

公開與私人訊息對匯率之影響

The Impact of Public and Private Information on Exchange Rates

李建慧

國立高雄應用科技大學國際企業系副教授

chlee@kuas.edu.tw

黃信棠

國立高雄應用科技大學國際企業系碩士生

asin0201520@yahoo.com.tw

摘要

傳統匯率決定理論之共通特徵皆以總體經濟的角度出發，探討總體經濟因素的改變（例如：投資、生產、消費、物價、利率、貨幣供給等總體基本面因素）對匯率的影響，但以現實狀況來看，傳統匯率決定理論對長期匯率走勢能提供良好的解釋，但卻無法精確的解釋匯率的決定與實務上外匯市場短期的大幅波動。因此有愈來愈多的研究轉向外匯市場的微結構分析。

本研究以向量自我迴歸模型探討總體宣告（public information）、委託單流量（private information）及匯率三者關係，利用電子仲介服務系統（Electronic Brokerage Services）取得高頻資料，於 2007 年 1 月 3 日至 12 月 28 日逐筆交易，經資料整理，探討 1 分鐘資料頻率，實證結果顯示，委託單流量確實會影響匯率價格，另外，總體宣告對於 EUR/USD 及 USD/JPY 兩市場匯率，總體宣告有兩個影響途徑：直接經由立即的總體宣告反應以及間接經由委託單流量傳遞，因此，委託單流量不僅包含私有訊息亦包含公開訊息。

關鍵字：高頻率資料、總體宣告、委託單流量

Abstract

In this paper, we use Vector Autoregression model to test the impact of macroeconomic announcements and order flow on exchange rates. This study takes the tick-by-tick and minutely data from electronic brokerage services EBS, including EUR/USD and USD/JPY that occurs from 3 January 2007 to 28 December 2007 at GMT 00:00-23:59. The empirical results, macroeconomic announcements on the EUR/USD AND USD/JPY market are transmitted directly via immediate reactions to macroeconomic announcements as well as indirectly via order flow. Therefore, order flow includes not only public information but also contains private information.

Key words : Data Frequency, Macroeconomic Announcements, Order Flow

壹、緒論

本章分為二節，依序為第一節說明本研究之動機，第二節說明本研究之研究目的。

1.1 研究動機

過去 30 年來，西方國家各自經歷了各式各樣的貨幣貶值、重估價、美元與黃金可兌換性的脫鉤、石油危機、信心危機、兌換率管制，躲在坑道裡的蛇型浮動匯率、一籃子貨幣，週而復始的壓力，以及沒完沒了第三世界債務國危機，不一而足。然而整體而言，當今世界已經處於自由浮動匯率時代。各國政府，比過去更瞭解貨幣經濟學，大大的減少對人為貿易障礙，或匯率管制的依賴；加上國與國之間，聯繫的自由度和速度提高，這些都創造出一個單一的全球外匯市場。

因此，在浮動匯率下，遂有大量文獻出現，紛紛對此問題提出探討，因而發展出各種不同的匯率決定理論。如國際收支平衡學派(Balance of Payment Approach)、購買力平價理論(Purchasing Power Parity; PPP)、利率平價理論(The Interest Rate Parity Theory; IRP)、貨幣學派、資產組合理論等。

然而，Meese and Rogoff (1983a) 將許多匯率模型預測能力做比較，發現所有匯率模型的預測表現均不如隨機漫步 (Random Walk; RW) 來的好，特別是短期間，即便增加總體經濟變數，之後表現並沒有因此改善。

Evans and Lyons (2002a) 表示過去總體模型的研究中，選取資料為一年以上的實證結果顯示出對匯率的影響有限。因此，他們研究出一個新的微結構模型來彌補總體模型的缺失，此模型主要的變數為委託單流量 (Order flow)：委託單流量被定義為由買方發起的委託單 (+) 加上由賣方發起的委託單流量 (-)，換句話說，最初買賣雙方的淨值委託單，它是衡量淨購買壓力，其能決定模型中的價格，因為其包含貨幣市場所需整合的資訊，此資訊包含任何附屬的不確定性需求 (對新聞事件解讀差異、避險需求的衝擊、流動需求的衝擊等)，當資訊轉化為價格時，委託單流量便為其轉換的仲介。考量一個單純的外匯經濟體系，在一段期間及兩種資產 (無風險資產及報酬匯率)，在匯率交易所獲得的報酬是能藉由總體資訊所獲得的。

近幾年來，基於 Balduzzi et al. (2001) and Andersen et al. (2003) 所提出的標準化新聞模型 (standardized news model) 解決各經濟變量不同的計量單位，國外許多研究微結構模型紛紛投入資訊性效果的委託單流量，主張委託單流量為總體經濟要素對匯率影響的一個媒介工具 (Evans and Lyons, 2008; Love and Payne, 2008)，但國外研究鮮少對亞洲外匯市場進行探討，且國內對於微結構研究還不夠成熟，故本研究將進行 EUR/USD 與 USD/JPY 匯率對委託單流量與總體宣告關聯性。

1.2 研究目的

Frömmel et al. (2011) 探討匈牙利福林兌歐元中指出，在低流動性的匈牙利外匯市場中，總體宣告 (公開訊息) 透過兩個途徑影響匯率，第一，當總體宣告發布時，直接立即影響到匯率價格，其二，總體宣告間接透過委託單流量 (私人訊息) 影響匯率價格，如圖 1。

藉由了解研究動機及過去學者研究方向後，本研究將針對委託單流量、匯率及總體宣告三者關係進行探討。一般來說，歐元兌美元 (EUR/USD) 是目前交易量最多的組合，約占全球 30% 的交易量；其次是美元兌日圓 (USD/JPY) 約占 20%；英鎊兌美元 (GBP/USD) 約占 11%。相較於以往研究大都針對美國與歐元區貨幣進行探討，鮮少對亞洲貨幣進行研究。因此，本研究挑選歐元兌美元和美元兌日圓進行分析。

此外，本研究之主要研究變數之一委託單流量與以往研究的變數交易量之最大不同處，在於委託單流量有買單與賣單的資訊，但交易量为整個外匯市場某段時點的存量，故無法分辨正或負的交易量，委託單流量之資料頻率相對於交易量的資料頻率屬較高頻的型態，且外匯市場亦屬高頻率的資料型態，故本研究將以一分鐘資料頻率進行探討。

本研究主要研究目的如下：

- 1.2.1 資料頻率為一分鐘的水準下，委託單流量 (私人訊息) 是否影響匯率價格。
- 1.2.2 資料頻率為一分鐘的水準下，總體宣告 (公開訊息) 對匯率價格影響途徑。

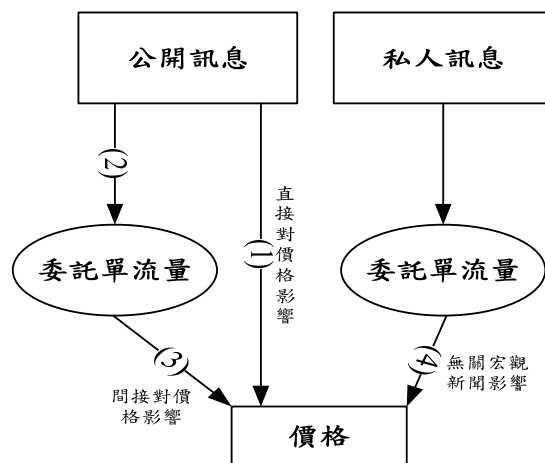


圖 1 價格決定的波動因素

資料來源: Macroeconomic announcements, communication and order flow on the Hungarian foreign exchange market (Frömmel et al., 2011)

貳、文獻探討

本章探討國外對於匯率、委託單流量及總體訊息宣告三者之相關文獻探討。

在外匯市場中，最重要的組成份子為造市者、經紀商及客戶。自 1976 年 Mark Garman 以「市場微結構 (Market Microstructure)」為題來探討造市 (Market Making) 及存貨成本，因此被大量的運用在對市場組成份子、交易、報價及價格形成的研究方面。在此，市場微結構理論提供一個很好的機會，使我們能正視個體經濟理論與實際試場實務上的關係，因此對全球外匯市場我們也希望可透過對外匯市場為結構的探討作一全面性的了解。

在外匯市場微結構理論中最重要的變數當屬委託單流量 (Order Flow)，委託單流量並不會影響匯率的決定，所有的總體經濟資訊是大家所共知的，但在微結構分析上則不然，認為委託單流量確實含有斯有資訊，如 Lyons (1995) 和 Ito, Lyons and Melvin (1998) 等的研究即以此為主要變數。

Evans and Lyons (2007)，探討外匯市場的委託單流是否含有總體資訊，對於交易商而言，所吸收的資訊並不對稱，在此一資訊結構下，外匯交易在整合的過程中扮演了仲介角色，其提供委託單流量、匯率及未來總體基素三者間的可測性，運用 Hayek (1945) 所提出的 GE 模型，對自 Citibank 所取得資料進行實證，有四項重要的發現：第一，委託單流量能夠預測未來總體變數（如：產出成長、貨幣成長及通貨膨脹）；第二，委託單流量對於總體變數的預測能力優於即期匯率對總體變數的預測能力；第三、委託單流量能夠預測未來的即期匯率；第四，雖然委託單流量包含關於未來總體基素的新資訊，但其不含蓋未來一季之後的即期匯率；這些結果說明了委託單流量對匯率的顯著影響優於過去應用低頻資料所獲得的實證結果。

Evans and Lyons (2008)，探討總體經濟訊息直接或間接經由委託單流量對貨幣價格的影響。過去實證結果發現例行性的總體經濟訊息對每日價格變動的影響程度低於 10%；此篇的分析特色為考量多方面的總體經濟訊息，而非僅限於例行的總體經濟訊息及總體經濟訊可經由委託單流量間接影響貨幣價格的波動。在資料數據上，匯率的設定分為兩個型態：第一，若交易商購買美元，則交易報價為每一美元的馬克賣價 (Ask Quote)；第二，若交易商出售美元，則交易報價為另一交易商的買價 (Bid Quote)，即每一馬克的美元買價。實證結果發現隨公開總體資訊的委託單對於貨幣價格波動的影響劇烈，且約 20% 的總體資訊對於匯率 (DM/USD) 的影響是經轉換為委託單流量所生。其認為匯率受委託單流量的影響約 60% 及其他因素約 40%，而委託單流量對匯率的影響 (60%) 中三分之一 (20%) 的委託單流量受總體經濟事件影響，其餘 (40%) 受其他因素所影響。

Danielsson and Love (2006) 在市場上，委託單流量已經被發現夾帶著大量的訊息。使用路透社 D2000-2 中 USD/GBP 和 GBP/EUR 兩種匯率的一分鐘和五分鐘資料，採用 SVAR 向量自我迴歸模型以及脈衝反應分析，結

果表示委託單流量與匯率間存在正回饋交易 (Positive Feedback Trading)，意指匯率上升會使得正的委託單流量增加，但是匯率影響委託單流量的效果通常會低估而且不明顯。

Love and Payne (2008) 認為微觀層面的分析與傳統的匯率決定理論的一個最不同的關鍵在於同樣的訊息是否為所有市場參與者共享，或者說是否被不同的參與者有不同的解讀方式，該文獻以 10 個月內 EUR/USD、GBP/EUR 和 GBP/USD 為研究樣本，分別以歐元區、美國及英國等國發布的總體經濟訊息，來檢驗當預期的訊息宣告是否對客戶買賣委託單行為和價格都有顯著的影響，研究結果顯示在總體經濟訊息的發布後，約兩分鐘內，買賣委託單流量對匯率決定的影響比一般時期強，所得結論為大約 60% 的價格對總體經濟訊息的反應是透過委託單流量來完成的，也就是說即使總體基本面訊息是公開且同時向所有參與者發布，對價格的大部分影響途徑仍然透過微結構理論中決定價格的主要變數——買賣委託單流量來傳遞，驗證了委託單流量在外匯微結構理論中的重要性。

Evans (2010)，探討高頻率的即期匯率及總體經濟兩者間的關聯性。其以為結構觀點的方法有三個主要成功的要素：第一，即期匯率由交易商間相互報價所決定；第二，交易商進行外幣交易時，僅會考量少部分的總體經濟情勢，由以上兩點，可確認委託單流量是總體經濟與匯率聯結的媒介；第三，在實證上，必須將交易商對於總體情勢的觀點進行量化，實際與以總體變數所估計的兩者貨幣價值間的誤差；上述的方法，可了解委託單流量是否能將總體資訊傳遞給交易商。實證結果發現委託單流量確實含有總體資訊，但這些資訊不足以詮釋現實的總體經濟情勢。委託單流量可以連接超額報酬與總體經濟的發展，其能傳遞與價格有關的總體訊息，交易商若透過委託單流量對於現況的總體經濟訊息了解是有限的。

更廣泛的微結構文獻，Hau (2001)、Coval and Moskowitz (2001) and Malloy (2005) 指出，特別是接近相關決策者的地點，作為金融市場上另一個訊息優勢的潛在來源，地點 (位置) 也似乎在外匯上是有關聯的。Covrig and Melvin (2005) 發現，來自日本的訂單流往往會導致美元兌日圓的變動。Menkhoff et al. (2007) 發現，地點影響著在盧布交易市場中銀行同業的訊息內容。他們的分析表示，源自兩大金融中心即莫斯科和聖彼得堡的交易，有一個固定的價格影響，然而源自六個周邊城市的交易卻沒有這現象。

參、研究方法

本節共分為三個小節，第一節說明資料來源、第二節對模型中變數進行定義與操作之解釋、第三節介紹實證分析模型。

3.1 資料來源

第一部分，即期匯率與委託單流量。由於電子仲介服務資料庫 (Electronic Brokerage Services, EBS) 的逐筆交易 (tick-by-tick) 的報價系統資料，EBS 的報價資料屬於堅定報價 (firm quotes)，其意義為銀行交易員承諾依此報價與任何有信用額度的交易對手做買賣交易。EBS 為 24 小時交易的電子經紀商，Goodhart and Payne (1996) 指出針對 EBS 的 USD/JPY 匯率交易在整個外匯市場佔有率超過九成以上。因此，以 EBS 資料中 USD/JPY 的外匯交易資料可以充分代表整個外匯市場上 USD/JPY 的交易。此外，Ito and Hashimoto (2006) 指出 EBS 電子交易系統的 USD/JPY 與 EUR/USD 匯率交易市佔率會比路透社 D-3000 系統來的高。因此，本研究選取 EUR/USD 與 USD/JPY 這兩種匯率的逐筆交易資料，樣本頻率為一分鐘，期間為 2007 年 1 月 3 日至 12 月 28 日格林威治時間 (Greenwich Mean Time) 00:00-23:59，並刪除星期六、日以及美國的國定假日，EUR/USD 有效樣本為 333763 筆；USD/JPY 為 332793 筆。

第二部分，總體宣告。在美國總體宣告選取零售銷售、非農就業人數、工業生產、耐久財訂單、領先指標、營建支出、消費者信心指數、貿易餘額及新屋銷售。歐元區總體宣告選取經濟情緒指數、工業訂單、M3 貨幣供給及生產者物價指數。日本總體宣告選取機器訂單、貿易餘額、消費者物價指數及失業率。樣本頻率為一分鐘，期間為 2007 年 1 月 3 日至 12 月 28 日。各經濟指標之實際值來至於，各國所發布訊息；各經濟指標之市場預測值來至於，英皇集團資料庫所對市場經濟指標所預測

值，其包含發布時間、前一期發布值、市場預測值、當期發布值。

表 3-1 總體宣告資料描述

總體宣告	數目	來源 ¹	日期	發布時間
<u>美國總體宣告</u>				
零售銷售	12	BC	01/12/07-12/13/07	08:30ET
非農就業人數	12	BLS	01/05/07-12/07/07	08:30ET
工業生產	12	FRB	01/17/07-12/14/07	9:15ET
耐久財訂單	12	BC	01/26/07-12/27/07	8:30ET
領先指標	12	CB	01/23/07-12/20/07	10:00ET
營建支出	11	BC	01/03/07-11/30/07	10:00ET
消費者信心指數	12	CB	01/30/07-12/27/07	10:00ET
貿易餘額	12	BEA	01/10/07-12/12/07	8:30ET
新屋銷售	12	BC	01/26/07-12/28/07	10:00ET
<u>歐元區總體宣告</u>				
經濟情緒指數	12	Eurostat	01/23/07-12/21/07	9:00/10:00GMT
工業訂單	12	Eurostat	01/23/07-12/21/07	9:00/10:00GMT
M3 貨幣供給	11	ECB	01/26/07-11/28/07	8:00/09:00GMT
生產者物價指數	12	Eurostat	01/05/07-12/04/07	9:00/10:00GMT
<u>日本總體宣告</u>				
機器訂單	12	CO	01/15/07-12/11/07	8:50JST
貿易餘額	12	MOF	01/25/07-12/20/07	8:50JST
消費者物價指數	12	MIC	01/26/07-12/28/07	8:30JST
失業率	12	MIC	01/30/07-12/28/07	8:30JST

註：

美國人口統計局 (Bureau of the Census; BC)、美國勞工統計局 (Bureau of Labor Statistics; BLS)、美國聯邦儲備委員會 (Federal Reserve Board; FRB)、美國會議委員會 (Conference Board; CB)、美國經濟分析局 (Bureau of Economic Analysis; BEA)、歐盟統計局 (Eurostat)、歐洲央行 (European Central Bank, ECB)、日本內閣府 (Cabinet Office; CO)、日本財務省 (Ministry of Finance; MOF)、日本總務省 (Ministry of Internal Affairs and Communications; MIC)

3.2 研究變數定義

本節介紹研究中所應用的解釋變數，包括：匯率報酬、委託單流量及總體宣告。

3.2.1 匯率報酬 (Return)

我們依據 Evans and Lyons (2002b) 探討匯率報酬與委託單流量之關聯性對匯率報酬的定義：即期匯率轉換為自然對數乘上 100，取一階差分，以下式表示：

$$\Delta P_{t,h} = 100 \times \log(p_{t,h} / p_{t-1,h}) \quad (1)$$

其中， $\Delta P_{t,h}$ 為 h 資料頻率水準下，t 期，匯率報酬； $p_{t,h}$ 為 h 資料頻率水準下，t 期，取自然對數且乘上 100 的即期匯率； $p_{t-1,h}$ 為 h 資料頻率水準下，t-1 期，取自然對數且乘上 100 的即期匯率。

3.2.2 委託單流量 (Order Flow)

委託單流量定義為買方委託單交易與賣方委託單交易之差量 (Evans and Lyons, 2002a)，本研究以 EUR/USD 及 USD/JPY 為樣本，當發生買 (賣) 美元及日圓之下單情況下，其委託單流量為 +1 (-1) 且資料來源為電子仲介服務資料庫的交易商的下單資料，以下式表示：

$$OF_{t,h} = \sum (Ask_{t,h} - Bid_{t,h}) \quad (2)$$

其中， $OF_{t,h}$ 為 h 資料頻率水準下，t 期，委託單流量； $Ask_{t,h}$ 為 h 資料頻率水準下，t 期，買方委託單； $Bid_{t,h}$ 為 h 資料頻率水準下，t 期，賣方委託單。

3.2.3 總體宣告 (Macroeconomic Announcements)

我們依據 Balduzzi et al. (2001) and Andersen et al. (2003) 所提出的標準化新聞模型 (standardized news model) 解決各經濟變量不同的計量單位，以下式表示：

$$S_{k,t} = \frac{A_{k,t} - E[A_{k,t}]}{\hat{\sigma}_k} \quad (3)$$

其中， $A_{k,t}$ 為 k 總體宣告，t 期，總體宣告實際值； $E[A_{k,t}]$ 為 k 總體宣告，t 期，總體宣告市場預測值； $\hat{\sigma}_k$ 為 k 總體宣告樣本標準差。

3.3 實證分析模型

3.3.1 定態序列 (Stationary Series)

基本時間序列分析方法是針對定態的序列，亦即其非條件期望值、自我共變異數及變異數固定為有限常數值。若有一個變數 X_t 必須經過 d 次差分始能成為一個定態序列，則此變數的整合次 (Integrated Order) 為 d ，以 $I(d)$ 表示。

$I(0)$ 序列的變數，其變異數為一有限值，也就是說，此序列會循著平均值作變動，很少會有所謂的極端值出現，且當落差期間增加時，自我相關係會下降的非常快速，也就是說，距離現在愈遠的過去觀測值，對現在的影響愈小，其記憶相當短暫，此種序列稱為定態序列。而 $I(1)$ 序列的變異數為一無限值，且不論落差期間有多少，其自我相關係都趨近於 1，也就是具有很高的序列相關。

3.3.2 單根檢定 (Unit Root Test)

單根檢定的主要目的在於確定經濟變數之時間序列的整合級次，藉以判定時間序列的定態性質。單根檢定有許多方法，但多以 ADF 檢定法為主，檢定法之模型與特性如下：

ADF 單根檢定法 (Augmented Dickey-Fuller Test; ADF)

$$\Delta Y_t = \alpha_1 + \alpha_2 T + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^P \beta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$H_0: \gamma = 0$$

(4) 式為 ADF 單根檢定方法的迴歸模型與虛無假設，若 $\gamma = 0$ ，表示序列存在單根 (非恆定)。一般而言，ADF 檢定方法可以分下列三種模式來探討：

3.3.2.1 無截距項與時間趨勢項

$$\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^P \beta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5)$$

3.3.2.2 有截距項但無時間趨勢項無截距項與時間趨勢項

$$\Delta Y_t = \alpha_1 + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^P \beta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (6)$$

3.3.2.3 有截距項與時間趨勢項

$$\Delta Y_t = \alpha_1 + \alpha_2 T + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^P \beta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (7)$$

(6) 式與 (7) 式中， α_1 為截距項；(7) 式中，T 為時間趨勢項；(5)、(6) 與 (7) 式中， Δ 為差分，Y 為待驗證變數， β_i 為的 i 階落後項。檢定虛無假設與對立假設，當無法拒絕虛無假設時，表示資料為非恆定，不可直接作迴歸分析，需將原始序列進行差分後，再

次進行單根檢定，直至拒絕虛無假設為止。

3.3.3 研究模型

本研究進行三個流程：第一，以最小平方方法 (Ordinary Least Square; OLS) 模型，初步針對委託單流量對匯率報酬的影響，第二，以 OLS 模型，初步針對總體宣告對委託單流量與匯率報酬影響，最後，以雙變量向量自我迴歸模型 (Vector Autoregression; VAR) 探討總體宣告對委託單流量與匯率報酬影響。

3.3.3.1 委託單流量對匯率報酬的影響

根據過去學者的文獻對於各個模型的定義，本研究應用 Evans and Lyons (2002a) 研究中的簡單線性模型做為迴歸模型估計，並參考 Berger (2008) 的模型，本研究實證模型如下：

$$\Delta P_t = \alpha_0 + \beta_1 X_t + \beta_2 X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (8)$$

其中， ΔP_t 為 t 期匯率報酬； α_0 為截距項； X_t 為 t 期委託單流量； β_i 為各自變數係數； ε_t 為誤差項。

3.3.3.2 總體宣告對委託單流量與匯率報酬各別影響

本研究應用 Love and Payne (2008) 研究中的簡單線性模型做為迴歸模型估計，本研究實證模型如下：

$$\Delta P_t = \alpha_1 + \sum_{i=-m}^m \gamma_i N_{t-i} + \eta_t \quad (9)$$

$$X_t = \alpha_2 + \sum_{i=-m}^m \varphi_i N_{t-i} + \mu_t \quad (10)$$

其中， ΔP_t 為 t 期匯率報酬； X_t 為 t 期委託單流量； α_i 為截距項； N_t 為 2×1 向量

標準化新聞； γ_i 、 φ_i 為各自變數係數； η_t 、 μ_t 為誤差項。

3.3.3.3 雙變量向量自我迴歸模型 (Vector Autoregression ; VAR)

本研究應用雙變量 VAR 模型做為模型估計，總體宣告為外生變數，本研究實證模型如下：

$$\begin{bmatrix} \Delta P_t \\ X_t \end{bmatrix} = \alpha_i + \sum_{i=1}^l \Gamma_i \begin{bmatrix} \Delta P_{t-i} \\ X_{t-i} \end{bmatrix} + \theta N_t + \varepsilon_t \quad (11)$$

其中， ΔP_t 為 t 期匯率報酬； X_t 為 t 期委託單流量； α_i 為截距項； N_t ：為 2×1 向量之區域標準化新聞； Γ_i 、 θ 為各自變數係數； ε_t 為誤差項。

肆、實證結果

本章分三小節，第一節為資料敘述統計、第二節為 ADF 單根檢定、第三節為實證分析。

4.1 資料敘述

第一部分，本研究選取 EBS，以歐元兌美元及美元兌日圓匯率的逐筆交易資料，樣本期間為 2007 年 1 月 3 日至 12 月 28 日，資料庫所包括的數據為交易時間、買價、賣價。

表 4-1 樣本敘述統計

	EUR/USD		USD/JPY	
	Return	Order Flow	Return	Order Flow
平均數	0.000031	-0.007667	-0.000015	-0.037994
中間值	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
最大值	0.517411	30.000000	0.571003	29.000000
最小值	-0.600931	-33.000000	-1.469843	-32.000000
偏態	-0.208672	0.048702	-3.100072	0.029747
峰態	79.312390	5.691544	249.0138	5.781680
標準差	0.011475	3.622356	0.017871	3.477085
樣本數	333762	333763	332792	332793

註：

1. Return 為每一分鐘的匯率報酬，Order Flow 為每一分鐘的委託單流量資料。

由表 4-1 可發現，EUR/USD 一分鐘資料頻率之樣本資料，匯率報酬平均為 0.000031、標準差為 0.011475，其偏態係數與峰態係數分別為 -0.208672 與 79.312390，由此可知，資料型態為左偏分配、高峽峰；委託單流量平均為 -0.007667、標準差為 3.622356，其偏態係數與峰態係數分別為 0.048702 與 5.691544 由此可知，資料型態為右偏分配、高峽峰。

USD/JPY 一分鐘資料頻率之樣本資料，匯率報酬平均為 -0.000015、標準差為 0.017871，其偏態係數與峰態係數分別為 -3.100072 與 249.0138，由此可知，資料型態為左偏分配、高峽峰；委託單流量平均為 -0.037994、標準差為 3.477085，其偏態係數與峰態係數分別為 0.029747 與 5.781680 由此可知，資料型態為右偏分配、高峽峰。

4.2 單根檢定

本研究使用 ADF 單根檢定，ADF 單根檢定之虛無假設為，當無法拒絕虛無假設時，表示資料數據為非恆定，則不可直接進行迴歸分析，需將原始序列進行差分後，再次進行單根檢定，直至拒絕虛無假設為止，即變數之序列已呈恆定。

表 4-2 ADF 單根檢定

	Model I	Model II	Model III
<u>EUR/USD</u>			
Return	-266.5743***	-266.5770***	-266.5685***
Order Flow	-240.5858***	-380.0723***	-380.0599***
<u>USD/JPY</u>			
Return	-267.5656***	-267.5661***	-267.5654***
Order Flow	-245.1262***	-245.2891***	-245.0551***

註：

1. Model I：含截距項但無趨勢項、Model II：含截距項與趨勢項、Model III：無截距項與趨勢項，表格數值為各變數單根檢定之 T 值。
2. ***、**、*，表示在 1%、5%、10%顯著水準下，拒絕虛無假設，表示，續列為恆定。

表 4-2 ADF 單根檢定，無論 EUR/USD 或 USD/JPY 匯率，在一分鐘資料頻率下，三種不同單根設定模型下，Return 與 Order Flow 二個變數皆具拒絕虛無假設，即二變數為恆定之序列。

4.3 實證分析

4.3.1 委託單流量與匯率報酬關係—OLS 分析

表 4-3 為一分鐘資料頻率之 OLS 模型 (Eq. 8) 係數估計。表中得知，各匯率報酬的當期的委託單流量與延遲效果的委託單流量係數，都小於顯著水準 1% 以下，故可以說委託單流量的確會影響匯率報酬，符合 Evans and Lyons (2002b) 線性模型及 Berger et al. (2008) 指出前者模型中是否加入兩國間利率差變數對於模型估計結果之影響並無差異的論點。

表 4-3 委託單流量與匯率報酬關係

	<u>EUR/USD</u>	<u>USD/JPY</u>
Constant	0.000023 (1.20)	-0.000099*** (-3.46)
Order Flow	-0.000961*** (-183.54)	-0.001969*** (-238.98)
Order Flow(-1)	-0.000097*** (-18.58)	-0.000229*** (-27.82)
R ²	0.095	0.151

註：

1. ***、**、*，表示在 1%、5%、10%顯著水準下異於零。
2. 括號內為 T 值。

4.3.2 總體宣告對委託單流量與匯率報酬影響—OLS 分析

表 4-4 為一分鐘資料頻率之 OLS 模型 (Eq. 9,10) 係數估計。正如預期，總體宣告對匯率報酬的確有立即的影響，除了當期日本總體宣告對 USD/JPY 報酬不顯著外，其餘當期總體宣告皆在宣布當下，立即對匯率報酬做出反應，另外，美國總體宣告有遞延效果，其結果符合 Love and Payne (2008) 與 Frömmel et al. (2011)。

在委託單流量方程式中，得知，總體宣告對委託單流量也有立即的影響。所有當期總體宣告皆在宣布當下，立即對委託單流量做出反應，另外，美國總體宣告對 EUR/USD 有遞延效果，表示最初的委託單流量本身轉換成訊息，從而引發更多的委託單流量；但在 USD/JPY 沒有遞延

效果，卻有領先效果，表示市場已洩漏出美國總體訊息，其結果符合 Love and Payne (2008) 與 Frömmel et al. (2011)。

表 4-4 總體宣告對委託單流量與匯率報酬影響

Variable	Return		Order Flow	
	EUR/USD	USD/JPY	EUR/USD	USD/JPY
Constant	3.07E-05 (1.55)	-1.53E-05 (-0.49)	-0.0076 (-1.22)	-0.0380*** (-6.30)
Euro 1-min lead	5.99E-05 (0.04)	—	-0.5037 (-1.15)	—
Euro news	-0.0029** (-2.07)	—	0.7641* (1.74)	—
Euro 1-min lag	0.0018 (1.31)	—	-0.5409 (-1.23)	—
J.P. 1-min lead	—	-0.0021 (-1.18)	—	0.3714 (1.09)
J.P. news	—	0.0019 (1.10)	—	-1.0878*** (-3.18)
J.P. 1-min lag	—	-0.0041*** (-2.34)	—	0.4239 (1.24)
U.S. 1-min lead	-0.0014 (-1.29)	-0.0001 (-0.80)	0.3926 (1.12)	-0.5710*** (-2.40)
U.S. news	-0.0026*** (-2.38)	0.0063*** (5.12)	0.5871* (1.67)	-0.6918*** (-2.90)
U.S. 1-min lag	-0.0205*** (-18.40)	0.0010*** (8.12)	1.3895*** (3.96)	-0.2985 (-1.25)
R ²	0.1054	0.0003	0.0077	0.0085

註：

1. ***、**、*，表示在 1%、5%、10% 顯著水準下異於零。
2. 括號內為 T 值。
3. 不考慮非兩國之外總體宣告。

4.3.3 總體宣告對委託單流量與匯率報酬影響—VAR 分析

表 4-5 為一分鐘資料頻率之雙變量 VAR 模型 (Eq. 11) 係數估計。在 EUR/USD 外匯市場中，美國總體宣告對匯率報酬與委託單流量都有顯著的影響，分別為 5% 與 10% 顯著水準，換句話說，當美國總體宣告發布後，立即影響到匯率價格與委託單流量；歐元區總體宣告呈現結果與美國一樣，皆為 10% 顯著水準。

在 USD/JPY 外匯市場中，美國總體宣告對匯率報酬與委託單流量都有顯著的影響，分別為 1% 與 5% 顯著水準，相較之下，比 EUR/USD 更為顯著，換句話說，當美國總體宣告發布後，立即影響到匯率價格與委託單流量；日本總體宣告在匯率報酬中呈現不顯著，但在委託單流量中為相當顯著為 1% 顯著水準下，亦即日本總體宣告只會影響委託單流量。

表 4-5 委託單流量與匯率報酬雙變量 VAR 分析

Variable	Return	Order Flow	Return	Order Flow
	EUR/USD		USD/JPY	
Constant	3.16E-05 (1.60)	-0.0079 (-1.27)	-3.98E-05 (-1.29)	-0.0302 ^{***} (-5.04)
Return				
Lag-1 min	-0.0366 ^{***} (-20.17)	16.9712 ^{***} (29.77)	-0.0528 ^{***} (-28.14)	7.2112 ^{***} (19.80)
Lag-2 min	-0.0113 ^{***} (-6.24)	13.9157 ^{***} (24.38)	-0.0258 ^{***} (-13.74)	6.6485 ^{***} (18.23)
Lag-3 min	-0.0146 ^{***} (-8.03)	11.9163 ^{***} (20.86)	-0.0178 ^{***} (-9.47)	5.7371 ^{***} (15.72)
Lag-4 min	-0.0083 ^{***} (-4.56)	8.2776 ^{***} (14.48)	-0.0120 ^{***} (-6.40)	4.4840 ^{***} (12.29)
Lag-5 min	-0.0033 [*] (-1.84)	6.5911 ^{***} (11.54)	-0.0051 ^{***} (-2.71)	3.6798 ^{***} (10.10)
Order Flow				
Lag-1 min	-0.0002 ^{***} (-36.70)	0.0942 ^{***} (51.91)	-5.90E-05 ^{***} (-52.80)	0.0377 ^{***} (54.44)
Lag-2 min	-7.32E-06 (-1.26)	0.0368 ^{***} (20.19)	-5.90E-05 ^{***} (-6.08)	0.0377 ^{***} (20.00)
Lag-3 min	3.92E-07 (0.068)	0.0282 ^{***} (15.50)	-2.71E-05 ^{***} (-2.79)	0.0244 ^{***} (12.94)
Lag-4 min	1.73E-06 (0.30)	0.0224 ^{***} (12.31)	-5.80E-06 (-0.60)	0.0146 ^{***} (7.76)
Lag-5 min	1.29E-05 [*] (2.22)	0.0220 ^{***} (12.11)	6.28E-06 (0.65)	0.0140 ^{***} (7.42)
Euro news	-0.0030 ^{**} (-2.15)	0.8876 ^{**} (2.04)	—	—
J.P. news	—	—	0.0020 (1.17)	-1.1052 ^{***} (-3.25)
U.S. news	-0.0027 ^{**} (-2.40)	0.6168 [*] (1.77)	0.0057 ^{***} (4.68)	-0.5766 ^{**} (-2.43)
R ²	0.0049	0.0155	0.0097	0.0131

註：

1. ***、**、*，表示在 1%、5%、10% 顯著水準下異於零。
2. 括號內為 T 值。
3. 不考慮非兩國之外總體宣告。

伍、結論

以往大多數的研究都是使用總體經濟模型去研究長期匯率變化，但是研究的結果往往都是不準確或者是失敗。長遠來說，傳統的總體經濟模型已經廣泛地被研究。因此，最近的學者漸漸地開始強調外匯市場微結構的重要性。

本文以 OLS 與 VAR 模型，探討總體宣告對委託單流量與匯率報酬關聯性，使用一分鐘高頻率的匯率與委託單流量資料，實證結果顯示，委託單流量（私人訊息）確實會影響匯率價格，另外，總體宣告（公開訊息）對匯率價格有兩種影響途徑：立即的對匯率價格影響，其二，透過委託單流量進而影響，換句話說，委託單流量攜帶了公開訊息。

參考文獻

- [1] Andersen, T.G., Bollerslev, T., Diebold, F.X., Vega, C. (2003). Micro effects of macro announcements: real-time price discovery in foreign exchange. *American Economic Review*, 93, 38-62.
- [2] Balduzzi, P., Elton, E.J., Green, T.C. (2001). Economic news and bond prices: Evidence from the U.S. treasury market. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 36, 532-543.
- [3] Berger, D. W., Chaboud, A.P., Chernenko, S. V., Howorka, E., Wright J. H.(2008), Order flow and exchange rate dynamics in Electronic brokerage system data. *Journal of International Economics*, 75(1) 93-109.
- [4] Coval, J.D. & Tobias J.M., (2001), The geography of investment : informed trading and asset prices. *Journal of Political Economy*, 109(4), 811-841.
- [5] Covrig, V., & Melvin, M., (2005), Tokyo insiders and the informational efficiency of the Yen/Dollar exchange rate. *International Journal of Finance and Economics*, 10(2), 185-193.
- [6] Danielsson, J., & Love, R. (2006). Feedback trading. *International Journal of Finance and Economics*, 11(1), 35-55.
- [7] Evans, M.D.D. (2010). Order flows and the exchange rate disconnect puzzle. *Journal of International Economics*, 80(1), 58-71.
- [8] Evans, M.D.D, & Lyons, R.K. (2002a). Order flow and exchange rate dynamics. *Journal of Political Economy*, 110, 170-180.
- [9] Evans, M.D.D, & Lyons, R.K. (2002b). Order flow and exchange rate dynamics," *Journal of Political Economy*, 110 , 170-180.
- [10] Evans, M.D.D, & Lyons, R.K. (2007). Exchange rate fundamentals and order flow. NBER Working Paper, No. W13151.
- [11] Evans, M.D.D, & Lyons, R.K. (2008). How is macro news transmitted to exchange rates ? *Journal of Financial Economics*, 88(1), 26-50.
- [12] Frömmel, M., Kiss M., N., Pintér, K. (2011). Macroeconomic announcements, communication and order flow on the Hungarian foreign exchange market, 16(2), 172-188.
- [13] Garman, Mark. (1976). Market microstructure. *Journal of Financial Economics*, 3(3), 257-275.
- [14] Goodhart, C.A.E, Ito, T., Payne,R.G.(1996), Ooe day in june 1993: a study of the working of the reuters 200-2 electronic foreign exchange trading system. *The Microstructure of Foreign Exchange Markets*, Chlcago: Unlversity of Chicago Press.
- [15] Hau, H. (2005).Location Matters : an examination of trading profits, *Journal of Finance*, 53(3), 1959-1983.
- [16] Ito, T., Hashimoto, Y., (2006). Intraday seasonality in activities of the foreign exchange markets: Evidence from

the electronic broking system. *Journal of the Japanese and International Economies*, 20(4), 637-664.

- [17] Ito, T., Lyons, K., Melvin, T. (1998). Is there Private Information in the foreign exchange market ? The Tokyo experiment. *Journal of Finance*, 53(3), 1111-1131.
- [18] Love, R., & Payne, R. (2008). Macroeconomic news, order flows, and exchange rates. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 43(2), 467-488.
- [19] Lyons, R. K. (1995). Tests of microstructure hypotheses in the foreign exchange market. *Journal of Financial Economics*, 39(2-3), 321-351.
- [20] Malloy, C.(2005), The geography of equity analysis. *Journal of Finance*, 60(2), 719-756.
- [21] Meese, R., & Rogoff, K. (1983a). Empirical exchange rate model of the seventies : do they fit out of sample ? *Journal of International Economics*, 14(1-2), 3-24.
- [22] Menkhoff, L., Osler, C., Schmeling, M. (2007), Order-choice dynamics under asymmetric information: an empirical analysis. Typescript, Brandeis University.