

第五章 量化研究

第一節 前言

承前所述，本研究通過質性的研究方法檢視了在國際收支失衡對中國貨幣政策自主性之影響。本章進一步利用誤差較小且信度較高的 OLS model 檢證外匯占款對中國基礎貨幣發行的影響、中國各種貨幣政策工具對沖銷過量基礎貨幣的有效性以及中國貨幣當局行政管制成效，以期透過質性與量化研究方法的交互應用來佐證本研究發現。

進一步而言，本研究首先檢定中國外匯占款與基礎貨幣的因果關係，倘若外匯占款的估係參數拒絕本研究的虛無假設，則表示外匯占款將影響到中國基礎貨幣的發行。其 OLS model 1 估計方程式如下：

$$MB_t = C_1 + \sum_{i=1}^n \alpha_1 FOFE_{t-i} + \mu_1 \quad (5.1)$$

其中，MB 表基礎貨幣；FOFE 表外匯占款； C_1 與 μ_1 表常數項與誤差項。

第二，假設外匯占款業已影響到中國基礎貨幣發行的前提上，中國貨幣當局將通過包括公開市場操作、重貼現與重貸款利率、存貸款利率以及法定存款準備金率等各種貨幣政策工具來沖銷因外匯占款增加所造成的超額基礎貨幣發行。其 OLS model 2 估計方程式如下：

$$MB_t = C_2 + \sum_{i=1}^n \beta_1 OMO_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_2 RDR_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_3 RLR_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_4 DR_{t-i} \\ + \sum_{i=1}^n \beta_5 LR_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_6 RRR_{t-i} + \mu_2 \quad (5.2)$$

其中，MB 表基礎貨幣；OMO 表公開市場操作；RDR 與 RLR 分別表示重貼現與重貸款利率；DR 與 LR 分別表示存貸款利率；RRR 表法定存款準備金率； C_2 與 μ_2 表常數項與誤差項。若中國各種貨幣政策工具對基礎貨幣沖銷的估計係數拒絕本研究的虛無假設，表中國貨幣當局的沖銷是具有一定程度的作用。

另外，本研究還將 OLS model 2 估計方程式中的殘差項視為無法沖銷的基礎貨幣，並進行無法沖銷的基礎貨幣與全部基礎貨幣的因果關係檢定，以分析這剩餘的基礎貨幣是否對全部基礎貨幣發行仍造成一定程度之影響。其 OLS model 3 估計方程式如下：

$$MB_t = C_3 + \sum_{i=1}^n \gamma_1 non-sterilizedMB_{t-i} + \mu_3 \quad (5.3)$$

其中，MB 表基礎貨幣；non-sterilized MB 表無法沖銷的基礎貨幣； C_3 與 μ_3 表常數項與誤差項。

最後，無法沖銷的基礎貨幣仍對全部基礎貨幣產生影響，這意味著中國貨幣當局的各種貨幣政策工具存有沖銷不完全的問題。中國貨幣當局還可能通過行政管制的方式來抑制這未完全沖銷的基礎貨幣，避免衝擊到總體經濟與資產市場，進一步引發更多的人民幣匯率升值預期而吸引更多的外匯湧入中國，使得國際收支失衡形成對中國貨幣政策的循環衝擊。因此，本研究將通過評估未完全沖銷的基礎貨幣對中國廣義貨幣、房地產與滬深股票價格指數的影響，藉以判定中國貨幣當局的行政管制成效。其 OLS model 4、OLS model 5 與 OLS model 6 估計方程式如下：

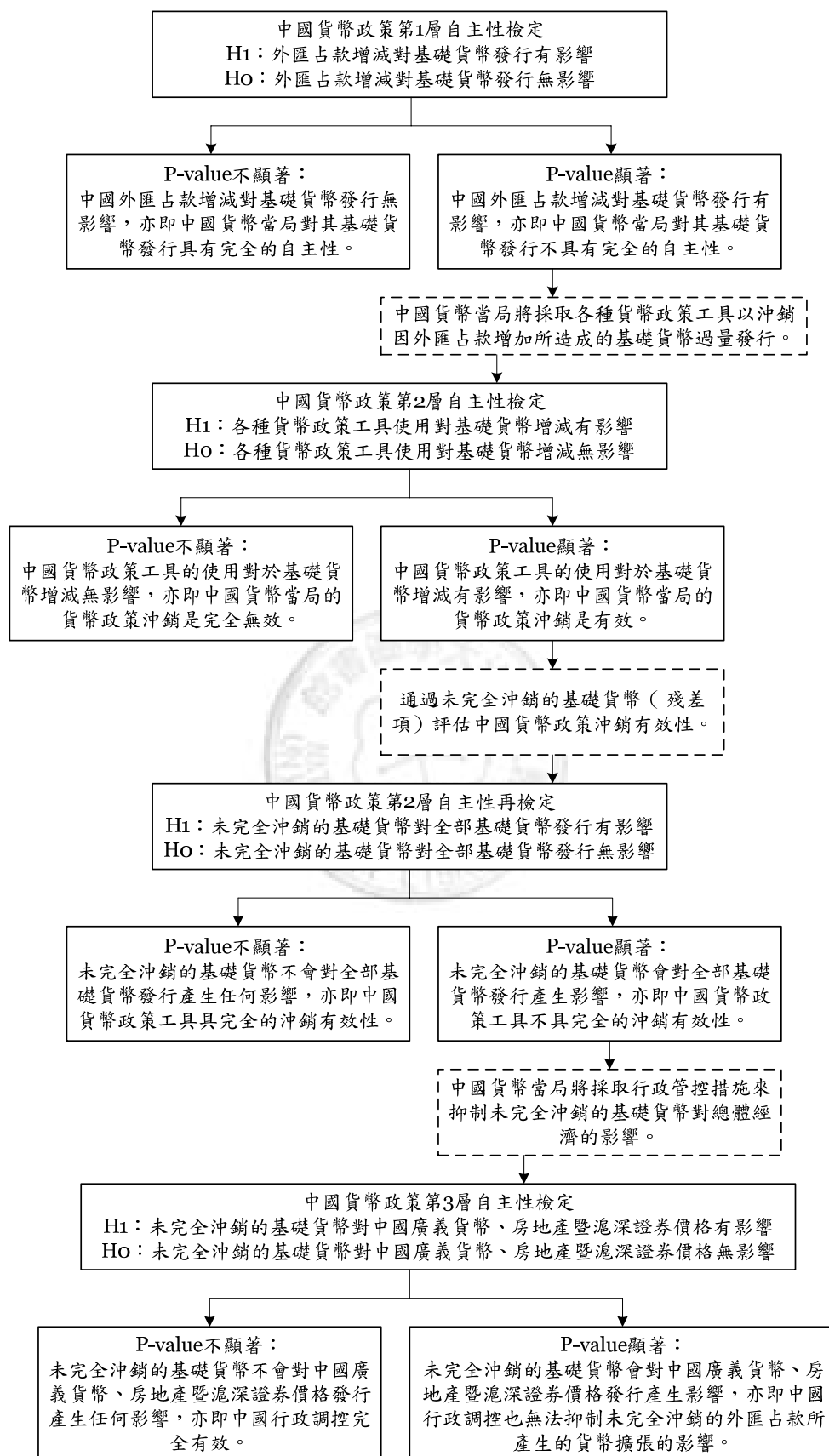
$$M2_t = C_4 + \sum_{i=1}^n \kappa_1 \text{non-sterilized} MB_{t-i} + \mu_4 \quad (5.4)$$

$$Estate_t = C_5 + \sum_{i=1}^n \kappa_2 \text{non-sterilized} MB_{t-i} + \mu_5 \quad (5.5)$$

$$Stock_t = C_6 + \sum_{i=1}^n \kappa_3 \text{non-sterilized} MB_{t-i} + \mu_6 \quad (5.6)$$

式 (4) 中，M2 表廣義貨幣；non-sterilized MB 表無法沖銷的基礎貨幣； C_4 與 μ_4 表常數項與誤差項。式 (5) 中，Estate 表房地產價格指數；non-sterilized MB 表無法沖銷的基礎貨幣； C_5 與 μ_5 表常數項與誤差項。式 (6) 中，Stock 表滬深股票價格指數；non-sterilized MB 表無法沖銷的基礎貨幣； C_6 與 μ_6 表常數項與誤差項。其中，若未完全沖銷的基礎貨幣之估計係數達到 10% 顯著水準，則意味著中國貨幣當局的行政調控效果有限。(見圖 5-1)

圖 5-1：中國貨幣政策自主性檢驗



資料來源：本研究自行繪製。

第二節 資料描述與敘述統計

本研究將先行闡述研究期間所用變數的定義與衡量指標。另外，在進行各項主要的檢定之前，本研究還將通過敘述統計與 ADF 單根檢定進一步檢視所選取的研究標的之特性。

一、變數說明

以下進一步說明本研究所涉及到的相關變數之定義以及觀察指標：

(一) 基礎貨幣 (monetary base, MB)，是指流通中的貨幣當局準備債券與銀行在貨幣當局的準備存款，以及流通中的貨幣所共同組成，又稱為準備貨幣或強力貨幣。¹⁰⁰ 本研究所採用的是「人民銀行資產負債表」中的「儲備貨幣」一項。

(二) 外匯占款 (funds outstanding for foreign exchange, FOFE)，是指中國人民銀行為收購外匯形成的人民幣資金占用。本研究所採用的是「人民銀行資產負債表」中的「國外資產」項下之「外匯」科目。(見附錄 1)

(三) 公開市場操作 (open market operations, OMO)，是指貨幣當局經由貨幣金融市場，以買賣票券的方式增減銀行體系之存款準備金，進而控制貨幣供給量。不過，目前中國貨幣當局並無提供 2000 年以降完整的每月公開市場操作統計數據。因此，本研究改以「中國人民銀行資產負債表」中的「債券發行」，亦即中國貨幣當局發行在外的中央銀行票據淨額 (central bank bonds, CBB) 作為替代。¹⁰¹

(四) 重貼現與重貸款利率 (rediscount rate and reload rate, RDR and RLR)。重貼現是指金融機構以其對顧客貼現而持有的商業票據，請求貨幣當局再予以貼現而取得現金。另外，不同於西方的是，中國境內金融機構還可直接向中國人民銀行直接逕行請求發放貸款以進行資金周轉。其中，貨幣當局對金融機構要求重貼現與重貸款所收取的利率，稱為重貼現與重貸款利率；¹⁰² 其反映在「人民銀行利率水平」中的「歷史數據」之「中央銀行基準利率」項下「重貼現利率」

¹⁰⁰ John Smullen and Nicholas Hand, "Monetary Base," *A Dictionary of Finance and Banking*, <http://www.oxfordreference.com/views/ENTRY.html?subview=Main&entry=t20.e2357>, accessed on January 15, 2008.

¹⁰¹ 謝平，〈中國貨幣政策分析：1998-2002〉，《金融研究》（北京），2004 年第 8 期（2004 年 8 月），頁 1-20。

¹⁰² 范方志、趙明勛，《當代貨幣政策：理論與實踐》，頁 52。郭田勇，《中國貨幣政策體系的選擇》，頁 122。

以及「20 天期重貸款利率」¹⁰³。

(五) 存貸款利率 (deposit rate and loan rate, DR and LR)。金融機構對存款者所支付的利率，稱為存款利率；金融機構對貸款者所收取的利率，稱為貸款利率；其反映在「人民銀行利率水平」中的「歷史數據」之「1 年期金融機構人民幣貸款利率」以及「1 年期金融機構人民幣存款利率」。

(六) 法定存款準備金率 (required reserves ratio, RRR)。金融機構將吸收存款的某一比例留作庫存現金或轉存放貨幣當局，以支應存款人提款之需，稱為存款準備金；其中，由貨幣當局規定必須保有者，稱為法定存款準備金。而其占存款的比率，稱為法定存款準備金率，亦即金融機構擁有存款準備的最低比例；¹⁰⁴其反映在「中國貨幣政策工具」中的「存款準備金率」一項。

(七) 未完全沖銷的基礎貨幣 (non-sterilized MB)，是指經中國貨幣當局通過包含公開市場操作、重貼現與重貸款利率、存貸款利率以及法定存款準備金率等各種貨幣政策工具對外匯占款進行沖銷後，仍無法回收的基礎貨幣。在本研究所採用的是通過建立中國貨幣當局沖銷方程式後所產生的殘差項 (resid)。

(八) 貨幣供給量 (money supply)。本研究所採用的是，中國貨幣政策中間目標—廣義貨幣 (M2)。根據中國政府的定義，M2 意指流通中貨幣加上機關、團體、部隊、企業與事業單位在銀行的活期存款、農村存款與個人所持有的信用卡類存款，再加上同期金融機構的各類定期存款、居民的活期與定期儲蓄存款、其他存款。¹⁰⁵此項數據來自中國貨幣當局所公布的「貨幣供給量」中之「貨幣與準貨幣」一項。

(九) 股票 (stock) 價格指數。股票意指公司所發行的資本，或政府所發行特定的證券，是一種統一的形式，可以任何數量持有或轉移。與公司股權有所區別的是，公司股權必須持有一定的名目數量，或是以此單位轉移。¹⁰⁶本研究採用的是中國證券業監督與管理委員會統計的上海暨深圳 (滬深) 證券交易所上市的全部股票 (A 股與 B 股) 股價指數，即滬深綜合股價指數 (SHSE-SZSE composite price index, SSCPI) 之平均數。

(十) 房地產價格指數 (real estate price indices)，是反映一定時期內房

¹⁰³ 按中國人民銀行的規定，重貸款利率可分為 1 年期、180 天期、90 天期與 20 天以內等四類。但值得一提的是，在一般情況下，金融機構向中央銀行請求重貼現與重貸款的目的在於進行短期的資金周轉與融通，故本研究選取的是 20 天期重貸款利率。

¹⁰⁴ 莊慶達、趙聚誠，《經濟名詞釋典》(台北：華泰文化，2000)，頁 177-178。

¹⁰⁵ 〈準貨幣〉，中國經濟信息網，<http://www.cei.gov.cn/doc/mcjs/source/526.htm>，2008 年 2 月 5 日下載。

¹⁰⁶ 莊慶達、趙聚誠，《經濟名詞釋典》，頁 189。

地產價格變動趨勢和程度的相對數，包括房屋銷售價格指數、房屋租賃價格指數、土地交易價格指數和物業管理價格指數。這四套指數的計算方法相似，均採用由下到上逐級匯總的方法，且以去年同期做為基期。¹⁰⁷本研究採用的是中國國家發展和改革委員會統計的中國房屋銷售價格指數（selling houses and buildings price indices，SHBPI）。

本研究所使用的統計軟體為 E-view 5.1。在資料的引用來源方面，「未完全沖銷的基礎貨幣」為本研究自行估計；中國房地產價格指數與滬深股票價格指數則引自中國國家發展和改革委員會以及證券業監督管理委員會。其餘各項貨幣統計則皆全部來自中國人民銀行所公布的「貨幣當局資產負債表」、「利率水平」、「貨幣供給量」以及「貨幣政策工具」。值得一提的是，由於中國中央銀行票據發行淨額於 2002 年 9 月才能取得，因此本研究的觀測時間始於 2002 年 9 月至 2007 年 11 月止，所採用的資料型態皆為月資料，共計 63 筆。並且，本研究所涉及到的各項數據皆一律採取「流量」的方式，亦即每月的變動量加以呈現，以期進一步檢證國際收支失衡下的中國貨幣政策自主性。

另外，本研究預期外匯占款與基礎貨幣呈同方向變動。而公開市場操作回收淨額的規模愈大，表示流通在市場中的基礎貨幣則愈小，因此本研究預期中央銀行債券淨額應與基礎貨幣呈反方向變動。法定存款準備金率的提升，則一國貨幣當局的法定存款準備金將隨之增加，而金融機構所持有的資產則相應減少，從而減緩流通在外的基礎貨幣，因此本研究預期貨幣當局的法定存款準備金率與基礎貨幣呈反方向變動。另外，重貼現利率、重貸款利率以及存貸款利率的提升，將吸引更多的存款與減緩貸款的請求，進而達到降低貨幣供給的目標，因此本研究預期重貼現利率、重貸款利率以及存貸款利率的提升與基礎貨幣呈反方向變動。最後，無法沖銷的基礎貨幣若對中國廣義貨幣、房地產銷售價格指數及滬深綜合股價指數產生同方向的變動，則表示中國貨幣政策工具以及行政管制的沖銷是為無效。

至於本研究所涉及主要變數之指標定義與預期影響方向則見下表 5-1。

¹⁰⁷ 中國國家統計局主編，《中國統計年鑑 2006》，http://www.stats.gov.cn/tjsj/ndsj/2006/index_ch.htm，2008 年 2 月 4 日下載。

表 5-1：中國貨幣政策自主性相關指標定義

項目類別	指標定義	預期影響方向
基礎貨幣 (MB)	人民銀行資產負債表中的儲備貨幣。	---
外匯占款 (FOFE)	人民銀行資產負債表中的國外資產項下之外匯科目。	同向
貨幣政策工具	中國中央行票據發行 (CBB)	反向
	重貼現利率 (RDR)	反向
	20 天期重貸款利率 (RLR)	反向
	1 年期金融機構存款利率 (DR)	反向
	1 年期金融機構貸款利率 (LR)	反向
	法定存款準備金率。	反向
未完全沖銷的基礎貨幣 (Non-sterilized MB)	通過建立中國貨幣當局沖銷方程式後所產生的殘差項。	同向
廣義貨幣 (M2)	中國貨幣當局所公布的「貨幣供給量」中之「貨幣與準貨幣」一項。	同向
房地產價格指數	中國房屋銷售價格指數 (SHBPI)。	同向
滬深股票價格指數	滬深綜合股價指數的平均數 (SSCPI)。	同向

註：除滬深綜合股價指數以 1991 年為基期外，其餘變數皆以 2003 年的平均值作為基期。

資料來源：本研究自行整理。

二、敘述統計

在檢視本研究所選取的研究標的之前，本研究先採用各變數的 2003 年平均變動量作為基期，進行正則化 (regularization) 處理以消弭彼此序列間之單位差異。需說明的是，滬深綜合股價指數原已以 1991 年作為基期，因而本研究不再進一步針對該變項進行處理。

從標準差來看，重貼現利率的波動情形相對平穩。在偏態係數方面，除滬深綜合股價指數為左偏態外，其餘 10 個變數均呈現向右分布的趨勢。就峰態係數而言，外匯占款、廣義貨幣與房地產銷售價格指數為低闊峰，其餘 9 個指標皆為高狹峰。最後，在常態性 Jarque-Bera 的檢定上，除了廣義貨幣與房地產銷售價格指數接受其虛無假設，其餘九個指標均顯著拒絕其虛無假設，亦即廣義貨幣與僅有房地產銷售價格指數呈現出常態分布的趨勢，其餘 9 個指標皆為非常態性分配。(見表 5-2)

表 5-2：中國貨幣政策自主性相關指標之敘述統計（2002/9-2007/11）

項目類別	標準差	偏態係數	峰態係數	Jarque-Bera
基礎貨幣 (MB)	383.644	0.808	4.504	12.803***
外匯占款 (FOFE)	104.488	0.851	2.638	7.955**
中央銀行票據 (CBB)	1,148.311	1.395	6.844	59.230***
重貼現利率 (RDR)	1.145	7.747	61.016	9,465.581***
20 天期重貸款利率 (RLR)	2.940	7.747	61.016	9,465.581***
1 年期存款利率 (DR)	4.320	2.475	7.125	108.979***
1 年期貸款利率 (LR)	1.586	2.348	6.660	93.049***
法定存款準備金率 (RRR)	3.674	1.703	4.952	40.455***
廣義貨幣 (M2)	70.951	0.003	2.131	0.371
房地產銷售價格指數 (SHBCI)	10.833	0.115	2.275	0.675
滬深綜合股價指數 (SSCPI)	303.343	-0.415	10.088	133.696***

註 1：*表在 10% 的顯著水準下顯著；**表在 5% 的顯著水準下顯著；***表在 1% 的顯著水準下顯著。

註 2：除滬深綜合股價指數以 1991 年為基期外，其餘變數皆以 2003 年的平均值作為基期。

資料來源：本研究自行整理。

三、單根檢定

另外，在進行相關迴歸分析時，需先針對各變數進行定態檢定，以確保實證結果不因非定態過程而造成假性迴歸 (superior regression) 的現象，亦即發生最小平方估計值 (least square estimate) 將不具一致性以及判定係數 (R^2) 過高的情形，造成錯誤的統計推論。¹⁰⁸

據此，本研究以 ADF 單根檢定中國貨幣政策自主性相關指標是否為定態序列，而所採用的形式包括：無常數項且無時間趨勢項、有常數項但無時間趨勢項以及有常數項及時間趨勢項等三種型態。只要變數拒絕任一型式的單根檢定之虛無假設，即認定該變數為恆定的數列。¹⁰⁹從表 5-4 可知，在 10% 的顯著水準下，所有變數皆拒絕其虛無假設，表示各序列均為恆定。另外，全部變數皆在水準值的狀況下同時通過 ADF 單根檢定，表示彼此序列間具有相同的整合級次。(見表 5-3)

¹⁰⁸ C. W. J. Granger and P. Newbold, "Spurious Regressions in Econometrics," pp. 111-120.

¹⁰⁹ David A. Dickey and Wayne A. Fuller, "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root," pp. 427-431.

表 5-3：中國貨幣政策自主性相關指標之 ADF 檢定結果（2002/9-2007/11）

項目類別	t	t_u	t_t
基礎貨幣 (MB)	-8.268***	-9.321***	-9.538***
外匯占款 (FOFE)	-1.733*	-4.228**	-6.135**
中央銀行票據 (CBB)	-7.182***	-8.088***	-8.060***
重貼現利率 (RDR)	-7.810***	-7.874***	-7.883***
20 天期重貸款利率 (RLR)	-7.810***	-7.874***	-7.883***
1 年期存款利率 (DR)	-3.085***	-3.435**	-7.325***
1 年期貸款利率 (LR)	-3.528***	-7.168***	-8.350***
法定存款準備金率 (RRR)	-4.707***	-5.674***	-6.817***
廣義貨幣 (M2)	-1.659*	-8.339***	-9.481***
房地產銷售價格指數 (SHBCI)	-3.792***	-4.046***	-5.577***
滬深綜合股價指數 (SSCPI)	-4.283***	-4.346***	-4.486***

註 1：所有變數均為遞延期數為 1 期。

註 2： t 表無常數項且無時間趨勢項； t_u 表有常數項但無時間趨勢項； t_t 表有常數項及時間趨勢項。

註 3：*表在 10% 的顯著水準下顯著；**表在 5% 的顯著水準下顯著；***表在 1% 的顯著水準下顯著。

資料來源：本研究自行整理。



第三節 中國貨幣政策自主性實證分析

在釐清本研究所選取的研究標的之定義與特性後，本研究將運用 E-view 5.1 統計軟體中的 OLS model 依次探析在未採取任何沖銷措施前提下，中國外匯占款對其基礎貨幣發行的直接影響；中國貨幣當局的各種貨幣政策工具之沖銷有效性；未完全沖銷的外匯占款對中國基礎貨幣與廣義貨幣發行的淨影響。

一、中國貨幣政策第一層自主性實證分析

本研究首先評估未採取任何沖銷措施的前提下，中國外匯占款對其基礎貨幣發行的直接影響。在模型的最適遞延期數選取上，無論是 AIC 或 BC 值均在當期時即出現最小值 (AIC=14.619, BC=14.687)；且此時，整體模型之 F 統計量明顯拒絕係數全部為零的虛無假設。¹¹⁰這顯示當外匯占款的每月變動量為當期時，整體模型的配適度最佳。

另外，在自我相關檢定方面，給定顯著水準 $\alpha=0.01$ 下，查 Durbin Watson 檢定之臨界值表，可知 $n=60$ ，且有 1 個變項時，下限臨界值 d_L 與上限臨界值 d_U 分別為 1.38 與 1.45。而 OLS model 1 中的 Durbin Watson 統計量為 2.456，大於 d_U ，並小於 $4-d_U=2.55$ ，根據判定區域顯示該模型不存在自我相關檢定的問題。¹¹¹

最後，在模型的穩定性檢定方面，OLS model 1 的殘差項接受 Ljung-Box Q 的虛無假設，亦即該序列皆無序列自我相關之存在。不過，OLS model 1 的殘差項則顯著拒絕 ARCH LM 的虛無假設，亦即 OLS model 1 的殘差項明顯存有自我迴歸條件異質變異的問題。¹¹²

為此，本研究進一步通過 ARCH model 予以修正，而在 ARCH model 1 中，無論是 AIC 或 BC 值均在當期時即出現最小值 (AIC=14.434, BC=14.570)；且此時，整體模型之 F 統計量、Durbin Watson 統計量、Ljung-Box Q 以及 ARCH LM 均達到計量檢定之標準，表示 ARCH model 1 具備最適配置度與穩定性。(見表 5-4)

¹¹⁰ Gopal K. Kanji 著，《100 種統計檢定》，頁 158。

¹¹¹ Gopal K. Kanji 著，《100 種統計檢定》，頁 171。

¹¹² G. M. Ljung and G. E. P. Box, "On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models," pp. 297-303. Robert F. Engle, "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation," pp. 987-1007.

表 5-4：中國外匯占款對基礎貨幣發行的影響之實證估計（2002/9-2007/11）

項目類別	估計係數	
	OLS model 1	ARCH model 1
外匯占款	1.435***	1.579***
C	-109.732	-131.430*
R-Squared	0.153	0.151
Durbin Watson Statistic	2.456	2.438
AIC	14.619	14.434
SBC	14.687	14.570
F-statistic	11.007***	3.491**
Ljung-Box Q(-1)	3.620	0.143
ARCH-LM(-1)	22.115***	0.423

註 1：*表在 10%的顯著水準下顯著；**表在 5%的顯著水準下顯著；***表在 1%的顯著水準下顯著。

註 2：()數字表遞延期數。

資料來源：本研究自行整理。

在通過模型的診斷性檢測之後，可發現所獲之結果並無明顯重大計量之問題，因此可對中國外匯占款之於其基礎貨幣發行的直接影響加以探討。根據表 5-4 可知，外匯占款之估計係數在 1%顯著水準下顯著，而其係數值為 1.579。ARCH model 1 的估計方程式如下：

$$MB = -131.430 + 1.579 \times FOFE \quad (5.7)$$

式 (5.7) 表明，中國外匯占款及其基礎貨幣的每月變動量存在者密切的相關性；其中，二者具有同向變動的關聯，亦即外匯占款每增加 1 億人民幣，中國貨幣當局於當期就必須相應多發行 1.579 億人民幣的基礎貨幣。這顯示在未採取任何沖銷措施的前提下，中國貨幣當局對於其基礎貨幣發行完全受制於外匯占款的增減，毫無自主操作的空間。

二、中國貨幣政策二層自主性實證分析

當然，中國政府不會放任其基礎貨幣隨外匯占款的持續增加而過快發行。為此，本研究進一步檢證中國各項貨幣政策工具對於回收因外匯占款激增所造成基礎貨幣的過量發行之成效；其中，包括公開市場操作、重貼現與重貸款利率、存貸款利率與法定存款準備金率。需說明的是，由於重貼現與 20 天期重貸款利率的變動幅度十分趨近，這可能造成迴歸估計中的共線性 (collinearity) 問題，因此本研究依據參數精簡的原則僅探究中央銀行票據發行、重貼現利率、1 年期存貸款利率與法定存款準備金率對沖銷中國基礎貨幣之成效。

表 5-5 為中國各種貨幣政策工具對其外匯占款的影響之實證估計。在模型的最適遞延期數選取上，無論是 AIC 或 BC 值均在中央銀行票據為當期、1 年期存款利率為遞延 4 期、重貼現利率為遞延 9 期、法定存款準備金率為遞延 10 期、1 年期貸款利率為遞延 18 期為最小值 (AIC=14.017, BC=14.258)；並且，整體模型之 F 統計量明顯拒絕係數全部為零的虛無假設。這顯示此時整體模型的配適度最佳。

在自我相關檢定方面，給定顯著水準 $\alpha=0.01$ 下，查 Durbin Watson 檢定之臨界值表，可知 $n=60$ ，且有 5 個變項時，下限臨界值 d_L 與上限臨界值 d_U 分別為 1.25 與 1.60。而 OLS Model 2 中的 Durbin Watson 統計量為 2.011，大於 d_U ，並小於 $4-d_U=2.97$ ，根據判定區域顯示該模型不存在自我相關檢定的問題。另外，在模型的穩定性檢定方面，OLS Model 2 的殘差項同時接受 Ljung-Box Q 與 ARCH LM 的虛無假設，亦即該序列皆無序列自我相關之存在與自我迴歸條件異質變異的問題。(見表 5-5)

表 5-5：中國各種貨幣政策工具對其外匯占款的影響之實證估計
(2002/9-2007/11)

項目類別	OLS model 2 的估計係數
中央銀行票據	-0.249***
重貼現利率 (-9)	85.520***
1 年期存款利率 (-4)	21.846*
1 年期貸款利率 (-18)	-104.722**
法定存款準備金率 (-10)	-22.428*
C	277.071***
R-Squared	0.688
Durbin Watson Statistic	2.011
AIC	14.017
SBC	14.258
F-statistic	17.214***
Ljung-Box Q(-1)	0.005
ARCH-LM(-1)	0.001

註 1：*表在 10% 的顯著水準下顯著；**表在 5% 的顯著水準下顯著；***表在 1% 的顯著水準下顯著。

註 2：() 數字表遞延期數。

資料來源：本研究自行整理。

在通過模型的診斷性檢測之後，可發現所獲之結果並無明顯重大計量之問

題，因此可對中國各種貨幣政策工具對於沖銷基礎貨幣的效率加以探討。根據表 5-5 可知，中國中央銀行票據、法定存款準備金率、1 年期貸款利率、重貼現利率以及 1 年期存款利率之估計係數皆在 10% 顯著水準下顯著，五者的係數值分別為負 0.249、負 22.428、負 104.722、85.520 與 21.846。OLS model 2 的估計方程式如下：

$$MB=302.266-0.249\times CBB-22.428\times RRR (-10) -104.722\times LR (-18) \\ +85.520\times RDR (-9) +21.846\times DR (-4) \quad (5.8)$$

式 (5.8) 表明，中國各種貨幣政策工具大致上皆具備沖銷基礎貨幣的作用；其中，中央銀行票據每增加 1 億人民幣、法定存款準備金率以及 1 年期貸款利率每增加 0.01 個百分點，中國基礎貨幣發行分別在當期、遞延 10 期以及遞延 18 期時相應減少 0.249 億人民幣、22.428 億人民幣與 104.722 億人民幣。相反地，重貼現利率與 1 年期存款利率每增加 0.01 個百分點，中國基礎貨幣發行分別在遞延 9 期與遞延 4 期時相應多發行 85.520 億人民幣與 21.846 億人民幣。這顯示並非所有的貨幣政策工具皆具備沖銷過多的基礎貨幣之效果；其中，中國中央銀行票據發行、1 年期貸款利率以及法定存款準備金率可發揮沖銷基礎貨幣之成效；而重貼現利率與 1 年期存款利率卻呈現出與基礎貨幣同步變動之趨勢。

三、中國貨幣政策第二層自主性再檢定的實證分析

由於中國各種貨幣政策工具並非皆具備沖銷基礎貨幣之成效，這表示即便在經過中國貨幣當局採行各種貨幣沖銷政策後還可能存有無法沖銷的基礎貨幣。為此，本研究再進一步檢視無法沖銷的基礎貨幣對中國全部基礎貨幣發行的影響，亦即將 OLS model 2 中的未被解釋因素—殘差項視為無法沖銷的基礎貨幣，同時並檢視該變數與基礎貨幣間之因果關係，以期評估中國貨幣政策的沖銷有效性。

不過，在進行未完全沖銷的基礎貨幣對中國全部貨幣發行影響的檢定之前，需說明的是，由於在評估中國各種貨幣政策工具對其基礎貨幣發行的影響時，本研究曾使用到遞延期數之緣故，以致未完全沖銷的基礎貨幣的觀測值之起始時間從 2002 年 9 月縮減至 2004 年 3 月，總計減少 18 筆資料。同時，本研究也針對未完全沖銷的外匯占款該序列進行 ADF 單根檢定，實證發現無論在無常數項且無時間趨勢項、有常數項但無時間趨勢項以及有常數項及時間趨勢項等三種型態中，該序列皆在 1% 顯著水準下拒絕其虛無假設，亦即該變數為恆定的數列。

經確定未完全沖銷的基礎貨幣為定態序列後，即可進行未完全沖銷的基礎貨幣對中國全部貨幣發行影響之檢定。據表 5-6 可知，在模型的最適遞延期數選取上，無論是 AIC 或 BC 值均在當期時即出現最小值 (AIC=14.631, BC=14.711)；且此時整體模型之 F 統計量明顯拒絕係數全部為零的虛無假設。這顯示當無法沖

銷的基礎貨幣之每月變動量為當期時，整體模型的配適度最佳。

在自我相關檢定方面，給定顯著水準 $\alpha=0.01$ 下，查 Durbin Watson 檢定之臨界值表，可知 $n=60$ ，且有 1 個變項時，下限臨界值 d_L 與上限臨界值 d_U 分別為 1.38 與 1.45。而 OLS model 3 中的 Durbin Watson 統計量為 2.331，大於 d_U ，並小於 $4-d_U=2.55$ ，根據判定區域顯示該模型不存在自我相關檢定的問題。另外，在模型的穩定性檢定方面，OLS model 3 的殘差項同時接受 Ljung-Box Q 與 ARCH LM 的虛無假設，亦即該序列皆無序列自我相關之存在與自我迴歸條件異質變異的問題。（見表 5-6）

表 5-6：中國未完全沖銷的基礎貨幣對全部基礎貨幣發行的影響之實證估計
(2002/9-2007/11)

項目類別	OLS model 3 之估計係數
未完全沖銷的基礎貨幣	1.000***
C	141.038**
R-Squared	0.312
Durbin Watson Statistic	2.331
AIC	14.631
SBC	14.711
F-statistic	19.483***
Ljung-Box Q(-1)	1.846
ARCH-LM(-1)	2.277

註 1：*表在 10% 的顯著水準下顯著；**表在 5% 的顯著水準下顯著；***表在 1% 的顯著水準下顯著。

註 2：() 數字表遞延期數。

資料來源：本研究自行整理。

在通過模型的診斷性檢測之後，可發現所獲之結果並無明顯重大計量之問題，因此可對中國未完全沖銷基礎貨幣對於全部基礎貨幣發行的影響加以探討。根據表 5-6 可知，未完全沖銷的基礎貨幣之估計係數在 1% 顯著水準下顯著，而其係數值為 1.000。OLS model 3 的估計方程式如下：

$$MB=141.038+1.000 \times non\text{-sterilized } MB \quad (5.9)$$

式 (5.9) 表明，中國未完全沖銷的基礎貨幣及其全部基礎貨幣的每月變動量仍存在者密切的相關性；其中，二者具有同向變動的關聯，亦即中國未完全沖銷的基礎貨幣每增加 1 億人民幣，中國貨幣當局於當期就必須多發行 1.000 億人民幣的基礎貨幣。

綜合 OLS model 2 與 OLS model 3 來看，即便中國各種貨幣政策工具大致

上可發揮回收超額貨幣之成效，但在無法完全沖銷所有發行在外的基礎貨幣之情況下，剩餘的基礎貨幣持續作用於全部基礎貨幣之發行。亦即未完全沖銷的基礎貨幣每增加 1 億人民幣，中國貨幣當局則必須相應發行等額的基礎貨幣。

四、中國貨幣政策第三層自主性實證分析

當然，中國貨幣當局還可以通過各種可資運用的行政調控措施，用以阻絕無法完全沖銷的基礎貨幣進一步衝擊到總體經濟金融市場。為此，本研究最後評估中國無法沖銷的基礎貨幣對中國廣義貨幣、房地產銷售價格指數與滬深證券股價指數之影響，以期瞭解中國貨幣當局的各種行政調控措施之成效。

在 OLS model 4 的最適遞延期數選取上，無論是 AIC 或 BC 值均在當期時時出現最小值 (AIC=11.157, BC=11.237)；且此時整體模型之 F 統計量明顯拒絕係數全部為零的虛無假設。這顯示當無法沖銷的基礎貨幣每月變動量為當期時，整體模型的配適度最佳。

在自我相關檢定方面，給定顯著水準 $\alpha=0.01$ 下，查 Durbin Watson 檢定之臨界值表，可知 $n=60$ ，且有 1 個變項時，下限臨界值 d_L 與上限臨界值 d_U 分別為 1.38 與 1.45。而 OLS model 4 中的 Durbin Watson 統計量為 2.282，大於 d_U ，並小於 $4-d_U=2.55$ ，根據判定區域顯示該模型不存在自我相關檢定的問題。另外，在模型的穩定性檢定方面，OLS model 4 的殘差項同時接受 Ljung-Box Q 與 ARCH LM 的虛無假設，亦即該序列皆無序列自我相關之存在與自我迴歸條件異質變異的問題。(見表 5-7)

表 5-7：未完全沖銷的基礎貨幣對中國廣義貨幣的影響之實證估計
(2002/9-2007/11)

項目類別	OLS model 4 的估計係數
未完全沖銷的基礎貨幣 (-6)	0.170***
C	127.169***
R-Squared	0.296
Durbin Watson Statistic	2.282
AIC	11.157
SBC	11.237
F-statistic	18.119***
Ljung-Box Q(-1)	1.266
ARCH-LM(-1)	0.026

註 1：*表在 10%的顯著水準下顯著；**表在 5%的顯著水準下顯著；***表在 1%的顯著水準下顯著。

註 2：()數字表遞延期數。

資料來源：本研究自行整理。

在 OLS model 5 的最適遞延期數選取上，無論是 AIC 或 BC 值均在遞延 6 期時出現最小值 (AIC=7.494, BC=7.589)；且此時整體模型之 F 統計量明顯拒絕係數全部為零的虛無假設。這顯示當無法沖銷的基礎貨幣每月變動量為當期時，整體模型的配適度最佳。

在自我相關檢定方面，給定顯著水準 $\alpha=0.01$ 下，查 Durbin Watson 檢定之臨界值表，可知 $n=60$ ，且有 1 個變項時，下限臨界值 d_L 與上限臨界值 d_U 分別為 1.38 與 1.45。而 OLS model 5 中的 Durbin Watson 統計量為 1.876，大於 d_U ，並小於 $4-d_U=2.55$ ，根據判定區域顯示該模型不存在自我相關檢定的問題。另外，在模型的穩定性檢定方面，OLS model 5 的殘差項同時接受 Ljung-Box Q 與 ARCH LM 的虛無假設，亦即該序列皆無序列自我相關之存在與自我迴歸條件異質變異的問題。(見表 5-8)

表 5-8：未完全沖銷的基礎貨幣對中國房地產銷售價格的影響之實證估計
(2002/9-2007/11)

項目類別	OLS model 5 的估計係數
未完全沖銷的基礎貨幣 (-6)	0.018**
C	2.502
R-Squared	0.194
Durbin Watson Statistic	1.876
AIC	7.494
SBC	7.589
F-statistic	6.254**
Ljung-Box Q(-1)	2E-0.5
ARCH-LM(-1)	0.883

註 1：*表在 10%的顯著水準下顯著；**表在 5%的顯著水準下顯著；***表在 1%的顯著水準下顯著。

註 2：()數字表遞延期數。

資料來源：本研究自行整理。

在 OLS model 6 的最適遞延期數選取上，無論是 AIC 或 BC 值均在遞延 4 期時出現最小值 (AIC=14.558, BC=14.641)；且此時整體模型之 F 統計量明顯拒絕係數全部為零的虛無假設。這顯示當無法沖銷的基礎貨幣每月變動量為當期時，整體模型的配適度最佳。

在自我相關檢定方面，給定顯著水準 $\alpha=0.01$ 下，查 Durbin Watson 檢定之臨界值表，可知 $n=60$ ，且有 1 個變項時，下限臨界值 d_L 與上限臨界值 d_U 分別為 1.38 與 1.45。而 OLS model 6 中的 Durbin Watson 統計量為與 1.510，大於 d_U ，並小於 $4-d_U=2.55$ ，根據判定區域顯示該模型不存在自我相關檢定的問題。另外，在模型的穩定性檢定方面，OLS model 6 的殘差項同時接受 Ljung-Box Q 與 ARCH LM 的虛無假設，亦即該序列皆無序列自我相關之存在與自我迴歸條件異質變異的問題。（見表 5-9）

表 5-9：未完全沖銷的基礎貨幣對滬深綜合股價指數的影響之實證估計
(2002/9-2007/11)

項目類別	OLS model 6 的估計係數
未完全沖銷的基礎貨幣	0.531**
C	107.689**
R-Squared	0.129
Durbin Watson Statistic	1.510
AIC	14.558
BC	14.641
F-statistic	5.759**
Ljung-Box Q(-1)	0.272
ARCH-LM(-1)	0.740

註 1：*表在 10% 的顯著水準下顯著；**表在 5% 的顯著水準下顯著；***表在 1% 的顯著水準下顯著。

註 2：() 數字表遞延期數。

資料來源：本研究自行整理。

在通過模型的診斷性檢測之後，可發現所獲之結果並無明顯重大計量之問題，因此可對中國未完全沖銷基礎貨幣對於廣義貨幣發行、房地產銷售價格與滬深綜合股價指數的影響加以探討。根據表 5-7、表 5-8 與表 5-9 可知，未完全沖銷的基礎貨幣之估計係數在 5% 顯著水準下顯著，而其係數值分別為 0.170、0.018 與 0.531。OLS model 4、OLS model 5 與 OLS model 6 的估計方程式如下：

$$M2=127.169+0.170 \times \text{non-sterilized MB} \quad (5.10)$$

$$SHBCI=2.502+0.018 \times \text{non-sterilized MB}(-6) \quad (5.11)$$

$$SSCPI=107.689+0.531 \times \text{non-sterilized MB}(-4) \quad (5.12)$$

式 (5.10)、(5.11) 與 (5.12) 表明，中國未完全沖銷的基礎貨幣、中國廣義貨幣房地產銷售價格指數與滬深綜合股價指數的每月變動量仍存在者密切的相關性；其中，未完全沖銷的基礎貨幣每增加 1 億人民幣，中國廣義貨幣、房地產銷售價格指數與滬深綜合股價指數分別於當期、遞延 6 期與遞延 4 期相應上升

0.170 億人民幣、0.018 個百分點與 0.531 點。



第四節 中國貨幣政策自主性實證分析之比較

在分別針對各層次中國貨幣政策自主性進行檢定之後，本研究進一步彙整上述實證發現。同時，通過對目前經濟學界的相關研究進行比較，以期更能瞭解2002年9月至2007年11月間，處於國際收支失衡下的中國貨幣政策自主性。

一、中國外匯占款對其基礎貨幣發行直接影響的評估

本研究通過 ARCH model 1 實證檢定發現，在 1% 顯著水準下，中國外匯占款每增加 1 億人民幣，中國貨幣當局於當期就必須相應多發行 1.579 億人民幣的基礎貨幣。此結論大致與目前中國經濟學者的估計相同。例如，張長征通過誤差修正模型（error correction model, ECM）對 1994 年第 1 季至 2006 年第 4 季的中國外匯占款與基礎貨幣之相互關係進行檢定，他發現外匯占款每增加 1 億人民幣，中國貨幣當局於當期就必須相應多發行 0.503 億人民幣的基礎貨幣。¹¹³

另外，李勇通過 OLS model 對 2000 年第 1 季至 2006 年第 3 季的中國基礎貨幣、外匯占款、法定存款準備金率以及超額法定存款準備金利率之相互關係進行檢定，也證實外匯占款每增加 1 億人民幣，中國貨幣當局於當期就必須相應多發行 0.389 億人民幣的基礎貨幣。¹¹⁴

至於岳意定、張璇則利用 VAR model 對 1994 年第 1 季至 2006 年第 1 季的中國基礎貨幣、外匯占款、法定存款準備金率、1 年期存貸款利率差距以及超額法定存款準備金利率之相互關係進行檢定，同樣證明中國外匯占款對基礎貨幣的預期殘差的貢獻度大致穩定在 75% 左右，這表示中國基礎貨幣的發行約有四分之三左右的比例是受到外匯占款的增減之影響。¹¹⁵

值得一提的是，本研究估計出的中國外匯占款對其基礎貨幣發行的影響之所以遠較上述相關文獻高出許多，這很可能是肇因於以下三個原因：一是上述相關文獻於模型建構中使用過多的參數，而本研究僅單純探析中國外匯占款與其基礎貨幣發行雙變項；二是上述相關文獻的觀測時間主要是從 1994 年起至 2006 年止，而本研究的選取範圍則是從 2002 年 9 月至 2007 年 11 月止，亦即本研究較能反映近年來中國外匯占款與其基礎貨幣之互動關係；三是上述相關文獻的資料

¹¹³ 張長征，〈我國外匯占款對基礎貨幣影響的實證分析〉，《河南金融管理幹部學院學報》（鄭州），2007 年第 4 期（2007 年 8 月），頁 24-28。

¹¹⁴ 李勇，〈外匯儲備、外匯占款與流動性過剩〉，《華東經濟管理》（合肥），第 21 卷第 8 期（2007 年 8 月），頁 140-144。

¹¹⁵ 岳意定、張璇，〈我國外匯儲備對基礎貨幣影響的實證研究〉，《世界經濟研究》（上海），第 2007 年第 1 期（2007 年 1 月），頁 48-53。

性質皆屬於季資料，而本研究則是採用月資料，這更能突顯出中國外匯占款對其基礎貨幣發行的立即影響。

二、中國貨幣政策工具沖銷有效性之評估

當然，中國政府不會坐視外匯占款持續激增造成基礎貨幣大量發行而不管。為此，本研究進一步通過 OLS model 2 檢定中國各種貨幣政策工具之有效性。本研究發現在中國各種貨幣政策工具對基礎貨幣影響皆在 10% 的顯著水準下顯著。其中，公開市場操作的時效最為迅速，其對基礎貨幣的沖銷可在當期就反應，但中央銀行票據每增加 1 億人民幣，中國基礎貨幣發行僅減少 0.249 億人民幣，表示其回收基礎貨幣之成效有限。

另外，中國貸款利率的調升對於回收過量的基礎貨幣的效果最為明顯。1 年期貸款利率每增加 0.01 個百分點，中國基礎貨幣發行相應減少 104.722 億人民幣。不過，從開始產生基礎貨幣過量發行的問題到貸款利率發揮實際效果需經歷 18 個月之久。這一方面反應出貸款利率的調升主要是通過導引市場資金，用以達到緊縮貨幣，非直接回收超額的貨幣發行，從而需耗費較多的傳遞時間；另一方面則可能與存款利率之變化有關，因為貸款利率的調整往往伴隨著存款利率的同步調整，而存款利率的調升僅僅需 4 個月左右的時間，就可吸引更多國際熱錢流入中國且造成中國基礎貨幣發行的新增壓力。因此，中國貨幣當局非到必要關頭是不輕易動用此一工具。

至於重貼現利率每增加 0.01 個百分點，中國基礎貨幣發行於遞延 9 期時相應多發行 85.520 億人民幣。這也可能是肇因於中國外匯占款的持續增加，以致中國境內金融機構可以轉向市場游資借貸，而不受中國貨幣當局的重貼現與重貸款利率的調升之影響。因此，中國貨幣當局的重貼現與重貸款利率政策的緊縮並無法有效發揮預期的政策效果，反而呈現出與基礎貨幣同步變動的趨勢。

在此背景下，中國貨幣當局唯有頻於動用法定存款準備金率一途。但值得一提的是，這段期間市場游資隨著中國外匯占款增加而急遽膨脹，從而中國金融機構的超額存款準備金也相應快速增加。這在一定程度上也削弱法定存款準備金率應有的預期效果。因此，中國法定存款準備金率每增加 0.01 個百分點，中國基礎貨幣發行僅相應下降 22.428 億人民幣，且從開始產生基礎貨幣過量發行的問題到法定存款準備金率調升發揮實際效果需經歷 10 個月的時間。

此結論與李勇、岳意定以及張璇的研究發現大致相符。他們指出，中國重貼現與重貸款利率隨外匯占款的增加而對基礎貨幣的影響漸趨下降。同時，存款準備金率與存貸款利率政策雖可對基礎貨幣的回收產生作用，但也由於外匯占款的

持續增加，以致部分消減了存款準備金率與存貸款利率政策應有的沖銷效果。¹¹⁶

換句話說，由於中國各種貨幣政策工具並非皆具備沖銷基礎貨幣之成效，這表示即便在經過中國貨幣當局採行各種貨幣沖銷政策後還可能存有無法沖銷的基礎貨幣。本研究再進一步通過 OLS model 3 檢證中國未完全沖銷的基礎貨幣及其全部基礎貨幣的互動關係。本研究發現，在 1% 顯著水準下，中國未完全沖銷的基礎貨幣對其全部基礎貨幣發行的淨影響係數為 1.000，比 ARCH model 1 中所估計在未採取任何沖銷措施的情況下，外匯占款對中國基礎貨幣發行的直接影響係數 1.579，僅下降 0.579。這顯示中國貨幣當局竭力採取各種貨幣政策工具進行沖銷，但其成效有限。

此結論與方先明、斐平與張誼浩的研究發現大致相符。他們通過對 2001 年第 1 季至 2005 年第 2 季的中國外匯占款、基礎貨幣、商品零售價格指數、國內生產總值以及貨幣沖銷所吸收的基礎貨幣數量進行檢證，研究發現在 18 個樣本期間內僅有 4 個季度的貨幣政策沖銷是無效的，亦即中國貨幣當局的貨幣沖銷政策總體上是有效的。但即便如此，中國外匯占款增加仍具有明顯的通貨膨脹效應，這意味著未完全沖銷的基礎貨幣仍作用於全部的基礎貨幣發行。¹¹⁷

四、中國貨幣當局行政調控之成效評估

當然，中國貨幣當局還可以通過各種可資運用的行政調控措施，用以阻絕無法完全沖銷的基礎貨幣進一步衝擊到總體經濟與資產市場。是以，本研究最後利用 OLS model 2 所估計的未完全沖銷基礎貨幣對中國廣義貨幣、房屋銷售價格指數與滬深綜合股價指數的影響，藉以判斷中國貨幣當局的行政調控之成效。本研究通過 OLS model 4 的檢定，發現在未完全沖銷的基礎貨幣每增加 1 億人民幣，中國廣義貨幣於當期即相應上升 0.170 億人民幣，且未完全沖銷的基礎貨幣對 M2 的影響係數在 1% 顯著水準下顯著。

與 OLS model 3 所估計未完全沖銷的基礎貨幣對全部基礎貨幣發行之影響係數 1.000 相比，中國貨幣當局通過各種行政調控措施可大幅縮減未完全沖銷的基礎貨幣對整體貨幣供給量的衝擊。不過，值得注意的是，根據 OLS model 5 與 OLS model 6 的實證結果顯示，未完全沖銷的基礎貨幣仍分別對於遞延 6 期與遞延 4 期的中國房地產銷售價格指數與滬深綜合股價指數造成 0.018 個百分點與 0.531 點的影響，且未完全沖銷的基礎貨幣對此二者的影響係數皆在 5% 顯著水準下顯著。

¹¹⁶ 李勇，〈外匯儲備、外匯占款與流動性過剩〉，頁 140-144。岳意定、張璇，〈我國外匯儲備對基礎貨幣影響的實證研究〉，頁 48-53。

¹¹⁷ 方先明、斐平、張誼浩，〈外匯儲備增加的通貨膨脹效應和貨幣政策沖銷的有效性〉，頁 13-21。

此結論與中國的經濟學者多項實證結果相一致。例如，朱孟楠與黃曉東通過 OLS Model 檢定 1990 年至 2003 年中國外匯占款與廣義貨幣的相互關係時，發現中國外匯占款每增加 1 億人民幣，廣義貨幣將相應增加 0.7923 億人民幣。¹¹⁸ 另外，林樂芬與張越研究發現，目前貨幣供給過多業已造成中國利率政策無法有效抑制房地產銷售價格指數的持續上揚。郭科、王來福與郭峰等經濟學者更進一步表示，1998 年至 2005 年，中國貨幣供給量每增加 1 億人民幣將促使中國房地產價格銷售指數的向上攀升 0.348 個百分點。¹¹⁹

羅來東與侯玉玲擴大分析範圍至證券市場，他們發現從 1998 年至 2003 年中國貨幣供給量、房地產投資與股票市場交易總額之間存在長期且穩定的關係；其中，中國貨幣供給量的增加，將導致房地產與證券投資相應上漲。張琦、徐璋勇與劉煌松則通過 Granger causality test 檢定 1992 年至 2004 年中國貨幣供給量與上海綜合股價指數的因果關係時，獲致相同結論。¹²⁰ 余明桂、夏新平與汪宜霞等進一步指出，1993 年至 2002 年間，中國廣義貨幣對上海綜合股價指數的影響係數為 0.602；其中，1996 年至 2002 年為 0.792。¹²¹

值得一提的是，本研究所估計出中國超額貨幣供給對整體貨幣供給量的影響係數之所以與朱孟楠與黃曉東的研究結論相異，其主要是因為他們僅估計在未採取任何沖銷措施的直接影響。然而，本研究則是進一步評估在中國貨幣當局採取貨幣政策工具以及行政調控措施的淨影響。另外，由於中國政府自 2005 年起大力整頓房地產市場，這也可能造成本研究所估計出的未完全沖銷基礎貨幣對房地產價格指數的影響係數明顯低於郭科、王來福與郭峰等的研究發現。但值得注意的是，本研究在以中國貨幣當局採行相關沖銷政策的基礎上，得出未完全沖銷的基礎貨幣對滬深綜合股價指數的影響係數為 0.531，已相當接近余明桂等估計廣義貨幣對上海綜合股價的影響係數。這顯示從 2004 年 3 月至 2007 年 11 月間，中國證券投資正隨著超額貨幣的快速增加而急遽暴增。

¹¹⁸ 朱孟楠、黃曉東，〈我國外匯儲備與 M2 的協整和誤差修正模型〉，《廣東社會科學》（廣州），2005 年第 3 期（2005 年 3 月），頁 15-19。

¹¹⁹ 林樂芬、張越，〈中國房地產市場與流動性過剩的相關性分析〉，《南京社會科學》（南京），2007 年第 11 期（2007 年 11 月），頁 45-49。郭科，〈我國貨幣政策房地產價格傳導機制的實證研究〉，《金融與經濟》（南昌），2007 年第 9 期（2007 年 9 月），頁 19-23。王來福、郭峰，〈貨幣政策對房地產價格的動態影響研究〉，《財經問題研究》（大連），2007 年第 11 期（2007 年 11 月），頁 15-19。

¹²⁰ 羅來東、侯玉玲，〈房地產和股票市場同貨幣供給量協同性實證研究〉，《統計與決策》（武漢），2005 年第 1 期（2005 年 1 月），頁 74-76。張琦、徐璋勇，〈中國股票市場發展對貨幣政策衝擊效應的檢驗〉，《中國社會科學院研究生院學報》（北京），2007 年第 1 期（2007 年 1 月），頁 23-29。劉煌松，〈貨幣供給量對股票市場的影響研究〉，《上海經濟研究》（上海），2004 年第 10 期（2004 年 10 月），頁 15-26。

¹²¹ 余明桂、夏新平、汪宜霞，〈我國股票市場與貨幣政策互動關係的實證分析〉，《金融與經濟》（南昌），2003 年第 9 期（2003 年 9 月），頁 22-25。

第五節 中國貨幣政策自主性實證之現實意涵

經模型診斷性檢測與相關文獻檢閱後，可確定本研究所建立的中國貨幣政策自主性 OLS model 並無明顯重大計量之問題，從而可適用於現實經濟分析中。據此，本研究以下將進一步探析國際收支失衡對中國貨幣政策自主性的實際影響。

一、外匯占款對中國基礎貨幣發行的直接影響

從 2002 年 9 月至 2007 年 11 月，中國外匯占款共增加 94,650 億人民幣，平均每月增加 1,502 億人民幣。根據 OLS model 1 的估計可知，在 1% 顯著水準下，中國外匯占款每增加 1 億人民幣，則中國基礎貨幣將相應上升 1.579 億人民幣。因此，經 OLS model 1 的常數項平減後，中國基礎貨幣估計月均增加量應為 2,240 億人民幣，估計月均增加量占實際月均基礎貨幣發行的比重為 268.6%，亦即中國外匯占款對基礎貨幣發行的直接貢獻率為 268.6%。這顯示中國貨幣當局對基礎貨幣發行的操控權完全受制於外匯占款的增減。

二、中國貨幣政策工具沖銷有效性之評估

為此，中國貨幣當局在 2002 年 9 月至 2007 年 11 月間，共調升重貼現利率 0.27%、法定存款準備金率 7.50% 以及 1 年期存貸款利率 1.89% 與 1.98%；同時發行價值 33,730 億人民幣的央行票據。根據 OLS model 2 的估計，在 10% 顯著水準下，央行票據每增加 1 億人民幣、法定存款準備金率以及 1 年期貸款利率每增加 0.01 個百分點，中國基礎貨幣發行將相應下降 0.249 億人民幣、22.428 億人民幣與 104.722 億人民幣；重貼現利率與 1 年期存款利率每增加 0.01 個百分點，中國基礎貨幣發行則相應多發行 85.520 億人民幣與 21.846 億人民幣。因此，經 OLS model 2 的常數項平減後，本研究推算出在這段期間中國貨幣當局平均每月大約可回收 616 億人民幣的基礎貨幣。

但值得注意的是，根據 OLS model 3 的估計，在 1% 顯著水準下，未完全沖銷的基礎貨幣每增加 1 億人民幣，中國全部基礎貨幣將相應增加發行 1.000 億人民幣。因此，經 OLS model 3 的常數項平減後，本研究推算出 2004 年 3 月至 2007 年 11 月間，中國貨幣當局平均每月有 636 億人民幣的基礎貨幣無法沖銷，占同期全部基礎貨幣月均增加量的比重高達 68.2%。這顯示在中國貨幣當局竭力進行沖銷後，還有將近七成的基礎貨幣流通在外。

三、中國貨幣當局行政調控之成效評估

當然，中國貨幣當局還可以通過各種行政調控的措施，用以阻絕無法沖銷的基礎貨幣進一步衝擊到總體經濟暨資產市場。根據 OLS model 4 估計，在 1% 顯著水準下，未完全沖銷的基礎貨幣每增加 1 億人民幣，中國廣義貨幣將相應多發行 0.170 億人民幣。在 2004 年 3 月至 2007 年 11 月間，每月平均存有 636 億人民幣的基礎貨幣無法沖銷。因此，經 OLS model 4 的常數項平減後，本研究估計這些無法沖銷的基礎貨幣將造成中國廣義貨幣每月平均多發行 235 億人民幣，同期廣義貨幣每月平均發行量為 3,736 億人民幣，因未完全沖銷所造成的廣義貨幣發行占全部廣義貨幣發行的比重為 6.3%。這顯示中國貨幣當局迄今為止還可以通過各種行政管制的方式來控制總體貨幣供給量。

另一方面，中國房地產銷售價格年成長率從 2004 年 3 月的 7.7% 逐步上升 2004 年 12 月的 10.8%。嗣後，雖漸次下降到 2006 年全年平均的 5.5%，但從 2007 年 4 月又開始漸趨回升，至 2007 年 11 月達到 10.5%，總計 2004 年 3 月至 2007 年 11 月中國房地產銷售價格平均每月的成長幅度為 6.9%。根據 OLS model 5 估計，在 5% 顯著水準下，未完全沖銷的基礎貨幣每增加 1 億人民幣，中國房地產銷售價格指數將相應多上漲 0.018 個百分點。因此，在每月平均房地產銷售價格漲幅中受到未完全沖銷基礎貨幣的影響而上升的幅度為 8.9%，其占全部房地產銷售價格漲幅的比重為 129.0%，亦即中國未完全沖銷基礎貨幣對房地產銷售價格指數漲幅的貢獻率為 129.0%。

這顯示中國政府自 2005 年起大力整頓房地產市場，以致本研究所估計出未完全沖銷的基礎貨幣對中國房地產銷售價格指數的影響係數 0.018，較郭科、王來福與郭峰等所估計的 0.348，明顯下降 0.330。但總計 2004 年 3 月至 2007 年 11 月間，中國未完全沖銷基礎貨幣對房地產銷售價格指數的漲幅的貢獻率仍高達 129.0%，亦即市場游資仍持續炒作中國房市。

但值得注意的是，在 2004 年 3 月至 2007 年 11 月的這段期間，滬深綜合股價指數的平均值就上升了 1,954 點，平均每個月以 88 點的速度持續向上攀升。根據 OLS model 6 估計，在 5% 顯著水準下，未完全沖銷的基礎貨幣每增加 1 億人民幣，滬深綜合股價指數的平均值將相應上漲 0.531 點。因此，經 OLS model 6 的常數項平減後，本研究估計這些無法沖銷的基礎貨幣將造成滬深綜合股價指數每月平均多上漲 340 點，占同期全部滬深綜合股價指數的月均增加值之比重為 383.3%，亦即中國未完全沖銷基礎貨幣對滬深綜合股價指數上漲的貢獻率為 383.3%。

與中國未完全沖銷基礎貨幣對房地產銷售價格指數漲幅的貢獻率為 129.0%

相比，中國未完全沖銷基礎貨幣對滬深綜合股價指數上漲的貢獻率約高出 250 個百分點左右，這顯示即使中國政府雖初步抑制超額貨幣進入房地產市場進行投機，但市場游資很快又轉向證券市場中進行套利。(見表 5-10)

表 5-10：外匯占款對中國貨幣政策自主性之影響 (2002/9-2007/11)

單位：億人民幣

項目類別	實際月均 增加量	估計係數	常數項	估計月均 增加量	占比
外匯占款	1,502	-	-	-	-
基礎貨幣	834	1.579***	-131.430*	2,240	268.6%
央行票據	535	-0.249***	-	-133	-
重貼現利率	0.004%	85.520***	-	34	-
1 年期存款利率	0.03%	21.846*	-	66	-
1 年期貸款利率	0.03%	-104.722**	-	-314	-
法定存款準備金率	0.12%	-22.428*	-	-269	-
造成基礎貨幣發行	933	1.000	141.038**	636	68.2%
non-sterilized MB 造成廣 義貨幣發行	3,736	0.170***	127.169***	235	6.3%
non-sterilized MB 造成房 地產銷售價格指數上漲	6.9%	0.018**	2.502	8.9%	129.0%
non-sterilized MB 造成滬 深綜合股價指數上漲	88	0.531**	107.069**	340	383.3%

註 1：實際增加量的資料來源為中國人民銀行，<http://www.pbc.gov.cn>；中國國家發展和改革委員會，<http://www.sdpc.gov.cn/>；中國證券業監督管理委員會，<http://www.csrc.gov.cn/>。

註 2：外匯占款、基礎貨幣、央行票據、重貼現利率、1 年期存款利率、法定存款準備金率以及未完全沖銷的基礎貨幣的觀測時間為 2002 年 9 月至 2007 年 11 月。造成基礎貨幣發行、造成廣義貨幣發行、造成房地產銷售價格與滬深綜合股價上漲的觀測時間則為 2004 年 3 月至 2007 年 11 月。

註 3：估計係數的資料來源為本研究通過各 OLS model 所計算而來。

註 4：基礎貨幣估計增加量為外匯占款實際增加量乘以估計係數，再加上常數項。

註 5：基礎貨幣、央行票據、重貼現利率、法定存款準備金率以及 1 年期存貸利率之估計增加量為實際增加量乘以估計係數。

註 6：未完全沖銷的基礎貨幣為基礎貨幣實際增加量加上央銀票據、重貼現利率、法定存款準備金率以及 1 年期存貸利率之估計增加量，再加上常數項。

註 7：基礎貨幣與滬深綜合股價之估計增加量為未完全沖銷的基礎貨幣乘以估計係數，再加上常數項。

註 8：因 OLS model 5 中的常數項未達 10% 的顯著水準。因此，在計算房地產銷售價格之估計增加量時將此忽略，亦即房地產銷售價格之估計增加量等於未完全沖銷的基礎貨幣乘以估

計係數。

資料來源：本研究自行整理。

綜合來看，中國貨幣當局雖可通過行政調控來調節整體貨幣供給量，但卻很難阻止流通在外的超額貨幣持續進入資產市場進行投機。而資產價格的持續泡沫將可能吸引更多的國際熱錢湧入中國，屆時中國貨幣當局的政策自主性將再進一步削弱。



第六節 小結

本研究通過 OLS model 逐步探析 2002 年 9 月至 2007 年 11 月間中國外匯占款增加對其貨幣政策自主性之影響；其中包括中國外匯占款對其基礎貨幣發行的直接影響、中國貨幣當局各種貨幣政策工具之沖銷效率、中國未完全沖銷的基礎貨幣對總體經濟暨資產市場的影響。

首先，在不採取任何沖銷措施的情況下，中國外匯占款每增加 1 億人民幣，中國貨幣當局於當期就必須相應多發行 1.579 億人民幣的基礎貨幣，且影響係數在 1% 的顯著水準下顯著。因此，從 2002 年 9 月至 2007 年 11 月，中國外匯占款的月均增加量為 1,502 億人民幣，中國基礎貨幣估計月均增加量應為 2,240 億人民幣，其占實際基礎貨幣發行的比重為 268.6%。這顯示中國貨幣當局對於其基礎貨幣的發行權完全受制於外匯占款的增減，毫無自主決定的空間。

當然，中國政府不會坐視不管，放任貨幣大量發行。為此，本研究進一步探析中國各種貨幣政策工具對沖銷因外匯占款增加而造成的基礎貨幣過量發行之效率。本研究發現，在 10% 的顯著水準下，中國貨幣當局雖可通過公開市場操作立即回收超額的基礎貨幣發行，但其沖銷係數僅 0.249 而已。法定存款準備金率與 1 年期貸款利率對基礎貨幣的沖銷係數雖高達 22.428 與 104.722，但此二者卻需經 10 個月至 18 個月左右的時間方能見效。特別是，存款利率的提升會吸引更多國際熱錢流入，以致中國 1 年期存款利率與基礎貨幣呈現出同向變動的態勢。另外，受到市場游資充沛的影響，中國境內金融機構可直接藉由銀行間同業拆借市場進行借貸，大幅消滅中國貨幣當局的重貼現利率政策應有的預期效果。

在此背景下，中國未完全沖銷的基礎貨幣每增加 1 億人民幣，中國貨幣當局於當期就必須多發行 1.000 億人民幣的基礎貨幣，且影響係數顯著水準在 1% 下顯著。這比 ARCH model 1 中所估計在未採取任何沖銷措施的情況下，外匯占款對中國基礎貨幣發行的直接影響係數 1.579 僅下降 0.579。

更進一步來說，中國貨幣當局在 2002 年 9 月至 2007 年 11 月間，共調升重貼現利率 0.27%、法定存款準備金率 7.5%、1 年期存款利率 1.89% 與貸款利率 1.98%；同時發行價值 33,730 億人民幣的央行票據。這些貨幣沖銷的實施，本研究估計每月大約可回收 616 億人民幣的基礎貨幣，但平均每月還有 495 億人民幣的基礎貨幣無法沖銷，其占全部基礎貨幣發行的比重為 68.2%。這顯示在中國貨幣當局竭力進行沖銷後，還有超過五成的基礎貨幣流通在外。

本研究最後評估在採取所有可資運用的沖銷措施之背景下，中國無法沖銷的基礎貨幣對中國廣義貨幣、房地產與股票價格之影響。本研究發現，在 5% 的顯著水準下，中國未完全沖銷的基礎貨幣每增加 1 億人民幣，廣義貨幣、房地產銷售價格指數與滬深綜合股價指數將相應增加 0.170 億人民幣、0.018 個百分點與 0.531 點。

因此，在 2004 年 3 月至 2007 年 11 月間，每月平均 636 億人民幣的未完全沖銷之基礎貨幣，將造成中國廣義貨幣每月多發行 235 億人民幣、房地產銷售價格同比上漲 8.9% 與滬深綜合股價指數上升 340 點，分別占全部廣義貨幣發行量、房地產銷售價格與滬深綜合股價漲幅的比重為 6.3%、129.0% 與 383.3%。這顯示中國貨幣當局迄今為止還可以通過各種行政管制的方式來控制總體貨幣供給量，但卻很難阻止流通在外的超額貨幣持續進入資產市場進行投機。

綜合來看，通過計量經濟模型對中國貨幣政策自主性進行檢證，本研究發現中國外匯占款的持續增加業已完全侵蝕中國貨幣當局對於基礎貨幣發行的自主性。同時，中國貨幣當局也無法通過各種貨幣政策工具來完全回收這過量的外匯占款所造成的超額基礎貨幣發行。儘管中國貨幣當局可通過行政調控的方式來抑制未完全沖銷的基礎貨幣進一步衝擊到整體貨幣供給量，但是中國政府卻很難通過行政調控的方式完全抑制市場游資進入房地產或證券市場進行投機。特別是，中國經濟的持續過熱與失衡還將進一步吸引更多的國際熱錢湧入，造成新一波的貨幣發行之壓力。簡言之，中國貨幣政策自主性正隨著外匯占款的急遽膨脹而迅速喪失當中。