

中国国际资本流动的货币效应

袁仕陈 何国华*

摘要: 本文根据中国的实际情况对 BGT 模型进行了修正,并利用 OLS 方法和 2SLS 方法及中国 2000-2011 年间的月度数据进行实证检验。检验结果表明:虽然中国国际资本流动对中央银行净国内资产变动的抵消系数高达 -0.743,但中央银行反向的冲销操作同样十分有效,冲销系数高达 -1.022。这不仅使得国际资本流动对我国基础货币和货币供给的影响极其有限,甚至引起了货币乘数和物价水平的反向变化。事实上,净国外资产变动一个单位只能使基础货币和货币供给分别增加 0.018 个单位和 0.098 个单位,却会使货币乘数和通货膨胀分别下降 4.095 和 1.098 个单位。这说明近年来中国国际资本流动的货币效应都十分微弱,货币政策效应却很强。

关键词: 国际资本流动 货币效应 抵消系数 冲销系数

一、问题的提出

自改革开放以来,随着我国经济的持续增长、我国经济与世界经济一体化进程的不断发展和我国对资本管制的不断放松,国际资本在国内外之间的流动也不断加剧。我国国际收支账户当中的错误与遗漏账户的大幅波动清晰地表明了这一点。尽管每年都有大量的国际资本流入和流出我国,但由我国的资本与金融账户可知,多年以来,我国都存在着大量的国际资本净流入。特别是自 2005 年我国进行汇率体制改革以来,伴随着人民币的持续、渐进的升值,大量的国际资本通过各种途径流入我国,试图获取人民币升值的好处。国际资本长期、持续、大幅的流入为我国带来了经济发展所必需的资金和技术,从而有力地推动了我国的经济增长。但也会给我国国内经济和政策造成强烈的冲击,尤其使中央银行的货币政策面临严峻的挑战。国际资本的大幅流入使中央银行的外汇储备不断增加,不仅增加了中央银行管理储备的难度和成本,而且导致中央银行以外汇占款形式投放的基础货币大幅增长。尽管中央银行通过调整存款准备金率和中央银行贷款以及公开市场业务等对国际资本流动进行了大幅冲销,并通过调整利率加强对国际资本流动的引导,但我国国内各层次的货币供应量和通货膨胀压力一直在持续增加,通货膨胀也不时显现。这不仅使我国的经济增长和人民生活面临更大的不确定性,也使我国中央银行货币冲销操作的有效性和货币政策的自主性遭受了人们强烈的质疑,从而给我国政府和中央银行带来了巨大的压力。

那么,国际资本流动究竟是不是像大多数研究者认为的那样,是我国近年来广义货币供应量不断增长和通货膨胀不时显现的主要源泉呢?国际资本流动到底在多大程度上以及如何影响着我国的货币供给和物价水平?本文的研究表明,国际资本流动确实对中央银行净国内资产变动具有较大的抵消效应,从而给中央银行的货币政策造成了一定的困扰。但由于中央银行对国际资本流动进行了高效的冲销,国际资本流动并未推动我国各层次货币供给量的大幅增加和物价水平的上涨。事实上,虽然我国的货币供给量、国际储备和外汇占款等自 20 世纪 90 年代以来一直都在大幅增长,但基础货币供给却一直十分平稳,物价水平也长期处于

* 袁仕陈,江苏大学财经学院,邮政编码:212013,电子信箱:yuanshichen109@126.com;何国华,武汉大学经济与管理学院金融系,邮政编码:430072,电子信箱:ghhe@whu.edu.cn。

本文得到国家教育部基金项目“经济开放度、货币政策有效性和货币政策国际协调——基于新开放宏观经济学视角的研究”(编号:10YJA790066)、广东省社科规划项目“转轨时期我国金融脆弱性特殊生成机理研究”(编号:GD10CLJ02)、江苏大学校基金资助项目“经济一体化、宏观经济政策有效性和国际协调”(编号:11JD178)及江苏大学博士后流动站的科研资助。在此表示感谢!同时,感谢匿名审稿人提出的宝贵建议,当然文责自负。

较低水平,从而形成了所谓的“中国货币之谜”。本文余下的内容安排如下:第二部分对文献进行回顾;第三部分分析了我国中央银行近年来的货币政策执行情况;第四部分进行模型的构建、变量的定义和数据的处理;第五部分根据构建的模型进行实证分析;最后给出本文的结论。

二、文献综述

货币数量论认为,国际收支顺差会迫使固定汇率制度下的货币当局为了稳定汇率而购买外汇,导致外汇储备和货币供给增加,进而增大通货膨胀压力。为了抑制通货膨胀,中央银行会通过提高准备金率或公开市场卖出等手段来冲销因外汇占款增加而扩张的基础货币,以稳定货币供给。因此,国际资本是否影响货币供给和物价的关键在于中央银行货币冲销的程度。

为了衡量国际资本流动对货币政策的抵消效应和中央银行的冲销效应,部分研究者采用 VAR 模型的脉冲响应方法来分析模型内任意变量的变化对其他变量产生的滞后影响的动态路径,但该方法难以确定变量之间的结构及衡量国际资本流动与货币供给之间的当期和静态关系(Takagi and Esaka, 2001; He, et al., 2005)。因此,更多人采用由 Argy 和 Kouri(1974)、Obstfeld(1982)等人提出发展的“抵消系数和冲销系数”模型来进行研究。例如, Celasun 等(1999)将土耳其的实际汇率、真实 GDP 和财政赤字作为控制变量,利用 2SLS 法和 1990 年 2 月 - 1996 年 6 月之间的相关数据进行检验,得到土耳其货币政策对国际资本流动的冲销系数为 -0.37; Emir 等(2000)将 1994 年的货币危机时期作为一个间断点,使用联立方程检验了土耳其在 1990 - 1993 年和 1995 - 1999 年两个时期内的抵消系数和冲销系数,结果表明二者在危机前较低,危机后明显增高。Savvides(1998)和 Siklos(2000)则分别对中西非国家和匈牙利的抵消系数和冲销系数进行了实证检验,但检验结果迥异。Ouyang 和 Ramkishan(2005)对众多利用该模型进行实证检验的文献及其检验结果进行了统计。但“抵消系数和冲销系数”模型中净国内资产变化和净国外资产变化可能存在多重共线性(Kouri and Porter, 1974),且货币需求函数稳定等前提假设也与事实不符。众多基于该原理构建的实证模型选择控制变量时更是过于随意,缺乏坚实的微观基础。直到 Brissimis 等(2002)将 ΔNFA 与 ΔNDA 变量纳入发达国家中央银行目标损失函数,建立了反映抵消系数和冲销系数的联立方程,才解决这一问题。

从对中国情况的研究来看,虽然研究者对抵消和冲销的程度存在着较大争议(陈敏强, 2003; 黄武俊、陈漓高, 2009; 王永中, 2010)。但普遍认为,国际资本对中央银行货币政策具有一定的抵消功能,而货币冲销只在短期内有效,长期效果并不理想(武剑, 2005; Ouyang, et al., 2007; Glick and Hutchison, 2009)。因此,国际资本流动会在一定程度上影响货币供给,进而影响物价水平。如李扬(1997)认为,中国外汇储备的快速增加造成了中国货币供给量的大幅增加,诱发了国内物价水平的普遍上涨。方先明等(2006)承认中央银行 2001 年后的货币冲销政策在总体上是有效的,但认为冲销弹性等方面不尽如人意,使得中国外汇储备增加具有明显的通货膨胀效应。部分研究者则认为,虽然中国的外汇冲销会越来越困难,但过去却比较成功地冲销了外汇储备增加对国内货币供给的影响(Aizenman and Glick, 2008; Glick and Hutchison, 2009)。

上述文献为我们研究国际资本流动对一国货币供给的影响提供了基本的分析框架和研究思路,但只考虑了国际资本流动对中央银行净国内资产变动的影响,而未考虑其对基础货币和货币乘数的影响以及二者的共同作用,更未检验国际资本流动对货币供给和物价的影响,且主要进行理论阐述。本文则在一定程度上弥补了这些不足,并根据中国的实情对基本模型进行了修正。

三、近年来中国中央银行的货币政策执行情况分析

下面我们根据中国人民银行货币政策分析小组(2001 - 2011 年)的《中国货币政策执行报告》来分析近年来中央银行的货币政策执行情况,以便与后面的实证检验结果进行对比分析。根据中央银行的货币政策执行报告可知,为了应对国内外经济环境的变动,控制和引导国际资本流动,中央银行通常会通过公开市场操作、调整准备金、加强利率调控和信贷政策引导等方法来冲销和引导国际资本流动。从政策的执行结果来看,虽然不同时期的效果存在着差异,但冲销操作总体有效。特别是近年来,中央银行对国际资本流动几乎进行了完全的冲销,甚至存在着过度冲销的嫌疑。具体来看,可以分为几个阶段:

(一) 1994 - 2002 年为调控起步阶段

这一阶段,中央银行的货币冲销手段还十分粗糙,主要通过调整再贷款和公开市场业务来进行。其中 1994 - 1997 年,通过收回再贷款应对汇率升值和高通货膨胀,取得了良好的冲销效果; 1998 - 2000 年,中央银行通过公开市场操作和再贴现政策应对汇率贬值和通货紧缩,取得了一定的冲销效果,但最终未能有效消

除紧缩,导致物价水平持续下跌。2001-2002年,虽然外汇储备和外汇占款都快速增加,中央银行也通过公开市场不断投放基础货币,并多次降低国内本外币存贷款利率,但国内通货紧缩形势依然严峻。

(二) 2003-2006年为间接调控发展阶段

这一阶段,中央银行通过公开市场业务和准备金的调整有效冲销了外汇储备的增长,并稳步推进利率市场化。其中,2003年,外汇储备比年初增加1168.4亿美元,外汇占款大增11459亿元,中央银行通过59次公开市场净回笼基础货币2694亿元,又通过发行中央银行票据对冲了大约4000亿元;9月21日,将存款准备金率由6%调高至7%,进一步锁定了2518亿元,从而基本抵消了外汇占款增加导致的基础货币的增大。

2004年,外汇储备比上年末增加2067亿美元,中央银行通过本外币公开市场操作净投放基础货币9408亿元。但通过发行中央银行票据15072亿,并上调存款准备金率0.5个百分点,共锁定1265亿元,从而有效地抑制了外汇占款引起的基础货币的增长。其中,第一季度基本实现了本、外币操作的全额对冲;后三个季度则采取了中性的操作取向。

2005年,外汇占款增长18618.48亿元,但中央银行通过62次正回购和3次逆回购不但完全抵消了外汇占款增长导致的基础货币增长,还净回笼基础货币13848亿元。3月17日,将超额存款准备金利率下调到0.99%,并放开金融机构同业存款利率以推动经济增长。

2006年,外汇占款增长17769.15亿元,中央银行发行中央银行票据3.65万亿元,共回笼1.38万亿元;同时,三次上调存款准备金率各0.5个百分点,锁定5220亿元。仅这两项政策就完全冲销了外汇占款的影响,并使基础货币下降125亿元。

(三) 2007年至今为走向多层次调控阶段

这一阶段,中央银行不仅充分通过公开市场操作和准备金调节来进行货币冲销,还通过各种利率的调整来引导国际资本流动,并逐渐使用宏观审慎政策工具来调节信贷和经济结构。

2007年至2008年5月,面对外汇占款渠道投放基础货币量居高不下的情况,中央银行大量发行中央银行票据,并重启3年期中央银行票据,以深度冻结银行体系流动性。至2008年5月,中央银行票据已比2007年初增加了14180亿元。而3个月期、1年期和3年期中央银行票据发行利率也分别上升90、126和155个基点;其次,13次上调存款准备金率,锁定了近3.7万亿元流动性,基本锁定和冻结了由外汇占款渠道投放的近5万亿元基础货币。这期间增加的9万多亿元M2,将近70%是人民银行自身投放的基础货币,约30%是商业银行通过存贷派生。再次,多次上调存贷款利率,并调整了商业性房地产信贷政策,提高了第二套以上住房贷款的首付款比例和利率水平。

2008年9月后,国际金融危机急剧恶化,国内经济开始下行。中央银行不断加大中央银行票据发行,全年累计开展短期正回购操作3.3万亿元。其次,四次下调存款准备金率,使大型和中小型存款机构的存款准备金率分别下调2个和4个百分点。截至2008年年末,动态测算共释放流动性约8000亿元。再次,连续五次下调存贷款基准利率,两次下调中央银行对金融机构的存贷款利率;最后,两次下调再贴现利率共2.52个百分点,以扩大金融机构的票据融资。由此有效冲销了国际资本大幅流出所造成的不良后果。

2009年,全年累计发行中央银行票据4.0万亿元,开展正回购操作4.2万亿元,28天期正回购和3个月期中央银行票据操作利率则分别较年初上升28个和36个基点,1年期利率比重启时累计上升近26个基点。同时,全年共开展11期共计3100亿元的中央国库现金管理商业银行定期存款业务。其次,稳定存贷款基准利率。再次,引导金融机构合理把握信贷投放节奏,优化信贷结构。从而遏制了因国际资本流入减缓而导致的通货紧缩预期。

2010年,通货膨胀预期上升,中央银行为此累计发行中央银行票据4.2万亿元,开展正回购操作2.1万亿元。而3个月期和1年期中央银行票据发行利率分别较年初各上升64.72个和75.10个基点,并开展了12期共计4000亿元的中央国库现金管理商业银行定期存款业务。其次,6次上调存款准备金率共3个百分点,锁定约1.52万亿元。再次,两次累计上调金融机构人民币存贷款基准利率0.5个百分点。最后,同比累计增加再贴现1463.2亿元,以优化信贷结构。这样,通过多种工具的联合使用,中央银行有效降低了国内通货膨胀。

2011年,全年累计发行中央银行票据约1.4万亿元,开展正回购操作约2.5万亿元,3个月期和1年期中央银行票据发行利率也分别较年初各上升114.6个和97.6个基点,并开展11期共计4500亿元的中央国库现金管理商业银行定期存款业务。其次,6次上调存款准备金率各0.5个百分点,累计上调3个百分点,并

将保证金存款纳入存款准备金交存范围。第四季度 跨境资金净流入趋缓 国际收支不平衡压力有所缓解。中央银行及时下调存款准备金率 0.5 个百分点 票据发行利率也小幅下行。再次 三次上调人民币存贷款基准利率 累计上调 0.75 个百分点。最后 通过信贷政策引导 加强对“三农”和中小企业的信贷支持力度。

这样 通过交替使用数量型工具、价格型工具和宏观审慎政策工具 中央银行有效冲销了近年来我国国际资本的流动 并根据国内外经济形势有效调节了货币供给 稳定了通货膨胀预期 促进了货币信贷的合理增长。

四、模型构建

(一) 模型构建

2002 年 Brissimis、Gibson 和 Tsakalotos 将最优化引入中央银行的目标函数 从而为抵消系数模型打下了坚实的微观基础。他们设定的中央银行目标损失函数如下:

$$L_t = \alpha(e_t - e_t^T) + \beta(p_t - p_t^T) + \gamma(Y_t - Y_t^T) + \delta(\sigma_{r,t})^2 + \varepsilon(\sigma_{e,t})^2 \quad (1)$$

其中 $e_t - e_t^T$ 表示实际汇率对目标的偏离程度 $p_t - p_t^T$ 表示实际价格对目标的偏离程度 $Y_t - Y_t^T$ 表示真实产出偏离潜在产出或目标产出的程度; $\sigma_{r,t}$ 表示利率波动幅度 $\sigma_{e,t}$ 表示汇率波动幅度 参数 $\alpha, \beta, \gamma, \delta, \varepsilon$ 则是中央银行赋予各目标变量的权重(均大于 0)。

为了衡量国际资本流动的货币效应 我们对 (1) 式进行修正。虽然人们普遍认为 货币政策的最终目标是经济增长、物价稳定、充分就业和国际收支平衡。但我们认为 中国货币政策的主要目标只包括前面三项。因为我国改革开放的目的就在于通过国际收支顺差获取经济发展所急需的先进技术、设备和发展资金。而汇率和利率的稳定只是实现货币政策目标的基本手段。因此 我们将中国货币当局的目标损失函数形式设定如下:

$$L_t = \beta(\Delta p_t)^2 + \lambda(Y_{c,t})^2 + \varepsilon(\mu_t)^2 \quad (2)$$

这里 Δp_t 是用消费物价指数 p_t 和 p_{t-1} 的差表示的通货膨胀率 $Y_{c,t}$ 是实际产出偏离产出趋势或潜在产出的程度 表示周期性收入 μ_t 是失业率 假定所有参数为正。

下面讨论通货膨胀、周期性收入和失业率等关键变量的决定。

1. 通货膨胀

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

其中 (3) 式及后面各式中变量的含义如表 1 所示 且有 $\pi_1 > 0$ $0 < \pi_2 < 1$ $\pi_3 > 0$; Δs_t 为名义汇率变动。方程 (3) 指出 通货膨胀正比于货币供给、通货膨胀的滞后效应及名义汇率(直接标价法)贬值 后者会推动物价上涨是因为它会提高进口价格。

2. 周期性产出

$$Y_{c,t} = \varphi_1 [(\Delta NFA_t + \Delta NDA_t) mm_t + MB_t \Delta mm_t] + \varphi_2 Y_{c,t-1} + \varphi_3 G_{c,t} \quad (4)$$

(4) 式中 $G_{c,t}$ 为政府购买。我们认为财政扩张和货币扩张都有助于促进周期性产出。同时 周期性产出具有一定的滞后影响 尤其受到前一期的严重影响。

3. 失业率

$$\mu_t = -\kappa_1 [(\Delta NFA_t + \Delta NDA_t) mm_t + MB_t \Delta mm_t] - \kappa_2 G_{c,t} - \kappa_3 \Delta s_t \quad (5)$$

我们认为财政和货币的扩张及名义汇率贬值都能够提高就业水平。后者主要通过提高出口企业产品的国际竞争力来促使出口企业增加雇工。

4. 资本净流入

资本净流入等于国外居民手持的本国资产和本国居民手持的国外资产两者的变化之和 主要受预期汇率变动、国内外利差、国内外股票及其他资产等收益率的影响。

$$\Delta NF = \left(\frac{1}{c}\right) \Delta(s_t - E_t s_{t+1} + r_t - r_t^* + r_{s,t} - r_{s,t}^*) \quad (6)$$

5. 国内利率变动(主要受政府指定利率 r_0 和国内货币供应变动的的影响)

$$\Delta r_t = -\psi [(\Delta NFA_t + \Delta NDA_t) mm_t + MB_t \Delta mm_t] + r_0 \quad \psi > 0 \quad (7)$$

6. 中央银行净国外资产变动

在国际收支账户中 中央银行净国外资产变动(ΔNFA) 等于净资本流入(ΔNK) 和经常项目(CA) 之和 后者主要由国内产出和实际有效汇率变动决定:

$$\Delta NFA_t = CA_t + \Delta NK = -\alpha_1 Y_{c,t} - \alpha_2 REER_{t-1} + \Delta NF \quad (8)$$

将(3)-(8)式代入(2)式,整理后令 $\partial L_t / \partial \Delta NFA_t = 0$ 、 $\partial L_t / \partial \Delta NDA_t = 0$ 和 $\partial L_t / \partial (\Delta M_{2,t}) = 0$,解得抵消系数和冲销系数的简化方程,再缩写系数。考虑到我国存在利率管制,且缺乏统一的基准利率,得实证方程(具体推导过程可参考 Ouyang 和 Ramkishen(2005)):

$$\Delta NFA_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta NDA_t + \alpha_2 \Delta p_{t-1} + \alpha_3 y_{c,t-1} + \alpha_4 \Delta mm_{t-1} + \alpha_5 \Delta RR_t + \alpha_6 \Delta REER_t + \alpha_7 \Delta(e_t^T) + \alpha_8 \Delta(r_t^*) + \alpha_9 \Delta(r_{s,t} - r_{s,t}^*) + \alpha_{10} \Delta G_t \quad (9a)$$

$$\Delta NDA_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta NFA_t + \beta_2 \Delta p_{t-1} + \beta_3 y_{c,t-1} + \beta_4 \Delta mm_{t-1} + \beta_5 \Delta RR_t + \beta_6 \Delta REER_t + \beta_7 \Delta(e_t^T) + \beta_8 \Delta(r_t^*) + \beta_9 \Delta(r_{s,t} - r_{s,t}^*) + \beta_{10} \Delta G_t \quad (9b)$$

$$\Delta MB_t = \rho_0 + \rho_1 \Delta NFA_t + \rho_2 \Delta p_{t-1} + \rho_3 y_{c,t-1} + \rho_4 \Delta mm_{t-1} + \rho_5 \Delta RR_t + \rho_6 \Delta REER_t + \rho_7 \Delta(e_t^T) + \rho_8 \Delta(r_t^*) + \rho_9 \Delta(r_{s,t} - r_{s,t}^*) + \rho_{10} \Delta G_t \quad (9c)$$

$$\Delta mm_{t-1} = \lambda_0 + \lambda_1 \Delta NFA_t + \lambda_2 \Delta NFA_t + \lambda_3 \Delta p_{t-1} + \lambda_4 y_{c,t-1} + \lambda_5 \Delta RR_t + \lambda_6 \Delta REER_t + \lambda_7 \Delta(e_t^T) + \lambda_8 \Delta(r_t^*) + \lambda_9 \Delta(r_{s,t} - r_{s,t}^*) + \lambda_{10} \Delta G_t \quad (9d)$$

$$\Delta M_{2,t} = \gamma_0 + \gamma_1 \Delta NFA_t + \gamma_2 \Delta p_{t-1} + \gamma_3 y_{c,t-1} + \gamma_4 \Delta mm_{t-1} + \gamma_5 \Delta RR_t + \gamma_6 \Delta REER_t + \gamma_7 \Delta(e_t^T) + \gamma_8 \Delta(r_t^*) + \gamma_9 \Delta(r_{s,t} - r_{s,t}^*) + \gamma_{10} \Delta G_t \quad (9e)$$

$$\Delta p_{t-1} = \kappa_0 + \kappa_1 \Delta NFA_t + \kappa_2 \Delta NDA_t + \kappa_3 y_{c,t-1} + \kappa_4 \Delta mm_{t-1} + \kappa_5 \Delta RR_t + \kappa_6 \Delta REER_t + \kappa_7 \Delta(e_t^T) + \kappa_8 \Delta(r_t^*) + \kappa_9 \Delta(r_{s,t} - r_{s,t}^*) + \kappa_{10} \Delta G_t \quad (9f)$$

式(9a)是资本流动方程, α_1 为资本流动的抵消系数。式(9b)、(9c)、(9d)、(9e)、(9f)则为货币效应方程, β_i 为货币政策的冲销系数, ρ_i 、 λ_i 、 γ_i 、 κ_i ($i=0$)为各因变量对净国外资产的反应系数。六个方程当中,10个控制变量都能通过不同传导机制影响因变量。在其他条件不变的情况下,通货膨胀率上升易形成贬值预期或使本币贬值,而货币乘数增大会提高货币供给总量,使利率下降,而通货膨胀上升。周期性收入和政府财政支出的增加则会增加进口,这会引起资本流出;而人民币实际有效汇率上升会减少经常项目顺差,减少资本流入;提高准备金紧缩货币,会使货币乘数下降,而使利率上升和汇率升值,引起资本流入;人民币预期汇率升值、国外利率下降和国内外其他资本收益率之差扩大则会吸引资本流入。这些变化又会引发中央银行货币政策的反向操作,使国内资产净值和货币供应量发生反向的变化。如果中央银行货币冲销不完全,则会引起基础货币和货币乘数的增加,使货币供应量和通货膨胀增大。

(二) 变量定义和数据来源

为了进行检验,我们按照袁仕陈和范明(2012)的研究重构了净国内资产和净国外资产变量,并定义了其他变量,如表1所示。限于篇幅,具体过程不再详述。

表1 变量的定义和度量

变量	定义	度量
NFA	人民币计值的国外资产减去国外负债	国外资产(A1) - 国外负债(B3)
ΔNFA^*	剔除汇率变动导致的重估效应和投资效应后的净国外资产 NFA 的变动占 MB (基础货币) 的比例	$\frac{\Delta [NFA_t - NFA_{t-1} (\frac{e_t - e_{t-1}}{e_t}) - \frac{NFA_t + NFA_{t+1}}{2} \times \frac{r_{t+1}^* + r_t^*}{24}]}{MB}$
ΔNDA^*	剔除重估效应和投资效应后的净国内资产的变动占 MB 的比例	$\frac{\Delta MB_t}{MB} - \Delta NFA_t^*$
$\Delta M2^*$	M2 增量占 MB 的比例	$\Delta M2 / MB$
Δp	通货膨胀率,即消费价格指数 CPI 的变化率	$\ln P_t - \ln P_{t-1}$
$y_{c,t}$	周期性收入等于实际产出减去产出趋势占产出趋势的比例	$(GDP_t - GDP_t^T) / GDP_t^T$
Δmm	货币乘数($mm = M2 / MB$) 的变化率	$mm_t - mm_{t-1}$
ΔRR_t	法定准备金率的变化	$RR_t - RR_{t-1}$
$\Delta REER_t$	真实汇率的变化率	$\ln(REER_t) - \ln(REER_{t-1})$
Δe^T	人民币汇率的预期变动	$\ln e_{t+1} - \ln e_t$
Δr^*	美国联邦基金利率的变化率	$\ln r_t^* - \ln r_{t-1}^*$
$\Delta(r_s - r_s^*)$	股票投资收益率的变化率,即中国全部股票指数(SP)的变化率	$\ln SP_t - \ln SP_{t-1}$
ΔG	政府财政赤字占 MB 比例的变化率	$\Delta(\text{政府财政赤字} / MB)$

本文的实证分析基于 2000 年 1 月至 2011 年 12 月的中国宏观经济的月度数据,数据大部分来自于中国社会科学院金融研究所的统计数据库,其他部分数据来自于中经网统计数据库(如美国 10 期国债利率)、中国人民银行统计数据库(如准备金)和国际清算银行统计数据库(真实汇率)。

五、实证检验

通常,人们采用 OLS 方法、VAR 方法或者联立方程模型来估计抵消系数和冲销系数。OLS 方法的主要缺陷是变量的内生性可能破坏估计结果的有效性和一致性;VAR 模型的缺陷在于变量间的结构不易确定;联立方程模型能够确定不同变量间的结构关系,并可利用工具变量减轻变量的内生性,因而为很多人采纳。但如果各变量之间并不存在完善的传导机制和稳定的结构特征,则运用联立方程并不一定能够获得理想的检验结果。因此,如果变量的内生性问题不严重,则利用普通最小二乘法可能更加合适。考虑到无法判断哪种方法更优,我们同时提交了 OLS 方法和联立方程模型(2SLS)的检验结果,以便于对比分析。

(一) 变量的平稳性检验

为了防止 OLS 检验出现伪回归,必须保证估计经验方程的所有变量都是平稳的。由于变量的滞后阶数严重影响着变量的平稳性,我们将通过拇指法则来选择变量的滞后阶数。表 2 列出了变量的平稳性检验结果。结果表明,所有变量都是 0 阶平稳的。

表 2 变量的 ADF 检验

变量	检验类型 (<i>c t n</i>)	T 值	显著性水平			变量类型
			1%	5%	10%	
ΔNFA_{MB}	(1 1 0)	-3.418	-4.03	-3.446	-3.148	I(0)
ΔNDA_{MB}	(1 1 1)	-4.614	-4.03	-3.446	-3.148	I(0)
ΔMB^*	(1 1 0)	-11.226	-4.029	-3.444	-3.147	I(0)
$\Delta M2_{MB}^*$	(1 1 3)	-6.089	-4.03	-3.446	-3.148	I(0)
Δp	(0 0 0)	-9.903	-2.583	-1.943	-1.615	I(0)
$y_{c,t}$	(0 0 0)	-10.848	-2.583	-1.943	-1.615	I(0)
Δmm	(0 0 0)	-11.554	-2.583	-1.943	-1.615	I(0)
ΔRR_t	(0 0 0)	-7.718	-2.583	-1.943	-1.615	I(0)
$\Delta REER_t$	(0 0 0)	-12.093	-2.583	-1.943	-1.615	I(0)
Δe^T	(0 0 1)	-3.255	-2.583	-1.943	-1.615	I(0)
Δr^*	(0 0 3)	-4.466	-2.583	-1.943	-1.615	I(0)
$\Delta(r_s - r_s^*)$	(0 0 1)	-6.386	-2.583	-1.943	-1.615	I(0)
ΔG_{MB}	(0 0 1)	-16.840	-2.583	-1.943	-1.615	I(0)

注:(1)检验类型(*c, t, n*)中,*c=0, t=0*分别表示不存在截距或趋势,当*c, t*等于1时,则分别表示存在截距或者趋势,*n*为滞后阶数。(2)以上各变量中带有*MB*下标表示该变量与基础货币*MB*的比例。

(二) Granger 因果检验

大量的实证检验表明,抵消系数和冲销系数模型当中的净国外资产可能具有一定的内生性,进而影响 OLS 估计结果的有效性和一致性。因此,在利用 OLS 方式进行检验前,我们利用 Granger 因果检验方法分别检验了 ΔNFA 与其他被解释变量之间的因果关系,以便确定 ΔNFA 的外生性和内生性。检验结果放在表 3 当中。

表 3 变量间的 Granger 因果检验

原假设	观测值	F 统计量	P 值
ΔNFA 没有 Granger 引起 ΔNDA	125	17.2453	2.6E-07
ΔNDA 没有 Granger 引起 ΔNFA		2.17083	0.11854
ΔNFA 没有 Granger 引起 $\Delta M2$	127	4.56679	0.03456
$\Delta M2$ 没有 Granger 引起 ΔNFA		0.00119	0.97252
ΔNFA 没有 Granger 引起 ΔP	121	0.31178	0.86959
ΔP 没有 Granger 引起 ΔNFA		1.66569	0.16295
ΔNFA 没有 Granger 引起 ΔMB	127	3.84337	0.05219
ΔMB 没有 Granger 引起 ΔNFA		2.00843	0.15894
ΔNFA 没有 Granger 引起 Δmm	123	2.86530	0.03970
Δmm 没有 Granger 引起 ΔNFA		1.13369	0.33849

根据以上检验可知,除了与通货膨胀相互之间不存在 Granger 因果关系之外,净国外资产变化量 ΔNFA 均为其他被解释变量的单向的 Granger 原因,这表明 ΔNFA 具有一定的外生性。基于此,我们可以利用 OLS 方法进行回归检验。

(三) 国际资本流动的货币效应检验

下面提交的检验结果中, (a) 式为 OLS 检验结果, (b) 式为 2SLS 检验结果。检验过程中,我们采用 AIC 准则和 SC 准则的同时最小化来确定变量的滞后期。由于两种方法的结果不存在太大的偏差,但 OLS 检验更显著,且 2SLS 检验当中部分变量对解释变量的影响似乎与理论分析不符。因此,最后结论根据 OLS 检验结果给出。

1. 资本流动方程

方程(10)是资本流动方程,方程的拟合优度为 0.999,表明方程拟合得很好。而残差检验表明方程不存在自相关和异方差,说明方程具有一定的稳健性。各参数符号也都符合理论分析。方程中的抵消系数为 -0.743,表明国际资本只抵消了中央银行净国内资产变动 74.3%。

$$\begin{aligned} \Delta NFA_t = & 0.217 - 0.743\Delta NDA_t - 0.020\Delta p_{t-5} + 0.005y_{c,t-2} - 0.135\Delta mm_t + 1.114\Delta RR_{t-12} + 0.107\Delta REER_t \\ & (3.699) \quad (-26.48) \quad (1.994) \quad (2.100) \quad (-12.60) \quad (-1.977) \quad (-3.356) \\ & - 0.347\Delta e_{t-18}^T - 0.105\Delta(r_{t-12}^*) + 1.375\Delta(r_s - r_s^*)_{t-18} + 1.332\Delta G_{t-5} + \Delta NFA_{t-1} \\ & (2.217) \quad (-3.312) \quad (-5.470) \quad (-15.217) \quad (-5.553) \\ & R^2 = 0.999 \quad DW = 2.021 \end{aligned} \quad (10a)$$

$$\begin{aligned} \Delta NFA_t = & 0.107 - 0.713\Delta NDA_t - 0.031\Delta p_t + 0.009y_{c,t-2} - 0.207\Delta mm_t + 1.004\Delta RR_{t-12} - 0.196\Delta REER_{t-1} \\ & (1.975) \quad (-12.53) \quad (-2.011) \quad (-1.929) \quad (-3.021) \quad (-1.274) \quad (-2.017) \\ & - 0.315\Delta e_{t-12}^T + 0.113\Delta(r_{t-12}^*) + 1.006\Delta(r_s - r_s^*)_{t-18} + 0.888\Delta G_{t-5} + \Delta NFA_{t-1} \\ & (-1.920) \quad (2.931) \quad (-1.992) \quad (-1.987) \quad (2.017) \\ & R^2 = 0.988 \quad DW = 1.992 \end{aligned} \quad (10b)$$

2. 净国内资产反应方程

方程(11)是净国内资产的货币反应方程,0.999的拟合优度表明方程拟合得很好,进一步的检验表明方程也不存在自相关与异方差等问题。方程中冲销系数高达 -1.022,表明中央银行完全冲销了国际资本流动对净国内资产的影响,甚至存在着过度冲销的行为。

$$\begin{aligned} \Delta NDA_t = & 0.010 - 1.022\Delta NFA_t + 0.000\Delta p_{t-10} - 0.232y_{c,t-8} - 0.217\Delta mm_t - 0.005\Delta RR_{t-3} - 0.209\Delta REER_{t-4} \\ & (3.279) \quad (-52.026) \quad (-3.811) \quad (-6.334) \quad (-35.262) \quad (-1.974) \quad (-4.339) \\ & + 0.089\Delta e_{t-2}^T - 0.002\Delta(r_{t-3}^*) - 0.007\Delta(r_s - r_s^*)_{t-2} - 0.155\Delta G_{t-2} - 0.039\Delta NDA_{t-3} \\ & (2.215) \quad (-6.998) \quad (-4.763) \quad (-4.400) \quad (-2.293) \\ & R^2 = 0.999 \quad DW = 2.004 \end{aligned} \quad (11a)$$

$$\begin{aligned} \Delta NDA_t = & 0.004 - 1.009\Delta NFA_t - 0.000\Delta p_{t-12} - 0.004y_{c,t-8} - 0.306\Delta mm_t - 0.009\Delta RR_{t-2} - 0.179\Delta REER_{t-3} \\ & (1.918) \quad (-13.611) \quad (-1.941) \quad (-2.135) \quad (-4.132) \quad (-2.017) \quad (-2.217) \\ & - 0.046\Delta e_{t-6}^T + 0.005\Delta(r_{t-4}^*) - 0.003\Delta(r_s - r_s^*)_{t-2} - 0.143\Delta G_{t-2} + 0.057\Delta NDA_{t-2} \\ & (-1.962) \quad (3.147) \quad (2.018) \quad (-3.140) \quad (-9.431) \\ & R^2 = 0.989 \quad DW = 1.946 \end{aligned} \quad (11b)$$

3. 基础货币反应方程

方程(12)是基础货币反应函数。由方程可知,净国外资产变动一个单位只能使基础货币增加 0.018 个单位,说明国际资本流动对基础货币供给的影响十分有限。

$$\begin{aligned} \Delta MB_t = & 0.009 + 0.018\Delta NFA_{t-1} + 0.001\Delta p_{t-1} - 0.027y_{c,t-1} - 0.215\Delta mm_t - 0.007\Delta RR_{t-2} \\ & (3.133) \quad (3.379) \quad (-1.951) \quad (-3.818) \quad (-37.505) \quad (-9.328) \\ & - 0.248\Delta REER_{t-4} - 0.016\Delta e_{t-2}^T - 0.000\Delta(r_{t-2}^*) - 0.005\Delta(r_s - r_s^*)_t - 0.114\Delta G_{t-2} \\ & (5.969) \quad (-5.573) \quad (1.937) \quad (-1.964) \quad (-3.793) \\ & R^2 = 0.938 \quad DW = 2.017 \end{aligned} \quad (12a)$$

$$\begin{aligned} \Delta MB_t = & -0.019 + 0.017\Delta NFA_{t-1} + 0.003\Delta p_{t-1} - 0.031y_{c,t-3} - 0.132\Delta mm_t - 0.007\Delta RR_{t-1} \\ & (2.210) \quad (1.974) \quad (-1.796) \quad (-2.106) \quad (-11.938) \quad (-2.314) \\ & - 0.237\Delta REER_{t-4} + 0.033\Delta e_{t-2}^T - 0.000\Delta(r_{t-2}^*) + 0.003\Delta(r_s - r_s^*)_{t-5} - 0.109\Delta G_{t-2} \\ & (2.213) \quad (-2.014) \quad (-1.931) \quad (1.997) \quad (-2.438) \\ & R^2 = 0.919 \quad DW = 1.993 \end{aligned} \quad (12b)$$

4. 货币乘数反应方程

方程(13)是货币乘数的反应函数。由方程可知,净国外资产变动一单位会导致货币乘数下降4.095个单位。这显然与中央银行为了冲销国际资本流入而提高准备金率等有关。

$$\begin{aligned} \Delta mm_t = & 0.046 - 4.095\Delta NFA_t - 4.138\Delta NDA_t - 0.006\Delta p_t + 0.000\Delta y_{c,t} - 0.038\Delta RR_{t-2} - 0.979\Delta REER_{t-12} \\ & (4.094) \quad (-38.757) \quad (-40.930) \quad (-3.980) \quad (-3.279) \quad (-2.996) \quad (-5.527) \\ & + 0.032\Delta e_{t-11}^T + 0.000\Delta(r_{t-9}^*) - 0.085\Delta(r_s - r_s^*)_{t-2} - 0.417\Delta G_{t-5} \\ & (4.073) \quad (1.030) \quad (-3.345) \quad (3.242) \\ & R^2 = 0.947, DW = 2.153 \end{aligned} \quad (13a)$$

$$\begin{aligned} \Delta mm_t = & 0.020 - 3.760\Delta NFA_t - 3.845\Delta NDA_t - 0.004\Delta p_{t-1} + 0.000\Delta y_{c,t} - 1.097\Delta RR_t - 0.538\Delta REER_{t-6} \\ & (-2.037) \quad (-2.152) \quad (-2.557) \quad (-2.664) \quad (1.795) \quad (-6.631) \quad (-2.548) \\ & + 8.231\Delta e_{t-3}^T - 0.002\Delta(r_{t-9}^*) - 0.226\Delta(r_s - r_s^*)_{t-4} - 0.383\Delta G_{t-2} \\ & (-2.116) \quad (-3.377) \quad (4.013) \quad (-3.472) \\ & R^2 = 0.782, DW = 1.929 \end{aligned} \quad (13b)$$

5. 广义货币反应方程

方程(14)是广义货币反应方程。方程的拟合程度不是很高,拟合优度仅为0.531。由方程知,净国外资产一个单位的变动可能导致广义货币供给增加0.098个单位,即国际资本流动只影响了货币供给变动的9.8%。

$$\begin{aligned} \Delta M2_t = & 0.024 + 0.098\Delta NFA_{t-1} - 0.004\Delta p_{t-1} - 0.000y_{c,t-1} - 0.058\Delta mm_{t-1} - 0.030\Delta RR_{t-1} \\ & (2.123) \quad (2.893) \quad (-3.182) \quad (-2.362) \quad (2.602) \quad (-2.818) \\ & - 0.620\Delta REER_{t-4} + 1.353\Delta e_{t-5}^T + 0.006\Delta(r_{t-11}^*) - 0.034\Delta(r_s - r_s^*)_{t-2} - 0.299\Delta G_{t-2} + 0.259\Delta M2_{t-12} \\ & (-3.487) \quad (1.788) \quad (-2.444) \quad (-1.840) \quad (-9.307) \quad (3.020) \\ & R^2 = 0.531, DW = 2.029 \end{aligned} \quad (14a)$$

$$\begin{aligned} \Delta M2_t = & 0.018 + 0.046\Delta NFA_{t-1} - 0.002\Delta p_{t-1} - 0.003y_{c,t-1} - 0.051\Delta mm_t - 0.027\Delta RR_{t-1} \\ & (1.769) \quad (2.320) \quad (-2.047) \quad (-1.988) \quad (-2.039) \quad (-2.222) \\ & - 0.957\Delta REER_{t-4} + 0.938\Delta e_{t-4}^T - 0.006\Delta(r_{t-4}^*) + 0.031\Delta(r_s - r_s^*)_{t-3} - 0.217\Delta G_{t-2} + 0.573\Delta M2_{t-12} \\ & (-2.055) \quad (0.499) \quad (-2.027) \quad (-2.419) \quad (-4.073) \quad (13.572) \\ & R^2 = 0.225, DW = 2.130 \end{aligned} \quad (14b)$$

6. 通货膨胀率的反应方程

方程(15)是通货膨胀率的反应方程。按照通常的观点,国际资本流入会引起通货膨胀,而资本流出会导致物价下降,即净国外资产流入与物价水平正相关。但检验结果却表明,净国外资产增加一个单位反而会导致通货膨胀下降1.098个单位。这显然与通常的观点相悖。我们认为,这是由于中央银行对国际资本流动采取了反向的冲销操作所致。

$$\begin{aligned} \Delta p_t = & 1.016 - 1.098\Delta NFA_{t-2} + 10.163\Delta NDA_t + 0.000\Delta y_{c,t} - 4.299\Delta mm_t + 2.595\Delta RR_{t-4} \\ & (2.113) \quad (-12.438) \quad (-21.493) \quad (1.941) \quad (-2.556) \quad (4.728) \\ & + 2.609\Delta REER_{t-2} - 250.853\Delta e_{t-1}^T - 0.018\Delta(r_t^*) + 3.251\Delta(r_s - r_s^*)_{t-8} - 7.470\Delta G_{t-7} + 0.887\Delta p_{t-1} \\ & (8.311) \quad (-5.031) \quad (-2.628) \quad (3.241) \quad (5.260) \quad (9.014) \\ & R^2 = 0.893, DW = 1.844 \end{aligned} \quad (15a)$$

$$\begin{aligned} \Delta p_t = & 5.047 - 1.035\Delta NFA_{t-2} + 10.304\Delta NDA_t + 0.001\Delta y_{c,t} - 3.125\Delta mm_t + 2.215\Delta RR_{t-3} \\ & (2.214) \quad (-7.319) \quad (-9.749) \quad (3.331) \quad (-1.972) \quad (-2.172) \\ & + 2.495\Delta REER_{t-3} - 123.429\Delta e_{t-1}^T - 0.226\Delta(r_t^*) + 3.211\Delta(r_s - r_s^*)_{t-5} + 6.989\Delta G_{t-6} + 0.893\Delta p_{t-1} \\ & (2.305) \quad (-3.157) \quad (-2.004) \quad (2.993) \quad (-3.712) \quad (4.032) \\ & R^2 = 0.579, DW = 2.110 \end{aligned} \quad (15b)$$

六、结论

本文基于修正的BGT模型和中国2000年1月到2011年12月之间的相关数据,利用OLS方法和2SLS方法检验了我国中央银行对国际资本流动的冲销效应和国际资本流动对净国内资产、基础货币、货币乘数、广义货币和通货膨胀的影响。由OLS检验结果可知:

1. 由资本流动方程和净国内资产反应方程知,国际资本流动对净国内资产的抵消系数高达-0.743,而

中央银行的冲销系数则高达 -1.022,说明我国中央银行不仅全部冲销了国际资本流动对净国内资产的影响,甚至存在着过度冲销的嫌疑。因此,国际资本可能仅仅改变了基础货币的供给结构,而未影响其供给总量,因而我们推测国际资本的货币效应可能比较小。

2. 广义货币供给和通货膨胀对国际资本流动的反应方程表明,国际资本流动对货币供给和通货膨胀的影响并不一致。净国外资产变动一个单位只能使货币供给增加 0.098 个单位,却会导致通货膨胀率下降 1.098 个单位,说明近年来我国国际资本的大幅流入并没有造成货币供给和通货膨胀率的快速上升,这显然是中央银行对国际资本流动采取反向冲销的结果。

3. 基础货币和货币乘数对国际资本流动的反应方程表明,国际资本流动对基础货币的影响不大,而对货币乘数的影响较大。净国外资产增加一单位只能使基础货币增加 0.018 个单位,却会使货币乘数下降 4.095 个单位。由于货币供给等于基础货币与货币乘数的乘积,因此,国际资本流入的增加不可能导致货币供给的大幅增加,因而也就不可能强烈的影响到通货膨胀率。这进一步证明了结论 1 的正确性,同时也给出了结论 2 形成的原因。

总之,检验结果表明,虽然近年来国际资本流动能够有效的影响到中央银行净国内资产的变动,但由于我国中央银行进行了有效的冲销,因而国际资本流动对国内的货币供给和物价水平并没有造成显著的影响,这一结果与我国货币政策的执行情况相符。这意味着,近年来我国国内货币供给的大幅增加乃是我国中央银行依据国内经济需要自主调节的结果。

参考文献:

1. 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。
2. 中国人民银行货币政策分析小组 2001-2011 《中国货币政策执行报告》各年第 1-4 期,参见中国人民银行网站 <http://www.pbc.gov.cn/publish/zhengcehuobisi/591/index.html>。
3. 方先明、装平、张谊浩 2006 《外汇储备增加的通货膨胀效应和货币冲销政策的有效性》,《金融研究》第 7 期。
4. 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。
5. 李扬 1997 《外汇体制改革与中国的金融宏观调控》,《国际经济评论》第 7 期。
6. 武剑 2005 《货币冲销的理论分析与政策选择》,《管理世界》第 8 期。
7. 王永中 2010 《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》,《金融评论》第 1 期。
8. 袁仕陈、范明 2012 《近年来中国货币供给源于国际资本流吗》,《世界经济研究》第 3 期。
9. Argy, V. and P. Kouri. 1974. "Sterilization and the Volatility in International Reserves." In *National Monetary Policies and the International Financial System* ed. R. Z. Aliber 89-137. Chicago: University of Chicago Press.
10. Aizenman J. and R. Glick. 2008. "Sterilization Monetary Policy and Global Financial Integration." NBER Working Paper 13902.
11. Brissimis S. H. Gibson and E. Tsakalotos. 2002. "A Unifying Framework for Analyzing Offsetting Capital Flows and Sterilization: Germany and the ERM." *International Journal of Finance and Economics* 7(1): 63-78.
12. Celasun, O., C. Denizer, and D. He. 1999. "Capital Flows, Macroeconomic Management, and the Financial System - Turkey: 1989-97." *The World Bank Policy Research Working Paper*, No. 2141.
13. Emir, O. Y., A. Karasoy and K. Kunter. 2000. "Monetary Policy Reaction Function in Turkey." Paper Presented in the Conference Titled "Banking Financial Markets and the Economies of the Middle East and North Africa" Beirut May 25-27.
14. Glick, R., and M. Hutchison. 2009. "Navigating the Trilemma: Capital Flows and Monetary Policy in China." *Journal of Asian Economics* 20(3): 205-224.
15. He, D., C. Chu, C. Shu and Wong. 2005. "A Monetary Management in Mainland China in the Face of Large Capital Inflows." *Hong Kong Monetary Authority Research Memorandum*.
16. Kouri, P., and M. G. Porter. 1974. "International Capital Flows and Portfolio Equilibrium." *Journal of Political Economy* 82(3): 443-467.
17. Obstfeld, M. 1982. "Can We Sterilize? Theory and Evidence." *American Economic Review* 72(2): 45-50.
18. Ouyang, A., and S. R. Ramkishan. 2005. "Monetary Sterilization in China since the 1990s: How Much and How Effective?" *CIES Discussion Paper*, No. 0507.
19. Ouyang, A., R. Rajan and T. Willett. 2007. "Managing the Monetary Consequences of Reserve Accumulation in Emerging Asia." *HKIMR Working Paper* No. 20.
20. Savvides, A. 1998. "Inflation and Monetary Policy in Selected West and Central African Countries." *World Development* 26(5): 809-827.
21. Siklos, Pierre L. 2000. "Is the MCI a Useful Signal of Monetary Policy Conditions? An Empirical Investigation." *International Finance* 3(3): 413-437.
22. Takagi, S., and T. Esaka. 2001. "Sterilization and the Capital Inflow Problem in East Asia, 1987-97." In *Regional and Global Capital Flows: Macroeconomic Causes and Consequences*, NBER-EASE, Vol. 10, ed. T. Ito and A. Krueger, 197-231. Chicago: University of Chicago Press.

The Monetary Effect of International Capital Flows in China

Yuan Shichen¹ and He Guohua²

(1: School of Economics, Jiangsu University; 2: School of Economics and Management, Wuhan University)

Abstract: The BGT model is corrected according to the actual situation of China in this article and empirical researches are made by monthly data of China during 2000 – 2011 with OLS method and 2SLS method. The empirical results indicate that: the sterilized coefficient of international capital flows to the net domestic assets change of China's central bank is as high as -0.743 , but the offsetting operations of the central bank are also very effective and the offsetting factor is as high as -1.022 . This not only makes the influence of international capital flows on China's monetary base and the money supply be very limited, but also leads the money multiplier and the price level to change reversely. In fact, a unit change of the net foreign assets can only cause the monetary base and the money supply to increase 0.018 units and 0.098 units, while cause the money multiplier and the price level to decrease 4.095 units and 1.098 units. All the results show that the monetary effect of international capital flows in China is very weak, while the effect of monetary policies are very large in recent years.

Key Words: International Capital Flows; Monetary Effect; Offset Coefficient; Sterilized Coefficient

JEL Classification: F32

(责任编辑: 陈永清)

(上接第 50 页)

28. Grossman M. 1972. "On the Concept of Health Capital and the Demand for Health." *Journal of Political Economy*, 80(2): 223 – 255.
29. Heller P. 1982. "A Model of the Demand for Medical and Health Services in Peninsular Malaysia." *Social Science and Medicine*, 16(3): 267 – 284.
30. Kobetz E., Daniel M., and Earp J. A. 2003. "Neighborhood Poverty and Self-reported Health among Low-income, Rural Women, 50 Years and Older." *Health and Place*, 9(3): 263 – 270.
31. Liu G., Dow A., Fu J., Akin P., and Lance 2008. "Income Productivity in China: On the Role of Health." *Journal of Health Economics* 27(1): 27 – 44.
32. McFadden D. 1987. "Regression – Based Specification Tests for the Multinomial Logit Model." *Journal of Econometrics*, 34(1): 63 – 82.
33. Mocan H. N., and E. Tekin. 2004. "The Demand for Medical Care in Urban China." *World Development*, 32(2): 289 – 304.
34. Mwabu G., Ainsworth M., and Nyamete A. 1993. "Quality of Medical Care and Choice of Medical Treatment in Kenya: An Empirical Analysis." *Journal of Human Resources*, 28(4): 838 – 862.
35. Pohlmeier W., and V. Ulrich. 1995. "An Econometric Model of the Two – part Decision Making Process in the Demand for Health Care." *Journal of Human Resources*, 30(2): 339 – 361.
36. Qian D., Pong R. W., Yin A., Nagarajan K. V., and Meng Q. 2009. "Determinants of Health Care Demand in Poor Rural China: The Case of Gansu Province." *Health Policy and Planning*, 24(5): 324 – 334.
37. Rosenzweig M., and K. Wolpin. 1986. "Evaluating the Effects of Optimally Distributed Public Program: Child Health and Family Planning Interventions." *American Economic Review*, 76(3): 162 – 172.
38. Yip W., Wang H., and Liu Y. 1998. "Determinants of Patient Choice of Medical Provider: A Case Study in Rural China." *Health Policy and Planning*, 13(2): 311 – 322.
38. Zimmer Zachary. 2008. "Poverty, Wealth Inequality and Health among Adults in Rural Cambodia." *Social Science and Medicine*, 66(1): 57 – 71.

Individuals' First Health Care Choice in Rural China: Empirical Study Based on the Survey of Gansu, Henan and Guangdong Province

Sun Mengjie¹ and Han Huawei²

(1: School of Economics, Peking University; 2: SSDPP, Beijing Normal University)

Abstract: This paper executes an empirical study of individuals' first health care choice and medical facility choice in rural China. The paper applies Multinomial Logit Model, Conditional Multinomial Logit Model and Nested Multinomial Logit Model based on the data from three provinces of Gansu, Henan and Guangdong, including 18 counties. Through the econometric analysis, we find that the ability to afford the pay is still the significant factor to affect the patients' formal health care choice especially for low-income groups. For the individuals who have chronic diseases, infectious diseases or bad self-rated health in rural China, medical accessibility is another significantly factor for their first health care choice. The results show that the influence of income level, symptoms severity and self-rated health on choice of medical treatment is significantly different between poverty and un-poverty groups in rural China.

Key Words: Health Care Behavior; First Health Care Choice; Medical Facility; Poverty Group

JEL Classification: D12, I12

(责任编辑: 陈永清)