

中国资本管制与外汇冲销的有效性*

——基于抵消系数和冲销系数模型

王永中

[摘要] 近来,中国面临的“三元悖论”问题日益突出,如何在大量国际资本持续流入的情况下,兼顾人民币币值稳定和独立货币政策的目标,成为中国货币当局所经受的严峻挑战。基于一个修正的抵消系数和冲销系数模型,论文利用1999年6月至2009年3月的中国宏观经济月度数据,对中国资本管制效率(抵消系数)和外汇冲销有效性(冲销系数)作了估计。研究发现,中国的资本管制虽然仍有效但约束力有所下降;以基础货币为考察对象的外汇冲销程度几乎是完全的,而的外汇冲销有效性程度明显较低。递归估计显示,中国资本管制效率和外汇冲销有效性呈不断下降趋势,从而,货币当局谋求币值稳定和监管货币政策独立性的能力将有所削弱。

关键词: 资本流动 外汇冲销 有效性

JEL 分类号: E50 E52 E58

一、引言

开放宏观经济学“三元悖论”理论宣称,在特定的条件下,资本自由流动、固定汇率制度和独立货币政策不能同时实现。近年来,人民币单边升值预期的持续存在,使得中国面临的“三元悖论”问题日益突出,如何大量国际资本持续流入的情形下,兼顾人民币币值稳定与国内货币政策独立性,已成为中国货币当局所经受的严峻挑战。中国当前应对“三元悖论”的政策是,实行严格资本管制和大规模外汇冲销,以保持币值稳定和货币政策独立性。显然,中国能否保持货币政策的自主性取决于其资本管制效率和外汇冲销有效性的程度。

为抑制外汇储备的过快增长,缓解人民币升值压力,中国货币当局强化了针对资本流入的管制,而适当放宽了资本流出的规制。然而,国际经验表明,当一国经济与世界经济已紧密联系在一起,且贸易规模迅速增长时,资本管制将变得越来越困难(Fukao, 1990)。一些研究发现,近年来,中国限制性资本管制体系的维系难度日趋上升,资本管制的效率不断下降,特别是人民币的经常项目可兑换,在产生大量效率改进的同时,也为投机性短期资本的跨境流动创造了条件(Ma and McCauley, 2007; Yu, 2008; Wang, 2009)。

目前,由于中国金融市场特别是国债市场的不发达,中国货币当局不得不过度依赖两个主要的冲销工具——提高准备金率和发行央行票据,来对冲国际资本流入对国内货币供给和流动性的影响。在中国已积累了巨额外汇储备的条件下,大量国际资本的持续流入,将对中国外汇冲销的有效性和可持续性构成严重冲击。由于中国货币当局已经动用了几乎所有可用的外汇冲销工具,甚至一些行政性强制措施,来对冲巨额外汇储备对国内货币供给的影响,因而,中国未来继续实施大规模冲销的空间已非常有限。一种主流观点也认为,尽管中国过去较成功地冲销了绝大多数外汇储备的增加对国内货币供给的影响,但继续进行外汇冲销将越来越困难(Prasad and Wei, 2005;

* 王永中,中国社会科学院世界经济与政治研究所副研究员,经济学博士。

Ouyang, Rajan and Willett, 2007; Glick and Hutchison, 2009)。而且,在中国资本管制效率不断下降和外汇储备规模持续上升的情况下,中国外汇冲销的成本将日益上升,如财政成本、金融压制、资源配置效率损失和汇率风险等。因此,中国的严格资本管制和大规模外汇冲销,不能同时保证货币政策独立性和人民币币值稳定这两个目标。一个明显的例证是 2006~2008 年中国经济出现的通货膨胀、资产泡沫和投资过热。

本文试图借助一个修正的抵消系数(Offset Coefficient)和冲销系数(Sterilization Coefficient)模型,对中国近年来资本管制效率和外汇冲销有效性进行评估。论文的结构安排如下:第二节简要回顾了中国的国际收支账户、外汇储备积累和外汇冲销实践状况。第三节在对抵消系数和冲销系数模型作文献综述的基础上,提出了一个修正的理论模型,并据此构建了一个具有微观基础的抵消系数和冲销系数经验方程。第四节讨论了数据和变量的定义与度量问题。第五节利用 1999 年 6 月至 2009 年 3 月的中国宏观经济月度数据,对经验方程进行 OLS 估计并分析估计结果。最后,总结全文并提出政策建议。

二、中国的资本流动、外汇储备积累和外汇冲销

(一)中国的国际资本流动和外汇储备积累

中国采取渐进式方法逐步放宽对国际经济交往的限制。随着中国 1996 年开放经常项目和 2001 年加入 WTO, 中国经常项目交易自由化程度已达到了相当高水平。中国对资本项目交易采取“原则禁止、自由例外”的原则,从而,中国资本流动受到广泛管制。国内外经验显示,在经常账户开放和资本交易管制的条件下,仍然存在着一些潜在的短期资本流动渠道。例如,短期投机性资本可通过一些经常账户进行跨境流动,以规避货币当局的资本交易规制。2001 年以来,中国的经常账户和资本账户实现了大规模盈余,甚至连误差和遗漏账户,这一通常被视为中国未登记资本或热钱流动规模的近似指标,在这一时期绝大多数年份里由负转正(图 1)。市场条件的变化,特别是人民币升值预期的变化,导致这一剩余账户余额发生剧烈波动^①。

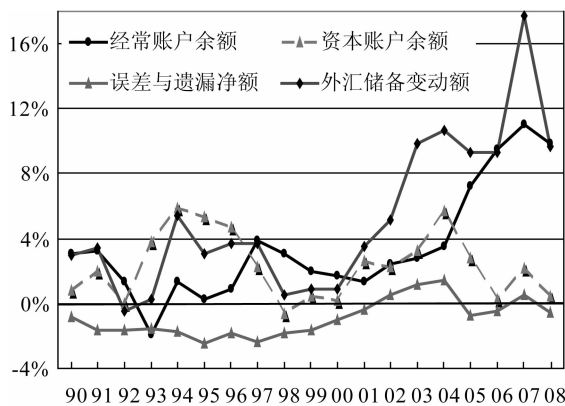


图 1 中国的国际收支占 GDP 比重(%)

资料来源:CEIC。

注:中国 2003 年向国有银行注资 450 亿美元,2007 年又向中国投资公司注资 1370 亿美元。图 1 中的外汇储备数据作了相应调整。

^① 尽管误差和遗漏账户经常被视为衡量未登记资本或热钱流动规模的指标,但对之进行解释时需要十分谨慎。事实上,误差和遗漏账户也度量了外汇储备的价值变化。当美元相对于其他主要货币贬值时,以美元计价的外汇储备价值将会上升,导致误差和遗漏账户出现资本净流入,但这和资本流入没有任何关系。当美元升值时,外汇储备的美元价值将下跌,从而误差和遗漏账户出现资本净流出,但实际上并没有发生相应的资本流出。

2005年7月人民币汇率改革以来,中国的经常账户盈余相对于资本账户急剧上升。在人民币单边升值预期和资本管制的条件下,一些追逐人民币升值收益的投机性资本有可能借道经常账户进入国内。于是,学术界在中国急剧上升的经常项目盈余是否真实问题上产生了分歧。一种观点认为,中国贸易盈余是真实的,经常顺差的大幅增长与中国加入WTO后迅速成为全球出口基地,以及产品竞争力的大幅提高相联系。另一种观点认为,中国经常盈余不是完全真实的,迅速增加的经常项目盈余可部分归咎于进出口企业的转移定价策略(“出口高报、进口低报”)、外商投资企业的投资收益的推迟汇出和个人转移账户汇入款项迅速增加等(Yu,2008;Ma and McCauley,2007;Ouyang,Rajan and Willett,2007)。

另一方面,中国资本账户盈余的下降主要由政府政策所驱动。为缓解人民币升值压力,中国政府实施了“严进宽出”的政策。为促进国内的企业和机构投资者对外投资,中国政府废除了一些限制资本外流的措施。与此同时,中国政府强化了对资本流入的控制,如2004年7月开始实施的在华外资银行的海外借款配额政策(Ouyang,Rajan and Willett,2007),以及居民个人年度售汇限额等限制性措施。

中国持续大规模经常账户和资本账户的“双顺差”,导致大量外资流入中国,而当中国货币当局在外汇市场上大量买入过剩美元时,中国外汇储备规模便迅速上升。2008年底,中国外汇储备规模达1.95万亿美元,现已超过2万亿美元,已达到日本,这个传统上最大外汇储备国持有量的2倍。基于亚洲金融危机的教训,大规模的外汇储备规模,通常被视为一国经济基本面强健的一个重要指标,并有助于该国信用等级的提升。但中国目前的外汇储备持有水平,已远远超出合理的范围,对中国的货币供给和经济稳定构成了严重冲击。

(二)中国的外汇冲销和国内货币供给

中国人民银行在外汇市场的干预,将不可避免地影响基础货币量,进而威胁货币政策独立性。当中央银行在外汇市场上卖出本币买入美元时,外汇资产(外汇储备)余额将上升,与外汇储备增加相对应的是商业银行在中央银行的存款增加。从而,在既定汇率水平下,外汇市场干预改变了基础货币量。为部分或全部恢复货币供给,中央银行采取一些冲销措施,如发行央行票据、提高准备金率和实行银行贷款配额,以抵消外资流入的影响,保持货币供给量不变。由于中国金融市场,特别是债券市场的不发达状况,中国央行两个最为常用的冲销工具是央行票据和法定准备金率。

发行央行票据是中国货币当局频繁使用的一个主要外汇冲销工具。1998年初,中国人民银行用国债作为冲销工具。由于国债市场规模的限制,2002年9月以来,中央银行发行央行票据代替了所有存量国债,并将其作为公开市场操作的主要工具(Ouyang,Rajan and Willett,2007)。2003~2007年间,央行票据市场规模经历了迅猛增长,由2003年7月的1650亿元,升至2007年8月的43万亿元。不过,2007年以来,央行票据净发行量的增速迅速下降,在不少月份增长率甚至变为负数。央行票据发行速度的下降,可能归咎于央行票据利息支付所造成的财政负担和银行对购买低收益央行票据持消极态度。

另一个重要冲销工具是提高银行法定准备金率。2006~2008年期间,在大规模资本流入和经济过热的情况下,提高准备金率作为央行的一个主要冲销工具被频繁运用,以对冲外资流入所带来的流动性过剩。2006年7月至2008年9月,商业银行法定准备金率被连续提高19次,法定准备金率由8%升至17.5%,导致商业银行在中央银行的法定准备金存款急剧上升。这一时期,商业银行的准备金存款总增加量达54.3万亿元,占2008年底外汇储备规模的41%。这意味着,在对银行存款增长速度作了调整之后,新增外汇储备的34%是通过提高准备金率方式实现冲销的。此外,中央银行还常采取一些行政性手段,包括窗口指导、信贷配额、道义劝告和风险预警等,以迫使商业银行保持一个合理的信贷增长速度,以对冲资本流入对国内货币供给总量的影响。

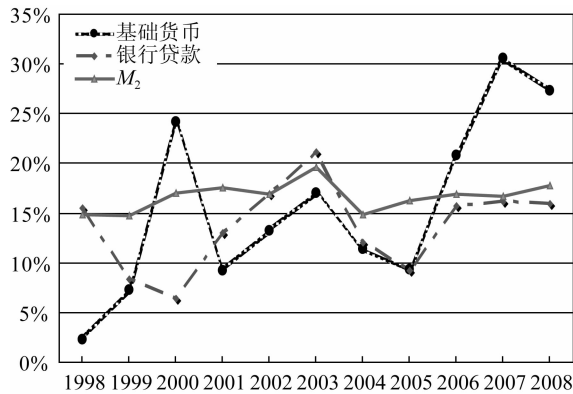


图2 中国的货币增长率(%)

资料来源:CEIC。

中国大规模的外汇市场干预和冲销对国内货币供给产生了显著影响。如图2所示,2001~2008年期间,基础货币经历了迅速增长和剧烈波动,最低点为1998年的2.3%,而最高点为2007年的30.6%; M_2 保持了快速而平稳的增长,平均增长率达17%;国内银行信贷的波动幅度介于基础货币和 M_2 之间。2005~2008年,基础货币量的迅速增长应主要归咎于银行法定准备金率的连续大幅度提高。 M_2 的平稳增长,表明中国货币当局比较有效地对冲了资本流入和外汇储备的增加对国内货币供给的影响。不过,中国政府力度猛烈的冲销措施,其负面效应也是相当明显的,如金融压制的加重和资源配置效率的恶化等。尽管如此,中国仍然没能克服大规模资本流入带来的流动性过剩和经济过热问题。2004年,中国经济开始出现过热的迹象。2006~2008年期间,中国经济过热的特征非常明显,并日益加重,如CPI迅速上涨、资产泡沫和投资过热。

三、经验方法和模型设定

(一)文献综述

当前,国际资本流动程度与货币政策有效性的关系问题是学术界研究的一个重要议题,大量的文献分析了中央银行对资本流入的政策反应以及跨境资本流动对国内货币供给和经济条件的影响。现有的经验研究包括两种基本方法。一种方法是以央行的净国外资产(外汇储备)的变化量 ΔNFA 与净国内资产(国内货币供给)的变化量 ΔNDA 为内生变量,构建结构性的国际收支函数和中央银行的反应函数,即抵消系数和冲销系数联立方程模型,讨论资本流动对货币政策的抵消效应和货币政策对国际资本流动的冲销作用(Argy and Kouri, 1974; Obstfeld, 1982; Brissimis, Gibson and Tsakalotos, 2002; Ouyang, Rajan and Willett, 2007)。另一种方法使用VAR模型脉冲响应方法,分析模型内部任意变量的变化,如 ΔNFA 、 ΔNDA 、国内信贷量和货币供应量等,对其他变量产生滞后影响的动态路径(Takagi and Esaka, 1999; He, Chu, Shu and Wong, 2005)。

本文的研究遵循第一种思路。抵消系数和冲销系数模型方法由Argy and Kouri(1974)首先提出,经Obstfeld(1982)、Brissimis, Gibson and Tsakalotos(2002)和Ouyang, Rajan and Willett(2007)等人的发展,现已趋于成熟。典型的抵消系数和冲销系数模型可表示为

$$\Delta NFA_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta NDA_t + \mathbf{x}'_1 \boldsymbol{\alpha}_2 + u_t \quad (1a)$$

$$\Delta NDA_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta NFA_t + \mathbf{x}'_2 \boldsymbol{\beta}_2 + v_t \quad (1b)$$

其中,式(1a)为国际收支函数,式(1b)为货币政策反应函数, \mathbf{x}_1 、 \mathbf{x}_2 为控制变量向量, $\boldsymbol{\alpha}_2$ 、 $\boldsymbol{\beta}_2$ 为控制变量的系数向量。 α_1 为抵消系数。抵消系数原本是反映央行的净国内资产变化对国内货币供

给量产生的影响被资本流动,尤其是资本流入抵消程度的指标,而央行净国内资产的变化恰好体现了央行货币政策的变动,从而,抵消系数可巧妙地用于衡量国际资本流动对国内货币政策的抵消效应(陈敏强,2003)。 β_1 为冲销系数,反映央行净国内资产变化对净国外资产变化的反应程度,即货币政策对国际资本流动的冲销程度。

$\alpha_1=0$ 表示资本完全不流动,央行净国内资产的变化对国内货币供给的影响是充分的。而 $\alpha_1=-1$ 表示资本完全自由流动,净国内资产的变化对国内货币供给的影响完全被资本流动所抵消,从而中央银行的货币政策丧失独立性。 $\beta_1=-1$ 表示完全冲销,央行净国外资产(外汇储备)变化导致净国内资产发生一对一的反向变动,从而基础货币供应量不变,即 $\Delta MB=\Delta NFA+\Delta NDA=0$ 。因此,资本流动对基础货币的影响被完全冲销了。而 $\beta_1=0$ 表示零冲销,央行未采取改变国内资产规模的冲销措施来应对国外资产(外汇储备)的变动,如国债买卖、央票发行回购等,导致基础货币与外汇储备发生一对一的同向变动,即 $\Delta MB=\Delta NFA$,从而,外汇冲销程度为零。现实情况通常介于上述极端情形之间,即资本流动和外汇冲销程度均是不完全的,即 $-1<\alpha_1,\beta_1<0$ 。一般来说,较小的抵消系数和较大的冲销系数意味着一国的资本流动管制和外汇冲销是有效的,中央银行能较好地对冲资本流动对国内货币供给造成的影响,从而,货币政策独立性较高。

上述抵消系数和冲销系数模型一个明显的缺陷是缺乏坚实的微观理论基础,以至于大量的相关经验文献在控制变量的选择上比较随意。Brissimis, Gibson and Tsakalotos (2002) (以下简称BGT)在为抵消系数和冲销系数模型寻找微观基础方面做了有益的探索。BGT模型的构建步骤为:首先,建立货币当局的央行目标损失函数;其次,根据经济理论,将 ΔNFA 、 ΔNDA 和一些控制变量引入一系列行为方程中,这些行为方程均作为模型的约束条件;最后,在目标损失函数极小化条件下,对损失函数分别求 ΔNFA 、 ΔNDA 的导数,推导出抵消系数和冲销系数模型的联立解析式。从而,BGT成功地将 ΔNFA 、 ΔNDA 和控制变量置于一个严格的理论框架之中。而且,BGT以其提出的抵消和冲销系数模型为依据,对德国的外汇冲销进行了经验研究。

BGT模型以发达国家为研究对象,显然不能直接适用于发展中国家。对于发达国家来说,由于国债市场发达,货币当局通过公开市场操作(国债买卖)便可以冲销资本流动对基础货币的影响,从而,基础货币量是主要考察对象。而对于发展中国家而言,由于国内债券市场不发达,货币当局需要采取多种手段来对冲资本流动对国内货币供给的影响,如央票发行、准备金率和银行信贷配额等,因而,分析发展中国家的外汇冲销,不仅要考察基础货币量的变动,而且要考察货币供给总量的变化。Ouyang, Rajan and Willett (2008)根据发展中的现实情况,对BGT模型作了修正,并对亚洲新兴国家的外汇冲销实践进行了经验检验。Ouyang, Rajan and Willett (2007)、黄武俊和陈漓高(2009)沿着BGT模型的思路,对中国外汇冲销实践作了经验分析。不过,上述研究均关注资本流动与基础货币的联系,而忽略了对资本流动与 M_2 的关系研究。事实上,对于像中国这样的发展中国家来说,资本流动与 M_2 的联系可能更为重要。

(二)一个修正的抵消系数和冲销系数模型

本文遵循BGT和Ouyang, Rajan and Willett (2008)的思路来构建抵消系数和冲销系数模型。在BGT模型中,中央银行的目标损失函数比较复杂,包括汇率偏离度、通货膨胀、产出偏离度、利率波动和汇率波动等5方面因素,导致模型的计算过程较为繁琐。现将BGT模型的央行目标损失函数表示为:

$$L_t = \alpha(e_t - e_t^T) + \beta(\Delta p_t)^2 + \gamma(y_{c,t})^2 + \theta(\sigma_{r,t})^2 + \eta(\sigma_{e,t})^2$$

其中, $e_t - e_t^T$ 为汇率水平偏离目标汇率的程度, Δp_t 为通货膨胀率, $y_{c,t}$ 为产出偏离潜在产出的程度,即周期性产出, $\sigma_{r,t}$ 为利率波动的标准差, $\sigma_{e,t}$ 为汇率波动的标准差。

对于中国货币当局来说,维持物价水平的稳定和经济的持续稳定增长无疑是最为优先的目

标。同时,在中国现行管理浮动汇率制度下,货币当局的目标不是减少实际汇率水平偏离目标汇率的程度,而是保持人民币汇率的稳定。同时,考虑到中国当前市场利率相当程度上受政府管制的现实,利率的波动幅度不是货币当局关注的一个重要目标。为简化起见,我们假定中国货币当局的目标损失函数包括通货膨胀和周期性产出等两个因素,而将汇率、利率等相对次要因素置于约束条件中。从而,中国货币当局的目标损失函数可表示为:

$$L_t = \beta(\Delta p_t)^2 + \gamma(y_{c,t})^2 \quad (2)$$

中国货币当局的政策目标是损失函数(2)最小化。货币当局在一系列约束条件下,选择外汇市场干预(影响 ΔNFA)、国内货币市场干预(影响 ΔNDA)和法定准备金率(影响货币乘数 mm)等政策工具的不同组合,通过改变基础货币量(MB)与货币乘数来影响总量货币供应量 M_2 ,以达成损失函数最小化的目标。下面,依次分析目标损失函数(2)的约束条件:

(1)通货膨胀率 Δp 。

$$\Delta p_t = \pi_1 \Delta M_{2,t} + \pi_2 \Delta p_{t-1} + \pi_3 \Delta e_t = \pi_1 [(\Delta NFA_t + \Delta NDA_t) mm_t + MB_t \Delta mm_t] + \pi_2 \Delta p_{t-1} + \pi_3 \Delta e_t \quad (3)$$

其中, $\pi_1 > 0, 0 < \pi_2 < 1, \pi_3 > 0, M_2 = MB \times mm$ 。通货膨胀率取决于货币供给和汇率的变化,以及前期的通货膨胀率。汇率贬值($\Delta e_t > 0$),将导致进口商品价格上涨,从而国内价格水平上升。货币乘数与商业银行的法定准备金率负相关,可表示为

$$\Delta mm_t = -v \Delta RR_t + \Psi \Delta mm_{t-1}, \text{其中 } v > 0, \Psi > 0 \quad (4)$$

(2)周期性产出 y_c 。

$$y_{c,t} = \varphi_1 [(\Delta NFA_t + \Delta NDA_t) mm_t + MB_t \Delta mm_t] + \varphi_2 y_{c,t-1} + \varphi_3 \Delta G_t \quad (5)$$

其中, $\varphi_1 > 0, 0 < \varphi_2 < 1, \varphi_3 > 0, \Delta G$ 为财政赤字。扩张性的货币政策和财政政策均能提高周期性产出水平。周期性产出对后期的产出有滞后效应。

(3)国际收支和汇率。央行净国外资产变化额(ΔNFA)等于经常账户余额(CA)与净资本流入额(ΔNK)之和,即

$$\Delta NFA_t = CA_t + \Delta NK_t \quad (6)$$

经常账户余额决定于国内周期性产出和实际有效汇率的变动,即

$$CA_t = \lambda_0 - \lambda_1 y_{c,t} - \lambda_2 \Delta REER_t \quad (7)$$

其中, $\lambda_1 > 0, \lambda_2 > 0, REER$ 为实际有效汇率($REER$ 上升表示升值)。

净资本流入衡量了本国居民持有外国资产(债务)的变动和外国居民持有本国资产(负债)的变化,主要受预期汇率变动和国内外利差(非抛补利差)的影响。同时,外国资本进入国内还受到股票、地产等资产收益率变动的影响。

$$\Delta NK_t = c \Delta (e_t - E_t e_{t+1} + r_t - r_t^* + r_{s,t} - r_{s,t}^*) \quad (8)$$

其中, e_t 为本期人民币汇率水平(e_t 上升代表人民币贬值), $E_t e_{t+1}$ 为本期对 $t+1$ 期人民币汇率的预期水平, r_t 为国内市场利率水平, r_t^* 为国外市场利率水平, $r_{s,t}$ 为国内资产(股票或地产)收益率, $r_{s,t}^*$ 为国外资产收益率, c 为资本流动对国内外利差的敏感度系数。 c 取决于国内外资产的替代程度和国际资本流动的管制程度。若国内外资产是完全替代的或资本是完全流动的,则 $c \rightarrow \infty$; 若国际资本完全不流动或国内外资产完全不可替代,则 $c=0$ 。我们假定 $0 < c < \infty$, 从而资本是不完全流动的或国内外资产存在一定程度的可替代性。

将式(7)和(8)代入(6),可得汇率的变化量为

$$\Delta e_t = c (\Delta NFA_t - \lambda_0 + \lambda_1 y_{c,t} + \lambda_2 \Delta REER_t) + E_t e_{t+1} - (r_t - r_t^*) - (r_{s,t} - r_{s,t}^*) \quad (9)$$

式(9)蕴含着一系列明显的经济含义:首先,央行的外汇储备(净国外资产)上升,表示其在外汇市场上实施了买入外币抛出本币的干预,导致本币供给相对增加,从而缓解本币升值压力。其次,周期性产出的上升,将导致外需增加,经常账户盈余减少或逆差上升,进而本币贬值压力增加。

第三,本币实际有效汇率的上升,使得货币升值的压力得到释放,而其阻力不断增加,从而本币贬值的可能性提高。第四,对本币的升值预期的强化将加剧货币升值压力。最后,国内的市场利率和资产收益率的上升,将鼓励资本流入,本币升值压力增加。

依次将约束条件式(4)代入式(3)和(5),式(9)代入式(3),式(2)和(5)代入目标损失函数式(1a),求导数 $\partial L_f/\partial \Delta NFA_t=0$ 、 $\partial L_f/\partial \Delta NDA_t=0$ 和 $\partial L_f/\partial \Delta M_2=0$,并对各变量的系数作缩写处理,便可以得到抵消系数和冲销系数的简化联立方程^①:

$$\Delta NFA_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta NDA_t + \alpha_2 \Delta p_{t-1} + \alpha_3 y_{c,t-1} + \alpha_4 \Delta mm_{t-1} + \alpha_5 \Delta RR_t + \alpha_6 \Delta REER_t + \alpha_7 (e_t - E_t e_{t+1}) + \alpha_8 (r_t - r_t^*) + \alpha_9 (r_{s,t} - r_{s,t}^*) + \alpha_{10} \Delta G_t \quad (10a)$$

$$\Delta NDA_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta NFA_t + \beta_2 \Delta p_{t-1} + \beta_3 y_{c,t-1} + \beta_4 \Delta mm_{t-1} + \beta_5 \Delta RR_t + \beta_6 \Delta REER_t + \beta_7 (e_t - E_t e_{t+1}) + \beta_8 (r_t - r_t^*) + \beta_9 (r_{s,t} - r_{s,t}^*) + \beta_{10} \Delta G_t \quad (10b)$$

$$\Delta M_2 = \gamma_0 + \gamma_1 \Delta NFA_t + \gamma_2 \Delta p_{t-1} + \gamma_3 y_{c,t-1} + \gamma_4 \Delta mm_{t-1} + \gamma_5 \Delta RR_t + \gamma_6 \Delta REER_t + \gamma_7 (e_t - E_t e_{t+1}) + \gamma_8 (r_t - r_t^*) + \gamma_9 (r_{s,t} - r_{s,t}^*) + \gamma_{10} \Delta G_t \quad (10c)$$

式(10a)为国际收支(资本流动)函数,式(10b)、(10c)为货币反应函数, α_1 为资本流动对货币政策的抵消系数, β_1 、 γ_1 为货币政策的冲销系数。控制变量包括通货膨胀、周期性产出、货币乘数的变动、法定准备金的变动、人民币汇率的预期变动、国内外存款利率差、国内外股票投资收益率差和政府赤字占GDP比例的变化等。

由于货币乘数的作用,一单位外汇储备的变化将导致货币供应量发生 mm 倍变动,因此, M_2 的冲销系数 γ_1 明显区别于基础货币的冲销系数 β_1 。在式(10c)中, $\gamma_1=0$ 表示完全冲销,因为资本流动(外汇储备)的变化并未导致总量货币 M_2 的相应变动; $\gamma_1=mm$ 表示冲销程度为零,因为一单位外汇储备的变化导致总量货币 M_2 发生 mm 倍同向变动。根据我们的测算,中国在1999年6月至2009年3月期间的货币乘数平均值为4.3。因此,若 $\gamma_1=4.3$,我们可近似假定中国外汇冲销程度为零。鉴于 γ_1 不能直观的反映外汇冲销程度,因而,从严格意义上说, γ_1 不能称之为冲销系数。不过,我们可对 γ_1 作如下变换:令 $\gamma_e = 1 - \gamma_1/mm = 1 - \gamma_1/4.3$ 。当 $\gamma_1=0$ 时, $\gamma_e=1$,表示完全冲销;而当 $\gamma_1=4.3$ 时, $\gamma_e=0$,表示零冲销。从而, γ_e 便成为 M_2 直观的冲销系数。

(三)经验方程

根据修正的抵消和冲销系数模型,并考虑数据的可获得性,现将一个一般性的联立性经验方程组设定如下:

$$\Delta NFA_t^* = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta NDA_t^* + \sum_{i=0}^n \alpha_2 \Delta p_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_3 y_{c,t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_4 \Delta mm_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_5 \Delta RR_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_6 \Delta \ln REER_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_7 \Delta e_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_8 \Delta \ln r_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_9 r_{s,t-i}^* + \sum_{i=0}^n \alpha_{10} \Delta G_{t-i} \quad (11a)$$

$$\Delta NDA_t^* = \beta_0 + \beta_1 \Delta NFA_t^* + \sum_{i=0}^n \beta_2 \Delta p_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_3 y_{c,t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_4 \Delta mm_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_5 \Delta RR_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_6 \Delta \ln REER_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_7 \Delta e_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_8 \Delta \ln r_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_9 r_{s,t-i}^* + \sum_{i=0}^n \beta_{10} \Delta G_{t-i} \quad (11b)$$

$$\Delta M_2^* = \gamma_0 + \gamma_1 \Delta NFA_t^* + \sum_{i=0}^n \gamma_2 \Delta p_{t-i} + \sum_{i=0}^n \gamma_3 y_{c,t-i} + \sum_{i=0}^n \gamma_4 \Delta mm_{t-i} + \sum_{i=0}^n \gamma_5 \Delta RR_{t-i} + \sum_{i=0}^n \gamma_6 \Delta \ln REER_{t-i} + \sum_{i=0}^n \gamma_7 \Delta e_{t-i} + \sum_{i=0}^n \gamma_8 \Delta \ln r_{t-i} + \sum_{i=0}^n \gamma_9 r_{s,t-i}^* + \sum_{i=0}^n \gamma_{10} \Delta G_{t-i} \quad (11c)$$

^① Brissimis, Gibson and Tsakalotos (2002)和 Ouyang, Rajan and Willett (2008)分别对 ΔNFA 和 ΔNDA 的简化表达式作了具体推导。

其中, $i=0, 1, \dots, n$ 式(11a)为国际收支方程,式(11b)、(11c)为货币政策反应方程,方程(11a)和(11b)、(11a)和(11c)分别构成联立关系。 ΔNFA^* 、 ΔNDA^* 和 ΔM_2^* 分别为调整的净国外资产的变化、调整的净国内资产(具体调整方法下文将讨论)和 M_2 的变化占GDP的比重。控制变量包括通货膨胀率 Δp 、周期性产出 y_c 、货币乘数变动量 Δmm 、法定准备金率变动量 ΔRR 、人民币实际有效汇率的变化率 $\Delta \ln REER$ 、人民币汇率的预期变动 Δe^e (人民币相对于美元的远期汇率和即期汇率之差)、欧洲美元存款利率的变化率 $\Delta \ln r^{*①}$ 、国内股票投资收益率 $r_s^{②}$ 和政府财政赤字占GDP比例的变化 ΔG 等。

如式(11a)所示,国际收支函数包括9个控制变量。我们预期这些变量按下述方式影响国际资本流动(净国外资产):通货膨胀率上升将引起本币贬值,鼓励资本流出;法定准备金率提高和货币乘数下降,均能导致国内货币供给量下降,市场利率上升,从而鼓励资本流入;周期性产出上升,一方面导致进口支出增加,进而经常项目顺差减少和外汇储备规模下降,另一方面也可能增强外国投资者的信心,鼓励资本流入;政府财政赤字增加,将导致贸易逆差上升(顺差减少)和资本流入减少;实际有效汇率上升,在引起经常项目顺差减少和外汇储备下降的同时,也可能强化本币升值预期,鼓励外国投机性资本流入;人民币远期汇率与即期汇率之差越大,人民币升值(贬值)压力越大,导致更多的资本流入(流出);国内股票投资收益率的下降和欧洲美元存款利率的上升,均将相对提高美元的收益率,降低人民币的收益率,从而对资本流入产生消极影响。

在货币政策方程中(11b)中,央行的货币政策(净国内资产变动)主要受到9个控制变量的影响。这些影响的预期方向为:中央银行通常采取紧缩性货币政策来应对通货膨胀上升、经济过热(周期性产出上升)、资产价格上涨(股票投资收益率上升)和政府财政赤字增加;货币乘数上升对央行净国内资产的影响取决于紧缩性措施的种类,若央行实施公开市场操作去抵消货币乘数上升时,净国内资产规模将下降,而若央行通过提高法定准备金率来直接减少货币乘数时,净国内资产规模将增加;实际有效汇率的上升和人民币预期升值压力的加强,以及欧洲美元存款利率的下降,均将迫使货币当局实施扩张性货币政策,以缓解人民币升值压力。

在货币政策方程中(11c)中,上述控制变量对国内货币供给的预期影响为:当经济出现过热特征时,如通货膨胀率上升、实际产出高出潜在水平和股票价格快速上涨,将引发紧缩性货币政策;政府财政赤字的上升,将增加通货膨胀压力,央行将实施紧缩性货币政策以维持价格稳定;美元存款利率的下降、实际有效汇率的升值和人民币升值预期的强化,将加大人民币升值压力,促使货币当局实行宽松的货币政策,以缓解本币升值压力;法定准备金率的提高和货币乘数的下降,均将减少国内货币供给量。

四、变量和数据

(一)因变量及数据来源

在抵消和冲销系数模型中,因变量 ΔNFA^* 、 ΔNDA^* 和 ΔM_2^* 分别为调整的国外净资产、调整的国内净资产和 M_2 等的增量占月度GDP的比例。月度GDP是以当月工业增加值占当季工业增加值的比例为权重,对季度GDP进行拆分的基础上得到的。本文将重点阐述因变量 ΔNFA^* 、 ΔNDA^* 的

① 从理论上说,相对于美元的定期存款利率,人民币和美元的利差是一个更好的指标。不过,由于人民币利率仍在很大程度上受政府管制,以及中国对跨境资本流动的相对有效的控制,人民币利率不是一个反映人民币收益率的良好指标。在回归方程中,人民币和美元的利差变量的系数通常是不显著的或符号是错误的。因此,我们使用美元的存款利率而不是这种货币的利差来度量人民币和美元的收益率差别。

② 国内外资产(股票、地产)的投资回报率差别是影响中国国际资本流动的一个重要因素。为简便起见,本文用国内股票投资收益率指标近似替代资产投资收益率差指标。

构建过程与数据来源。

表 1 中国人民银行资产负债表

资产	债务与股权
国外资产 (FA)	储备货币 (MB)
国内资产 (DA)	货币发行
对政府债权	金融性和非金融性公司存款
对其他存款性公司债权	国外债务 (FL)
对其他金融性公司债权	国内债务 (DL)
对非金融性公司债权	发行债券
其他资产 (OA)	政府存款
	其他债务 (OL)
	自有资本 (K)
净国外资产 (NFA=FA-FL)	基础货币 (MB)
净国内资产 (NDA=DA-DL)	自有资本 (K)
净其他资产 (NOA=OA-OL)	

资料来源:中国人民银行。

根据中国人民银行的资产负债表各项目之间的关系(见表 1),可得到等式

$$MB=NFA+NDA+NOA-K=NFA+NDA \quad (12)$$

式(12)显示,基础货币等于央行净资产减去自有资本的值,而央行净资产等于净国外资产、净国内资产与净其他资产之和。由于央行的净其他资产和自有资本规模较小,且变动性较小,通常不考虑其对基础货币的影响,因此,基础货币便约等于净国外资产与净国内资产之和。从而,央行净国外资产的变化与净国内资产的变化之和便等于基础货币的变动,即 $\Delta NFA + \Delta NDA = \Delta MB$ 。如表 1 所示,我们可直接从中国人民银行获取中国外汇储备和央行的外债规模等方面的数据,从而易得出央行净国外资产的数据。不过,值得提醒的是,外汇储备一些部分的变动与基础货币、资本流动的变化没有任何联系。也就是说,一些部分外汇储备的变动不是由中央银行在外汇市场上买卖外汇引发的,而是由汇率波动和外汇储备的投资收益所产生的。因此,我们应从国外净资产中剔除因汇率变动、利率收益等非政策因素导致的资产价值变化,而调整后的央行净国外资产的变动将一一对应于国外资本流入或基础货币的变化。

关于中国外汇储备的币种结构,尽管没有公开发布的官方数据,一种广为接受的观点认为,美元资产占中国外汇储备的比例应达到 80%,甚至超出这一水平。为简单起见,我们假定中国的外汇储备全部投资于美元资产^①。由人民币升值效应导致的净国外资产的变动为:

$$RE_t = NFA_{t-1} \left(\frac{e_t - e_{t-1}}{e_{t-1}} \right) \quad (13)$$

其中, e_t 为 t 期人民币相对于美元的月度平均汇率。假定中国的外汇储备全部投资于美国 10 年期国债,从而, t 期外汇储备的利息收益可表示为

$$yd_t = \frac{i_{TB}}{12} \frac{NFA_{t-1} + NFA_t}{2} \quad (14)$$

其中, i_{TB} 为美国 10 年期国债的名义利率。如果我们从净国外资产 NFA 中减去人民币升值效应(式(13))和投资收益(式(14)),便可得到调整的国外净资产,除以月度 GDP 可得:

$$NFA_t^* = \frac{NFA_t - RE_t - yd_t}{GDP_t} = \frac{NFA_t - NFA_{t-1} \left(\frac{e_t}{e_{t-1}} - 1 \right) - i_{TB} (NFA_{t-1} + NFA_t) / 24}{GDP_t} \quad (15)$$

^① 我们也假设了中国的外汇储备由美元、欧元和日元组成,且其比重分别为 80%、15%和 5%。我们发现,关于中国外汇储备币种结构的不同假设,对中国外汇储备价值的影响很小。

根据恒等式 $MB=NFA+NDA$, 调整的国内净资产占 GDP 的比例可表示为

$$NDA_t^* = MB_t / GDP_t - NFA_t^* \quad (16)$$

经调整的国外净资产的增量 (ΔNFA_t^*)、调整的国内净资产的增量 (ΔNDA_t^*) 将在式 (11a)、式 (11b) 中分别作为因变量。另一个因变量, M_2 的增量 ($\Delta M_2^* = (\Delta M_2) / (GDP_t)$) 将在式 (11c) 中作为因变量。

表 2 变量的定义与度量

变量	定义	度量
NFA	以人民币计价的外汇储备资产减去外债。	外汇储备 (FA) - 外债 (FL)
ΔNFA^*	剔除人民币升值效应和外汇储备投资收益的净国外资产的变动占月度 GDP 的比例。	$\frac{\Delta [NFA_t - (\frac{e_t - e_{t-1}}{e_{t-1}}) NFA_{t-1} - \frac{i_{TB}}{12} (\frac{NFA_t + NFA_{t-1}}{2})]}{GDP_t}$
ΔNDA^*	考虑人民币升值效应和外汇储备投资收益后的净国内净资产的变动占月度 GDP 的比例。	$\frac{\Delta MB_t}{GDP_t} - \Delta NFA_t^*$
ΔM_2^*	M_2 增量占月度 GDP 的比例。	$\Delta M_2 / GDP_t$
Δmm	货币乘数 ($mm = M_2 / MB$) 的变化率。	$mm_t - mm_{t-1}$
$\Delta \ln REER$	实际有效汇率 ($REER$) 变化率。	$\ln(REER_t) - \ln(REER_{t-1})$
ΔRR	法定准备金率的变化。	$RR_t - RR_{t-1}$
Δp	通货膨胀率, 即消费者价格指数 $CPI(P)$ 的变化率。	$\ln P_t - \ln P_{t-1}$
Δe^e	人民币汇率的预期变动, 人民币兑美元的即期汇率 (e_s) 的对数与远期汇率 (e_f) 的对数之差。	$\frac{\ln e_{s,t} - \ln e_{f,t}}{\ln e_{s,t}}$
$\Delta \ln r^*$	6 月期欧洲美元定期存款利率的变化率。	$\ln r_t^* - \ln r_{t-1}^*$
r_s	股票投资收益率, 即上海股票综合指数 (SP) 的变化率。	$\ln(SP_t) - \ln(SP_{t-1})$
y_c	周期性收入, 实际月度产出偏离潜在趋势产出 (HP 滤波趋势产出 GDP^p) 占趋势产出的比例。	$\frac{GDP_t - GDP_t^p}{GDP_t^p}$
ΔG	政府财政赤字占月度 GDP 比例的变化。	$\Delta(\text{政府赤字}/GDP)$

(二) 控制变量及数据来源

关于控制变量周期性产出 y_c , 我们使用 Hodrick- Prescott (HP) 滤波方法来衡量实际 GDP 的趋势。在宏观经济学领域, HP 滤波法被广泛用于估计时间序列变量的长期趋势。我们假定 GDP^p 为 HP 长期趋势产出水平, 从而, 周期性产出可表示为实际产出偏离 HP 趋势产出的程度, 并除以 HP 趋势产出, 可表示为 $y_c = (GDP - GDP^p) / GDP^p$ 。

对于人民币汇率的预期变化 Δe^e 指标, 我们采用人民币的远期汇率与即期汇率的差额作为度量人民币预期变化指标。由于国内尚不存在人民币的远期外汇市场, 我们用 3 月期人民币兑美元的无本金交割远期外汇汇率 (non-deliverable forward rate, 简称 NDF)^① 作为人民币的远期汇率。从而, 人民币汇率的预期变化可表示为

$$\Delta e_t^e = e_t - E_t e_{t+1} = (\ln e_{s,t} - \ln e_{f,t}) / \ln e_{s,t}$$

其中, e_s 为即期汇率, e_f 为 NDF 远期汇率。由于人民币采用直接标价法, 从而, $\Delta e^e > 0$ 表示预期

① 无本金交割远期外汇是一种远期外汇交易模式, 为柜台交易产品。由银行充当中介机构, 供求双方基于不同的汇率预期, 签订非交割远期交易合约, 该合约确定远期汇率, 合约到期时只需根据交易总额交割清算预定汇率与实际汇率的差额, 结算货币一般为美元, 无需对 NDF 的本金 (受限制货币) 进行交割。NDF 主要用于实行外汇管制国家的货币, 主要交易品种的期限为一年及以下。人民币 NDF 是 NDF 市场主要交易币种之一。

本币升值(远期汇率低于即期汇率),而 $\Delta e^e < 0$ 表示本币预期本币贬值。对人民币的即期汇率和远期汇率采用对数形式,主要是出于变量 Δe^e 平稳性的考虑。关于其他控制变量的定义和度量,请参见表 2,本文不再赘述。表 2 汇总了经验方程中各变量的定义和度量。本文的经验分析基于 1999 年 6 月至 2009 年 3 月的中国宏观经济月度数据。绝大部分数据来源于亚洲经济数据库(CEIC)。其余数据分别来源于其他不同的渠道。例如,法定准备金率数据来源于中国人民银行;3 月期人民币兑美元 NDF 汇率数据来源于 Bloomberg;人民币实际有效汇率数据来源于国际清算银行(BIS)。

五、实证分析与检验结果

我们可使用最小二乘法(OLS)和联立方程法,来估计抵消系数和冲销系数联立方程模型。OLS 法存在的主要问题是变量的内生性,以至于估计结果缺乏有效性和一致性。从理论上来说,使用工具变量的联立方程法的效果较好,它不仅能有效减轻变量内生性问题,又能估计出变量间的结构性关系。但考虑到中国的转轨经济特征,各经济变量之间尚未形成完善的市场化传导机制,经济变量之间的函数关系尚不能充分体现经济系统的结构性特征,从而联立方程方法的实际估计效果不一定理想。如果变量的内生性问题不严重,采用 OLS 法的效果可能优于联立方程方法。

本文的经验估计主要有三个步骤:首先,对变量进行 ADF 单位根检验,判断变量平稳性与否,以避免虚拟回归问题;其次,对联立方程中的内生变量进行 Granger 因果关系检验,判定各单方程模型中变量的内生性或外生性,并视变量的外生或内生性质,选择 OLS 或 2SLS 方法进行估计;最后,对估计出的经验方程的质量进行各种检验,如 Q 统计量相关图检验、ARCH 检验和 CUSUM 检验等。

(一)ADF 检验

为防止虚拟回归现象的出现,在对经验方程进行估计之前,需要对各变量进行平稳性检验。我们运用 ADF 单位根检验方法检验各变量的平稳性,各变量的滞后阶数由 Schwartz 信息准则或 Akaike 信息准则决定。表 3 列出了 ADF 检验结果。检验结果显示,所有变量在 5% 的置信区间内是平稳的。

(二)外生性检验

由于抵消和冲销系数模型本质上是一个联立方程模型, ΔNFA^* 、 ΔNDA^* 和 ΔM_2^* 等变量可能不是相互独立的,而是互相影响的,从而,用 OLS 方法对该联立模型进行估计将不能产生有效和一致的估计结果。因此,在对该联立方程进行估计之前,需先对方程的联立性状况进行判别。本文运用 Granger 因果检验方法分别对 ΔNFA^* 和 ΔNDA^* 、 ΔNFA^* 和 ΔM_2^* 之间的因果关系进行检验,以近似判断各变量的内生性状况。鉴于 Granger 因果检验结果受滞后阶数的影响较大,本文分别作了滞后 12、24 和 36 期的检验分析。检验结果发现, ΔNFA^* 和 ΔNDA^* 之间不存在 Granger 因果关系,二者是相互独立的; ΔNFA^* 和 ΔM_2^* 之间存在单向 Granger 因果关系,前者是后者的 Granger 原因(见表 4)。从而,方程(11a)中的 ΔNDA^* 、方程(11b)和(11c)中的 ΔNFA^* 可视为外生变量。因此,本文的联立方程估计适用于 OLS 方法。

(三)国际收支函数 ΔNFA^*

国际收支(资本流动)函数的估计结果可表示为:

$$\begin{aligned} \Delta NFA_i^* = & 0.056 - 0.302\Delta NDA_i^* - 0.343\Delta mm_i - 1.628\Delta p_{i-4} + 0.032\Delta RR_{i-1} - 2.368y_{c,i-2} + \\ & 1.134\Delta \ln REER_{i-4} - 0.695\Delta \ln REER_{i-6} + 2.775\Delta e_i^e + 5.158\Delta e_{i-12}^e \end{aligned} \quad (17)$$

(10.5) (-7.36) (-6.00) (-2.12) (2.00) (-3.76)
(3.74) (-2.83) (-2.00) (-4.32)

其中, $R^2=0.655$, $\bar{R}^2=0.622$, $DW=2.10$ 。方程括号中的统计量为 t 统计值(下同)。Q 统计量相关图检验显示,残差序列不存在自相关和偏自相关。ARCH 检验表明,残差序列不存在异方差。残差累

表3 ADF 单位根检验结果

变量	检验形式(c,t,n)	ADF 检验统计值 H_0 : 变量有单位根	结论
ΔNFA^*	(c,0,1)	-3.60***	I(0)
ΔNDA^*	(c,0,0)	-10.9***	I(0)
ΔM_2^* ①	(c,0,0)	-11.1***	I(0)
Δmm	(c,0,0)	-13.7***	I(0)
$\Delta \ln REER$	(c,0,0)	-11.3***	I(0)
ΔRR	(c,t,0)	-1.95**	I(0)
Δp	(c,0,0)	-8.38***	I(0)
Δe^e	(0,0,0)	-2.11**	I(0)
$\Delta \ln r^*$	(c,0,0)	-6.04***	I(0)
r_s	(c,0,1)	-5.35***	I(0)
y_c	(c,0,12)	-4.48***	I(0)
ΔG	(c,0,12)	-3.03**	I(0)

注:1. ΔNFA^* 为调整的国外净资产的增量占 GDP 比例; ΔNDA^* 为调整的国内净资产的增量占 GDP 比例; ΔM_2^* 为 M_2 的增量占 GDP 比例; Δmm 为货币乘数的变化量; $\Delta \ln REER$ 为实际有效汇率的变化率; ΔRR 为法定准备金率的变化量; Δp 为通货膨胀率; Δe^e 为人民币预期变动(远期汇率对数与即期汇率对数之差); $\Delta \ln r^*$ 为欧洲美元存款利率的变化率; r_s 为股票投资的收益率; y_c 为周期性产出; ΔG 为政府财政赤字占 GDP 比例的变化。

2.“c”、“t”和“n”分别表示截距、趋势和滞后阶数;“*”、“**”和“***”表示 ADF 检验统计值在 10%、5% 和 1% 的置信区间内是统计显著的。

① ΔM_2^* 的样本区间是 1999:6~2008:12。 ΔM_2^* 在样本区间 1999:6~2009:03 是不平稳的。

表4 Granger 因果性检验

零假设类型	F 统计量		
	滞后 12 期	滞后 24 期	滞后 36 期
ΔNFA^* 不是 ΔNDA^* 的 Granger 原因	0.87	1.14	0.84
ΔNDA^* 不是 ΔNFA^* 的 Granger 原因	1.27	1.64	2.47
ΔNFA^* 不是 ΔM_2^* 的 Granger 原因	0.76	2.77**	1.48
ΔM_2^* 不是 ΔNFA^* 的 Granger 原因	1.16	1.14	0.61

注:“*”、“**”表示 F 检验统计量在 5%、1% 的置信区间内是统计显著的。

积和(CUSUM)统计量、残差平方累积和(CUSUMSQ)统计量值始终落在置信水平为 5% 的两条临界线内,表明方程的系数、参数和残差方差是统计稳定的。

如资本流动方程(17)所示,估计的国际资本流动对货币政策的抵消系数为-0.3^①,且是统计显著的,意味着央行净国内资产变化的 30% 被净国外资产的反向变动抵消,表明中国存在着一定程度的资本流动^②, 尽管中国货币当局对资本流动实行较为严格的管制。周期性产出的系数显著为

① Ouyang, Rajan and Willett (2007)、黄武俊和陈漓高(2009)等估计的抵消系数明显偏高,其所估计的抵消系数值约为-0.6 或-0.7,这体现了中国较高的资本流动度和中国低效的资本管制。考虑到中国目前对资本跨境流动所采取的严格管制措施,笔者以为,抵消系数值为-0.3 可能更为可信。

② 对中国资本管制有效性的评价也可从人民币的在岸利率与离岸利率之差的角度进行考察。由于中国实行严格的资本管制和人民币国际化的刚刚启动,尚不存在人民币的离岸市场和离岸利率。借鉴 Fukao(1990)的方法,Wang(2009)根据 3 月期欧洲美元利率与 3 月期人民币 NDF 远期汇率和即期汇率的差额来估算人民币的离岸利率。具体算法为: $i^* = r^* + (F - S)/S$, 其中, i^* 为人民币离岸利率, r^* 为欧洲美元利率, F 为人民币 NDF 远期汇率, S 为人民币即期汇率。其研究发现,3 月期人民币离岸利率和在岸利率之间的利差持续大规模存在,这反映了中国的资本管制仍然是有效的。不过,由于中国仍缺乏功能健全的货币、资本市场,因而,以利差为指标来评价中国资本管制的有效性时需要谨慎。总体上说,人民币离岸利率与在岸利率的差额持续大幅度存在,至少证明了中国的资本管制是部分有效的。

负,说明实际产出超出潜在产出水平越高,对经常项目盈余所造成的负面影响(收入效应)就越大。人民币升值预期的系数显著为正,且系数值较大,表明人民币的升值预期对外资流入产生了十分重要的影响。这已被中国实践证实。2005年以来,在人民币单边升值预期作用下,大量投机性资本通过各种途径流入中国以获取人民币升值的收益。人民币实际有效汇率的变化对资本流动的影响效应不确定。在人民币渐进升值的背景下,实际有效汇率的上升将强化升值预期,从而,其对资本流入的正面吸引效应可能大于对贸易账户所造成的负面影响。货币乘数、法定准备金率和通货膨胀等变量的系数是统计显著的,且符号与理论预期方向一致。法定准备金率的上升和货币乘数的下降,均导致利率上升,从而本币相对收益率上升,进而鼓励资本流入;而通货膨胀的下降,将有助于本币升值,从而吸引外资流入。

(三)货币反应函数 ΔNDA^*

1. 全样本 1999:06~2009:03。估计的货币政策反应函数可表示如下:

$$\Delta NDA_t^* = 0.038 \underset{(4.25)}{\Delta NFA_t^*} - 0.962 \underset{(-10.7)}{\Delta NFA_t^*} - 0.886 \underset{(-14.7)}{\Delta mm_t} + 0.650 \underset{(9.07)}{\Delta mm_{t-12}} + 0.032 \underset{(1.79)}{\Delta RR_{t-1}} + 3.125 \underset{(2.30)}{y_{c,t}} - 4.932 \underset{(-3.58)}{y_{c,t-1}} + 1.299 \underset{(1.75)}{y_{c,t-4}} + 1.080 \underset{(3.17)}{\ln REER_{t-4}} + 9.848 \underset{(-5.59)}{\Delta e_{t-12}^e} - 0.145 \underset{(-2.35)}{\Delta \ln r_t^*} + 0.683 \underset{(13.5)}{\Delta NDA_{t-12}^*} - 0.091 \underset{(-2.50)}{\Delta NDA_{t-16}^*} \quad (18)$$

其中, $R^2=0.911$, $\bar{R}^2=0.898$, $DW=1.68$ 。残差检验发现,方程的残差序列虽不存在自相关和偏自相关,但存在异方差现象,而且, CUSUMSQ 统计量越过了由两条置信限为 5% 的分界线所围成的区域,表明所估计方程的参数或方差不是统计稳定的。

如货币政策反应回归方程(18)所示,央行净国外资产变化的 96% 被净国内资产反方向变化所冲销,即货币政策对国际资本流动的冲销系数为 -0.96,表明中国货币当局近年来实行的大规模外汇冲销措施是有效的。货币乘数的变化对净国内资产产生同期负向影响和一年期的负向滞后影响,但总体上呈负向影响,这显示中国货币当局倾向于采取紧缩货币政策来抵消货币乘数上升所带来的货币供给增加。周期性产出及其滞后项的系数符号不一致,但总体上与净国内资产变动成负向关系,说明中国货币当局倾向于采取紧缩性货币政策来抑制经济过快增长,从而,基础货币和净国内资产的规模下降。法定准备金变化的系数显著为正,表明准备金率的提高将导致基础货币和净国内资产上升。

实际有效汇率变化率、人民币升值预期和欧洲美元利率变化率等汇率相关变量的系数,不仅是统计显著的,而且其符号与理论模型的预期方向一致,这反映了中国货币当局具有明显的维持人民币升值稳定的倾向。实际有效汇率变化率和人民币升值预期的系数均显著为正,说明在人民币升值及升值预期加强的条件下,货币当局倾向于实施扩张性货币政策以缓解人民币升值压力,从而净国内资产上升。欧洲美元利率变化率系数的负符号,表明欧洲美元利率的下降,将提高人民币的相对收益率,从而人民币升值压力增强,将迫使货币当局实行宽松货币政策,以降低国内市场利率,维持人民币币值稳定。

货币反应函数的不稳定可能是由结构变化所导致的。在样本期,中国的外汇冲销措施以及国际资本流动的规模与结构均发生了根本性变化。邹断点检验显示,该货币反应回归方程在 2003 年 9 月处出现断点。从而,我们可将全样本区间 1999:06~2009:03 划分为两个子样本 1999:06~2003:08 和 2003:09~2009:03。

2. 子样本 1999:06~2003:08。现将样本区间为 1999:06~2003:08 的货币反应回归方程表示为

$$\Delta NDA_t^* = 0.009 \underset{(1.15)}{\Delta NFA_t^*} - 0.642 \underset{(-4.52)}{\Delta NFA_t^*} - 0.807 \underset{(-11.9)}{\Delta mm_t} + 1.042 \underset{(14.4)}{\Delta mm_{t-12}} - 1.633 \underset{(-2.33)}{y_{c,t-6}} - 0.253 \underset{(-3.30)}{\Delta \ln r_{t-11}^*} + 0.870 \underset{(20.7)}{\Delta NDA_{t-12}^*} - 0.147 \underset{(-3.73)}{\Delta NDA_{t-16}^*} \quad (19)$$

其中, $R^2=0.959$, $\bar{R}^2=0.947$, $DW=2.33$ 。残差检验表明,方程的残差序列不存在自相关、偏自相关和异方差现象。CUSUM 检验结果显示估计方程的系数、参数和方差是统计稳定的。如货币反应函

数(19)所示,估计的货币政策对国际资本流动的冲销系数为-0.64,表明中国货币当局在1999~2003年期间实行了中等规模的外汇冲销活动,这主要与当时的资本流入规模适中相关。在这一时期,中国经济面临的外部不平衡问题尚不突出,人民币汇率问题尚未浮出水面,以至于一些汇率相关变量,如人民币的实际有效汇率和汇率预期等的变动,对央行净国内资产的影响是不显著的。周期性产出和美元利率等变量的系数均显著为负,与理论预期的方向一致。这表明货币当局均采取紧缩性货币政策来应对周期性产出和美元利率的上升,以分别抑制物价上涨和本币贬值的压力,进而维护物价和汇率的稳定。货币乘数的变化对净国内资产的影响是不确定的,同期影响为负,但一年期滞后影响为正,表明货币当局应对货币乘数上升所采取的紧缩性政策的效应是非常有限的。

3.子样本 2003:09~2009:03。样本区间为 2003:09~2009:03 的货币反应函数可表示为:

$$\begin{aligned} \Delta NDA_t^* = & 0.064 - 0.996 \Delta NFA_t^* - 0.999 \Delta mm_t + 0.525 \Delta mm_{t-12} + 0.038 \Delta RR_{t-1} - 3.791 y_{c,t} - 5.309 y_{c,t-1} + \\ & 2.207 y_{c,t-4} + 1.790 \ln REER_{t-4} + 4.864 \Delta e_{t-11}^* - 0.249 \Delta \ln r_t^* - 0.170 r_{s,t-6} - 0.580 \Delta NDA_{t-12}^* \end{aligned} \quad (20)$$

(3.61) (-9.80) (-14.0) (6.32) (1.90) (2.15) (-3.08)
(2.16) (4.19) (-2.01) (-3.17) (-2.09) (9.57)

其中, $R^2=0.930$, $\bar{R}^2=0.914$, $DW=1.79$ 方程的残差检验结果表明,不仅残差序列不存在自相关、偏自相关和异方差现象,而且方程的系数、参数和方差是统计稳定的。根据货币反应回归方程(20),估计的货币政策对资本流动的冲销系数为-0.996,比前期的冲销程度上升了55%,说明中国货币当局在这一时期的外汇冲销力度显著增强,且外汇冲销的效果较好,资本流入所导致的外汇储备增加几乎被净国内资产的减少所全部冲销。这与当时中国的货币供给与资本流动的尖锐冲突密切相关。这一时期,中国国内经济形势较好,人民币升值预期强烈,大量国际资本持续流入,外汇储备迅速增加,对国内货币供给形成严重冲击,为维持国内货币供给的稳定,货币当局被迫采取强有力的甚至行政性的外汇冲销措施,从而导致冲销系数迅速上升。股票投资收益率的系数显著为负,表明货币当局通常实行紧缩性货币政策去平抑资产价格的快速上涨,特别是在出现资产泡沫的情形下。人民币实际有效汇率的上升、人民币升值预期增强和欧洲美元存款利率的下降,均将引致货币当局的扩张性货币政策,从而央行的国内净资产上升。周期性产出、货币乘数通常与央行净国内资产和基础货币成显著负相关关系。法定准备率的上升,将直接导致基础货币和净国内资产上升。

(四)货币反应函数 ΔM_2^*

现将以 ΔM_2^* 为因变量的货币反应回归方程表示为

$$\begin{aligned} \Delta M_{2t}^* = & 0.187 + 0.529 \Delta NFA_t^* - 0.080 \Delta RR_{t-3} - 2.743 y_{c,t} + 1.587 \Delta \ln REER_{t-4} + 5.979 \Delta e_{t-2}^* - \\ & 2.731 \Delta p_{t-1} - 0.334 \Delta \ln r_{t-1}^* - 0.288 r_{s,t-12} - 2.098 \Delta G_{t-1} - 0.224 \Delta M_{2t-1}^* + 0.264 \Delta M_{2t-3}^* \end{aligned} \quad (21)$$

(5.82) (3.40) (-2.27) (-2.11) (3.89) (-2.24)
(-2.12) (-2.95) (-2.26) (-2.08) (-2.42) (2.89)

其中, $R^2=0.391$, $\bar{R}^2=0.325$, $DW=1.97$ 方程的残差检验显示,残差序列不存在自相关、偏自相关和异方差现象,方程的系数、参数和方差是统计稳定的。由货币反应函数(21)知, ΔNFA^* 的估计系数为显著的0.53,表示外汇储备增加1单位将导致总量货币 M_2 上升0.53单位。根据本文的冲销系数换算公式,当货币乘数为4.3时,可得 M_2 的冲销系数为 $\gamma_c = 1 - \gamma_l / mm = 0.88$ 。显然,相对于基础货币96%的冲销程度, M_2 88%的冲销程度明显偏低。由此表明,尽管中国政府采取猛烈的冲销措施对冲资本流入对国内货币供给的影响,但冲销的有效性仍然是有限的。这在一定程度上解释了中国在2006~2008年间为何在 M_2 平稳增长的条件下出现通货膨胀和资产泡沫的问题^①。鉴于中国货

^① 关于中国2006~08年通货膨胀和资产泡沫的成因,许多中国学者将之归咎为资本流入,但缺乏确切的证据支持。当时,中国 M_2 的增长速度仍维持一个平稳的水平上。从表面来看,中国的总量货币供给完全独立于国际资本流动,从而,中国的外汇冲销是有效的。从理论上说,如果流入的国外资本被完全冲销,中国即出现结构性的产品价格和资产价格的上涨,但不应出现全局性的通货膨胀和资产泡沫。既然中国外汇冲销是有效的,那么造成通货膨胀和资产泡沫的原因是什么?当时,一种代表性观点认为,中国外汇冲销是有效的,资产价格上涨引发货币需求下降,进而导致通货膨胀(Yu, 2008)。本文的研究表明,中国针对 M_2 的外汇冲销不是完全有效的,从而,资本流入导致国内货币供给增加。所以,资本流入(外汇冲销不完全)和货币需求下降可能是造成中国当年通货膨胀与资产泡沫的原因。

币政策的中间调控目标是 M_2 而非 MB ，以及中国主要依靠调整准备金率和银行信贷配额而不是公开市场操作方式来进行外汇冲销，因此，从 M_2 角度考察中国货币政策对资本流入的冲销程度更具理论价值和现实意义。

通货膨胀、周期性产出、股票收益率和财政赤字等变量的系数显著为负，表明货币当局在经济出现过热迹象时，如通货膨胀上升、经济过快增长和资产泡沫，以及政府支出过高时，将倾向于实施紧缩性货币政策，减少货币供给，以维持价格和经济的稳定。人民币实际有效汇率和人民币汇率预期与 ΔM_2 正相关，而欧洲美元利率与 ΔM_2 负相关，显示中国货币当局的一个重要目标是维持本币币值稳定。在本币升值或升值压力增大时，实行扩张性货币政策，而在本币贬值或贬值压力上升时，采取紧缩性货币政策。法定准备金的系数显著为负，说明银行准备金率的提高，将降低货币供给量。

(五) 递归抵消系数和冲销系数的估计

递归系数估计方法原本被用于检验所估计的方程的稳定性，递归系数的稳定性决定了方程的稳定性。为分析抵消系数和冲销系数的动态变化过程，我们运用递归系数方法来估计递归抵消系数和冲销系数（见图3）。如图3a所示，2005~2007年，中国的国际资本流入对货币政策的抵消系数较为稳定，抵消系数值约为-0.25，但此后，抵消系数上升至-0.32左右，这表明，2007年以后，中国的资本流动程度明显提高了，中国资本管制的有效性显著下降了。这与我国当时的经济背景是密切相关的。2007年以来，人民币单边升值预期强烈，人民币升值步伐加快，股票、不动产等资产价格迅速上涨，吸引了大量外资进入中国，以获取人民币升值和资产增值的双重收益。

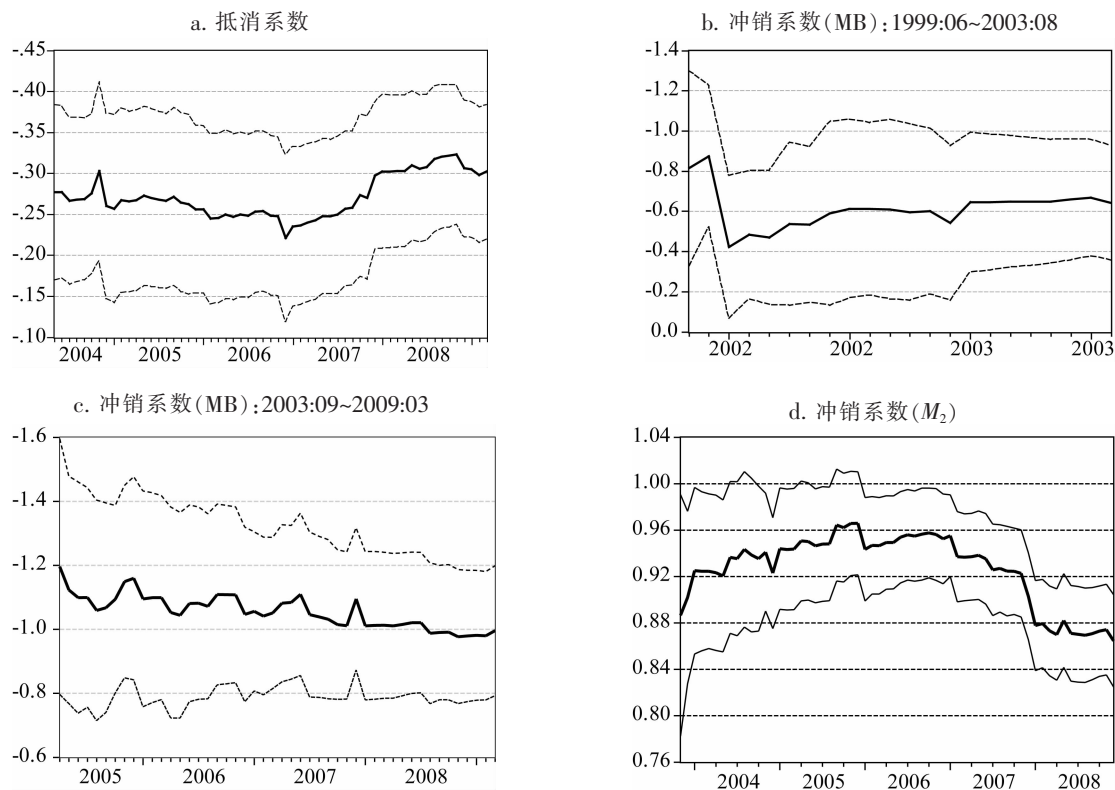


图3 递归抵消系数和冲销系数

由图3b和图3c知，在2002至2008年期间，中国货币政策对国际资本流动的冲销系数出现了明显的结构性变化。从2002年初至2003年中，外汇冲销程度较为稳定并维持在较低的水平，外

汇冲销系数围绕着-0.6上下波动。这与当时的资本流动规模较小有关,资本流入尚不能对国内货币供给构成明显的冲击。2005~2007年,外汇冲销程度急剧上升,外汇冲销系数一直稳定在-1.1的水平上,这意味着货币当局完全甚至过度冲销了资本流入的增加对国内货币供给的影响,表明这一时期中国外汇冲销力度非常之大。当时人民币汇率改革之后,大量经常盈余和投机性资本的持续流入,对国内货币供给的稳定形成了强大的压力,货币当局被迫采取严厉的紧缩性政策来对冲急剧攀升的外汇占款。从2008年开始,外汇冲销有效性降低,外汇冲销系数降至-0.98左右。这说明,在中国外汇储备积累至天量水平之后,面对大量资本的继续流入,货币当局在充分运用了已有的冲销工具之后,已疲于应对高强度的外汇冲销需要,从而,外汇冲销的有效性逐渐下降。

对于 M_2 而言,在2003~2008年期间,货币政策对资本流动的冲销系数的变化经历一个先逐渐上升后稳步下落的过程:2003~2006年,冲销系数在由0.92稳步上升,并稳定在0.95的水平上;2007年,冲销系数由年初的0.95快速下降至年末的0.90;2008年,冲销系数迅速降至0.87,并基本维持在这一水平上(图3d)。 M_2 冲销系数的动态变化过程与中国的资本流动和货币供给状况的演变是亦步亦趋的。2003~2006年期间,中国总体经济形势较好,人民币升值预期压力不断积累,贸易盈余和资本流入大幅度增加,外汇储备增长迅速,中国货币当局的外汇冲销力度不断加大,从而冲销程度稳步上升。2007~2008年外汇冲销程度的快速下降主要可归咎为两个因素:一是随着外汇储备的快速积累,央行继续进行大规模外汇冲销的选择空间越来越小;二是为应对全球金融危机的冲击,央行在2008年下半年大幅度减少了外汇冲销的力度。

六、结 论

本文基于BGT(2002)和Ouyang, Rajan and Willett(2008),根据中国的国际资本流动和国内货币供给的现实状况,构建了一个修正的抵消系数和冲销系数模型,在排除调整净国外资产变化(ΔNFA^*)、调整净国内资产变化(ΔNDA^*)和调整 M_2 变化(ΔM_2^*)等因变量之间的联立性关系之后,采用OLS方法对抵消和冲销系数经验方程进行了估计。现对本文的研究结果总结如下:

中国的国际资本流动对货币政策的抵消系数为-0.3,说明中国的资本流动程度尚处于中等水平,这与中国严格的资本管制措施密切相关。近年来,随着中国对外经济开放度的持续提高,以及强烈的人民币升值预期,中国资本管制的难度日益上升,而资本管制的有效性不断降低,表现在抵消系数由2005年的-0.25升至2008年的-0.30以上。这与一些学者关于中国资本控制的约束力降低(less binding)的观点是一致的(Ma and McCauley, 2005; Prasad and Wei, 2005)。

1999年6月至2009年3月期间,以 MB 为考察对象的中国货币政策几乎完全对冲了国际资本流入和外汇储备上升对基础货币的影响,冲销系数为-0.96,从而资本流动度的逐步上升似乎并未破坏中国货币政策的独立性。而且, MB 冲销系数在这一时期发生了明显的结构性变化,前期(1999:06~2003:08)的冲销程度维持在-0.6这一较低的水平,而后期(2003:09~2009:03)的冲销系数达-0.996,接近完全冲销。冲销系数的结构性变化与中国资本流动的结构变动密切相关。前期,资本流入规模及对国内货币的影响均较小,从而外汇冲销程度较低;而在后期,经常顺差迅速上升,以及人民币升值引致的竞争性资本涌入,资本流入对国内货币供给形成严重冲击,货币当局被迫采取严厉的紧缩性政策来对冲急剧攀升的外汇占款,从而冲销程度高。同时, MB 的递归冲销系数显示,中国外汇冲销程度经历了2005~2007年的过度冲销之后,在2008年开始出现下降的趋势。这说明,随着中国外汇储备积累至天量水平,中国继续实施大规模外汇冲销的难度日益上升,从而外汇冲销程度将不断下降。

鉴于中国特有的外汇冲销实践,以及 M_2 在货币政策目标中的重要地位, M_2 冲销系数可能是衡量中国外汇冲销程度更为重要的指标。我们的研究发现,以 M_2 为考察对象的中国外汇冲销系数

为0.88,明显低于MB的冲销有效性水平。同时, M_2 的动态变化同样反映了中国国际资本流动及对国内货币供给影响的变迁过程。递归冲销系数的估计显示, M_2 冲销系数由2003年0.92,稳步升至2004~2006年的0.95,又于2007年迅速降至0.90,2008年进一步降至0.87。这表明,中国大规模的外汇冲销干预虽然导致冲销程度在2004~2006年间稳步上升,但由于外汇储备规模已积累极高的水平,货币当局继续对冲资本流入的难度日益增大,从而外汇冲销有效性在2007~2008年间出现了迅速下降的态势。这也部分解释了中国在2006~2008年出现的经济过热、通货膨胀和资产泡沫。

在中国的资本管制效率和外汇冲销有效性不断下降的情况下,大量而持续的国际资本流入,将使得中国货币当局兼顾币值稳定和货币政策独立性目标的难度日益加大。作为一个大型且相对封闭的经济体,中国不可能也不应该放弃独立货币政策这一宏观目标,因此,中国应该选择独立货币政策而不是固定汇率机制。为顺利解决中国当前面临的“三元悖论”问题,中国货币当局应在继续增加人民币汇率弹性的同时,进一步放宽资本流出的规制。人民币汇率弹性的增加,将导致汇率风险上升,并抑制国际投机性资本的流动,从而,中国货币当局在运用利率工具管理国内流动性和宏观经济方面将拥有更大的空间。

参考文献

- 陈敏强(2003):《抵消系数模型与资本流动:东亚国家资本流动的经验分析》,《世界经济》,第9期。
- 黄武俊、陈漓高(2009):《中国国际资本流动与货币政策动态关系:1994~2007——基于BGT模型抵消和冲销系数分析》,《经济科学》,第3期。
- Aizenman, J. and Glick, R.(2008):“Sterilization, Monetary Policy, and Global Financial Integration”, NBER Working Paper, No. 13902.
- Argy, V. and Kouri, P.(1974):“Sterilization Policies and the Volatility of International Reserves,” in Aliber, R.Z. eds., *National Monetary Policies and the International Financial System*, Chicago: University of Chicago.
- Brissimis, S., Gibson, H. and Tsakalotos, E.(2002):“A Unifying Framework for Analyzing Offsetting Capital Flows and Sterilization: Germany and the ERM,” *International Journal of Finance and Economics*, 7, 63-78.
- Fukao, M.(1990):“Liberalization of Japan’s Foreign Exchange Controls and Structural Changes in the Balance of Payments”, *Monetary and Economic Studies*, 8, 101-165.
- Glick, R. and Hutchison, M.(2009):“Navigating the Trilemma: Capital Flows and Monetary Policy in China”, *Journal of Asian Economics*, 20, 205-224.
- Greenwood, J. (2008)“The costs and Implications of PBC Sterilization”, *The Cato Journal*, 28, 205-217
- He, D., Chu, C., Shu C. and Wong, A. (2005):“Monetary Management in mainland China in the Face of Large Capital Inflows”, Hong Kong Monetary Authority, Research Memorandum.
- Ma, G. and McCauley, R. (2007):“Do China’s Capital Controls still Bind? Implications for Monetary Autonomy and Capital Liberalization”, BIS Working Papers, No. 233.
- Obstfeld, M.(1982):“Can We Sterilize? Theory and Evidence”, *AEA Papers and Proceedings*, 72, 45-50.
- Ouyang, A., Rajan, R. and Willett, T.(2007):“China as a Reserve Sink: The Evidence from Offset and Sterilization Coefficients”, Hong Kong Institute for Monetary Research (HKIMR) Working Paper, No.10/2007.
- Ouyang, A., Rajan, R. and Willett, T.(2008):“Managing the Monetary Consequences of Reserve Accumulation in Emerging Asia”, *Global Economic Review*, 37, 171-199.
- Prasad, E. and Wei, S. (2005):“Understanding the Structure of Cross-border Capital Flows: The Case of China”, mimeo, IMF.
- Takagi, S. and Esaka, T.(1999):“Sterilization and the Capital Inflow Problem in East Asia, 1987-97”, Discussion Paper No. 86, Economic Research Institute, Economic Planning Agency, Japan.
- Wang, Y. (2009):“Liberalization of Foreign Exchange Controls: Japan’s Experience and Its Implications for China”, Nikkei Asia Scholarship Research Report FY2008, Japan Center for Economic Research, 119-201.
- Yu, Y.(2008):“Managing Capital Flows: the Case of China”, Research Center for International Finance, Institute of World Economics and Politics, CASS, Working Paper No.0816.

(责任编辑:周莉萍)