

我們採用計量經濟學測試的結果顯示，港元的需求受收入、利率、通脹、商業活動以及市場氣氛等因素影響。香港與其他經濟體系一樣，多年來流通貨幣與本地生產總值的比例一直下降，但自一九八四年起，這個比例卻開始回升。我們認為這是由於港元在境外，特別是在國內流通所致。後者總額估計達到190億港元，相等於本港已發行貨幣總額的四分之一。至於決定港元存款需求的因素，則與流通貨幣需求有所不同；港元存款需求會受到股票市場交投活躍程度的影響。港元定期存款和港元廣義貨幣供應M3的增幅相對地較收入的增幅大。在目前的經濟狀況下，預期廣義貨幣的流通速度每年會下降2%左右。

### 引言

政策制訂者及經濟分析員對貨幣數據 (monetary aggregates) 的表現感到興趣，因為由此可以明瞭貨幣與實質經濟及通脹的關係。在聯繫匯率制度下，香港的利率是由外在因素決定的，也就是說本港利率並非由本港的金融情況決定。在這種經濟環境下，本港貨幣數據的變化就更會引起研究員的興趣。

本文主要討論港幣的供求關係，而港元貨幣供應的主要組成部分為定期存款。圖1顯示香港貨幣供應各組成部分的發展趨勢。中期來說，港元廣義貨幣M3供應量的增長一直較名義本地生產總值的增長快，增幅每年平均相差2.2% (圖2)，反映港元的流通「速度」(velocity) 減慢的趨勢，而大部分高收入經濟體系也出現這種情況。

除了有關流通貨幣的資料外，本文所載有關計量經濟研究數據由一九八四年開始。這樣安排的目的是要確保在搜集數據的期間，本港都是實行同一的匯率體制 (即港元按7.8港元兌1美元發鈔的聯繫匯率制度)，以避免因匯率體制不同而引起誤差。Kwong & Ho (1983) 較早前所作的研究則引用一九七四至一九八零年的數據，當時香港正實施浮動匯率制度。

### 流通貨幣的需求

流通貨幣一般是用作交易而不具儲蓄價值，持有流通貨幣不會獲得利息，每個人持有貨幣的多寡，取決於如何平衡因持有流通貨幣而失去利息的「機會成本」，以及因手頭現金不足引致的不便。Baumol (1952) 利用有關存貨需求的研究，發展出有關流通貨幣需求的模式。Baumol 所用的模式顯示，貨幣的需求受收入和利率的影響，其彈性 (elasticity) 分別為+0.5和-0.5。然而，大多數實例研究顯示，收入彈性接近1，而利率彈性則差異甚大。

理論上，在貨幣發行局制度下，流通貨幣供應量由國際收支平衡所決定。但事實上流通貨幣的供應並非完全受外在因素影響。銀行任何時候都樂意接受客戶存款，因此不會出現流通貨幣供應過剩的現象。此外，存款亦可隨時轉換成流通貨幣。因此，流通貨幣的供應實際上是由需求決定的。

科技發展也影響流通貨幣的需求，由於自動櫃員機大行其道，公眾持有的流通貨幣會有所減少。此外，電子支付系統的出現亦減少了涉及現金支付的交易。除了金融改革及放寬監管的因素外，科技發展也被視為導致在多個國家中貨幣需

\* 本文主要由賀啟承先生和梁金燕小姐負責撰寫，並獲Charles Goodhart教授提供意見和協助。賀啟承先生是金融管理局經濟研究處前任處長，而梁小姐則現職該處的經理。



圖 1a  
港元貨幣供應組成部分與本地生產總值的比例

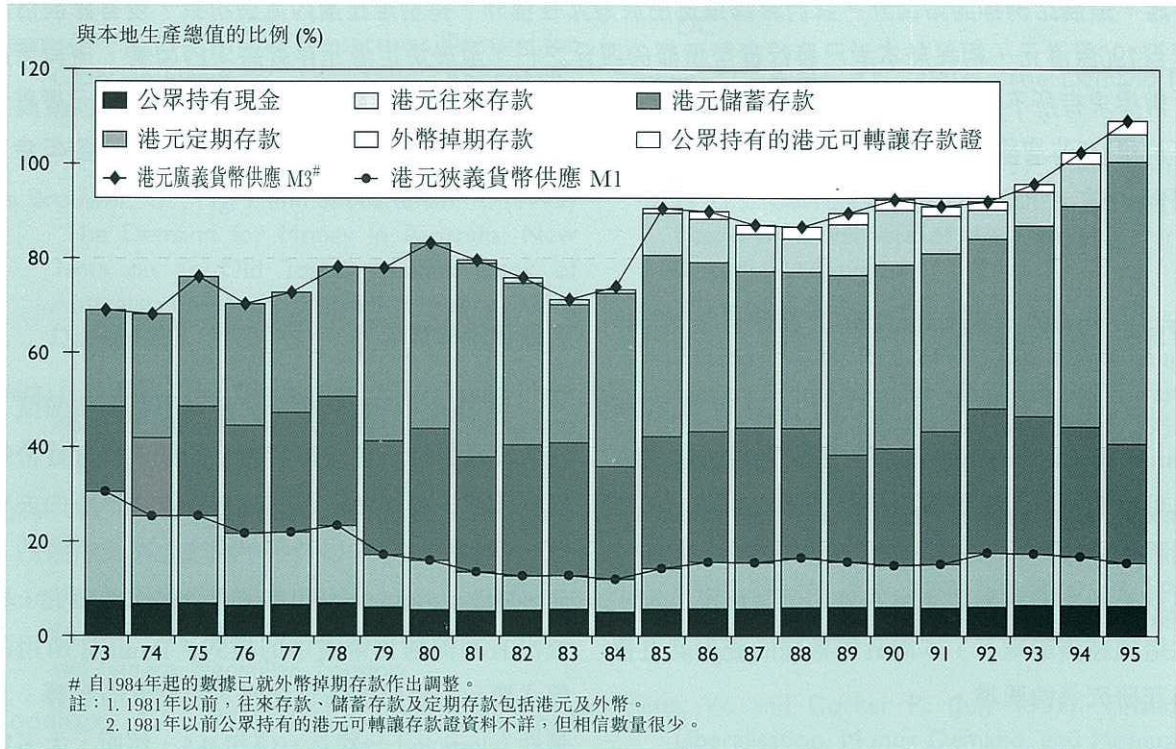
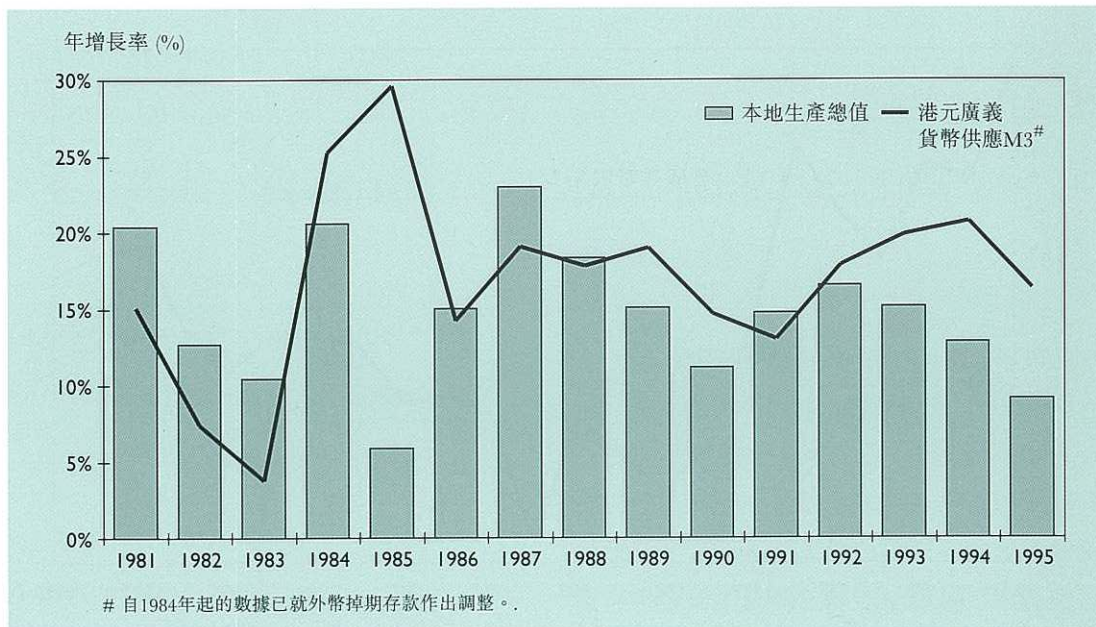


圖 1b  
港元與外幣存款比例  
(已就外幣掉期存款作出調整)





圖2  
名義本地生產總值及港元廣義貨幣供應M3<sup>#</sup>增長率



求函數 (demand-for-money functions) 不穩定的原因<sup>1</sup>。我們難以評估科技發展造成的影響；一般的做法是在進行迴歸分析 (regressions) 時加入時間趨勢的元素，但由於時間趨勢與收入密切相關，所以此舉會導致嚴重的多元線性相關 (multicollinearity) 現象，得出的結果會出現誤差。在香港這個問題特別嚴重，因為香港的通脹率偏高，而實質本地生產總值又很少下降。

另一項使香港的問題更為複雜的因素，是港元也在華南及澳門流通，並同時作為交易媒介和儲存價值之用。圖3顯示，大約從一九八四年開始，流通貨幣的需求出現結構性轉變。這種轉變是因為中港關係日益密切引起的。中國在實行「開放」政策初期（一九七九至一九八三年），重點主要放在農業方面，在其後的五年（一九八四至一九八八年），重點才轉移到「城市」。中國政府推行價格改革，經濟政策轉為以「社會主義市場經濟」為主導，金融和貨幣體系亦進行改革。因此，我們在

以下有關一九七三至一九九五年的迴歸分析中，加進了虛變數 (dummy variable) QC，一九八三年或之前的數值是零，一九八四年是1，一九八五年是2，如此類推。有關的程式見附錄。

我們在設定計算流通貨幣需求模式時，把流通貨幣需求定為收入、利率、商業信心及中國虛變數的函數。有關的研究結果如下（所有序列的定義及簡稱詳見附錄，而估計參數下的括號內的數值是絕對值t-值 (absolute t-values)，\* 及 # 則分別表示在統計學上顯著性 (statistical significance) 95%及90%的置信水平）：

長期模式：

$$\ln C/P = 1.53 + 0.66 \ln \text{RGDP} - 0.010i_t + 0.02 \ln \text{BC} + 0.03 \text{QC}$$

(2.3\*) (12.7\*) (2.7\*) (0.6) (5.0\*)

$$R^2 = 0.99 \quad \Sigma e^2 = 0.0280 \quad \text{DW} = 1.79 \quad \text{協整測試} = -4.83^*$$

短期模式：

$$\Delta \ln C/P = 0.02 + 0.44 \Delta \ln \text{RGDP} - 0.004 \Delta i_t + 0.03 \Delta \text{QC} - 0.96 e_{t-1}$$

(0.8) (1.8#) (1.1) (1.5) (3.6\*)

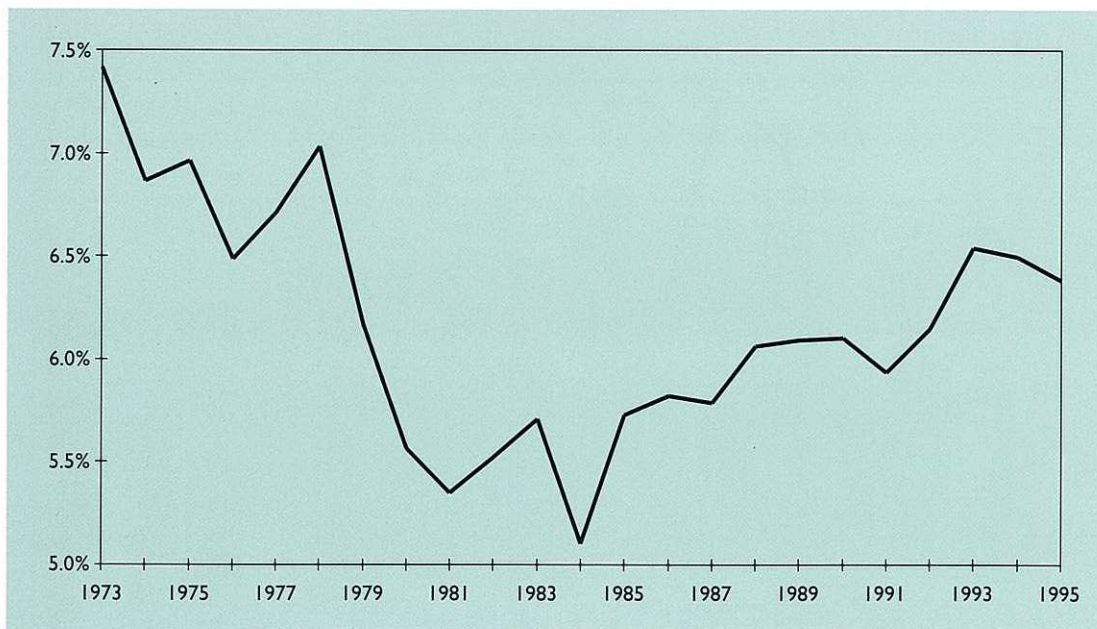
$$R^2 = 0.62 \quad \Sigma e^2 = 0.0263 \quad \text{DW} = 1.53$$

測算期間：1973-1995

1 舉例而言，Siklos(1995)根據調查結果作出結論，認為「傳統對貨幣需求函數出現不穩定的情況，主要是因為金融創新所引致。」



圖3  
流通貨幣與本地生產總值的比例



結果顯示，流通貨幣是一種次等商品 (inferior good)，因為其需求的增幅較收入的增幅低。這種現象部分反映科技發展的影響；隨着聰明卡<sup>2</sup>日益普及，這種影響將會加劇。恆生指數相對美國杜瓊斯工業平均指數的變動，是量度商業／消費者信心的指標，恆生指數的升跌與流通貨幣的需求有直接關係。流通貨幣的需求亦會因利率變動而略受影響。舉例來說，定期存款利率每上升一厘，例如由5厘升至6厘，流通貨幣的持有量只會減少1%，即7億港元左右。短期模式顯示流通貨幣需求會迅速就長期均衡水平作出調整。

我們嘗試分別測算包括中國因素 (即虛變數QC) 在內和沒有包括中國因素在內的貨幣流通量，並利用兩者間的差距來推算在香港境外的貨幣流通量。根據計算結果，一九九四年在香港境外流通港幣約有190億港元，佔香港已發行貨幣總

額的四分之一。相信這些港幣大部分在華南地區流通，而小部分則在澳門及鄰近國家流通。

此外，我們也研究流通貨幣的需求量在不同月份的變化。流通貨幣的需求一般在農曆新年達到高峰，因為在農曆新年公眾人士需要現金作紅封包之用。農曆新年可以在西曆一月或二月，所以要瞭解農曆新年對流通貨幣需求的影響較分析聖誕節的影響困難，因為後者總是在十二月。因此，我們加入了QCNY這個變數。如果農曆新年是在一月底，QCNY的數值就是1，如果相距一日，數值就是0.9，兩日為0.8，如此類推，直至相距九日便是0.1，超過九日則為0。此外，根據消費數值推算的每月本地生產總值則用作交易額變數 (transaction variable)。為了計及在境外流通港元的影響，我們加進了QC的每月數字 (QC<sub>12</sub>)，其數值相等於上述虛變數QC的十二分之一；而季節性效應則以QSs代表。有關的模式如下：



長期模式：

$$\begin{aligned} \ln(C/P) = & 3.39 + 0.26 \ln \text{RGDP} + 0.13 \ln \text{RGDP}_{-1} + 0.13 \ln \text{RGDP}_{-2} + 0.12 \ln \text{RGDP}_{-3} \\ & (8.0^*) (8.2^*) \quad (4.6^*) \quad (4.5^*) \quad (4.0^*) \\ & - 0.01 i_T + 0.005 \ln \text{BC} + 0.03 \text{QC}_{12} + 0.24 \text{QCNY} + 0.05 \text{QS2} + 0.02 \text{QS3} \\ & (4.5^*) (0.3) \quad (7.4^*) \quad (17.2^*) \quad (5.6^*) \quad (1.8\#) \\ & - 0.01 \text{QS4} - 0.02 \text{QS5} - 0.02 \text{QS6} - 0.06 \text{QS7} - 0.06 \text{QS8} - 0.06 \text{QS9} \\ & (1.3) \quad (2.0^*) \quad (1.7\#) \quad (5.3^*) \quad (5.5^*) \quad (5.0^*) \\ & - 0.07 \text{QS10} - 0.07 \text{QS11} - 0.04 \text{QS12} \\ & (6.5^*) \quad (7.0^*) \quad (5.6^*) \end{aligned}$$

$$R^2=0.99 \quad \Sigma e^2=0.1966 \quad \text{DW}=2.33 \quad \text{協整測試}=-4.76^*$$

短期模式：

$$\begin{aligned} \Delta \ln(C/P) = & 0.06 + 0.14 \Delta \ln \text{RGDP} - 0.008 \Delta i_T + 0.03 \Delta \text{QC}_{12} \\ & (7.8^*) (4.2^*) \quad (3.6^*) \quad (0.9) \\ & + 0.22 \text{QCNY} - 0.29 \text{QCNY}_{-1} - 0.002 \text{QS2} - 0.09 \text{QS3} \\ & (13.5^*) \quad (17.1^*) \quad (0.1) \quad (9.6^*) \\ & - 0.10 \text{QS4} - 0.07 \text{QS5} - 0.05 \text{QS6} - 0.09 \text{QS7} - 0.05 \text{QS8} \\ & (10.9^*) \quad (7.6^*) \quad (5.3^*) \quad (9.6^*) \quad (5.2^*) \\ & - 0.05 \text{QS9} - 0.07 \text{QS10} - 0.06 \text{QS11} - 0.03 \text{QS12} - 0.35 c_{-1} \\ & (5.1^*) \quad (7.2^*) \quad (6.6^*) \quad (3.1^*) \quad (5.9^*) \end{aligned}$$

$$R^2=0.85 \quad \Sigma e^2=0.1717 \quad \text{DW}=2.03$$

測算期間：1973-1995

流通貨幣的需求有明顯的季節性變化。農曆新年臨近，對流通貨幣的需求會增加；若農曆新年是在一月底，需求可能會驟增24%，即150億港元，趨勢隨後在下月回復至正常，所以 $\text{QCNY}_{+1}$ 的系數是負數，而且數值與 $\text{QCNY}$ 的系數相若。此外，上述模式顯示流通貨幣的長期需求不單取決於目前的交易額，也受過去三個月交易額的影響。根據這個模式，香港境外對港幣需求的估計數字為200億港元。

隨着中國內地實行開放政策，香港與內地建立了廣泛的貿易聯繫，一九八四年中國內地更成為香港的第二大本地產品出口市場，這主要是因為香港與內地（尤其是經濟特區）的來料加工安排（特別是製造業）。廣東省南部與香港接壤，再加上港商在這裏大量投資，因此發展十分迅速。由於香港及廣東兩地的經濟關係日益密切，所以在以下的模式裏，我們以廣東省的當地生產總值（GD）取代先前所用的虛變數 $\text{QC}$ ，得出的結果如下：

長期模式：

$$\ln C/P = 2.06 + 0.49 \ln \text{RGDP} - 0.01 i_T + 0.02 \ln \text{BC} + 0.26 \ln \text{RGD}$$

(1.8\#) (3.7^\*) \quad (2.2^\*) \quad (0.4) \quad (3.0^\*)

$$R^2=0.99 \quad \Sigma e^2=0.0368 \quad \text{DW}=1.59 \quad \text{協整測試}=-3.86^*$$

短期模式：

$$\Delta \ln C/P = 0.04 + 0.23 \Delta \ln \text{RGDP} - 0.006 \Delta i_T - 0.78 c_{-1}$$

(1.8\#) (0.9) \quad (1.3) \quad (3.3^\*)

$$R^2=0.48 \quad \Sigma e^2=0.0326 \quad \text{DW}=1.44$$

測算期間：1973-1994

與採用虛變數 $\text{QC}$ 的模式一樣，這個模式也顯示一九九四年在境外流通的港幣達180億港元，佔已發行貨幣總額的24%。這是透過比較包括中國的開放政策和沒有包括中國開放政策的因素在內的預測貨幣流通量兩者間的差額，而得出的結果。在沒有包括中國開放政策這項因素計算時，我們假設廣東省的經濟增長率相當於一九七九年開始實行經濟改革之前十年的平均年增長率。

## 往來存款

往來存款近似流通貨幣，所以上文的分析大部分也適用於往來存款。不過，往來存款亦可用於交易的結算，例如股票交易的結算。因此，股票市場的交投量（TO）越大，往來存款的結餘便會越多。至於科技發展對往來存款的影響則難以確定，因為某些科技創新能增加往來存款的需求，但另一些卻會減少其需求。

在香港，往來存款是不計息的，所以我們以定期存款利率來評估持有往來存款的機會成本。同時，公眾也會因為「投機目的」而持有往來存款。假如定期存款及債券的利率目前均處於低水平，投資者會預期利率上升而債券價格下跌，於是他們便會將資金存入往來存款戶口，直至利率回升。這是我們預計代表定期存款利率的系數是負數的另一個原因。



由於往來存款是不計息的，所以往來存款由需求決定。我們首先以年度數據代入以下的程式來作出測算：

長期模式：

$$\ln DD/P = 0.75 \ln RGDP - 0.029i_t + 0.16 \ln TO$$

(30.0\*)      (1.9\*)      (3.7\*)

$$R^2 = 0.95 \quad \Sigma e^2 = 0.0536 \quad DW = 2.02 \quad \text{協整測試} = -3.29$$

(協整關係微弱)

短期模式：

$$\Delta \ln DD/P = 1.21 \Delta \ln RGDP - 0.045 \Delta i_t + 0.04 \Delta \ln TO - 0.55 e_{t-1}$$

(3.7\*)      (3.1\*)      (0.6)      (1.6)

$$R^2 = 0.78 \quad \Sigma e^2 = 0.0302 \quad DW = 1.90$$

測算期間：1984-1995

所得結果顯示往來存款與股票市場活動有直接關係；長期來說，股票市場的交投量增加1%，往來存款就會增加0.16%。與預期一樣，利率波動對持有往來存款的意欲影響，較其對流通貨幣需求的影響為大。上述模式顯示，若定期存款利率由5厘增加至6厘，往來存款結餘便會下降2.9%，即32億港元。

我們也在按月的基礎上進行類似的測算，但需要再加入其他虛變數，以便將認購上市新股的影響也計算在內。上市新股的認購情況一般非常踴躍，超額認購倍數相當高，令往來存款戶口出現大量短期資金。認購新股在一九八六年四月(IPO1)、一九九二年九月(IPO2)、一九九二年十月(IPO3)、一九九三年十月(IPO4)及一九九四年一月(IPO5)這幾個月所構成的影響尤其顯著。另外，一九九五年八月底颱風訊號高懸，往來存款戶口也凍結了大量資金。為了把這項影響也包括在內，需要加入一個虛變數，把該月份的數值定為1，其他月份則為零。

結果顯示，當前的實質往來存款結餘會受到當前的實質本地生產總值、利率和股票市場交投量的影響。與預期一樣，往來存款的季節性變化並非如流通貨幣需求的季節性變化般明顯，所以

大部分季節性虛變數的顯著性並不強。

長期模式：

$$\ln DD/P = 4.89 + 0.11 \ln RGDP - 0.034i_t + 0.04 \ln TO + 0.21 Q_{typh} + 1.1 IPO1$$

(5.5\*) (1.4)      (5.1\*) (3.8\*)      (6.3\*) (32.9\*)

$$+ 0.21 IPO2 + 0.76 IPO3 + 0.37 IPO4 + 0.06 IPO5 - 0.03 QS2$$

(5.6\*) (19.7\*) (11.0\*) (1.9#) (1.5)

$$- 0.04 QS3 - 0.04 QS4 - 0.07 QS5 - 0.03 QS6 - 0.05 QS7 - 0.06 QS8$$

(2.0\*) (1.9\*) (3.2#) (1.4) (2.4\*) (2.4\*)

$$- 0.03 QS9 - 0.01 QS10 - 0.02 QS11 - 0.01 QS12$$

(1.2) (0.6) (1.0) (1.0)

$$R^2 = 0.95 \quad \Sigma e^2 = 0.2449 \quad DW = 2.55 \quad \text{協整測試} = -12.0*$$

短期模式：

$$\Delta \ln DD/P = 0.02 + 0.14 \Delta \ln RGDP - 0.03 \Delta i_t + 0.05 \Delta \ln TO + 0.18 Q_{typh}$$

(1.4) (1.8#)      (4.6\*) (3.9\*) (3.9\*)

$$- 0.26 Q_{typh,t-1} + 1.1 IPO1 + 0.19 IPO2 + 0.54 IPO3 + 0.35 IPO4$$

(5.7\*) (24.5\*) (4.2\*) (11.8\*) (7.5\*)

$$+ 0.10 IPO5 - 1.07 IPO1_{t-1} - 0.77 IPO3_{t-1} - 0.37 IPO4_{t-1} - 0.02 IPO5_{t-1}$$

(2.2\*) (23.4\*) (16.7\*) (8.1\*) (0.4)

$$- 0.05 QS2 - 0.03 QS3 - 0.02 QS4 - 0.05 QS5 + 0.02 QS6 - 0.04 QS7$$

(2.3\*) (1.4) (1.0) (2.3\*) (1.2) (1.9#)

$$- 0.01 QS8 + 0.02 QS9 + 0.001 QS10 - 0.02 QS11 - 0.02 QS12 - 0.23 e_{t-1}$$

(0.6) (1.1) (0.1) (0.8) (0.7) (3.0\*)

$$R^2 = 0.95 \quad \Sigma e^2 = 0.2175 \quad DW = 2.24$$

測算期間：1984-1995

### 狹義貨幣供應

港元狹義貨幣供應M1包括流通貨幣及往來存款，模式可以利用兩個組成部分之和測算。另一個做法是，如果認為兩個組成部分的主要變化可互相取代，而上述模式不能充分反映此點，則可以直接建立計算港元貨幣供應M1的模式。在有關的樣本期間內，中國變數與交易額變數關係密切，因此我們刪除了這項變數。股票市場交投量的影響幅度下降，顯示將流通貨幣包括在內使有關的聯繫減弱。

長期模式：

$$\ln HK\$M1/P = 0.79 \ln RGDP - 0.017i_t + 0.14 \ln TO$$

(38.9\*) (1.4) (4.4\*)

$$R^2 = 0.96 \quad \Sigma e^2 = 0.0308 \quad DW = 2.24 \quad \text{協整測試} = -4.26*$$

短期模式：

$$\Delta \ln HK\$M1/P = 0.02 + 0.83 \Delta \ln RGDP - 0.026 \Delta i_t + 0.05 \Delta \ln TO - 0.69 e_{t-1}$$

(0.6) (1.3) (2.0\*) (0.8) (1.6#)

$$R^2 = 0.87 \quad \Sigma e^2 = 0.0135 \quad DW = 2.01$$

測算期間：1984-1995

## 儲蓄存款

儲蓄存款是一般的存款，存戶可以自存款賺取利息，並可隨時提款，但存戶不可從儲蓄存款賬戶開出支票。存戶可以隨時把儲蓄存款的用途由儲存價值變為交易媒介，又或由交易媒介變為儲存價值。因此，儲蓄存款利率一般較定期存款利率低。儲蓄存款利率由香港銀行公會決定。由於個別銀行無權調整儲蓄存款利率以吸引更多存戶，加上銀行公會所定的儲蓄存款利率一般與定期存款利率一同作出調整(圖4)，故儲蓄存款的數額亦主要由需求決定。

因此，持有儲蓄存款的機會成本是儲蓄存款與定期存款之間的息差，而這項因素的影響力相當顯著。我們的模式顯示，定期存款與儲蓄存款的息差每擴闊一厘，儲蓄存款的數額就會大幅下跌28%，約為790億港元。儲蓄存款的所得彈性則稍低於1。

長期模式：

$$\ln DS/P = 0.92 \ln RGDP - 0.28(i_t - i_s) + 0.29 \ln BC$$

(88.5\*)                      (2.5\*)                      (4.2\*)

$$R^2 = 0.94 \quad \Sigma e^2 = 0.0335 \quad DW = 1.77 \quad \text{協整測試} = -2.9$$

(協整關係微弱)

短期模式：

$$\Delta \ln DS/P = -0.08 + 2.08 \Delta \ln RGDP - 0.32 \Delta(i_t - i_s) + 0.41 \Delta \ln BC - 1.16 e_{1,t}$$

(2.1#) (3.7\*)                      (3.6\*)                      (4.9\*)                      (3.3\*)

$$R^2 = 0.85 \quad \Sigma e^2 = 0.0169 \quad DW = 1.77$$

測算期間：1984-1995

## 定期存款

以往少於50萬港元定期存款的利率均由銀行公會釐定，不過自一九九四年十月一日起，利率管制開始逐步放寬。首兩個階段的放寬利率管制措施在一九九四年十月一日和一九九五年一月三日實施，分別撤銷了一個月以上和七日以上的定期存款利率。香港金融管理局在檢討了放寬利率管制的效果後，決定在一九九五年十一月一日實施最後階段的措施，解除七日定期存款的利率管

圖4  
儲蓄及定期存款利率

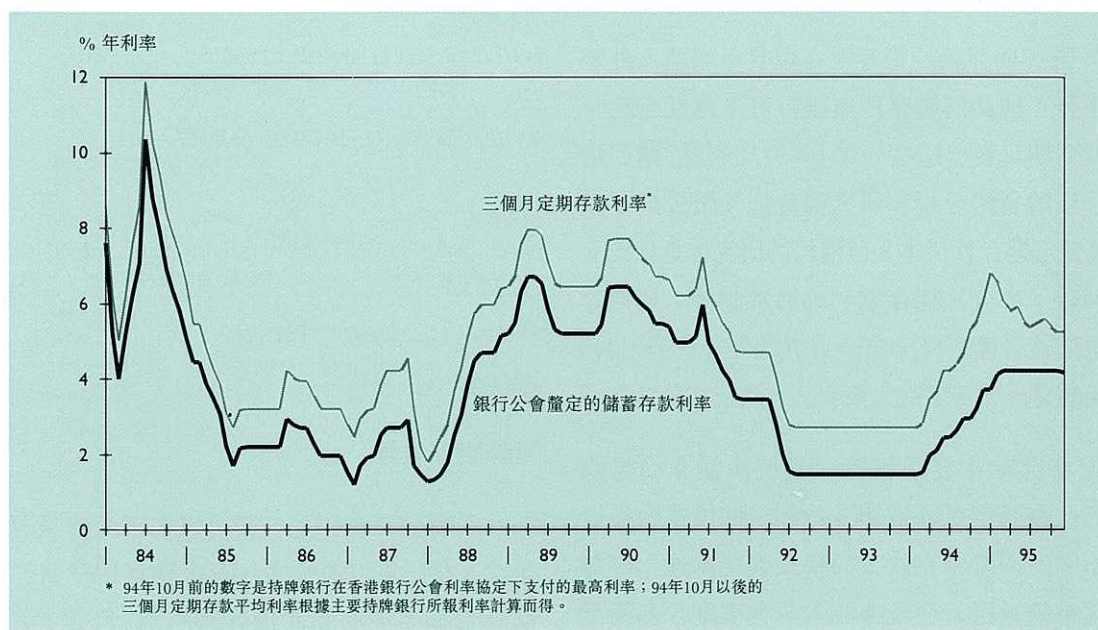
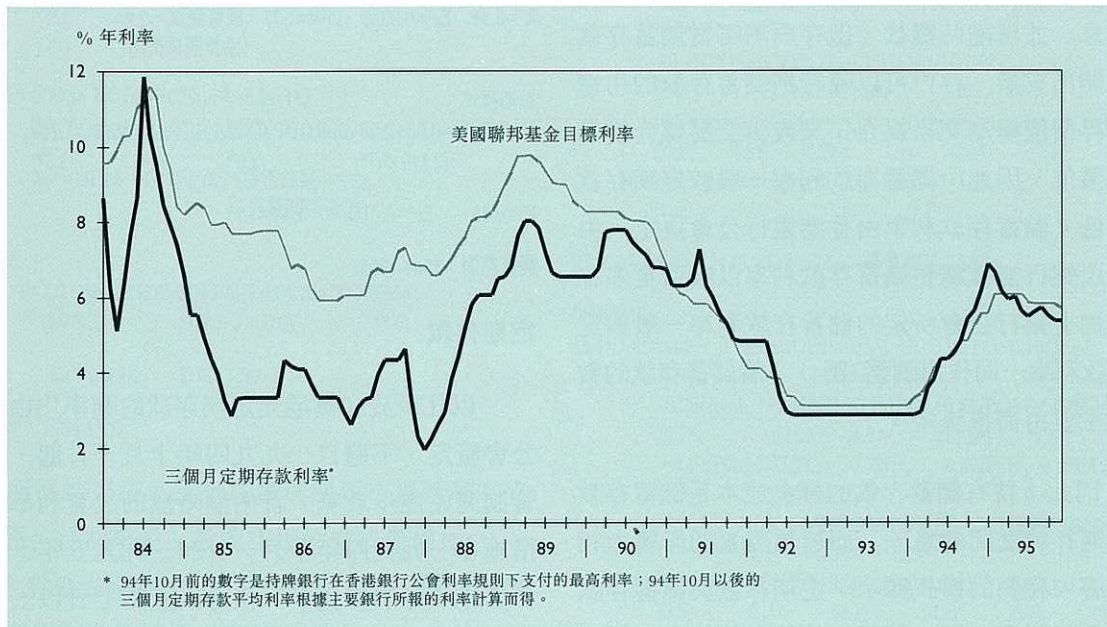




圖5  
美國及香港利率的比較



制。在放寬利率管制後，受銀行公會利率管制的港元存款佔總數的比例由放寬管制前的56%下跌至35%。整體來說，自一九九二年起，定期存款利率走勢大致上跟隨美國聯邦基金目標利率的走勢(圖5)。就銀行而言，主要定期存款利率是由外在因素決定，而存款數額則由需求決定。

外幣掉期存款是指客戶在現貨市場購入外幣存入銀行；與此同時客戶與銀行訂下遠期合約，在存款到期日賣出這些外幣(本金加利息)購回港元。一般的貨幣分析和研究都會把外幣掉期存款視為港元定期存款，本文所進行的研究也是如此。自從解除了部分定期存款利率的管制後，掉期存款的重要性日漸下降，自一九九四年十一月1,040億港元的高位一直下跌，至今已下跌了三分之二。

定期存款主要用作儲存價值而並非交易媒介，因此在設定測算定期存款需求的模式時需要考慮不同的因素。在以下的模式裏，本地生產總值是用來衡量財富而並非收入，利率則作為衡量促使人們儲蓄的動力。下文列出定期存款(包括外

幣定期存款)的測算程式。測算結果顯示，定期存款是高等商品(luxury goods)；定期存款需求的增長幅度較收入的增長幅度為大。定期存款的需求很容易受利率影響；估計利率每上升一厘，存款就會增加11%，即660億港元。

長期模式：

$$\ln DT/P = -7.52 + 1.49 \ln RGDP + 0.11i_t - 0.05 \Delta p + 0.33 \ln BC$$

(2.3\*) (5.8\*) (8.0\*) (4.0\*) (2.2#)

$$R^2 = 0.99 \quad \Sigma e^2 = 0.0144 \quad DW = 1.88 \quad \text{協整測試} = -3.14$$

(協整關係微弱)

短期模式：

$$\Delta \ln DT/P = 0.06 + 0.64 \Delta \ln RGDP + 0.10 \Delta i_t - 0.06 \Delta \Delta p + 0.23 \Delta \ln BC - 0.57 e_{1,t}$$

(7.1\*) (5.2\*) (30.1\*) (17.3\*) (4.5\*) (3.2\*)

$$R^2 = 0.99 \quad \Sigma e^2 = 0.0007 \quad DW = 2.82$$

測算期間：1984-1995

### 可轉讓存款證

可轉讓存款證是一種可以在市場轉讓的銀行存款。存戶可以將資金作為長期定期存款，賺取較高利息，不過除非他在到期前「終止」定期存款，否則他便要犧牲資金的流動性。如果他是持



有可轉讓存款證的話，他隨時可以出售所持有的可轉讓存款證，以取回現金。這樣，存款證持有人只會失去由出售之日起至存款證期滿止的利息。可轉讓存款證可以說是一種可轉讓的定期存款，但多數在批發市場而並非零售市場轉讓，而且並沒有利率上限的規定。與貨幣供應的其他組成部分不同，可轉讓存款證的發行量主要由供應帶動，銀行會視乎本身集資的需要而發行可轉讓存款證。不過，可轉讓存款證的發行量只佔港元廣義貨幣供應M3的一個小部分（圖1）。

在一個封閉式的經濟體系裏，可轉讓存款證的發行量可影響利率。不過，由於香港實行聯繫匯率制度，所以香港的利率緊隨美元利率。只要利率輕微上升，可轉讓存款證的銷售量就會增加。我們以香港銀行同業拆息率 ( $i_H$ ) 來量度可轉讓存款證的利率，因為可轉讓存款證的利率通常是以  $i_H$  加上某個百分點來釐定。我們以恆生指數股息收益率 ( $i_{HSI}$ ) 作為另一項資產選擇，以量度持有可轉讓存款證的機會成本。

長期模式：

$$\ln \text{NCD}/P = -14.2 + 1.76 \ln \text{RGDP} + 0.106 i_H - 0.115 i_{HSI}$$

(3.5\*) (5.8\*) (2.7\*) (1.1)

$$R^2 = 0.86 \quad \Sigma e^2 = 0.0996 \quad DW = 2.19 \quad \text{協整測試} = -3.18$$

(協整關係微弱)

短期模式：

$$\Delta \ln \text{NCD}/P = -0.2 + 5.5 \Delta \ln \text{RGDP} + 0.098 \Delta i_H - 1.09 e_{-1}$$

(2.4\*) (3.6\*) (6.0\*) (3.4\*)

$$R^2 = 0.92 \quad \Sigma e^2 = 0.0266 \quad DW = 2.16$$

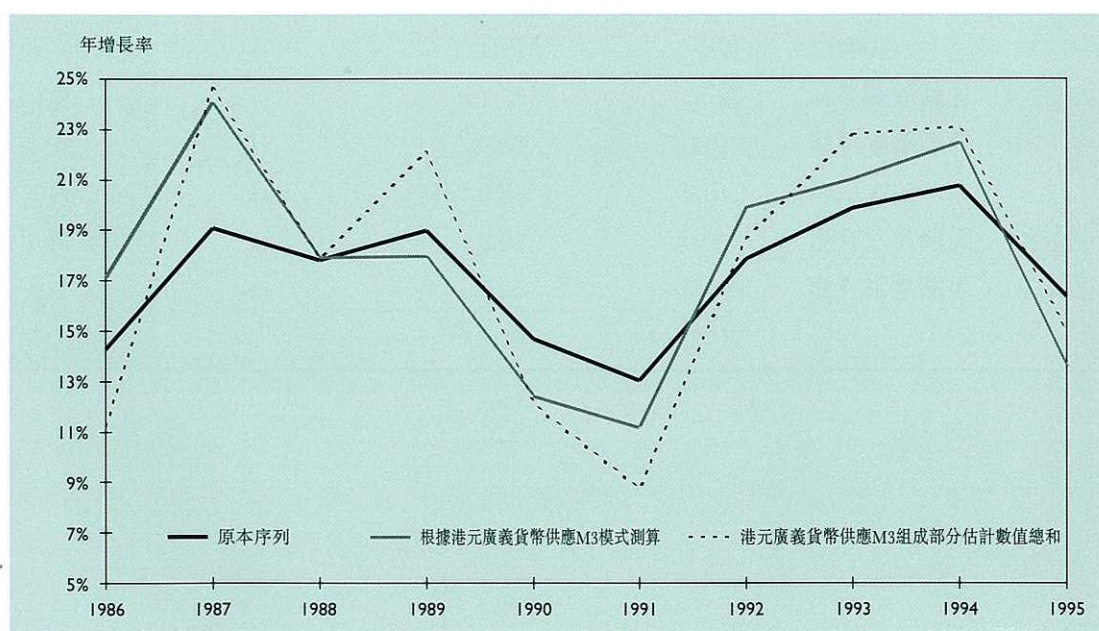
測算期間：1986-1995

結果顯示可轉讓存款證亦是高等商品，其發行量與商業或消費者信心無關，這一點與其由供應帶動的特質一致。如果銀行同業拆息率增加一厘，可轉讓存款證的需求則會上升10.6%，相等於26億港元。

### 廣義貨幣

圖6的實線代表港元貨幣供應的年度變動百分比，而將上述程式所得的估計數值相加，可得虛線代表「解釋性」的變動。解釋性序列的年度增長率平均偏離真正序列2.6%。這個情況與下列的直

圖6  
廣義貨幣供應





接估計模式推算的結果相若。

長期模式：

$$\ln M3/P = -5.03 + 1.37 \ln \text{RGDP} + 0.029i_t - 0.024 \Delta p + 0.11 \ln BC$$

(2.6\*) (9.1\*) (3.5\*) (3.0\*) (1.3)

$$R^2 = 0.99 \quad \Sigma e^2 = 0.0050 \quad DW = 1.74 \quad \text{協整測試} = -3.59^*$$

短期模式：

$$\Delta \ln M3/P = 0.04 + 0.82 \Delta \ln \text{RGDP} + 0.018 \Delta i_t - 0.023 \Delta \Delta p + 0.05 \Delta \ln BC - 0.60 e_{t-1}$$

(4.9\*) (6.9\*) (6.7\*) (9.2\*) (2.5\*) (3.9\*)

$$R^2 = 0.95 \quad \Sigma e^2 = 0.0033 \quad DW = 2.18$$

測算期間：1984-1995

根據這種方法，假如利率維持在目前水平，科技發展維持在同樣速度，而名義本地生產總值增長率為12%（假設實質增長為5%，通脹率為6-7%），則貨幣供應量應按14%左右的幅度增長，也就是說預期貨幣流通速度每年下降2%。

### 與其他研究比較

在建立貨幣需求函數時，多數研究都會加進一項長期單一價格水平彈性的限制<sup>3</sup>。表1至表4反映出本文與其他研究的異同。香港及新加坡為國際金融中心，其狹義貨幣需求的所得彈性低於1。至於廣義貨幣方面，香港的需求所得彈性介乎

工業化經濟體系及亞洲發展中經濟體系之間。至於港元的需求受利率變動的影響程度則與工業化及金融發達的經濟體系相若。按年計，港元廣義及狹義貨幣的調整速度，即誤差修正項的系數（the coefficients of error correction term）分別是0.6及0.7。根據表4所示，其他地區的速度則較慢。大多數研究只是把收入／財富及利率列入貨幣需求函數內，但香港的研究模式所包含的內容比較豐富，例如本文的模式加入了代表商業／消費者信心或股票市場等金融市場影響力的變數，而其他研究則很少就這些變數進行測試。

### 結論

本文採用計量經濟學的方法計算香港各個貨幣組成部分需求的模式，所得結果與經濟理論所提出的意見一致，例如流通貨幣主要用作交易用途，而且由於是不計息的，因此屬「次等」商品，當收入上升，其需求便會下降。另一方面，定期存款則為高等商品。在研究廣義及狹義貨幣需求時，我們發現以實質本地生產總值來量度的實質經濟活動是最具影響力的變數。此外，本文亦就港元在境外流通的金額作出估計。⊕

3 雖然在某些情況下，這項限制並未得到實際數據支持，在測算長期貨幣需求函數時，仍會加上價格齊次性的限制。



表1：  
不同經濟體系流通貨幣需求彈性的比較

經濟體系	來源	實質 所得彈性	利率彈性	備註
澳洲	(2)	1.10	-0.010	1971-91
德國	(3)	0.74	-0.010	無外來需求，1960-69
中國	(4)	0.83	不詳	1989-93
香港		0.66	-0.010	1973-95

表2：  
不同經濟體系狹義貨幣需求彈性的比較

經濟體系	來源	實質 所得彈性	利率彈性	備註
中國	(4)	1.48	-0.030	1989-93
印尼	(1)	1.16	-0.007	1974-89
南韓	(1)	0.79	-0.008	沒有協整關係，1970-89
馬來西亞	(1)	1.11	不詳	1970-89
緬甸	(1)	1.27	不詳	1970-89
尼泊爾	(1)	1.75	不詳	協整關係微弱，1970-89
菲律賓	(1)	0.67	-0.012	協整關係微弱，1973-89
新加坡	(1)	0.86	-0.012	1975-89
斯里蘭卡	(1)	0.92	-0.016	沒有協整關係，1978-89
泰國	(1)	0.85	-0.015	沒有協整關係，1977-89
香港		0.79	-0.017	



表3：  
不同經濟體系廣義貨幣需求彈性的比較

經濟體系	來源	實質 所得彈性	利率彈性	備註
<b>第一部分：以本區利率計算持有廣義貨幣的回報</b>				
意大利	(5)	0.46	0.009	1980-91
比利時	(5)	1.00	0.020	1980-91
斯里蘭卡	(1)	1.22	0.005	協整關係微弱，1978-89
荷蘭	(5)	1.26	0.044	1980-91
法國	(5)	1.32	0.024	1980-91
中國	(4)	1.58	-0.050	1989-93
英國	(5)	1.61	0.012	1980-91
德國	(5)	1.72	0.031	1980-91
香港		1.37	0.029	
<b>第二部分：持有其他資產的機會成本</b>				
南韓	(1)	1.00	-0.008	協整關係微弱，1970-89
澳洲	(2)	1.35	-0.004	協整關係微弱，1971-91
新加坡	(1)	1.37	-0.021	沒有協整關係，1975-89
緬甸	(1)	1.43	不詳	沒有協整關係，1970-89
菲律賓	(1)	1.47	不詳	1973-89
印尼	(1)	1.58	-0.021	1974-89
馬來西亞	(1)	1.63	-0.017	協整關係微弱，1970-89
泰國	(1)	1.72	-0.025	沒有協整關係，1977-89
尼泊爾	(1)	2.60	不詳	沒有協整關係，1970-89

資料來源：

- (1) Tseng and Corker, 1991年7月
- (2) 澳洲儲備銀行, 1993年12月
- (3) Seitz, 1995年1月
- (4) 國際貨幣基金組織, 1994年11月
- (5) Filosa, 1995年11月

表4：  
誤差修正項的系數(以每季計)

經濟體系	狹義貨幣	廣義貨幣
馬來西亞	0.20	0.12
菲律賓	0.13	0.11 <sup>4</sup>
南韓	不詳	0.10
印尼	不詳	0.21
中國	0.44	0.22



## 附錄

### 計量經濟學測算

我們運用普通最少平方迴歸法 (ordinary least squares) 來測算貨幣需求函數。但是，由於大多數宏觀經濟時間序列 (macroeconomic time series) 都處於非穩定狀態 (nonstationarity)，而在出現非穩定時間序列時，常會令以普通最少平方迴歸法計算所得的結果出現誤差。因此，雖然以普通最少平方迴歸法所作的測算結果，其 $R^2$ 及 $t$ -統計量 ( $t$ -statistics) 的數值會相當高，但根據這些有偏差的測試數據進行推論，所得結果亦可能會出現誤差。因此Engle及Granger在一九八七年發展出一套協整方法 (co-integration approach) 來解決這個問題。協整方法背後的理論是雖然個別水平變數 (level variable) 數值的求和級次 (order of intergration) 是 $I(1)$ ，不過它們的水平變數的線性組合 (linear combinations) 的求和級次可能是 $I(0)$ 。

因此，在進行協整測試前，需要先行決定個別時間序列的求和級次。我們運用經改良的Dickey-Fuller測試方法對所有數據進行單一根測試，而虛模假設 (null hypothesis) 是設定所研究的變數處於非穩定狀態 (即具有單一根的特性)。

本文對港元貨幣組成部分的需求函數作出測算，這些組成部分包括流通貨幣 (C)、往來存款 (DD)、儲蓄存款 (DS)、定期存款 (DT)、可轉讓存款證 (NCD)、狹義貨幣供應 (M1) 以及廣義貨幣供應 (M3)。本地生產總值 (GDP) 是用來衡量交易／財富／收入變數<sup>5</sup>。三個月定期存款利率 ( $i_T$ ) 是用作量度持有流通貨幣及往來存款的機會成本，亦即代表持有定期存款的利息收入。此外，我們利用實際通脹 $t-6$ 至 $t+6$ 的十三個月定位移動平均數 (13-month centered moving average) 來衡量人們對未來通脹率的看法 ( $\Delta p$ )，並以此來量度持有流通貨幣的機會成本。此外，持有可轉讓存款證的回報和機會成本，分別以香港銀行同業拆息率 ( $i_H$ ) 及恆生指數股息收益率 ( $i_{HSI}$ ) 作為量度指標。本地生產總值的平減物價指數則用作價格序列。恆生指數相對美國杜瓊斯工業平均指數的變動是量度消費者／商業信心 (BC) 的指標。TO代表股票市場的交投量，而QS則代表季節性效應。除有前綴“R”的屬於實質項目外，所有變數都是名義項目。此外，除了利率及通脹外，所有變數均屬於自然對數 (natural logarithms (ln))。變動 ( $\Delta$ ) 是與前一段時期作比較，亦即第一差異 (first differences)。下標 -1、-2等是代表一段、兩段間歇時段，如此類推。我們順序對這些時間序列進行穩定性測試，有關結果詳見表A1。

正如表A1測試結果所示，經改良的Dickey-Fuller測試統計顯示，至少在5%的顯著性水平，所用變數的求和級次是 $I(1)$ ，這表示只要利用各個變數的簡單差分 (simple differencing) 來作迴歸分析，即能保證時間序列的穩定性。

#### 測算步驟

我們在通式內列出貨幣需求函數，並根據實質收入、實質機會成本、實質回報率、經濟活動和商業信心指標、季節性虛變數以及代表農曆新年或颱風影響特別情況的其他虛變數，對當前實質貨幣結餘進行迴歸分析。

$$\ln(M/P) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln RGDP + \alpha_2 (i_T - \Delta p) + \beta (QC, QS, QIPO, Qtyph, QCNY, \ln BC, \ln TO)$$

實質收入及實質機會成本／回報率變數對實質貨幣結餘的長期彈性，分別以 $\alpha_1$ 及 $\alpha_2$ 代表；而其他變數對實質貨幣結餘的彈性則以 $\beta$ 向量代表。

值得注意的是，我們在這個程式加入了一項限制，就是有關價格的貨幣結餘限定為一度齊次式 (homogeneous of degree 1)，接着的一段會介紹評估這項限制的測試。但假若 $F$ -測試統計量 ( $F$ -test statistic) (根據有限制和沒有限制程式的剩餘平方和得出) 超出臨界值 (critical value)，即表示

5 另一個做法是嘗試利用私人消費，但一般而言結果不太理想。



表A1  
穩定性測試

變數	t-值 (絕對值)		變數	t-值 (絕對值)	
	每年	每月		每年	每月
Ln C/P	0.11	0.23	ΔLN C/P	4.14*	4.48*
Ln DD/P	2.08	0.46	ΔLn DD/P	3.76*	9.70*
Ln MI/P	2.28	—	ΔLn MI/P	3.76*	—
Ln DS/P	1.92	—	ΔLn DS/P	5.19*	—
Ln DT/P	1.18	—	ΔLn DT/P	4.03*	—
Ln NCD/P	1.42	—	ΔLn NCD/P	8.81*	—
Ln GDP/P	1.12	1.08	ΔLn GDP/P	4.33*	3.63*
Ln TO	0.09	—	ΔLn TO	5.85*	—
Ln BC	2.25	1.78	ΔLn BC	4.04*	4.32*
$i_{HSI}$	3.39*	—	—	—	—
$i_T - p$	4.06*	3.50*	—	—	—
$i_T - i_S$	3.91*	—	—	—	—
$i_H$	1.62#	—	—	—	—
$i_T$	2.77#	2.24 <sup>6</sup>	$\Delta i_T$	—	5.34*

\*及#表示數字分別在5%及10%的水平與零有顯著差別。

我們不應加入這項限制。在這種情況下，便應以名義結餘作為價格、實質收入以及機會成本／回報率的函數。

我們運用Engle-Granger的誤差修正模式 (error correction model) 來作測算。這個模式分為兩個步驟進行推算，以便分析有關數據的長期及短期特性。正如該理論指出，在第一個步驟中，以水平變數及利用普通最少平方迴歸法來測算各種時間序列之間的關係，假如測算結果出現穩定的剩餘數字，則這些變數之間存在協整關係，而迴歸分析亦會得出協整向量 (cointegrating vector) 的測算。我們再利用第一差異的模式算出一個變數，該變數則代表在達致長期平衡時每個時段出現誤差的程度。因此，在第二個步驟中，短期調整或誤差修正機制可以下列程式來進行測算：

$$\Delta \ln(M/P) = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta \ln \text{RGDP} + \alpha_2 \Delta (i_T - \Delta p) + \beta (QC, QS, QIPO, QIPO_{+1}, Q_{typh}, Q_{typh}_{+1}, QCN Y, QCN Y_{+1}, \Delta \ln BC, \Delta \ln TO) + \alpha_3 e_{-1}$$

$e$  = 長期迴歸分析所產生的剩餘數值

$\alpha_3$  = 調整系數

我們的研究亦加入兩項配對成雙的虛變數來量度特別情況所帶來的影響及其後回到正常水平的情況。以一九九五年八月的颱風為例，在九五年八月 $Q_{typh}$ 是1，在九五年九月 $Q_{typh}_{+1}$ 是1。第一個變數量度颱風如何導致往來存款驟增，而第二個變數則反映往來存款金額回復正常，預期這兩項配對成雙的虛變數的系數相加起來應該等於零。

#### 價格齊次測試

正如上文所述，在決定應否加入限定貨幣結餘的價格為一度齊次式的限制前，應該進行測試。在這種情況下，我們就下列程式進行測試：

$$\ln(M/P) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln \text{RGDP} + \alpha_2 (i_T - \Delta p) + \beta (QC, QS, QIPO, Q_{typh}, QCN Y, \ln BC, \ln TO) \dots \dots \dots \text{限制程式}$$

6 這個序列的協整關係微弱，原因可能是在聯繫匯率制度下，港元利率一般跟隨美國政策利率變動，但後者却並非經常作出修訂。因此，每月序列在某程度上出現不穩定的現象。



$$\ln(M) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln \text{RGDP} + \alpha_2 (i_T - \Delta p) + \beta (\text{QC}, \text{QS}, \text{QIPO}, \text{Qtyph}, \text{QCNY}, \ln \text{BC}, \ln \text{TO}) + \alpha_3 \ln P \dots \dots \dots \text{非限制程式}$$

假如限制無效，我們可以預期限制程式的剩餘平方和 $\text{SSR}_R$ ，與非限制程式的剩餘平方和 $\text{SSR}_U$ 之間會出現顯著差異。假如這個差異很大，我們便不應施加這項限制。下列的結果顯示，對所有貨幣需求函數施加的限制都是有效的，表示所有情況都存在價格齊次的特性。

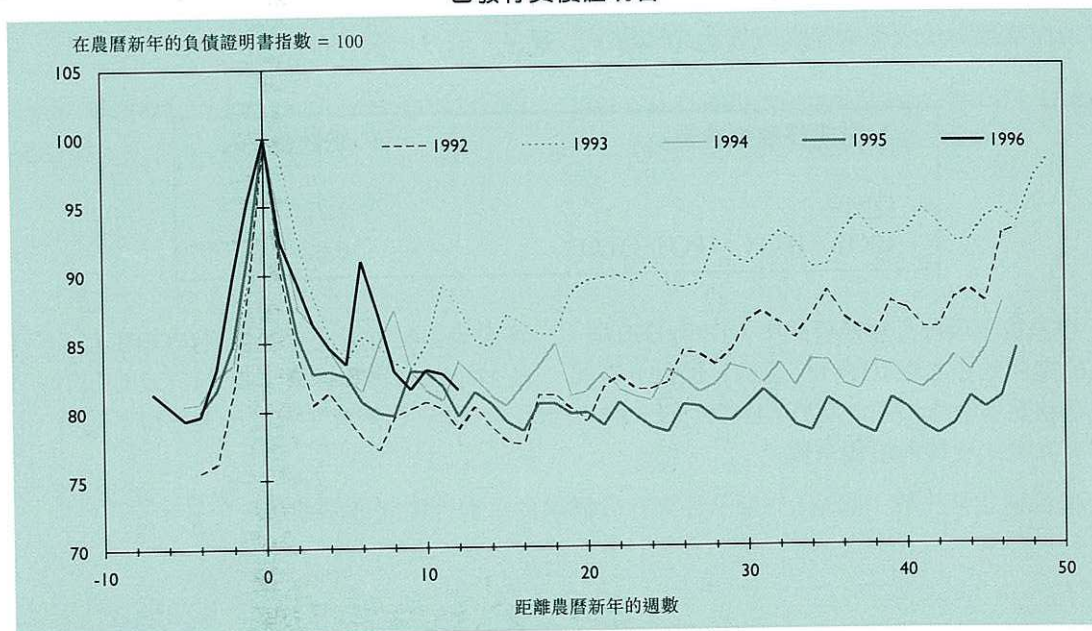
貨幣	測試統計量	備註
C	4.0	QC代表中國效應
DD	2.6	
M1	0.2	
DS	0.8	
DT	0.5	
M3	1.5	

註：C及其餘的組成部分的臨界值分別是5.98及7.57。

### 對流通貨幣的需求

在農曆新年期間，由於準備紅封包及購物的需要，市民對流通貨幣需求會轉強。由於發鈔銀行在發行港幣時，需要持有由外匯基金發出的同等價值的負債證明書(CI)，因此這項強大需求亦會令發鈔銀行持有的負債證明書數量增加。下圖(圖A1a)顯示對負債證明書的需求，在農曆新年前十天逐步增加，並在農曆新年之後十天逐漸下降。因此我們加進了QCNY這個虛變數，若農曆新年在月底出現，QCNY的數值便設定為1，如果相距一日，數值就是0.9，兩日為0.8，如此類推，直至相距九日便是0.1，超過九日則為0。在短期測算中，流通貨幣需求驟增及回復至正常水平的失衡現象以QCNY及 $\text{QCNY}_{+1}$ 來衡量。可是，由於 $\text{QCNY}_{+1}$ 與二月份的季節性虛變數(QS2)有直接關係，加上QCNY及 $\text{QCNY}_{+1}$ 的系數總和並非等於零(F-統計量 = 11.7\*)，因此QS2這個季節性虛變數變得不重要。

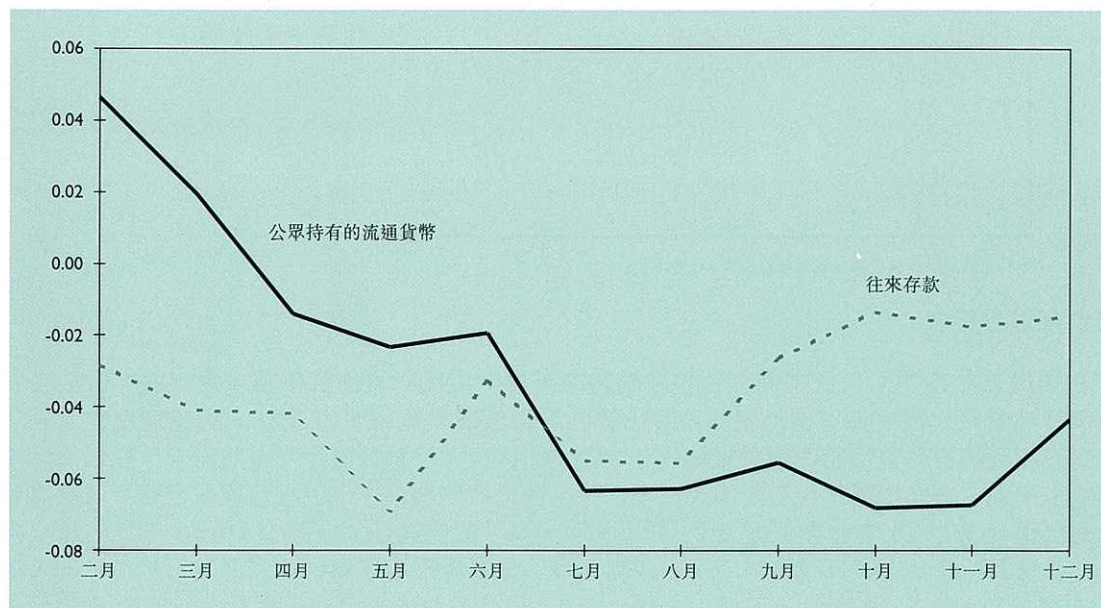
圖A1a  
已發行負債證明書





我們在進行按月測算時所採用的流通貨幣序列，並未有就季節性因素作出調整，而在程式右面的季節性虛變數是用以代表有關的季節性效應，以反映流通貨幣序列的季節性模式（圖A1b）。

圖A1b  
季節性模式比較  
公眾持有的流通貨幣及往來存款



### 往來存款

在按月的短期測算中，就Qtyph及IPOs這兩項配對成雙的虛變數系數總和進行的限制測試結果見下表。F-統計量並不顯著，這表示這兩項配對成雙的系數相加起來是零，反映出因颱風或新股認購事項而導致對往來存款需求突然上升的情況，會在下個月回復正常。

配對成雙的虛變數	F-統計量
Qtyph	1.72
IPO2、IPO3、IPO4、IPO5	0.62

在最後一項按月短期模式中，IPO2沒有與另一個虛變數配對成雙，原因是IPO2在九二年十月造成的還原效應本應以 $IPO2_{+1}$ 表示，但由於在同一個月內IPO3超額認購倍數是IPO2的五倍，引致往來存款需求急升，完全抵消了 $IPO2_{+1}$ 的效應。因此， $IPO2_{+1}$ 的系數在統計學上變得不顯著，所以便沒有在程式中加入這個系數。

與流通貨幣比較，圖A1b亦顯示往來存款需求的季節性模式並不顯著。



## 參考文獻

- Rao, B.B. (1994) *Cointegration for the Applied Economist*, Macmillan
- Baumol, W.J. (1952) "The Transactions Demand for Cash: An Inventory Theoretic Approach" *Quarterly Journal of Economics* Vol LXVI November, 545-556.
- de Brouwer, G. , Ng, I. and Subbaraman, R. (1993) "The Demand for Money in Australia: New Tests on an Old Topic" Reserve Bank of Australia Research Discussion Paper 9314, December.
- Seitz, F. (1995) "The Circulation of Deutsche Mark Abroad" Deutsche Bundesbank Discussion Paper 1/95 May 1995.
- Fuller, W.A. (1976) *Introduction to Statistical Time Series*, Wiley, New York
- Goldfeld, S. (1987) "Demand for Money: Empirical Studies" *The New Palgrave Dictionary of Money and Finance*, Macmillan, London.
- Goodhart, C. (1975) *Money, Information and Uncertainty*, Macmillan, London.
- Greenwood, J. (1990) "China : An Estimate of HK\$ Currency Circulating in Guangdong Province" *Asian Monetary Monitor* July-August 1990, pp37-44.
- Hongkong Bank (1993) "Economic Report" February.
- International Monetary Fund (1995) *International Financial Statistics Yearbook 1995* Washington DC.
- Kwong, T.C. & Ho, Y.K. (1983) "The Demand for Liquid Assets in Hong Kong".
- Porter, D.R. and Judson, A.R. (1993) "The Location of U.S. Currency : How Much Is Abroad?" Board of Governors of the Federal Reserve System, Washington.
- Siklos, P. (1995) "The Demand for Money in New Zealand in an Era of Institutional Change: Evidence from the 1981-1994 Period" Reserve Bank of New Zealand discussion paper G95/3. January.
- Toyojoro, M. (1992) *Guangdong : open door economic development strategy*, pp1-17. The Centre of Asian Studies, The University of Hong Kong and the Institute of Developing Economies, Tokyo.
- Tseng, W. and Corker R. (July 1991) "Financial Liberalisation, Money Demand, and Monetary Policy in Asian Countries", International Monetary Fund, Washington DC.
- Yam, J. (1995) "Smart Cards" *HKMA Quarterly Bulletin* No4, August, pp59-60.