调整中具有内生性问题并无实际影响。本研究为 1981-2005 年年度数据，其中国外净资产数据来自 Lane 和 Milesi-Ferretti (2006) 以及 IFS，进出口、名义汇率和 GDP 数据来自《中国统计年鉴》。

2

(表 1) 各变量的平稳性检验³

变量	ADF 检验值	滞后阶数	p 值
出口	0.862	0	0.993
进口	-0.108	0	0.938
国外净资产	0.691	0	0.989
出口差分	-3.945	0	0.000
进口差分	-3.511	0	0.001
国外净资产差分	-2.878	0	0.006

(表 1) 表明上述三组变量均满足一阶差分平稳条件，符合进行协整检验的条件。由于理论模型要求出口、进口和国外净资产三个变量间的协整向量必须为 $[1, \gamma, (\gamma-1)]$ 的形式，因此我们对三个变量首先进行限制性最小二乘法回归。对于理论模型中的协整关系稍作修改可以得到 $x_t - \gamma m_t + (\gamma-1)na_t = (x_t - na_t) + \gamma(na_t - m_t)$ ，即构造新变量 $(x_t - na_t)$ 和 $(na_t - m_t)$ ，并用前者对后者进行线性回归即可得到协整向量所需要的参数，见 (表 2)。协整方程的形式为

$$x_t - 1.079m_t + 0.079na_t = 0 \quad (5)$$

(表 2) 限制性协整参数回归 (自变量 $x_t - na_t$)

变量	参数	t 统计量	p 值
$na_t - m_t$	-1.079	-22.045	0.000
常数项	-0.503	-5.506	0.618
R^2	0.955	F 统计量	485.997
D-W 统计量	1.111	p 值	0.000

在得到参数估值之后，我们需要进一步对残差的平稳性进行检验，已确定是否存在协整关系。

¹ IMF (2005)，中译本，第 133 页。

² 上文显示 2006 年中国国外净投资头寸增长幅度较大，当国外净投资包含 2006 年数据时，无论国外净资产差分还是 (表 2) 中的残差项均不能通过平稳性检验。但是本文仍然对改革开放以来估值效应在外部均衡调整过程中的作用感兴趣，因此计量回归的数据截至 2005 年。

³ 原始数据 ADF 检验采取包含常数项但不含趋势项的检验形式，差分数据 ADF 检验亦不包含常数项。滞后阶数参照 AIC 和 SBC 信息准则选取。

对残差的ADF检验显示，残差项是平稳的，因此计量模型倾向于接受出口、进口和国外净资产三个变量间存在形如方程（5）的协整关系。

（表3）回归残差平稳性检验

变量	ADF 检验值	滞后阶数	p 值
残差	-2.805	0	0.007

2、国外净资产内生性检验

通过检验误差修正模型中各方程的误差修正项的系数是否显著可以判断各变量的内生性性质。如果某个变量的误差修正项系数显著不为零，表明其在该系统的动态调整过程中发挥重要作用，否则该变量只能作为系统的外生变量。因为本文主要关注国外净资产在外部失衡调整过程中的作用，因此在回归过程中对变量的顺序稍作调整，将国外净资产的系数标准化为1。协整方程的回归结果见（表4）。

（表4）误差修正模型检验

协整方程参数约束	na_t	x_t	m_t
	1	12.658	-13.658
对约束条件是否成立的似然函数比检验（阶数为1）			
Chi方统计量（2）	8.530	P 值	0.014
协整方程			
$Na_{t-1}+12.658 x_{t-1}-13.658 m_{t-1}+8.323=0$			
误差修正项系数	$d(na_t)$	$d(x_t)$	$d(m_t)$
	-0.024 [-0.597]	-0.056 [-2.174]	0.038 [1.4056]
$d(na_{t-1})$	0.616 [1.981]	0.463 [2.305]	-0.001 [-0.005]
$d(x_{t-1})$	-0.051 [-0.129]	-0.354 [-1.393]	-0.478 [-1.776]
$d(m_{t-1})$	-0.348 [-0.804]	0.202 [0.720]	0.595 [2.010]
常数项	0.468	1.2478	0.906
R^2	0.242	0.372	0.242
<i>Akaike AIC</i>	5.351	4.478	4.592
<i>Schwarz SC</i>	5.598	4.725	4.839
<i>Akaike AIC</i>	13.58193		
<i>Schwarz SC</i>	14.47057		

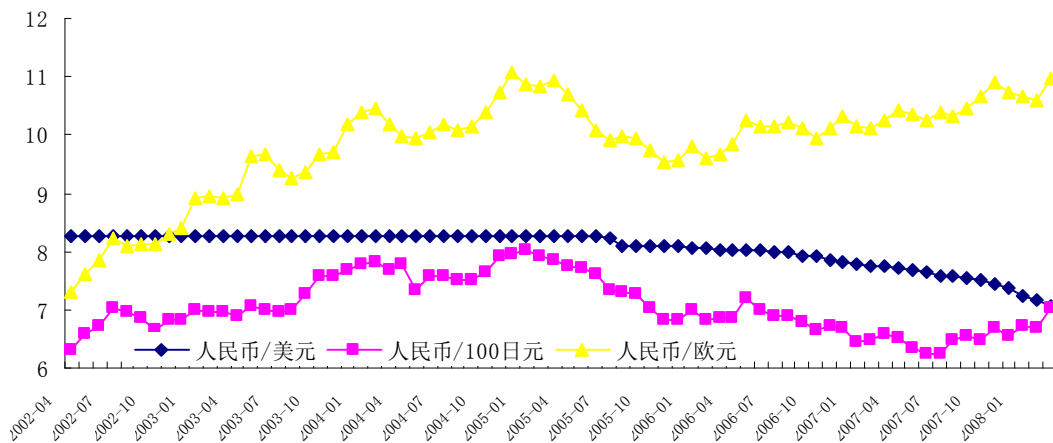
根据AIC和SC信息准则，确定滞后阶数为1期。从长期来看，误差修正模型中只有出口差分方程的误差修正项系数相对显著，这表明在1981-2005年期间中国对外非均衡的调整调整主要是通过出口完成的，这与我国长期鼓励出口的政策相关。估值效应和进口在外部非均衡调整调整过程中所发挥的作用相对有限。从短期来看，国外净资产的变换存在一定的自相关性，进、出口短期波动对净资产的短期波动影响不显著；相反短期内国外净资产的增加可能对出口存在一定的推动作用，对进口的影响不显著。

四、外汇储备资产汇率暴露风险研究

根据IMF的统计结果,截至2006年底中国外汇储备资产占总国外资产的比例接近70%,成为中国持有国际资产的主要形式。随着人民币名义汇率的波动,以本币计算的外汇资产的价值将会发生变化,特别是在名义汇率持续变化的时期。2005年汇率制度改革以来人民币

名义汇率相对于世界主要币种发生显著变化，其中人民币兑美元名义汇率持续下降，从 2005 年 7 月的 8.27 降至 2008 年 6 月的 6.90，人民币对美元累计升值 20%；人民币对欧元名义汇率持续上升，从 2005 年 7 月的 9.91 升至 2008 年 3 月的 10.97，人民币对欧元累计贬值超过 10%；而人民币对日元汇率经历了一个先降后升的过程，2005 年 7 月 100 日元兑 7.35 人民币，2007 年 6 月人民币兑日元降至 6.23，2008 年 3 月又升至 7.02。

要计算名义汇率变化对外汇储备资产价值的影响还必须了解外汇储备资产的币值分布，然而中国货币当局并未公布外汇储备资产的币种分布。本文参照宋国青（2008）提供的方法首先估计中国外汇储备资产中各主要货币的分布情况，然后讨论名义汇率和实际汇率变化所造成的外汇储备资产账面损失。



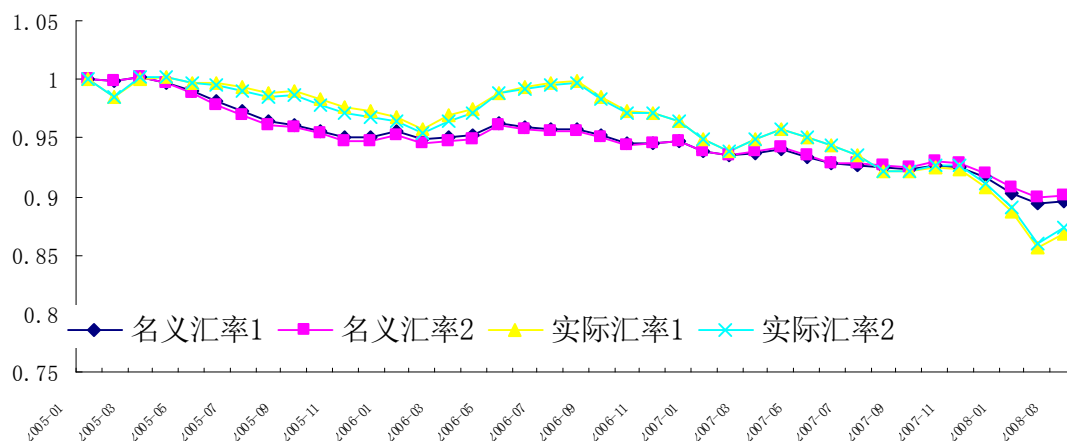
（图 9）人民币双边汇率变化

根据中国人民银行“货币当局资产负债表”中所公布的“外汇”数据可以计算出中国人民银行为购买外汇所累积发生的本币支出。由于人民银行资产负债表的项目是按历史会计法计算的，因此其购买外汇的支出反映了累计发生的成本而不反映外汇储备的现值。根据此项目统计数据的变化和外汇储备的变化可以大体估计出外汇储备的收益率和币种结构。假设外汇储备的币种结构在短期内是相对稳定的，通过月度数据进行回归，宋国青（2008）发现 2005 年之前的数据回归结果相对稳定，而之后由于数据存在较多异常值造成回归结果不够稳定。根据 2005 年数据，欧元资产占总外汇资产的比例为 26%，而日元资产占总外汇资产的比例接近于 0。考虑到美元资产的持续贬值，货币当局可能提高欧元资产在总外汇储备中的比例。在下文中为了保证结果的稳健性，我们分别按 26%和 30%的比例计算欧元资产的比例并评估汇率变化对外汇资产价值的影响。

我们以不同币种储备资产所占的比重为权重，并利用 CPI 定基比指数计算名义有效汇率和实际汇率指数，其中名义汇率和实际汇率指数上升表示本币贬值，下降表示本币升值，（见图 10）。¹从 2005 年初到 2008 年初，人民币相经历了一个明显的名义和实际升值过程，名义升值幅度与实际升值幅度之差反映了中国近期通货膨胀变化与欧洲及美国的差别。虽然 2006 年至 2008 年人民币对欧元存在明显的贬值，但是相对于 2005 年初的水平基本持平，其次由于欧元资产在中国外汇储备资产中所占的比例较小，因此人民币对欧元汇率的变化对总体汇率的影响较小。另一方面，美元资产占据中国官方外汇储备的绝大部分份额，并且近期人民币对美元出现较大规模升值，因此导致用来衡量外汇储备的汇率出现较大程度降低。根据（图 10）计算，从 2005 年 1 月至 2008 年 3 月，名义汇率指数显示已累计升值 10%。

¹ 该名义有效汇率和实际有效汇率指数仅用于评估

而实际汇率显示升值比例达到 13%左右。虽然由于人民币对欧元贬值和外汇储备资产中欧元资产的比例上升导致该有效汇率指数升值速度低于人民币对美元的名义升值速度，但是汇率降低仍然表明本币在升值。本币升值虽然可以导致用本币衡量的对外债务水平下降，但是由于中国的国外资产也多以外币形式持有，因此人民币对外升值也使得外汇储备资产出现较大规模的缩水。

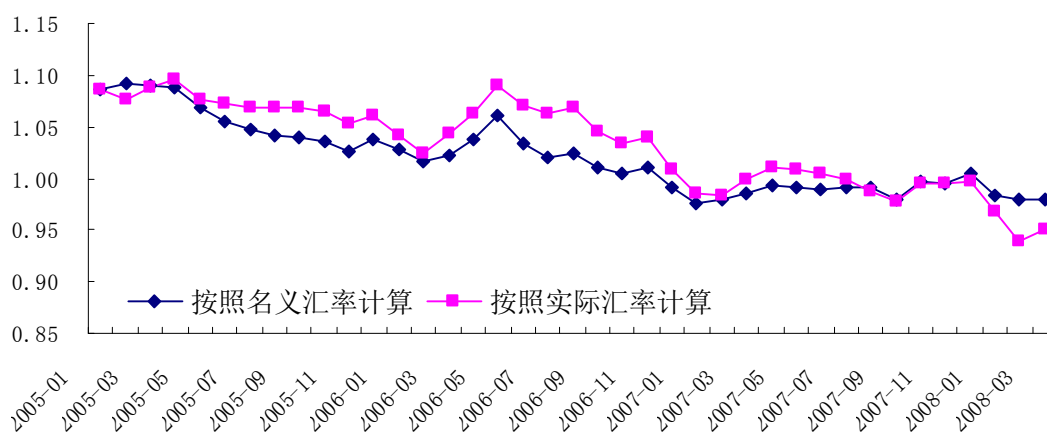


(图 10) 以资产比例为权重的名义和实际汇率指数¹

进一步，我们可以根据由外汇储备资产权重计算的名义和实际有效汇率计算外汇储备的现值与购买外汇成本的之间的比例，两者之间的差异除了受储备资产的投资收益影响之外之外，还受到汇率变化的影响。当外汇储备的现值高于其购入成本时，外汇储备资产呈现名义“盈余”，否则则为名义“亏损”。（图 11）显示从 2005 年以来，外汇储备资产名义价值出现迅速亏损。按照历史成本计算，截至 2005 年 1 月份外汇储备资产名义累计盈利 9%，按照即期汇率计算约为 516 亿美元；人民币对美元升值导致按照本币计价的外汇储备资产快速缩水，2007 年年初外汇储备资产的现值与历史成本基本持平。然而随着外汇储备资产绝对规模的扩大，由此造成亏损的绝对数额可能相当可观，截至 2008 年 3 月按照即期汇率计算的累计净亏损 360 亿美元。由于外汇储备历史成本中并不包含储备资产的利息收益，因此低估了汇率变化所造成的资产价值损失。如果以 2006 年中国国外资产收益率为 4.1%²计算，2005 年至 2007 年共获得投资收益约为 1300 亿美元。上述数据表明，从 2005 年初至 2008 年 3 月，在获得投资约收益 1300 亿美元的情况下，由汇率变化所导致的外汇资产从名义净盈余 516 亿美元变为净亏损 360 亿美元。由此可见由汇率变化所导致损失是相当可观的。

¹ 名义汇率 1 和实际汇率 1 以 26%和 74%作为欧元与美元的权重；名义汇率 2 和实际汇率 2 以 30%和 70%作为欧元与美元的权重。各序列为以 2005 年 1 月为基期的定基比序列。

²根据外贵管理局“中国国际投资头寸表”和“国际收支平衡表”计算。



(图 11) 外汇储备资产现值与成本的比例¹

五、结论

近年来中国通过经常项目和资本项目双顺差业已积累了巨额外汇储备。在全球经济失衡调整过程中，中国外汇储备的规模仍然将进一步扩大，其规模已经远远超出了理论上出于预防性需求所要求的正常外汇储备持有量。在这种情况下，资产管理不仅要关注外汇资产的安全性，而且还要进一步关注外汇资产的收益性。

国际资产头寸的变化不仅受当期经常项目的影响，资产价格本身的变化同样也会对资产头寸产生影响。由于大部分中国外汇储备资产以美元和欧元债券的形式持有，除了政府债券外，还包括由政府担保的机构债券等等。据估计在中国外汇储备资产中，美元资产大约占到 70% 的份额，近期随着美元贬值、以及美国次贷危机爆发，美元资产的安全性及其收益率下降可能会对中国造成巨大的损失。历史上由于美元资产利率和汇率变化曾经对国际金融稳定造成直接影响，并间接导致了南美金融爆发。与南美国家所不同的是，中国作为美国的债权国，美元贬值虽然有利于降低用本币计价的对外债务也使得中国国际资产的本币价值大幅缩水。

本文研究发现，2005 年之前由于估值效应对中国国际资产头寸价值的影响相对有限，但在 2006 年之后，估值效应的规模逐渐扩大。此外研究结果还发现，中国目前主要是被动承受由于汇率变化所造成的资产价值损失，而不是通过估值效应主动的对国际资产头寸进行管理。这一方面是由于中国国际资产管理水平相对落后，另一方面是由于人民币在国际支付体系中的相对弱势地位所决定的。短期内，中国虽仍不可避免承担由于估值效应对资产价值造成的损失，但是长期来看在对内外部经济失衡进行调整的同时还应该加强资产结构管理，避免可能由此所造成的损失。

¹ 本图按照欧元资产占总资产的 26% 计算。

参考文献

Cédric Tille, “The Impact of Exchange Rate Movements on the U.S. Foreign Debt”, *Current Issues In Economics and Finance*, 2003, 9(1), pp1-7.

Corsetti, Giancarlo and Panagiotis, Konstantinou, 2004, “Current Account Theory and the Dynamics of U.S. Net Foreign Liabilities”, Unpublished Paper, University of Rome.

Gourinchas, Pierre-Olivier and Hélène, Rey, 2005, “International Financial Adjustment”, NBER Working Paper 11155.

IMF, “Globalization and External Imbalances” *IMF World Economic Outlook*, April 2005.

Lane, Philip and Gian, Maria, Milesi-Ferretti, “Financial Globalization and Exchange Rates,” mimeo, IMF, 2004.

Masaaki, Kawagoe and Ikuko, Fueda, “ ‘Valuation Effects’ Stabilizing Changes in Net External Assets”, Japan Center for Economic Research Researcher Report No. 68, Nov, 2005.

Michael, Devereux and Alan, Sutherland, “Valuation Effects and the Dynamics of Net External Assets”, paper for IMF Conference on International Macro-Finance April 24-25, 2008.

Philip, Lane and Gian, Maria, Milesi-Ferretti, “The External Wealth of Nations Mark II: Revised and Extended Estimates of Foreign Assets and Liabilities, 1970–2004”, IMF Working Paper WP/06/69, March 2006.

Pierre-Olivier, Gourinchas, “Valuation Effects and External Adjustment: a Review”, paper for the Annual Conference of the Banco Central de Chile, November 2006, Santiago.

宋效军、陈德兵和任若恩, “我国外部均衡调节中的估值效应分析”, 《国际金融研究》, 2006年第3期, 第57-61页。

张纯威, “美元本位、估值效应与季风型货币危机”, 《金融研究》, 2007年第3期, 第50-61页。

宋国青, 《中国宏观经济专题讲义》, 2008。

Engle, Robert and Clive, Granger, “Cointegration and Error-Correction: Representation, Estimation, and Testing.” *Econometrica* 55, Mar. 1987, pp251-276.

Neil, Ericsson, David, Hendry and Grayham, Mizon, “Exogeneity, Cointegration, and Economic Policy Analysis”, *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 16, No. 4, Oct. 1998, pp. 370-387

附录1: 中国国外总资产 (单位: 百万美元)¹

年份	股票组合	FDI	债券	总储备减黄金	总资产
1980	10.00	0.00		2545.18	

¹ 2004年之前的数据来自于Lane和Milesi-Ferretti (2006), 2005-2006年数据来自IFS中IIP (International Investment Position) 统计。

1981	10.00	0.00	13996.00	5058.09	19064.09
1982	12.00	44.00	14806.00	11348.87	26210.87
1983	12.00	137.00	16085.00	14986.65	31220.65
1984	26.00	271.00	18431.00	17366.03	36094.03
1985	28.00	900.00	17269.00	12728.15	30925.15
1986	0.00	1350.00	17637.00	11452.99	30439.99
1987	0.00	2183.56	17695.00	16304.95	36183.51
1988	2.00	3827.24	22184.00	18541.34	44554.58
1989	0.00	3603.37	23487.00	17959.86	45050.23
1990	44.00	4719.00	41776.00	29586.16	76125.16
1991	118.00	5827.74	47399.00	43674.30	97019.04
1992	216.00	10759.58	51116.00	20620.36	82711.94
1993	250.00	16997.38	53827.00	22386.85	93461.23
1994	270.00	15074.43	59953.00	52914.07	128211.50
1995	356.00	17581.00	60955.00	75376.71	154268.71
1996	662.00	19525.94	66544.00	107039.40	193771.34
1997	1314.00	20899.96	107051.00	142762.50	272027.46
1998	1776.00	24436.21	145922.00	149187.90	321322.11
1999	2772.00	25829.99	180851.00	157727.90	367180.89
2000	5570.00	24733.16	236021.98	168277.60	434602.74
2001	7636.00	30363.40	235894.98	215605.10	489499.48
2002	5610.00	33870.31	251066.23	291127.82	581674.36
2003	4830.00	36244.37	266004.63	408150.66	715229.65
2004	5678.00	35802.14	257538.53	614499.53	913518.20
2005					1218170.00
2006					1626540.00

附录2：中国国外总债务（单位：百万美元）¹

年份	股票组合	FDI	债券	总负债	净资产
1980	0.00	1074.00			
1981	0.00	1339.00	5797.00	7136.00	11928.09
1982	0.00	1769.00	8358.00	10127.00	16083.87
1983	84.24	2405.00	9609.00	12098.24	19122.41
1984	608.46	3663.00	12082.00	16353.46	19740.57
1985	608.46	5322.00	16696.00	22626.46	8298.69
1986	1889.20	7197.00	23719.00	32805.20	-2365.21
1987	1906.49	9821.50	35340.00	47067.99	-10884.47
1988	1937.21	15224.11	42439.00	59600.32	-15045.74
1989	1976.20	15617.03	44933.00	62526.23	-17476.00
1990	2132.90	17367.85	55301.00	74801.76	1323.40
1991	2142.65	21288.61	60259.00	83690.26	13328.78

¹本表中2004年以下数据来自IFS中IIP（International Investment Position）统计。

1992	2334.67	32422.10	72428.00	107184.77	-24472.83
1993	5551.80	64691.34	85928.00	156171.15	-62709.91
1994	7161.50	88086.06	100457.00	195704.55	-67493.05
1995	6865.33	131894.57	118090.00	256849.90	-102581.19
1996	10750.07	177086.30	128817.00	316653.36	-122882.02
1997	12656.97	219439.49	146697.00	378793.46	-106766.00
1998	7815.23	257577.98	144007.00	409400.21	-88078.11
1999	11467.58	287069.79	152085.00	450622.37	-83441.48
2000	14738.42	319889.64	145729.00	480357.05	-45754.31
2001	13296.55	357849.24	170129.70	541275.50	-51776.02
2002	16537.46	397159.59	168337.20	582034.24	-359.88
2003	45678.43	449291.84	193567.20	688537.47	26692.19
2004	56888.59	496371.06	228600.00	781859.66	131658.55
2004				805105.00	162124.00
2005				930692.00	211247.00
2006				964485.00	662055

附录3

年份	估值效应绝对规模（亿美元）	估值效应占GDP比例（%）
1985	0	-0.345
1986	-36	-1.244
1987	-88	-2.876
1988	-4	0.147
1989	19	0.737
1990	68	1.830
1991	-13	-0.310
1992	-442	-9.084
1993	-263	-4.337
1994	-124	-2.225
1995	-367	-5.042
1996	-275	-3.217
1997	-208	-2.188
1998	-128	-1.254
1999	-165	-1.521
2000	172	1.432
2001	-234	-1.768
2002	160	1.100
2003	-188	-1.147
2004	363	1.880
2005	63	0.364
2006	2009	4.240