

台北外匯市場發展基金會研究計畫

Tobin Tax and Transaction Tax*

對金融市場的影響

朱美麗

國立政治大學經濟學系教授

馮立功

國立中正大學經濟學系副教授

中華民國 104 年 10 月

* 感謝周阿定董事長、魏美玉總經理、彭煥裕總經理、陳達生主任、汪建南博士、曹體仁博士等對本研究提供的寶貴建議與協助。

摘要

本研究建構一個課徵通貨交易稅的套匯與套利模型，以了解投機行為對外匯市場的影響，並探討通貨交易稅與匯率波動性的關係，進而發現，即使外匯市場中都是理性投機者，Tobin Tax 亦有其價值：在某些狀態下，Tobin Tax 有助於減緩突發性衝擊衍生的匯率波動。

本研究主要論點有二。一是有關於理性投機操作與風險趨避程度對匯率波動的影響：(1)經常帳衝擊發生時，「買低賣高」的套匯操作，使匯率偏離長期均衡值的差距縮小；而風險趨避程度愈小，匯率波動愈低；(2)金融帳利差衝擊發生時，套取利差的操作使匯率偏離長期均衡值；而風險趨避程度愈小，投機活動愈活絡，匯率波動愈大。(3)兩種衝擊同時發生，若金融帳利差波動性占比低，投機操作會降低匯率波動；反之，匯率波動變大。故理性投機的操作與匯率波動性的關係不是唯一。

其次，若對投機性的外匯交易課徵交易稅，課稅效果為：(1)經常帳衝擊時，通貨交易稅會降低匯率波動；(2)利差衝擊時，課稅則會擴大匯率波動；(3)若兩類衝擊同時發生，利差波動性占比低，課稅會降低匯率波動；反之，匯率波動性變大。數值模擬分析結果，支持上述論點，且發現通貨交易稅對高頻交易的影響大於低頻交易。

故通貨交易稅能否穩定外匯市場，與經濟體系衝擊的來源、不同類型衝擊的相對大小、利差波動性占比、投機者風險趨避程度等因素有關。而反映經濟體系狀態與特性之結構參數值的大小，例如進、出口對匯率反應程度，也會影響通貨交易稅效果。因此不同的國家，甚至同一國家在不同的時期，通貨交易稅影響效果都可能有所不同。

目錄

第壹章 前言	1
第貳章 金融交易稅的緣起、發展與文獻回顧	5
一、金融交易稅概念的緣起與發展	5
二、歐盟金融交易稅之內容	8
三、金融交易稅是否可以避免金融危機的發生	10
四、金融交易稅是否可以改善金融市場的效率	11
五、金融交易稅是否可以降低金融市場的波動性	12
第參章 外匯市場套匯與套利模型	17
一、模型設定與建構	19
二、模型求解	22
三、動態安定性與華勒斯安定性條件	24
四、投機者風險趨避程度對匯率波動性的影響	27
五、理性投機行為與匯率波動性	30
第肆章 通貨交易稅與匯率波動性	35
一、Tobin 通貨交易稅模型設定與架構	36
二、動態安定性與華勒斯安定性條件	38
三、通貨交易稅、理性投機行為與匯率波動性	40
四、通貨交易稅對匯率波動性的影響	44
五、數值模擬分析	46
第伍章 結論	51
參考文獻	57

附錄

附錄一、外幣資產需求函數	63
附錄二、匯率縮減式解	66
附錄三、匯率條件變異數	69
附錄四、投機者風險趨避程度對匯率波動的影響	70
附錄五、課徵通貨交易稅下的預期利潤	73
附錄六、課徵通貨交易稅下的外幣資產需求函數	74
附錄七、課徵通貨交易稅下的匯率縮減式解	75
附錄八、課徵通貨交易稅下的匯率條件變異數	77
附錄九、課徵通貨交易稅對匯率波動的影響	78

第壹章 前言

2008 年美國次級房貸問題引發的金融危機，造成全球金融市場的大幅波動與國際資金的快速移動，進而導致各國經濟的衰退與失業率的上升。由於此次金融危機的影響既深遠且廣泛，故金融交易稅 (financial transaction tax，簡稱 FTT) 議題再度被提出與討論。

金融交易稅並不是一個全新的概念，英國早在數世紀以前即已對特定的金融交易實施印花稅 (stamp duties)，但對金融交易稅有比較明確具體的概念卻是由英國的經濟學家凱因斯 (John Maynard Keynes) 於 1936 年提出。1973 年固定匯率制度瓦解後，各國紛紛改採浮動匯率制度，匯率波動卻因而劇烈，諾貝爾經濟獎得主杜賓 (James Tobin) 即主張「對外匯交易課稅以減少外匯市場投機性的交易，降低匯率的波動」。杜賓所建議的「通貨交易稅」(currency transaction tax，簡稱 CTT) 屬於金融交易稅的一種，有時就被直接稱為「杜賓稅」(Tobin tax)。

迄今為止，杜賓「通貨交易稅」的建議尚未被普遍的實施，即便有國家採行，也都是短暫性的措施。因此相關的實證研究不多，若要以時間序列資料分析，皆有資料不足，樣本有限的問題。

至於經濟學者對於課徵金融交易稅影響，也各有不同的看法；其中，也是諾貝爾經濟學獎得主並曾任世界銀行首席經濟學家的 Joseph

E. Stiglitz，對課徵金融交易稅的立場雖然與杜賓一致，卻是從非零和投機外部性 (externality) 的觀點切入，Stiglitz 認為金融市場的投機泡沫化會產生負的外部性效果，故主張課稅以抑制投機交易，將金融市場的外部成本予以內生化。

雖然是否課徵金融交易稅或者金融交易稅實施後的影響效果，在理論研究、或者實證分析上經常有不同的觀點，而各國央行總裁對金融交易稅也有各自的看法。¹ 但在國際金融領域內，自2007-2008年之全球金融市場大幅波動以來，回應這種金融市場波動的政策思維業已出現。

當遇有不規則因素，例如短期資金的大量移動，對金融市場造成衝擊，而其外溢效果(spillover effects)又波及到實質經濟活動時，一國就可採取某種特定的資本管理措施，以減緩外在衝擊的影響。

國際貨幣基金(IMF)對資本管理的看法現在也更有彈性：建議面臨資金大量流入，且其他可行工具皆已採行而仍無法遏止資金流入後，一國方可考量資本管制的措施。² IMF 經濟學者曾論述此一思惟，並提出因應的資本管理措施 (Ostry et al. , 2011, 2012)。

就在這樣的氛圍下，歐盟於2011年9月提出對金融商品的交易課徵金融交易稅的建議，並有十一個成員國已同意擬於2016年1月1日開始實施。歐盟課徵金融交易稅，除了增加歐盟的財政收入，讓金

¹ 英國央行總裁 Mark Carney 擔心金融交易稅會影響倫敦為全球外匯交易量最大的國際金融中心之地位，而歐洲央行總裁 Mario Draghi 對金融交易稅也有所疑慮。第貳章第二節對此種看法有進一步描述。

² IMF 對資本管制政策的觀點，可參閱 IMF(2012)。

融部門負擔合理的公共成本外，更重要的是擬解決金融部門失靈的問題、避免金融危機的再度發生。

鑑於金融市場過度波動會產生負的外部性效果(Greenwald and Stiglitz, 1986) ，並基於貨幣政策自主性(Eichengreen, Tobin, and Wyplosz, 1995) 的考量，本研究將著重於金融交易稅與金融市場波動性的分析，而以外匯市場為例，引進Tobin Tax 的概念，建構一個對外幣資產交易課稅的理論模型，探討通貨交易稅對外匯市場中投機行為的影響，以了解通貨交稅是否有助於降低匯率波動性，進而穩定外匯市場。

除前言外，本研究將在第貳章探討金融交易稅概念的緣起、發展以及文獻上相關的研究論點與實證結果。第參章則建構一個包含貿易商的外匯交易，也同時存在理性投機者套利與套匯交易的理論模型，解析不同來源的突發性衝擊對外匯市場波動與投機者行為的影響，進而解析投機者風險趨避程度(the degree of risk aversion)與匯率波動性的關係。第肆章延伸第參章的模型，但對外幣資產交易課稅，以探討通貨交易稅對投機行為與匯率波動性的影響，並輔以數值模擬分析，使理論模型有具體的數值意涵。第伍章則彙總本研究的論點。

由於本研究重點是通貨交易稅與外匯市場波動性關係之探討，³至於通貨交易稅是否能降低外匯市場過度波動的外部性效果、是否能讓貨幣政策更有自主性，非本次研究主題，暫不予討論。

³ 效率性的定義在理論模型與實證模型其實是一致的。實證模型的金融市場(弱性)效率性是指當期價格是否已充分反映過去所有資訊，計量經濟學教科書是用樣本變異數最接近母體變異數來界定效率性，例如Greene(2003,頁301)，而計量上所稱的母體變異數就是理論模型中推導的波動性，而波動性多是以變異數衡量。所以，任何因素的變動，例如課徵通貨交易稅，若能降低匯率變異數，即可說是具有效率性；反之，若是擴大變異數，即無效率。

第貳章 金融交易稅的緣起、發展與文獻回顧

一、金融交易稅概念的緣起與發展

金融交易稅不是一個新概念，在數世紀以前，英國即已對特定的金融交易實施印花稅，但比較明確的看法與具體的論點卻是由著名的英國經濟學家凱因斯於 1936 年提出。在經濟大蕭條的 1930 年代，凱因斯主張課徵金融交易稅的理由主要有二：降低金融市場的波動與增加政府的稅收。

到了 1970 年代，各國紛紛將匯率制度由固定匯率制度改為浮動匯率制度，但浮動匯率制度下，匯率的波動幅度往往超出浮動匯率制度倡導者的預期。因憂慮外匯市場波動衍生之投機操作可能會引起金融危機，諾貝爾經濟獎得主杜賓提出「課徵通貨交易稅以減少外匯市場投機性交易」之論點(Tobin, 1978)。杜賓以「車輪內灑沙子」(throw some sands in the wheels) 的說法來描述此一理念，期望透過特定的通貨交易稅來抑制國際間短期資本的大量移動。此外，曾經任職美國財政部長的經濟學家 Summers 主張課稅的想法，也與杜賓相同(Summers and Summers, 1989)。

在經歷了 1980 年代相繼發生美國房地產貸款銀行危機與股市暴跌、發展中國家債務危機後，杜賓於 1995 年更進一步指出：在穩定匯率的情形下，通貨交易稅其實還可以使一國的貨幣政策有更多的自

主性，以兼顧其內部與外部平衡的目標(見 Eichengreen, Tobin, and Wyplosz, 1995)。因此杜賓之「通貨交易稅」的概念，不僅只是如凱因斯般著重於市場穩定性與政府財政收入之考量，更是一種論及貨幣政策有效性(the effectiveness of monetary policy) 之思維：藉由課稅提高交易成本，限制國際間短期資本的大量移動，進而讓一國之貨幣政策有更多的自主性。⁴

國際金融有「不可能鐵三角(the impossibility of trinity)」之難題，亦即匯率穩定性、資本自由移動以及貨幣政策自主性三者無法同時兼得之困境(Trilemma)。Obstfeld et al. (2004)⁵ 與 Burda and Wyplosz (2005)⁶，皆提及在浮動匯率且資本自由移動下，寬鬆貨幣政策會引發套利交易(carry trade)。在此一概念下，歐美日的寬鬆貨幣政策未能將資金留在國內，而是因利差交易，變成融資貨幣流入新興市場，貨幣政策效果自然被打折扣。⁷ 另利差交易衍生的預期匯率變動之群聚效應 (herding and financial contagion) 更助長了匯率的波動，進而削弱量化寬鬆對實質經濟成長與就業之影響。

Stiglitz (2014)亦主張課徵金融交易稅，但卻是從外部性的觀點切入。Stiglitz 認為金融市場投機泡沫不只是由交易的雙方承擔而已，投機泡沫其實還會同時產生負的外部性效果。由於實質部門與金融部門有密切之關係，金融市場投機泡沫產生的外溢效果，將不利於實質的經濟活動，故主張對不具有生產力且不利實質經濟活動的投機操作

⁴ 有鑑於國際金融的命題-不可能鐵三角(the impossibility of trinity)，即穩定匯率、資本自由移動與貨幣政策自主性三者不可兼得之困境(Trilemma)，Tobin 提出通貨交易稅的主要目的即是希望重拾部份貨幣政策自主性(Eichengreen, Tobin and Wyplosz,1995)。

⁵ Obstfeld, M., Shambaugh, J. and A. Taylor (2004), "The Trilemma in History: Tradeoffs among Exchange Rates, Monetary Policies, and Capital Mobility," NBER Working Paper 10396.

⁶ 請參閱 Burda, M. and C. Wyplosz (2005), 頁 246-248, 515, 516。

⁷ 在浮動匯率且資本自由移動下，寬鬆之貨幣政策主要是透過貨幣貶值來影響實質經濟活動，資金外移，則會減弱貨幣政策的效果。

課徵金融交易稅。藉著交易成本的增加抑制投機交易，可以將投機交易衍生的外部成本內生化，並導引資金從事於長期投資。

Stiglitz(2014) 更提及金融市場活動經常會受到投資圈中散播的感覺與信念之氛圍改變的影響，而鮮少與基本面因素有關。這樣的看法與凱因斯不謀而合。凱因斯曾以動物本能 (animal spirits) 說明這些氛圍的改變：資本市場的活動就像一場選美比賽，不是肯定“基本”因素，而是評估其他人的想法。每一個人的信念會受到週遭人士所影響，樂觀與悲觀的情緒也隨之蔓延與散播。故凱因斯認為金融市場的活動往往會過度活絡，而所謂的過度活絡是指持有期間過短、短期跨境資本移動過多、或是新金融產品買賣過於頻繁等現象。

Stiglitz 又認為全球性氛圍的改變經常驅使跨境資本大量移動，若不採取資本管制，又容許匯率自由調整，就會釀成匯率的高度波動，此一影響會迅速傳遞到實質部門，而對實質部門的經濟活動與經濟結構造成衝擊。換言之，資本市場自由化帶來的是過量的短期跨境資本移動、外匯市場的大幅波動，而不是所期待的經濟高成長。既然負外部性效果是因為短期資本移動過多而產生，故對於過度活絡的市場採取限制，應能改善實質部門的經濟表現。

McCulloch and Pacillo (2011)曾經彙總文獻上金融交易稅影響的不同論點，並探討「通貨交易稅」對市場波動性的可能影響、Tobin Tax 如何實施、稅收有多少以及租稅負擔等問題。雖然有關於「通貨交易稅」的概念與影響效果被廣泛的討論，但迄今為止，對杜賓「通貨交易稅」的效果卻仍是未有一致性的看法。

自全球性金融危機發生以來，回應這種金融市場波動的政策思維業已出現。當短期資金大量流向新興市場與開發中國家，而對他們的

金融市場的穩定與總體經濟活動造成衝擊時，Ostry et al. (2011) and Ostry et al. (2012) 建議的因應措施包括對短期流入的資本直接課稅、提存無利息的準備等資本管制措施，以減緩資金的流入。但在 G20 年中報告中，IMF(2010)認為通貨交易稅是金融交易稅的一種，實施主要對象是有大量外匯交易的國家，期望課稅能抑制投機性的外匯交易，但尚無法解決目前金融體系面臨的穩定性問題，因此 IMF 建議的政策措施未納入通貨交易稅。

至於其他國際組織的看法，如聯合國在 2014 年發佈的 UNCTAD Trade and Development Report，提及「適度的管理匯率能抑制投機的行為」，而適度的匯率管理不僅適用於限制資本自由流入的事前措施，也適用於危機發生時，限制資本流出的事後措施。於是在這樣的氛圍下，歐盟於 2011 年 9 月提出課徵金融交易稅的政策建議。

二、 歐盟金融交易稅之內容

歐盟提出金融交易稅的主要目的是擬抑制短期性、投機性交易，也期望金融機構對於金融危機衍生的成本能有合理的承擔與貢獻，並創造一個金融部門與其他部門公平競爭的環境，進而解決金融部門失靈的問題、避免金融危機的發生。

自 2008 年全球金融危機，經濟衰退發生後，對金融交易課稅的想法即在一些歐盟會員國間開始蘊釀。此外，因在金融危機期間曾經挹注金融機構公共資金，促使歐盟會員國政府開始思考自金融業回收這些挹注的資金，讓金融部門與其他部門有同樣的競爭環境，而不是一個接受特別多公共資源照護的部門。

2011 年 9 月，歐盟提出金融交易稅的建議：非衍生性金融商品最低稅率千分之一(0.1%)，而衍生性金融商品交易則依名目金額課徵最低萬分之一 (0.01%) 之稅額，參與交易的買賣雙方皆得繳稅。除了將現匯交易排除在外，也採取圈地柵欄 (ring-fencing) 措施，排除家庭與廠商的借貸交易，以避免影響實體經濟的活動。

由於金融交易雙方是依居住地原則 (the residence principle) 與發行地原則 (the issuance principle) 做為納稅義務人。因此，不僅會有治外法權的效果，而且更因為交易鏈 (transaction chain) 內的每筆交易皆得納稅，創造出有效稅率是數十倍於金融交易稅率的滾雪球效果(cascade effect)。

歐盟建議的金融交易稅適用之「金融機構」，包括銀行、信用機構、保險與再保險事業、退休基金、共同基金、證券化 SPVs 與其他 SPVs、以及某些租賃公司。⁸ 但證券清算公司、證券存託、歐洲金融穩定基金，以及兩個與兩個以上歐盟會員國為援助遭遇融資問題會員國所成立的國際性金融機構之交易對手，則免徵金融交易稅。

目前歐盟有 11 個會員國 (比利時、德國、愛沙尼亞、希臘、西班牙、法國、義大利、奧地利、葡萄牙、斯洛凡尼亞與斯洛瓦吉亞) 已同意執行歐盟建議之金融交易稅。相對於歐盟全體 27 個會員國，這 11 個會員國的 GDP 占比為 33%，金融業占比為 45%。因此 Wyman(2012, 2013) 指出若實施金融交易稅，對於歐盟、乃至於其他經濟體，皆將有深遠之影響。

但為世界最大國際金融市場地主國的英國，則反對金融交易稅，並指責歐盟提議之金融交易稅因具有治外法權效果 (extraterritorial

⁸ SPVs 乃是 special purpose vehicles 簡稱。

effect) ，未尊重未參與國家的競爭力與權利義務，違背歐盟公約第 327 條的內涵。而英國央行總裁 Mark Carney 則憂慮歐盟之金融交易稅將造成交易由歐洲移向其他的國際金融中心，例如紐約、新加坡或香港，而對倫敦做為全球外匯交易量最大的國際金融中心地位產生不利的影響。⁹

雖然歐洲央行協助歐盟規劃金融交易稅的實施，但歐洲央行總裁 Mario Draghi 也質疑在期望吸引國外投資者到歐元區投資的情形下，課徵金融交易稅是否是一項合宜的政策，並憂慮歐元區的經濟成長會因而受到影響。雖然英國質疑金融交易稅的適法性，向歐盟司法院提出金融交易稅的治外法權效果會影響其權益之訴求，但是歐盟司法院卻以治外法權效果之訴求過早為由，駁回其主張。現歐盟 11 國仍期望以漸進方式推動金融交易稅的實施。

三、金融交易稅是否可以避免金融危機的發生

各方對於金融交易稅是否可以改善金融體系的穩定性，避免金融危機發生之看法紛歧。Griffith-Jones and Persaud (2012) 認為金融交易稅會減少銀行因曝險金額累積以致倒閉的可能性，故課徵金融交易稅可以降低金融危機發生的機率。

上述概念雖然正確，但是此一看法卻未考量到實施金融交易稅時可能產生的若干實際問題，例如交易成本增加會阻礙投資人從事避險性的交易，則多重曝險將會因投資人沒有從事對應的避險交易，致使金融體系的系統性風險上升。IMF(2010)就指摘歐盟忽視金融體系中

⁹ 瑞典、丹麥、盧森堡等國亦因擔心課稅可能導致資本外逃(capital flight)，而不贊成只在歐盟區實施金融交易稅。

系統性風險之核心來源，故其所倡議的金融交易稅，無法解決目前金融體系在穩定性上所面臨的缺失。

學者也質疑歐盟的金融交易稅可以降低金融危機發生可能性的說法。Schafer et al (2012) 認為金融交易稅並未解決任何一個晚近金融危機發生的起因，如過度的槓桿操作與流動性準備不足的問題。Anthony (2012) 也提出「歐盟金融交易稅未能減少系統性風險與金融危機發生可能性」之論點，並舉不動產泡沫危機為例，若金融危機是來自於崩潰性的不動產泡沫，因為不動產不會廣泛且頻繁的交易，故不動產的錯誤訂價不可能會對金融交易稅有所反應與修正。

對於 2008 年發生在美國的次貸危機，Honohan and Yoder (2010) 認為金融交易稅難以遏止次貸市場證券化、信用違約交換市場或其它衍生性金融商品市場的活動，而這些因素被認為是晚近金融危機發生的主要因素。Matheson (2011) 更主張當前泡沫的產生是來自於過度的槓桿操作，而非過度交易，故金融交易稅不是一個可以用來抑制泡沫與規範金融市場的有效工具。

四、金融交易稅是否可以改善金融市場的效率

一般而言，若金融市場參與者是理性投資者，則其交易可以提供價格發現 (price discovery) 的資訊，增加市場流動性 (liquidity)，而增進金融市場的效率。

但有些學者則認為金融交易稅會阻礙價格資訊的提供，減少市場的流動性，降低金融市場的效率。例如，Mannaro et al. (2008) 的研究即有「金融交易稅減少市場流動性」之發現；Pellizzari and Westerhoff

(2009) 論點亦類似：課稅使股票市場流動性降低。

但若市場中的資訊是不完全或者不對稱的，更多的價格資訊與市場流動性真的就可以提高社會福利水準嗎？或者換句話說，在資訊不完全與不對稱的市場中，高頻交易(high frequency trading)是否可以讓實質資源的分配更好，進而提高經濟社會的福利水準？

Stiglitz (2014) 認為高頻交易其實只是一個零和遊戲，或者更加精確的說，其實是一個負和的遊戲。因為要在遊戲中勝出，就需投入實質資源取得資訊，且一方的獲利是以其他人的損失為代價，故此類型交易存在金錢外部性(pecuniary externality) 效果。所謂金錢外部性效果是指有資訊的交易者藉著其所擁有的資訊優勢，從無資訊的交易者獲取金錢利益，而此種獲利並非經濟基本面因素改變所致。故高頻交易無法讓實質資源有更好的配置，進而提升社會福利水準。

Greenwald and Stiglitz (1986) 更明確的指出：金錢外部性效果存在時，資訊愈多，社會福利水準反而降低。在市場資訊不完全與不對稱的情形下，採取租稅措施則可以校正市場缺失，使其趨向柏拉圖的最適效率水準。

五、金融交易稅是否可以降低金融市場的波動性

文獻上對於金融交易稅與市場波動性的關係，迄今為止尚未有定論(McCulloch and Pacillo, 2011)。支持課徵杜賓稅的學者，認為短期交易相對於長期交易更易造成市場波動，課稅使短期交易的成本相對高於長期交易，因此可以抑制短期投機活動(Tobin, 1978; Summers and Summers, 1989; Stiglitz, 1989 and Rubenstein, 1992)。

Ehrenstein et al. (2005) 利用 ZI (zero intelligence) 模型評估杜賓稅的影響，得到波動性可能降低的結果。Westerhoff and Dieci (2006) 的理論研究也支持課稅使波動性減少的論點：藉著減少噪音交易者 (noise trader) 的交易，課稅可以降低市場波動性。但是也有不同的觀點，Mannaro et al. (2008) 的模型顯示：Tobin Tax 不僅減少市場流動性，而且也使波動性變大。Pellizzari and Westerhoff (2009) 建構的模型亦得到「市場流動性降低，但波動性卻增加」的結果。

實證研究部份，由於有許多國家對股市課徵交易稅，因此有一些文獻是探討金融交易稅對股市的影響。Becchetti et al. (2013) 有關法國股市實施金融交易稅的實證分析，發現「金融交易稅降低市場波動性」。但另有些實證研究得到不同的結果，Umlauf (1993) 顯示瑞典股市實施交易稅後，市場波動性是增加的；Baltagi et al. (2006) 研究，發現中國股市也出現類似的現象。雖然實證研究顯示金融交易稅或會擴大市場波動性，製造出更多的投機空間，但 Pollin (2010) 之論點則指出金融交易稅對市場波動性的影響是不明確的。

至於通貨交易稅，屬於金融交易稅的一種，是資本管制的工具之一，但有關通貨交易稅的實證研究不多。究其原因，各國所採取過的通貨交易稅皆是短暫性措施，如巴西在 1996 年 2 月實施通貨交易稅，但 1997 年 4 月就停徵，而後又因金融危機於 2008 年 3 月恢復，但在 2013 年 6 月停徵。因此若以時間數列資料來評估通貨交易稅對市場波動性的影響，會有樣本不足之問題。

故有一些通貨交易稅效果的實證研究，是採用實施資本管制國家的資料，進行橫斷面的分析，如 Magud et al. (2011)、Qureshi et al. (2011)。但由於國情不同，有些國家是因資金大量流出而實施資本管

制，如馬來西亞、韓國等，會傾向採取數量管制；有些國家則是因為熱錢流入而採取資本管制，如巴西與智利等，則傾向價格管制的方式，如課徵通貨交易稅。此類研究很可能會遭遇到「蘋果到橘子，牛頭不對馬嘴」的問題(Apples-to-Oranges problem)，故會先透過一些金融與經濟變數資料，建構一國的指標數值，再進行橫斷面的實證分析。¹⁰可是一旦通貨交易稅被當做指標之一後，就無法突顯通貨交易稅的評估效果。

最近的研究則嘗試以還原無課稅(counter-factual)的情境，來克服通貨交易稅實施期間短暫，樣本不足的問題，如 Jinjarak et al. (2013) 對巴西於 2008 年至 2011 年期間實施通貨交易稅效果的研究。其實證結果發現通貨交易稅效果不明顯，無法減緩短期資金的流入。¹¹

¹⁰ Magud et al. (2011)和 Qureshi et al. (2011)的實證分析發現資本管制在有些國家有效，而有些國家則沒有效。

¹¹ 但此一實證模型卻存在 Lucas(1976)所批評的「一旦政策實施，人們行為就跟著改變了」的問題：實證模型參數估計值在通貨交易稅課徵前後可能是不相同的。

第參章 外匯市場套匯與套利模型

本章以 Carlson and Olser (2000)之模型為基礎，建構一包含套匯與套利投機行為的外匯市場模型，據以了解外匯市場面臨不同來源的突發性衝擊時，理性投機者(rational speculators)的套利與套匯操作如何影響匯率的波動與外匯市場的安定性。

此一模型中的外匯市場不僅有經常帳的交易，也同時存在金融帳套利與套匯的交易。外匯市場上投機者對匯率的預期是充分資訊之下的理性預期 (Lucas, 1976)。本章將解析突發性衝擊發生時，投機者的反應如何影響匯率的波動與其在外匯市場扮演的角色，進而了解投機者的風險趨避(risk aversion) 程度如何影響匯率的波動。下一章則將以本章的分析架構為基礎，引進 Tobin Tax 的概念，探討 Tobin 之通貨交易稅如何影響投機操作與匯率波動，並說明若通貨交易稅改變投機者面對風險的態度，通貨交易稅的影響效果有何不同。

Friedman (1953) 只考量外匯市場中套取匯率差價的投機活動，而且認為最後能夠存活的理性投機者必然是採取「買低賣高」交易策略，故投機操作會降低匯率的波動。但 Carlson and Olser (2000)進一步考慮套取國家間利率差距的套利行為，並指出國內、外利率的改變會影響投機者擬持有的外匯資產，進而誘使投機者在外匯市場從事「買高賣低」交易活動，以致擴大匯率的波動。

本章模型延續 Carlson and Olser(2000)的設定，假設外匯市場有兩類代表性參與者：一類為參與經常帳交易之貿易商(current account traders)，另一類為參與金融帳交易之投機者。前者為基於外匯流動性需求或供給，而進入外匯市場之現貨交易者，如貨物與服務的進、出口商；後者則是理性且具有充分資訊、基於匯差與利差之投機性外匯需求或供給，而進入外匯市場交易的投機者。由於套匯與套利交易需具有專業能力，故假設貿易商只追求與本業有關的利潤，而不會從事投機交易，以與從事金融帳交易的投機者有所區別。

另外，模型中突發性的外生衝擊也分成兩種類型：一類是對於流動性外匯需求或供給造成改變的衝擊，這類衝擊多來自於實質部門；另一類則是對投機性外匯需求或供給造成改變的衝擊，例如國內、外利率差距的變動，這類衝擊多來自於金融部門。¹²這些衝擊皆為隨機性、暫時性，因此是無法事先預料到的短期性衝擊。除了 Carlson and Olser (2000)，Driskill and McCafferty (1980) 探討外匯市場的匯率波動性時，對於外匯市場衝擊來源的性質亦有類似的設定。

最後，除非有特別指明，否則除了國內、外資產報酬率外，所有模型中的變數皆是取相對於其長期均衡值的自然對數。本章分五節，第一節將先描述外匯市場兩個類型的代表性參與者的行為，並設定國際收支平衡，外匯市場達到均衡之條件；然後第二節，在理性預期與存在套利和套匯投機的狀態下，求解匯率方程式與匯率條件變異數(conditional variance)；第三節則探討匯率動態調整之跨期安定性(intertemporal dynamic stability) 條件與 Muth (1961) 一文中討論的期間內華勒斯安定性(intraperiod Walrasian stability) 條件；第四節則依

¹² 本模型中的國、內外資產報酬率，對匯率決定的模型而言，是外生決定，可能是政策當局的政策參數。

所求得的匯率條件變異數與匯率無條件變異數，分析理性投機者風險趨避(risk aversion)程度高低對匯率波動的影響；第五節進一步說明面對不同來源的衝擊時，理性投機者的反應與投機操作如何影響匯率波動性，與其在外匯市場扮演的角色。¹³

一、模型設定與建構

(一) 參與經常帳交易之貿易商

文中的匯率是指以本國貨幣表示的一單位外國貨幣之價格。假設經常帳之淨外匯流動性需求(貿易商的進口外幣需求與出口商的外匯供給之差額)，是匯率的線性函數：

$$(3.1) \quad CA_t = -\beta e_t + u_t, \quad \beta > 0。$$

式(3.1)中， t 代表期間， CA_t 為 t 期經常帳之淨外匯流動性需求， e_t 為 t 期之匯率，而 u_t 為 t 期隨機干擾項，其期望值為 0，變異數為 σ_u^2 ，反映除匯率外，所有會改變經常帳貿易商淨外匯流動性需求的因素，如進、出口價格的突然變動、氣候異常等因素。這些非預期的隨機衝擊不必然會有跨期相關與恆常性的影響。之後將在文中稱這些衝擊為經常帳衝擊。

式(3.1)中， β 大於零，表示 Marshall-Lerner 條件成立：本國貨幣貶值會改善經常帳收支，亦即淨外匯流動性需求會因進口減少、出口增加而減少。最後，因 e 是相對於其長期均衡匯率值的自然對數，所以可以反映匯率偏離長期均衡值的差距，若 t 期無任何突發性的外生

¹³ 若在本模型中進一步考量股市，由於股市與匯市間存在互動關係，因此股價報酬率將為模型中的內生變數，而非外生的衝擊，其模型設定與推導結果或將與本研究不同。但若模型中納入股價，就可以同時探討通貨交易稅對股價波動性的影響。

衝擊，因而也無任何的投機活動，則匯率必然會調整，以維持經常帳之淨外匯流動性需求等於零，故由式(3.1)可推得：

$$(3.2) \quad e_t = 0, \quad \forall t,$$

亦即當期匯率等於長期均衡匯率值，故其與長期均衡值的差距為零。

(二) 參與經金融帳交易之投機者

模型中的投機者所代表的是藉著匯率或利率改變，積極謀取利潤的一群人。這群人，除了包括金融業拆款市場交易商、共同基金經理以及個別的外匯市場投機者，也包括國際債券基金經理人與投資於其他國際資產組合之經理人等。這些人的共同特質是需承受匯率、利率或其他金融帳衝擊產生的風險。代表性投機者持有外幣資產多頭部位 (long position) 或空頭部位 (short position) 的預期報酬率等於預期的匯率變動率加國內、外的利差，而預期利潤如下：¹⁴

$$(3.3) \quad \pi_t^e = B_t \left(E_t e_{t+1} - e_t + \delta_t \right)。$$

式(3.3)中， π_t^e 為投機者在 t 期對 $t+1$ 期之預期利潤， B_t 為 t 期投機者持有之外幣資產部位，而 $\delta_t \equiv R_t^f - R_t$ ，為外國資產報酬率(R_t^f)超過本國資產報酬率(R_t)的部份。本模型假設一期債券是唯一有的外國與本國資產，報酬率分別為 R_t^f 與 R_t ，故 δ_t 代表國外與國內的債券利差。

根據資產訂價(capital assets pricing)模型，投機者的效用(U)是預期利潤之函數：

¹⁴ 有關推導詳見附錄一。

$$(3.4) \quad U = U(\pi_t^e)。$$

在預期利潤為條件常態分配假設下，投機者根據 t 期所擁有的資訊，以最大化預期效用，進而決定其最適的多頭或空頭部位 B_t 為：¹⁵

$$(3.5) \quad B_t = \alpha \left(E_t e_{t+1} - e_t + \delta_t \right)，$$

$$(3.6) \quad \alpha = \frac{1}{\theta \sigma_{e,t}^2}。$$

式(3.6)中， $\theta = -U''(0)/U'(0)$ ，為 Arrow-Pratt 型態的絕對風險趨避 (absolute risk aversion) 程度指標。在效用函數正規條件下， U 可被二次微分，且 $U' > 0$ 與 $U'' < 0$ ，因此 θ 為一正值。 $\sigma_{e,t}^2 = E_t \left(e_{t+1} - E_t e_{t+1} \right)^2$ 代表依 t 期資訊所推得之匯率條件變異數。 α 則是投機者擬持有之外幣資產對預期匯差與國外和國內利差的反應程度。

B_t 變動時，如 $(B_t - B_{t-1})$ ，便可視為本國金融帳的餘額：若為正，本國資金流出；反之，若為負，則為外國資金流入。

(三) 外匯市場均衡

經由匯率調整以維持國際收支平衡，外匯市場均衡條件為：

$$(3.7) \quad CA_t + (B_t - B_{t-1}) = 0$$

滿足預期效用極大的情形下，投機者每期都需選擇最適的外幣資產部位，進而決定其當期所需調整的額度。按照 Niehans (1977) 存流量互動的論點，本模型中需先有期初外幣資產之最適存量，而後才能探討期間內外匯資產之調整額度 $(B_t - B_{t-1})$ 以及外匯市場的流量均衡。

¹⁵ 有關推導詳見附錄一。

在存流量互動的架構下，Frenkel and Rodriguez (1982) 指出外匯市場均衡條件式將會是二階的差分方程式。

二、模型求解

將式(3.1)與式(3.5)代入外匯市場均衡式(3.7)，經整理後可得：

$$(3.8) \quad E_t e_{t+1} - \left(1 + \frac{\beta}{\alpha}\right) e_t - E_{t-1} e_t + e_{t-1} = -\frac{1}{\alpha} u_t - \Delta_t \circ$$

上式中， $\Delta_t = \delta_t - \delta_{t-1}$ ，代表 t 期非預期之國外與國內利差之變動，此一非預期的利差變動為一隨機項，其期望值為 0，變異數為 σ_Δ^2 。國內、外利率差距突發性的變動，是外匯市場外生衝擊的來源之一，之後將在文中稱這些衝擊為金融帳衝擊。

式(3.8)是以預期形式表示的二階差分方程式，有兩個特性根，令其分別為 η_1 和 η_2 ，則

$$\eta_1 \eta_2 = 1 \circ$$

$$\eta_1 + \eta_2 = 2 + \frac{\beta}{\alpha} \circ$$

因為 $\eta_1 \eta_2 = 1$ ，且 $\eta_1 + \eta_2 = 2 + \frac{\beta}{\alpha}$ ，所以兩根皆為正，且有一根大於 1，另一根小於 1。差分方程式的動態安定性條件，要求根的絕對值落在 1 與 -1 之間，假設 $\lambda \equiv \eta_1 < \eta_2$ ， λ 是小於 1 的特性根。

本模型中的投機者是理性預期者，其對匯率之預期， $E_{t-1} e_t$ ，是根據所有 $t-1$ 期可用的訊息去預測 t 期的匯率值。而 $E_{t-1} e_t$ 解之形式將是

$$(3.9) \quad E_{t-1} e_t = \lambda e_{t-1} \circ^{16}$$

因所有突發性的外生衝擊具有隨機性質，且為同期與跨期皆是獨立不相關，採用 Balanchard and Fischer (1989, 第五章) 的因子分解法，所得到的匯率縮減式解 (reduced-form solution) 如下：¹⁷

$$(3.10) \quad e_t = \frac{\alpha(1-\lambda)}{\alpha(1-\lambda)+\beta} e_{t-1} + \frac{1}{\alpha(1-\lambda)+\beta} u_t + \frac{\alpha}{\alpha(1-\lambda)+\beta} \Delta_t,$$

式中，

$$(3.11) \quad \lambda = 1 + \frac{\beta}{2\alpha} - \sqrt{\left(1 + \frac{\beta}{2\alpha}\right)^2 - 1} \circ$$

顯然地，由於模型中的參數皆為正值，因此 λ 會介於 0 與 1 之間，這表示匯率具有跨期動態安定性，最終會調整至長期均衡值。對式 (3.10) 取預期可得 $E_{t-1} e_t$ ，若理性預期行為具有一致性，其與式 (3.9) 會相等，故理性預期行為一致性條件為：

$$(3.12) \quad \lambda = \frac{\alpha(1-\lambda)}{\alpha(1-\lambda)+\beta} \circ$$

然後利用式 (3.12)，可將式 (3.10) 之匯率方程式簡化為：

$$(3.13) \quad e_t = \lambda e_{t-1} + \frac{(1-\lambda)}{\beta} u_t + \frac{\lambda}{(1-\lambda)} \Delta_t \circ$$

進而求得匯率條件變異數¹⁸：

¹⁶ 相關推導詳見附錄二。

¹⁷ 相關推導詳見附錄二。

¹⁸ 相關推導詳見附錄三。

$$(3.14) \quad \sigma_{e,t}^2 = E\left(e_{t+1} - E_t e_{t+1}\right)^2 = \frac{(1-\lambda)^2}{\beta^2} \sigma_u^2 + \frac{\lambda^2}{(1-\lambda)^2} \sigma_\Delta^2 \quad .$$

三、動態安定性與華勒斯安定性條件

雖然 λ 落於 0 與 1 間，本模型具有跨期之動態安定性，但是 Muth (1961) 曾指出這不必然代表模型具有期間內之華勒斯安定性。在一個拍賣市場，若在某一種價格，買賣雙方的數量不相等，就不會成交，而是繼續依供需法則重新出價。但這種過程可能會發生買方與賣方的數量愈差愈大，導致價格愈來愈偏離均衡價格，而陷入一種惡性蛛網 (cobweb) 之循環過程。但若華勒斯安定性條件成立，當期匯率就可以調整至均衡值。

由式(3.5)與式(3.13)，可推得投機者在 t 期的外匯需求為

$$(3.15) \quad -\alpha(1-\lambda)e_t \quad .$$

而由式(3.1)， e_t 為正時，經常帳的淨外匯需求為負，亦即經常帳可以提供的淨外匯供給為：

$$(3.16) \quad -\beta e_t \quad .$$

若如圖 3.1 所示，外匯供給線相對於外匯需求線比較陡，外匯需求不足時，匯率會再做上升的調整，但是需求不足更多，無法讓外匯供需達到相等，導致匯率愈來愈偏離均衡值。因此圖 3.1 是外匯市場不具有華勒斯安定性的情況。

所以期間內華勒斯安定條件為

$$(3.17) \quad \alpha(1-\lambda) > \beta。$$

從式(3.12)與式(3.17)，可推導出 λ 值至少要高於二分之一(但仍得小於一)，而且 $\alpha > 2\beta$ 。但 Carlson and Olser (2000) 卻忽視了這兩個限制條件，因此其部份論點可能無法成立。¹⁹

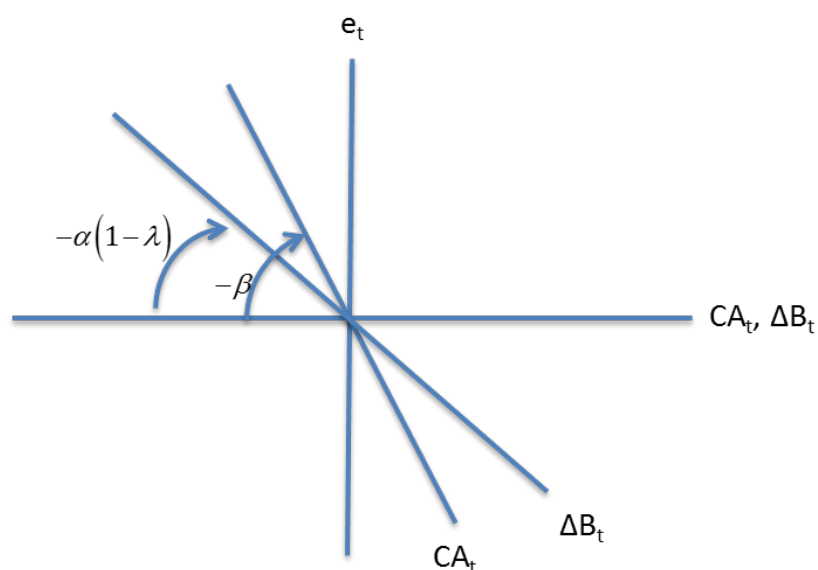


圖 3.1 經常帳、投機性行為與期間內華勒斯安定性

藉助 λ 與投機者對預期利潤反應係數 α 的兩個關係式，進一步說明跨期動態安定性與期間內華勒斯安定性的概念與涵意。第一個關係式由式(3.12)之理性預期行為一致性條件，整理而得：

$$(3.18) \quad \alpha(1-\lambda)^2 = \lambda\beta。$$

另一關係式來自投機者對預期利潤反應係數 α 的定義式，式(3.6)。將式(3.14)之 $\sigma_{e,t}^2$ 代入式(3.6)，可得到下述關係：

¹⁹ Carlson and Olser (2000, 頁 244)指出在經常帳衝擊與利率衝擊皆同時發生時，理性投機在低投機性活動(或低頻交易)有安定性，而高投機性活動(或高頻交易)，會讓外匯市場不安定。但在本模型期間內華勒斯安定條件之下， $\lambda > 1/2$ 且 $\alpha > 2\beta$ 之情況，其實就是有頗高的投機性活動的情形。這意味著理性投機極有可能會使外匯市場不安定。當然 α 與 β 值會隨不同的模型設定而改變。

$$(3.19) \quad \alpha(1-\lambda)^2 = \frac{\beta^2}{\theta \left[\sigma_u^2 + \frac{\lambda^2 \beta^2}{(1-\lambda)^4} \sigma_\Delta^2 \right]}。$$

分別以 $\alpha(1-\lambda)^2$ 與 λ 為兩軸，可將式(3.18)與式(3.19)關係式彙總在圖 3.2。其中，式(3.18)之依據是理性預期假說，可繪成一條由原點出發的直線，直到 λ 等於 1 為止，用 RR 表示。

式(3.19)反映的是投機者的行為，當 α 乘以 $(1-\lambda)^2$ 後，為一半鐘形曲線，以 SS 表示。 λ 等於 0 時，其值為 $\beta^2/\theta\sigma_u^2$ ，而 λ 等於 1 時，其值為 0。值得注意的是， λ 由 0 逐漸增加到 1 時，雖然 SS 曲線呈單調性下降，但是初期為 SS 曲線緩降，到某特定 λ 值， SS 曲線加速下降，然而過了某一特定 λ 值之後， SS 曲線又變成緩降，且一直緩降到 0。

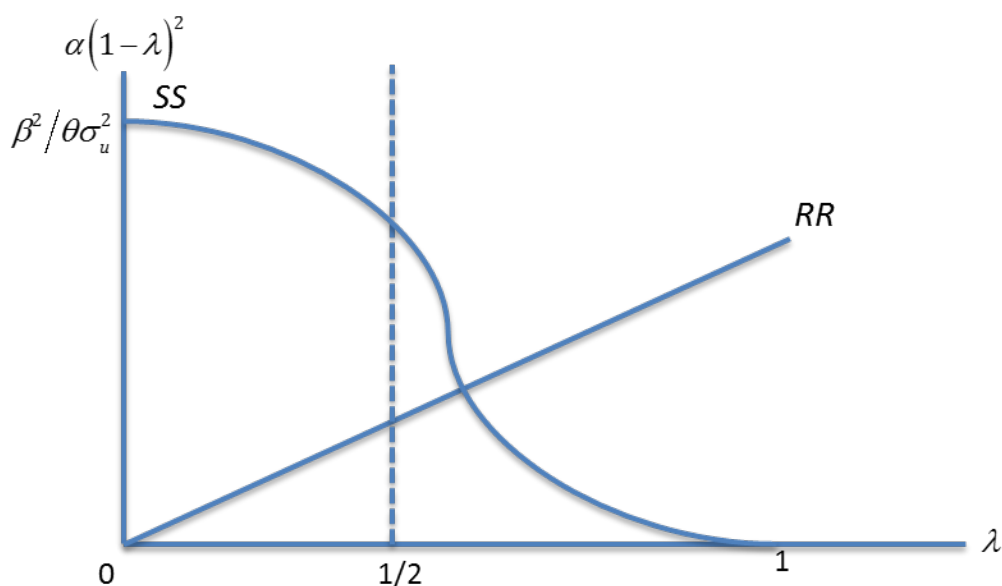


圖 3.2 理性預期一致性與投機行為

RR 線與 SS 曲線會有相交點，這個交點所決定的 λ 符合理性預期一致性條件式(3.18)與投機者的最適行為式(3.19)。如圖 3.2 所示，該

交點對應的 λ 值小於壹，但仍需大於二分之一，因此外匯市場動態安定性與期間內華勒斯安定性條件界定了 λ 的範圍。

四、投機者風險趨避程度對匯率波動性的影響

由式(3.5)與式(3.6)可知，風險趨避程度會影響投機者擬持有的外幣資產。圖 3.3 顯示，當風險趨避程度由 θ_1 上升至 θ_2 時，反映投機行為特性的 SS 曲線之縱軸截距變小，為 $\beta^2/\theta_2\sigma_u^2$ ，而由 SS_1 左移至 SS_2 ；至於反映理性預期行為一致性的 RR 線則未改變。因此， SS_2 曲線與 RR 線交點對應之 λ_2 值，將小於 λ_1 。由於 α 與 λ 有同向變動的關係，²⁰這表示當風險趨避程度上升時，投機者對相同衝擊的反應會比較小，而減少持有的外幣資產部位。

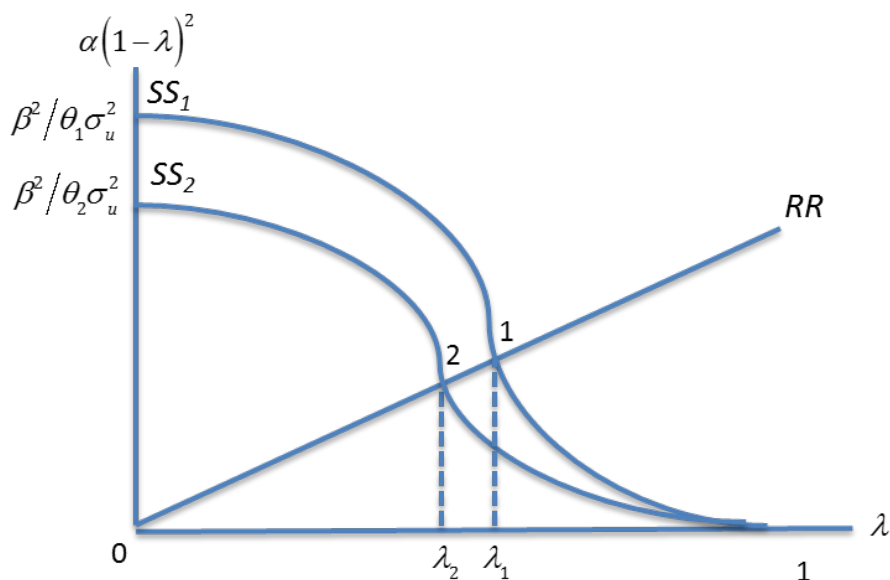


圖 3.3 投機者風險趨避與投機性反應

利用理性預期一致性條件式(3.18)與投機行為式(3.19)，所推得之

²⁰ 由下述式(3.20)與式(3.21)的結果，可推知 α 與 λ 有同向變動的關係。

投機者風險趨避程度對 λ 與 α 的最終影響如下:²¹

$$(3.20) \quad \frac{d\lambda}{d\theta} = -\frac{\lambda(1-\lambda)}{\theta[1-\lambda+2w(1+\lambda)]} < 0,$$

$$(3.21) \quad \frac{d\alpha}{d\theta} = -\frac{\alpha(1+\lambda)}{\theta[1-\lambda+2w(1+\lambda)]} < 0,$$

而上式中，

$$(3.22) \quad w = \frac{\frac{\lambda^2}{(1-\lambda)^2} \sigma_{\Delta}^2}{\left(\frac{(1-\lambda)^2 \sigma_u^2}{\beta^2} + \frac{\lambda^2}{(1-\lambda)^2} \sigma_{\Delta}^2 \right)} = \frac{\frac{\lambda^2 \beta^2}{(1-\lambda)^4} \sigma_{\Delta}^2}{\left(\sigma_u^2 + \frac{\lambda^2 \beta^2}{(1-\lambda)^4} \sigma_{\Delta}^2 \right)},$$

w 代表(加權性)利差波動性占全部波動性之比重(以下簡稱利差波動性占比)。²² 只有經常帳衝擊發生時，即 $\sigma_{\Delta}^2=0$ ，則 w 等於 0；只有金融帳利差衝擊發生時，即 $\sigma_u^2=0$ ，則 w 等於壹。故 w 介於 0 與 1 間。式(3.20)與式(3.21)的推導結果，證實圖 3.3 之推論。

而投機者風險趨避增加對匯率條件變異數的影響為：

$$(3.23) \quad \frac{d\sigma_{e,t}^2}{d\theta} = -\frac{2[w(1+\lambda)-\lambda]}{\theta[1-\lambda+2w(1+\lambda)]} \sigma_{e,t}^2 > 0, \text{ 若 } w < \frac{\lambda}{1+\lambda}.$$

可知匯率波動性之變化與利差波動性占比有關。若 w 比較小，譬如 $w < \lambda/(1+\lambda)$ ，投機者的風險趨避降低，匯率波動性變小；反之，

²¹ 有關推導詳見附錄四。

²² 由式(3.14)匯率條件變異數，可知其是由兩部份加總而成： $[(1-\lambda)^2/\beta^2] \sigma_u^2$ 與 $[\lambda^2/(1-\lambda)^2] \sigma_{\Delta}^2$ 。

故來自與利差波動相關部份的比例為 $\frac{\lambda^2}{(1-\lambda)^2} \sigma_{\Delta}^2 / \left[\frac{(1-\lambda)^2}{\beta^2} \sigma_u^2 + \frac{\lambda^2}{(1-\lambda)^2} \sigma_{\Delta}^2 \right]$ ，可改寫成

$\frac{\lambda^2 \beta^2}{(1-\lambda)^4} \sigma_{\Delta}^2 / \left[\sigma_u^2 + \frac{\lambda^2 \beta^2}{(1-\lambda)^4} \sigma_{\Delta}^2 \right]$ ，故 w 稱之為利差波動性占全部波動性之比重。

若 w 相當高，譬如 $w > \lambda/(1+\lambda)$ ，則匯率波動性變大。故投機活動與匯率波動性的關係是不確定的，而非一對一的關係。²³

也有以匯率無條件變異數來衡量匯率的波動性，如 Driskill and McCafferty (1980, 1982)與 Carlson and Olser (2000)。由式(3.13)可求得匯率無條件變異數為

$$(3.24) \quad \sigma_e^2 = E(e_t^2) = \frac{1}{(1-\lambda^2)} \left[\frac{(1-\lambda)^2}{\beta^2} \sigma_u^2 + \frac{\lambda^2}{(1-\lambda)^2} \sigma_\Delta^2 \right]。$$

對照式(3.14)之匯率條件變異數，可知匯率無條件變異數等於條件匯率變異數多乘上一個單調性增加因子。

現分別根據式(3.24)與式(3.14)，繪出匯率無條件變異數與匯率條件變異數與 λ 的關係，皆為一長底 U 形曲線。如圖 3.4 所示：在 λ 由 0 趨近於 1 之過程中，匯率無條件波動曲線皆高於條件匯率波動曲線。因兩者有完全正向之單調性對應關係，故風險趨避程度對匯率條件變異數影響的分析與論點，同樣適用於匯率無條件變異數。

投機者風險趨避程度對匯率無條件變異數的影響將為：

$$(3.25) \quad \frac{d\sigma_e^2}{d\theta} = -\frac{2[w(1+\lambda)^2 - \lambda]}{\theta[1-\lambda+2w(1+\lambda)](1-\lambda^2)} \sigma_{e,t}^2 \begin{matrix} > \\ < \end{matrix} 0, \quad \text{若 } w \begin{matrix} < \\ > \end{matrix} \frac{\lambda}{(1+\lambda)^2}。$$

圖 3.4 顯示： λ 由 0 逐漸增加到 1 時，隨著 λ 逐漸變大，匯率變異數逐漸變小；在某臨界值 λ^* 時，匯率變異數最小；之後，匯率變異數開始反轉變大；在 λ 接近 1 時，則趨近無窮大。故隨著 λ 的上升，投機活動在某一範圍可以降低匯率波動，但一旦超出這個範圍，匯率

²³ 投機者風險趨避程度對匯率波動影響的詳細推導，請參見附錄四；此外，兩者的關係在下一節將有更深入的說明。

波動逐漸加劇。因此理性投機活動與匯率波動性的關係不是唯一。

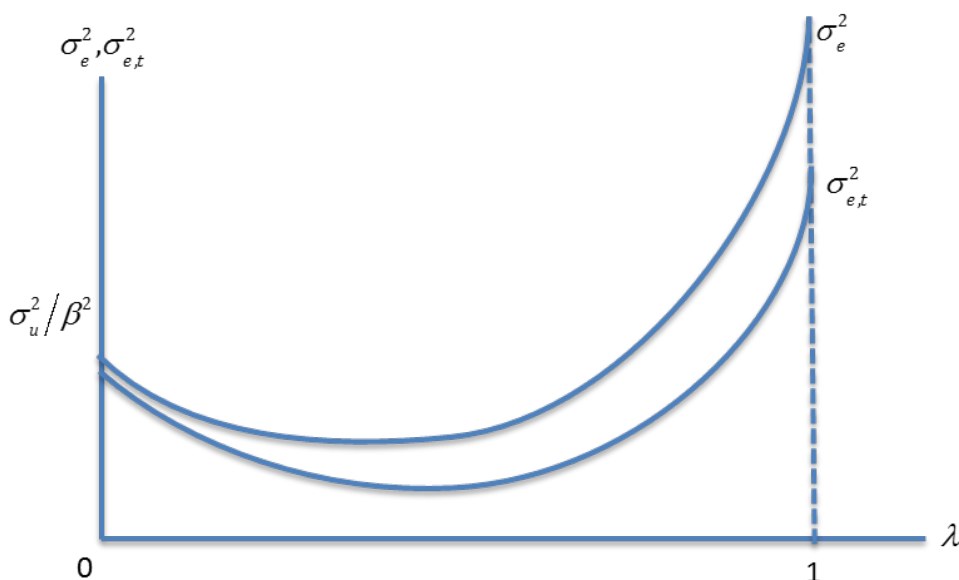


圖 3.4 λ 值與匯率變異數

五、理性投機行為與匯率波動性

本節將先說明理性投機者在面對外匯市場各類突發性衝擊時的反應與投機操作，再解析其投機行為與匯率波動性的關係。

(一) 只有經常帳衝擊發生之情形

若在 t 期只有經常帳遭受暫時突發性正向衝擊 ($u_t > 0, \Delta_t = 0, \sigma_\Delta^2 = 0$)，且此一衝擊造成貿易商當期的淨外匯需求增加 u_t ，故 t 期匯率會上升 u_t/β 。但暫時性衝擊不會改變經濟基本面因素，匯率長期均衡值仍維持原來水準，因而 t 期匯率上升後，會偏離長期值。

投機套匯者一旦察覺當期匯率高於長期均衡值，就會產生匯率下跌，外國貨幣貶值的預期，於是在外匯市場上拋售外匯（或放空），

因而減少貿易商淨外匯需求的增加，使得匯率上升的幅度變小。由於理性投機的賣匯降低 t 期匯率上升的幅度，故如 Friedman (1953) 所言，理性投機有助於穩定外匯市場，此一過程詳述如下。

由式(3.13)，可推得 $t+1$ 期之匯率為

$$(3.26) \quad e_{t+1} = \lambda e_t + \frac{1-\lambda}{\beta} u_{t+1} = \lambda e_t \quad (u_{t+1} = 0)。$$

所以套匯者預期匯率下降的幅度為：

$$(3.27) \quad E_t(e_{t+1} - e_t) = E_t(\lambda e_t - e_t) = (\lambda - 1)e_t = -\frac{(1-\lambda)^2}{\beta} u_t。$$

因而預期匯率下跌的賣匯額度為

$$(3.28) \quad \alpha E_t(e_{t+1} - e_t) = -\frac{\alpha(1-\lambda)^2}{\beta} u_t = -\lambda u_t。$$

貿易商之買匯 u_t ，減去套匯者的賣匯後之淨外匯需求為

$$(3.29) \quad u_t - \lambda u_t = (1-\lambda)u_t。$$

故投機賣匯使 t 期匯率只上升 $(1-\lambda)u_t/\beta$ 。

若投機者風險趨避程度增加，拋售的外幣數量(或放空部位)會較少，故 t 期匯率上升幅度會較大；另因匯率偏離長期均衡值之幅度變大，匯率回歸長期均衡的時間也變長。²⁴

由式(3.23)可知，只有經常帳受到衝擊， $w=0$ 時，風險趨避程度對匯率條件變異數的影響為：

²⁴ 匯率偏離慣性是指匯率一旦偏離均衡值，就容易產生一種繼續偏離的動力。匯率偏離慣性可由 λ 值的大小反映： λ 值愈小，偏離慣性愈大。

$$(3.30) \quad \frac{d\sigma_{e,t}^2}{d\theta} = \frac{2\lambda}{\theta(1-\lambda)} \sigma_{e,t}^2 > 0 \quad .$$

(二) 只有金融帳衝擊發生之情形

倘若在 t 期只有金融帳遭受暫時突發性的正向衝擊 ($u_t=0, \Delta_t > 0, \sigma_u^2=0$)，例如國外利率上升，導致國內外利差擴大，則套利者會增加外匯資產的持有，因此投機性外匯需求增加，導致 t 期匯率上升。但匯率長期均衡值不會受到短期利差衝擊的影響，仍維持原來的水準，故 t 期匯率偏離長期值。

因 t 期匯率高於長期值，套匯者會產生未來匯率下降的預期，於是在外匯市場上拋售外匯（或放空）。但套利操作的影響效果大於套匯，因此投機外匯淨需求增加，利差衝擊衍生的投機操作最終會擴大匯率波動，是外匯市場不穩定的因素。

上述過程詳述如下。 t 期利差衝擊之套利買匯為 $\alpha\Delta_t$ 。假設 $t-1$ 期外匯市場處於長期均衡，所以 $e_{t-1}=0$ ，因此由式(3.13)可分別推得

$$(3.31) \quad e_t = \frac{\lambda}{(1-\lambda)} \Delta_t \quad ,$$

$$(3.32) \quad e_{t+1} = \lambda e_t \quad .$$

所以套匯者在 t 期對匯率變動的預期為：

$$(3.33) \quad E_t(e_{t+1} - e_t) = E_t(\lambda e_t - e_t) = (\lambda - 1)e_t = (\lambda - 1) \frac{\lambda}{(1-\lambda)} \Delta_t = -\lambda \Delta_t \quad .$$

故預期匯率下跌之賣匯為

$$(3.34) \quad \alpha E_t(e_{t+1} - e_t) = \alpha(-\lambda \Delta_t) = -\alpha \lambda \Delta_t \quad .$$

而將套利之買匯 $\alpha\Delta_t$ ，減去套匯之賣匯後可得到：

$$(3.35) \quad \alpha\Delta_t - \alpha\lambda\Delta_t = \alpha(1-\lambda)\Delta_t > 0。$$

顯然套利買匯影響較大，故淨的投機外匯淨需求增加， t 期匯率上升而偏離長期均衡值。此種狀況下，理性投機操作將擴大匯率的波動。

由式(3.23)可知，只有金融帳受到衝擊， $w=1$ 時，

$$(3.36) \quad \frac{d\sigma_{e,t}^2}{d\theta} = -\frac{2}{\theta(3+\lambda)}\sigma_{e,t}^2 < 0。$$

理性投機者風險趨避程度降低時，由於套利買匯增加相對於套匯賣匯增加的影響比較大，匯率上升幅度變大，故 $d\sigma_{e,t}^2/d\theta < 0$ 。

(三)經常帳與金融帳衝擊皆發生之情形

若兩類衝擊皆發生，由上述分析可知，利差波動性占比小時，投機操作有助於穩定外匯市場，故投機者風險趨避程度增加時，投機活動的減少會擴大匯率的波動；反之，利差波動性占比大，投機的套利行為是外匯市場不穩定的因素，故投機者風險趨避程度增加時，投機活動減少會降低匯率的波動。故投機活動與匯率波動的關係不是一對一的關係。

第肆章 通貨交易稅與匯率波動性

本章將引進 Tobin 通貨交易稅的概念，以了解對外匯交易課稅，交易成本上升如何影響外匯市場的投機性活動、投機者的最適化選擇會如何調整，以及因應課稅而調整外幣資產的部位，又如何影響匯率的波動性。

本章以第參章的模型為基礎，但為區別外匯交易性質的不同，假設貿易商是基於實質交易衍生的淨外匯流動性需求或供給，而進入外匯市場交易，故貿易商不會從事投機套匯與套利的活動。此外，為避免課稅影響貨物與服務的進、出口，假定通貨交易稅只適用於投機性外匯交易，對於實質進、出口衍生之外匯交易則不課稅。

本章分五節，第一節將延伸第參章的基礎模型至開徵通貨交易稅的情形，進而推導投機性外幣資產需求，並運用與第三章相同之方法，求解匯率縮減式與匯率條件變異數。第二節重新檢視課稅後的跨期動態安定性條件與期間內華勒斯安定性條件。第三節說明通貨交易稅、投機行為以及匯率波動性的關係。第四節探討通貨交易稅對匯率條件變異數的影響。第五節則利用數值模擬分析，進一步闡釋通貨交易稅的效果。

一、Tobin 通貨交易稅模型設定與建構

由於對進、出口貿易之外匯交易不課通貨交易稅，故經常帳淨外匯需求函數的設定與前一章之式(3.1)相同，不再重述。有關金融帳部分，因將對金融帳項目的交易金額課徵比例稅，若通貨交易稅的稅率為 T ，因課稅導致交易成本上升，以本國通貨表示的每單位稅後預期利潤將降為 $(1-T)\left(E_t e_{t+1} - e_t\right) + \delta_t - 2T$ ，持有外幣資產之預期利潤如下²⁵：

$$(4.1) \quad \pi_t^e = B_t \left[(1-T)\left(E_t e_{t+1} - e_t\right) + \delta_t - 2T \right],$$

在預期利潤為條件性常態分配，效用是預期利潤的函數，理性投資者根據 t 期所擁有的訊息，極大化預期效用之概念下，其 t 期擬持有的外幣資產部位為²⁶：

$$(4.2) \quad B_t = \alpha \left[\tau \left(E_t e_{t+1} - e_t \right) + \tau^2 \delta_t \right],$$

而式(4.2)中， $\tau = 1/(1-T) \geq 1$ 。²⁷ τ 與 T 是同向變動的關係。

將式(3.1)與式(4.2)代入外匯市場均衡式(3.7)，可得：

$$(4.3) \quad E_t e_{t+1} - \left(1 + \frac{\beta}{\tau\alpha} \right) e_t - E_{t-1} e_t + e_{t-1} = -\frac{1}{\tau\alpha} u_t - \tau\Delta_t。$$

進而求得匯率縮減方程式為²⁸

²⁵ 有關推導詳見附錄五。

²⁶ 有關推導詳見附錄六。

²⁷ 基於一般共識，通貨交易稅率甚小，只有課徵千分之一，甚至萬分之一，故 τ 略高於一。在不影響整體分析下，式中原有一項 $2\tau(\tau-1)$ 予以省略，以簡化計算過程。

²⁸ 有關推導詳見附錄七。

$$(4.4) \quad e_t = \frac{\tau\alpha(1-\lambda)}{\tau\alpha(1-\lambda)+\beta} e_{t-1} + \frac{1}{\tau\alpha(1-\lambda)+\beta} u_t + \frac{\alpha}{\tau\alpha(1-\lambda)+\beta} \Delta_t ,$$

式中，特性根 λ 值為

$$(4.5) \quad \lambda = 1 + \frac{\beta}{2\tau\alpha} - \sqrt{\left(1 + \frac{\beta}{2\tau\alpha}\right)^2 - 1} .$$

因此滿足理性預期一致性的條件為

$$(4.6) \quad \lambda = \frac{\tau\alpha(1-\lambda)}{\tau\alpha(1-\lambda)+\beta} .$$

儘管課徵通貨交易稅，但是 λ 值顯然仍會落於 0 與 1 間，因此具有跨期動態安定性。

此外，因 τ 大於 1，式(4.6)似乎顯示課稅後的 λ 值比課稅前大，但因匯率條件變異數也會隨 λ 值改變而調整，轉而引起 α 的變動，因此在經濟體系所有的內生調整尚未完成前，不能以式(4.6)就逕行判斷通貨交易稅對 λ 值的影響。

利用式(4.6)，可將式(4.4)之匯率縮減方程式簡化成

$$(4.7) \quad e_t = \lambda e_{t-1} + \frac{(1-\lambda)}{\beta} u_t + \frac{\tau\lambda}{(1-\lambda)} \Delta_t$$

進而可求得匯率條件變異數為：²⁹

$$(4.8) \quad \sigma_{e,t}^2 = \frac{(1-\lambda)^2}{\beta^2} \sigma_u^2 + \frac{\tau^2 \lambda^2}{(1-\lambda)^2} \sigma_{\Delta}^2 .$$

²⁹ 有關推導詳見附錄八。

二、動態安定性與華勒斯安定性條件

因 λ 值落於 0 與 1 間，模型具有跨期動態安定性，然而仍有必要再檢視期間內華勒斯安定性條件。由式(4.2)與式(4.7)，可知投機者在 t 期的外匯需求為，

$$(4.9) \quad -\alpha\tau(1-\lambda)e_t,$$

而式(3.1)所表示的貿易商淨外匯供給(e_t 為正時)是

$$(4.10) \quad -\beta e_t。$$

因此期間內華勒斯安定條件要求

$$(4.11) \quad \alpha(1-\lambda) > \frac{\beta}{\tau}。$$

若與第參章之式(3.17)相對照，式(4.11)顯示課徵通貨交易稅後，期間內華勒斯安定性條件更容易成立。

其次，利用理性預期一致性條件式(4.6)與華勒斯安定條件式(4.11)，可推導出 λ 值雖小於 1，但仍要大於二分之一，而且 $\alpha > 2\beta/\tau$ 。

由理性預期一致性條件式(4.6)，可推得 α 與 λ 之關係如下：

$$(4.12) \quad \alpha(1-\lambda)^2 = \frac{\lambda\beta}{\tau}。$$

而 α 與 λ 的另一關係來自式(3.6)，即 α 的定義式。將式(4.8)之匯率條件變異數代入式(3.6)，可得 α 與 λ 之關係如下：

$$(4.13) \quad \alpha(1-\lambda)^2 = \frac{\beta^2}{\theta \left[\sigma_u^2 + \frac{\tau^2 \beta^2 \lambda^2}{(1-\lambda)^4} \sigma_\Delta^2 \right]}。$$

圖 4.1 分別描述式(4.12)與式(4.13)中所反映的 $\alpha(1-\lambda)^2$ 與 λ 關係。其中， $RR(\tau)$ 線反映的是式(4.12)，是一條由原點出發的直線。相較於無通貨交易稅的 RR 線， $RR(\tau)$ 線較為平緩。

式(4.13)反映的是課徵通貨交易稅時之投機者外幣資產需求對預期利潤之反應行為，以 $SS(\tau)$ 曲線表示。通貨交易稅存在時，

$$\left[\sigma_u^2 + \frac{\tau^2 \beta^2 \lambda^2}{(1-\lambda)^4} \sigma_\Delta^2 \right] \text{ 大於 } \left[\sigma_u^2 + \frac{\beta^2 \lambda^2}{(1-\lambda)^4} \sigma_\Delta^2 \right]$$

故 $SS(\tau)$ 曲線會在無通貨交易稅的 SS 曲線的下方。

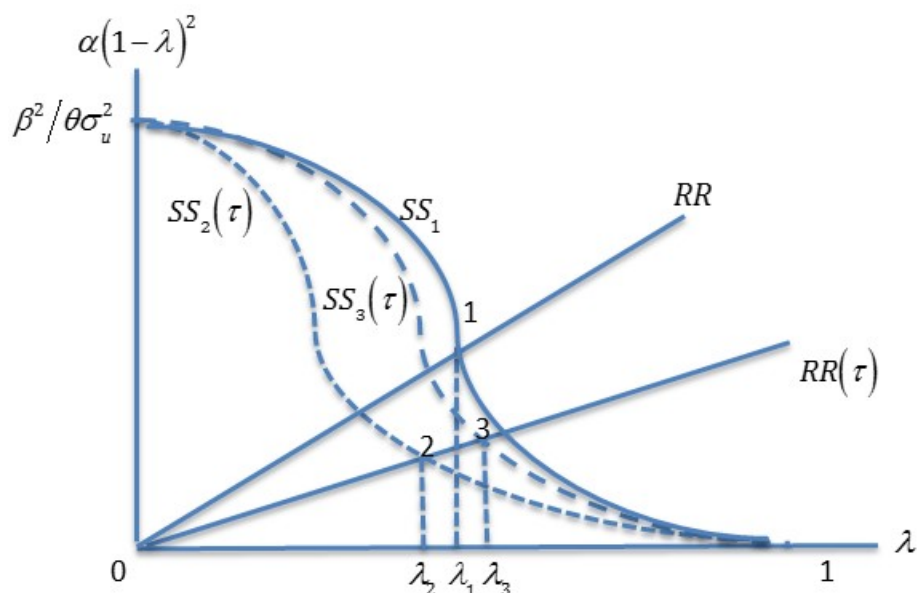


圖 4.1 理性預期與投機行為

圖 4.1 顯示 $SS(\tau)$ 曲線在兩軸的截距與未課稅時的情況相同；但是在 λ 值從 0 趨向 1 的過程中，因通貨交易稅的存在， $\alpha(1-\lambda)^2$ 會以比較大的幅度減少：稅率愈高，下降幅度愈大。故 λ 值可能大於或小於未課稅時之 λ 值。如 $SS_2(\tau)$ 曲線與 $RR(\tau)$ 線交點所示， λ_2 值變小；而 $SS_3(\tau)$ 曲線與 $RR(\tau)$ 線交點所對應的 λ_3 值則變大。

三、通貨交易稅、理性投機行為與匯率波動性

沿用前一章的分析方式，說明課徵通貨交易稅影響效果如下。

(一) 只有經常帳衝擊發生之情形

如同第三章第五節，設想 t 期只有經常帳受到暫時性正向衝擊 ($u_t > 0, \Delta_t = 0$)，又 $t-1$ 期匯率在其長期均衡值(即 $e_{t-1} = 0$)，投機者持有的外幣資產為零 ($B_{t-1} = 0$)。只有經常帳衝擊時，第參章的「投機性活動有助於降低匯率波動性」的論點仍適用，且課徵通貨交易稅會降低匯率波動。

在只有經常帳衝擊下，式(4.13)簡化為

$$(4.14) \quad \alpha(1-\lambda)^2 = \frac{\beta^2}{\theta\sigma_u^2},$$

因此，反映投機行為的 SS 曲線為一條水平線，如圖 4.2 所示。有通貨交易稅的 $RR(\tau)$ 線較無通貨交易稅的 RR 線平緩，故 $RR(\tau)$ 線與 SS 曲線交點所對應的 λ_2 值，高於無通貨交易稅之 λ_1 值。反應投機性活動之 α 值也因而變大。³⁰

由式(4.2)可推得課徵通貨交易稅時投機者賣匯的額度為：

$$(4.15) \quad \tau\alpha E_t(e_{t+1} - e_t) = -\lambda_2 u_t。$$

因此大於無通貨交易稅時的投機賣匯額度， $-\lambda_1 u_t$ 。而 t 期經常帳衝擊造成的貿易商買匯需求為 u_t ，故淨外匯需求為 $(1-\lambda_2)u_t$ ，將低於無通貨交易稅的淨外匯需求 $(1-\lambda_1)u_t$ ，使得 t 期達成外匯市場均衡所需要的匯率上升幅度變小。

³⁰ 將在下節詳細說明。

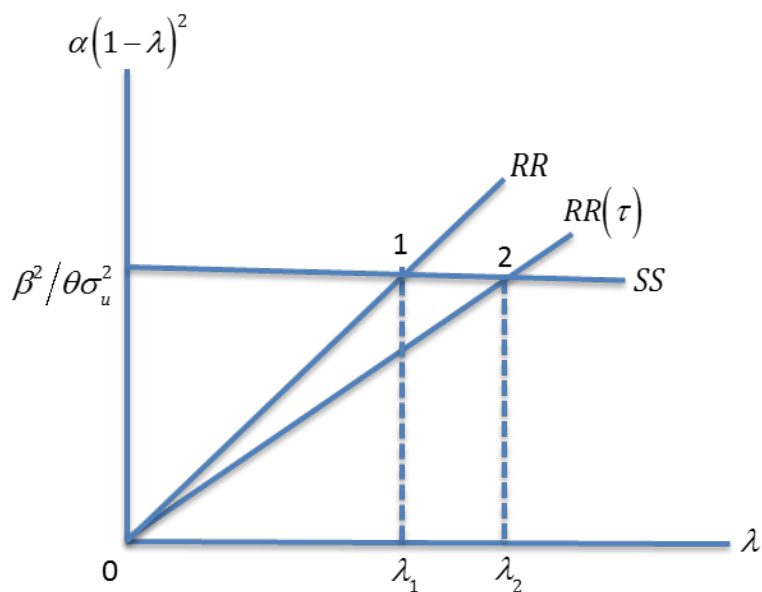


圖 4.2 經常帳衝擊下通貨交易稅對 λ 值之影響

(二) 只有金融帳衝擊發生之情形

設想外匯市場處在另一個情境：只有金融帳利差的暫時性正向衝擊 ($u_t=0, \Delta_t>0$)。此時，第參章的「投機活動會擴大匯率波動性」論點仍然適用，且課徵通貨交易稅導致匯率波動變大。

只有利差衝擊，式(4.13) 可簡化為

$$(4.16) \quad \alpha(1-\lambda)^2 = \frac{(1-\lambda)^4}{\theta\tau^2\lambda^2\sigma_\Delta^2}。$$

如圖 4.3 所示，SS 曲線左移至 $SS(\tau)$ ，而其與 $RR(\tau)$ 線交點所對應之 λ_2 ，小於無通貨交易稅時之 λ_1 ，反應投機性活動之 α 值也因而變小。

發生正向利差衝擊時，譬如外國利率上升，套利與套匯的投機活動會同時發生，而 t 期期初之套利買匯為 $\tau^2\alpha_2\Delta_t$ 。

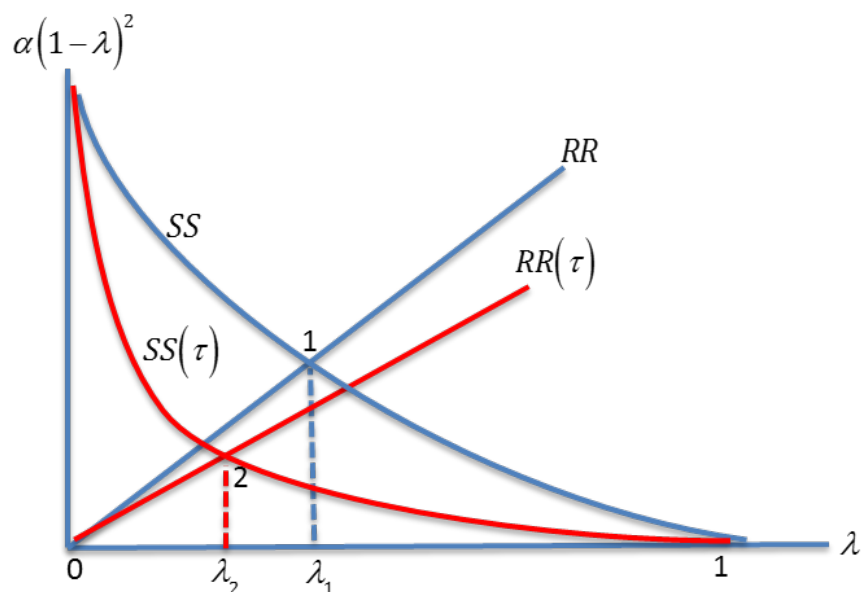


圖 4.3 金融帳衝擊下通貨交易稅對 λ 值之影響

根據式(4.7)，求得 t 期對 $t+1$ 期的預期匯率變動為：

$$(4.17) \quad E_t(e_{t+1} - e_t) = -\lambda_2 \Delta_t,$$

將式(4.17)代入式(4.2)，投機者預期匯率下跌拋售的外匯額度為

$$(4.18) \quad \tau \alpha_2 E_t(e_{t+1} - e_t) = -\tau \alpha_2 \lambda_2 \Delta_t.$$

淨投機外匯需求 $(\tau - \lambda_2) \tau \alpha_2 \Delta_t$ 高於無通貨交易稅之 $(1 - \lambda_1) \alpha_1 \Delta_t$ ，故 t 期匯率上升幅度比較大。³¹ 外匯市場出現「金融帳正向利差衝擊時，投機者逢高買匯」的情形，故匯率波動幅度更大。

(三) 經常帳衝擊與金融帳衝擊皆發生之情形

若同時面臨經常帳與金融帳之衝擊 ($u_t > 0, \Delta_t > 0$)，由前述分析知：只有經常帳衝擊發生時，課稅使匯率波動降低；但只有金融帳衝擊發

³¹ 我們已知 $(\tau - \lambda_2) > (1 - \lambda_1)$ ，所以要確認的是 $\tau \alpha_2$ 是否大於 α_1 ？已知 $\sigma_u^2 = 0$ ，利用式(4.16)與式(3.19)，可得 $\tau \alpha_2 > \alpha_1$ 的條件為 $\frac{1}{\tau} \left(\frac{\lambda_1}{\lambda_2} \right)^2 \left(\frac{1 - \lambda_2}{1 - \lambda_1} \right)^2 > 1$ 。在杜賓稅率極小時，此條件會成立。

生時，課稅使匯率波動反而變大。故這兩種衝擊同時發生時，課稅對匯率波動性的影響不確定，而與利差波動性占比大小有關。

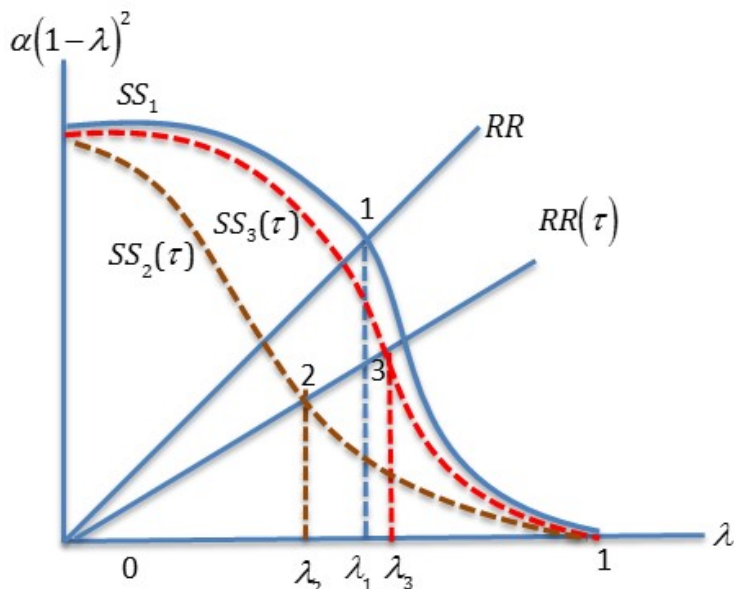


圖 4.4 經常帳衝擊與金融帳衝擊下通貨交易稅對 λ 值之影響

圖 4.4 中， $SS_3(\tau)$ 曲線是利差波動性占比較低的情況， λ 值從 0 趨向 1 的過程中，剛開始式(4.13)減少有限；但當 λ 持續增加到一定數值後，式(4.13)下降速度增加，然後再緩降到零。因此， SS 曲線會有限度地左移至 $SS_3(\tau)$ 曲線。 $RR(\tau)$ 與 $SS_3(\tau)$ 曲線交點 3 對應之 λ_3 ，會大於 λ_1 ，此與只有經常帳衝擊發生時情況類似。

至於 $SS_2(\tau)$ 曲線是利差波動性占比較高的情況， λ 值從 0 趨向 1 的過程中，初期的式(4.13)就快速減少，然後再緩降到零。因此， SS 曲線會以顯著的幅度左移至 $SS_2(\tau)$ 曲線。故 $RR(\tau)$ 與 $SS_2(\tau)$ 曲線交點對應的 λ_2 ，反而小於 λ_1 ，此與只有金融帳衝擊發生時的情況類似。

若 $\hat{\lambda}$ 與 \hat{a} 分別代表課稅情況下之特性根與投機反應程度，利用式(4.15)與式(4.18)，可得到預期匯差變動的投機賣匯為

$$(4.19) \quad \tau \hat{\alpha} E(e_{t+1} - e_t) = -\hat{\lambda} u_t - \tau \hat{\alpha} \hat{\lambda} \Delta_t。$$

而貿易商之買匯與投機者之套利買匯，合計為 $u_t + \tau^2 \hat{\alpha} \Delta_t$ ，與式(4.19)相加後，可得到外匯淨需求為 $(1 - \hat{\lambda}) u_t + (\tau - \hat{\lambda}) \tau \hat{\alpha} \Delta_t$ 。

若比較課稅時之外匯淨需求與無通貨交易稅之外匯淨需求， $(1 - \lambda) u_t + (1 - \lambda) \alpha \Delta_t$ ，兩者之差額為：

$$(4.20) \quad (\lambda - \hat{\lambda}) u_t + [(\tau - \hat{\lambda}) \tau \hat{\alpha} - (1 - \lambda) \alpha] \Delta_t，$$

若利差波動性占比較低， $\lambda < \hat{\lambda}$ ，式(4.20)將為負，課稅後的外匯淨需求較小，故短期匯率上升幅度較小，匯率波動性降低。反之，利差波動性占比較高， $\lambda > \hat{\lambda}$ ，式(4.20)為正，課稅後的外匯淨需求較大，故短期匯率上升幅度較大，匯率波動性變大。

四、通貨交易稅對匯率波動性的影響

本節進一步以數學推導結果，證實上一節分析之論點。利用理性預期條件式(4.12)與投機行為式(4.13)，可分別推得通貨交易稅對 λ 與 α 的最終影響分別如下：³²

$$(4.21) \quad \frac{d\lambda}{d\tau} = \frac{(1 - 2\hat{w}) \lambda (1 - \lambda)}{\tau [(1 - \lambda) + 2\hat{w}(1 + \lambda)]}，$$

$$(4.22) \quad \frac{d\alpha}{d\tau} = \frac{2\alpha [\lambda - 2\hat{w}(1 + \lambda)]}{\tau [(1 - \lambda) + 2\hat{w}(1 + \lambda)]}，$$

式中，

³² 相關推導詳見附錄九。

$$(4.23) \quad \hat{w} = \frac{\frac{\tau^2 \beta^2 \lambda^2}{(1-\lambda)^4} \sigma_{\Delta}^2}{\sigma_u^2 + \frac{\tau^2 \beta^2 \lambda^2}{(1-\lambda)^4} \sigma_{\Delta}^2},$$

\hat{w} 代表課徵通貨交易稅下，利差波動性占全部波動性之比重，其值介於 0 與 1 間，會影響式(4.21)與式(4.22)的正負。

由式(4.8)可推得通貨交易稅對匯率條件變異數之影響如下：³³

$$(4.24) \quad \frac{d\sigma_{e,t}^2}{d\tau} = \frac{2\sigma_{e,t}^2}{\tau} \frac{[2\hat{w}(1+\lambda) - \lambda]}{[(1-\lambda) + 2\hat{w}(1+\lambda)]}。$$

上式顯示兩種衝擊同時發生時，通貨交易稅對匯率波動性的影響，與利差波動性占比的大小有關： \hat{w} 相當小時，例如， $\hat{w} \rightarrow 0$ ，式(4.24)將為負：通貨交易稅有助於減少匯率的波動性；反之，若 \hat{w} 相當大，例如， $\hat{w} \rightarrow 1$ ，式(4.24)將為正：通貨交易稅會擴大匯率的波動。

在課通貨交易稅不會影響理性投機者風險趨避程度的假定下，我們得到上述的論點。若放寬此一假定，則有不同的課稅效果，例如通貨交易稅的課徵使投機者更具有風險意識，其風險趨避程度增加，而降低持有的外幣資產部位，此一影響如果夠大，則利差衝擊發生時，課稅就有可能讓匯率波動性下降；而經常帳衝擊發生時，有可能因能穩定外匯市場的投機者在課稅後減少其賣匯的額度，以致匯率波動性反而上升。

³³ 相關推導詳見附錄九。

五、數值模擬分析

我們由 AREMOS 的國際金融統計資料庫(IFS)，取得三個月期美國國庫券利率(代碼 L60CS)做為國外利率代理變數，並從中央銀行金融統計月報取得對應的臺灣利率(代碼 L60LC)，以及美元計價之貨物出口值(代碼 L70)與進口值(代碼 L71)。

所有變數皆為月資料，樣本期間由 1998 年 1 月至 2014 年 12 月，合計 204 個月。從而利用這些資料，經由年利率除以 12 轉換成月利率後，美臺利率差距變動的標準差為 0.017。貿易收支金額則轉換成以百億美元為單位後，其標準差為 0.11。

此外，若採用歐盟所建議的萬分之五金融交易稅稅率，在買賣雙方皆需支付通貨交易稅的情形下，等同買賣匯差交易成本擴大為千分之一。若定義每天交易頻率一次即為高頻交易，在一年交易天數為 252 天下，透過「造山運動效果(cascading effect)」，有效的通貨交易稅率，每年達 25.2%，因此文中之 τ 值約等於 1.33；另一方面，若定義每月交易頻率一次為低頻交易，在一年交易月數為 12 個月下，有效通貨交易稅率，每年為 1.2%，因此 τ 約等於 1.01。³⁴

由於目前實證文獻上似乎並無與本文模型參數直接相關的臺灣實證數值，因此只能參考文獻上相關的概念與研究，設定數值分析的參數值。

有關於投機者的風險趨避程度， θ ，Paun et al. (2008) 回顧風險趨避程度的研究時，談到 θ 值的大小會受到許多因素的影響，例如年齡、性別、教育程度、持有資產的部位以及市場類別等。³⁵ 而 Barsky(1997)曾經對不同類型投資人的風險趨避程度進行研究，推估

³⁴根據國際清算銀行 2013 年 4 月所公布的 Triennial Central Bank Survey of foreign exchange and derivatives market activity 資料，加入即期交易資料後，我們計算出臺灣外匯市場的外匯交易期限，四成為一週內，而有五成八以上是超過一週以上與在一年以內。

³⁵請參閱 Paun et al. (2008) 對風險趨避程度研究結果的論述。

所得的數值落在相當廣泛的區間。³⁶ 本研究之數值分析將 θ 值設定為0.9。³⁷

至於式(3.1)中之 β ，亦乏可以對應的實證值，但有些研究對台灣進口彈性與出口彈性的估計，³⁸支持 Marshall-Lerner 條件成立，因此 β 會大於零。由於 β 會影響利差波動性占比的大小，故在本研究的數值分析中， β 有兩種不同的設定值：0.01 與 0.05，分別對應利差波動性占比較小與利差波動性占比較大的不同情形。³⁹

利用設定的參數值，在 Mathematica 第八版套裝程式內，模擬兩種衝擊同時發生時，課稅對高頻交易與低頻交易的影響效果。由表 4.1 可知， λ 值介於 0.9 與 0.94 間，因此會滿足模型安定性條件 λ 值大於 0.5 但小於 1 的要求。

假設高頻交易為每天交易一次，如上所述，其有效稅率每年達 25.2%，因此文中之 τ 值約等於 1.33。由表 4.1 的數值模擬結果可知， β 為 0.01 時， $w=0.0195$ ，低於式(4.24)之臨界值 0.2369，是金融帳利差波動性占比較小的情況。因此課稅後， α 與 λ 皆上升，匯率條件變異數則從沒有課稅的 1.2249 顯著的下降為 0.5589，減幅超過 50%。

而 β 為 0.05 時， $w=0.7954$ ，大於臨界值 0.2422，為金融帳利差波動性占比較大的情況。課稅後， α 與 λ 皆下跌，匯率條件變異數從沒有課稅的 0.0876 上升為 0.1304，增幅接近 50%。

至於低頻交易時的數值分析結果，若定義每月交易頻率一次為低頻交易，有效稅率每年為 1.2%，因此 τ 約等於 1.01。 β 為 0.01 時，如前述， $w=0.0195$ ，低於臨界值 0.2369，乃是利差波動性占比較小的情

³⁶ 其數值介於 0.7 與 15.8 之間。

³⁷ 馬南媛(1999)利用一般動差估計法，估計亞太區域經濟體系的風險趨避係數，其估計值小於 1，其中日本、新加坡以及臺灣皆有類似結果。

³⁸ Imbs J. and I. Mejean (2010) 對 28 個國家的進口彈性與出口彈性值進行估計，其中包括台灣。

³⁹ 因貿易收支是以百億美元為單位，故設定的 β 值會較小。

況。因此課稅後， α 與 λ 仍皆上升，匯率條件變異數從沒有課稅的 1.2249 下降為 1.1188，減幅約 10%。

而 β 為 0.05 時， $w=0.7954$ ，高於臨界值 0.2422，因此是利差波動性占比較大的情況。課稅後， α 與 λ 則皆下跌，匯率條件變異數從沒有課稅的 0.0876 輕微上升到 0.0888，增加幅度略大於 1%。故低頻交易課稅後的效果與高頻交易類似，匯率波動性可能變小，也可能變大，只是通貨交易稅的影響效果會變小。

表 4.1 數值模擬結果

參數設定 (θ, β, τ)	臨界條件		參數校準值		
	w	$\frac{\lambda}{2(1+\lambda)}$	λ	α	$\sigma_{e,t}^2$
高頻交易情況(每天交易一次)					
(0.90, 0.01, 1.00)	0.0195	0.2369	0.9004	0.9071	1.2249
(0.90, 0.01, 1.33)	0.2317	0.2423	0.9326	1.5412	0.5589
(0.90, 0.05, 1.00)	0.7954	0.2422	0.9392	12.6854	0.0876
(0.90, 0.05, 1.33)	0.8471	0.2417	0.9358	8.5210	0.1304
低頻交易情況(每月交易一次)					
(0.90, 0.01, 1.00)	0.0195	0.2369	0.9004	0.9071	1.2249
(0.90, 0.01, 1.01)	0.0242	0.2375	0.9050	0.9931	1.1188
(0.90, 0.05, 1.00)	0.7954	0.2422	0.9392	12.6854	0.0876
(0.90, 0.05, 1.01)	0.7975	0.2421	0.9390	12.5143	0.0888

數值模擬分析結果顯示，不僅模擬所得的 w 值符合模型中的臨界條件，而且 λ 的模擬數值皆介於 0.9 至 0.94 間。吳致寧(1994)曾利用 Sim 貝氏法，檢驗臺灣與十個先進國家間的名目匯率，發現新台幣名目匯率具有安定性，而其估計之匯率與前一期匯率相關的 λ 值，是落在 0.92 與 0.97 間。我們利用臺灣資料，模擬出的 λ 值與之相當接近。

因此僅就臺灣的資料和設定的參數值，在我們極為精簡的理論模型內，發現通貨交易稅對高頻交易的影響效果相對於低頻交易大。至

於通貨交易稅能否降低匯率波動性，則與經濟體系的衝擊來源、衝擊的大小、金融帳利差波動性占比、投機者風險趨避程度，甚而投機者風險意識的改變等因素有關。

從數值模擬分析中，更發現反映經濟體系狀態與特性之結構參數值的大小，例如進、出口對匯率的反應程度，也會影響通貨交易稅的效果， β 值比較小時，課稅會使匯率條件變異數下降。⁴⁰ 因此不同的國家，甚至同一個國家在不同的時期，實施通貨交易稅的效果都可能不同。

有些研究曾指出非理性投機(noise speculators) 是外匯市場過度波動的因素，例如 Shi and Xu (2009)，故若金融交易稅可以減少非理性投機者的比例，將有助於穩定市場。本研究則是進一步指出，即是市場中都是理性投機者，當未預期的衝擊導致外匯市場波動時，在某些狀態下，通貨交易稅有助於減緩匯率的波動。因此不管投機者是非理性或理性，Tobin Tax 皆有其價值。

⁴⁰但就如 Lucas(1976)所提的「一旦政策實施，人們行為就跟著改變了」之問題：模型結構參數會隨時間改變，因此在通貨交易稅課徵前後，結構參數值可能是不相同的。故課稅前評估的影響與課稅後實際產生的效果可能也會不同。

第五章 結論

在全球資金快速移動，且國際間經濟的實質衝擊或金融衝擊，經常無預警發生，導致全球金融市場大幅波動後，金融交易稅此一議題再度被提出與討論。

迄今為止，無論是實證的分析或理論的研究，課徵金融交易稅的效果，尚未有一致性的論點。但自 2008 年以來，回應金融性衝擊導致全球金融市場大幅波動的影響，採取某種特定形式資本管理的共識正逐漸形成，包括國際貨幣基金也有類似的思維與建議。

有關投機行為的研究，一般認為非理性、資訊不完全的投機操作，會導致投機者「追高殺低」，而擴大金融市場的波動。至於理性的、有充分信息的投機者，如同 Friedman 的認知，會「低買高賣」，因而具有穩定金融市場的功能。

但是 Carlson and Olsner (2000) 提出另一個觀點，認為理性且擁有充分資訊的投機者，在外匯市場上不只是匯差的考量，同時也會在資產組合平衡驅使下，衡量其他獲利的機會而進場操作。若套取利差的操作大於預期匯差操作的影響，即便是理性投機者，也有可能在外匯市場「買高賣低」，導致匯率偏離長期均衡值。這種跨國利差的套利與預期匯差的套匯，會有雙向傳遞的影響效果，需從資產組合平衡的

觀點，才能了解為何理性投機者也有可能讓外匯市場波動性變大。⁴¹ 本研究以此論點為基礎，建構一個包含 Tobin 通貨交易稅的外匯市場模型，以了解理性投機對外匯市場的影響，進而探討通貨交易稅對投機行為與匯率波動性的影響效果，最後並輔以數值模擬分析，使理論模型有具體的數值意涵。本研究主要論點有二。

一、投機者行為與匯率波動性之關係

有關理性投機操作與風險趨避程度對匯率波動性影響如下。

1. 經常帳受到衝擊，以致貿易商的外匯需求或供給改變時，理性投機者預期匯差改變而進行的套匯操作，會使短期匯率偏離長期均衡值的差距縮小，因此其投機行為有助於穩定外匯市場；而其風險趨避程度愈小，投機活動就愈活絡，愈能降低匯率的波動。
2. 金融帳受到衝擊時，例如國內外利率差距的擴大，則投機者的利差操作，是外匯市場不穩定的因素。由於套取利差的影響大於套匯效果，以致理性投機者在套利趨使下，反而會在匯率偏高時買進外匯，致使短期匯率偏離長期均衡值；而其風險趨避程度愈小，投機活動愈活絡，匯率波動就愈大。
3. 若兩類衝擊皆發生，金融帳利差波動性占比的大小會影響投機行為與匯率波動的關係。此一占比值愈大，投機操作會擴大匯率的波動；反之，則有助於降低匯率的波動。而投機者風險趨避程度愈小，若投機操作是穩定外匯市場，則匯率波動性將會變小；但若投機操作是擴大市場波動，匯率波動性會變大。因此理性投機活動與匯率波動性的關係不是唯一。

⁴¹ 這種為套利而發生「買高賣低」套匯損失的投機行為，通常被視為是「利差交易(Carry Trade)」，發生在 2005 年至 2007 年間的澳幣交易即為典型的案例。

二、Tobin 稅對匯率波動性之影響效果

對外幣資產交易課徵通貨交易稅的影響效果如下：

1. 經常帳受到衝擊時，相對於未課稅的情況，課稅反而使投機套匯的部位增加，有助於降低此類衝擊對匯率的影響，故匯率波動性降低。
2. 金融帳遭受利差衝擊時，課稅後套匯與套利操作之淨外匯需求，將高於無通貨交易稅時之情況，故短期匯率上升幅度比較大，匯率波動性擴大。
3. 若兩類衝擊皆發生，課稅效果與金融帳利差波動性占比的大小有關。若此一占比值小，課稅會降低匯率波動；反之，課稅後的匯率波動幅度變大。

我們利用臺灣的相關資料，並設定參數值，進行數值模擬分析，所得的結果支持上述的論點，並且發現通貨交易稅對於高頻交易的影響效果大於低頻交易。

此外，若放寬風險趨避程度不變的假定，考量課稅會影響投機者的風險意識，例如通貨交易稅使投機者更具有風險意識，以致其風險趨避程度增加，而降低擬持有的外幣資產部位，此一影響如果夠大，則利差衝擊發生時，課稅有可能會降低匯率波動。

本研究或許有助於了解為什麼文獻上對於「金融交易稅是否能減緩金融市場的波動」，沒有一致性的論點。而從以外匯市場為例的分析可知，通貨交易稅是否能降低匯率波動性，與經濟體系的衝擊來源、不同類型衝擊的相對大小、金融帳利差波動性占比、投機者的風險趨避程度，甚而課稅是否會改變投機者的風險意識等因素有關。

而數值模擬分析結果更顯示，反映經濟體系狀態與特性之結構參數值的大小，例如進、出口對匯率的反應程度，也會影響通貨交易稅的效果。因此不同的國家，甚至同一國家在不同的時期，實施通貨交易稅的效果都可能不同。

有些研究曾指出非理性投機(noise speculators) 是外匯市場過度波動的因素，例如 Shi and Xu (2009)，故若金融交易稅可以減少非理性投機者的比例，將有助於穩定市場。本研究則是進一步指出，即使市場中都是理性投機者，當未預期的衝擊導致外匯市場波動時，在某些狀態下，通貨交易稅有助於減緩匯率的波動。因此不管投機者是非理性或理性，Tobin Tax 皆有其價值。

參考文獻

- 吳致寧(1994)，「匯率與單根—台灣之實證研究」，經濟論文，22:1，頁 101-132。
- 馬南媛(1999)，「亞太風險趨避係數的估計與比較」，元智大學管理學院碩士論文。
- Anthony, J., M. Biljlsma, A. Elbourne, M. Lever, and G. Zwart (2012), “Financial Transaction Tax: Review and Assessment,” CPB Discussion Paper 202, The Hague: CPB Netherlands Bureau for Economic Policy Analysis.
- Baltagi, B., D. Li, and Q. Li (2006), “Transaction Tax and Stock Market Behavior: Evidence from an Emerging Market,” *Empirical Economics*, 31, 2, pp. 393-408.
- Becchetti, L., M. Ferrari, and U. Trenta (2013), “The Impact of the French Tobin Tax,” CEIS Research Paper 266, Rome: Centre for Economic and International Studies.
- Blanchard, O., and S. Fischer (1989), *Lectures on Macroeconomics*. MIT Press, MIT, Cambridge, Massachusetts.
- Bruce, A., E. Choi, and E. Feinerman (1993), ‘Risk and Probability Premiums for CARA Utility Functions,’ *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 18, 1, pp. 17-24.
- Burda, M., and C. Wyplosz (2005), *Macroeconomics: A European Text*. 4th Edition. Oxford University Press.
- Carlson, J., and C. Osler (2000), “Rational Speculators and Exchange Rate Volatility,” *European Economic Review*, 44, pp. 231-253.
- Driskill, R., and S. McCafferty (1980), “Exchange Rate Variability, Real and Monetary Shocks, and Degree of Capital Mobility under Rational Expectations,” *Quarterly Journal of Economics*, 95, 3, pp. 577-586.
- Driskill, R., and S. McCafferty (1982), “Spot and Forward Rates in A Stochastic Model of Foreign Exchange Market,” *Journal of International Economics*, 12, pp. 313-331.
- Eichengreen, B., J. Tobin, and C. Wyplosz (1995), “Two Cases for Sand in the Wheels of International Finance,” *The Economic Journal*, 105, pp.162-172.

- Ehrenstein, G., Westerhoff, F., and D. Stauffer (2005), "Tobin Tax and Market Depth," *Quantitative Finance*, 5, 2, pp.213-10.
- Frenkel, J., and C. Rodriguez (1982), "Exchange Rate Dynamics and the Overshooting Hypothesis," *IMF Staff Papers*, 29, 1, pp.1-29.
- Friedman, M. (1953), *Essays in Positive Economics*. University of Chicago Press, Chicago.
- Greene, W. (2003), *Econometric Analysis*. 5th Edition, New Jersey: Person Education.
- Greenwald, B., and J. Stiglitz (1986), "Externalities in Economies with Imperfect Information and Incomplete Markets," *The Quarterly Journal of Economics*, 101, 2, pp.229-264.
- Griffith-Jones, S., and A. Persaud (2012), "Financial Transaction Taxes," paper prepared for the Committee on Economic and Monetary Affairs of the European Parliament in 6th February 2012.
- Honohan, P., and S. Yoder (2010), "Financial Transactions Tax: Panacea, Threat or Damp Squib?" *World Bank Policy Research Working Paper 5230*, Washington DC: The World Bank.
- IMF (2010), "A Fair and Substantial Contribution by the Financial Sector," *Interim Report for the G-20*, Washington DC: International Monetary Fund.
- IMF (2012), "The Liberalization and Management of Capital Flows: An Institutional View," *International Monetary Fund Position Paper*.
- Imbs, J., and I. Mejean (2010), "Trade Elasticities: A Final Report for the European Commission," *Economic Papers 432*, Directorate General Economic and Financial Affairs, European Commission.
- Injarak, Y., I. Noy, and H. Zheng (2013), "Capital Control in Brazil-Stemming a Tide with Signal?" *NBER Working Paper 19205*.
- King, R. (2010), "The \$4 Trillion Question: What Explains FX Growth Since the 2007 Survey?" *BIS Quarterly Review*, Dec., pp. 27-42.
- Lucas, R. (1976), "Econometric Policy Evaluation: A Critique," in the *Phillips' Curve, and Labor Market*, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Amsterdam, North Holland.
- Magud, N., C. Reinhart, and K. Rogoff (2011), "Capital Controls: Myth and Reality-A Portfolio Balance Approach," *NBER Working Paper 16805*.

- Mannaro, K., M. Marchesi, and A. Setzu (2008), "Using an Artificial Financial Market for Assessing the Impact of Tobin-Like Transaction Taxes," *Journal of Economic Behavior and Organisation*, 67, 2, pp.445- 462.
- Matheson, T. (2011), "Taxing Financial Transactions: Issues, and Evidence," IMF Working Paper, WP/ 11/54, Washington DC: International Monetary Fund.
- McCulloch, N., and G. Pacillo (2011), "The Tobin Tax: A Review of the Evidence," IDS Research Report 68, Brighton: Institute of Development Studies.
- Muth, J. (1961), "Rational Expectations and the Theory of Price Movements," *Econometrica*, 29, 3, pp. 315-335.
- Niehans, J. (1977), "Exchange Rate Dynamics with Stock-Flow Interactions," *Journal of Political Economy*, 85, pp.1245-1257.
- Obstfeld, M., J. Shambaugh, and A. Taylor (2004), "The Trilemma in History: Tradeoffs among Exchange Rates, Monetary Policies and Capital Mobility," NBER Working Paper 10396.
- Ostry, J., A. Ghosh, K. Habermeier, M. Chamon, M. Qureshi, and D. Renhardt (2010), "Capital Inflows: the Role of Capital Controls," IMF Staff Position Note 10/04.
- Ostry, J., A. Ghosh, K. Habermeier, M. Chamon, M. Qureshi, L. Laeven, and A. Kokenye (2011), "Managing Capital Inflows: What Tools to Use" IMF Staff Position Note 11/06.
- Ostry, J., A. Ghosh, and A. Korinek (2012), "Multilateral Aspects of Managing the Capital Account," IMF Staff Discussion Note 12/10.
- Pellizzari, P., and F. Westerhoff (2009), "Some Effect of Transaction Taxes under Different Microstructures," *Journal of Economic Behavior and Organization*, 72, 3, pp.850- 63.
- Pollin, R. (2010), "Comments on: Feasibility and Impact of a Financial Transaction Tax," presented at World Bank/IMF Annual Meeting, 9 October.
- Paun, C., R. Musetescu, I. Brasoveanu, and A. Draghici (2008), "Empirical Evidence on Risk Aversion for Individual Romanian Capital Market," *Review of Economic and Business Studies*, 1, pp. 91 -101.
- Qureshi, M., J. Ostry, A. Ghosh, and M. Chamon (2011), "Managing Capital Inflows: the Role of Capital Controls and Prudential Policies," NBER Working Paper 17363.

- Rime, D., and A. Schrimpf (2013), “The Anatomy of the Global FX Market through the Lens of the 2013 Triennial Survey,” *BIS Quarterly Review*, Dec., pp. 27-43.
- Miller, M. (1992), “Financial Innovations and Market Volatility by Merton H. Miller: Review,” *Journal of Finance*, 47, 2, pp. 819–823,
- Shi, K., and J. Xu (2009), “Entry Cost, the Tobin Tax and Noise Trading in the Foreign Exchange Market,” *Canadian Journal of Economics*, 42, 4, pp. 1501-1526.
- Stiglitz, J. (1989), “Using Tax Policy to Curb Speculative Short-Term Trading,” *Journal of Financial Services Research*, 3, pp.101-13.
- Stiglitz, J. (2014), “Tapping the Brakes: Are Less Active Market Safer and Better for the Economy?” presented at the Federal Reserve Bank of Atlanta, 2014 Financial Markets Conference on Tuning Financial Regulation for Stability and Efficiency, Atlanta, USA.
- Summers, H., and V. Summers (1989), “When Financial Markets Work Too Well: A Cautious Case for a Securities Transactions Tax,” *Journal of Financial Services Research*, 3, pp.261-286.
- Tobin, J. (1978), “A Proposal for International Monetary Reform,” *The Eastern Economic Review*, 4, Issue 3-4, pp.153-159.
- UNCTAD Trade, and Development Report (2014), “Global Governance and Policy Space for Development,” United Nations Conference on Trade, and Development.
- Umlauf, S. (1993), “Transaction Taxes and the Behavior of the Swedish Stock Market,” *Journal of Financial Economics*, 33, 2, pp. 227–240.
- Schäfer, D., Schulmeister, S., Vella, J., Masciandaro, D., Passarelli, F., and R. Buckley (2012), “The Financial Transaction Tax: Boon or Bane?” *Intereconomics*, 47, 2, pp.76-103.
- Westerhoff, F., and R. Dieci (2006), “The Effectiveness of Keynes-Tobin Transaction Taxes When Heterogeneous Agents can Trade in Different Markets: A Behavioural Finance Approach,” *Journal of Economic Dynamics and Control*, 30, 2, pp. 293-322.
- Wyman, O. (2012), “Proposed EU Commission Financial Transaction Tax Impact Analysis on Foreign Exchange Markets,” New York: Oliver Wyman.
- Wyman, O. (2013), “The Impact of the EU-11 Financial Transaction Tax on End-Users,” prepared for the Association for Financial Markets in Europe: London.

附錄

附錄一、外幣資產需求函數

投機者從套利與套匯得到之每單位實際利潤，以本國通貨表示為：

$$(A1) \quad r_t = (1 + R_t^f) E_{t+1} / E_t - (1 + R_t),$$

式中， r_t 代表 t 期每單位實際利潤， R_t^f 代表 t 期之外國利率， R_t 代表 t 期之本國利率，而 E_t 與 E_{t+1} 分別代表 t 期與 $t+1$ 期之匯率。

投機者若將一單位本國通貨以即期匯率換成 $1/E_t$ 單位外國通貨，然後以利率為 R_t^f 的外幣資產方式持有， $t+1$ 期再將本利和 $(1 + R_t^f)/E_t$ 以 E_{t+1} 換成本國通貨，而為 $(1 + R_t^f) E_{t+1} / E_t$ 。將其減去機會成本 $(1 + R_t)$ ，便是每單位利潤。式(A1)可進一步改成

$$r_t = (1 + R_t^f) \left[1 + (E_{t+1} - E_t) / E_t \right] - (1 + R_t), \text{ 展開後,}$$

$$r_t = R_t^f \left[1 + (E_{t+1} - E_t) / E_t \right] + \left[1 + (E_{t+1} - E_t) / E_t \right] - (1 + R_t)。$$

又 $R_t^f (E_{t+1} - E_t) / E_t \approx 0$ ，近似零，予以省略，再將匯率相對於其長期均衡值取自然對數，以 e_t 表示，可得

$$r_t \approx R_t^f - R_t + e_{t+1} - e_t。$$

故每單位預期利潤為：

$$(A2) \quad r_t^e = \left(E_t e_{t+1} - e_t \right) + \delta_t,$$

式中， $E_t e_{t+1}$ 為根據 t 期可用訊息，對 $t+1$ 期匯率的預期值，而 δ_t 代表國外與國內利率差距， $(R_t^f - R_t)$ 。

若定義 B_t 為投機者在 t 期所持有的外幣資產，則持有 B_t 的預期利潤為

$$(A3) \quad \pi_t^e = B_t \left[\left(E_t e_{t+1} - e_t \right) + \delta_t \right]。$$

假設投機者之效用是預期利潤的函數：

$$(A4) \quad U = U(\pi_t^e)。$$

根據 t 期可用訊息，投機者欲選擇 t 期最適的外幣資產部位，以最大化其預期效用：

$$(A5) \quad \text{Max}_B E_t \left[U(\pi_t^e) \right]。$$

對效用函數在預期利潤為零時，取 Taylor 二次展開式如下：

$$U = U(0) + U'(0) B_t \left[\left(E_t e_{t+1} - e_t \right) + \delta_t \right] + \frac{1}{2} U''(0) \left\{ B_t \left[\left(E_t e_{t+1} - e_t \right) + \delta_t \right] \right\}^2。$$

假設 $(e_{t+1} - e_t)^2$ 非常小，可以忽略，因此投機者預期效用為

$$E_t (U) = U(0) + U'(0) B_t \left[\left(E_t e_{t+1} - e_t \right) + \delta_t \right] + \frac{1}{2} U''(0) B_t^2 \sigma_{e,t}^2，$$

式中， $\sigma_{e,t}^2 = E_t \left(e_{t+1} - E_t e_{t+1} \right)^2$ 代表匯率條件變異數。

因此式(A5)可改寫成

$$(A6) \quad \text{Max}_B \left\{ U(0) + U'(0) B_t \left[\left(E_t e_{t+1} - e_t \right) + \delta_t \right] + \frac{1}{2} U''(0) B_t^2 \sigma_{e,t}^2 \right\}。$$

將式(A6)對 B_t 微分，使預期效用最大之一階條件為

$$U'(0) \left[\left(E_t e_{t+1} - e_t \right) + \delta_t \right] + U''(0) B_t \sigma_{e,t}^2 = 0 \text{。}$$

因此推導出投機者 t 期之外幣資產需求函數為

$$(A7) \quad B_t = \alpha \left[\left(E_t e_{t+1} - e_t \right) + \delta_t \right] \text{。}$$

$$(A8) \quad \alpha = \frac{1}{\theta \sigma_{e,t}^2} \text{，}$$

α 代表投機者外幣資產需求對預期利潤之反應程度。

附錄二、匯率縮減式解

在浮動匯率制度下，匯率會持續調整至外匯市場達到均衡。式(A9)為外匯市場的均衡條件式：

$$(A9) \quad CA_t + B_t - B_{t-1} = 0 \quad \circ$$

由式(3.1)與式(3.5)可得

$$(A10) \quad -\beta e_t + u_t + \left\{ \alpha \left[\left(E_t e_{t+1} - e_t \right) + \delta_t \right] - \alpha \left[\left(E_{t-1} e_t - e_{t-1} \right) + \delta_{t-1} \right] \right\} = 0 \quad \circ$$

整理式(A10)後得到

$$(A11) \quad E_t e_{t+1} - \left(1 + \frac{\beta}{\alpha} \right) e_t - E_{t-1} e_t + e_{t-1} = -\frac{1}{\alpha} u_t - \Delta_t \quad ,$$

式中， $\Delta_t = \delta_t - \delta_{t-1}$ 。

又(A11)的均衡條件在任一期皆成立，若以未來任一期的形式表示，則

$$(A12) \quad E_t e_{t+j+1} - \left(1 + \frac{\beta}{\alpha} \right) e_{t+j} - E_{t-1} e_{t+j} + e_{t+j-1} = -\frac{1}{\alpha} u_{t+j} - \Delta_{t+j} \quad \circ$$

利用 $t-1$ 期所有訊息，對式(A12)取預期，可得

$$(A13) \quad E_{t-1} e_{t+j+1} - \left(2 + \frac{\beta}{\alpha} \right) E_{t-1} e_{t+j} + E_{t-1} e_{t+j-1} = 0 \quad \circ$$

上式是以預期形式表示的差分方程式。若利用落後運算因子的形式表達，則 $E_{t-1} e_{t+j+1} = L^{-1} E_{t-1} e_{t+j}$ 及 $E_{t-1} e_{t+j-1} = L E_{t-1} e_{t+j}$ ，故式(A13)可改寫成

$$(A14) \quad \left[L^2 - \left(2 + \frac{\beta}{\alpha} \right) L + 1 \right] E_{t-1} e_{t+j+1} = 0 \quad \circ$$

若(A14)要得到有意義的解，則

$$(A15) \quad L^2 - \left(2 + \frac{\beta}{\alpha}\right)L + 1 = 0。$$

若令式(A15)之兩個根分別以 η_1 與 η_2 表示，則具有下述關係：

$$(A16) \quad \eta_1 + \eta_2 = 2 + \frac{\beta}{\alpha}，$$

$$(A17) \quad \eta_1 \eta_2 = 1。$$

由於兩根之和大於 1，而兩根之積等於 1，因此兩根必然是正根，而且有一根小於 1，令其為 η_1 ，而另一根大於 1，令其為 η_2 。

因此，式(A13)的齊次解如下：

$$(A18) \quad E_{t-1} e_{t+j} = a_1 \eta_1^j + a_2 \eta_2^j，$$

式中， a_1 與 a_2 為常數項，由期初條件決定。在無泡沫化之假設下，外匯市場動態安定性需選取小於 1 的根，設為 $\lambda = \eta_1$ ，而且大於 1 的根，其前面的係數 $a_2 = 0$ 。則

$$(A19) \quad E_{t-1} e_{t+j} = a_1 \lambda^j。而且$$

$$(A20) \quad \lambda = 1 + \frac{\beta}{2\alpha} - \sqrt{\left(1 + \frac{\beta}{2\alpha}\right)^2 - 1}。$$

當 $j = -1$ 時， $E_{t-1} e_{t-1} = e_{t-1} = a_1 \lambda^{-1}$ ，故 $a_1 = \lambda e_{t-1}$ 。

將 $a_1 = \lambda e_{t-1}$ 帶入式(A19)，可得

$$(A21) \quad E_{t-1} e_{t+j} = \lambda^{j+1} e_{t-1}。$$

因此， t 期與 $t+1$ 期的預期匯率分別為

$$(A22) \quad E_{t-1} e_t = \lambda e_{t-1} ,$$

$$(A23) \quad E_t e_{t+1} = \lambda e_t \circ$$

將式(A22)與式(A23)代入式(A11)，進而求得匯率縮減式解為

$$(A24) \quad e_t = \frac{\alpha(1-\lambda)}{\alpha(1-\lambda)+\beta} e_{t-1} + \frac{1}{\alpha(1-\lambda)+\beta} u_t + \frac{\alpha}{\alpha(1-\lambda)+\beta} \Delta_t \circ$$

故在 $t-1$ 期對 t 期匯率的預期為

$$(A25) \quad E_{t-1} e_t = \frac{\alpha(1-\lambda)}{\alpha(1-\lambda)+\beta} e_{t-1} \circ$$

若理性預期行為具有一致性，則式(A22)與(A25)需相等，故

$$(A26) \quad \lambda = \frac{\alpha(1-\lambda)}{\alpha(1-\lambda)+\beta} \circ$$

式(A26)可分別以下述三種方式表達：

$$(A27) \quad \alpha(1-\lambda)^2 = \lambda\beta ,$$

$$(A28) \quad \frac{\alpha(1-\lambda)}{\lambda} = \alpha(1-\lambda) + \beta ,$$

$$(A29) \quad \alpha(1-\lambda) + \beta = \frac{\beta}{1-\lambda} \circ$$

因此可將(A24)之匯率縮減式改寫成

$$(A30) \quad e_t = \lambda e_{t-1} + \frac{(1-\lambda)}{\beta} u_t + \frac{\lambda}{(1-\lambda)} \Delta_t \circ$$

附錄三、匯率條件變異數

將式(A30)與式(A23)帶入匯率條件變異數之定義式：

$$\begin{aligned}\sigma_{e,t}^2 &= E_t \left(e_{t+1} - E_t e_{t+1} \right)^2 \\ &= E_t \left(\lambda e_t + \frac{(1-\lambda)}{\beta} u_{t+1} + \frac{\lambda}{(1-\lambda)} \Delta_{t+1} - \lambda e_t \right)^2.\end{aligned}$$

因此匯率條件變異數為

$$(A31) \quad \sigma_{e,t}^2 = \frac{(1-\lambda)^2}{\beta^2} \sigma_u^2 + \frac{\lambda^2}{(1-\lambda)^2} \sigma_\Delta^2,$$

式中， σ_u^2 是經常帳衝擊的變異數，而 σ_Δ^2 是金融帳國內、外利差波動之變異數。

附錄四、投機者風險趨避程度對匯率波動的影響

投機者風險趨避程度對匯率波動的影響，可經由式(A8)來了解。利用式(A26)與式(A31)，可說明特性根 λ 、投機反應 α 以及匯率條件變異數 $\sigma_{e,t}^2$ 皆為內生變數，而會受到投機者風險趨避程度 θ 、經常帳之外匯淨需求對匯率反應程度 β 、經常帳隨機干擾項之變異數 σ_u^2 以及金融帳利差波動變異數 σ_Δ^2 的影響。故必需這三個內生變數皆完成調整，才能得知投機者風險趨避程度對匯率波動的最終影響。

求解時需同時滿足理性預期行為一致性與投機行為特性的條件。先將式(A31)代入式(A8)，可得投機行為式

$$(A32) \quad \alpha(1-\lambda)^2 = \frac{\beta^2}{\theta \left[\sigma_u^2 + \frac{\beta^2 \lambda^2}{(1-\lambda)^4} \sigma_\Delta^2 \right]}。$$

再結合理性預期一致性條件式(A27)，就可推導投機者風險趨避程度對特性根 λ 與投機行為 α 的影響，進而投機者風險趨避程度對匯率波動的最終影響。

令 χ 表示式(A27)與式(A32)等號左方之項目， $\alpha(1-\lambda)^2$ ，故

$$(A33) \quad \chi = \alpha(1-\lambda)^2。$$

將式(A32)取自然對數，再對風險趨避程度 θ 微分，得

$$(A34) \quad \frac{d \ln \chi}{d \ln \theta} = -1 - \frac{d \ln \left[\sigma_u^2 + \frac{\beta^2 \lambda^2}{(1-\lambda)^4} \sigma_\Delta^2 \right]}{d \ln \theta}，$$

$$(A34) \quad \frac{d \chi}{d \theta} = -\frac{\chi}{\theta} - \frac{2w(1+\lambda)\chi}{\lambda(1-\lambda)} \frac{d \lambda}{d \theta}，$$

式中，

$$w = \frac{\frac{\beta^2 \lambda^2}{(1-\lambda)^4} \sigma_{\Delta}^2}{\sigma_u^2 + \frac{\beta^2 \lambda^2}{(1-\lambda)^4} \sigma_{\Delta}^2}, \quad w \text{ 為金融帳利差波動性占比。}$$

再以式(A27)對 θ 微分，可得

$$(A35) \quad \frac{d\chi}{d\theta} = \beta \frac{d\lambda}{d\theta}。$$

將式(A34)與式(A35)聯立求解，可得

$$(A36) \quad \frac{d\lambda}{d\theta} = -\frac{\chi}{\theta \left[\beta + \frac{2w(1+\lambda)\chi}{\lambda(1-\lambda)} \right]},$$

$$(A37) \quad \frac{d\chi}{d\theta} = -\frac{\chi\beta}{\theta \left[\beta + \frac{2w(1+\lambda)\chi}{\lambda(1-\lambda)} \right]}。$$

運用式(A 27)、式(A 29)與式(A33) ，可將式(A36)與式(A37)改寫成

$$(A36) \quad \frac{d\lambda}{d\theta} = -\frac{\lambda(1-\lambda)}{\theta[(1-\lambda)+2w(1+\lambda)]},$$

$$(A37) \quad \frac{d\chi}{d\theta} = -\frac{\alpha(1-\lambda)^3}{\theta[(1-\lambda)+2w(1+\lambda)]}。$$

式(A33)對投機者風險趨避程度 θ 微分為

$$(1-\lambda)^2 \frac{d\alpha}{d\theta} - 2\alpha(1-\lambda) \frac{d\lambda}{d\theta} = -\frac{\alpha(1-\lambda)^3}{\theta[(1-\lambda)+2w(1+\lambda)]}。$$

將式(A36)代入上式，整理後可得

$$(A38) \quad \frac{d\alpha}{d\theta} = -\frac{\alpha(1+\lambda)}{\theta[1-\lambda+2w(1+\lambda)]}。$$

又，投機行為式(A8)對投機者風險趨避程度 θ 微分為

$$(A39) \quad \frac{d\alpha}{d\theta} = -\frac{\alpha}{\theta} - \frac{\alpha}{\sigma_{e,t}^2} \frac{d\sigma_{e,t}^2}{d\theta}。$$

將式(A38)代入上式整理後得

$$(A40) \quad \frac{d\sigma_{e,t}^2}{d\theta} = -\frac{2[w(1+\lambda)-\lambda]}{\theta[1-\lambda+2w(1+\lambda)]} \sigma_{e,t}^2。$$

附錄五、課徵通貨交易稅下的預期利潤

課徵通貨交易稅之稅基是外匯交易金額，而非交易利潤，只要涉及交易，不論買方或賣方，皆需被課稅，而且是採取交易發生時間，而非結算時間做為課稅時點。

若通貨交易稅的稅率為 T ，則稅前利潤式(A1)，減去 t 期期初購買外幣時之稅金 T 與 $t+1$ 期預期賣出外幣金額之稅金 $T(1+R^f)E_{t+1}^e/E_t$ ，可得到以本國通貨表示的每單位稅後利潤為

$$(1+R_t^f)E_{t+1}/E_t - (1+R_t) - T(1+R_t^f)E_{t+1}/E_t - T，$$

採用與附錄一相同之方式，可得到每單位稅後利潤為

$$(B1) (1-T)(e_{t+1} - e_t) + R_t^f - R_t - 2T。。$$

故投機者持有外幣資產部位 B_t 的預期利潤等於

$$(B2) \pi_t^e = B_t \left[(1-T) \left(E_t e_{t+1} - e_t \right) + \delta_t - 2T \right]。。$$

附錄六、課徵通貨交易稅下的外幣資產需求函數

同樣假設投機者之效用為預期利潤之函數：

$$(B3) \quad U = U(\pi_t^e)。$$

根據 t 期訊息，投機者在被課徵通貨交易稅下，選擇 t 期最適的外幣資產持有量，以最大化其預期效用：

$$(B4) \quad \underset{B_t}{\text{Max}} E_t [U(\pi_t^e)]。$$

採用與附錄一相同之方式，我們先對效用函數在預期利潤為 0 時，取 Taylor 二次展開式後，可將式(B4)轉變成：

$$(B5) \quad \underset{B_t}{\text{Max}} \left\{ U(0) + U'(0) B_t \left[(1-T) (E_t e_{t+1} - e_t) + \delta_t - 2T \right] + \frac{1}{2} U''(0) B_t^2 (1-T)^2 \sigma_{e,t}^2 \right\}。$$

將式(B5)對 B_t 微分，得到使預期效用極大之一階條件式，進而推導投機者 t 期之外幣資產需求函數為

$$(B6) \quad B_t = \alpha \left[\tau (E_t e_{t+1} - e_t) + \tau^2 \delta_t - 2\tau(\tau-1) \right]。$$

式中， $\tau = 1/(1-T) \geq 1$ 。由於 $2\tau(\tau-1)$ 項存在與否並不影響本模型分析結果，為了簡化數學推導的複雜性而省略。因此投機者之 t 期外幣資產需求函數簡化成

$$(B6) \quad B_t = \alpha \left[\tau (E_t e_{t+1} - e_t) + \tau^2 \delta_t \right]。$$

附錄七、課徵通貨交易稅下的匯率縮減式解

將式(3.1)與式(B6)前後期之變動差額，代入外匯市場均衡式(A9)，可得

$$(B7) \quad -\beta e_t + u_t + \left\{ \alpha \left[\left(E_t e_{t+1} - e_t \right) + \delta_t \right] - \alpha \left[\left(E_{t-1} e_t - e_{t-1} \right) + \delta_{t-1} \right] \right\} = 0。$$

整理式(B7)可以得到

$$(B8) \quad E_t e_{t+1} - \left(1 + \frac{\beta}{\tau\alpha} \right) e_t - E_{t-1} e_t + e_{t-1} = -\frac{1}{\tau\alpha} u_t - \tau\Delta_t。$$

在本模型沒有泡沫化的假設下，參照附錄一的式(A12)至式(A23)相同的演算方法，可推導出課徵通貨交易稅下的匯率縮減式解

$$(B9) \quad e_t = \lambda e_{t-1} + \frac{(1-\lambda)}{\beta} u_t + \frac{\tau\lambda}{(1-\lambda)} \Delta_t。$$

又理性預期一致性條件為

$$(B10) \quad \lambda = \frac{\tau\alpha(1-\lambda)}{\tau\alpha(1-\lambda) + \beta}。$$

上式中，

$$(B11) \quad \lambda = 1 + \frac{\beta}{2\tau\alpha} - \sqrt{\left(1 + \frac{\beta}{2\tau\alpha} \right)^2 - 1}。$$

所以 λ 介於0與1間，因此本模型具有動態安定性。

可以符合式(B10)理性預期一致性特質，但非常有用的三種表達方式如下：

$$(B12) \quad \alpha(1-\lambda)^2 = \frac{\lambda\beta}{\tau} ,$$

$$(B13) \quad \frac{\tau\alpha(1-\lambda)}{\lambda} = \tau\alpha(1-\lambda) + \beta ,$$

$$(B14) \quad \tau\alpha(1-\lambda) + \beta = \frac{\beta}{1-\lambda} .$$

附錄八、課徵通貨交易稅下的匯率條件變異數

將式(B9)代入匯率條件變異數之定義式，而得：

$$\begin{aligned}\sigma_{e,t}^2 &= E_t \left(e_{t+1} - E_t e_{t+1} \right)^2 \\ &= E_t \left(\lambda e_t + \frac{(1-\lambda)}{\beta} u_t + \frac{\tau\lambda}{(1-\lambda)} \Delta_t - \lambda e_t \right)^2.\end{aligned}$$

進而可推得課徵通貨交易稅下的匯率條件變異數如下：

$$(B15) \quad \sigma_{e,t}^2 = \frac{(1-\lambda)^2}{\beta^2} \sigma_u^2 + \frac{\tau^2 \lambda^2}{(1-\lambda)^2} \sigma_\Delta^2.$$

附錄九、通貨交易稅對匯率條件變異數的影響

在課徵通貨交易稅下，特性根 λ 、投機反應 α 與匯率條件變異數 $\sigma_{e,t}^2$ 等內生變數，會受風險趨避程度 θ 、經常帳之外匯淨需求對匯率反應程度 β 、經常帳隨機干擾項之變異數 σ_u^2 、金融帳利差波動變異數 σ_Δ^2 以及通貨交易稅率 τ 的影響。

將式(B15)代入式(A8)，可得投機行為式

$$(B16) \quad \alpha(1-\lambda)^2 = \frac{\beta^2}{\theta \left[\sigma_u^2 + \frac{\tau^2 \beta^2 \lambda^2}{(1-\lambda)^4} \sigma_\Delta^2 \right]},$$

進一步結合理性預期一致性條件式(B12)，先推導通貨交易稅對 λ 與 α 的最終影響，然後再推導其對匯率條件變異數的最終影響。

利用式(A33)之設定，並將式(B16)取自然對數，再對通貨交易稅微分，而得到

$$(B17) \quad \frac{d\lambda}{d\tau} = -\frac{2\hat{w}\lambda}{\tau} - \frac{2\hat{w}(1+\lambda)\lambda}{\lambda(1-\lambda)} \frac{d\lambda}{d\tau},$$

$$\hat{w} = \frac{\frac{\tau^2 \beta^2 \lambda^2}{(1-\lambda)^4} \sigma_\Delta^2}{\sigma_u^2 + \frac{\tau^2 \beta^2 \lambda^2}{(1-\lambda)^4} \sigma_\Delta^2}。$$

\hat{w} 為通貨交易稅課徵下，金融帳利差波動性占比。

再將式(B12)對通貨交易稅微分，可得

$$(B18) \quad \frac{d\lambda}{d\tau} = -\frac{\lambda}{\tau} + \frac{\lambda}{\lambda} \frac{d\lambda}{d\tau}。$$

將式(B17)與式(B18)聯立求解，而得到下述結果：

$$(B19) \quad \frac{d\lambda}{d\tau} = \frac{(1-2\hat{w})\lambda(1-\lambda)}{\tau[(1-\lambda)+2\hat{w}(1+\lambda)]},$$

$$(B20) \quad \frac{d\chi}{d\tau} = -\frac{4\hat{w}\chi}{\tau[(1-\lambda)+2\hat{w}(1+\lambda)]}。$$

最後，將式(A33)對通貨交易稅 τ 微分，可得

$$(B21) \quad (1-\lambda)^2 \frac{d\alpha}{d\tau} - 2\alpha(1-\lambda) \frac{d\lambda}{d\tau} = -\frac{4\hat{w}\chi}{\tau[(1-\lambda)+2\hat{w}(1+\lambda)]}。$$

將上式中的 χ 用式(A33)取代後，再帶入式(B19)，可求得

$$(B22) \quad \frac{d\alpha}{d\tau} = \frac{2\alpha[\lambda-2\hat{w}(1+\lambda)]}{\tau[(1-\lambda)+2\hat{w}(1+\lambda)]}。$$

將式(A8)對 τ 全微分，可得

$$(B23) \quad \frac{d\alpha}{d\tau} = -\frac{\alpha}{\sigma_{e,t}^2} \frac{d\sigma_{e,t}^2}{d\tau}。$$

將式(B22)代入上式後，可求得通貨交易稅對匯率條件變異數的影響如下：

$$(B24) \quad \frac{d\sigma_{e,t}^2}{d\tau} = \frac{2\sigma_{e,t}^2}{\tau} \frac{[2\hat{w}(1+\lambda)-\lambda]}{[(1-\lambda)+2\hat{w}(1+\lambda)]}。$$