國立政治大學經濟學研究所

碩士論文

J 曲線效果、金融交易稅與匯率波動性

The J-Curve Effect, Financial Transaction Taxes and The Exchange-Rate Variability

國立政治大學
National Chengchi University

指導教授：朱美麗　博士

研究生：李睿緯　撰

中華民國 一〇七年 一月

謝辭

研究所的生涯隨著論文完成即將畫下句點，回憶論文撰寫的過程，曾經碰上許多困難與問題，幸好有老師、同學與親友們的幫助，讓我能成功完成碩士論文，萬分感激。

首先，感謝指導老師朱美麗博士在金融交易稅議題的選定、本文模型的建構、研究過程中邏輯思維的訓練以及撰寫時遣詞用句的精準度等方面的悉心指導。在這幾年的學習與研究中，從朱老師處受益良多，衷心感激與難忘。

同時，感謝馮立功老師在 Mathematica 的軟體使用協助，提供我程式的草稿，並幫忙我檢查軟體執行與推導結果，也讓我釐清了許多數值模擬分析的概念與實作，真心感謝馮老師的幫忙。感謝口試委員洪福聲老師百忙中仍撥空主持口試，並提出許多實用的建議，使論文更趨完善，萬分感謝洪老師。

接著，還需要感謝所有幫助過我研究與學習的老師、同學與朋友們，讓我在這幾年的時間中，不斷成長與進步，謝謝您們！

最後，感謝我最愛的家人，感謝您們的關心與支持，讓我能無後顧之憂地完成研究所學業，在未來的日子裡我會帶著大家的祝福繼續努力下去，創造自己的美好人生並盡心照顧您們。

李睿緯　謹識於政大經研所

2018 年 1 月

國立政治大學 National Chengchi University

謹以此論文獻給我敬愛的雙親

李暉騰　先生

賴衣婕　女士

國立政治大學
National Chengchi University

摘要

本文以朱美麗與馮立功 (2015)為基礎，在考慮 Gupta-Kapoor and Ramakrishnan (1999)等實證文獻認為的部分國家經常帳，在某些時期存在 J 曲線效果的情形下，將 J 曲線效果引進朱美麗與馮立功 (2015)的模型，建構一個存在 J 曲線效果、含有套匯與套利理性投機交易的外匯市場模型，分析面對外匯市場不同來源的未預料衝擊，若政策當局實施金融交易稅，是否能減緩匯率的波動性。

本文發現有 J 曲線效果存在時：(1)當衝擊來源為經常帳時，金融交易稅會加劇匯率波動性，不建議課稅；(2)當發生金融帳利差衝擊時，金融交易稅在某些情況下有助於減少匯率波動性，因此可以課稅；(3)當兩衝擊同時發生時，金融帳利差衝擊占比必須較大，課稅才有可能降低匯率波動性；(4)除衝擊來源外，J 曲線效果的強弱與課稅幅度亦會影響金融交易稅的效果。

在數值模擬分析中得出，當其他的經濟結構參數值不變，J 曲線效果較強時，可能可以透過課稅降低匯率波動性。而可以課稅的情況時，在一定範圍內，稅率越高，課稅穩定市場的效果越好，但若稅率超出範圍，則可能導致外匯市場不具安定性，故不能課太高的稅。

關鍵字：J 曲線效果、金融交易稅、匯率波動性

國立政治大學 National Chengchi University

Abstract

The J-Curve effect is empirically plausible for some countries as studies in Gupta-Kapoor and Ramakrishnan (1999). Therefore, this thesis introduces J-Curve effect into the theoretical framework of Chu and Ferng (2015) to build a rational speculative model of foreign exchange market. It investigates whether financial transaction taxes (FTT) is effective in reducing the variability of exchange rates if current account or interest rate differential (IRD) shocks occur.

There are several findings in this research. First, when the unexpected shock is from the current account, FTT shouldn't be imposed by destabilizing the exchange rate. Second, when there is a shock from IRD, FTT may be a good instrument to stabilize the exchange rate under some conditions. Third, if both shocks occur simultaneously, FTT may stabilize the exchange rate only when the portion of the shock from IRD is high enough. Finally, in addition to unexpected shocks, the degree of the J-Curve effect and the magnitude of tax rate of FTT may also influence the effect of FTT.

With other economic-structural parameters being constant, the results of numerical simulations show that FTT may stabilize the exchange rate with a significant J-Curve effect. Besides, if FTT can stabilize the exchange rate with the tax rate in the specific interval, FTT can decrease the exchange-rate variability more with a higher tax rate. However, if the tax rate is too high, FTT will cause the foreign exchange market to turn into the unstable status.

Keywords：J-Curve Effect, Financial Transaction Taxes, Exchange-Rate Variability

國立政治大學 National Chengchi University

目次

第一章　緒論.....1
第一節　前言.....1
第二節　文獻回顧.....2
第三節　本文架構.....5
第二章　理論與模型.....7
第一節　模型設定與建構.....7
第二節　模型求解.....10
第三節　動態安定性與華勒斯安定性條件.....14
第三章　僅經常帳衝擊下之情況.....18
第一節　無金融交易稅時的情況.....18
第二節　有金融交易稅時的情況.....23
第三節　金融交易稅的效果.....28
第四章　僅金融帳衝擊下之情況.....30
第一節　無金融交易稅時的情況.....30
第二節　有金融交易稅時的情況.....36
第三節　數值模擬分析.....48
第五章　兩衝擊並存下之情況.....53
第一節　兩衝擊並存下可能之情況.....53
第二節　數值模擬分析.....53
第六章　結論.....56
參考文獻.....58

國立政治大學 National Chengchi University

本文附錄.....62
附錄一　外幣資產的需求函數.....62
附錄二　匯率的條件變異數與無條件變異數.....65
附錄三　金融交易稅的影響.....66
附錄四　僅經常帳衝擊下動態調整之詳細計算過程.....72
附錄五　僅金融帳衝擊下動態調整之詳細計算過程.....73
附錄六　與朱美麗與馮立功(2015)在 SS 線與 RR 線的差異.....74

國立政治大學
National Chengchi University

表次

表 4.1　僅金融帳衝擊下數值模擬結果之一.....50

表 4.2　僅金融帳衝擊下數值模擬結果之二.....50

表 4.3　僅金融帳衝擊下數值模擬結果之三.....51

表 4.4　僅金融帳衝擊下數值模擬結果之四.....52

表 5.1　兩衝擊並存下數值模擬結果.....54

國立政治大學
National Chengchi University

圖次

圖 1.1　J 曲線示意圖.....5

圖 2.1　無條件變異數與條件變異數.....13

圖 2.2　外匯市場供給線與需求線.....15

圖 2.3　SS 與 RR 線.....17

圖 3.1　僅經常帳衝擊下之反應流程圖.....18

圖 3.2　僅經常帳衝擊下的 SS 線與 RR 線.....19

圖 3.3　僅經常帳衝擊下的 SS 線與 RR 線 課稅前後比較.....24

圖 3.4　僅經常帳衝擊下 匯率之衝擊反應.....27

圖 4.1　僅金融帳衝擊下的 SS 與 RR 線之一.....31

圖 4.2　僅金融帳衝擊下的 SS 與 RR 線之二.....32

圖 4.3　僅金融帳衝擊下的 SS 與 RR 線之三.....33

圖 4.4　僅金融帳衝擊下的 SS 線與 RR 線 課稅前後比較.....37

圖 4.5　僅金融帳衝擊下金融交易稅對匯率波動性的影響-狀況一.....41

圖 4.6　僅金融帳衝擊下金融交易稅對匯率波動性的影響-狀況二.....42

圖 4.7　僅金融帳衝擊下金融交易稅對匯率波動性的影響-狀況三.....44

圖 4.8　僅金融帳衝擊下 匯率之衝擊反應狀況一.....46

圖 4.9　僅金融帳衝擊下 匯率之衝擊反應狀況二.....47

圖 4.10　僅金融帳衝擊下 匯率之衝擊反應狀況三.....47

圖附 6.1　無 J 曲線效果下的 SS 線與 RR 線.....75

圖附 6.2　無 J 曲線效果下僅經常帳衝擊時的 SS 線與 RR 線.....75

圖附 6.3　無 J 曲線效果下僅金融帳衝擊時的 SS 線與 RR 線.....76

國立政治大學 National Chengchi University

第一章　緒論

第一節　前言

金融交易稅並不是一個新的議題，其明確的概念在 1936 年由凱因斯(John Maynard Keynes)所提出，主要目的為藉由減少金融市場的投機交易，以降低金融市場的波動[1]。1973 年後由於固定匯率制度瓦解，主要國家改採浮動匯率制度，匯率波動因此較為劇烈。在此背景下，杜賓(James Tobin)曾建議藉由對外匯的投機交易課特定的通貨交易稅，以抑制國際間短期資本的大量移動，減少外匯市場上短期投機的交易量，進而降低匯率波動(Tobin, 1978)。在 2008 年金融海嘯期間，國際間資金快速移動，各國外匯市場波動，衝擊到實質部門，經濟嚴重衰退，使金融交易稅的議題再次被拿出來討論[2]。

朱美麗與馮立功 (2015)與 Damette and Park (2015)等文章曾指出由於杜賓提出的通貨交易稅並未被普遍實施，僅有極少數的國家曾短暫採行，因為樣本有限，故相關的實證研究並不多。而 McCulloch and Pacillo (2011)與 Anthony et al. (2012)曾經彙總過許多文獻上關於金融交易稅與市場波動性關係的研究結果，雖然關於金融交易稅的研究很多，但至今尚未有定論。Damette and Park (2015)更曾進一步彙總金融交易稅與匯率波動性的文獻，得出包含市場的流動性、市場中非理性投機者(noise speculators)所佔的比例、市場規模以及課稅的幅度等因素，都可能影響金融交易稅的效果。因此，在不同經濟體與不同時間下，課稅的效果也可能會不一樣。

[1] 除了降低金融市場的波動外，凱因斯主張課徵金融交易稅的理由也包含增加政府稅收，但並非本文研究的重點。

[2] 歐盟曾擬於 2016 年實施金融交易稅，但後來在多方角力下並未真的實施，而是改採對投顧業提供信息的功能做出管制，投資人在取得信息時必須付出一定的信息成本，藉此達成提高投機交易的成本來抑制投機交易量，同時也讓投顧業對於信息的提供更慎重。

朱美麗與馮立功 (2015)曾以 Carlson and Olser (2000)為基礎[3]，建構一個含有套匯、套利投機交易的外匯市場模型，得出即使外匯市場中都是理性投機者，金融交易稅在某些狀態下仍有助於減緩突發性衝擊衍生出的匯率波動。本文參考朱美麗與馮立功 (2015)，並在模型中加入 J 曲線效果，使相同衝擊下投機者卻可能觀察到反向的匯率變動，因而產生相反的套匯行為，以致影響課金融交易稅的效果。

除了前言外，本文將在下一節進一步彙總相關文獻的研究論點與結果，並在之後說明本文的架構。

第二節　文獻回顧

Tobin (1978)針對當時浮動匯率制度導致匯率波動變大的狀況，提出對外匯市場課金融交易稅，以減少金融市場上短期的交易，進而降低匯率波動，Summers and Summers (1989)亦有相同看法。但 McCulloch and Pacillo (2011)曾彙總關於金融交易稅的研究結果，並探討金融交易稅對於市場流動性、稅收與租稅負擔的影響。雖然金融交易稅的相關研究很多，但金融交易稅是否可以降低匯率波動至今仍尚未有定論，Anthony et al. (2012)亦有類似結果。

有關金融交易稅理論研究的論點[4]，Stiglitz (2014)曾指出金融市場的波動、投機泡沫不僅影響到交易的雙方，對於實質部門也可能產生負的外部性效果，因此

[3] Carlson and Olser (2000)中提出理性且擁有充分資訊的投機者在外匯市場上不僅考慮匯差，也會從事像套利的行為，因此，若套利的利益大於匯差的影響，理性投機者也可能在外匯市場做出買高賣低的行為，不同於一般認知上，只有非理性投機者會做出買高賣低的行為。

[4] 本段討論外，Westeroff and Dieci (2006)曾得出當投機者還參與了其他市場，則透過杜賓稅即使能降低外匯市場的波動性，卻可能造成投機者將資金轉入其他市場，增加其他市場的波動性，進而透過杜賓稅來降低金融部門對實質部門衝擊的目標恐怕無法實現。本文的模型為部分均衡模型，並未探討其他市場的變動，故不對此部分深入討論。

主張對金融市場課交易稅，藉由提高金融市場的投機交易成本來達到外部成本內部化，降低投機交易量。Mannaro et al. (2008)、Pellizzari and Westerhoff (2009)、Bianconi et al. (2009)與 Hanke et al. (2010)等文章指出，金融交易稅可能會阻礙市場資訊傳遞，使市場流動性降低，進而杜賓稅可能導致匯率波動程度增加。Ehrenstein et al. (2005)的理論研究結果得出，在杜賓稅不會使市場流動性下降太多以及稅率低於某一關鍵值時，杜賓稅可以降低匯率波動。

Shi and Xu (2009)曾分析金融交易稅是否能降低市場中非理性投機者的比例，進而達到穩定市場的目的，最終得出無論是增加進入市場的成本或是課杜賓稅，都無法降低非理性投機者的比例，甚至可能因為理性投機者的比例降低，反而使市場波動更嚴重。朱美麗與馮立功 (2015)則曾以 Carlson and Olser (2000)為基礎[5]，建構一個外匯市場有套匯、套利的理性投機交易模型，得出即使市場中都是理性投機者，金融交易稅在某些狀態下[6]，仍有助於減緩突發性衝擊衍生出的匯率波動。

而 Damette and Park (2015)彙總理論文獻的研究論點時認為，對外匯市場課稅並非只影響到有穩定市場的理性投機交易[7]，也會降低市場的流動性與減少市場資訊的傳遞，導致課杜賓稅可能使匯率波動程度增加。Damette and Park (2015)亦指出，市場流動性、市場中非理性投機者所佔的比例、市場規模以及課稅的幅度等因素，都可能影響金融交易稅的效果。

[5] Carlson and Olser(2000)中提出理性且擁有充分資訊的投機者在外匯市場上不僅考慮匯差，也會從事像套利的行為，因此，若套利的利益大於匯差的影響，理性投機者也可能在外匯市場做出買高賣低的行為，不同於一般認知上，只有非理性投機者會做出買高賣低的行為。

[6] 朱美麗與馮立功 (2015)得出，僅有經常帳衝擊時，課稅會使匯率波動變小，而僅有金融帳衝擊時，課稅則會使匯率波動變大，故當兩衝擊都存在時，若金融帳利差衝擊占比較小，課稅亦有可能降低匯率波動。此部分與前段提及可能影響金融交易稅的因素有關，金融交易稅可能減緩或加劇金融市場的波動性，故朱美麗與馮立功 (2015)的模型也能解釋金融交易稅在不同的文獻中，對金融市場波動性的影響會出現不同結果。

[7] Friedman (1953)曾主張理性投機有助於穩定外匯市場。

朱美麗與馮立功 (2015)與 Damette and Park (2015)等文章曾指出，因為樣本有限，對外匯市場課金融交易稅的相關實證研究並不多。關於對外匯市場課金融交易稅的實證研究，Damette and Park (2015)曾利用分量回歸的方法，在市場中同時有理性投機者、非理性投機者存在下，得出杜賓稅在如 2009 年後的平常時期(Normal Period)，由於交易的風險較小、市場波動原先較小，課稅有助於抑制投機交易來進一步減緩波動，但在如 2008 年時的紛亂時期(Turbulent Period)，由於交易的風險大、市場波動原先較大，課稅會導致更多清楚資訊的理性投機者因為交易成本上升而退出市場，使市場中非理性投機者比例增加，反而會擴大波動。

另外，由於許多國家對股票交易課徵交易稅，反而有較多實證研究探討金融交易稅對股市的影響。Umlauf (1993)研究瑞典股市實施金融交易稅的實證分析，發現市場波動性是增加的。Baltagi et al. (2006)在中國股市的實證研究發現，當交易稅稅率增加時，市場波動性增加。Becchetti et al. (2014)有關法國股市實施金融交易稅的實證分析，則發現市場波動性降低。故可以發現金融交易稅對於金融市場波動性的影響不確定，與經濟體的結構參數、模型設定有關。

過去曾有不少實證文獻發現有些國家在某些時期存在 J 曲線效果，如 Gupta-Kapoor and Ramakrishnan (1999)得出日本在 1975 年至 1996 年間有 J 曲線效果，Hisn (2005)對日本、台灣與韓國的實證研究發現日本在 1980 年到 2001 年間有 J 曲線效果。由於投機交易產生的匯率波動是短期的變動，但在極短時間內，貿易帳不可能瞬間反應，必須經過一定時間後，進出口量的反應才會出來[8]，貶值才會有改善貿易收支的效果，如圖 1.1。故考量投機行為的外匯市場模型，經常帳的

[8]對應於 Marshall-Lerner 條件，預期貶值會改善經常帳收支。但短期時進出口品的需求彈性較小，在進出口數量短期不太改變的情況下，貶值反而會讓原先以本國幣定價的出口，在折換成外幣計價後的收入減少，而原先以外幣定價的進口，在折換成本國幣計價後的支出增加，使貿易收支惡化，需要經過一定時間後，需求彈性變大，進出口的數量改變，貶值才會改善貿易收支。

設定應考慮 J 曲線效果。

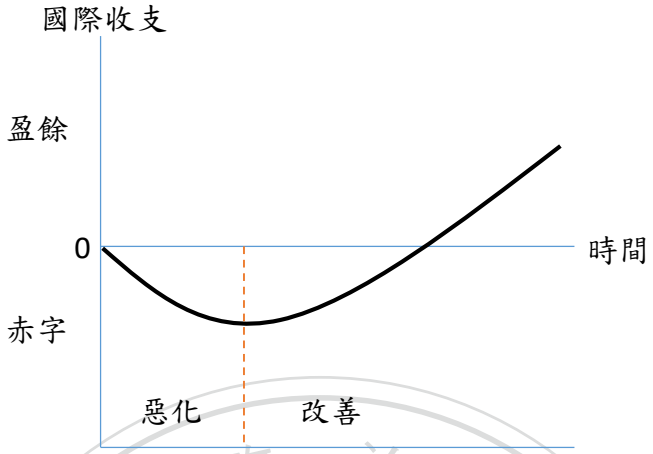


圖 1.1　J 曲線示意圖

由於朱美麗與馮立功(2015)的模型並未考量 J 曲線效果，故本文將在朱美麗與馮立功 (2015)的模型中，加入 J 曲線效果[9]，以探討金融交易稅與匯率波動性的關係是否會受到 J 曲線效果的影響。加入 J 曲線效果後，經濟體系發生突發性衝擊時，匯率變動方向與朱美麗與馮立功 (2015)可能會相反，若投機者套匯行為相反，可能產生不同的課稅效果。

第三節　本文架構

本文參考朱美麗與馮立功 (2015)，著重於有 J 曲線效果時，金融交易稅與外匯市場波動性的分析。本文假設市場中都是理性投機者，探討金融交易稅對外匯市場中投機行為的影響，以了解金融交易稅使否有助於降低匯率波動性，進而穩

[9] 目前沒有發現討論在有 J 曲線效果下對外匯市場課金融交易稅的研究，但 Kalimullina and Schobel (2015)曾探討在一個受 J 曲線效果影響的股票市場(ASM, Artificial Stock Market)中，課交易稅的效果。該研究得出交易稅的增加會減少資訊不均等(Information Inequality)對 ASM 模型的影響，並會降低市場的流動性以及破壞市場的效率，但其研究僅就參數的邊際值做討論，並且於該文章的案例中，交易稅的影響非常小。Kalimullina 與 Schobel 在 2014 年亦有一篇相同主題的論文發表在網路上，Kalimullina and Schobel (2014)。

定外匯市場。

除了本章緒論外，本文將在第二章建構一個含有套匯、套利投機交易與 J 曲線效果的外匯市場模型，分析不同來源的未預料衝擊對於外匯市場波動的影響。第三章藉由第二章所建構的模型，說明當未預料衝擊只來自於經常帳時，外匯市場波動的變化以及課稅的效果。第四章藉由第二章所建構的模型，說明當未預料衝擊只來自於金融帳時，外匯市場波動的變化以及課稅的效果。第五章則利用數值模擬分析說明當經常帳與金融帳都發生未預料衝擊時，課金融交易稅的效果。最後，在第六章彙整本文的論點。

國立政治大學
National Chengchi University

第二章　理論與模型

第一節　模型設定與建構

一、參與經常帳交易之貿易商

參考 Driskill and McCafferty (1980)的模型，本文模型假設出口商的外匯供給與進口商的進口外幣需求之差額的淨外匯流動性供給為[10]：

(2.1) $\mathrm{CA}_t = -\beta e_t + \beta_1 E_{t-1} e_t + u_t$

第(2.1)式中 t 代表期間，CA_t 為 t 期的經常帳淨外匯流動性供給，e_t 為 t 期之匯率[11]，u_t 為 t 期的隨機干擾項，其期望值為 0，且變異數為 σ_u^2，此干擾項代表了除了匯率以外，所有可能非預期改變經常帳之淨外匯流動性供給的因素，例如氣候因素、進出口價格異常波動等等，在文章的後面統稱這些衝擊為經常帳衝擊。例如發生未預期到的世界經濟成長，出口商突然湧入出口訂單，將使經常帳的淨外匯流動性供給增加，也就是淨外匯流動性供給 CA_t 會因為這樣的衝擊而上升。

另外式(2.1)中，β 為當期匯率變動影響經常帳淨外匯流動性供給的係數，在 J 曲線效果下，若在 t 期時匯率上升，因為本國進口品短期需求彈性與外國對我國出口品的短期需求彈性較小等原因，t 期時進出口的數量不會有明顯的變化，

[10] Tobin 金融交易稅並不對進出口貿易的外匯交易課徵。

[11] 本文中的匯率為直接匯率(Direct Rate)，為一單位外國貨幣等於多少本國貨幣之價格。另外文中的 e 是相對於長期匯率均衡值取的自然對數，因此可反應該期匯率與長期匯率均衡值的差距。

但卻讓以外幣計價的本國出口收入減少，而以本國幣計價的進口支出增加，故 t 期時匯率上升會使 t 期的經常帳餘額減少。t-1 期匯率的變動到 t 期時，由於反應時間較長，本國進口品需求彈性與外國對我國出口品的需求彈性較大，進出口的數量改變，故而預期 t 期時出口量增加、進口量減少將使 t 期經常帳的餘額增加，β_1即是衡量此效果，在式中為 t-1 期匯率預期對 t 期經常帳餘額影響的係數。最後，對應於 Marshall-Lerner 條件，預期貶值會改善經常帳收支，故模型中 $\beta_1 > \beta > 0$。

二、參與金融帳交易之投機者

根據 Carlson and Olser (2000)與朱美麗與馮立功 (2015)之模型，代表性投機者[12]持有外幣資產部位的預期利潤可設定如(2.2)式[13]：

$$(2.2)\quad \pi_t^e = B_t[(1-T)(\underset{t}{E}\, e_{t+1} - e_t) + \delta_t - 2T]$$

第(2.2)式中 π_t^e 是投機者在第 t 期時對 t+1 期的預期利潤，B_t 則為投機者在 t 期時所持有的外幣資產部位[14]，T 為金融交易稅稅率，而 $\delta_t = R_t^f - R_t$，代表外國資產報酬率（R_t^f）大於本國資產報酬率（R_t）的部份。本模型假設外國資產與本國資產都只有一期債券的選擇，且報酬率分別為 R_t^f 、R_t，所以 δ_t 也代表了國外與國內債券的利差。

[12] 根據 Carlson and Olser(2000)與朱美麗與馮立功（2015）之說明，理性投機者包含了金融業拆款市場交易商(interbank trader)、外匯市場共同基金經理人(foreign-exchange mutual fund managers)、個別的外匯市場投機者(individual currency speculators)等等，他們的共同特質為需要承受匯率與利率等金融帳衝擊產生的風險。

[13] 有關預期利潤的詳細推導請見附錄一。

[14] 外幣資產部位可能為多頭部位(long position)或空頭部位(short position)，此處未考慮避險部位(hedged positions)的問題。

根據資產定價模型(CAPM)，投機者的效用是預期利潤的函數：

(2.3) $U=U(\pi_t^e)$

由第(2.3)式、假設預期利潤是條件性常態分配以及理性投機者會根據 t 期所擁有的訊息極大化效用的概念，可推導出理性投機者在 t 期所持有的外幣資產部位為[15]：

(2.4) $B_t=\alpha[\tau(\underset{t}{E}e_{t+1}-e_t)+\tau^2\delta_t]$

(2.5) $\alpha=\dfrac{1}{\theta\sigma_{e,t}^2}$

第(2.4)式中 $\tau=(1/1-T)\geq 1$，τ 與 T 有同向變動關係，當無金融交易稅時，$T=0$，τ=1；而有金融交易稅時，T>0，τ>1。另外式(2.5)中，$\theta=-U''(0)/U'(0)$，是 Arrow-Pratt 型態的絕對風險趨避(absolute risk aversion)程度指標，其中 $U'(0)>0$ 且 $U''(0)<0$，因此 θ 為一正值。$\sigma_{e,t}^2=\underset{t}{E}(e_{t+1}-\underset{t}{E}e_{t+1})^2$，是依 t 期的資訊所推得的匯率條件變異數。$\alpha$ 則是投機者擬持有外幣資產對於預期匯差與國外與國內利差的反應程度。t 期金融帳的餘額為：

(2.6) $\Delta B_t=B_t-B_{t\text{-}1}$

B_t 為投機者在 t 期時所持有的外幣資產部位，B_{t-1} 則為投機者在 t-1 期時所

[15] 關於投機者外幣資產的需求函數，詳細推導過程請見附錄一。

持有的外幣資產部位，兩者之間的差額為本國金融帳的餘額，若 $\Delta B_t > 0$，代表本國資金流出，金融帳餘額為負；反之若 $\Delta B_t < 0$，代表外國資金流入，金融帳餘額為正。

最後，若國際收支平衡，則經常帳餘額必須等於金融帳餘額，故外匯市場 t 期的供需相等條件為：

(2.7) $\mathrm{BOP}=\mathrm{CA}_t - \Delta B_t = 0$

第二節　模型求解

將式(2.1)、式(2.4)與式(2.6)代入外匯市場均衡式(2.7)，整理後可得到：

(2.8) $\underset{t}{E}\, e_{t+1} - (1-\frac{\beta}{\alpha\tau})\mathrm{e}_t - (1+\frac{\beta_1}{\alpha\tau})\underset{t-1}{E}\, e_t + e_{t-1} = \frac{u_t}{\alpha\tau} - \tau\Delta_t$

上式中 $\Delta_t = \delta_t - \delta_{t-1}$，為 t 期時非預期到的國外與國內利差之變動，此利差變動的期望值為 0，變異數為 σ_Δ^2。利差變動是外匯市場外生衝擊的來源之一，若國外的資產報酬率突然上升，投機者會因為需要更多外幣資產而增加外匯需求，本國資金流出，在文章的後面將此類衝擊稱為金融帳衝擊。

將(2.8)式改以未來任一期的形式表示，並用 t-1 期對(2.8)式取預期並整理後可以得到(2.9)式：

(2.9) $\underset{t-1}{E}\, e_{t+j+1} - (2+\frac{\beta_1-\beta}{\alpha\tau})\underset{t-1}{E}\mathrm{e}_{t+j} + \underset{t-1}{E}\, e_{t+j-1} = 0$

(2.9)式是以預期形式表示的二階差分方程式，解此二階差分方程式會有兩個特性根，令兩者分別為η_1、η_2，則此兩個特性根滿足下列兩個條件：

(2.9.1) $\eta_1\eta_2 = 1$

(2.9.2) $\eta_1 + \eta_2 = 2 + \dfrac{\beta_1 - \beta}{\alpha\tau}$

當中由於$\beta_1 > \beta$，(2.9.2)式必大於 2，所以可以判斷η_1、η_2皆為正根，且其中一根大於 1。在此令小於 1 的根為$\eta_1 = \lambda$，故$0<\lambda<1$。

解(2.9)式的二階差分方程式，考量收斂條件與理性預期假設後可以得到投機者用 t-1 期匯率資訊預測 t 期匯率的式子為：

(2.10) $\underset{t-1}{E} e_t = \lambda e_{t-1}$

將(2.10)式代回(2.9)式可得到匯率縮減式(reduced-form solution)[16]：

(2.11) $e_t = \dfrac{\tau\alpha(1-\lambda) - \lambda\beta_1}{\tau\alpha(1-\lambda) - \beta} e_{t-1} - \dfrac{1}{\tau\alpha(1-\lambda) - \beta} u_t + \dfrac{1}{\tau\alpha(1-\lambda) - \beta} \tau^2 \alpha \Delta_t$

其中λ值為：

(2.12) $\lambda = 1 + \dfrac{\beta_1 - \beta}{2\tau\alpha} - \dfrac{\beta_1 - \beta}{2\tau\alpha}\sqrt{1 + \dfrac{4\tau\alpha}{\beta_1 - \beta}}$

[16] 各突發性外生衝擊具有隨機性質，同期與跨期皆是獨立不相關，詳細推導過程請見附錄三。

由式(2.11)可得到 $\underset{t-1}{E} e_t$ ：

$$(2.13)\quad \underset{t-1}{E} e_t = \frac{\tau\alpha(1-\lambda)-\lambda\beta_1}{\tau\alpha(1-\lambda)-\beta} e_{t-1}$$

若根據理性預期的行為具有一致性，式(2.13)與式(2.10)相等，故：

$$(2.14)\quad \lambda = \frac{\tau\alpha(1-\lambda)-\lambda\beta_1}{\tau\alpha(1-\lambda)-\beta}$$

式(2.14)可以用以下三種方式表達：

$$(2.14a)\quad \alpha(1-\lambda)^2 = \frac{\lambda(\beta_1-\beta)}{\tau}$$

$$(2.14b)\quad \frac{\tau\alpha(1-\lambda)}{\lambda} = \tau\alpha(1-\lambda)-\beta+\beta_1$$

$$(2.14c)\quad \tau\alpha(1-\lambda)-\beta = \frac{\lambda\beta_1-\beta}{(1-\lambda)}$$

因此利用(2.14)式，可以將(2.11)式的匯率縮減式簡化為：

$$(2.15)\quad e_t = \lambda e_{t-1} - \frac{(1-\lambda)}{\lambda\beta_1-\beta} u_t + \frac{\lambda(\beta_1-\beta)}{(1-\lambda)(\lambda\beta_1-\beta)} \tau\Delta_t$$

由式(2.15)求解出匯率的條件變異數[17]：

[17] 有關變異數的詳細推導過程請見附錄二。

國立政治大學 National Chengchi University

$$(2.16)\quad \sigma_{e,t}^2 = \underset{t}{E}(e_{t+1} - \underset{t}{E}\, e_{t+1})^2 = \frac{(1-\lambda)^2}{(\lambda\beta_1 - \beta)^2}\sigma_u^2 + \frac{\lambda^2(\beta_1 - \beta)^2}{(1-\lambda)^2(\lambda\beta_1 - \beta)^2}\tau^2\sigma_\Delta^2$$

另外也有以匯率的無條件變異數衡量匯率波動性[18]，匯率無條件變異數如下：

$$(2.17)\quad \sigma_e^2 = E(e_t^2) = \frac{1}{1-\lambda^2}[\frac{(1-\lambda)^2}{(\lambda\beta_1 - \beta)^2}\sigma_u^2 + \frac{\lambda^2(\beta_1 - \beta)^2}{(1-\lambda)^2(\lambda\beta_1 - \beta)^2}\tau^2\sigma_\Delta^2]$$

$$= \frac{(1-\lambda)}{(1+\lambda)(\lambda\beta_1 - \beta)^2}\sigma_u^2 + \frac{\lambda^2(\beta_1 - \beta)^2}{(1-\lambda^2)(1-\lambda)^2(\lambda\beta_1 - \beta)^2}\tau^2\sigma_\Delta^2$$

而從式(2.16)與式(2.17)可以發現匯率的無條件變異數為條件變異數再乘上一個單調性增加的因子(如圖 2.1)，所以後續關於波動變化方向的分析結果，可以同時適用於匯率的條件變異數與無條件變異數，故將只針對匯率的條件變異數做處理。

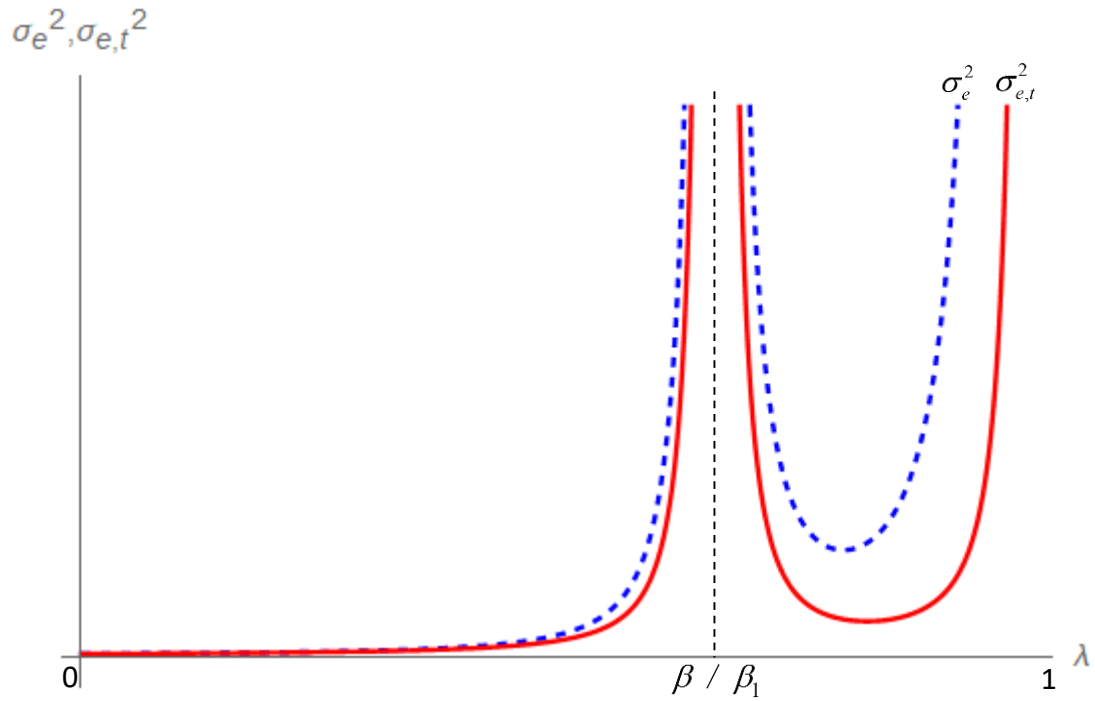


圖 2.1　無條件變異數與條件變異數

[18] 有關變異數的詳細推導過程請見附錄二。

第三節　動態安定性與華勒斯安定性條件

為了確定外匯市場最終能夠收斂，這裡還需要檢查本模型是否具有跨期的動態安定性與具有期間內華勒斯安定性。由(2.9)式求解特性根時，模型已利用收斂條件限定了 $0<\lambda<1$，故可知模型具有跨期的動態安定性。此處仍需檢查此模型是否符合華勒斯安定性，以避免落入惡性蛛網(cobweb)的循環。在一個拍賣市場位於某一價格時，若買賣雙方的數量不同，會導致無法完成交易。同樣當外匯市場位於某一匯率時，若淨外匯供給與淨外匯需求的數量不相等，則會導致無法完成交易，需要再依照供需法則重新出價。但這樣重新出價的過程雖然有可能使匯率調整到供需均衡，但也有可能形成惡性蛛網的情況，導致越來越偏離供需均衡的結果。

故為了檢查華勒斯安定性，首先假設在 t-1 期時，匯率是在長期均衡的情況，$e_{t\text{-}1}=0$。接著由式(2.4)、式(2.6)和式(2.10)，可以求得在 t 期金融帳淨外匯需求為：

$$\Delta B_t = B_t - B_{t\text{-}1} = \alpha[\tau(\lambda e_t - e_t) + \tau^2(\delta_t - \delta_{t\text{-}1})] = -\alpha\tau(1-\lambda)e_t + \alpha\tau^2\Delta_t \tag{2.18}$$

並且由式(2.1)與式(2.13)，可以求得在 t 期經常帳淨外匯供給為：

$$\mathrm{CA}_t = -\beta e_t + \beta_1 \underset{t-1}{E} e_t + u_t = -\beta e_t + u_t \tag{2.19}$$

從式(2.18)、式(2.19)中可以觀察到淨外匯需求線與淨外匯供給線皆為負斜率，若要符合期間內華勒斯安定性，則需求線斜率的絕對值必須小於供給線斜率的絕對值，外匯市場能在失衡時，調整至供需均衡。如圖 2.2 為可以使市場穩定下來的情況，當外匯市場有超額供給時，匯率會向下調整，則超額供給的額度會隨著

匯率向下調整而減少，藉著如此不斷的調整，超額供給到最後會消失，外匯市場在 t 期可以達到供需均衡。

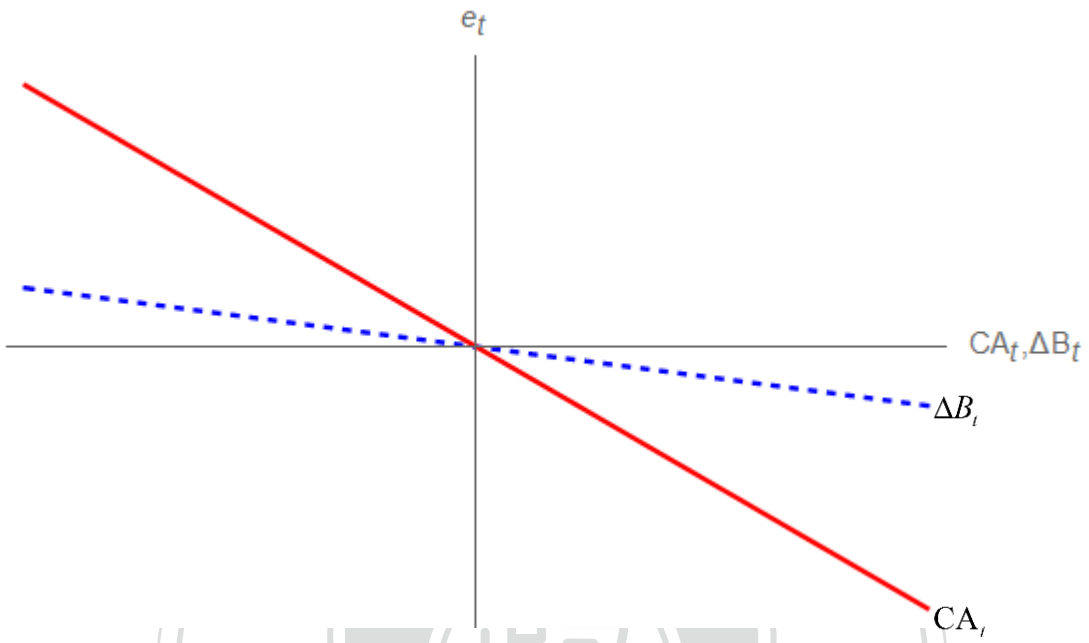


圖 2.2　外匯市場供給線與需求線[19]

因此這裡可以得到一個華勒斯安定性條件：

(2.20)　$\alpha\tau(1-\lambda) > \beta$

由式(2.20)與式(2.14c)可以進一步推導出：

(2.20.1)　$\alpha\tau(1-\lambda) - \beta = \dfrac{\lambda\beta_1 - \beta}{(1-\lambda)} > 0 \rightarrow \lambda\beta_1 > \beta$

[19] 圖 2.2 中的淨外匯需求線與淨外匯供給線為在沒有任何衝擊發生時的情況，u_t=0 、Δ_t=0 ，如果$u_t \neq 0$ 、$\Delta_t \neq 0$ ，則淨外匯供給線與淨外匯需求線會個別發生向上或向下的平移，但不影響對華勒斯安定性條件的討論。

(2.20.2) $\alpha > \dfrac{\beta_1 \beta}{\tau(\beta_1 - \beta)}$

從式(2.9)與式(2.20)可以得知本模型中必須符合$(\beta/\beta_1)<\lambda<1$且$\alpha > \beta_1\beta/\tau(\beta_1-\beta)$這兩個條件，外匯市場才能順利調整回供需均衡。

藉著λ和投機者預期利潤反應係數α的兩個關係式，可以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義。首先可以由式(2.14a)關於理性預期一致性的條件得出第一個關係式：

(2.21) $\alpha(1-\lambda)^2 = \dfrac{\lambda(\beta_1-\beta)}{\tau}$

接著可以對式(2.5)的投機者預期利潤反應係數α，代入式(2.16)的$\sigma_{e,t}^2$求出另一關係式：

(2.22) $\alpha(1-\lambda)^2 = \dfrac{(\lambda\beta_1-\beta)^2}{\theta[\sigma_u^2 + \dfrac{\lambda^2(\beta_1-\beta)^2\tau^2}{(1-\lambda)^4}\sigma_\Delta^2]}$

在式(2.21)與式(2.22)中，將左式列為$\alpha(1-\lambda)^2$的好處為使式(2.21)可以成為一條直線，有助於簡化圖形的複雜程度與後續的判斷。分別用$\alpha(1-\lambda)^2$與λ作為兩軸，將式(2.21)與式(2.22)繪於圖 2.3 中。式(2.21)是利用理性預期假說求出的關係式，圖形上用 RR 線表示；式(2.22)則是反映投機者的行為，在圖形上用 SS 線表示，從圖上可以觀察到 RR 線為一條由原點出發的直線，而 SS 線則在$\lambda = \beta/\beta_1$前為單調性遞減，在$\lambda = \beta/\beta_1$後則呈現先增加後減少的結果[20]。

[20] 此部分作法參考朱美麗與馮立功(2015)，有關兩模型間 SS、RR 線的差異可參見附錄六。

國立政治大學 National Chengchi University

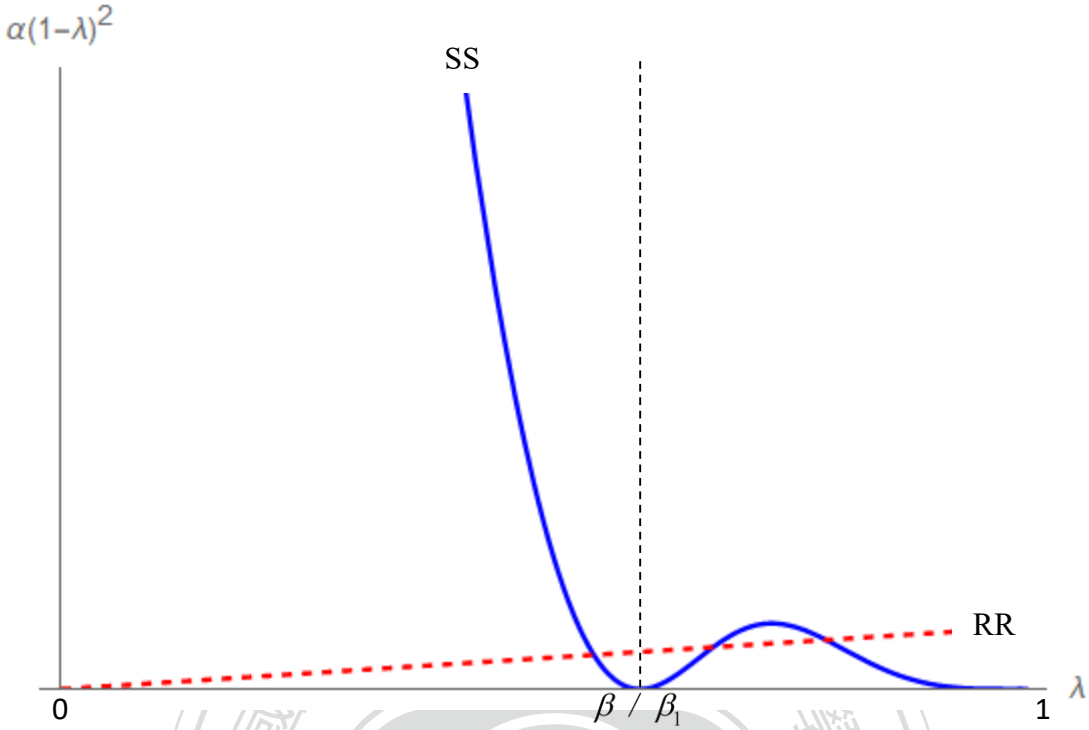


圖 2.3　SS 與 RR 線

對應圖 2.3，SS 線與 RR 線的交點所決定的 λ 值同時符合理性預期一致性條件和投機者的最適行為，並且交點須符合前述的外匯市場動態安定性，λ 需小於一，而為了符合期間內華勒斯安定性條件，是故 $(\beta / \beta_1)<\lambda<1$。

國立政治大學 National Chengchi University

第三章　僅經常帳衝擊下之情況

本章將先說明貿易商與理性投機者分別在有與無金融交易稅的情況下，面對僅有經常帳衝擊時，他們的反應情況，接著分析其行為對於匯率波動性的影響，並討論課金融交易稅是否有助於降低匯率波動性。

另外，如圖 3.1，在面臨經常帳衝擊時，首先衝擊到的是貿易商，貿易商根據所受衝擊做出反應後則會影響到匯率，接著投機者會觀察到匯率的變動，進而由投機者的行為式做出其如何套匯的決定，並再影響到匯率，這段過程是在一整個期間內會發生的事件，後續由於匯率變動會再回頭影響貿易商與經常帳的部分則是已經到了下一期，將在動態調整部分再進一步說明。

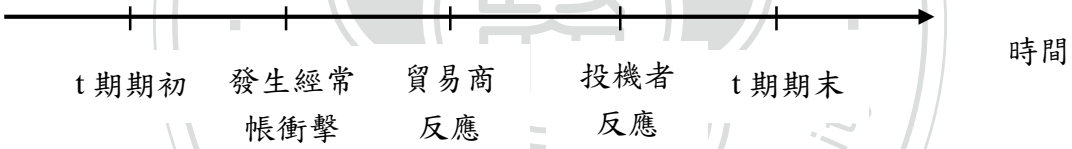


圖 3.1　僅經常帳衝擊下之反應流程圖

第一節　無金融交易稅時的情況

在無金融交易稅的情況下，模型中 τ=1，且在 t 期的時候僅發生突發性的經常帳衝擊（$u_t > 0$、σ_u^2>0、$\Delta_t = 0$、$\sigma_\Delta^2 = 0$），以下將上述的值分別代入前一章推導出的模型，並進行相關分析。[21]另外為了後續比較方便，本章這裡開始令 λ_2 為課徵金融交易稅後的 λ 值，λ_1 則為未課金融交易稅的 λ 值。最後，暫時性的衝擊

[21] 匯率原先在長期均衡值。

不會改變經濟基本面的因素，所以匯率的長期均衡值仍會維持原來的水準，因此當 t 期的匯率上升或下降時，匯率會偏離長期值。

進一步利用式(2.21)與式(2.22)的 RR 線與 SS 線之交點，找出在無金融交易稅的情況下所對應的 λ_1 值。τ=1 時式(2.21)的 RR 線方程式和式(2.22)的 SS 線方程式分別如下：

(3.1) $\alpha(1-\lambda_1)^2=\lambda_1(\beta_1-\beta)$

(3.2) $\alpha(1-\lambda_1)^2=\dfrac{(\lambda_1\beta_1-\beta)^2}{\theta\sigma_u^2}$

上述 SS 線與 RR 線方程式可以決定出無金融交易稅時的 λ_1 值，如圖 3.2。

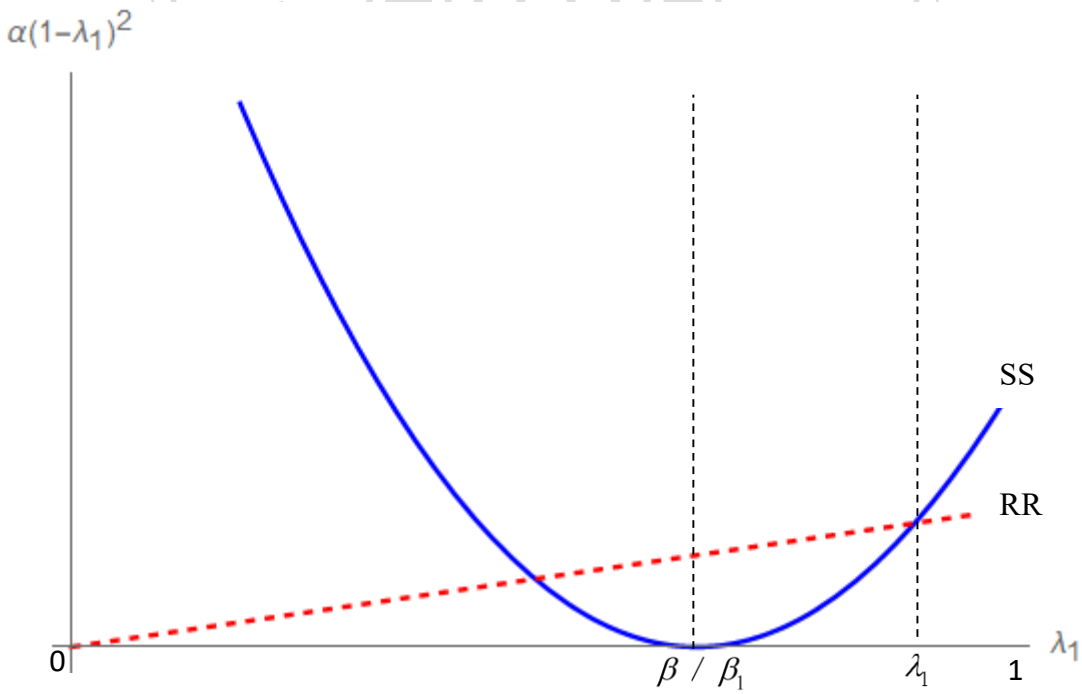


圖 3.2　僅經常帳衝擊下的 SS 線與 RR 線

從圖 3.2 中可以發現 SS 線與 RR 線會有兩個交點，而 SS 線與 x 軸的交點為 $\lambda_1=\beta/\beta_1$，考量前述的安定性條件 $(\beta/\beta_1)<\lambda_1<1$ 後，合理的交點應為 SS 線與 RR 線右側的交點[22]。

一、貿易商之反應對匯率的影響

從式(2.19)可知，若於 t 期期初面臨 $u_t>0$ 的衝擊，將使經常帳淨外匯供給增加 u_t。如果要使淨外匯供給等於零，匯率必須要上升 u_t/β 的幅度，才能使外匯超額供給消失。

(3.3) $\Delta e_t = \dfrac{u_t}{\beta}$

二、投機者之反應對匯率的影響

延續前段的討論，t 期時淨外匯供給增加使匯率上升。投機套匯者在理性預期下，會根據所預期的 t+1 期匯率與 t 期匯率之差距來做套匯的依據，而 t 期的匯率除了前段經常帳淨外匯供給所造成的影響外，投機者自身的決定也會影響 t 期匯率，投機者會將這兩種影響都列入考慮並得知最後的 t 期匯率。首先，由式(2.10)可以知道投機者在 t 期預測下一期的匯率為：

(3.4) $\underset{t}{E}\, e_{t+1} = \lambda_1 e_t$

由式(2.15)可知 t 期的匯率為：

[22] 有關本文與朱美麗與馮立功(2015)的 SS、RR 線的差異可參見附錄六。

(3.5) $e_t = -\dfrac{(1-\lambda_1)}{\lambda_1\beta_1-\beta}\mathrm{u}_t < 0$

由式(3.4)與式(3.5)可解釋投機者的行為，由於$(\beta/\beta_1)<\lambda<1$，$\underset{t}{E}e_{t+1}$與$e_t$皆低於匯率長期均衡值，但$\underset{t}{E}e_{t+1}$相對$e_t$高，故投機者在 t 期會買匯以套取匯差。由式(2.18)、式(2.14a)與式(3.5)可以得到投機者買匯額度為：

(3.6) $\Delta B_t = B_t - B_{t\text{-}1} = \alpha[(\underset{t}{E}e_{t+1} - e_t)] = -\alpha(1-\lambda_1)e_t = \dfrac{\lambda_1(\beta_1-\beta)}{\lambda_1\beta_1-\beta}u_t > 0$

投機者買匯使外匯需求增加，如果要使外匯供需相等，此部分買匯使匯率下降幅度為：

(3.7) $\Delta e_t = -\dfrac{\lambda_1(\beta_1-\beta)}{\beta(\lambda_1\beta_1-\beta)}u_t$

三、匯率動態調整[23]

t 期未預料的經常帳衝擊對於出口數量影響要到 t+1 期才能反應[24]。為了瞭解後續 t+1 期匯率如何變動，假設在 t 期以後沒有發生任何衝擊，故$u_{t+1}=0$。

由式(2.15)可知 t+1 期的匯率為：

(3.8) $e_{t+1} = \lambda_1 e_t$

[23] 有關此小節動態調整之詳細計算過程請見附錄四。
[24] 有關貿易商在 t+1 期之詳細反應請見附錄四。

國立政治大學 National Chengchi University

由上式可知雖然 t 期和 t+1 期的匯率皆低於長期均衡值，但 t+1 期匯率低於長期均衡的差距縮小，因此相對於e_t是上升的：

(3.9) $\Delta e_{t+1}=e_{t+1}-e_t=(\lambda_1\text{-}1)e_t>0$

由此可知 t+1 期起匯率開始往長期均衡調整，並且若不斷往 t+2 期、t+3 期等期數往後做無限期，會發現每一期的匯率為一個以λ_1為倍率的等比數列，持續向長期均衡調整。

(3.10) $e_{t+j}=\lambda_1^{\,j}e_t \quad j=1,2,...,\infty$

在不斷的調整後，最終匯率可以調整回到長期均衡值，如下所示：

(3.11) $e_{t+\infty}=\lambda_1^{\,\infty}e_t\rightarrow 0$

進一步說明投機者套匯的行為，在 t+1 期時，理性的投機套匯者藉由對 t+2 期匯率的預測與 t+1 期匯率的差額進行套匯：

(3.12) $\Delta B_{t+1}=B_{t+1}-B_t=\alpha(1\text{-}\lambda_1)^2e_t<0$

由上式可知，投機者在 t+1 期轉為賣匯。自 t+1 期開始，投機者的行為可如下所示：

國立政治大學 National Chengchi University

(3.13) $\Delta B_{t+j} = \alpha(1\text{-}\lambda_1)^2 e_{t+j-1} = \lambda_1(\beta_1\text{-}\beta)e_{t+j-1} = (\beta_1\text{-}\beta)\lambda_1{}^j e_t < 0 \qquad j = 1, 2, \ldots, \infty$

可以發現投機者賣匯幅度隨時間往後而越來越小，當匯率回到長期均衡值時，投機者不再賣匯，如下所示：

(3.14) $\Delta B_{t+\infty+1} = B_{t+\infty+1} - B_{t+\infty} = \alpha(1\text{-}\lambda_1)^2 e_{t+\infty} \to 0$

第二節　有金融交易稅時的情況

在有金融交易稅的情況下，模型中 τ>1，其餘設定與前一節相同，不再贅述。

有金融交易稅下的 RR 線與 SS 線分別如式(3.15)與式(3.16)：

(3.15) $\alpha(1-\lambda_2)^2 = \dfrac{\lambda_2(\beta_1-\beta)}{\tau}$

(3.16) $\alpha(1-\lambda_2)^2 = \dfrac{(\lambda_2\beta_1-\beta)^2}{\theta\sigma_u^2}$

根據式(3.15)、式(3.16)與式(3.1)可繪出圖 3.3，如圖所示，SS 線與 RR(τ>1)線同樣會有兩個交點，而 SS 線與 x 軸的交點為 $\lambda_2=\beta/\beta_1$，考量安定性條件後，同樣只有右側交點滿足此條件。另外，在有金融交易稅下，由於分母的 τ>1，故 RR(τ>1)線會在 RR($\tau=1$)線下方。而從式(3.16)可以知道 SS 線仍是與圖 3.2 時同一條 SS 線，故 RR(τ>1)線與 SS 線相交所決定的 λ_2 值較原先無金融交易稅時的 λ_1 值小。並且，縱軸的 $\alpha(1-\lambda)^2$ 也較無課稅時小，故對應的 α 也較小，顯示出此時理性投機者對於預期匯差所做的反應程度下降。若參考 Friedman (1953)主張的

理性投機交易有助於穩定市場的說法，此時投機者交易量的下降，將可能使市場趨向較為波動的情況[25]。

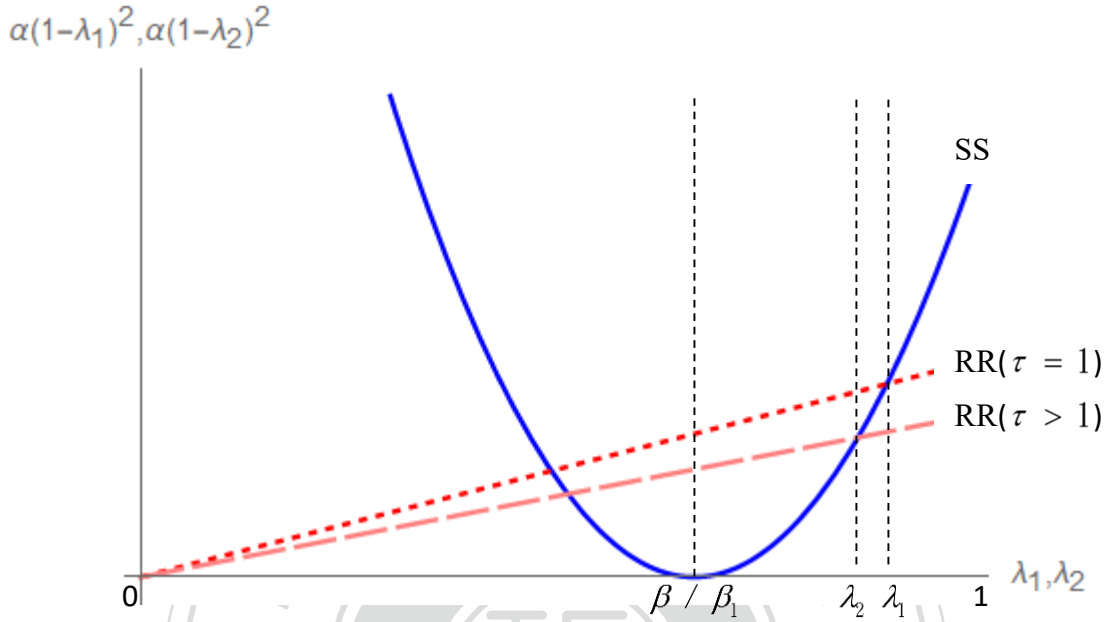


圖 3.3　僅經常帳衝擊下的 SS 線與 RR 線 課稅前後比較

一、貿易商之反應對匯率的影響

因為金融交易稅是對投機者課徵，並不影響到貿易商的行為，因此 t 期的淨外匯供給即同樣為式(2.19)。t 期期初面臨 $u_t > 0$ 的衝擊，淨外匯供給增加 u_t，匯率上升 u_t/β。

二、投機者之反應對匯率的影響

由式(2.10)可以知道投機者在 t 期預測下一期的匯率為：

[25] 有關本文與朱美麗與馮立功(2015)的 SS、RR 線的差異可參見附錄六。

(3.17) $\underset{t}{E}\, e_{t+1} = \lambda_2 e_t$

由式(2.15)可知 t 期的匯率為：

(3.18) $e_t = -\dfrac{(1-\lambda_2)}{\lambda_2\beta_1 - \beta}\mathrm{u}_t$

由式(3.17)與式(3.18)可解釋投機者的行為，$\underset{t}{E}\, e_{t+1}$與$e_t$皆低於匯率長期均衡值，但$\underset{t}{E}\, e_{t+1}$相對$e_t$高，故投機者在 t 期會買匯以套取匯差。由式(2.18)、式(2.14a)與式(3.18)可以得到投機者買匯額度為：

(3.19) $\Delta B_t = \dfrac{\lambda_2(\beta_1 - \beta)}{\lambda_2\beta_1 - \beta} u_t > 0$

投機者買匯使外匯需求增加，如果要使外匯供需相等，此部分買匯使匯率下降幅度為：

(3.20) $\Delta e_t = -\dfrac{\lambda_2(\beta_1 - \beta)}{\beta(\lambda_2\beta_1 - \beta)} u_t$

為了將式(3.19)與無金融交易稅下的結果式(3.6)比較，對金融交易稅微分之結果如下：

(3.21) $\dfrac{d\Delta B_t}{d\tau} = \dfrac{\lambda\beta(\beta_1 - \beta)u_t}{(\lambda\beta_1 - \beta)(\lambda\beta_1 + \beta)\tau} > 0$

由上式可知有金融交易稅下投機者買匯幅度增大，並且由於貿易商的反應不受課稅影響，可以得知整體匯率下降的幅度增大。

國立政治大學 National Chengchi University

三、匯率波動分析

在無金融交易稅時，非預期到的經常帳衝擊發生後，t 期匯率波動性可由式(2.16)匯率的條件變異數得知：

$$(3.22)\quad \sigma_{e,t}^2 = \frac{(1-\lambda_1)^2}{(\lambda_1\beta_1-\beta)^2}\sigma_u^2$$

而在有金融交易稅時，匯率的條件變異數如下：

$$(3.23)\quad \sigma_{e,t}^2 = \frac{(1-\lambda_2)^2}{(\lambda_2\beta_1-\beta)^2}\sigma_u^2$$

由對匯率的條件變異數的微分結果可知[26]：有金融交易稅下的條件變異數較無金融交易稅的情況下更大，因此課金融交易稅會使匯率的波動性變大。[27]

$$(3.24)\quad \frac{d\sigma_{e,t}^2}{d\tau} = \frac{2\sigma_{e,t}^2(\beta_1-\beta)\lambda}{(1-\lambda)(\lambda\beta_1+\beta)\tau} > 0$$

四、匯率動態調整[28]

本小節之推導過程與前一節之匯率動態調整小節相同，此處僅就結果之不同做比較。在有金融交易稅下，t 期和 t+1 期的匯率仍皆低於長期均衡值，且 t+1 期

[26] 有關微分的計算詳見附錄三。
[27] 關於無條件變異數的部份因為其只是條件變異數再乘上一單調性遞增因子，故也適用此結論。
[28] 有關此小節動態調整之詳細計算過程請見附錄四。

國立政治大學 National Chengchi University

匯率低於長期均衡的差距縮小，相對於 e_t 也是上升的。

(3.25) $\Delta e_{t+1}=e_{t+1}-e_t=(\lambda_2\text{-}1)e_t>0$

由上式可知 t+1 期開始，匯率變動的情況：

(3.26) $\Delta e_{t+j}=e_{t+j}-e_{t+j-1}=(\lambda_2\text{-}1)\lambda_2^{\,j-1}e_t>0 \qquad j=1,2,\ldots,\infty$

將式(3.26)對金融交易稅微分可得：

(3.27) $$\frac{d\Delta e_{t+j}}{d\tau}=\frac{-(1-\lambda)u_t\lambda^{j-1}[j(1-\lambda)(\lambda\beta_1-\beta)-\beta-\lambda\beta-2\lambda\beta_1]}{(\lambda\beta_1-\beta)(\lambda\beta_1+\beta)\tau}\gtrless 0 \quad \text{If } j\lessgtr A$$

式(3.27)中，$A=(\beta+\lambda\beta+2\lambda\beta_1)/(1-\lambda)(\lambda\beta_1-\beta)$，可知剛開始調整時，有金融交易稅的情況下，匯率調整的幅度較大，直到時間足夠長後，調整幅度才會較無金融交易稅的情況下緩和，但此時已相對接近長期均衡值。因此，有金融交易稅的情況下，不只 t 期時匯率波動會較大，t+1 期開始，匯率的波動在一段時間內也是較大，在相對短期下，金融交易稅會增加匯率波動，如圖 3.4。

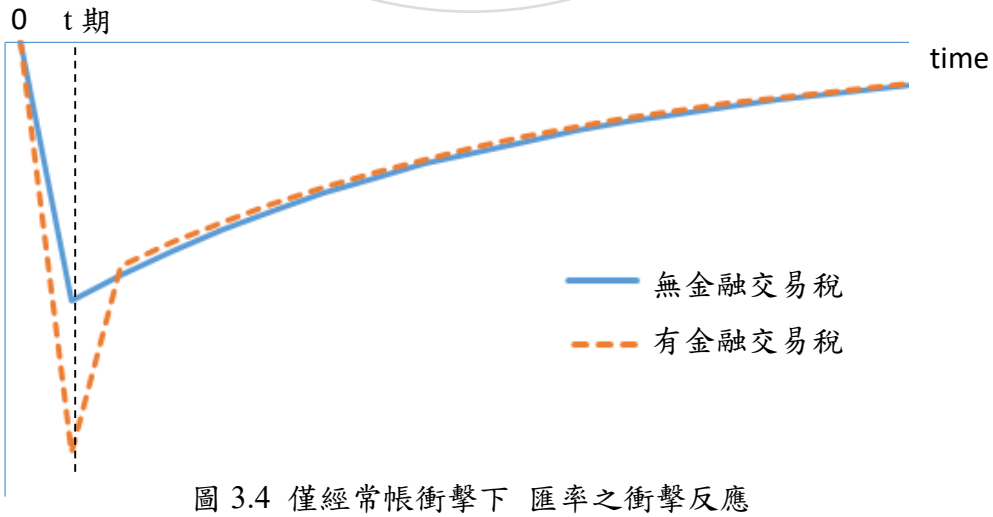


圖 3.4 僅經常帳衝擊下 匯率之衝擊反應

關於投機者套匯的行為，投機者一樣在 t+1 期開始轉為賣匯。投機者自 t+1 期開始的行為如下所示：

$$(3.28)\quad \Delta B_{t+j} = \alpha\tau(1\text{-}\lambda_2)^2 e_{t+j-1} = \lambda_2(\beta_1\text{-}\beta)e_{t+j-1} = (\beta_1\text{-}\beta)\lambda_2{}^j e_t < 0 \qquad j = 1, 2, \ldots, \infty$$

將式(3.28)對金融交易稅微分可得：

$$(3.29)\quad \frac{d\Delta B_{t+j}}{d\tau} = \frac{-(\beta_1-\beta)u_t\lambda^j[\,j(1-\lambda)(\lambda\beta_1-\beta)-\lambda(\beta_1-\beta)]}{(\lambda\beta_1-\beta)(\lambda\beta_1+\beta)\tau} \gtrless 0 \quad \text{If } j \lessgtr B$$

式(3.29)中，$B = \lambda(\beta_1-\beta)/(1-\lambda)(\lambda\beta_1-\beta)$，可知在有金融交易稅下，剛開始金融帳淨外匯需求較大，賣匯幅度較小，但隨著往後數期，將漸漸轉為無金融交易稅時的賣匯幅度較大。同樣，當匯率回到長期均衡值時，投機者不再賣匯。

第三節　金融交易稅的效果

本章分析在僅經常帳衝擊下（$u_t > 0$ 的衝擊），課金融交易稅對於 t 期時貿易商、投機者與匯率波動性的影響。首先，由於金融交易稅是對投機者課徵，因此並不會影響貿易商的反應。接著，投機者的淨外匯需求則在有金融交易稅下會進一步增加，並也因此在有金融交易稅下，匯率在 t 期的下降幅度更大，匯率波動相對無金融交易稅時更大。進一步比較後續動態的調整過程也發現有金融交易稅下，每一期匯率向長期均衡調整的幅度在有金融交易稅下會較大，顯示每一期的匯率波動皆較劇烈，但也因此能更快回到長期均衡。

國立政治大學 National Chengchi University

同樣面對$u_t > 0$的衝擊時，進一步與朱美麗與馮立功 (2015)不考慮 J 曲線效果的結果比較。同樣經常帳淨外匯供給增加對匯率的影響，朱美麗與馮立功(2015)得出匯率會下降，而在本文中的結果則是匯率上升。雖然在投機者反應的部分中，兩個模型的投機者都有像是 Friedman (1953)提出過的理性投機有助於穩定外匯市場的情形，投機者都是採取與貿易商相反的反應，因此可以抵消部分或是全部貿易商反應所帶來的匯率變動結果。但兩者所以不同是因為本文中的投機者淨外匯需求不僅只是抵銷衝擊使經常帳淨外匯供給增加的部分，甚至使整體外匯市場從淨供給轉為淨需求。

最後，在金融交易稅對於匯率波動性影響的部份，朱美麗與馮立功 (2015)得出金融交易稅有助於降低匯率波動性，而本文加入 J 曲線效果則得出相反的金融交易稅增加匯率波動性的結果。並且在整個動態調整的過程中，本文的反應都顯示出了調整較朱美麗與馮立功 (2015)劇烈的結果，面臨衝擊時匯率波動較大，且衝擊後調整回長期均衡的速度也較不和緩。因此，初步從兩個不同模型的結論來看，是否要課金融交易稅需要視該國家外匯市場的 J 曲線效果是否存在而定。

國立政治大學 National Chengchi University

第四章　僅金融帳衝擊下之情況

本章將說明貿易商與理性投機者分別在有與無金融交易稅的情況下，面對僅有金融帳衝擊時，他們的反應情況，接著分析其行為對於匯率波動性的影響，並討論課金融交易稅是否有助於降低匯率波動性。

另外，由式(2.18) t 期金融帳淨外匯需求與式(2.19) t 期經常帳淨外匯供給可知，金融帳非預期國外與國內利差之衝擊僅影響到金融帳淨外匯需求，經常帳淨外匯供給僅因匯率的調整而改變。投機者的反應包含兩部分，因國外與國內利差變動影響持有國內外資產數量的套利反應，以及因預期匯差變動影響持有國內外資產數量的套匯反應。

第一節　無金融交易稅時的情況

在無金融交易稅的情況下，模型中 τ=1，且在 t 期時僅發生暫時突發性的正向金融帳衝擊（$u_t=0$、σ_u^2=0、$\Delta_t>0$、$\sigma_\Delta^2>0$），以下將上述的值分別代入第二章推導出的模型，並進行相關分析。另外為了後續比較方便，本章這裡開始令 λ_2 為課徵金融交易稅後的 λ 值，λ_1 則為未課金融交易稅的 λ 值。

利用式(2.21)與式(2.22)的 RR 線與 SS 線之交點，找出所對應的 λ_1 值。τ=1 時 RR 線方程式同於式(3.1)，而 SS 線方程式如下：

$$(4.1)\quad \alpha(1-\lambda_1)^2=\frac{(\lambda_1\beta_1-\beta)^2(1-\lambda_1)^4}{\theta\lambda_1^2(\beta_1-\beta)^2\sigma_\Delta^2}$$

上述 RR 線與 SS 線方程式[29]可以決定出無金融交易稅時的 λ_1 值，並可能產生三種情況，如下列圖 4.1 至圖 4.3。

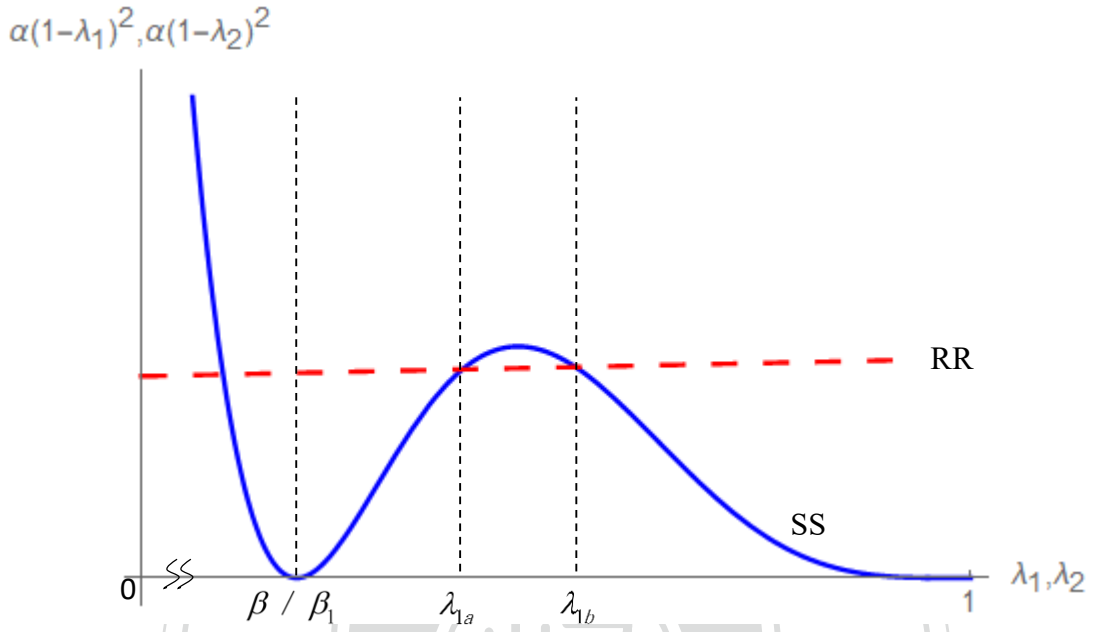


圖 4.1　僅金融帳衝擊下的 SS 與 RR 線之一

從圖 4.1 中，SS 線與 x 軸的交點為 $\lambda_1=\beta/\beta_1$，考量前述的安定性條件 $(\beta/\beta_1)<\lambda_1<1$ 後，合理的交點應為 SS 線與 RR 線右側的兩個交點 λ_{1a} 與 λ_{1b}。並且經由 SS 線對 λ 的一次微分，找出下列條件：

(4.2a)　λ_{1a} 時：$\beta > \dfrac{2\lambda^2}{1+\lambda}\beta_1$

(4.2b)　λ_{1b} 時：$\beta < \dfrac{2\lambda^2}{1+\lambda}\beta_1$

由上面的條件可知，當一個經濟體的 λ 較小時，較適用於 λ_{1a} 的結果討論，當 λ 較大時，則適用 λ_{1b} 的結果討論。

[29] 有關本文與朱美麗與馮立功(2015)的 SS、RR 線的差異可參見附錄六。

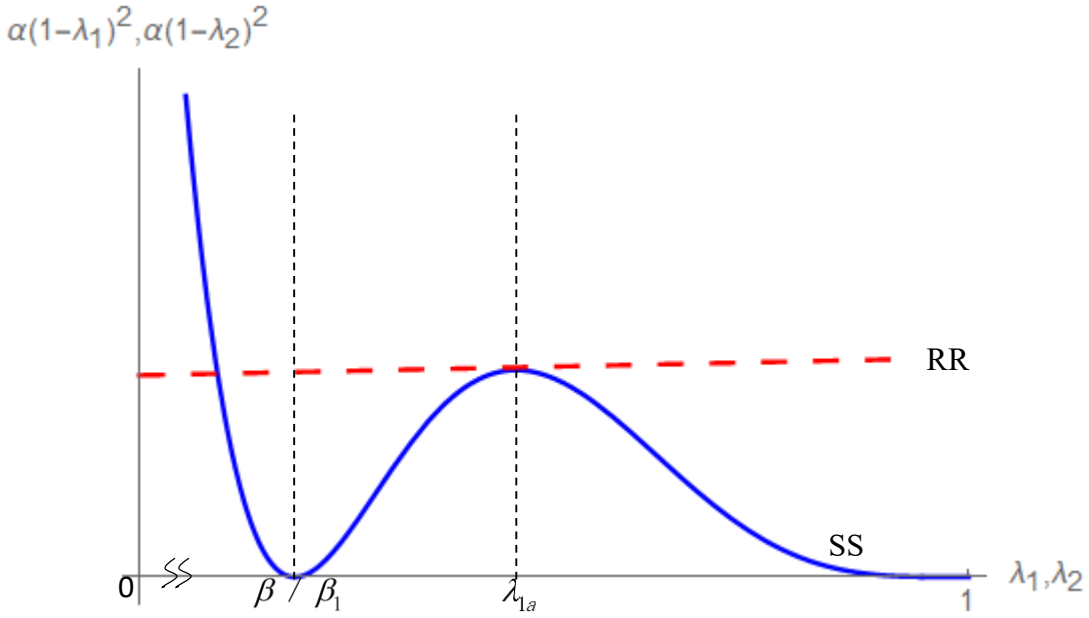


圖 4.2　僅金融帳衝擊下的 SS 與 RR 線之二

從圖 4.2 中，RR 線可能在符合安定性條件下，只會有一個切 SS 線的切點，由 SS 線與 RR 線的形狀可知此部分的討論適用於圖 4.1 中的 λ_{1a}，但後續在課金融交易稅時，由於 SS 線下降幅度大過於 RR 線[30]，若在無金融交易稅下已經是切於一點的結果，則課稅時會形成沒有任何符合安定性條件交點之情況，導致課稅反而使市場無法回到均衡的結果。

[30] $\tau > 1$，RR 線課稅後為乘上 $1/\tau$ 的幅度，而 SS 線課稅後為乘上 $1/\tau^2$ 的幅度，故 SS 線下移幅度較大。

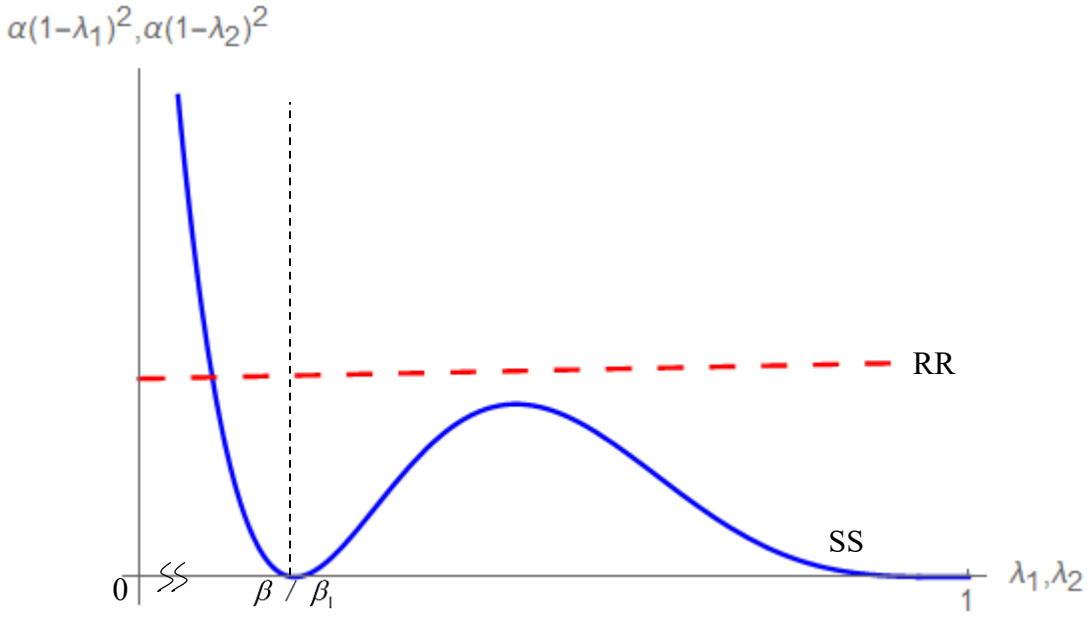


圖 4.3　僅金融帳衝擊下的 SS 與 RR 線之三

圖 4.3 則是 SS 線與 RR 線沒有任何符合安定性條件的交點之情況，並且在課金融交易稅後也不可能形成符合條件的交點，匯率無法回到均衡，由於沒有符合條件的交點，故本文不予討論。

針對以上三種可能情況分析後，本文僅將就圖 4.1 中之 λ_{1a} 與 λ_{1b} 兩種情況進行分析，另外由於 λ_{1a} 與 λ_{1b} 的差異只會影響課金融交易稅的效果，故在本節無金融交易稅時的分析，一律用 λ_1 表示。

一、投機者的反應

若 t 期時僅發生暫時突發性的金融帳衝擊，例如國外的利率上升，使國外與國內的利差擴大，則投機者為了套利，在 t 期會增加持有外國資產，使金融帳淨外匯需求增加。由式(2.4)可知買匯額度如下：

(4.3) $\alpha\Delta t = \frac{\lambda_1(\beta_1-\beta)}{(1-\lambda_1)^2}\Delta_t$

另外，由式(2.10)可以知道投機者在 t 期預測下一期的匯率為：

(4.4) $\underset{t}{E}\, e_{t+1} = \lambda_1 e_t$

由式(2.15)可知 t 期的匯率為：

(4.5) $e_t = \frac{\lambda_1(\beta_1-\beta)}{(1-\lambda_1)(\lambda_1\beta_1-\beta)}\Delta_t$

由式(4.4)與式(4.5)可知 $\underset{t}{E}\, e_{t+1}$ 與 e_t 皆高於匯率長期均衡值，但 $\underset{t}{E}\, e_{t+1}$ 相對 e_t 低，故投機者在 t 期會賣匯以套取匯差。由式(2.18)、式(2.14a)與式(4.5)可以得到投機者賣匯為：

(4.6) $\alpha(\underset{t}{\mathrm{E}}\, e_{t+1} - e_t) = -\frac{\lambda_1^2(\beta_1-\beta)^2}{(1-\lambda_1)^2(\lambda_1\beta_1-\beta)}\Delta_t$

將式(4.3)套利買匯與式(4.6)套匯之賣匯加總後，可得到 t 期金融帳淨外匯需求為：

(4.7) $\Delta B_t = \frac{-\beta\lambda_1(\beta_1-\beta)}{(1-\lambda_1)(\lambda_1\beta_1-\beta)}\Delta_t < 0$

可知套匯之賣匯額度較大，金融帳淨外匯需求減少，t 期匯率上升而偏離長期均衡值，理性投機操作因而擴大匯率的波動。

國立政治大學 National Chengchi University

二、匯率動態調整

為了瞭解後續 t+1 期匯率如何變動，假設在 t 期以後沒有發生任何衝擊，故 $\Delta_{t+1}=0$。由式(2.15)可知 t+1 期的匯率為：

(4.8) $e_{t+1}=\lambda_1 e_t$

由上式可知雖然 t 期和 t+1 期的匯率皆高於長期均衡值，但 t+1 期匯率高於長期均衡的差距縮小，因此相對於 e_t 是下降的：

(4.9) $\Delta e_{t+1}=e_{t+1}-e_t=(\lambda_1-1)e_t<0$

由此可知 t+1 期起匯率開始往長期均衡調整，並且若不斷往 t+2 期、t+3 期等期數往後做無限期，會發現每一期的匯率為一個以 λ_1 為倍率的等比數列，持續向長期均衡調整。

(4.10) $e_{t+j}=\lambda_1^{\,j}e_t \qquad j=1,2,...,\infty$

在不斷的調整後，最終匯率可以調整回到長期均衡值，如下所示：

(4.11) $e_{t+\infty}=\lambda_1^{\infty}e_t \rightarrow 0$

進一步說明投機者套匯的行為，在 t+1 期時，理性的投機套匯者藉由對 t+2 期匯率的預測與 t+1 期匯率的差額進行套匯：

(4.12) $\Delta B_{t+1}=B_{t+1}-B_t=\alpha(1\text{-}\lambda_1)^2 e_t>0$

由上式可知，投機者在 t+1 期轉為買匯。自 t+1 期開始，投機者的行為可整理如下：

(4.13) $\Delta B_{t+j}=B_{t+j}-B_{t+j-1}=\alpha(1\text{-}\lambda_1)^2 e_{t+j-1}>0 \qquad j=1,2,...,\infty$

由上式可以發現投機者買匯幅度隨時間往後而越來越小，當匯率回到長期均衡值時，投機者不再買匯，如下所示：

(4.14) $\Delta B_{t+\infty+1}=B_{t+\infty+1}-B_{t+\infty}=\alpha(1\text{-}\lambda_1)^2 e_{t+\infty}\rightarrow 0$

最後，由式(4.8)可知：若一個經濟體所對應的 λ_1 值越小，匯率調整回長期均衡的速度會較快。而由式(4.14)可知，一個經濟體所對應的 λ_1 值越小，初期時投機者買匯幅度較大，但隨著匯率越靠近長期均衡值，買匯幅度縮小的速度也較快。

第二節　有金融交易稅時的情況

在有金融交易稅的情況下，模型中 $\tau>1$，其餘設定與前一節相同，不再贅述。

有金融交易稅下的 RR 線與 SS 線依序如式(4.15)與式(4.16)：

$$(4.15)\quad \alpha(1-\lambda_2)^2 = \frac{\lambda_2(\beta_1-\beta)}{\tau}$$

$$(4.16)\quad \alpha(1-\lambda_2)^2 = \frac{(\lambda_2\beta_1-\beta)^2(1-\lambda_2)^4}{\theta\lambda_2{}^2(\beta_1-\beta)^2\tau^2\sigma_\Delta^2}$$

將圖 4.1 加入式(4.15)與式(4.16)可繪出圖 4.4。

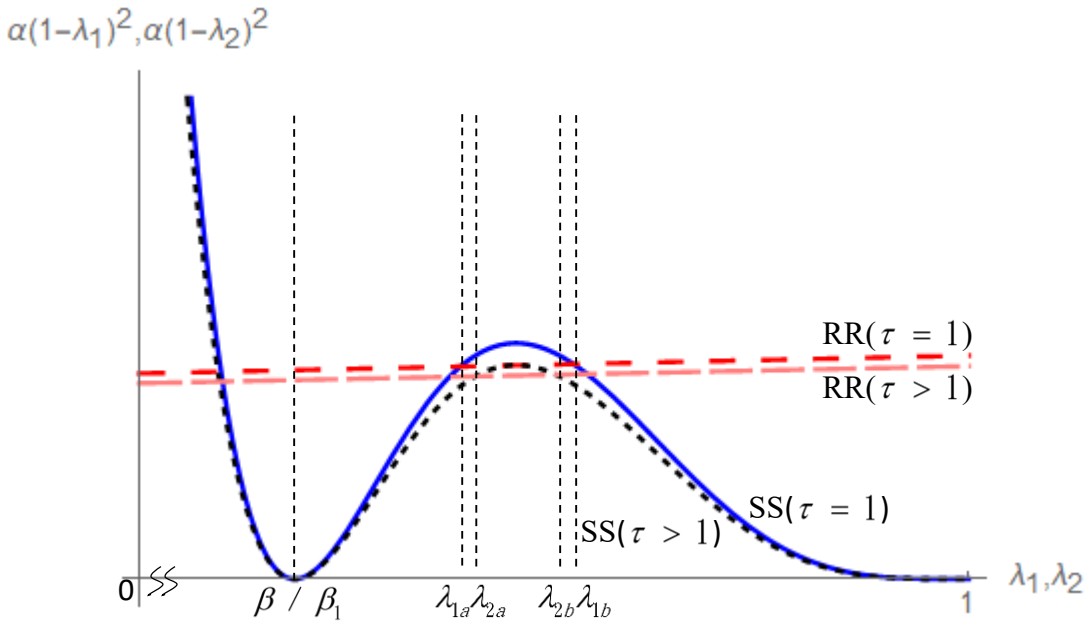


圖 4.4　僅金融帳衝擊下的 SS 線與 RR 線 課稅前後比較

SS 線(τ>1)與 RR(τ>1)線之交點情況同樣可能有前一節分析的三種情況，但解釋並無不同，故僅就有兩個合理交點之情況繼續討論。考量安定性條件後，合理的交點分別為 λ_{2a} 與 λ_{2b}，課稅後 SS 線下移幅度較 RR 線大[31]，所以 λ_{2a} 會大於 λ_{1a}，而 λ_{2b} 則小於 λ_{1b}。本節的第一小節將說明投機者在有金融交易稅下的行為，接著針對較小的 λ 值 λ_{1a} 與 λ_{2a} 以及較大的 λ 值 λ_{1b} 與 λ_{2b} 兩組不同的交點，做進一步討論[32]。

[31] 有關本文與朱美麗與馮立功(2015)的 SS、RR 線的差異可參見附錄六。

[32] 在較小的 λ 值 λ_{1a} 與 λ_{2a} 中，λ 值在課稅後變大，縱軸的 $\alpha(1-\lambda)^2$ 也較無課稅時大，故對應

一、投機者的反應

有金融交易稅時，投機者套利買匯的額度如下：

$$(4.16)\quad \alpha\tau^2\Delta t=\frac{\lambda_2(\beta_1-\beta)}{(1-\lambda_2)^2}\tau\Delta_t$$

另外，由式(2.10)可以知道投機者在 t 期預測下一期的匯率為：

$$(4.17)\quad \underset{t}{E}\, e_{t+1}=\lambda_2 e_t$$

由式(2.15)可知 t 期的匯率為：

$$(4.18)\quad e_t=\frac{\lambda_2(\beta_1-\beta)}{(1-\lambda_2)(\lambda_2\beta_1-\beta)}\tau\Delta_t>0$$

因此，投機者預測 t+1 期的匯率會低於 e_t，故由式(4.17)與式(4.18)可得出套匯之賣匯為：

$$(4.19)\quad \alpha\tau(\underset{t}{\mathrm{E}}\mathrm{e}_{t+1}-\mathrm{e}_t)=-\frac{\lambda_2{}^2(\beta_1-\beta)^2}{(1-\lambda_2)^2(\lambda_2\beta_1-\beta)}\tau\Delta_t<0$$

將式(4.16)套利買匯與式(4.19)套匯之賣匯加總後可得到 t 期金融帳淨外匯需求為：

的 α 值可能變大或變小，課稅的效果不一定，因此第二小節也找到條件說明兩種可能情況。

國立政治大學 National Chengchi University

(4.20) $\Delta B_t = \dfrac{-\beta\lambda_2(\beta_1-\beta)}{(1-\lambda_2)(\lambda_2\beta_1-\beta)}\tau\Delta_t$

二、匯率波動分析

(一)較小的λ值下金融交易稅的影響

對應於較小的λ值λ_{1a}與λ_{2a}，由圖 4.4 可知金融交易稅會使λ值變大[33]：

(4.21) $\dfrac{d\lambda}{d\tau} = \dfrac{\lambda(1-\lambda)(\lambda\beta_1-\beta)}{\tau[3(\beta-\lambda^2\beta_1)-\lambda(\beta_1-\beta)]} > 0$

由上式可得知，除了符合式(4.2a)外，式(4.21)的分母須大於零，因此λ值必須符合下述式(4.22)之條件[34]，為了後續分析，另外設此條件的值為C。

(4.22) $\lambda < \dfrac{\beta-\beta_1+\sqrt{\beta^2+34\beta\beta_1+\beta_1^2}}{6\beta_1} = C$

接著，由式(2.16)得知匯率的條件變異數如下：

(4.23) $\sigma_{e,t}^2 = \dfrac{{\lambda_{1b}}^2(\beta_1-\beta)^2}{(1-\lambda_{1b})^2(\lambda_{1b}\beta_1-\beta)^2}\tau^2\sigma_\Delta^2$

而無金融交易稅時 t 期匯率的條件變異數如下：

---

[33] 關於λ值對金融交易稅的微分推導過程，詳細請見附錄三。

[34] 若不符合式(4.22)的條件，則課稅後會發生圖 4.3 的情況，課稅後將沒有符合安定性條件的 λ 值，因此絕對不能課稅，此部分本模型不予進一步的討論。

國立政治大學 National Chengchi University

$$(4.24)\quad \sigma_{e,t}^2 = \frac{\lambda_{1a}{}^2(\beta_1-\beta)^2}{(1-\lambda_{1a})^2(\lambda_{1a}\beta_1-\beta)^2}\sigma_\Delta^2$$

比較式(4.23)與式(4.24)，將 t 期匯率的條件變異數對金融交易稅的微分結果如下[35]：

$$(4.25)\quad \frac{d\sigma_{e,t}^2}{d\tau} = \frac{2\sigma_{e,t}^2[2(\beta-\lambda^2\beta_1)-\lambda(\beta_1-\beta)]}{\tau[3(\beta-\lambda^2\beta_1)-\lambda(\beta_1-\beta)]}$$

由上式可知，匯率的波動性可能變大或變小，並由式(4.22)可知上式的分母大於零，故若分子小於零，則 $d\sigma_{e,t}^2/d\tau<0$，課稅會導致匯率波動幅度變小，此時 λ 值必須符合以下條件[36]：

$$(4.26)\quad C>\lambda>\frac{\beta-\beta_1+\sqrt{\beta^2+14\beta\beta_1+\beta_1{}^2}}{4\beta_1}=D$$

課稅時 λ 值由 λ_{1a} 上升到 λ_{2a}，課稅導致匯率波動幅度變小的示意圖如圖 4.5，令此情況為狀況一。

[35] 關於 t 期匯率的條件變異數對金融交易稅的微分推導過程，詳細請見附錄三。

[36] 為了後續分析方便，令 $(\beta-\beta_1+\sqrt{\beta^2+14\beta\beta_1+\beta_1{}^2})/4\beta_1$ 為 D。

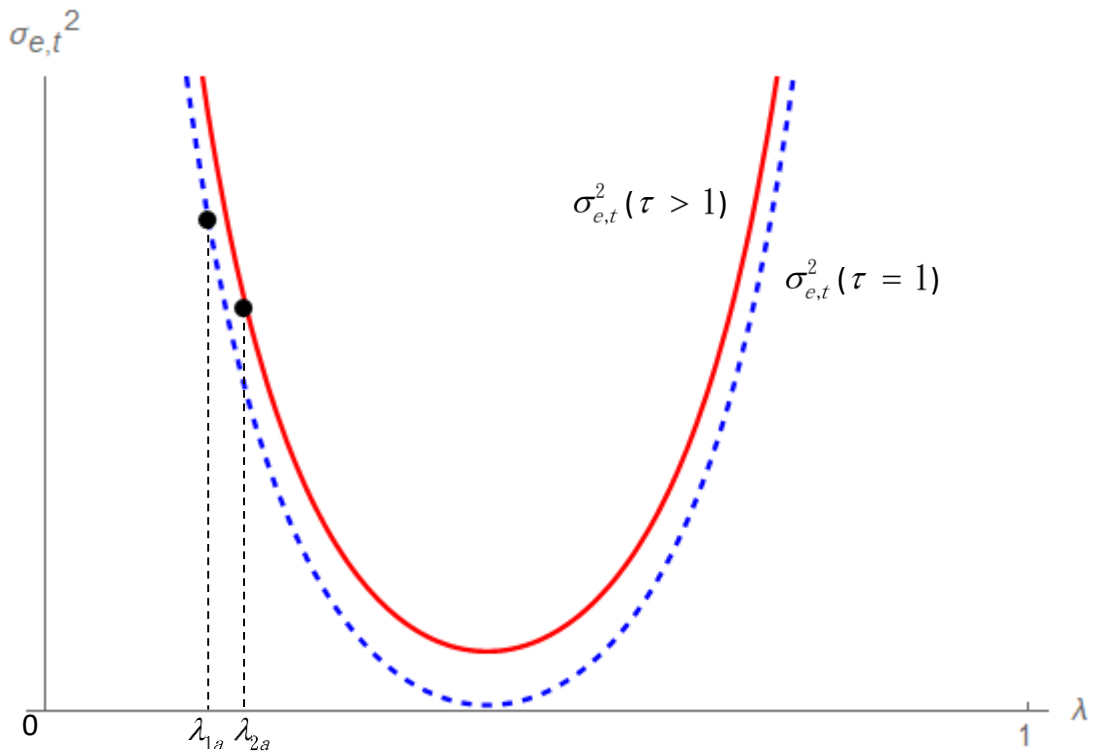


圖 4.5　僅金融帳衝擊下金融交易稅對匯率波動性的影響-狀況一

由式(4.26)可知，當λ值落於一定區間內時，課金融交易稅有助於減緩外匯市場的波動程度，而λ值與經濟體系結構參數值的大小有關。

而若分子大於零，$d\sigma_{e,t}^2 / d\tau > 0$，課稅會導致匯率波動幅度變大，此時$\lambda$值必須符合以下條件：

(4.27)　$\lambda < D$

課稅導致匯率波動幅度變大的示意圖如下，令此情況為狀況二[37]。

[37] 另外還有一特殊情況，但僅發生在$\lambda = D$時，此時$d\sigma_{e,t}^2 / d\tau = 0$，只發生在一點，本文不予討論。

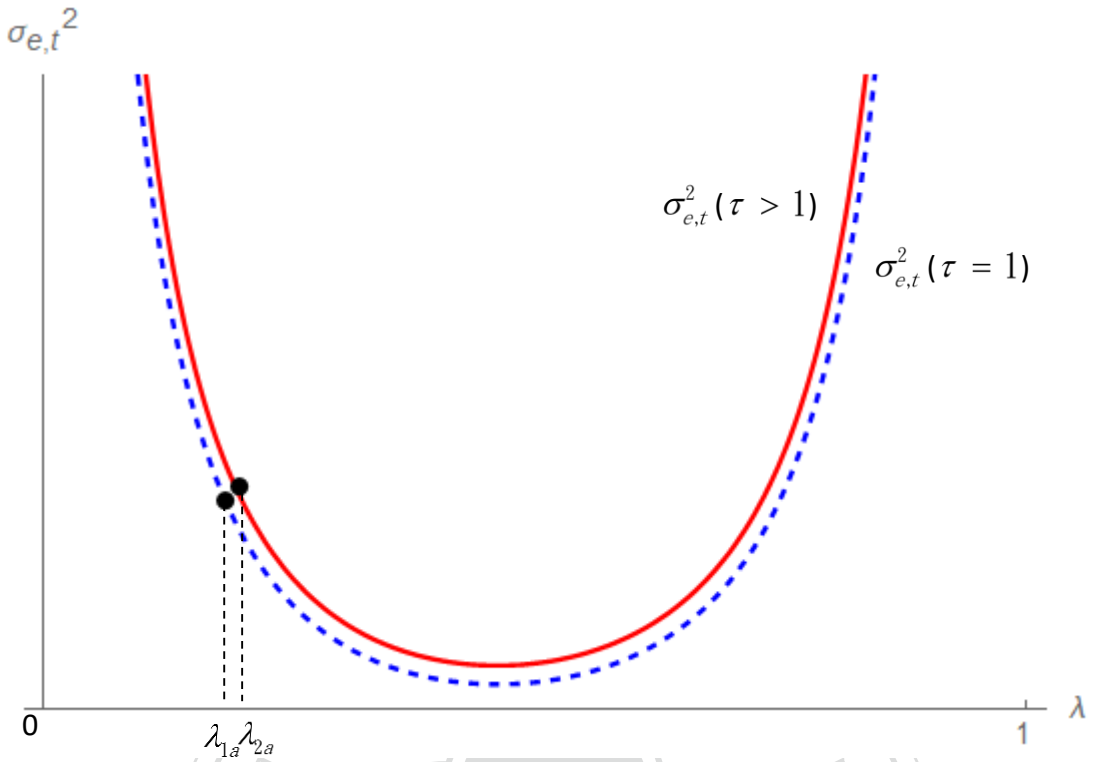


圖 4.6　僅金融帳衝擊下金融交易稅對匯率波動性的影響-狀況二

在瞭解匯率波動幅度變動以及條件後，進一步還可以討論投機者的行為，如何受到金融交易稅的影響。在 λ 值小的情況下，投機者套利買匯的幅度變化如下：

$$(4.28)\quad \frac{d[\alpha\tau^2\Delta t]}{d\tau} = \frac{2(\beta_1-\beta)\lambda\left(\beta-\lambda^2\beta_1\right)\Delta_t}{(1-\lambda)^2\left(3(\beta-\lambda^2\beta_1)-\lambda(\beta_1-\beta)\right)}$$

考慮式(4.2a)與式(4.22)的條件後，式(4.28)大於零，可知課金融交易稅後，投機者套利買匯額度會增加。而投機者套匯之賣匯幅度變化如下：

$$(4.29)\quad \frac{d[\alpha\tau(\underset{t}{\mathrm{E}}\mathrm{e}_{t+1}-\mathrm{e}_t)]}{d\tau} = -\frac{\lambda^2(\beta_1-\beta)^2\left(\beta+\lambda\beta-2\lambda^2\beta_1\right)}{(1-\lambda)^2(\lambda\beta_1-\beta)[3(\beta-\lambda^2\beta_1)-\lambda(\beta_1-\beta)]}\Delta_t$$

考慮式(4.2a)與式(4.22)的條件後，式(4.29)小於零，投機者套匯的賣匯額度會

增加。

在課金融交易稅下，套利買匯與套匯賣匯的幅度皆增加，若買匯增加的幅度大過於賣匯增加的幅度，金融帳淨賣匯的額度降低，符合狀況一使匯率波動降低的結果；若買匯增加的幅度大過於賣匯增加的幅度，金融帳淨賣匯的額度增加，符合狀況二使匯率波動增加的結果。[38]

(二)較大的λ值下金融交易稅的影響

對應較大的λ值λ_{1b}與λ_{2b}，由圖 4.4 可知金融交易稅會使λ值變小，可知式(4.21) $d\lambda / d\tau<0$，式(4.25) $d\sigma_{e,t}^2 / d\tau > 0$。[39]因此，匯率波動必然會因為課金融交易稅而加劇，令此情況為狀況三，如圖 4.7。

國立政治大學 National Chengchi University

[38] 此部分的條件與狀況一、狀況二的條件一樣，故不再贅述。

[39] 當$\beta = \frac{2\lambda^2}{1+\lambda}\beta_1$時，式(4.21)的分母已經小於零，故當式(4.2b) $\beta < \frac{2\lambda^2}{1+\lambda}\beta_1$的條件成立時，式(4.21)的分母必然小於零，式(4.25)的分子也必然小於零。因此可知式(4.21)此時小於零，式(4.25)大於零。

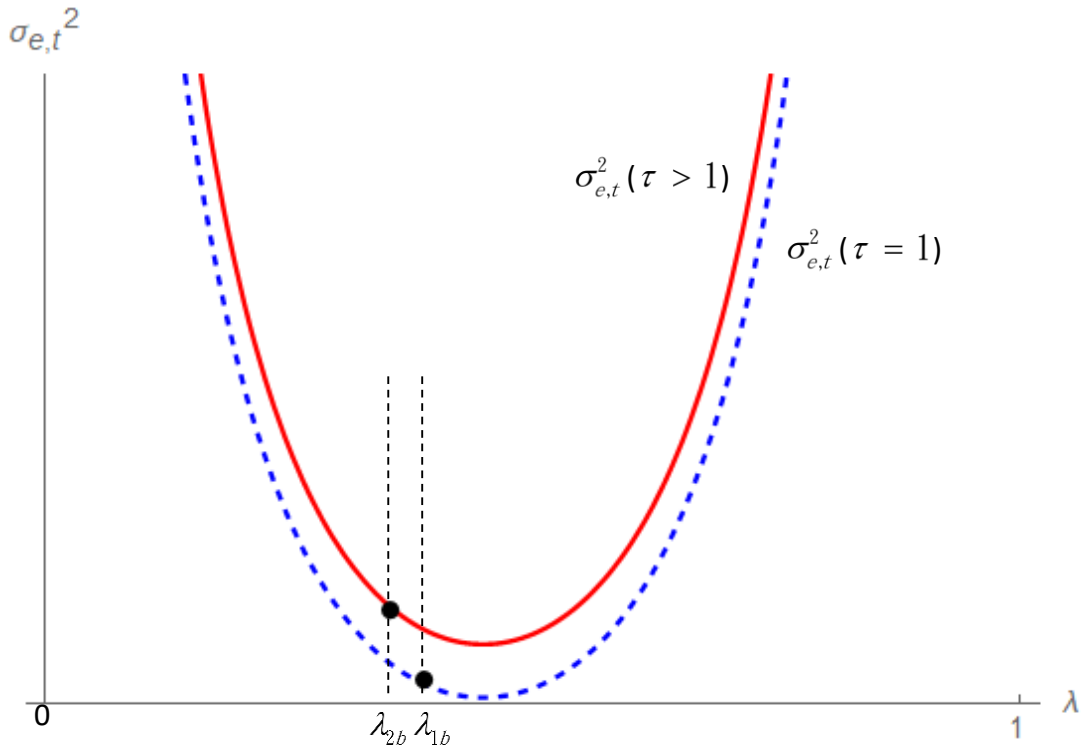


圖 4.7　僅金融帳衝擊下金融交易稅對匯率波動性的影響-狀況三

最後，同樣針對金融交易稅對於投機者套利買匯之影響做進一步說明。在符合式(4.2b)的條件下，若同時$\beta < \lambda^2\beta_1$，也可以得出式(4.28)大於零，投機者套利買匯幅度因課稅而增加的結果；但若同時為$(2\lambda^2/1+\lambda)\beta_1 > \beta > \lambda^2\beta_1$，則會得出可以得出式(4.28)小於零，投機者套利買匯幅度因課稅而減少的結果。投機者套利買匯的幅度，在有金融交易稅的情況下可能增加或減少。

而式(4.29)投機者套匯之賣匯變化幅度必定小於零，故在有金融交易稅的情況下，投機者套匯之賣匯幅度必然增加。

三、匯率動態調整

本小節之推導與第一節之匯率動態調整類似[40]，此處僅說明課稅如何影響動態調整。在有金融交易稅下，t 期和 t+1 期的匯率仍皆大於長期均衡值，且 t+1 期匯率大於長期均衡的差距縮小，相對於 e_t 也是下降的，並且匯率在不斷調整後都會回到長期均衡值。為了分析在前一小節的三種情況在動態調整時的影響，首先由式(2.15)可知 t+1 期開始的匯率可表達如下：

$$(4.30)\quad e_{t+j} = \frac{\lambda^{j+1}(\beta_1 - \beta)}{(1-\lambda)(\lambda\beta_1 - \beta)}\tau\Delta_t \qquad j = 1, 2, \ldots, \infty$$

並且 t+1 期後匯率的調整如下：

$$(4.31)\quad \Delta e_{t+1} = e_{t+1} - e_t = (\lambda_2 - 1)e_t < 0$$

將式(4.30)對金融交易稅微分得到：

$$(4.32)\quad \frac{de_{t+j}}{d\tau} = \frac{(\beta_1 - \beta)\lambda^{j+1}[\,j(1-\lambda)(\lambda\beta_1 - \beta) + 2(\beta - \lambda^2\beta_1) - \lambda\left(\beta_1 - \beta\right)]\Delta_t}{(1-\lambda)(\lambda\beta_1 - \beta)\tau[3(\beta - \lambda^2\beta_1) - \lambda\left(\beta_1 - \beta\right)]}$$

式(4.32)中，令 $[\lambda\left(\beta_1 - \beta\right) - 2(\beta - \lambda^2\beta_1)]/(1-\lambda)(\lambda\beta_1 - \beta) = E$ 。另外，將式(4.31)對金融交易稅微分得到：

(4.33)

$$\frac{d\Delta e_{t+j}}{d\tau} = -\frac{(\beta_1 - \beta)\lambda^{j}[\,j(1-\lambda)(\lambda\beta_1 - \beta) + 2(\beta - \lambda^2\beta_1) - \lambda\left(\beta_1 - \beta\right) - (\lambda\beta_1 - \beta)]\Delta_t}{(\lambda\beta_1 - \beta)[3(\beta - \lambda^2\beta_1) - \lambda\left(\beta_1 - \beta\right)]}$$

[40] 關於此小節之動態調整詳細計算過程請見附錄四。

國立政治大學 National Chengchi University

式(4.33)中，令$[\lambda(\beta_1-\beta)+(\lambda\beta_1-\beta)-2(\beta-\lambda^2\beta_1)]/(1-\lambda)(\lambda\beta_1-\beta)$=F。則由式(4.32) 與式(4.33)可知，當符合狀況一時，D<λ<C，剛開始調整時，$j<E$，有金融交易稅下的匯率相對較低，但隨著時間往後到 $j>E$ 時，無金融交易稅的匯率會較低。而剛從 t+1 期開始，$j<F$，有金融交易稅時匯率下降的幅度較小，因此波動較小，隨著時間往後到 $j>F$ 時，有金融交易稅時匯率下降的幅度較大，波動程度會較大，但此時已較接近長期均衡值，說明了在剛面臨衝擊時的數期，金融交易稅都有助於減緩波動，如圖 4.8。

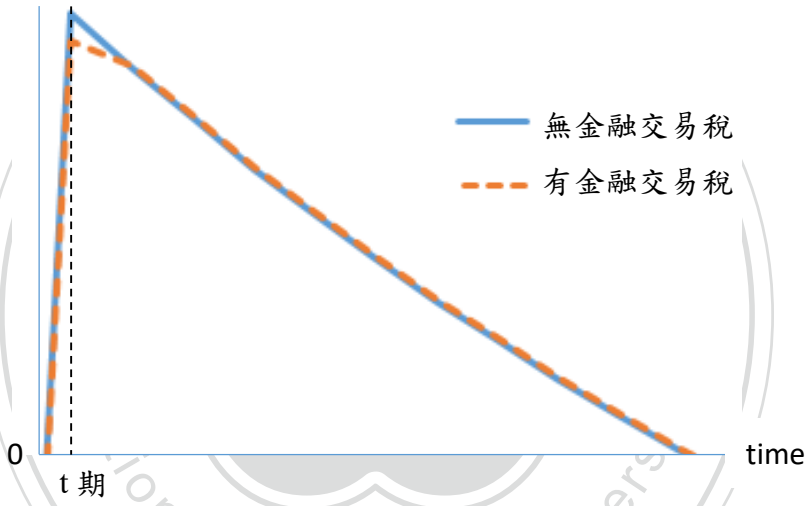


圖 4.8 僅金融帳衝擊下 匯率之衝擊反應狀況一

當符合狀況二時，λ<D 且 $E<0$，無論調整到 t 期後的哪一期，有金融交易稅下的匯率皆高過於無金融交易稅下的匯率，直到匯率回到長期均衡值。而剛從 t+1 期開始，狀況二時匯率下降的幅度可能較快或較慢[41]，但只要經過相對狀況一較少期，波動程度便一定會較無金融交易稅時大，課稅對於減緩匯率波動較無助益，如圖 4.9。

[41] 需視 $j=1$ 時，$2(\beta-\lambda^2\beta_1)-\lambda(\beta_1-\beta)-\lambda(\lambda\beta_1-\beta)$ 的大小而定，若此值大於零，則匯率下降幅度較大；若此值小於零，則匯率下降幅度較小。

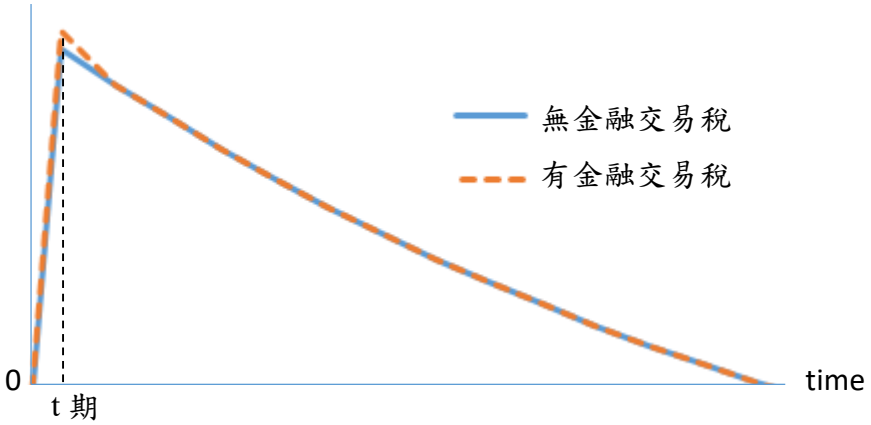


圖 4.9 僅金融帳衝擊下 匯率之衝擊反應狀況二

當符合狀況三時，符合式(4.2b)的條件，式(4.32) 與式(4.33)的分母為負，剛開始調整時，$j < E$，有金融交易稅下的匯率相對較高，但隨著時間往後到 $j > E$ 時，無金融交易稅的匯率會較高。另外剛從 t+1 期開始，$j < F$ 有金融交易稅下匯率下降的幅度較大，因此波動較大，隨著時間往後到 $j > F$ 時，匯率下降幅度較小，故波動程度較小，但此時已較接近長期均衡值，說明了在剛面臨衝擊時的數期，金融交易稅都只會使波動變大，如圖 4.10。

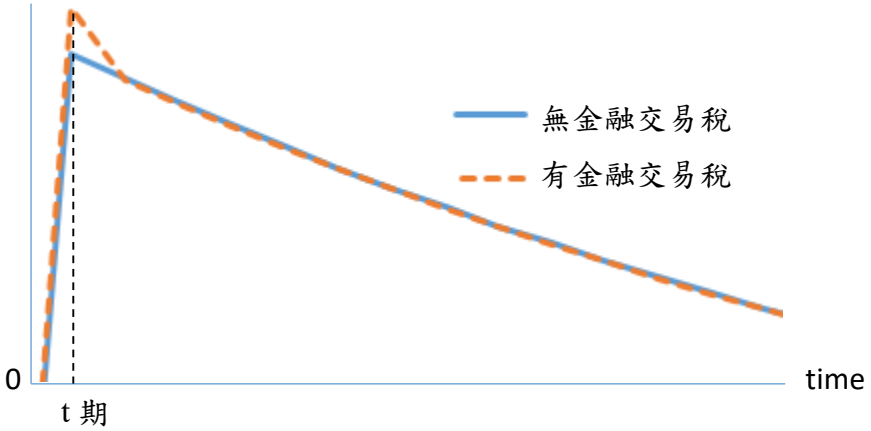


圖 4.10 僅金融帳衝擊下 匯率之衝擊反應狀況三

第三節　數值模擬分析

本章分析在僅金融帳衝擊下（$\Delta_t > 0$ 的衝擊），課金融交易稅對於 t 期時投機者套利與套匯的行為，以及對匯率波動性的影響，最後共有三種情況。

關於對投機者套利與套匯行為影響的部分，在狀況一與狀況二時，投機者套利買匯與套匯之賣匯幅度都會因為課稅而上升，差別在於狀況一時，投機者套利買匯因課稅增加的幅度大過於套匯之賣匯增加的幅度，狀況二則相反。而狀況三的情況較為特殊，套利買匯幅度可能變大或變小，但套匯的賣匯幅度一定增加。

關於對匯率波動性影響的部分，在狀況一時，衝擊發生的 t 期以及衝擊發生後的數期內，波動都會因課稅降低，適合課徵金融交易稅。狀況二則呈現在衝擊發生的 t 期，匯率波動變大，而 t+1 期開始的動態調整，一開始波動可能變大或變小，但在少數幾期後就一定會使波動變大，因此不適合課徵。狀況三在衝擊發生的 t 期以及衝擊發生後的數期內，波動都會因課稅而增加，因此也不建議課徵。

另外，與朱美麗與馮立功 (2015)的結果比較可知，本模型多考慮了 J 曲線效果，在僅金融帳衝擊下，兩篇文章都具有兩種或多種的情況，課徵金融交易稅可能增加或降低匯率波動，與模型中經濟體系結構參數值大小有關，例如本文中 J 曲線效果的強弱就會影響金融交易稅的效果，本節擬利用數值模擬分析來說明 J 曲線效果強弱的影響。

本節的數值模擬分析，由 IMF 取得美國與日本政府公債的年利率資料(代碼：FIGB_PA)，以及日本貨物出口值[42] (代碼：TXG_FOB_USD)與進口值(代碼：

[42] IMF 的出口值資料只有 FOB 的資料，進口值在 1997 年後則僅有 CIF 的資料，考量若有後續

TMG_CIF_USD)。所有變數皆為月資料，樣本期間由 1975 年 1 月至 1996 年 12 月，合計共 264 個月[43]。利用這些資料，將年利率除以 12 轉換成月利率，得出美日利差變動的標準差約為 0.03204。

此外，參考朱美麗與馮立功 (2015)的作法，採用歐盟建議的萬分之五金融交易稅稅率，在買賣雙方皆課徵下，實際每進行一筆買賣匯交易的成本為千分之一。若定義每月交易一次，在一年交易月數為 12 個月下，有效的通貨交易稅稅率每年達 1.2%，此時文中的τ約等於 1.01；若定義每周交易一次，在一年交易週數為 52 週下，有效的通貨交易稅稅率每年達 5.2%，此時文中的τ約等於 1.05；若定義每日交易一次，在一年交易日數為 252 日下，有效的通貨交易稅稅率每年達 25.2%，此時文中的τ約等於 1.33。

最後，由於目前無法直接從相關的參考文獻取得本文的模型參數，故部分數值只能藉由文獻上相關的論點來設定。關於投機者風險趨避程度θ，馬南媛(1999)曾利用一般動差估計法估計亞太地區經濟體系的風險趨避指數，其估值在日本、台灣與新加坡都呈現小於 1 的結果，本文研究之數值分析將θ設為 0.152。關於β的數值，為了討論 J 曲線的強弱，分別設β=0.0374、β=0.03，而β_1的數值則設為 0.04，模擬分析結果如表 4.1。

研究時資料上的一致性，以及進口值在 FOB 與 CIF 資料的差距並不致於改變本文結論，故出口值使用 FOB 資料，進口值使用 CIF 資料。

[43] 本文參考 Gupta-Kapoor and Ramakrishnan（1999）與 Hsing（2005）曾利用 VECM 依序得出日本在 1975 到 1996 年間以及 1980 到 2000 年間有 J 曲線效果存在，並根據林曉伶(2008)之整理發現，1998 年 4 月 1 日時新日本銀行法生效，賦予日本央行(BOJ）貨幣政策決策及貨幣政策委員會委員任命的獨立性，日本央行對於貨幣政策的制定不再直接被財務省所指揮，此時點的前後，日本央行的決策模式可能有所不同，故本文選擇使用 1975 年至 1996 年作為樣本期間。

表 4.1 僅金融帳衝擊下數值模擬結果之一[44] [45]

	參數設定 $(\theta,\beta,\beta_1,\tau)$	$\hat{w}$	λ	α	$\sigma_{e,t}^2$
Case1	(0.152, 0.0374, 0.04, 1.00)	1	0.9510	1.0287	6.3954
	(0.152, 0.0374, 0.04, 1.05)	1	0.9524	1.0414	6.3173

從表 4.1 的結果可知，在 Case1，金融交易稅可能使λ與α皆上升，沒課稅時$\sigma_{e,t}^2=6.3954$，若依照前述每周交易一次，τ=1.05時，$\sigma_{e,t}^2$下降到 6.3173，可知課金融交易稅有助於減緩匯率波動。

表 4.2 僅金融帳衝擊下數值模擬結果之二

	參數設定 $(\theta,\beta,\beta_1,\tau)$	$\hat{w}$	λ	α	$\sigma_{e,t}^2$
Case1	(0.152, 0.0374, 0.04, 1.00)	1	0.9510	1.0287	6.3954
	(0.152, 0.0374, 0.04, 1.05)	1	0.9524	1.0414	6.3173
Case2	(0.152, 0.0300, 0.04, 1.00)	1	0.75336	0.1238	53.1244
	(0.152, 0.0300, 0.04, 1.05)	1	0.75344	0.1180	55.7355
	(0.152, 0.0200, 0.04, 1.00)	1	0.50126	0.0403	163.234
	(0.152, 0.0200, 0.04, 1.05)	1	0.50129	0.0384	171.364

相對 Case1 (β=0.0374)，在 Case2 時，J 曲線效果較弱，β值較低，在其他設定不變下，若β=0.03，沒課稅時的$\sigma_{e,t}^2=53.1244$，有課稅時$\sigma_{e,t}^2$上升到 55.7355；

[44] 在β=0.0374、β_1=0.04時，C = 0.9562、D = 0.9508。

[45] $\hat{w}$為利差衝擊占比，在本文中經常帳衝擊與金融帳利差衝擊之大小固定時，$\hat{w}$仍會受到模型中各參數值如$\theta,\beta,\beta_1,\tau$等的影響，相關推導過程請見附錄三。

若 β=0.02，沒課稅時的 $\sigma_{e,t}^2$ =163.234，有課稅時 $\sigma_{e,t}^2$ 上升到 171.364。因此，在其他經濟結構參數不變下，J 曲線效果必須較強，課稅才有可能降低匯率波動性[46]。

表 4.3 僅金融帳衝擊下數值模擬結果之三

	參數設定 $(\theta,\beta,\beta_1,\tau)$	$\hat{w}$	λ	α	$\sigma_{e,t}^2$
Case3	(0.152, 0.0374, 0.04, 1.00)	1	0.9510	1.0287	6.3954
	(0.152, 0.0374, 0.04, 1.01)	1	0.9512	1.0294	6.3910
	(0.152, 0.0374, 0.04, 1.05)	1	0.9524	1.0414	6.3173
	(0.152, 0.0374, 0.04, 1.33)	1	NA	NA	NA

當有效的稅率改變時，亦有可能改變金融交易稅的效果。在 Case1 中，參考歐盟建議，並且在每周交易一次下，τ=1.05，課稅使 $\sigma_{e,t}^2$ 由 6.3954 下降到 6.3173。但在 Case3 中，若同樣參考歐盟建議，在每月交易一次的情況下，τ=1.01，有效稅率較低，此時課稅僅使 $\sigma_{e,t}^2$ 下降到 6.3910，故稅率較小時，減緩匯率波動的效果也較小。

但若稅率太高時，則可能導致模型中沒有符合安定性條件的解，如若每日交易一次下，τ=1.33，此時課稅導致模型沒有符合安定性條件的解，故不建議課太高的稅，否則外匯市場無法回到均衡匯率值。

除了 J 曲線效果強弱與稅率以外，各經濟結構參數值亦可能影響課稅的效果，

[46] 仍須符合安定性條件，若 J 曲線效果過強，如表中 β=0.038 且其他設值不變時，課稅前(θ, β, β_1, τ)=(0.152, 0.0380, 0.04, 1.00)，課稅後(θ, β, β_1, τ)=(0.152, 0.0380, 0.04, 1.05)，課稅前後外匯市場皆無符合安定性條件的解，市場不具安定性，非本模型討論範圍。

相關的數值模擬結果如表 4.4。

表 4.4 僅金融帳衝擊下數值模擬結果之四

	參數設定 $(\theta,\beta,\beta_1,\tau)$	$\hat{w}$	λ	α	$\sigma_{e,t}^2$
Case4	(0.152, 0.0374, 0.041, 1.00)	1	0.9217	0.5411	12.1588
	(0.152, 0.0374, 0.041, 1.05)	1	0.9220	0.5197	12.6584
Case5	(0.140, 0.0374, 0.04, 1.00)	1	0.9493	0.9599	7.4411
	(0.140, 0.0374, 0.04, 1.05)	1	0.9502	0.9494	7.5238

在 Case4 中，β_1 值較大，t+1 期使經常帳餘額增加的效果變強時，類似於 Case2 的 J 曲線效果較弱時的結果，在 τ=1.05時，課稅使 $\sigma_{e,t}^2$ 由 12.1588 上升到 12.6584；在 Case5 中，投機者風險趨避程度較小，θ 下降為 0.140 時，在 τ=1.05 時，課稅使 $\sigma_{e,t}^2$ 由 7.4411 上升到 7.5238。Case4 與 Case5 皆不適合課金融交易稅。所以上述經濟結構參數值的大小也會影響到匯率波動性，進而影響是否課金融交易稅。

從本節的數值模擬分析中，可說明在僅金融帳衝擊下，課徵金融交易稅可能增加或降低匯率波動。在 J 曲線效果較強時，可能可以透過課稅降低匯率波動性。如稅率大小與風險趨避程度等其他經濟結構參數值的大小，亦有可能影響匯率波動性，進而影響是否課金融交易稅。

國立政治大學 National Chengchi University

第五章　兩衝擊並存下之情況

第一節　兩衝擊並存下可能之情況

在第三章與第四章分別討論了僅有經常帳衝擊或僅有金融帳衝擊的結果。若僅有經常帳衝擊，課稅會使匯率波動增加。而若僅有金融帳衝擊，則有三種情況，並且匯率波動可能增加或減少。故兩種衝擊同時發生時，課稅對於匯率波動的影響並不能確定，需視兩種衝擊的效果大小而定。

兩種衝擊並存下，若課稅對於金融帳衝擊的影響，符合前一章的狀況二與狀況三，課稅會擴大匯率波動，則由於課稅對於經常帳衝擊時的效果必為擴大匯率波動，此時金融交易稅的效果必使匯率波動變大，不建議課稅。

而若課稅對於金融帳衝擊的影響，符合前一章的狀況一，課稅會降低來自金融帳衝擊的匯率波動，若此降低匯率波動的效果小於課稅對於經常帳衝擊擴大匯率波動的效果，課稅仍將使匯率波動變大，不建議課稅。

最後，若課稅降低來自金融帳衝擊影響的匯率波動，其效果大於課稅對於經常帳衝擊擴大匯率波動的效果，則課稅會使匯率波動變小，有課金融交易稅的空間，在下一節將進一步利用數值模擬分析，說明此部分結果。

第二節　數值模擬分析

本節的數值模擬分析，基本上沿用前章的樣本與設定，但須加入經常帳衝擊，

國立政治大學 National Chengchi University

因此，在將樣本期間內的貿易收支轉換為千億美元為單位後，可得其標準差約為 0.00396。本節的數值模擬分析的結果如下表：

表 5.1 兩衝擊並存下數值模擬結果

	參數設定 $(\theta,\beta,\beta_1,\tau)$	$\hat{w}$	λ	α	$\sigma_{e,t}^2$
Case1	(0.152, 0.0374, 0.04, 1.00)	0.9862	0.9513	1.0443	6.3000
	(0.152, 0.0374, 0.04, 1.05)	0.9890	0.9528	1.0609	6.2012
Case2	(0.152, 0.0300, 0.04, 1.00)	0.5077	0.754779	0.1255	52.4144
	(0.152, 0.0300, 0.04, 1.05)	0.5320	0.754784	0.1195	55.0327

金融帳利差衝擊占比較高時，與僅金融帳衝擊時的情況類似。從表 5.1 的結果可知，在 Case1 時，課稅前後金融帳利差衝擊占比依序為 0.9862 與 0.9890，屬於占比較高的情況。此時課稅使 $\sigma_{e,t}^2$ 由 6.3000 下降到 6.2012，可知課金融交易稅有助於減緩匯率波動。

相對於 Case1 (β=0.0374)，在 Case2 時，模擬金融帳利差衝擊占比低的情況，設定 J 曲線效果較弱，β 值較低，在其他設定不變下，可知課稅前後金融帳利差衝擊占比依序為 0.5077 與 0.5320，屬於占比較低的情況[47]。此時課稅使 $\sigma_{e,t}^2$ 由 52.4144 上升到 55.0327，呈現出不適合課金融交易稅的結果。

故從本章的數值模擬分析中，可發現當兩衝擊同時發生時，金融交易稅是否

[47] $\hat{w}$ 為利差衝擊占比，在本文中經常帳衝擊與金融帳利差衝擊之大小固定時，$\hat{w}$ 仍會受到模型中各參數值如 $\theta,\beta,\beta_1,\tau$ 等的影響，如表 5.1 的 Case2，當 β 相對 Case1 較小時，便導致利差衝擊占比下降，相關推導過程請見附錄三。

能降低匯率波動性，與經濟體系衝擊的來源、金融帳利差衝擊占比與經濟體系結構參數值的大小等因素有關，當金融帳利差衝擊占比高時，較有機會出現降低匯率波動性的課稅效果。因此，在不同的國家、不同的時空下，實施金融交易稅的效果可能不同。

最後，在朱美麗與馮立功 (2015)研究中曾指出即便市場中都是理性投機者，當未預料衝擊發生時，在某些情況下，金融交易稅有助於減緩匯率的波動。而本文進一步考慮 J 曲線效果，也得出在某些情況下，金融交易稅有助於減緩匯率的波動，且 J 曲線效果的強弱對於課稅的效果存在影響。若一個經濟體有 J 曲線效果，或許原先在朱美麗與馮立功 (2015)的模型中因為不考慮 J 曲線效果，可能不適合課金融交易稅，但利用本文的模型卻有機會得出適合課徵金融交易稅，故金融交易稅的適用範圍擴大。

國立政治大學
National Chengchi University

第六章 結論

在 2008 年金融海嘯期間，國際間資金快速移動，各國匯率的波動，衝擊到實質部門，經濟嚴重衰退，使金融交易稅的議題再次被拿出來討論。至今為止，文獻上有關於金融交易稅對匯率波動的影響效果，並未有一致的論點。而市場的流動性、市場中非理性投機者所佔的比例、市場規模以及課稅幅度等條件，都可能影響金融交易稅的效果(Damette and Park, 2015)。本文以朱美麗與馮立功 (2015)為基礎，加入 J 曲線效果，分析金融交易稅的影響。

在僅經常帳受到衝擊時，相對於未課稅的情況，課稅會使投機者套匯的幅度增加，由於投機者套匯的幅度原先就已經大於受到衝擊時經常帳淨外匯供給變動的幅度，投機者套匯幅度增加會加劇匯率的波動性，不建議課稅。此部分與朱美麗與馮立功 (2015)減少匯率波動的結果正好相反。進一步比較後續動態的調整過程也發現課金融交易稅時，每一期匯率向長期均衡調整的幅度會較大，顯示每一期的匯率波動皆較劇烈，但也因此能更快回到長期均衡值。

在僅金融帳受到衝擊時，相對於未課稅的情況，課稅必然使投機者套匯的幅度增加，而套利的幅度可能增加或減少，課稅是否有助於降低匯率波動，視經濟體結構參數值而定[48]，可能可以課金融交易稅。進一步觀察後續動態的調整過程也發現，當金融交易稅可以降低匯率波動性時，其後續數期內，匯率的波動幅度都較小。若一個經濟體有 J 曲線效果，或許原先在朱美麗與馮立功 (2015)的模型中因為不考慮 J 曲線效果，可能得出不適合課徵金融交易稅，但利用本文的模型卻有機會得出適合課徵金融交易稅。

[48] 在課稅可以降低匯率波動的情況下，投機者套匯與套利的幅度都因課稅而增加，其中套利與套匯買賣匯的方向相反，且套利增加的幅度會大過於套匯的幅度。

當兩類衝擊都發生時，課稅可以降低匯率波動性的情況必須發生在金融帳利差衝擊占比較大的時候，與僅金融帳衝擊時的情況類似，故也須滿足如特性根λ的條件。若經常帳衝擊占比較大，則與僅經常帳衝擊時的結果類似，課稅後匯率波動幅度會變大。

本文以日美的相關資料設定參數值，進行的數值模擬分析中顯示，在僅金融帳衝擊時，課稅可能有助於降低匯率波動性。當其他經濟結構參數值不變下，J曲線效果較強時，課稅可能可以使匯率波動性降低。另外，在課稅可以降低匯率波動性時，金融交易稅的稅率也有限制，在一定的範圍內，稅率越高，課稅穩定市場的效果越好，但若稅率超出限制，課稅後模型會沒有符合安定性條件的解，外匯市場不具安定性，故不能課太高的稅。而在兩類衝擊同時發生時，數值模擬分析的結果也顯示，課稅可能可以降低匯率波動的情況，必須在金融帳利差衝擊占比非常大的時候。

本文的研究有助於瞭解為什麼金融交易稅對於匯率波動性的效果，在文獻上至今仍未有一致的論點。金融交易稅是否能降低匯率波動性，與經濟體系的衝擊來源、J曲線效果強弱、課稅幅度和風險趨避程度等因素有關。

本研究還有許多可以延伸的方向。首先，本文未考量課稅是否會影響投機者的風險趨避程度，若放寬風險趨避程度固定的設定，例如課稅會使投機者更風險趨避，則可能使課稅的效果改變。或是，本文未考量貿易商的避險交易，若貿易商為了避免過多匯損，因而根據匯率的預期選擇持有避險部位，則模型亦可能有不同結果。

參考文獻

1. 朱美麗與馮立功 (2015),「Tobin Tax and Transaction Tax 對金融市場的影響」,台北外匯市場發展基金會研究計畫。
2. 林曉伶(2008),「日本貨幣政策操作方式與政策目標之達成」,中央銀行國際金融參考資料,第 56 輯,頁 99-139。
3. 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。
4. 賴景昌(2007),「國際金融理論:基礎篇」,二版,台北市,華泰文化。
5. Anthony, J., M. Bijlsma, 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.
6. Baltagi, Badi-H., D. Li, and Q. Li (2006), "Transaction tax and stock market behavior: evidence from an emerging market," Empirical Economics, 31, 393-408.
7. Becchetti, L., M. Ferrari, and U. Trenta (2014), "The impact of the French Tobin tax," Journal of Financial Stability, 15, pp. 127–148.
8. Bianconi, G., T. Galla, M. Marsili, and P. Pin (2009), "Effects of Tobin Taxes in Minority Game Markets," Journal of Economic Behavior and Organization, 70, pp. 231–240.
9. 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.
10. Carlson, J., and C. Olser (2000), "Rational Speculators and Exchange Rate Volatility'', European Economic Review, 44, pp. 231-253.
11. Carlson, J., and C. Olser (2003), "Currency risk premiums: Theory and Evidence,"

國立政治大學 National Chengchi University

Seminar Paper, Centre for Economic Performance, LSE, London. Retrieved from https://pdfs.semanticscholar.org/248d/628ad66b68ff20ee8de3495c04218b447517.pdf

12. Damette, O., and B.-J. Park (2015), "Tobin Tax and Volatility: A Threshold Quantile," Review of International Economics, 23, 5, pp. 996–1022.
13. Driskill, R., and S. McCafferty (1980), "Speculation, Rational Expectations, And Stability of the Foreign Exchange Market," Journal of International Economics 10, pp. 91-102.
14. Driskill, R., and S. McCafferty (1980), "Exchange-Rate Variability, Real and Monetary Shocks, and the Degree of Capital Mobility Under Rational Expectations," Quarterly Journal of Economics, 95, 3, pp. 577-586.
15. Driskill, R., and S. McCafferty (1982), "Spot And Forward Rates In A Stochastic Model Of The Foreign Exchange Market," Journal of International Economics 12, pp. 313-331.
16. Ehrenstein, G., F. Westerhoff, and D. Stauffer (2005), "Tobin tax and market depth," Quantitative Finance, 5, 2, pp. 213-218.
17. Friedman, M. (1953), The Case of Flexible Exchange Rates, Chicago, IL: University of Chicago Press.
18. Gupta-Kapoor, A., and U. Ramakrishnan (1999), "Is there a J-curve? A new estimation for Japan'', International Economic Journal, 13, pp. 71-79.
19. Hanke, M., J. Huber, M. Kirchler, and M. Sutter (2010), "The Economic Consequences of a Tobin Tax: An Experimental Analysis," Journal of Economic Behavior and Organization, 74, pp. 58–71.
20. Hsing, H.-M. (2005), "Re-examination of J-curve effect for Japan, Korea and Taiwan'' ,Japan and the World Economy, 17, pp. 43-58.
21. Kalimullina, L., and R. Schoebel (2014), " The J-Curve and Transaction Taxes:

國立政治大學 National Chengchi University

Insights from an Artificial Stock Market," Retrieved from https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2418355

22. Kalimullina L., Schöbel R. (2015), "The J-Curve and Transaction Taxes: Insights from an Artificial Stock Market," In: Amblard F., Miguel F., Blanchet A., Gaudou B. (eds) Advances in Artificial Economics. Lecture Notes in Economics and Mathematical Systems, vol 676. Springer, Cham.
23. 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 & Organization, 67, 2, pp. 445–462.
24. McCulloch, N., and G. Pacillo (2011), "The Tobin Tax: A Review of the Evidence," IDS Research Report 68, Brighton: Institute of Development Studies.
25. Pellizzari, P. and F. Westerhoff (2009), "Some Effects of Transaction Taxes under Different Microstructures," Journal of Economic Behavior and Organization,72, pp. 850–863.
26. 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.
27. Stiglitz, J. (2014), "Tapping the Brakes: Are Less Active Markets Safer and Better for the Economy?," Presented at the Federal Reserve Bank of Atlanta, 2014 Financial Markets Conference Tuning Financial Regulation for Stability and Efficiency, Atlanta, USA.
28. 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.
29. Tobin, J. (1978), "A Proposal for International Monetary Reform," The Eastern Economic Review, 4, Issue 3-4, pp. 153-159.
30. Umlauf, S. (1993), "Transaction Taxes and the Behavior of the Swedish Stock

國立政治大學 National Chengchi University

Market," Journal of Financial Economics, 33, pp. 227–240.

31. Westeroff, F., and R. Dieci (2006), "The effectiveness of Keynes–Tobin transaction taxes when heterogeneous agents can trade in different markets: A behavioral finance approach," Journal of Economic Dynamics and Control, 30, 2, pp. 293-322.

國立政治大學
National Chengchi University

本文附錄

附錄一　外幣資產的需求函數

為了適用於整個文章的模型，這裡直接推導在有考慮金融交易稅下的外幣資產需求函數，若是沒有金融交易稅下，則將金融交易稅的稅率 T 設為 0 即可。而金融交易稅的稅基是外匯交易的金額，並非針對利潤課稅，只要發生交易，不論是買方或賣方，且不論盈虧，在發生交易時都需要被課稅。因此，依據這些條件，投機者 t 期從每單位套利以及套匯中得到的利潤為持有外幣資產所獲得的本利和 $(1+R_t^f)$ 換算為本國資產後，減去 t 期時的資金投入成本與所損失的持有本國資產利息之機會成本 $(1+R_t)$，再減去 t 期將本國貨幣換為外國貨幣時被課的金融交易稅 T，最後再減去 t+1 期時將外國貨幣換為本國貨幣時被課的金融交易稅 $T(1+R_t^f)E_{t+1}/E_t$。故以本國通貨表示的每單位稅後利潤為：

$$\text{(A1.1)}\quad r_t=(1+R_t^f)\frac{E_{t+1}}{E_t}-(1+R_t)-T-T(1+R_t^f)\frac{E_{t+1}}{E_t}$$

式(A1.1)中，r_t 代表 t 期每單位的實際利潤，R_t^f 為 t 期時外國的利率，R_t 為 t 期時本國的利率，E_{t+1} 與 E_t 則分別為 t 期與 t+1 期之直接匯率。將式(A1.1)進一步展開與整理：

$$r_t=(1+R_t^f)(1-T)[1+\frac{E_{t+1}-E_t}{E_t}]-(1+R_t)-T$$

$$r_t=R_t^f(1-T)[1+\frac{E_{t+1}-E_t}{E_t}]+(1-T)[1+\frac{E_{t+1}-E_t}{E_t}]-(1+R_t)-T$$

由於 $R_t^f(E_{t+1}-E_t)/E_t \approx 0$ 且 $R_t^f T \approx 0$，近似於零，故予以省略，並將匯率相對於其長期均衡值取自然對數，以 e_t 表示，可以得到每單位稅後利潤為:

(A1.2) $r_t = (1-T)(e_{t+1}-e_t) + R_t^f - R_t - 2T$

而令國外與國內利差 $R_t^f - R_t = \delta_t$，則每單位預期利潤為：

(A1.3) $r_t^e = (1-T)(\underset{t}{E} e_{t+1} - e_t) + \delta_t - 2T$

現在定義 B_t 為投機者在 t 期時所持有的外幣資產部位，則持有 B_t 單位的外幣資產之預期利潤為：

(A1.4) $\pi_t^e = B_t[(1-T)(\underset{t}{E} e_{t+1} - e_t) + \delta_t - 2T]$

假設投機者之效用式預期利潤的函數：

(A1.5) $U = U(\pi_t^e)$

依據 t 期的訊息，投機者選擇最適的外幣資產部位以極大化其預期效用：

(A1.6) $\underset{B}{Max}\, \underset{t}{E}[U(\pi_t^e)]$

在預期利潤為零時，對效用函數取泰勒二階展開式，假設 $(e_{t+1}-e_t)\delta_t$ 、

$(e_{t+1}-e_t)T$ 、δ_t^2 、T^2 、$T\delta_t$ 很小可以忽略，則可以將(A1.6)式轉變成是式(A1.7)，其中 $\sigma_{e,t}^2 = \underset{t}{E}(e_{t+1}-\underset{t}{E}e_{t+1})^2$ ，為匯率的條件變異數。

$$
\begin{aligned}
U &= U(0)+U'(0)B_t[(1-T)(\underset{t}{E}e_{t+1}-e_t)+\delta_t-2T] \\
&+\frac{1}{2}U''(0)\{B_t[(1-T)(\underset{t}{E}e_{t+1}-e_t)+\delta_t-2T]\}^2 \\
&= U(0)+U'(0)B_t[(1-T)(\underset{t}{E}e_{t+1}-e_t)+\delta_t-2T]+\frac{1}{2}U''(0)B_t^2[(1-T)^2\sigma_{e,t}^2]
\end{aligned}
$$

(A1.7) $\underset{B}{Max}\{U(0)+U'(0)B_t[(1-T)(\underset{t}{E}e_{t+1}-e_t)+\delta_t-2T]+\frac{1}{2}U''(0)B_t^2[(1-T)^2\sigma_{e,t}^2]\}$

將式(A1.7)對 B_t 微分，可以得到使預期效用極大的一階條件，並由此可以推導出投機者在 t 期的外幣資產需求函數為：

$$
\underset{B_t}{FOC} = U'(0)[(1-T)(\underset{t}{E}e_{t+1}-e_t)+\delta_t-2T]+U''(0)B_t[(1-T)^2\sigma_{e,t}^2]=0
$$

(A1.8) $B_t=\alpha[\tau(\underset{t}{E}e_{t+1}-e_t)+\tau^2\delta_t-2\tau(\tau-1)]$

在式(A1.8)中，$\tau=1/(1-T)\geq 1$。另外由於 $2\tau(\tau-1)$ 對於本模型的分析結果並不會有太大影響，為了簡化推導時的複雜度而予以省略。故正文中投機者在 t 期的外幣資產需求函數簡化為式(A1.9)。

(A1.9) $B_t=\alpha[\tau(\underset{t}{E}e_{t+1}-e_t)+\tau^2\delta_t]$

國立政治大學 National Chengchi University

附錄二　匯率的條件變異數與無條件變異數

將式(2.13)、式(2.15)代入匯率條件變異數的定義式，由於u_{t+1}與Δ_{t+1}彼此獨立，故兩者的共變異數為零，化簡後可得匯率的條件變異數為：

$$\sigma_{e,t}^2 = \underset{t}{E}(e_{t+1} - \underset{t}{E}\, e_{t+1})^2 = \underset{t}{E}[\lambda e_t - \frac{(1-\lambda)}{\lambda\beta_1 - \beta} u_{t+1} + \frac{\lambda(\beta_1 - \beta)}{(1-\lambda)(\lambda\beta_1 - \beta)} \tau\Delta_{t+1} - \lambda e_t]^2$$

$$= \underset{t}{E}[-\frac{(1-\lambda)}{\lambda\beta_1 - \beta} u_{t+1} + \frac{\lambda(\beta_1 - \beta)}{(1-\lambda)(\lambda\beta_1 - \beta)} \tau\Delta_{t+1}]^2$$

(A2.1) $$\sigma_{e,t}^2 = \frac{(1-\lambda)^2}{(\lambda\beta_1 - \beta)^2}\sigma_u^2 + \frac{\lambda^2(\beta_1 - \beta)^2}{(1-\lambda)^2(\lambda\beta_1 - \beta)^2}\tau^2\sigma_\Delta^2$$

式中，σ_u^2為經常帳衝擊的變異數，而σ_Δ^2為金融帳、國外與國內利差波動之變異數。

將式(2.13)、式(2.15)代入匯率的無條件變異數的定義式，化簡後可以得到匯率的無條件變異數：

$$\sigma_e^2 = E(e_t^2) = [\lambda^2 e_{t-1}^2 + \frac{(1-\lambda)^2}{(\lambda\beta_1 - \beta)^2}\sigma_u^2 + \frac{\lambda^2(\beta_1 - \beta)^2}{(1-\lambda)^2(\lambda\beta_1 - \beta)^2}\tau^2\sigma_\Delta^2]$$

$$= (1 + \lambda^2 + \lambda^4 + \lambda^6 + ...)[\frac{(1-\lambda)^2}{(\lambda\beta_1 - \beta)^2}\sigma_u^2 + \frac{\lambda^2(\beta_1 - \beta)^2}{(1-\lambda)^2(\lambda\beta_1 - \beta)^2}\tau^2\sigma_\Delta^2]$$

$$= \frac{1}{1-\lambda^2}[\frac{(1-\lambda)^2}{(\lambda\beta_1 - \beta)^2}\sigma_u^2 + \frac{\lambda^2(\beta_1 - \beta)^2}{(1-\lambda)^2(\lambda\beta_1 - \beta)^2}\tau^2\sigma_\Delta^2]$$

$$= \frac{(1-\lambda)}{(1+\lambda)(\lambda\beta_1 - \beta)^2}\sigma_u^2 + \frac{\lambda^2(\beta_1 - \beta)^2}{(1-\lambda^2)(1-\lambda)^2(\lambda\beta_1 - \beta)^2}\tau^2\sigma_\Delta^2$$

(A2.2) $$\sigma_e^2 = \frac{(1-\lambda)}{(1+\lambda)(\lambda\beta_1 - \beta)^2}\sigma_u^2 + \frac{\lambda^2(\beta_1 - \beta)^2}{(1-\lambda^2)(1-\lambda)^2(\lambda\beta_1 - \beta)^2}\tau^2\sigma_\Delta^2$$

國立政治大學 National Chengchi University

附錄三　金融交易稅的影響

本附錄主要就正文中以微分來確定波動的幅度或方向的步驟，做更詳細的說明。

首先，在模型的設定下，特性根λ、投機反應的係數α、匯率的條件變異數$\sigma_{e,t}^2$等內生變數，會受到風險趨避程度θ、當期匯率變動影響經常帳淨外匯流動性供給的係數β、t-1 期匯率預期對 t 期經常帳餘額影響的係數β_1、經常帳的隨機干擾項之變異數σ_u^2、金融帳之利差波動的變異數σ_Δ^2與金融交易稅τ的影響，必須將三個內生變數都完成調整，才可以得到金融交易稅對於匯率波動、買賣匯變動等等的影響。

接著，由於投機者在做決策時是必須同時滿足第二章所述的理性預期行為一致性與投機行為特性，故我們可以由式(2.21)與式(2.22)做進一步推導。為了方便計算，令 X 為式(2.21)與式(2.22)的左方項目：

(A3.1) $X = \alpha(1-\lambda)^2$

由式(A3.1)對式(2.21)與式(2.22)進行改寫：

(A3.2) $X = \dfrac{\lambda(\beta_1 - \beta)}{\tau}$

(A3.3) $X = \dfrac{(\lambda\beta_1 - \beta)^2}{\theta[\sigma_u^2 + \dfrac{\lambda^2(\beta_1-\beta)^2\tau^2}{(1-\lambda)^4}\sigma_\Delta^2]}$

接著將式(A3.2)先取自然對數，再對金融交易稅τ微分，得到式(A3.4)：

$$X = \frac{\lambda(\beta_1 - \beta)}{\tau}$$

$$\ln X = \ln\lambda + \ln(\beta_1 - \beta) - \ln\tau$$

$$\frac{d\ln X}{d\ln\tau} = \frac{d\ln\lambda}{d\ln\tau} - 1$$

(A3.4) $$\frac{dX}{d\tau} = -\frac{X}{\tau} + \frac{X}{\lambda}\frac{d\lambda}{d\tau}$$

再將式(A3.3)也先取自然對數，並對金融交易稅τ微分，得到式(A3.5)：

$$X = \frac{(\lambda\beta_1 - \beta)^2}{\theta[\sigma_u^2 + \frac{\lambda^2(\beta_1 - \beta)^2\tau^2}{(1-\lambda)^4}\sigma_\Delta^2]}$$

$$\ln X = 2\ln(\lambda\beta_1 - \beta) - \ln\theta - \ln[\sigma_u^2 + \frac{\lambda^2(\beta_1 - \beta)^2\tau^2}{(1-\lambda)^4}\sigma_\Delta^2]$$

$$\frac{d\ln X}{d\ln\tau} = \frac{2d\ln(\lambda\beta_1 - \beta)}{d\ln\tau} - \frac{d\ln[\sigma_u^2 + \frac{\lambda^2(\beta_1 - \beta)^2\tau^2}{(1-\lambda)^4}\sigma_\Delta^2]}{d\ln\tau}$$

(A3.5) $$\frac{dX}{d\tau} = -\frac{2X\hat{w}}{\tau} + \frac{d\lambda}{d\tau}[\frac{2X\beta_1}{\lambda\beta_1 - \beta} - \frac{2X(1+\lambda)}{\lambda(1-\lambda)}\hat{w}]$$

其中 $\hat{w} = \dfrac{\frac{\lambda^2(\beta_1 - \beta)^2\tau^2}{(1-\lambda)^4}\sigma_\Delta^2}{\sigma_u^2 + \frac{\lambda^2(\beta_1 - \beta)^2\tau^2}{(1-\lambda)^4}\sigma_\Delta^2}$，為金融帳之利差衝擊占總衝擊之比例。

由式(A3.4)與式(A3.5)聯立求解得金融交易稅對於上述設定的 X 以及特性根 λ 之影響分別為：

$$\text{(A3.6)}\quad \frac{dX}{d\tau}=\frac{2X\{2\hat{w}(\lambda\beta_1-\beta)-\beta_1\lambda(1-\lambda)\}}{\tau[(1-\lambda)(\lambda\beta_1+\beta)-2\hat{w}(1+\lambda)(\lambda\beta_1-\beta)]}$$

$$\text{(A3.7)}\quad \frac{d\lambda}{d\tau}=\frac{(2\hat{w}-1)\lambda(1-\lambda)(\lambda\beta_1-\beta)}{\tau[(1-\lambda)(\lambda\beta_1+\beta)-2\hat{w}(1+\lambda)(\lambda\beta_1-\beta)]}$$

將式(A3.1)代入式(A3.6)可得：

$$\text{(A3.8)}\quad \frac{dX}{d\tau}=\frac{2\left(\beta_1-\beta\right)\lambda\{2\hat{w}(\lambda\beta_1-\beta)-\beta_1\left(1-\lambda\right)\lambda\}}{\tau^2[(1-\lambda)(\lambda\beta_1+\beta)-2\hat{w}(1+\lambda)(\lambda\beta_1-\beta)]}$$

並且，由式(A3.1)可得：

$$\text{(A3.9)}\quad \frac{dX}{d\tau}=(1-\lambda)^2\frac{d\alpha}{d\tau}-2\alpha(1-\lambda)\frac{d\lambda}{d\tau}$$

將上式進一步代入式(2.14a)、式(A3.7)、式(A3.8)可解得：

$$\text{(A3.10)}\quad \frac{d\alpha}{d\tau}=\frac{2(\beta_1-\beta)\lambda[(\beta_1-\beta)\lambda-2\hat{w}\left(1+\lambda\right)\left(\lambda\beta_1-\beta\right)]}{(1-\lambda)^2\tau^2[2\hat{w}(1+\lambda)(\lambda\beta_1-\beta)-(1-\lambda)(\lambda\beta_1+\beta)]}$$

最後，由式(2.5)可解得：

$$\text{(A3.11)}\quad \frac{d\alpha}{d\tau}=-\frac{\alpha}{\sigma_{e,t}^2}\frac{d\sigma_{e,t}^2}{d\tau}$$

將式(A3.10)代入上式得到課金融交易稅對匯率波動性的影響：

國立政治大學 National Chengchi University

(A3.12) $$\frac{d\sigma_{e,t}^2}{d\tau}=\frac{2\sigma_{e,t}^2\{\lambda(\beta_1-\beta)-2\hat{w}\left(1+\lambda\right)(\lambda\beta_1-\beta)\tau\}}{\tau[(1-\lambda)(\lambda\beta_1+\beta)-2\hat{w}(1+\lambda)(\lambda\beta_1-\beta)]}$$

在僅有經常帳衝擊下，$\hat{w}=0$，代入式(A3.9)與式(A3.13)，化簡後之結果分別如下：

(A3.7a) $$\frac{d\lambda}{d\tau}=\frac{-\lambda(\lambda\beta_1-\beta)}{\tau(\lambda\beta_1+\beta)}<0$$

(A3.12a) $$\frac{d\sigma_{e,t}^2}{d\tau}=\frac{2\sigma_{e,t}^2(\beta_1-\beta)\lambda}{\left(1-\lambda\right)(\lambda\beta_1+\beta)\tau}>0$$

在僅有金融帳衝擊下，$\hat{w}=1$，代入式(A3.9)與式(A3.13)，化簡後之結果分別如下：

(A3.7b) $$\frac{d\lambda}{d\tau}=\frac{\lambda\left(1-\lambda\right)\left(\lambda\beta_1-\beta\right)}{\tau[3(\beta-\lambda^2\beta_1)-\lambda\left(\beta_1-\beta\right)]}$$

(A3.12b) $$\frac{d\sigma_{e,t}^2}{d\tau}=\frac{2\sigma_{e,t}^2[2(\beta-\lambda^2\beta_1)-\lambda\left(\beta_1-\beta\right)]}{\tau[3(\beta-\lambda^2\beta_1)-\lambda\left(\beta_1-\beta\right)]}$$

其中，$d\lambda/d\tau>0$發生在分母大於零時，可由此進一步推導出對應的λ值條件：

(A3.13) $$\lambda<\frac{\beta-\beta_1+\sqrt{\beta^2+34\beta\beta_1+\beta_1^2}}{6\beta_1}$$

國立政治大學 National Chengchi University

符合式(A3.13)時，必定符合式(4.2a)。另外若符合式(A3.13)，$d\sigma_{e,t}^2 / d\tau$ 的方向將由式(A3.12b)的分子所決定，由此可得以下條件：

(A3.14a) $\lambda < \dfrac{\beta - \beta_1 + \sqrt{\beta^2 + 14\beta\beta_1 + \beta_1^2}}{4\beta_1}$

(A3.14b) $\lambda = \dfrac{\beta - \beta_1 + \sqrt{\beta^2 + 14\beta\beta_1 + \beta_1^2}}{4\beta_1}$

(A3.14c) $\lambda > \dfrac{\beta - \beta_1 + \sqrt{\beta^2 + 14\beta\beta_1 + \beta_1^2}}{4\beta_1}$

若符合式(A3.14a)，則 $d\sigma_{e,t}^2 / d\tau > 0$；若符合式(A3.14b)，則 $d\sigma_{e,t}^2 / d\tau = 0$；若符合式(A3.14c)，則 $d\sigma_{e,t}^2 / d\tau < 0$。

針對式(A3.7b)，$d\lambda / d\tau < 0$ 發生在分母小於零時，考慮安定性條件後，只要符合式(4.2b)的條件，也就是僅金融帳衝擊下 λ 較大的狀況，就可以讓 $d\lambda / d\tau < 0$，並且可以進一步得到此時 $d\sigma_{e,t}^2 / d\tau > 0$。

進一步，針對投機者期初套利買匯，將式(4.16)對金融交易稅微分得到式(A3.14)：

$$\frac{d[\alpha\tau^2\Delta t]}{d\tau} = \Delta t\left(\beta_1 - \beta\right)\left(\frac{\lambda}{\left(1-\lambda\right)^2} + \frac{\tau}{\left(1-\lambda\right)^2}\frac{d\lambda}{d\tau} + \frac{2\lambda\tau}{\left(1-\lambda\right)^3}\frac{d\lambda}{d\tau}\right)$$

$$\text{(A3.14)}\quad \frac{d[\alpha\tau^2\Delta t]}{d\tau}=\frac{2\left(\beta_1-\beta\right)\lambda\left(\beta-\lambda^2\beta_1\right)\Delta_t}{\left(1-\lambda\right)^2\left(3(\beta-\lambda^2\beta_1)-\lambda\left(\beta_1-\beta\right)\right)}$$

若符合式(A3.13)，則 $d[\alpha\tau^2\Delta_t]/d\tau>0$。若符合的是式(4.2b)，則若同時 $\beta<\lambda^2\beta_1$，也可以得出 $d[\alpha\tau^2\Delta_t]/d\tau>0$；但若同時 $\beta\geq\lambda^2\beta_1$，則 $d[\alpha\tau^2\Delta_t]/d\tau\leq 0$。投機者套利買匯，在有金融交易稅的情況下可能增加或減少。

而針對投機者套匯之賣匯，運用相同方法，將式(4.19)對金融交易稅微分得到式(A3.15)：

$$\text{(A3.15)}\quad \frac{d[\alpha\tau(\underset{t}{\mathrm{E}}\mathrm{e}_{t+1}-\mathrm{e}_t)]}{d\tau}=-\frac{\lambda^2(\beta_1-\beta)^2\left(\beta+\lambda\beta-2\lambda^2\beta_1\right)}{(1-\lambda)^2(\lambda\beta_1-\beta)[3(\beta-\lambda^2\beta_1)-\lambda\left(\beta_1-\beta\right)]}\Delta_t$$

若符合式(A3.13)，則 $d[\alpha\tau(\underset{t}{\mathrm{E}}\mathrm{e}_{t+1}-\mathrm{e}_t)]/d\tau<0$，若符合的是式(4.2b)，則也可以得出 $d[\alpha\tau(\underset{t}{\mathrm{E}}\mathrm{e}_{t+1}-\mathrm{e}_t)]/d\tau<0$。在符合安定性條件的範圍下，投機者套匯之賣匯額度，在有金融交易稅的情況下必然增加。

國立政治大學 National Chengchi University

附錄四　僅經常帳衝擊下動態調整之詳細計算過程

在正文中由於課稅並不影響到經常帳淨外匯供給，故沒有特別針對此部分做動態調整的說明，以下為貿易商在 t+1 期後的情況。由式(2.19) t 期經常帳淨外匯供給式，可以推出 t+1 期時的淨外匯供給如下：

(A4.1) $\mathrm{CA}_{t+1} = -\beta e_{t+1} + \beta_1 \underset{t}{E} e_{t+1} + u_{t+1} = -\beta e_{t+1} + \beta_1 \lambda_1 e_t$

將式(3.5)代入上式可得：

(A4.2) $\mathrm{CA}_{t+1} = -\beta e_{t+1} - \dfrac{\lambda_1 \beta_1 (1-\lambda_1)}{\lambda_1 \beta_1 - \beta} u_t$

貿易商實際買匯或賣匯需視與 CA_t 的比較。

對 t+j 期匯率變動與金融帳淨外匯需求變動的微分結果分別如下：

$$\frac{d\Delta e_{t+j}}{d\tau} = \frac{d\lambda}{d\tau}\frac{d}{d\lambda}\{(\lambda\text{-}1)\lambda^{j-1} \times [-\frac{(1-\lambda)}{\lambda\beta_1 - \beta}\mathrm{u}_t]\}$$

(A4.3) $\dfrac{d\Delta e_{t+j}}{d\tau} = \dfrac{-(1-\lambda)u_t \lambda^{j-1}[j(1-\lambda)(\lambda\beta_1 - \beta) - \beta - \lambda\beta - 2\lambda\beta_1]}{(\lambda\beta_1 - \beta)(\lambda\beta_1 + \beta)\tau}$

$$\frac{d\Delta B_{t+j}}{d\tau} = \frac{d\lambda}{d\tau}\frac{d}{d\lambda}\{(\beta_1\text{-}\beta)\lambda_2{}^{j}[-\frac{(1-\lambda)}{\lambda\beta_1 - \beta}\mathrm{u}_t]\}$$

(A4.4) $\dfrac{d\Delta B_{t+j}}{d\tau} = \dfrac{-(\beta_1 - \beta)u_t \lambda^{j}[j(1-\lambda)(\lambda\beta_1 - \beta) - \lambda(\beta_1 - \beta)]}{(\lambda\beta_1 - \beta)(\lambda\beta_1 + \beta)\tau}$

國立政治大學 National Chengchi University

附錄五　僅金融帳衝擊下動態調整之詳細計算過程

匯率對金融交易稅的微分過程如下

$$\frac{de_{t+j}}{d\tau}=\frac{d\lambda}{d\tau}\frac{d}{d\lambda}[\frac{\lambda(\beta_1-\beta)}{(1-\lambda)(\lambda\beta_1-\beta)}\tau\Delta_t]$$

$$\text{(A5.1)}\quad \frac{de_{t+j}}{d\tau}=\frac{(\beta_1-\beta)\lambda^{j+1}[j(1-\lambda)(\lambda\beta_1-\beta)+2(\beta-\lambda^2\beta_1)-\lambda\left(\beta_1-\beta\right)]\Delta_t}{(1-\lambda)(\lambda\beta_1-\beta)\tau[3(\beta-\lambda^2\beta_1)-\lambda\left(\beta_1-\beta\right)]}$$

當符合式(4.2a)與式(A3.13)時，上式的分母大於零，分子則要看以下條件：

1.符合 $\lambda<\frac{\beta-\beta_1+\sqrt{\beta^2+14\beta\beta_1+\beta_1^2}}{4\beta_1}$ 時，$de_{t+j}/d\tau>0$。

2.符合 $\lambda>\frac{\beta-\beta_1+\sqrt{\beta^2+14\beta\beta_1+\beta_1^2}}{4\beta_1}$ 時：

(1) j 小於 $[2(\beta-\lambda^2\beta_1)-\lambda\left(\beta_1-\beta\right)]/(1-\lambda)(\lambda\beta_1-\beta)$ 時，$de_{t+j}/d\tau<0$。

(2) j 大於 $[2(\beta-\lambda^2\beta_1)-\lambda\left(\beta_1-\beta\right)]/(1-\lambda)(\lambda\beta_1-\beta)$ 時，$de_{t+j}/d\tau>0$。

當符合式(4.2b)時，式(A5.1)的分母小於零，分子則要看以下條件：

(1) j 小於 $[2(\beta-\lambda^2\beta_1)-\lambda\left(\beta_1-\beta\right)]/(1-\lambda)(\lambda\beta_1-\beta)$ 時，$de_{t+j}/d\tau>0$。

(2) j 大於 $[2(\beta-\lambda^2\beta_1)-\lambda\left(\beta_1-\beta\right)]/(1-\lambda)(\lambda\beta_1-\beta)$ 後，$de_{t+j}/d\tau<0$。

國立政治大學 National Chengchi University

附錄六　與朱美麗與馮立功(2015)在 SS 線與 RR 線的差異

本文以朱美麗與馮立功(2015)為基礎，在模型中加入 J 曲線效果，使模型中反映理性預期一致性的 RR 線與反映投機者行為的 SS 線可能有所不同。

在朱美麗與馮立功(2015)中，經常帳未考慮 J 曲線效果，故其經常帳淨外匯供給如下：

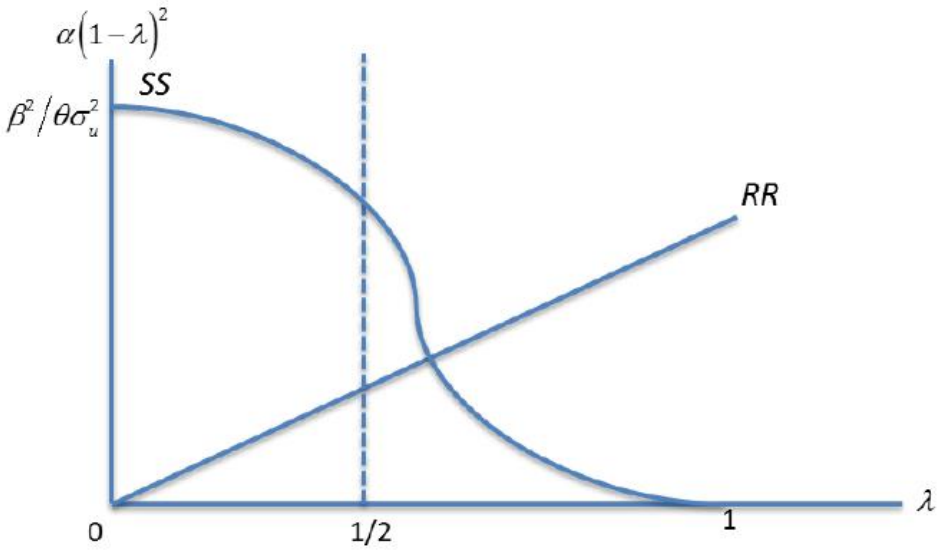
(A6.1) $\mathrm{CA}_t = \beta e_t + u_t$

上式中 β 同樣為當期匯率變動影響經常帳淨外匯流動性供給的係數，與本文的差異在於衝擊所造成的影響在當期即完全反應，故沒有落後期的考量。而投機者部分的設定與本文相同，故經由與附錄一與第二章類似的方法推導後，朱美麗與馮立功(2015)未考慮 J 曲線效果的安定性條件為 $(1/2)<\lambda<1$，且 RR 線方程式與 SS 線方程式分別如下：

(A6.2) $\alpha(1-\lambda)^2 = \dfrac{\lambda\beta}{\tau}$

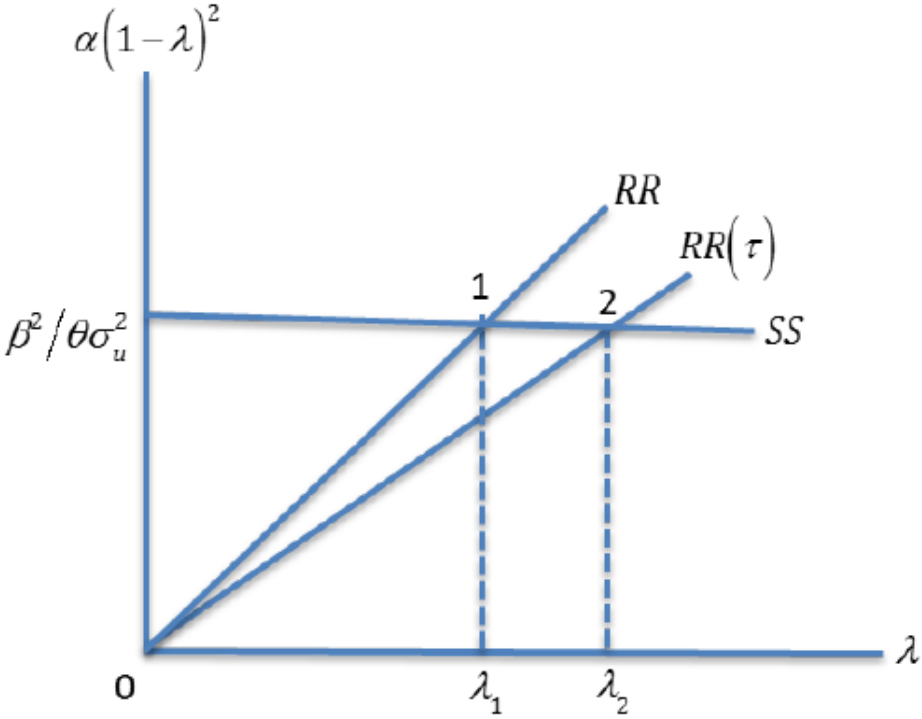
(A6.3) $\alpha(1-\lambda)^2 = \dfrac{\beta^2}{\theta[\sigma_u^2 + \dfrac{\lambda^2\beta^2\tau^2}{(1-\lambda)^4}\sigma_\Delta^2]}$

與本文的 RR 線式(2.21)、SS 線式(2.22)比較，可以發現兩文的 RR 線皆為正斜率之直線，但 SS 線在朱美麗與馮立功則較不複雜，兩衝擊並存下，朱美麗與馮立功(2015)的 SS 線為一條持續遞減的線，一開始遞減速度較慢，但在經過特定 λ 值後遞減速度變快，又過了另一個特定 λ 值後遞減速度趨緩。



圖附 6.1 無 J 曲線效果下的 SS 線與 RR 線[49]

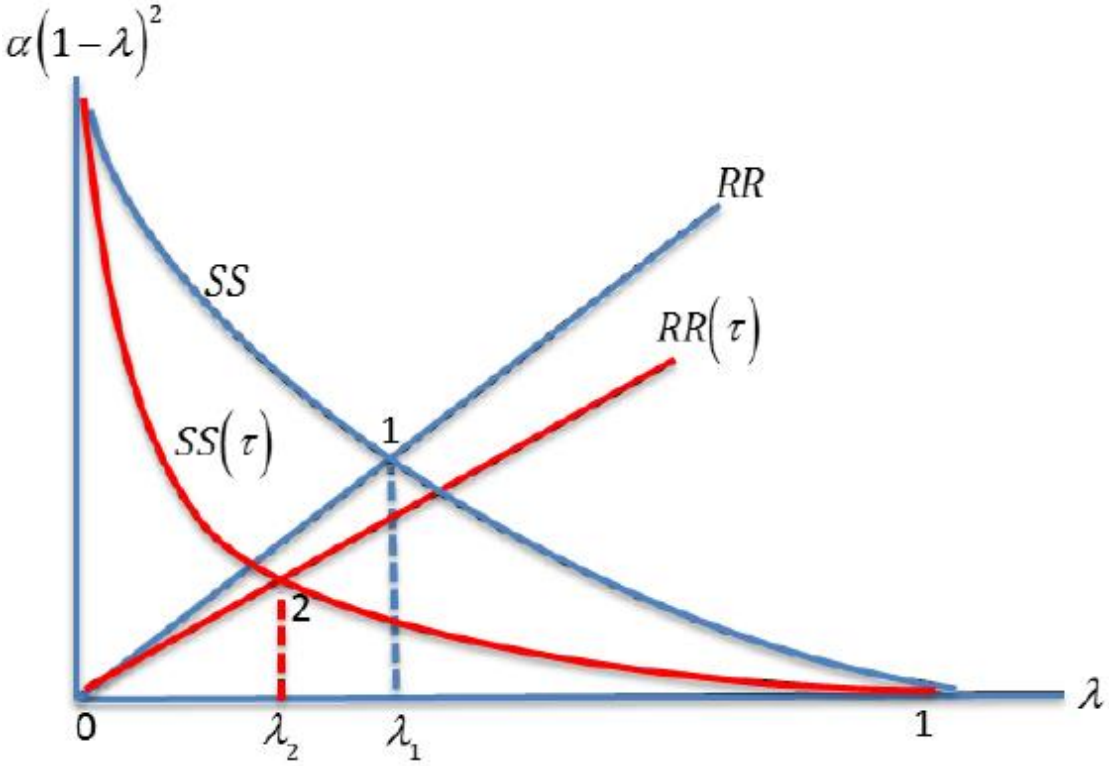
在僅有經常帳衝擊下，朱美麗與馮立功的 RR 線與 SS 線圖形如下：



圖附 6.2 無 J 曲線效果下僅經常帳衝擊時的 SS 線與 RR 線[50]

[49] 取自朱美麗與馮立功(2015)。
[50] 取自朱美麗與馮立功(2015)，SS 為水平線。

由上圖可以發現僅經常帳衝擊下，朱美麗與馮立功(2015)的 SS 線為一條水平線，與本文在圖 3.3 之凹口向上拋物線的結果有顯著差異。並且在課稅後λ值變動方向與本文相反，λ值在課稅後變大。另外，通過圖形可知課稅後對應的$\alpha(1-\lambda)^2$與稅前相同，故可知在λ值變大下，α 會增加，理性投機反應程度在課稅後增加，故可以穩定市場。而在僅金融帳衝擊時，朱美麗與馮立功的 RR 線與 SS 線圖形如下：



圖附 6.3 無 J 曲線效果下僅金融帳衝擊時的 SS 線與 RR 線[51]

由上圖可以發現僅金融帳衝擊下，朱美麗與馮立功(2015)的 SS 線為一條凹口向上的拋物線，與 x 軸切於λ=1，與本文在圖 4.4 的 SS 線先增加後減少的形狀不同，並且課稅後λ值變小，對應的$\alpha(1-\lambda)^2$與反應投機行為的α也都變小，

[51] 取自朱美麗與馮立功(2015)。

市場趨向不穩定，與本文有三種可能的結果不同。

最後，朱美麗與馮立功未考慮 J 曲線效果的模型得出，僅經常帳衝擊下課稅可以穩定外匯市場，而僅金融帳衝擊下課稅則使匯率更加波動，故當兩衝擊並存時，金融帳利差衝擊占比越小時，課稅越有可能助於穩定市場，與本文金融帳利差衝擊占比需要較大時，才可能藉由課稅來穩定市場的結果不同。

國立政治大學
National Chengchi University