匯率目標區體制下匯率與利率差之波動：異質民眾預期的研究*

方中柔** 、陳孟甫***

摘 要

本文嘗試在政策不具完全可信度下，分析民眾匯率預期對目標區政策成效影響。明確地說，我們想根據異質民眾預期模型來分析：當政府宣告實施匯率目標區政策時，對匯率是否亦會產生如 Krugman (1991) 所說的「蜜月效果」；同時也將探討此項干預政策對利率差，是否可能需要付出波動更加劇烈的代價。

與傳統文獻之差異爲：除了假設在異質民眾的預期下，分析兩類民眾相對比例的多寡不僅會影響匯率動態走勢，亦將探討其對利率差走勢之影響。而本文重點爲：將影響異質民眾預期之因素，如目標區寬度、民眾對政策敏感度、重整規模大小及市場基要偏離的大小等一一提出，個別討論其和異質民眾比例之關係；再藉由兩類民眾比例之變化，以數值模擬之方法，來觀察其對匯率變動與利率差兩者的影響。

從數值模擬分析，本文所得之結論爲：首先，若民眾具有邊界干預與浮動匯率之異

---

* 作者感謝兩位匿名評審，對本文內容及模型設定上非常精闢之指正與建議。本文亦承蒙中研院經濟所特聘研究員賴景昌教授，諸多指正與提供許多建議；逢甲大學經濟系王葳教授，於台灣經濟學會 2006 年年會提供許多寶貴意見，謹此致謝。唯文中若有任何缺失或疏漏，悉由作者負責。

** 國立政治大學經濟學系副教授。本文聯繫作者。電話：(02)29387066。
傳真：(02)29390344。Email：crfang@nccu.edu.tw。

*** 中國科技大學資管系講師，文化大學經濟學博士。

質預期下，匯率皆具有蜜月效果，且匯率變動與利率差波動的抵換關係亦一定存在，此和 Krugman (1991) 的結論相同。其次，若民眾具有邊界干預與目標區重整之異質預期下，只有在信任政府民眾的給定比例較多或當市場基要在中心平價附近 (即經濟干擾較小) 時，匯率將具有蜜月效果，且抵換關係仍然存在；反之，則兩者關係將不存在，此和歐洲貨幣體制之實證經驗相符。凡此異質民眾預期模型的不同結果，或許可作爲政府實行匯率目標區政策之參考。

關鍵詞：匯率目標區、目標區政策、匯率波動與利率差之抵換關係、隨機微分方程
JEL 分類代號：F31, E52

匯率目標區體制下匯率與利率差之波動：異質民眾預期的研究

方中柔、陳孟甫

壹、前言

「匯率目標區」(exchange-rate target zones) 一詞最早是由 Williamson 於 1983 年提出，直到 Krugman 於 1991 年將隨機微分方程 (stochastic differential equation) 技巧性的運用到國際金融領域，分析匯率的動態走勢，爲國際金融開啓「匯率目標區」的研究熱潮[1]。該理論主要的結論爲：在一個完全可信的匯率目標區政策下，民眾非常清楚政府的干預措施，他們在匯率水準尚未到達邊界之前就會有所因應；民眾對匯率變動的預期，造成匯率在目標區內波動變小且呈現 S 型的走勢，這就是文獻上著名的「蜜月效果」(honeymoon effect)。其次，在此典型 Krugman (1991) S 型的匯率曲線下，當匯率越接近目標區上限時，民眾對未來本國貨幣升值之預期越大 (即 $E(de)/dt<0$ 且其絕對值越大)；根據利率平價說 (interest rate parity, IRP) 的假設，即可推知本國利率與外國利率之差距將會越小；反之亦然。故匯率越高，利率差將越小；因此匯率波動 (即匯率與其中心平價間之差異) 和本國與外國利率差在目標區內呈反向波動，即兩者波動之抵換 (trade-offs) 關係存在[2]。然而在現實當中，許多實證結果卻與此理論不符；大部分實施目標區的國家或地區，其匯率波動與利率差之波動皆變大，即兩者呈非反向波動之關係。

---

[1] 有關「匯率目標區」理論之詳述，請參閱賴景昌 (1994)，第十章。

[2] Kempa and Nelles (1999, p.179) 及賴景昌 (2007, pp.306-307) 對此亦有詳細經濟直覺的說明。

如：Flood et al. (1991)、Svensson (1991)、Bertola and Caballero (1992a)、Beetsma and Van der Ploeg (1994) 及 Kempa and Nelles (1999) 發現匯率波動與利率差波動之抵換關係，在大部分歐洲貨幣體制 (EMS) 下並不存在；類似狀況亦存在於智利、以色列、墨西哥 (參見 Helpman et al., 1994) 及瑞典 (參見 Lindberg et al., 1993)。

爲能符合實證結果，許多學者紛紛針對 Krugman (1991) 模型從事一連串的延伸及修正的研究。在 Krugman 模型中假設目標區完全可信，且貨幣當局只在匯率達到邊界時進行干預；但許多經濟學家卻發現完全可信的假設是不實際的，且貨幣當局也會在目標區內對匯率進行干預，這說明模型的假設是有修正和拓展的空間。如 Bertola and Caballero (1992a)、Bertola and Svensson (1993)、Tristani (1994) 及 Werner (1995) 考慮隨時間變化重整 (time-varying realignment) 之可能性；Delgado and Dumas (1992)、Beetsma and Van der Ploeg (1994) 及 Lewis (1995) 將央行在外匯市場的干預行爲做進一步探討，即考慮界內干預 (intra-marginal intervention) 之可能性；Kempa et al. (1997)、 Kempa and Nelles (1999) 及 Beetsma and Van der Ploeg (1998) 則將物價完全調整之假設放寬，討論物價具有僵固性下的匯率目標區模型。

其中，將重整風險納入基本目標區模型，有兩種方式。首先，係考慮外生的重整機率 (Bertola and Caballero, 1992a; Bertola and Svensson, 1993)。一旦匯率接近邊界水準時，央行可能有兩種干預行動：有 $(1-p)$ 機率實行邊界干預，以使得匯率回到中心平價水準；另外有 p 機率實行目標區重整，讓匯率等於新的中心平價。若民眾預期重整的可能性大於邊界干預時 (即 $p > 0.5$)，則匯率在目標區域內將呈現反 S 形狀的走勢，反而使得匯率波動加大 (即所謂「離婚效果」(divorce effect))；且匯率與利率差沒有抵換的性質。其次，係考慮內生化的重整機率 (Bertola and Caballero, 1992b; Tristani, 1994; Werner, 1995)，即將重整的預期設定成重整規模大小、市場基要偏離中心平價、匯率目標區寬度的函數：其中重整的規模大小設爲固定的常數，代表貨幣當局每次進行重整時，新的中心平價與原來的中心平價差距皆相同；另重整預期爲市場基要偏離中心平價的增函數，唯爲目標區寬度的減函數。因此匯率在目標區內的走勢形成一個較陡的 S 形狀，亦即匯率在中心

平價附近的蜜月效果較小；唯當匯率接近目標區邊界時，匯率的動態走勢趨緩，故蜜月效果較大。此外，因假設民眾對匯率的預期爲匯率在目標區內走勢與重整兩部份預期之和，其利率差的動態性質可歸納如下：當市場基要接近中心平價水準時，預期匯率在目標區內走勢的影響力較小，此時利率差主要受重整預期的影響而較不穩定，因而利率差隨市場基要的偏離呈現遞增的關係；反之，當市場基要接近目標區的邊界水準時，預期匯率在目標區內走勢的力量較大，對利率差具有穩定的效果，故利率差呈現遞減的關係。

上述文獻中，從經濟觀點而言，外生重整風險模型的設定似較爲不妥；唯內生化的重整機率模型亦有以下之一些缺失：匯率在目標區內形成一個較陡的 S 形狀的走勢，即隱含其密度函數爲 U 形，此和許多 EMS 之實證結果不符。此外，匯率預期爲匯率在目標區內預期與重整預期，兩預期無權數相加的設定，亦頗不合理[3]。故往後有不少學者提出異質民眾預期模型，來解決這些問題；而此約略可分爲兩種方式來處理：首先，假設政府政策不完全可信時，匯率在目標區內波動變小的「蜜月效果」並不一定存在，須視經濟狀況而定。如 Bertola and Caballero (1992a) 及 Bertola and Svensson (1993) 考慮一般民眾預期匯率體制分別有 p 機率維持原目標區及 $(1-p)$ 機率放棄原目標區；另有如 Torres (2000)、陳建文 (2003)、賴祈妃 (2005) 及謝智源 (1994)等，考慮體制內有兩群不同比例之異質民眾 w 及 $(1-w)$，分別預期政府會維持原目標區與放棄原目標區。其次，將財務金融之兼論看短線者 (chartist) 與看長線者 (fundamentalist) 股價預期應用於國際金融之匯率預期 (Levin, 1997; De Grauwe and Grimaldi, 2005a, 2005b, 2006; Bauer et al., 2009 等)。當市場上對於匯率預期的形成，是由特定比例之看短線者與具累退預期 (regressive expectations) 之看長線者所組成；若能減少投機炒作看短線者之比例，則匯率在目標區內的波動將明顯變小[4]。綜上所述，本文嘗試設定一不同的預期組合模型，在政策不具完全可信度下，分析民眾匯率預期對目標區政策成效之影響。明確地說，我們想

---

[3] 詳述請參見 Kempa and Nelles (1999, p.192) 之說明。

[4] 感謝匿名評審對此部分異質預期模型之相關文獻回顧、分析，非常精闢的指正與建議。

根據此異質預期模型來分析：當政府宣告實施匯率目標區政策時，對匯率是否亦會產生如 Krugman (1991) 所說的「蜜月效果」；同時也將探討此項干預政策對利率差，是否可能需要付出波動更加劇烈的代價。而與傳統文獻之差異爲：除了假設在異質民眾的預期下，分析兩類民眾相對比例的多寡不僅會影響匯率動態走勢，亦將探討其對利率差走勢之影響。另外，本文的重點爲：將影響異質民眾預期之因素，如目標區寬度、民眾對政策敏感度、重整規模大小及市場基要偏離的大小等一一提出，個別討論其和異質民眾比例之關係；再藉由兩類民眾比例之變化，以數值模擬之方法，來觀察其對匯率與利率差兩者的影響。

本文之內容共分五節：第一節爲緒論。第二節爲匯率目標區理論模型之介紹。第三節爲考慮有邊界干預與浮動匯率預期之異質民眾，即民眾對匯率預期有不確定性，分析其和匯率變動與利率差走勢之關係；其次，再加入目標區寬度、民眾對貨幣當局之政策敏感度及市場基要偏離的大小等因素，利用數值模擬來探討其對匯率變動與利率差走勢之影響。第四節則爲考慮有邊界干預與目標區重整預期下異質民眾之探討，同時再利用數值模擬來分析相關因素對民眾預期及匯率變動、利率差走勢之影響。第五節則爲結論。

貳、理論架構

本文之目的在探討：當經濟體系遭遇到衝擊時，若政府宣告實施匯率目標區，人們預期的改變如何影響總體變數，如匯率變動及利率差與兩者間之關係。爲分析此一問題，本文按 Miller and Weller (1991) 之設定；在一個開放總體經濟模型下，假設物價可自由波動；本國與外國所生產的商品爲完全替代，因此商品市場均衡條件要求購買力平價說 (purchasing power parity, PPP) 成立；資本在國際間爲完全移動，因此利率平價說 (IRP) 成立；貨幣市場的貨幣需求面存在一個隨機干擾項，且假設此干擾項的變動服從布朗運動。依上述之假設，利用下列之方程式來描述此一經濟體系：

$$p = e + p^* \tag{1}$$

$$m - p = \phi\bar{y} - \lambda r - v\,;\ \ \phi, \lambda > 0 \tag{2}$$

$$r = r^* + \frac{E(de)}{dt} \tag{3}$$

(1)-(3) 式中，p 與 p^* 分別代表本國與外國的物價，e 爲名目匯率，m 爲名目貨幣供給，$\bar{y}$ 爲充分就業產出水準，r 與 r^* 分別代表本國及外國利率水準，v 爲貨幣需求的隨機干擾項，$E(de)/dt$ 爲匯率的預期變動；以上除了 r 及 r^* 外，其餘變數皆以自然對數表示。其次，ϕ 爲貨幣需求的所得彈性、λ 爲貨幣需求的利率半彈性 (semi-elasticity) [5]，此兩個係數值均爲正。

由 (1)-(3) 式，可以解出匯率的方程式如下：

$$e = m - \phi\bar{y} - p^* + \lambda r^* + v + \lambda\frac{E(de)}{dt} \tag{4}$$

爲簡化分析，令 $-\phi\bar{y} - p^* + \lambda r^* = 0$，且假設市場基要爲 $f \equiv m + v$。因此，匯率可表示爲市場基要及未來匯率預期變動的函數如下：

$$e = f + \lambda\frac{E(de)}{dt} \tag{5}$$

---

[5] 感謝匿名評審的提醒：因本文模型之各式中，除了 r 及 r^* 外，其餘變數皆以自然對數表示。設貨幣市場均衡式爲：$\ln m - \ln p = \ln L(\bar{y}, r) = \phi \ln \bar{y} - \lambda r - v$，所以 $\lambda = -\partial \ln L / \partial r$。因式中分子 $\partial \ln L$ 爲貨幣需求的變動率，而分母僅爲利率之變動；故我們稱“λ 爲貨幣需求的利率半彈性”，以示區別於一般之彈性。詳述請參見 Bhandari (1981) 及 Bhandari (1982, Ch.2) 之說明。

另外，假設干擾項的變動具有隨機漫步過程 (random walk) 的型式：

$$dv = \sigma dz \tag{6}$$

(6) 式中，z 服從一個標準的布朗運動：它每單位時間變動的期望值爲零 ($[E(dz)/dt]=0$)，且每單位時間變動的變異數爲 1 ($[E(dz)^2/dt]=1$)。由此可以得知每單位時間 v 變動的期望值爲 0，變異數爲 σ^2 。

由於在匯率目標區內，央行無須採取干預之措施；所以此時貨幣供給量爲外生參數，從而得知市場基要 f 亦服從隨機漫步過程[6]：

$$df = \sigma dz \tag{7}$$

爲簡化分析，假設期初 $m=0$ 且匯率在中心平價 (central parity) 向上及向下移動之軌跡係對稱；由 (5) 式與 (7) 式即可求得匯率的一般解如下：

$$e = f + A_1 \exp(sf) + A_2 \exp(-sf) \tag{8}$$

(8) 式中，$s=\sqrt{2/\lambda\sigma^2}>0$ ，A_1 、A_2 爲待解參數。

當央行採浮動匯率讓匯率自由浮動時，平均而言，匯率波動的預期爲零；所以匯率解只剩市場基要 (特殊解) 的部分，即：

$$e = f \tag{9}$$

唯當央行實施匯率目標區時，匯率於目標區內的走勢則爲 (8) 式。

其次，當討論政府宣告之目標區政策不完全可信時，利用不同民眾類型比例的相對

---

[6] 本文爲簡化分析起見，並不考慮趨勢變動。唯由於許多國家的資料顯示匯率常出現走強或走弱的趨勢，故未來研究時可考慮將市場基要納入趨勢變動。

多寡，來比較其對匯率穩定性之影響。假設當市場基要偏離某個臨界值時，民眾對於政府存有兩種不同的看法：(a) 相信政府會遵守其政策，實施邊界干預以維持匯率之穩定；(b) 放棄目標區政策，而改採其他匯率政策。因此，市場上對匯率之預期，係由兩類民眾對匯率動態走勢之加權平均值所決定：其中 w 代表相信政府的民眾比例，$1-w$ 則爲不信任政府之民眾比例。故假設匯率之動態走勢如下[7]：

$$e = f + \lambda\left\{ w\frac{E_C(de)}{dt} + (1-w)\frac{E_{NC}(de)}{dt} \right\},\ 0 \le w \le 1 \tag{10}$$

(10) 式中，匯率動態由市場基要與民眾對匯率之預期所共同決定。在匯率水準未達目標區邊界水準時，市場上對匯率之預期係由兩類民眾對匯率之加權平均值所決定。其中 $E_C(de)/dt$ 代表信任政府的民眾對匯率之預期；$E_{NC}(de)/dt$ 代表不信任政府的民眾對匯率之預期。

---

[7] 此一民眾不確定性預期的設定源自 Torres (2000)。一般面對目標區政策不完全可信時有兩種處理方式：首先，考慮齊質民眾預期匯率體制分別有 p 機率維持原目標區，及 $(1-p)$ 機率放棄原目標區如 Bertola and Caballero (1992a) 及 Bertola and Svensson (1993)；假設 $p=0.2$，維持原目標區與放棄原目標區之匯率預期分別爲 $E_C(de)/dt$ 及 $E_{NC}(de)/dt$ 下，由 (5) 式即可求得匯率之動態走勢爲 $e = 0.2[f + \lambda(E_C(de)/dt)] + 0.8[f + \lambda(E_{NC}(de)/dt)] = f + \lambda[0.2(E_C(de)/dt) + 0.8(E_{NC}(de)/dt))$。其次，考慮體制內有兩群不同比例之異質民眾 w 及 $(1-w)$，分別預期政府會維持原目標區與放棄原目標區如 Torres (2000)、陳建文 (2003) 及謝智源 (1994) 等；假設 $w=0.2$，維持原目標區與放棄原目標區之匯率預期分別爲 $E_C(de)/dt$ 及 $E_{NC}(de)/dt$ 下，由式 (10) 即可求得匯率之動態走勢爲 $e = f + \lambda[0.2(E_C(de)/dt) + 0.8(E_{NC}(de)/dt)]$。故兩種方式所求得之匯率動態走勢的結果皆相同。

參、異質民眾猜測之不確定性：浮動匯率與邊界干預

本節分成二部分，第一部分討論給定兩類民眾比例下，比例的相對多寡對匯率與利率差走勢之影響。第二部分，首先依 Torres (2000) 之設定，市場上兩類民眾的比例，將隨著市場基要偏離而產生變化：即市場基要值接近中心平價時，信任政府的民眾比例較多；當市場基要偏離中心平價越多時，信任政府的民眾比例則越來越少。除此之外，因目標區的寬度、民眾對貨幣當局政策敏感度及民眾對於政府的信心程度皆可能影響民眾對匯率之預期；故在第二部分之後半部中，我們亦將考慮加入這些參數，並利用數值模擬，分析各參數值變化如何對匯率及利率差產生影響。

一、給定的民眾猜測行為

如同前述，w 與 $1-w$ 分別代表兩類民眾的權數，以下就 w 大於、等於及小於 0.5 的情況來討論。

(一)匯率動態走勢分析

首先，有 w 比例的民眾 (信任政府型) 預期目標區內的匯率走勢爲[8]：

$$e = f + A\exp(sf) - A\exp(-sf) \tag{11}$$

藉由理性預期的連續條件及平滑相接條件可解出係數 A：

[8] 爲簡化分析，假設期初 $m=0$ 且 $A_1 = -A_2 = A$ 的情況下，才可將假定中心匯率 $=0$ 及對稱的上、下限匯率轉換成對稱的上、下限市場基要。

$$A = \frac{-1}{s[\exp(s\bar{f}) + \exp(-s\bar{f})]} \tag{12}$$

(12) 式中，$\bar{f}$ 爲市場基要之上限。

因假定匯率走勢爲二階可微函數，由 Itôlemma，(5) 式可得信任政府民眾預期匯率的變動如下：

$$\frac{E_C(de)}{dt} = -\frac{[\exp(sf) - \exp(-sf)]}{\lambda s[\exp(s\bar{f}) + \exp(-s\bar{f})]} \tag{13}$$

另外，有 $1-w$ 比例的民眾 (不信任政府型) 預期匯率的變動爲：

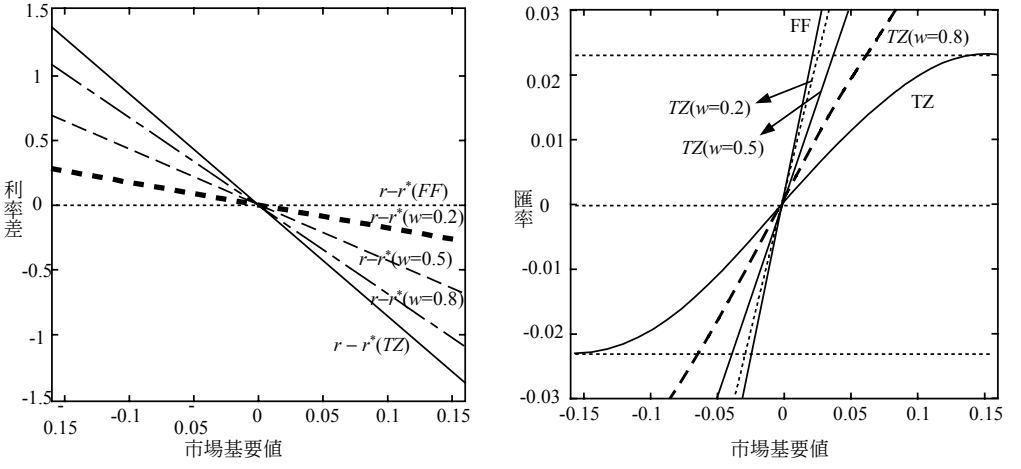
$$\frac{E_{NC}(de)}{dt} = 0 \tag{14}$$

由 (13)、(14) 式及 Itôlemma，可解出式 (10) 之匯率動態走勢爲：

$$e = f - \frac{w[\exp(sf) - \exp(-sf)]}{s[\exp(s\bar{f}) + \exp(-s\bar{f})]} \tag{15}$$

最後，分別將相信政府民眾比例 (w)，給定的設定爲 0.8、0.5、0.2，從 (15) 式可得到圖 1(a) 如下[9]：

[9] 感謝匿名評審的提醒：在浮動匯率下 $E(de)/dt = 0$，故 *FF* 線 $e = f$ 應爲 45 度線；唯此圖因刻度不同無法顯示此特性，且不易看出所有匯率走勢變化狀況。*FF* 線若能下調爲 45 度線，其他 *TZ* 線斜率應較爲平緩。其次，Krugman (1991, PP.680-681) 一文中亦曾提及，在不完全可信情況下，匯率曲線會較完全可信下較陡，唯仍較 *FF* 線平坦；意指不完全可信之 *TZ* 線較不具穩定性，唯仍具穩定功能。而匯率的穩定性視其可信度 w 而定：當不完全可信下 *TZ* 線在接近市場基要 (隨機干擾) 上限時，w 接近 1 之不完全可信之 *TZ* 線將直接下降，跳回完全可信之 *TZ* (w = 1) 線；而 w 接近 0 之不完全可信之 *TZ* 線將直接上升，跳至 *FF* 線 (即 $w = 0$)。



(a)　　(b)

圖 1　邊界干預與浮動匯率預期且民眾猜測給定下對匯率及利率差之影響[10]

圖 1(a) 中，TZ (w = 0.2)、TZ (w = 0.5) 與 TZ (w = 0.8) 代表信任政府的民眾比例設定爲 0.2、0.5 及 0.8 下之匯率動態走勢，TZ 代表目標區政策爲完全可信下之匯率動態走勢 (即 w = 1)。由圖中可觀察到，TZ (w = 0.2)、TZ (w = 0.5) 與 TZ (w = 0.8) 之匯率動態走勢皆較浮動匯率穩定，即三者皆存在蜜月效果。比較完全可信下的匯率動態走勢 TZ 與不完全可信下之匯率動態走勢，可發現 TZ 之蜜月效果最大；不完全可信下之匯率走勢，則以信任政府的民眾比例較多時 (w = 0.8)，匯率較爲穩定。因此，考慮不完全可信之目標區政策，且在給定的民眾比例下，若信任政府的民眾越多，則目標區政策下之匯率走勢亦越穩定。

(二)利率差動態走勢分析

利用式 (3)、(5) 與 (15) 式，可得利率差走勢如下：

[10] 圖 1 中，參數係引自 Tristani (1994) 之假設，其值為：$\lambda = 0.1$、$\sigma = 1$、$\bar{f} = 0.16$、$\underline{f} = -0.16$，所對應的匯率上、下限值則為 0.0225、–0.0225。

$$r - r^* = \frac{-w[\exp(sf) - \exp(-sf)]}{\lambda s[\exp(s\bar{f}) + \exp(-s\bar{f})]} \tag{16}$$

圖 1(b) 中，$r - r^*$ ($w = 0.2$)、$r - r^*$ ($w = 0.5$) 與 $r - r^*$ ($w = 0.8$) 代表信任政府的民眾比例設定爲 0.2、0.5 及 0.8 下之利率差走勢，$r - r^*$ (TZ) 代表目標區政策爲完全可信下之利率差走勢；而浮動匯率制度下之利率差走勢爲 $r - r^*$ (FF)。

比較圖 1(a)、(b) 發現，當匯率之走勢存在較大之蜜月效果時，其所產生的利率差動態走勢反而波動較大；反之，若匯率的動態走勢存在較小的蜜月效果時，其所產生的利率差動態走勢波動較小。由經濟意義直覺來看，假如市場基要接近目標區上邊界水準時，若給定信任政府之民眾比例較多，即市場上相信政府會進行干預的民眾會較多；因此預期匯率會升值的力量相對較大，使匯率較爲穩定，故匯率波動較小。然而，預期匯率會升值較多的結果，將使得利率差波動較大，即匯率穩定將以利率差波動變大爲其代價。同理，若給定信任政府之民眾比例較少時，民眾預期未來干預的可能性較低，故預期匯率會升值的力量較小，而使得利率差之波動較小。總而言之，在給定民眾比例下，政府所宣告之目標區政策，將使得匯率的波動皆小於浮動匯率，故皆存在蜜月效果；然而，當匯率的波動越小時，利率差之波動卻相對較大，兩者之波動皆存在抵換之關係。

二、隨市場基要變化之民衆猜測行為

Torres (2000) 考量民眾對外匯市場上存在不同預期的前提下，進行目標區制度的研究；認爲目標區制度崩潰的機率爲市場基要偏離中心平價大小值的函數。

關於異質民眾權重的設定，他假設市場基要偏離其中心平價越多時，民眾認爲政府能夠維持其政策宣告的可能性越低，導致相信政府政策的民眾比例會下降。因此信任政府的民眾比例 (w) 與市場基要的偏離 (h) 呈反向變動，而不相信政府政策的民眾比例會隨之上升。故可將相信政府宣告之政策的民眾權數設定如下：

$$w = \frac{1}{1+\gamma\cdot(h)^2} \tag{17}$$

式中，h 爲市場基要偏離中心平價的大小，若假設中心平價水準爲 0，則市場基要值 f 即代表 h ；γ 是當市場基要偏離中心平價時，民眾信任政府之比例下降的速度。我們利用式 (17)，且給定 γ 值後，即可求得 h 與 w 兩者間之關係；此即意謂我們可以透過市場基要的偏離，來觀察市場上信任政府民眾的比例變化。如當 $\gamma = 100$，若 $h = 0$ 時， $w = 1$，即全部的民眾皆相信政府。我們亦可知：當 h 大於 0 時，則信任政府的民眾開始減少，所以 w 開始下降；如當 $\gamma = 100$，若市場基要值的偏離值爲 $h = 0.16$ 時，此時信任政府的民眾比例將只剩 $w = 0.28$。

首先，我們須假設給定的 γ 值後，才能得到 h 與 w 之關係，故 γ 與 h 皆是影響 w 之關鍵。其次，若 γ 值並非直接給定，而是由目標區其他因素所內生決定，則對目標區效果亦將產生不同的影響。故本節之後半部將考慮 γ 爲給定或內生下，利用不同參數之設定，來討論 γ 對於目標區效果之影響。

(一)信任政府下降之速度 (γ) 為既定

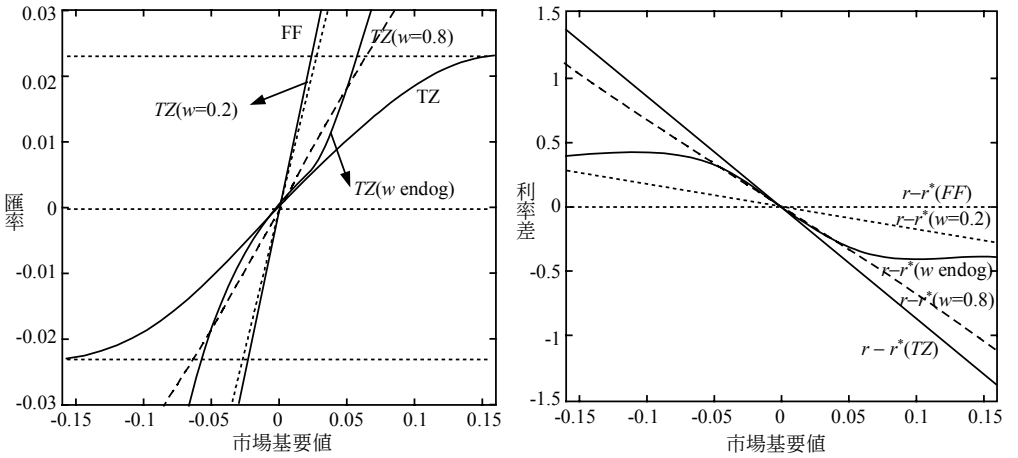
首先，假設 γ 其爲一固定常數，即 γ=100。而異質民眾權數的設定，可假設爲固定，或隨著市場基要的偏離而變化。以下即利用式 (15) ，求其匯率之動態走勢，同時將探討其對利率差動態走勢的影響。

(1) 匯率動態走勢分析：

利用式 (15) 與式 (17) ，可得到民眾權數隨市場基要偏離而變化下，匯率之動態走勢：

$$e = f - \frac{1}{1+\gamma\cdot f^2}\frac{[\exp(sf)-\exp(-sf)]}{s[\exp(s\bar{f})+\exp(-s\bar{f})]} \tag{18}$$

式 (18) 中匯率之動態走勢可以數值模擬求得，如圖 2(a) 所示。圖 2(a) 中，*TZ* 線爲目標區政策完全可信下的匯率走勢 (即 $w = 1$)，*TZ* (w endog) 線爲相信政府的民眾權數，會隨著市場基要的偏離而變化下之匯率走勢。*TZ* ($w = 0.2$) 與 *TZ* ($w = 0.8$) 分別爲，將信任政府的民眾比例固定在 0.2 與 0.8 下的匯率走勢；*FF* 則爲浮動匯率下之匯率走勢。



(a) (b)

圖 2 邊界干預與浮動匯率預期且民眾猜測爲可變下對匯率及利率差之影響[11]

首先，假設在目標區完全可信的情況下，所得到的匯率動態走勢爲 *TZ* 線。此時不考慮不確定性因素，市場上的民眾皆信任政府會採行目標區政策；亦即，當市場基要值達目標區邊界時，民眾皆相信政府將採行邊界干預措施。故由圖 2(a) 可知，*TZ* 之匯率動態走勢波動最小。其次，在給定民眾的比例上，當信任貨幣當局的民眾比例較高時，所得到的蜜月效果較大。上圖中可發現給定信任政府的民眾比例爲 0.8 時，所產生的匯率動態路徑 *TZ* ($w = 0.8$)所產生的波動較小；而給定信任政府的民眾比例爲 0.2 時，所產生的匯率動態路徑 *TZ* ($w = 0.2$) 波動較大，其波動較靠近浮動匯率下的匯率路徑。

[11] 圖 2 中參數設定 $\lambda = 0.1$、$\sigma = 1$、$\gamma = 100$、$\bar{f} = 0.16$、$\underline{f} = -0.16$，其所對應的匯率上、下限值爲 0.0225、−0.0225。

最後，在內生化民眾的比例上，信任政府的民眾比例，將隨著市場基要的偏離而逐漸變小。因爲民眾會觀察市場基要的變化，據此猜測政府所可能採行的政策；若市場基要偏離越多，原本信任政府的民眾可能會改變立場，覺得政府可能會放棄目標區政策而改採浮動匯率，因而使得匯率動態波動越來越大。由圖 (2a) 中可以觀察到內生化之民眾猜測下的匯率路徑，在市場基要接近中心平價時，由於民眾對於政府很有信心，使得匯率的蜜月效果很大；即當市場基要值在中心平價附近時，內生化之民眾猜測下的匯率路徑，其匯率波動僅大於完全可信下之匯率走勢。但隨著市場基要的偏離，蜜月效果越來越小，匯率的波動漸漸變大[12]。即在市場基要偏離中心平價，接近目標區邊界水準時；內生化之民眾猜測路徑，其匯率波動大於完全可信下之匯率走勢，且其亦大於給定民眾比例較多 ($w = 0.8$) 時之匯率走勢[13]。

(2) 利率差動態走勢分析：

由於市場上存在兩類民眾，對於匯率的預期有不同的看法；因此，利用兩類民眾對匯率預期之加權平均，即可求得利率差之動態走勢。利用式 (3)、(5) 與式 (18) ，即可求得異質民眾猜測下利率差走勢：

$$r - r^* = \frac{-[\exp(sf) - \exp(-sf)]}{(1+\gamma \cdot f^2)\lambda s[\exp(s\bar{f}) + \exp(-s\bar{f})]} \tag{19}$$

式 (19) 亦可以圖 2(b) 表示： 圖中，$r - r^*$ (TZ) 線爲目標區完全可信的情況下，所得到的利率差走勢，$r - r^*$ (w endog) 線爲相信政府的民眾權數內生化之利率差走勢。$R -$

---

[12] 在異質民眾預期比例與市場偏離中心平價有關時，由圖 2(a) 可知 TZ (w endog) 與 TZ ($w = 0.8$) 相交於 $f = \pm 0.05$，而與 TZ (w=0.2) 相交於 $f = \pm 0.2$。同理，可反推與 TZ (w endog) 相交於市場基要上下限 $f = \pm 0.016$ 之 TZ 線所對應的 $w = 0.34$，即吾人亦可推算出現蜜月效果反轉之 w 臨界值。另外，其餘圖形亦可同以此法推論。

[13] 本文中所比較之匯率波動與利率差波動大小，係在 γ 與市場基要上、下限給定之前提下，所得到的結果；一旦設定之數值改變，所得到之結果亦將不同。

r^* ($w = 0.2$) 與 $r - r^*$ ($w = 0.8$) 爲分別將信任政府的民眾比例固定在 0.2 與 0.8 下之利率差走勢。浮動匯率制度下之利率差走勢爲 $r - r^*$ (FF)。

首先，假設目標區完全可信下，亦即民眾對於市場基要值達目標區邊界時，皆相信政府會採行干預措施，以維護目標區政策；此時預期匯率會升值的力量最大，致使利率差動態走勢 $r - r^*$ (TZ) 波動亦最大。其次，在給定民眾的比例上，當信任政府的民眾比例較高時，所得到的利率差動態走勢波動較大；反之，當信任政府的民眾比例較低時，所得到的利率差走勢波動較小。由圖 2(b) 中可發現給定信任政府的民眾比例爲 0.8 時，所產生的利率差動態路徑 $r - r^*$ ($w = 0.8$) 所產生的波動較大；而給定信任政府的民眾比例爲 0.2 時，所產生的利率差動態路徑 $r - r^*$ ($w = 0.2$) 波動較小。

最後，由圖 2(b) 中亦可觀察到內生化民眾猜測下的利率差走勢。在市場基要接近中心平價時，所得到的利率差波動較大，僅小於完全可信下的利率差波動。但隨著市場基要的偏離，利率差之波動漸緩；即在接近目標區邊界時，內生化之民眾猜測下的利率差波動不僅小於完全可信下的利率差波動 $r - r^*$ (TZ)，亦小於給定信任政府民眾比例較多時之利率差波動 $r - r^*$ ($w = 0.8$)。

由經濟意義直覺來看，當匯率之動態走勢存在較大之蜜月效果時，代表市場基要接近邊界水準時，預期匯率升值的力量較大，致使其利率差反而波動較大；反之亦然。故在 γ 爲外生下，匯率與利率兩者之間，仍存在抵換之關係。

(二)信任政府下降的速度 (γ) 為其他參數之函數

之前我們將 γ 看成外生，在給定 γ 值之後，即可求得 h 與 w 兩者間之關係；並透過市場基要的偏離，來觀察市場上信任政府的民眾比例變化。然而，若 γ 值並非直接給定，而是由目標區其他因素所決定，則對目標區效果亦可能產生不同的影響。故我們將 γ 設定爲某些參數之函數；且探討各參數值變化對 γ 之影響，進而透過影響民眾預期之權數，使匯率產生變化。

由於目標區的寬度、民眾對於政府政策之敏感度及市場基要的偏離大小等因素，皆

可能影響匯率在目標區內之走勢[14]。本文將市場上民眾分成兩群：信任政府型與不信任政府型，而 γ 亦是影響兩類民眾比例的重要因素之一；因此我們利用上述影響民眾對匯率預期的因素，將 γ 值內生化。再藉由數值模擬，我們可以觀察這些因素變化如何影響目標區政策成效。

首先，我們假設市場上仍存在兩群異質民眾，第一類民眾對政府實行目標區具有信心；反之，第二類民眾認為政府不會採行目標區制度，而將採行浮動匯率制度。因此，匯率的預期仍為這兩群民眾預期之加權平均值。但 γ 代表當市場基要偏離時，異質民眾比例變化的速度，設其為民眾對市場基要變化敏感度 (φ) 與目標區寬度 (θ) 的函數。其中，φ 值決定於民眾對貨幣當局的信心程度，故當 φ 值小時，表示民眾比較相信政府會採取防禦目標區的政策；反之，當 φ 值大時，表示民眾對於政府存有較大之疑慮。一般而言，貨幣當局的信譽、外匯存底是否充裕及目標區政策是否具透明化皆是影響 φ 值的重要關鍵。其次，目標區之寬度 (θ) 之所以會影響民眾比例之變化，在於相同的偏離程度下，目標區寬度較小者，其市場基要較接近邊界水準，故信任政府之民眾流失之速度較快；反之亦然。

綜上所述，我們可合理假設：φ 與 γ 成正比，而 θ 與 γ 成反比，故式 (17) 中異質民眾比例變化的速度 γ 可表示如下：

$$\gamma = \frac{\varphi}{\theta} \tag{20}$$

由式 (20)、(17) 中，且設中心平價為 0 下，可得到信任政府的民眾之權數為：

---

[14] Tristani (1994)、Werner (1995) 曾說明民眾對於重整的預期將受到目標區寬度、重整規模大小與市場基要偏離大小等因素所影響。本節係利用上述文獻之設定，假設民眾對於政府放棄防禦目標區而改採浮動匯率之預期，將同時受到目標區寬度、市場基要偏離大小因素之影響。

$$w=\frac{1}{1+\frac{\varphi}{\theta}\cdot f^{2}} \tag{21}$$

如同前述，由式 (15) 與式 (21) 即可求得目標區內之匯率動態走勢；利用式 (16) 與式 (21) 即可求得目標區內之利率差動態走勢。以下主要利用數值模擬來分析目標區寬度、民眾敏感度等，對匯率與利率差兩者動態走勢之影響。且爲了簡化分析，以下我們皆只分析市場基要偏離而接近上限水準之情況。

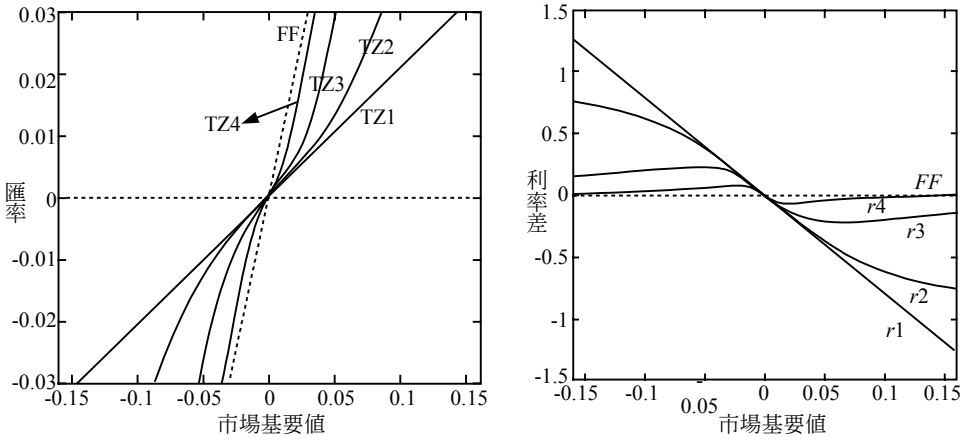
1. 不同民眾敏感度 (φ) 的設定

考慮民眾對目標區政策存有邊界干預或浮動匯率之不同預期前提下，匯率在目標區內走勢，將受異質民眾比例相對多寡的影響。先給定 θ，而 φ 值代表當市場基要偏離中心平價時，民眾對於政府可能採行浮動匯率制度的敏感度，亦即當 φ 值越大時，其代表民眾對於政府的匯率目標區不具信心；反之，當 φ 值越小時，市場基要偏離中心平價時，民眾對政府則仍深具信心。

以下，我們將利用數值模擬來分析，民眾對於政策的敏感度對匯率走勢之影響，且參數值 φ 分別設定成 1、10、100、1000 等四個值[15]。圖 3 (a) 中，FF 爲浮動匯率制下的匯率走勢，TZ1、TZ2、TZ3、TZ4 分別代表 φ 值爲 1、10、100、1000 所形成之匯率動態。由圖形 3(a) 中可知，當 $\varphi=1$ 時，因民眾對於市場基要偏離反應較不敏感，匯率在目標區內有相當大的蜜月效果；但隨著 φ 值漸漸變大，代表民眾之反應較敏感，只要市場基要稍偏離中心平價，預期政府會改採行浮動匯率的比例將快速上升。當 $\varphi=$ 10 時，匯率在中心平價附近仍具有很大的蜜月效果，但隨市場基要的偏離其蜜月效果越來越小。但當 φ

[15] 感謝匿名評審的提醒： Tristani (1994) 曾將民眾對政策之敏感度 φ 值設定爲 5 與 12，本節係參考其設定；先給定 θ，將 φ 值設定爲 1、10、100、1000 等四個值，分析不同民眾敏感度對匯率走勢之影響。由於 φ 值係設定民眾對政策之敏感度，爲個人主觀的感受；故 φ 值變得較大，應仍屬合理。

值超過 100 時，匯率只在中心平價附近具有蜜月效果；一旦市場基要偏離較大時，匯率走勢幾乎與浮動匯率走勢重疊，蜜月效果變得很小。



(a)　　(b)

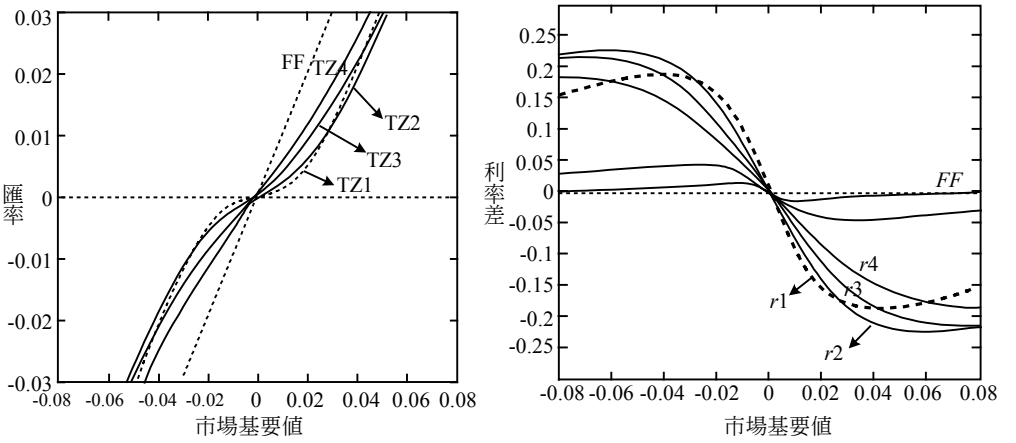
圖 3　不同民眾敏感度下對匯率及利率差走勢之影響

圖 3(b) 中，$r1$、$r2$、$r3$、$r4$ 分別代表 φ 值設定爲 1、10、100、1000 之下所得到之利率差動態走勢。由圖形比較可得知，$r1$ 所代表之利率差走勢波動最大，$r4$ 所代表之利率差走勢波動最小。比較圖 3(a)、3(b)，亦即比較不同民眾敏感度對匯率與利率差之影響可知：當 φ 值越小時，所得到的匯率較穩定，但是利率差卻較不穩定；唯當 φ 越大時，所得到的匯率較不穩定，但利率差卻相對較爲穩定。故在不同民眾敏感度之下，匯率與利率差之波動存在抵換之關係。

由經濟意義直覺來看，當 φ 值越小時，即表示政府的信譽良好、外匯存底充裕及目標區政策較具透明化；假設市場基要偏離接近上邊界水準時，市場上之民眾普遍相信政府會防禦其所宣告之目標區政策，預期匯率會升值的力量較大，因而使得匯率較穩定。唯預期匯率升值力量較大，將致使利率差之波動因此加大；反之亦然，故匯率與利率差之波動存在有抵換關係。

2. 不同目標區寬度 (θ) 的設定

目標區寬度之制定主要係受外在情勢影響，例如在歐洲貨幣體制會員國中，法國曾在 1993 年，因爲投機性的炒作使其將原來 ±2.25% 之目標區間放寬至 ±15% ，約爲原寬度之 6 至 7 倍。因此，執政當局會因應外在情勢，將目標區寬度作適度的調整。另外，假設目標區是對稱的，而目標區的寬度即是市場基要上限與下限值間的差距；因此當市場基要的上限值越大時，即代表目標區的寬度越大。以下，我們將市場基要之上限值分別設定爲 0.08、0.16、0.24、0.32 等四個值[16]。



(a) (b)

圖 4 不同目標區寬度下對匯率及利率差走勢之影響[17]

[16] Tristani (1994) 將匯率上、下限值設定爲 ±0.0225 ，其所對應的市場基要上、下限值爲 ±0.16 。本節分析不同目標區寬度之影響，將目標區寬度設定爲原來的 0.5、1、1.5 及 2 倍，即市場基要上、下限值分別爲 ±0.08 、 ±0.16 、 ±0.24 及 ±0.32 。

[17] 感謝匿名評審的提醒：圖 4 與圖 8 中市場基要的上下限值範圍縮減爲其他圖型之一半，係因要觀察在一定的市場基要 (即干擾項) 下，匯率與利率差之變化情形；故縱軸、橫軸之尺度不同，且 *FF* 亦不爲 *45* 度線。然此並不影響最後所得之結果。

圖 4(a) 中，FF 爲浮動匯率制下的匯率走勢，TZ1、TZ2、TZ3、TZ4 爲考慮異質民眾，對匯率存有不同預期下之匯率動態，其分別代表市場基要上限值爲 0.08、0.16、0.24、0.32 設定下的匯率走勢。由圖 4(a) 中可知，當市場基要值在中心平價附近時，TZ4 所得到之蜜月效果最小；而 TZ1 所得到之蜜月效果最大。一旦當市場基要值偏離中心平價較大時，TZ1 之蜜月效果可能最小，TZ4 所得到之蜜月效果或許會大於 TZ1 之蜜月效果。結果可知，當市場基要值在中心平價附近時，目標區寬度越小的匯率波動較小；反之，當市場基要值偏離中心平價較大時，目標區寬度越小的匯率波動卻較大。

綜上所述，在未考慮不確定性因素時，目標區的寬度較小的匯率走勢相對較爲穩定；唯在考慮不確定因素下且目標區的寬度較小[18]，當市場基要在中心平價附近時，由於信任政府的民眾比例相當高，因此所得到的匯率走勢亦較爲穩定。一旦市場基要偏離中心平價較大且目標區寬度較小時，信任政府的民眾比例下降的速度越快，故匯率走勢亦較爲不穩定。

圖形 4(b) 中，$r1$、$r2$、$r3$、$r4$ 分別代表市場基要值爲 0.08、0.16、0.24、0.32 設定下之利率差動態走勢。比較圖 4(a) 與圖 4(b) 可知，當市場基要值在中心平價附近時，匯率與利率差兩者呈反向關係。此意指，當市場基要上限值越小，即目標區寬度越小時，市場基要值在中心平價附近匯率波動小，但利率差波動較大。原因在於當上限值較小且市場基要仍在中心平價附近時，民眾普遍相信政府會採行干預措施以維持匯率穩定，透過匯率升值的預期，將可使匯率維持穩定；但匯率升值的預期力量較大，會使利率差之波動亦變大，因而匯率與利率差兩者之波動存在抵換之關係。同理，市場基要偏離中心平價越多下，匯率波動變大但利率差之波動變小，兩者亦存在抵換關係。

由經濟意義直覺來看，在市場基要值偏離中心平價越多，且當目標區寬度越小時，相信政府的民眾將快速減少，預期匯率升值的力量較小，使得匯率之波動越來越大；且由於民眾預期匯率升值力量較小，會使利率差較爲穩定。故當市場基要偏離越多時，目

[18] 此處所指的不確定因素是指：市場上民眾對於政府之目標區政策有信任與不信任兩種立場。

標區寬度越小時，匯率之波動越大，利率差之波動卻越小；反之，當目標區寬度越大時，匯率之波動相對較小，利率差之波動卻相對較大。因此，考量外在情勢與目標區寬度大小之優劣，制定一個適當的目標區寬度，亦將是執政者所需關心的課題之一。

肆、異質民眾猜測之不確定性：重整與邊界干預

本節除考慮重整的可能性外，亦將進一步探討民眾對重整的預期，不僅只受市場基要值變化所影響；政府宣告的目標區寬度、重整規模大小及民眾對於政策的敏感度等，亦會影響民眾之重整預期。本節共分成二部分：第一部分討論在給定異質民眾之比例下，相對比例的多寡對匯率與利率差走勢之影響。第二部分，討論市場上存在有兩群異質民眾，其比例是隨市場基要值偏離而改變的；即市場基要接近中心平價時，信任政府的民眾比例較多。但當市場基要偏離中心平價越多時，信任政府的民眾比例越來越少。除此之外，其他如目標區寬度、重整規模大小及民眾對於政策的敏感度等因素，也會影響異質民眾之比例；以下亦將利用數值模擬，分析各要素之參數值如何對匯率及利率差的動態走勢產生影響。

一、給定的民眾猜測行為

假設市場基要達目標區之上限水準時，貨幣當局會將中心平價向上拉到 $\tau\overline{f}$，並同時將市場基要移動到 $\tau\overline{f}$；反之，當市場基要達目標區之下限水準時，貨幣當局會將中心平價向下拉到 $\tau\underline{f}$，並同時將市場基要移動到 $\tau\underline{f}$。另外，我們亦將合理假設 $\tau\underline{f} < c_0$。τ 值代表重整規模的比例，本文假設 τ 等於 2，即代表重整後新的中心平價為 $c_1 = c_0 + 2\overline{f}$ 或

$c_2 = c_0 + 2\underline{f}$，$c_0$ 代表期初時的中心平價水準。由於本文假設起初之中心平價爲 0，且目標區爲上、下邊界水準互相對稱，因此當 τ 等於 2 時，其重整的規模大小剛好爲原目標區寬度的一倍。

首先，假設信任政府的民眾比例（w）是固定不變的，以下分別討論 w 大於 0.5、等於 0.5 及小於 0.5 的情況。

(一)匯率動態走勢分析

如同前述，我們可求得目標區內之匯率動態走勢如下：

$$e = f + B[\exp(s(f-c)) - \exp(-s(f-c))] \tag{22}$$

式中，B 爲目標區可能重整下的待解參數，c 爲中心平價。

當市場基要接近上邊界水準時，貨幣當局若採行重整目標區，則 c_0 移至 c_1，其中 $c_1 = c_0 + 2\overline{f}$；反之，當市場基要接近下邊界水準時，貨幣當局若採行重整目標區，則 c_0 移至 c_2，其中 $c_2 = c_0 + 2\underline{f}$。

若將匯率以市場基要（f）及中心平價水準（c）之函數來表示如下：

$$e = g(f, c) \tag{23}$$

首先，有 w 比例的民眾 (信任政府型) 預期目標區內之匯率動態走勢如 (22) 式所示；由 (22) 式及設期初 $c_0 = 0$，可解出信任政府下之係數 B：

$$B = \frac{-1}{s[\exp(s\overline{f}) + \exp(-s\overline{f})]} \tag{24}$$

由 (5) 式及 Itôlemma，可得信任政府民眾預期匯率的變動如下：

$$\frac{E_C(de)}{dt} = -\frac{[\exp(sf) - \exp(-sf)]}{\lambda s[\exp(s\bar{f}) + \exp(-s\bar{f})]} \tag{25}$$

另外，有 $1-w$ 比例的民眾 (不信任政府型) 預期目標區內之匯率動態走勢亦如式 (22) 所示；藉由式 (22)，可解出不信任政府 (設 $c_1 = c_0 + 2\overline{f}$，$c_2 = c_0 + 2\underline{f}$，且期初 $c_0 = 0$) 下之係數 B：

$$B = \frac{-1}{s[\exp(s(\bar{f} - 2\bar{f})) + \exp(-s(\bar{f} - 2\bar{f}))]} = \frac{-1}{s[\exp(s\bar{f}) + \exp(-s\bar{f})]} \tag{26}$$

由式 (5) 及 Itôlemma，可得不信任政府民眾預期匯率的變動如下：

$$\frac{E_{NC}(de)}{dt} = -\frac{[\exp(s(f - 2\bar{f})) - \exp(-s(f - 2\bar{f}))]}{\lambda s[\exp(s\bar{f}) + \exp(-s\bar{f})]} \tag{27}$$

最後，由式 (25)、(27) 及 Itôlemma，即可求得目標區可能重整下之匯率動態路徑如下[19]：

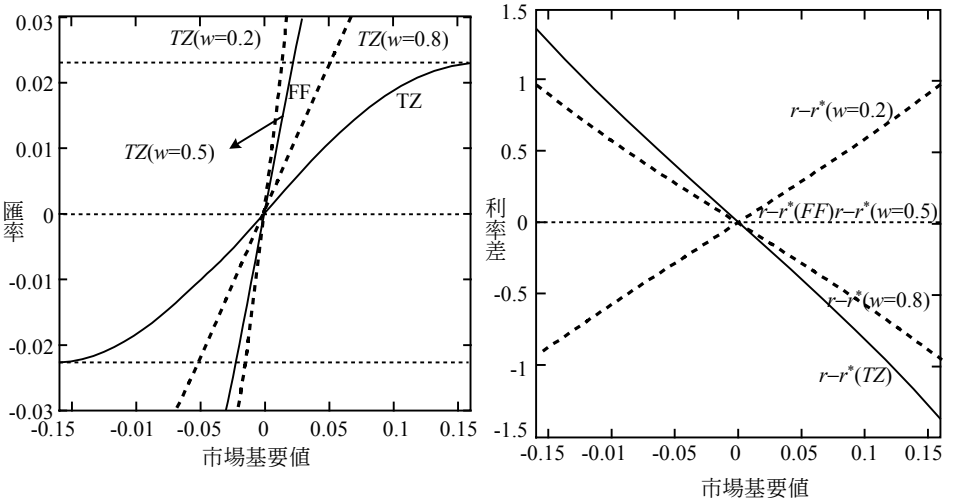
$$e = f - \frac{w[\exp(sf) - \exp(-sf)]}{s[\exp(s\bar{f}) + \exp(-s\bar{f})]} - \frac{(1-w)[\exp(s(f - 2\bar{f})) - \exp(-s(f - 2\bar{f}))]}{s[\exp(s\bar{f}) + \exp(-s\bar{f})]} \tag{28}$$

利用 (28) 式，我們分別將 w 設定爲 0.8、0.5、0.2，可得到圖 5(a) 所示。

---

[19] 如同前述，面對目標區政策不完全可信時，民眾不確定性預期的設定有兩種處理方式：首先，爲考慮有邊界干預與浮動匯率預期之異質民眾 (如第三節所示)；其次，爲考慮有邊界干預與目標區重整預期下異質民眾 (如本節所示)。唯當目標區政策係完全可信時 (即 $w=1$)，兩種方式所求得之匯率動態走勢的結果皆相同。我們可很簡單地檢驗其正確性：當 $w=1$ 時，本節之 (28) 式即等於前節之 (15) 式。

圖中，TZ (w = 0.2)、TZ (w = 0.5) 與 TZ (w = 0.8) 代表信任政府的民眾比例設定爲 0.2、0.5 及 0.8 下之匯率動態走勢，TZ 代表目標區政策爲完全可信下之匯率動態走勢。由圖 5(a) 中可觀察，TZ (w = 0.8) 之匯率動態走勢較浮動匯率穩定，TZ (w = 0.5) 之匯率走勢與浮動匯率走勢完全重疊，但 TZ (w = 0.2) 之匯率走勢波動卻大於浮動匯率走勢[20]。



(a)　　(b)

圖 5　邊界干預與目標區重整預期且民眾猜測給定下對匯率及利率差之影響[21]

除了完全可信下的匯率動態走勢 TZ 之蜜月效果最大外，在不完全可信之政策且給定民眾比例下，若信任政府的民眾越多 (w = 0.8)，則在目標區政策下之匯率走勢亦越穩定。

---

[20] 其實蜜月效果存在否與 w 大於或小於 0.5 無關。而其關鍵因素在於重整規模的比例 (τ 值)，也就是重整規模的越大，與 FF 重合之 TZ 線所對應之 w 越小，蜜月效果越不可能存在。

[21] 圖 5 中參數設定如下：$\lambda = 0.1$、$\sigma = 1$、$\gamma = 100$、$\bar{f} = 0.16$、$\underline{f} = -0.16$，其所對應的匯率上、下限值爲 0.0225、−0.0225。

反之，若信任政府的民眾越少 ($w = 0.2$) 時，匯率的波動越大，甚至超過浮動匯率下之波動。

(二)利率差動態走勢分析

利用式 (3)、(5) 與式 (28) 可得利率差走勢如下：

$$r - r^* = -\frac{w[\exp(sf) - \exp(-sf)]}{\lambda s[\exp(s\bar{f}) + \exp(-s\bar{f})]} - \frac{(1-w)[\exp(s(f-2\bar{f})) - \exp(-s(f-2\bar{f}))]}{\lambda s[\exp(s\bar{f}) + \exp(-s\bar{f})]} \tag{29}$$

圖 5(b) 中，$r - r^*$ ($w = 0.2$)、$r - r^*$ ($w = 0.5$) 與 $r - r^*$ ($w = 0.8$) 代表信任政府的民眾比例給定爲 0.2、0.5 及 0.8 下之利率差走勢；$r - r^*$ (TZ) 代表目標區政策爲完全可信下之利率差走勢，浮動匯率制度下之利率差走勢則爲 $r - r^*$ (FF)。比較圖 5(a)、(b) 可發現，信任政府的民眾比例設定爲 0.8 時，匯率與利率差兩者之走勢呈反向；信任政府的民眾比例設定爲 0.2 時，匯率與利率差兩者之走勢卻呈正向；唯信任政府的民眾比例設定爲 0.5 時，匯率與利率差之走勢無關。

由經濟意義直覺來看，首先，當信任政府的比例爲 0.8 時，市場上民眾大部分皆相信政府所宣告之目標區政策；即市場上預期匯率未來會升值的力量較大，使得匯率較爲穩定。但預期匯率升值力量較大，致使利率差波動亦變大，故匯率與利率差波動存在抵換關係。當信任政府的比例爲 0.5 時，市場上一半民眾相信目標區政策，有助於匯率之穩定；而另一半民眾不相信，將使得匯率波動變大。民眾預期匯率之看法雖然不同，但在此兩個力量相平衡下，使匯率走勢與浮動匯率走勢重疊，且利率差走勢與浮動匯率下之利率差相同。最後，當信任政府的比例僅爲 0.2 時，市場上民眾大部分皆不相信目標區政策，即大部份民眾預期未來目標區會重整；匯率在接近目標區上半邊界時，將繼續貶值；在下半邊界時亦然，因此匯率之波動變大。且民眾預期匯率持續貶值或升值，將使利率差波動變大，故即匯率與利率差呈正向關係。

二、隨市場基要變化之民衆猜測行為

如同前述 w 設定的方式：隨著市場基要的偏離，信任政府的民眾比例會逐漸下降，同時會預期政府重整的可能性。以下將分析民眾權數隨著市場基要的偏離變化下，對匯率及利率差走勢之影響。

(一)信任政府下降之速度(γ)為既定

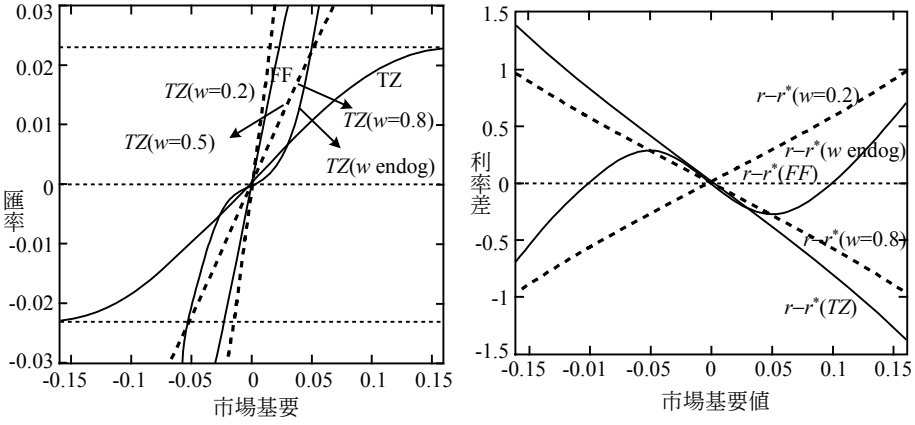
1. 匯率動態走勢分析

利用式 (17) 與式 (28)，可得到民眾權數隨市場基要偏離而變化之匯率動態走勢；我們以數值模擬將匯率之動態走勢表示如圖 6(a) 所示。

圖中，TZ 線爲完全可信的匯率走勢，TZ (wendog) 線爲信任政府的權數，其會隨著市場基要的偏離而變化之匯率走勢；TZ (w = 0.2)、TZ (w = 0.8) 則分別將信任政府的民眾比例固定在 0.2 與 0.8 下之匯率走勢；FF 爲浮動匯率制度下之匯率走勢。

首先，假設 γ 其爲一固定常數，即 γ = 100；在考慮重整的可能性下，搭配固定的民眾比例。由圖 6(a) 中可以發現若給定信任政府的民眾比例較多 (w = 0.8) 時，匯率仍具有蜜月效果；反之，若給定信任政府的民眾比例很少 (w = 0.2) 時，匯率動態走勢如 TZ (w = 0.2) 波動性大於浮動匯率走勢，即蜜月效果完全消失。其次，在內生化民眾猜測下的匯率路徑，若接近中心平價時，由於民眾對於貨幣當局仍深具信心，使得匯率的蜜月效果較大；但隨著市場基要的偏離，蜜月效果越來越小，匯率的波動漸漸變大。

綜而言之，儘管考慮重整的可能性，若民眾對於政府捍衛目標區的決心有高度的信任時，匯率的走勢仍具有穩定的作用；反之，若民眾不相信政府捍衛目標區的決心時，匯率走勢波動會加遽，甚至其波動將大於浮動匯率下的匯率走勢。



(a) (b)

圖 6　邊界干預與目標區重整預期且民眾猜測爲可變下對匯率及利率差之影響[22]

2. 利率差動態走勢分析

民眾對於匯率之預期將是影響利率差之動態走勢之關鍵。若市場上存在兩類民眾對於匯率的預期有不同的看法，則利用兩類民眾對匯率預期之加權平均，即可求得利率差之動態走勢。利用式 (18) 與式 (29)，即可求得考慮異質民眾猜測之利率差動態走勢，利用數值模擬，可得圖 6(b) 所示。圖中，$r - r^*$ (TZ) 線爲完全可信下的利率差走勢，$r - r^*$ (w endog) 線爲相信政府的民眾權數爲內生化之利率差走勢。$r - r^*$ ($w = 0.2$) 與 $r - r^*$ ($w = 0.8$) 爲分別將信任政府的民眾比例固定在 0.2 與 0.8 下之利率差走勢，浮動匯率制度下之利率差走勢爲 $r - r^*$ (FF)。

首先，在假設目標區完全可信的情況下，亦即當市場基要值接近目標區上方邊界時，民眾皆相信政府會採行邊界干預措施，以維護目標區政策；預期匯率未來會升值的力量很大，使得匯率波動最小。但預期匯率升值的力量很大，致使利率差動態走勢 $r - r^*$ (TZ)

[22] 圖 6 中參數設定 $\lambda = 0.1$、$\sigma = 1$、$\gamma = 100$、$\bar{f} = 0.16$、$\underline{f} = -0.16$，其所對應的匯率上、下限值爲 0.0225、–0.0225。

波動亦最大。匯率與利率差兩者間存在抵換關係。其次，比較圖 6(a)、(b)，亦可觀察到給定信任政府的民眾比例爲 0.8 時，所產生的利率差動態路徑 $r - r^*$ ($w = 0.8$) 爲負斜率，其波動與匯率之波動呈反向關係；而給定信任政府的民眾比例爲 0.2 時，所產生的利率差動態路徑 $r - r^*$ ($w = 0.2$) 爲正斜率，即波動與匯率之波動呈同向關係。因此，在給定民眾的比例上，其利率差走勢出現截然不同之結果。匯率與利率差兩者不存在抵換關係之主要原因在於：當信任政府的民眾比例很低時 ($w = 0.2$)，即市場上的民眾普遍對政府的目標區政策不具信心。因此，當市場基要接近上方邊界時，預期匯率將持續貶值的力量較大，造成匯率的波動會很大；且此預期匯率將持續貶值的結果，將使得利率差的波動亦加遽，故兩者不存在抵換關係。

最後，由圖 6(b) 中亦可以觀察到內生化之民眾猜測下的利率差走勢：在市場基要接近中心平價時，利率差波動較大。主要原因在於市場基要接近中心平價時，大部分民眾預期未來政府會採行干預，預期匯率未來會升值，故匯率波動較小；但由於此預期匯率將升值的力量很大，致使利率差波動卻較大。但隨著市場基要的偏離越多，預期政府將採行目標區重整之民眾越來越多，即預期匯率將繼續貶值下，故匯率與利率差兩者之波動皆變大。由上述分析可知，在內生化民眾的比例上，透過市場基要之偏離程度，來影響民眾匯率之預期，而使匯率與利率差將呈現不同結果：當市場基要在中心平價附近時，兩者之間存在抵換關係；當市場基要偏離中心平價愈多時，兩者之間將不存在抵換關係。

(二)信任政府下降的速度 (γ) 為其他參數之函數

前一部份我們將 γ 看成外生，在給定 γ 值之後，即可求得市場基要偏離與信任政府的民眾比例，及兩者之關係。然而，信任政府下降之速度，亦是影響民眾比例變化之關鍵；以下將說明：若 γ 非直接給定，而是由其他相關參數之函數，則對政府實行目標區的成效亦將產生不同的影響。

傳統的目標區模型中，Tristani (1994) 將重整設定爲重整規模、市場基要偏離心中平價大小等變數之函數。Werner (1995) 以 Tristani (1994) 之重整設定爲基礎，加入目標區

寬度對重整預期之影響；假設民眾的匯率預期可分爲匯率偏離中心平價之預期，與重整(即匯率中心平價變動) 預期之和；並指出重整預期與目標區寬度成反比，與重整的大小、預期重整的敏感度成正比，故將重整預期內生化。本文將民眾分成兩群：信任政府型與不信任政府型，而 γ 是影響兩類民眾比例的重要因素之一；因此我們利用上述可能影響重整預期的參數，將 γ 值內生化，亦即 γ 值將隨著這些參數值變化而有所不同。而和傳統文獻不同之處爲：藉由數值模擬，除了觀察這些參數如何影響匯率波動，亦將探討其對利率差走勢之影響。

首先，假設市場上仍存在兩群民眾，第一類民眾對政府實行目標區具有信心；反之，第二類認爲政府不會堅持目標區制度，屆時可能會讓目標區重整。而匯率預期爲這兩群民眾預期之加權平均值。設 γ' 同樣代表當市場基要偏離時，市場上兩群民眾比例變化的速度；設其爲民眾對市場基要變化的敏感度 (φ)、重整規模大小 (j) 與目標區寬度 (θ) 的函數：

$$\gamma' = \frac{\varphi \cdot j}{\theta} \tag{30}$$

將 γ' 設定爲其他相關參數之函數後，利用式 (30) 可得到信任政府的民眾的權數如下：

$$w = \frac{1}{1 + \frac{\varphi \cdot j}{\theta} \cdot f^2} \tag{31}$$

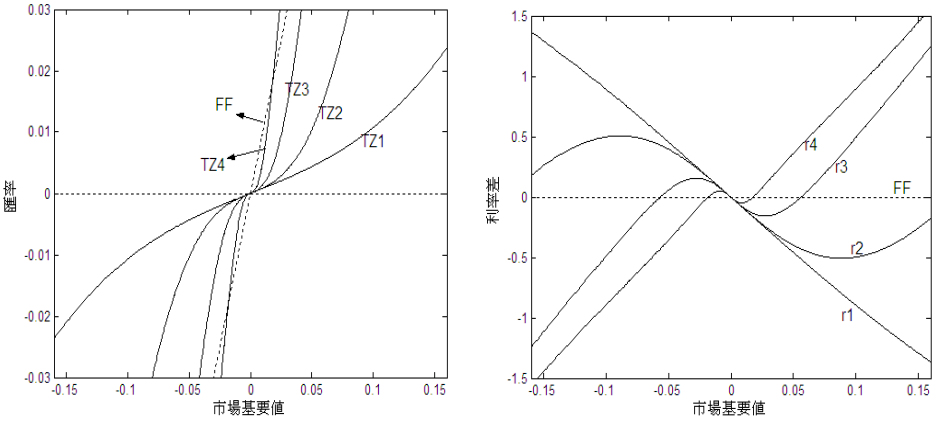
以下利用數值模擬分析來觀察各參數值變化，如何透過兩群異質民眾比例的變化，來影響匯率之動態走勢，並且進一步分析匯率變動與利率差變動兩者之關聯性。

1. 不同民眾敏感度 (φ) 的設定

考慮民眾對政策存有邊界干預與重整預期的前提下，匯率在目標區內的走勢將受民

眾重整預期之影響。給定 θ 、 j ，而 φ 值代表當市場基要偏離中心平價時，民眾對於目標區重整可能的敏感度：即當 φ 值越大時，代表民眾對於政府所宣布的匯率目標區不具信心；反之則否。

(1) 匯率走勢分析



(a)　　(b)

圖 7　不同民眾敏感度下對匯率及利率差走勢之影響

以下，我們將利用數值模擬，來分析不同民眾敏感度對匯率的影響，且 TZ1、TZ2、TZ3、TZ4 分別代表 φ 設定爲 1、10、100、1000 所得到之匯率動態走勢。經由圖 7(a) 中比較得知，當 $\varphi = 1$ 時，民眾對於預期重整的可能性較不敏感；在此一情況下，匯率在目標區內的動態走勢皆具有蜜月效果，且蜜月效果相當大。隨著 φ 值漸漸變大，民眾對於市場基要的偏離越來越敏感；因此，市場基要的偏離使得不信任政府的民眾比例會快速增加。當 φ 值超過 100 時，匯率動態只在中心平價附近具有蜜月效果；但當市場基要超過某一數值時，目標區下匯率的波動甚至大於浮動匯率下的波動，即無蜜月效果。

(2) 利率差走勢分析

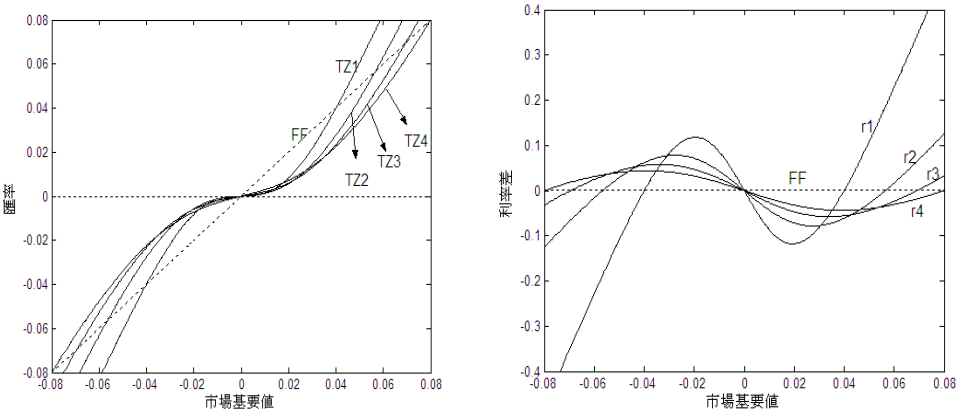
圖 7(b) 中，$r1$、$r2$、$r3$、$r4$ 分別代表 φ 值設定爲 1、10、100、1000 之下所得到之利率差動態走勢。由圖形比較可得知，$r1$ 的波動最大，而 $r2$ 、$r3$、$r4$ 之利率差走勢呈現反轉之現象。當市場基要值在中心平價附近時，$r3$、$r4$ 之利率差走勢波動皆很小；一旦市場基要值偏離中心平價較多時，$r3$、$r4$ 之利率差走勢波動漸漸變大，即與匯率之變動同向。

對照上述不同民眾敏感度對匯率與利率差兩者之影響，可知：當市場基要值在中心平價附近且 φ 值較小時，匯率越穩定，但利率差波動越大，兩者存有抵換關係。主要原因在於，當信任政府民眾之比例相當高，且對重整的可能性較不敏感；民眾越相信政府未來之干預措施，此將使得匯率維持穩定。唯此時民眾預期匯率升值的力量很大，亦使得利率差之波動變大，故利率差之波動大小爲 $r1$ 大於 $r2$、$r3$、$r4$。反之，一旦市場基要值偏離中心平價越多時，利率差與匯率波動卻呈現不同之結果：當 φ 值較小時，兩者之抵換關係仍然存在；但當 φ 值越大時，兩者卻不具抵換關係。就經濟意義來解釋抵換關係不存在之原因：當 φ 值越大時，即表示政府的信譽差、外匯存底不足或政策不具透明化，民眾普遍不信任政府；故市場基要偏離中心平價越多時，將使得匯率穩定之目標無法達成，且利率之波動亦因民眾預期匯率將持續貶值下去，而同時加遽。

2. 不同目標區寬度（θ）的設定

如同圖 4 所述，我們將市場基要之上限值分別設定爲 0.08、0.16、0.24、0.32 等四個值；由於目標區之上、下限假設是呈對稱的，故新的目標區寬度分別爲原目標區寬度的 0.5、1、1.5、2 倍。圖 8(a) 中，TZ1、TZ2、TZ3、TZ4 分別代表市場基要值爲 0.08、0.16、0.24、0.32 設定下之匯率動態走勢。

(1) 匯率走勢分析



(a)　　(b)

圖 8　不同目標區寬度下對匯率及利率差之影響

由圖 8(a) 中，當市場基要值在中心平價附近時，TZ1、TZ2、TZ3、TZ4 所代表之匯率動態走勢皆有很大的蜜月效果，其匯率波動之大小順序爲 TZ1 小於 TZ2 小於 TZ3 小於 TZ4。當市場基要值偏離中心平價越多時，其匯率波動之大小順序卻爲 TZ1 大於 TZ2 大於 TZ3 大於 TZ4。

由於目標區之寬度會影響民眾信任政府之比例，當目標區寬度越小時，隨著市場基要的偏離，信任政府的民眾比例下降較快；因爲在相同的偏離程度下，目標區寬度較小者，其市場基要已相當接近邊界水準，故信任政府之民眾流失之速度較快。因此，圖 8(a) 中發現當目標區設定愈大時 (TZ4)，隨著市場基要值的偏離，其匯率動態走勢波動變化較小；若目標區設定愈小時 (TZ1)，隨著市場基要值的偏離，其匯率動態走勢波動變化較大。

(2) 利率差走勢分析

圖形 8(b) 中，$r1$、$r2$、$r3$、$r4$ 則分別代表市場基要值爲 0.08、0.16、0.24、0.32 設定下之利率差動態走勢。比較圖 8(a)、(b) 可知，當市場基要值在中心平價附近時，匯率與

利率差兩者之波動具有抵換關係。因爲此時經濟干擾較小，民眾普遍相信政府會採行干預措施以維持匯率穩定，對未來匯率升值的預期較大；此將可使匯率維持穩定，但利率差波動較大，故匯率與利率差兩者之波動存在抵換之關係。反之，當市場基要值偏離中心平價越多時，相信政府的人將越來越少；民眾預期政府將會採行目標區重整政策，預期匯率波動將持續貶值下去，使得匯率與利率差之波動皆變大，且寬度越小者的波動越大，故兩者不存在抵換關係。

3. 重整規模大小 (j) 的分析

政府執行目標區重整時，尚需考慮重整規模的大小。實證上影響重整規模大小之因素：如在 1980 年兩伊戰爭，造成了第二次石油危機，且石油價格飆升一倍以上；法國曾在此期間，實施目標區重整，且重整規模相當大，幾乎爲原目標區寬度之 2 倍。故隨著經濟情勢變化，常使得執政當局亦必須同步調整，以爲因應。以下，我們將重整規模作不同設定，討論其對於目標區政策效果之影響。

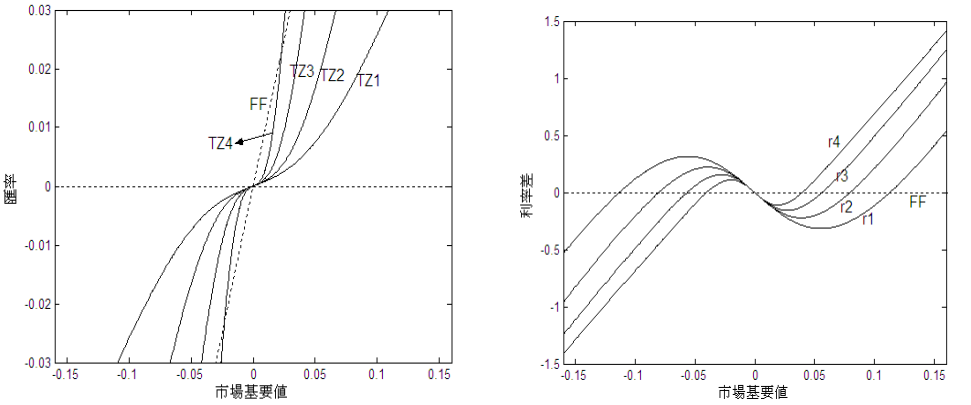
在上一節中，我們曾將重整規模比例 (τ) 設定爲 2，故新的中心平價與原中心平價兩者之差異爲 $2\overline{f}$ 。重整規模大小爲兩中心平價差異占原目標區寬度之倍數，故在目標區寬度爲 $2\overline{f}$ 之下，重整規模大小 (j) 恰爲原目標區寬度的 1 倍。欲探討重整規模大小 (j) 對於匯率的影響，我們將 j 設定爲 0.25、0.5、1、2 等四個值[23]，即重整規模大小分別爲目標區寬度的 0.25、0.5、1、2 倍。 j 代表貨幣當局每次進行重整時，兩中心平價差距占原目標區之倍數；當倍數越大，即表示重整的規模越大。反之，當倍數越小，即表示重整的規模越小。假設各次貨幣當局所採行的重整規模都固定，且 TZ1、TZ2、TZ3、TZ4 分別代表 j 設定爲 0.25、0.5、1、2 下之匯率動態走勢。

[23] Kempa and Nelles (1999) 曾探討歐洲貨幣體制重整的實證，其重整的規模大約 0.5 至 2 倍左右；因此本文將重整規模之參數設定爲 0.25、0.5、1、2 四個值，探討其對目標區政策之影響。

(1) 匯率走勢分析

由圖 9(a) 中可發現，重整規模爲目標區寬度的 0.25 倍時 (TZ1)，其匯率的蜜月效果相當大；當 j 爲 0.5 時，匯率仍具有蜜月效果，只有市場基要靠近目標區邊界時，蜜月效果才變小。唯當 j 超過 1 時，亦即重整規模超過目標區寬度的 1 倍以上時，匯率只在中心平價附近具有較大的蜜月效果；一旦市場基要偏離中心平價較多時，匯率的波動變得很大，甚至蜜月效果完全消失，即匯率的波動大於浮動匯率下之走勢。

由經濟直覺來看，若重整的規模越小，則表示新舊目標區間之變化不大，使民眾較不易感覺到目標區之變化，因此重整預期對於匯率走勢影響亦較小。但重整的規模越大，則表示新舊目標區間之差異很大，民眾在面對貨幣當局所可能採取之大動作下，透過重整之預期便會影響到匯率的波動；且 j 值越大，所呈現之匯率走勢越不穩定。



(a)　　(b)

圖 9　不同重整規模大小對匯率及利率差之影響

(2) 利率差走勢分析

圖 9(b) 中，$r1$、$r2$、$r3$、$r4$ 則分別代表 j 設定爲 0.25、0.5、1、2 所得利率差之走勢。當市場基要值在中心平價附近，重整規模越小時，所得到之利率差走勢越大；且此時比

較圖 9(a)、(b) 可知，匯率波動與利率差兩者之波動具有抵換關係。一旦市場基要值偏離中心平價越多時，兩者之波動卻不存在抵換關係。原因係此時信任政府的民眾比例變少，使預期匯率的波動越大，故匯率與利率差之波動同時變大。

當通貨膨脹嚴重時，政府爲因應物價波動，須常重整目標區，且加大重整規模。綜上所述，在異質預期下，只有市場基要在中心平價附近時，匯率才有蜜月效果；一旦偏離中心平價較多時，蜜月效果即消失。此結果亦可印證法國在 1980 年代初期，由於石油價格波動的影響，政府時常大規模重整其目標區；但此舉只能使匯率有短暫的蜜月效果，一旦經濟變化較大時，政府仍將再進行其目標區重整。且當重整規模越大，除匯率較不穩定，利率差亦變大；此爲執政當局在考慮重整政策時，所應注意之處。

伍、結論

由於實證上傳統文獻皆顯示：大部分實行匯率目標區之國家，其匯率與利率差兩者的波動皆變大，與 Krugman (1991) 所提兩者間將存在抵換關係之結果不符。往後，許多學者便陸續將 Krugman (1991) 之假設，如政策具有完全可信度、央行只採行邊界干預及商品價格可充分調整等條件逐一放寬，使模型更符合現實。而本文重點，即嘗試在政策不具完全可信度下，分析民眾匯率預期對目標區政策成效之影響。明確地說，我們根據異質民眾預期模型來分析：當政府宣告實施匯率目標區政策時，對匯率是否會產生「蜜月效果」；同時也探討此項干預政策對利率差，是否可能需要付出波動加劇的代價。

本文與傳統文獻之差異爲：首先，假設在異質民眾的預期下，分析兩類民眾相對比例的多寡不僅會影響匯率動態走勢，亦將探討其對利率差走勢之影響。其次，本文重點爲：將影響異質民眾預期之因素，如目標區寬度、民眾對政策敏感度、重整規模大小及市場基要偏離的大小等一一提出，個別討論其和異質民眾比例之關係；再藉由兩類民眾比例之變化，以數值模擬之方法，來觀察其對匯率波動與利率差兩者的影響。

透過數值模擬分析，本文所得之結論如下：假如在考慮邊界干預與浮動匯率之預期不確定時，結果將和政策具有完全可信度之 Krugman (1991) 結論相同。首先，若在給定之民眾比例下，政府宣告目標區政策，將使目標區下匯率波動皆小於浮動匯率，故蜜月效果存在；然而，當匯率的波動越小時，利率差之波動相對較大，兩者存在抵換關係。其次，若在民眾比例爲可變下，不論信任政府比例下降速度爲既定或其他參數之函數、不同民眾敏感度、目標區寬度大小時，蜜月效果及抵換關係亦將一定存在：即市場基要接近中心平價時，匯率走勢較穩定，利率差波動卻較大；但隨著市場基要的偏離，匯率之波動較大，利率差之波動卻漸緩。

另外，若假如考慮在邊界干預與目標區重整之預期不確定時，結果卻和 Krugman (1991) 之結論不一定相同：只有在信任政府民眾的給定比例較多或當市場基要在中心平價附近 (即經濟干擾較小) 時，匯率將具有蜜月效果，且抵換關係仍然存在；反之，則兩者關係皆不存在，此即和歐洲貨幣體制之實證經驗相符。首先，若在給定之民眾比例下，當信任政府的民眾比例較多時，匯率仍具有蜜月效果，且抵換關係一定存在；唯當不信任政府的民眾比例較多時，匯率不具有蜜月效果，且抵換關係亦不存在。其次，若在民眾比例爲可變下，不論信任政府比例下降速度爲既定或其他參數之函數、不同民眾敏感度、目標區寬度大小、重整規模大小時，蜜月效果及抵換關係並不一定存在：即只有市場基要在中心平價附近時，匯率具有蜜月效果，且抵換關係仍然存在；唯當市場基要偏離中心平價愈多時，匯率不具有蜜月效果，且抵換關係亦不存在。

綜上所述，從本文之結論顯示：目標區成敗之關鍵，在於民眾是否有重整預期及市場基要是否在中心平價附近而定。因此，政府應嘗試安定民眾之心理，增加干預操作之透明度，強化政府之信譽等，凡此種種措施皆可減少重整預期，進而提高信任政府的民眾比例。此外，因應外在經濟情勢變化，制定一個適當的目標區寬度等；儘管民眾預期之差異仍然存在，唯卻可充分發揮目標區政策穩定經濟的功能。

最後，本文模型係按 Miller and Weller (1991) 一文中之設定，模型中諸多假設尚可進一步加以放寬，諸如放寬物價可自由波動的限制 (即物價具有僵固性) 之研究；亦或本

國與外國所生產的商品爲不完全替代關係，此時商品市場均衡條件要求購買力平價說 (PPP) 將不成立；或放寬資本在國際間爲不完全移動，此時利率平價說 (IRP) 將未必成立。則吾人所欲觀察之蜜月效果是否存在，或匯率變動及利率差間的抵換關係是否仍如本文所得之結果一般，亦需加以思考。因此，以上假設條件的放寬之研究，將成爲我們未來持續努力的目標與方向[24]。

(收件日期爲民國 97 年 11 月 24 日，接受日期爲民國 98 年 11 月 24 日)

參考文獻

(1)中文部分

1. 陳建文，2003，「不確定性下的匯率目標區分析」，國立政治大學經濟研究所碩士論文。
2. 賴景昌，1994，國際金融理論 (進階篇)，台北：茂昌圖書有限公司。
3. 賴景昌，2007，國際金融理論 (基礎篇)，二版，台北：華泰圖書有限公司。
4. 賴祈妃，2005，「匯率目標區體制下匯率與利率差之波動」，國立政治大學經濟研究所碩士論文。
5. 謝智源，1994，「匯率目標區政策之不確定性分析」，逢甲大學經濟研究所碩士論文。

[24] 感謝匿名評審對模型中諸多假設尚可加以放寬，非常精闢的指正與建議。實際上，Lai et al. (2008) 曾探討資本在國際間爲不完全移動，匯率變動及利率差間的抵換關係；他們亦曾證明：當資本在國際間移動程度小時，此抵換關係將不存在。

(2)英文部分

1. Bauer, C., P. De Grauwe, and S. Reitz, 2009, "Exchange Rate Dynamics in a Target Zone - a Heterogeneous Expectations Approach," *Journal of Economic Dynamics & Control,* 33: 329-344.
2. Beetsma, R. M. W. J. and F. Van der Ploeg, 1994, "Interventions, Bands and the Pattern of EMS Exchange Rate Distributions," *International Economic Review*, 35: 583-602.
3. Beetsma, R. M. W. J. and F. Van der Ploeg, 1998, "Macroeconomic Stabilization and Interventions Policy under an Exchange Rate Band," *Journal of International Money and Finance,* 17: 339-353.
4. Bertola, G. and R. J. Caballero, 1992a, "Target Zones and Realignments," *American Economic Review*, 82: 520-536.
5. Bertola, G. and R. J. Caballero, 1992b, "Sustainable Intervention Policies and Exchange Rate Dynamics," in Krugman, P. R. and M. Miller ed., *Exchange Rate Targets and Currency Bands*, 186-206, Cambridge University Press, Cambridge.
6. Bertola, G. and L. E. O. Svensson, 1993, "Stochastic Devaluation Risk and the Empirical Fit of Target Zone Models," *Review of Economic Studies,* 60: 689-712.
7. Bhandari, J. S., 1981, "Expectations, Exchange Rate Volatility and Non-neutral Disturbances," *International Economic Review*, 22: 535-540.
8. Bhandari, J. S., 1982, *Exchange Rate Determination and Adjustment*, Preager Publishers, New York.
9. De Grauwe, P. and M. Grimaldi, 2005a, "The Exchange Rate and Its Fundamentals in a Complex World," *Review of International Economics,* 13: 549-575.
10. De Grauwe, P. and M. Grimaldi, 2005b, "Heterogeneity of Agents, Transactions Costs and the Exchange Rate," *Journal of Economic Dynamics & Control,* 29: 691-719.
11. De Grauwe, P. and M. Grimaldi, 2006, "Exchange Rate Puzzles: a Tale of Switching Attractor," *European Economic Review,* 50: 1-13.
12. Delgado, F. and B. Dumas, 1992, "Target Zones, Broad and Narrow," in Krugman, P. R.

and M. Miller ed., *Exchange Rate Targets and Currency Bands*, 35-48, Cambridge University Press, Cambridge.

13. Flood, R. P., A. K. Rose, and D. J. Mathieson, 1991, "An Empirical Exploration of Exchange Rate Target Zones," *Carnegie-rochester Series on Public Policy*, 35: 7-66.
14. Helpman, E., L. Leiderman, and G. Bufman, 1994, "New Exchange Rate Bands," *Economic Policy*, 10: 259-306.
15. Kempa, B. and M. Nelles, 1999, "The Theory of Exchange Target Zones," *Journal of Economic Surveys,* 13: 173-210.
16. Kempa, B., M. Nelles, and C. Pierdzioch, 1997, "An Analytical Approximation of Target Zones Exchange Rate Functions: the Technique of Collocation," *Economics Letters*, 57: 339-343.
17. Krugman, P., 1991, "Target Zones and Exchange Rate Dynamics," *Quarterly Journal of Economics*, 106: 669-682.
18. Lai, C. C., C. R. Fang, and J. J. Chang, 2008, "Volatility Trade-offs in Exchange Rate Target Zones," *International Review of Economics & Finance,* 17: 336-379.
19. Levin, J. H., 1997, "Chartists, Fundamentals and Exchange Rate Dynamics," *International Journal of Financial Economic*, 85: 691-715.
20. Lewis, K. K., 1995, "Occasional Interventions to Target Rates," *American Economic Review*, 85: 691-715.
21. Lindberg, H., P. Söderlind, and L. E. O. Svensson, 1993, "Devaluation Expectations: the Swedish Krona 1982-1992," *Economic Journal*, 103: 1170-1179.
22. Miller, M. and P. Weller, 1991, "Exchange Rate Bands with Price Inertia," *Economic Journal*, 101: 1380-1399.
23. Svensson, L. E. O., 1991, "The Term Structure of Interest Rate Differentials in a Target Zone," *Journal of Monetary Economics*, 28: 87-116.
24. Torres, J. L., 2000, "An Heterogeneous Expectations Target Zone Model," *Economics Letters*, 67: 69-74.
25. Tristani, O., 1994, "Variable Probability of Realignment in a Target Zone," *Scandinavian Journal of Economics*, 96: 1-14.

26. Werner, A. M., 1995, "Exchange Rate Target Zone, Realignment and Interest Rate Differential: Theory and Evidence," *Journal of International Economics*, 39: 353-367.
27. Williamson, J., 1983, *The Exchange Rate System*. Institute for International Economics, Washington DC.

Exchange Rate and Interest Rate Variability in Exchange Rate Target Zones: The Study of Heterogeneous Expectations Model*

Chung-Rou Fang** and Meng-Fu Chen***

Abstract

This paper develops a heterogeneous expectations target zone model, where the weight of the non-credible agents is an increasing function of the distance of the market fundamental from its central parity, band width and sensitive of a realignment changes, but a decreasing function of the realignment size. With the plausible parameter values, the conclusion of this paper is as follows. If the heterogeneous expectations is combined between marginal intervention and float type, an announcement of exchange rate target zones has the honeymoon effect and the trade-offs relationship between exchange rate volatility and the interest rate differential is also exist. However, if the heterogeneous expectations is combined between marginal intervention and realignment type, both the honeymoon effect and trade-offs relationship will not exist under the larger agents' realignment expectations weight or the exchange rate is close to the edges of the band. These results partial support the evidence from the EMS, and can be taken as a possible way to solve the conflicting outcome between Krugman's prediction and existing empirical observations.

Key words: Exchange rate target zones, Target zone policy, Volatility trade-offs, Stochastic processes
JEL classifications: F31, E52

---

* The authors are indebted to two anonymous referees for their constructive suggestions and insightful comments. We wish to thanks Ching-chong, who is the distinguished research fellow of Economic Institution in Academia, for his helpful comment. We also wish to thank Wang-vey, who is the chairperson of Economic Department in Feng-Chai University, for her constructive comment in 2006 TEA annual conference. Any errors or shorting are the authors' responsibility.
** Associated Professor, Department of Economics, National Cheng-Chi University. Corresponding Author. Tel: (02)29387066, Fax: (02)29390344,
Email: crfang@nccu.edu.tw.
*** Lecturer, Department of Information Management, China University of Technology.