DOI: 10.6277/TER.201712_45(4).0002

短期利率與資訊透明度的決定: 銀行擠兌模型的應用

金志婷*

Goldstein and Pauzner (2005) 強調降低短期利率可以減低擠兌的機率, 導致擠兌可能發生下的最適短期利率低於完全排除擠兌時的最佳水準; 假設銀行絕不倒閉的情況下, Selvaretnam (2006) 發現訊息透明化的措施可削減擠兌發生的機率、盡可能地將訊息揭露得以極大化存戶的期望福利。本文討論於社會最適的情況下, 政府應同時選擇短期利率與訊息的透明度, 透過數值模擬分析, 我們發現: 最適的短期利率與訊息的透明度都與存戶厭惡風險的程度以及長期報酬的函數有關, 在我們所模擬的各種情況下, 最適短期利率沒有低於最佳短期利率的必要性, 且透明化政策並不能夠提升存戶的期望福利。

關鍵詞: 全域賽局, 銀行擠兌, 訊息透明化
JEL **分類代號**: D80, D82, G21

1 前言

Calomiris and Gorton (1991) 將探討金融機構發生擠兌的理論文獻區分成兩類: 其一爲訊息基礎理論 (information-based theory), 這類文獻認爲擠兌的發生受到金融機構經營狀況相關的訊息所影響當存戶對金融機構之經營品質存在訊息不對稱時, 擠兌可視爲存戶區分金融機構資產風險的一種形式; 而另一則爲隨機提領理論 (random withdrawals theory), 這類文獻強

*作者爲銘傳大學風險管理與保險學系教授。作者感謝本刊執行編輯、編輯委員會與匿名審稿人在審稿過程中提供的寶貴意見與建議, 若本文還有任何疏誤, 由作者自行負責。

經濟論文叢刊 (*Taiwan Economic Review*), 45:4 (2017), 547–577。
國立台灣大學經濟學系出版

臺灣大學期刊資料庫

調擠兌的自我實現 (self-fulfilling) 性質, 當存戶預期金融機構即將發生經營危機, 由於擔心其放在銀行中的存款無法領回, 一些不需要資金的存戶將會領取其存款, 爲銀行帶來流動性風險 (liquidity risk), 進而導致銀行的倒閉, 故存戶的預期決定了金融機構倒閉的危機, 與經營品質無關。相關的研究有許多發展, Chari and Jagannathan (1988)、Jacklin and Bhattacharya (1988)、Alonso (1996)、Loewy (1998) 與 Chen and Hasan (2006) 等皆屬訊息基礎系列的文獻, 而 Diamond and Dybvig (1983)、Waldo (1985)、Cooper and Ross (1998) 與 Peck and Shell (2003) 等則屬於隨機提領的相關研究。在實證研究中, 檢驗金融機構經營品質是否影響擠兌的發生, 得到的結果大多支持訊息基礎理論, 如 Park (1991)、Saunders and Wilson (1996)、Calomiris and Mason (1997) 以及 Schumacher (2000)。

上述文獻中, Diamond and Dybvig (1983) 所設定的自我實現擠兌模型可謂爲隨機提領模型的代表著作, 存戶間的決策具有策略互補 (strategic complementarities) 的特性。當某參賽者的最適反應 (best response; 給定對手的行動之下, 使本身報酬極大的策略, 即爲最適反應) 恰爲對手的行動時, 表示該參賽者與對手間存在策略互補的特性。Topkis (1979) 是最早探討賽局中所有參賽者間皆存在策略互補者, 這種賽局將會得到複均衡的結論: 給定其他參賽者選擇某一個策略, 對個別參賽者而言, 此策略將是其最適反應, 在對稱均衡下, 所有參賽者都選擇此策略爲一個均衡; 反之, 給定其他參賽者選擇另一個策略, 對個別參賽者而言, 該策略才是其最適反應, 則所有參賽者都選擇該策略又爲另一個均衡。由於存戶提領存款的決策具備策略互補性質, 進而促使自我實現的銀行擠兌模型可以在相同的基本面下得到銀行持續經營與銀行發生危機兩個均衡。於複均衡的架構下, Azariadis (1981) 爲最早將體系由其中一個均衡跳動到另一個均衡的現象稱爲「自我實現的預言 (self-fulfilling prophecies)」者。於 Diamond and Dybvig (1983) 所設定的擠兌模型中, 存戶的預期決定了銀行危機是否發生。

近期許多文獻嘗試整合隨機提領與訊息基礎兩類金融危機理論, Boonprakaikawe and Ghosal (2003)、Goldstein and Pauzner (2005) 與 Selvaretnam (2006) 將訊號干擾的架構引入 Diamond and Dybvig (1983) 所設

臺灣大學學術期刊資料庫

定的自我實現擠兌模型。其中, 訊號干擾是一種個人握有私人訊息的架構: 假設所有參賽者的報酬都受到某個基本面的參數所影響, 並無參賽者知道該參數的真實值, 每位參賽者都只能得到一個非常接近該參數值的私人訊號。此外, 每位參賽者都只知道自己的私人訊號, 而不知其他參賽者的私人訊號。這種對真實基本面的私人訊號干擾, 最早由 Harsanyi (1973) 所提出; Carlsson and Damme (1993) 則是最早在策略互補的賽局中考慮上述訊號干擾的現象者, 並將這種賽局命名爲全域賽局 (Global Game)。這類文獻在隨機提領的模型中考量個人擁有私人訊息的架構, 存戶利用本身所獲取的私人訊息預期金融機構是否有倒閉的危機, 並依照該預期決定是否於尚未需要資金的時刻即領款, 故而, 擠兌的發生同時來自於訊息基礎與隨機提領。

本文參考 Boonprakaikawe and Ghosal (2003)、Goldstein and Pauzner (2005)、Selvaretnam (2006) 等文的設定, 於自我實現的銀行擠兌模型中考量私人訊號干擾, 其中, 本文與 Goldstein and Pauzner (2005) 保留了最多 Diamond and Dybvig (1983) 的原始設定, 而 Boonprakaikawe and Ghosal (2003)、Selvaretnam (2006) 則做了大幅度的簡化。即便存在著不同程度的簡化, 本文與 Boonprakaikawe and Ghosal (2003)、Goldstein and Pauzner (2005)、Selvaretnam (2006) 在沒有訊號干擾之下, 存戶是否提領存款皆存在著複均衡: 當其他存戶皆選擇領款時, 某特定存戶若不領款將遭受損失, 因此所有存戶都會領款, 這是銀行擠兌的均衡, 而當其他存戶皆未領款時, 某特定存戶領款反而會有損失, 因此所有存戶都不會領款, 則是不會擠兌的均衡。換言之, 本文與上述文獻在沒有訊號干擾之下, 都保留了 Diamond and Dybvig (1983) 自我實現的銀行擠兌模型之基本精髓。此外, 本文與 Goldstein and Pauzner (2005)、Selvaretnam (2006)、Boonprakaikawe and Ghosal (2003) 相同, 於存在訊號干擾的設定下, 得到單均衡的結論, 由於每位存戶都只知道自己的私人訊號、不知道其他存戶的私人訊號, 故不可能得知其他存戶將於何時領款, 存戶只能依照自己的私人訊號判斷其應於何時領款, 存戶將因無法預期其他存戶領款的時間, 而無法選擇與其他存戶同時領款, 複均衡的機制因此消失, 僅剩下單均衡 (本文的命題1)。而 Boonprakaikawe and Ghosal (2003) 則進一步發現: 存在私人訊號干擾的

臺灣大學學術期刊資料庫

情況下, 如果金融機構的經營有道德風險的問題且所有存戶有基本面狀態偏弱的共同認知, 則存戶將可依據這些共同的認知, 同時選擇擠兌 (或不擠兌), 重新恢復複均衡的機制。本文將重點放在求取最適的存款契約與資訊透明度上, 故不考慮存戶仍有其他共同認知的設定。

本文參考 Diamond and Dybvig (1983) 與 Goldstein and Pauzner (2005) 的設定, 定義最佳與最適的短期利率: 當社會規劃者可以區分存戶的狀態, 並且在完全無訊號干擾之下排除擠兌發生的可能, 極大化確定情況下的社會福利所選定的短期利率即爲最佳的短期利率; 此外, 當社會上存在訊號干擾時, 政府極大化存戶事前具有不確定性的期望福利所選取的短期利率則爲最適的短期利率。Goldstein and Pauzner (2005) 以比較最佳與最適的短期利率之相對大小爲分析的重點, 而 Selvaretnam (2006) 則分析使存戶事前的期望福利極大的資訊透明度。爲了提出更周全的政策建議, 本文修訂 Goldstein and Pauzner (2005) 與 Selvaretnam (2006) 所設定的模型, 利用比較靜態的方法探討降低短期利率與增加資訊透明度對擠兌發生機率的影響效果, 並以數值模擬的方式同步求取最適的短期利率與資訊透明度。在比較靜態分析方面, 本文與 Goldstein and Pauzner (2005) 都能證明, 存在訊號干擾的情況下, 減低短期利率將壓低擠兌發生的機率 (本文的命題2); 此外, Selvaretnam (2006) 考慮金融機構不會倒閉的情況, 發現透明化措施確定可以削減擠兌發生的機率, 而本文設定金融機構可能會倒閉的情況下, 透明化政策未必能夠削減擠兌發生的機率 (本文的命題3)。最後, 本文利用數值模擬得到較 Goldstein and Pauzner (2005) 與 Selvaretnam (2006) 更爲周全的結論, 在未做數值模擬之下, Goldstein and Pauzner (2005) 忽略了短期本利和有下限水準1, 且未討論金融機構確定倒閉的情況, 強調降低短期利率可透過減少擠兌發生的機率而提升存戶的期望福利, 最後促使擠兌可能發生下的最適短期利率低於完全排除擠兌時的最佳水準。本文考慮到短期本利和的下限爲 1, 並討論金融機構確定倒閉的情況下, 透過數值模擬得到與 Goldstein and Pauzner (2005) 不同的結論, 本文發現: 最適的短期利率與訊息的透明度都與存戶厭惡風險的程度以及長期報酬的函數有關, 且在我們所模擬的各種情況下, 最適短期利率沒有低於最佳短期利率的必要性。最後, 在金融機構不會倒閉的情況下, Selvaret-

臺灣大學學術期刊資料庫

nam (2006) 發現盡可能將訊息揭露可極大化存戶的期望福利。不同於 Selvaretnam (2006) 本文考量金融機構可能倒閉, 並透過數值模擬發現: 透明化政策並不能夠提升存戶的期望福利。

除了本節的前言之外, 第2節設定自我實現的銀行擠兌模型, 第3節介紹訊號干擾下的銀行擠兌機率, 第4節分析減低短期利率與增加資訊透明度對銀行擠兌的影響, 第5節研究最適的短期利率與資訊透明度, 第6節爲結論。

2 自我實現的銀行擠兌模型

本節參考 Diamond and Dybvig (1983) 的設定, 考慮一個三期的模型 ($t = 0, 1, 2$), 經濟體系中只有一種商品, 所有消費者連續地分佈在 [0,1] 之間。每位消費者在第期 ($t = 0$) 出生時即擁有一單位稟賦, 此時, 所有消費者都是同質的。至第一期時 ($t = 1$), 有 λ 比例的消費者是無耐性的; 另外 $(1 - \lambda)$ 比例的消費者則是有耐性的。其中, 消費者是否有耐性是他們的私人訊息。無耐性者只有第一期的消費可以帶給他滿足感, 因此, 若 c_1 是第一期的消費, 則無耐性者的效用函數可以表示爲 $u(c_1)$。而有耐性者則在第一期或第二期的消費都可帶來滿足感, 所以, 定義 c_2 是第二期 ($t = 2$) 的消費, 有耐性者的效用函數可以表示成 $u(c_1 + c_2)$, 效用函數符合一般設定: $u' > 0$、$u'' < 0$。

存在一種長期具有高報酬的生產技術, 在第期時投入一單位商品, 若於第一期清算, 將只有一單位產出; 若於第二期清算, 則可得到 $R(\theta)$ 單位的產出, 且 $R(\theta) > 1$、$R'(\theta) = \partial R(\theta)/\partial\theta > 0$。在第二期之期初, 基本面的真實值 ($\theta$) 由 [0,1] 間的均勻分配中選出, 在本節具備共同訊息的情況下, 所有消費者皆可得知真正的基本面 θ 值, 然而, 消費者是否有耐性仍舊爲個人的私人訊息, 其他人無從得知。此外, 經濟體系裡存在一家可自由進出的金融機構, 由金融機構吸收存款後投資生產, 所有消費者在第期時皆將其稟賦存放至金融機構中, 如果存戶在第一期領回其存款, 可得 r_1 單位商品; 如果存戶到了第二期才將存款領出, 則可得到 $\tilde{r}_2$ 單位的商品。金融機構與存戶間簽訂的契約爲: $r_1 \geq 1$ 爲確定的數值、$\tilde{r}_2$ 則爲有風險的金額。

臺灣大學學術期刊資料庫

假設 s 是第一期時領回存款的存戶比例。若 $sr_1 < 1$ 成立, 金融機構在第一期清算其投入長期生產的 sr_1 比例, 每位提款者可得 r_1 單位, 金融機構得以遵守其與存戶間的契約; 剩餘 $(1 - sr_1)$ 比例的資源繼續長期生產的投資, 至第二期, 金融機構得到產出報酬 $(1 - sr_1)R(\theta)$ 單位, 此時, 尚有 $(1 - s)$ 比例的存戶要在第二期領取存款, 每位提款者可得 $\tilde{r}_2 = (1-sr_1)R(\theta)/(1-s)$ 單位。若 $sr_1 \geq 1$ 成立, 金融機構在第一期清算其所有投入長期生產的資源, 每位提款者僅可得 $1/s$ 單位, 金融機構無法遵守其與客戶間的契約; 由於金融機構已無剩餘資源繼續長期生產的投資, 至第二期時, 尚未提款的存戶將無法或領到任何金額。因此, 存戶事後可以消費的數額爲:

$$c_1(s) = \begin{cases} r_1, & \text{若} \quad sr_1 < 1; \\ 1/s, & \text{若} \quad sr_1 \geq 1。 \end{cases} \tag{1a}$$

$$c_2(s) = \begin{cases} \tilde{r}_2(s), & \text{若} \quad sr_1 < 1; \\ 0, & \text{若} \quad sr_1 \geq 1。 \end{cases} \tag{1b}$$

$$\tilde{r}_2(s) = \frac{(1 - sr_1)}{(1 - s)} R(\theta), \tag{1c}$$

其中, $c_1(s)$、$c_2(s)$ 與 $\tilde{r}_2(s)$ 表示 c_1、c_2 與 $\tilde{r}_2$ 爲 s 的函數。利用式 (1a)、(1b)、(1c), 我們可以定義臨界值 $\underline{\theta}$:

$$\frac{(1 - \lambda r_1)}{(1 - \lambda)} R\left(\underline{\theta}\right) = r_1。 \tag{1d}$$

只有無耐性者於第一期提領存款之際, 基本面的狀態爲 $\underline{\theta}$ 時, 有耐性者於第一期或第二期所領得的款項皆一致。

圖1中表示出 $\underline{\theta}$ 的決定, 給定於第一期僅無耐性者領回存款之下, 有耐性者於第一期領回的存款金額如 $c_1(s < 1/r_1)$ 線所示、於第二期可領回的存款金額則如 $c_2(s = \lambda)$ 線所示。$c_1(s < 1/r_1)$ 線與 $c_2(s = \lambda)$ 線交點所對應的基本面狀態值即爲 $\underline{\theta}$。此外, 給定於第一期所有存戶皆領回存款之下, 有耐性者於第一期領回的存款金額如 $c_1(s = 1)$ 線所示、於第二期可領回的存款金額則如 $c_2(s \geq 1/r_1)$ 線所示。根據圖 1, 並利用 (1d) 式所定義的臨界值可以將體系分成以下兩個區間討論:

臺灣大學學術期刊資料庫

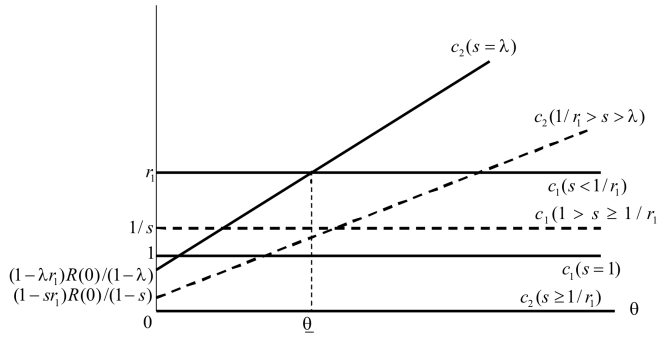


圖 1: 具備共同訊息下, 有耐性存款者各種可能的消費金額

1. 當 $\theta < \underline{\theta}$ 時, $c_2(s=\lambda) < c_1(s<1/r_1)$ 成立, 此時, 即使第一期僅無耐性者領回存款, 有耐性者於第一期可領回的存款金額仍超過第二期可領回的存款金額。因此, 有耐性者將在第一期領回其存款, 導致機融機構出現擠兌的現象, 進而引發金融機構的倒閉。
2. 當 $\theta \geq \underline{\theta}$ 時, $c_2(s=\lambda) \geq c_1(s<1/r_1)$、$c_1(s=1) > c_2(s\geq 1/r_1)$ 成立。由於 $c_2(s=\lambda) \geq c_1(s<1/r_1)$, 給定第一期僅無耐性者領回存款, 有耐性者於第二期可領回的存款金額超過第一期可領回的存款金額, 有耐性者將在第二期領回其存款, 擠兌將不會發生, 金融機構得以持續經營。此外, 由於 $c_1(s=1) > c_2(s\geq 1/r_1)$ 成立, 給定於第一期所有存戶皆領回存款之下, 有耐性者於第一期可領回的存款金額將超過第二期可領回的存款金額, 有耐性者將在第一期領回其存款, 造成金融機構出現擠兌的現象, 進而引發金融機構的倒閉。[1]

與 Diamond and Dybvig (1983) 相同, 本模型在具備共同訊息之下得到複均衡的結論。而自我實現的擠兌模型便以 $\theta \geq \underline{\theta}$ 時的策略互補複均衡來解釋擠兌的發生, 原先金融機構可以持續經營, 然而, 在基本面沒有任

[1]由於有耐性者在完全相同的情況下只會採取相同的策略: 如果全部有耐性者都不在第一期提款, $s=\lambda$ 就是的均衡; 而當全部有耐性者都在第一期提款, $s=1$ 就是的均衡; 不存在一部分有耐性者在第一期提款、另一部分有耐性者不在第一期提款的狀況, $s\in(\lambda,1)$ 不會是均衡。

臺灣大學學術期刊資料庫

何改變的情況下, 所有存戶都相信均衡將改變, 開始提領存款, 造成擠兌的現象, 最終引發金融機構的倒閉。因此, 當基本面落在 $\theta \geq \underline{\theta}$ 區間時, 即可能發生「基本面沒有惡化, 但因爲體系中所有存戶都相信均衡將改變, 則模型由金融機構持續經營的均衡跳動到金融機構必須倒閉的均衡」的現象。換言之, 在自我實現的擠兌模型中, 由預期所引發的擠兌有可能成爲促成金融機構倒閉的原因。

3 訊號干擾下的銀行擠兌機率

本節參考 Goldstein and Pauzner (2005) 的設定, 在第二期之期初, 基本面的真實值 (θ) 由 [0, 1] 間的均勻分配所選出。然而, 於第一期時, 所有存戶都不知道該基本面的真實值, 只能觀察到一個與基本面真實值有關的私人訊號 (x_i), 且該值均勻地分布在真實的 θ 值附近, 即 $x_i \sim U[\theta - \varepsilon, \theta + \varepsilon]$, 且有耐性的存戶將根據其所觀察到的 x_i 值, 決定是否於第一期領款。

整個經濟體系裡觀察到訊號 x_i 的有耐性者之中, 決定於第一期領款的比例爲 $\pi(x_i)$, 由於當存戶觀察到的私人訊號值 x_i 越低時, 該存戶將預期真實的 θ 值將越低, 金融機構發生危機的可能將越高, 因此, 決定於第一期領款的存戶比例將提高, 所以 $\pi'(x_i) = \partial\pi(x_i)/\partial x_i \leq 0$。而當基本面的真實值爲 θ、私人訊號干擾爲 ε 時, 社會上總合的於第一期領款之存戶比例爲 $s(\theta, \varepsilon)$:

$$s(\theta, \varepsilon) = \lambda + \frac{(1-\lambda)}{2\varepsilon} \int_{\theta-\varepsilon}^{\theta+\varepsilon} \pi\,(x_i)\, dx_i。 \tag{2a}$$

上式中, λ 比例的存戶是無耐性的, 必須在第一期提領存款; 此外, $(1-\lambda)$ 比例的存戶是有耐性的, 則將依照其私人訊號判斷是否於第一期領款, 且 $\partial s(\theta, \varepsilon)/\partial\theta = (1-\lambda)[\pi(\theta+\varepsilon) - \pi(\theta-\varepsilon)]/(2\varepsilon) \leq 0$。

當有耐性者不知道其他存戶所觀察到的訊號值時, 則其將無法得知其他存戶是否於第一期領款, 因此, 有耐性者只能依照自己所觀察到的訊號值 x_i 來判斷何時領款。而若有耐性者觀察到的訊號值夠低, 使其相信真實的 θ 值也將很低, 低到使得足以促成金融機構倒閉。因此, 有耐性者唯一可以判斷是否要在第一期領款的標準爲其本身所得到的訊號值。當訊號值低於某個臨界水準時, 有耐性者就選擇於第一期領款; 反之, 當訊號值高於

臺灣大學學術期刊資料庫

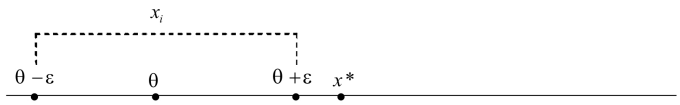


圖2.1: 基本面狀態相對差之私人訊號區間

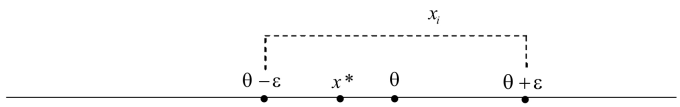


圖 2.2: 基本面中間狀態之私人訊號區間

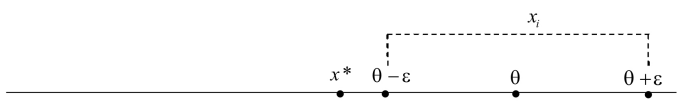


圖 2.3: 基本面狀態相對佳之私人訊號區間

該臨界水準時, 有耐性者將至第二期才領款。因此, 有耐性者的提款行爲函數如下:

$$A\left(x_i, x^*\right) = \begin{cases} \text{第一期領款}, & \text{若} \quad x_i < x^*; \\ \text{第二期提款}, & \text{若} \quad x_i \geq x^*。 \end{cases} \tag{2b}$$

上式中, x^* 代表有耐性者是否於第一期領款的臨界值。

若 $\theta < x^* - \varepsilon$, 由圖 2.1 可知, 全部有耐性者觀測到的訊號都低於 x^*, 所有存戶都會在第一期領款, 故社會上於第一期領款的總比例爲 $s(\theta, \varepsilon, x^*) = 1$; 而當 $x^* - \varepsilon \leq \theta < x^* + \varepsilon$ 時, 由圖 2.2 可知, 有耐性者觀測到的訊號低於 x^* 的比例爲 $[x^* - (\theta - \varepsilon)]/(2\varepsilon)$, 將有 $[x^* - (\theta - \varepsilon)]/(2\varepsilon)$ 比例的有耐性者於第一期領款, 社會上於第一期領款的總比例爲 $s(\theta, \varepsilon, x^*) = \lambda + (1 - \lambda)[x^* - (\theta - \varepsilon)]/(2\varepsilon)$; 若 $x^* + \varepsilon \leq \theta$, 由圖 2.3 可知, 全部有耐性者觀測到的訊號都高於 x^*, 全部有耐性者都將於第二期領款, 故社會上於第一期領款的總比例爲 $s(\theta, \varepsilon, x^*) = \lambda$。給定基本面的真實值爲 θ、有耐性者選擇是否於第一期領款的臨界值爲 x^* 時, 社會上於第一期領款的

臺灣大學學術期刊資料庫

總比例爲:

$$s\left(\theta,\varepsilon,x^*\right)=\begin{cases}1, & \text{若 } \theta < x^*-\varepsilon;\\ \lambda+(1-\lambda)\frac{[x^*-(\theta-\varepsilon)]}{2\varepsilon}, & \text{若 } x^*-\varepsilon\le\theta<x^*+\varepsilon;\\ \lambda, & \text{若 } \theta\ge x^*+\varepsilon。\end{cases}\quad(2c)$$

假設 θ^* 爲使得金融機構倒閉的臨界值。如果 $\theta < \theta^*$, 則金融機構將倒閉; 如果 $\theta \ge \theta^*$, 金融機構可持續經營。如圖 3 上半部所示, θ^* 由 $s(\theta^*,\varepsilon,x^*)=1/r_1$ 所決定。當 $\theta<\theta^*$ 時, $s(\theta,\varepsilon,x^*)>1/r_1$, 金融機構將會倒閉; 當 $\theta\ge\theta^*$ 時, $s(\theta,\varepsilon,x^*)\le 1/r_1$, 金融機構得以持續經營。給定社會上其他的有耐性者皆以式 (2b) 的 $A(x_j,x^*)$ 作爲是否於第一期領款的行爲函數之下, 假設 $\Lambda(x_i,A(x_j,x^*)\ \forall j\neq i)$ 爲訊號值 x_i 之有耐性者第二期才領回存款相對於第一期即領回存款的福利期望差距:

$$\begin{aligned}\Lambda\left(x_i,A\left(x_j,x^*\right)\forall j\neq i\right)=&\frac{1}{2\varepsilon}\int_{x_i-\varepsilon}^{\theta^*}\left[u(0)-u\left(\frac{1}{s\left(\theta,\varepsilon,x^*\right)}\right)\right]d\theta\\&+\frac{1}{2\varepsilon}\int_{\theta^*}^{x_i+\varepsilon}\left[u\left(\frac{1-r_1 s\left(\theta,\varepsilon,x^*\right)}{1-s\left(\theta,\varepsilon,x^*\right)}R(\theta)\right)\right.\\&\left.-u\left(r_1\right)\right]d\theta,\end{aligned}\quad(3a)$$

因此, x^* 由 $\Lambda(x^*,A(x_j,x^*)\forall j\neq i)=0$ 所決定。私人訊號爲 x^* 之有耐性者所預測的基本面狀態將於 $[x^*-\varepsilon,x^*+\varepsilon]$ 的區間中, 若基本面狀態在 $[x^*-\varepsilon,\theta^*]$ 區間中, 金融機構將倒閉, 則該存戶若選擇至第二期才提款, 其將遭受損失; 而若基本面狀態在 $[\theta^*,x^*+\varepsilon]$ 區間中, 金融機構不會倒閉, 則該存戶若選擇至第二期才提款, 當長期報酬不夠大時, 該存戶將遭受損失, 而當長期報酬足夠大時, 該存戶將獲取利得。圖 3 下半部中, 面積 A_1 代表私人訊號爲 x^* 之有耐性者至第二期提款將遭受的期望損失, 即式 (3b) 所代表的數值:

$$\begin{aligned}-\frac{A_1}{2\varepsilon}=\frac{1}{2\varepsilon}\Bigg[&\int_{x^*-\varepsilon}^{\theta^*}\left[u(0)-u\left(\frac{1}{s\left(\theta,\varepsilon,x^*\right)}\right)\right]d\theta\\&+\int_{\theta^*}^{\theta_0}\left[u\left(\frac{1-r_1 s\left(\theta,\varepsilon,x^*\right)}{1-s\left(\theta,\varepsilon,x^*\right)}R(\theta)\right)-u\left(r_1\right)\right]d\theta\Bigg]<0,\end{aligned}\quad(3b)$$

臺灣大學學術期刊資料庫

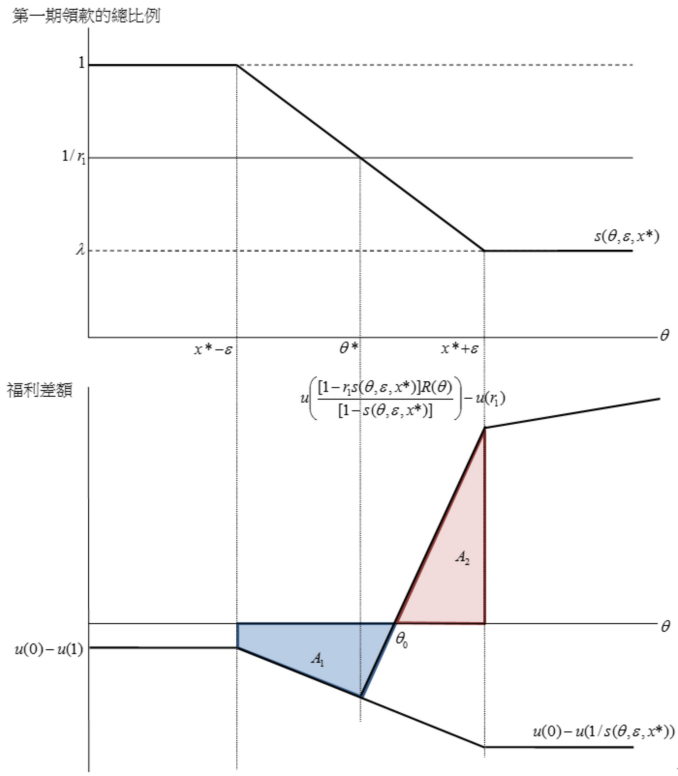


圖 3: 社會整體於第二期領款總比例與
有耐性者第二期提款相對於第一期領款之福利差額

而圖 3 下半部中, 面積 A_2 代表私人訊號爲 x^* 之有耐性者至第二期才提款可獲得的期望利得, 即式 (3c) 所代表的數值:

$$\frac{A_2}{2\varepsilon}=\frac{1}{2\varepsilon}\int_{\theta_0}^{x^*+\varepsilon}\left[u\left(\frac{1-r_1 s\left(\theta,\varepsilon,x^*\right)}{1-s\left(\theta,\varepsilon,x^*\right)}R(\theta)\right)-u\left(r_1\right)\right]d\theta>0, \quad (3c)$$

x^* 代表有耐性者是否於第一期領款的臨界值, 由$A_1=A_2$決定x^*。

當 $x_i \geq x^*$ 時, 如圖 4.1 所示, 面積 B_2 代表私人訊號爲 x_i 之有耐性者至第二期提款將遭受的期望損失; 面積 B_3+B_4 代表私人訊號爲 x_i 之有耐性者至第二期提款可獲得的期望利得。由於 $B_1+B_2=A_1=A_2=B_3$, 則 $B_2<B_3+B_4$, 有耐性者至第二期提款將遭受的期望損失低於可獲得的期望利得, 表示 $\Lambda(x_i, A(x_j, x^*)\forall j\neq i)\geq 0$, 有耐性者將會於第二期提

臺灣大學學術期刊資料庫

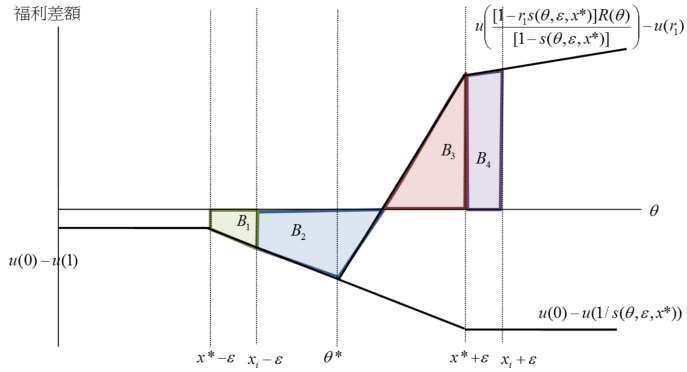


圖 4.1: 私人訊號干擾相對佳之下,
有耐性者第二期提款相對於第一期領款的福利差額

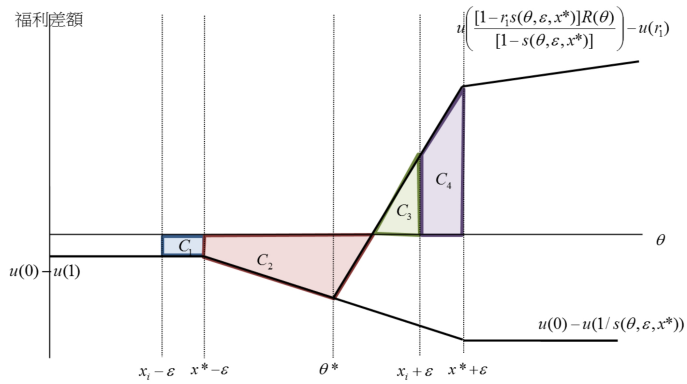


圖 4.2: 私人訊號干擾相對差之下,
有耐性者第二期提款相對於第一期領款的福利差額

款。當 $x_i < x^*$ 時, 如圖 4.2 所示, 面積 $C_1 + C_2$ 代表私人訊號爲 x_i 之有耐性者至第二期提款將遭受的期望損失; 面積 C_3 代表私人訊號爲 x_i 之有耐性者至第二期提款可獲得的期望利得。由於 $C_2 = A_1 = A_2 = C_3 + C_4$, 則 $C_1 + C_2 > C_3$, 有耐性者於第二期提款將遭受的期望損失超過可獲得的期望利得, 表示 $\Lambda(x_i, A(x_j, x^*)\forall j \neq i) < 0$, 有耐性者將會在第一期領款。由於存款戶 i 是一個代表性的存款戶, 所有存款戶的策略終將一致, 不會有任何誘因改變其他存款戶的策略。

臺灣大學學術期刊資料庫

命題 1. 存在訊號干擾之下, 存在唯一的擠兌與金融機構倒閉機率。

根據式 (2c) 與 (3a) 可知, θ^* 與 x^* 由下列兩方程式所決定:

$$\lambda + (1-\lambda)\frac{x^* - \theta^* + \varepsilon}{2\varepsilon} = \frac{1}{r_1}, \tag{4a}$$

$$\begin{aligned}\frac{1}{2\varepsilon}\int_{x^*-\varepsilon}^{\theta^*}\left[u(0) - u\left(\frac{1}{s(\theta,\varepsilon,x^*)}\right)\right]d\theta \\ + \frac{1}{2\varepsilon}\int_{\theta^*}^{x^*+\varepsilon}\left[u\left(\frac{1-r_1 s(\theta,\varepsilon,x^*)}{1-s(\theta,\varepsilon,x^*)}R(\theta)\right) - u(r_1)\right]d\theta = 0。\end{aligned} \tag{4b}$$

其中, (4a) 式表示: 在給定的 x^* 之下, 由 $s(\theta^*, \varepsilon, x^*) = 1/r_1$ 決定 θ^*; 而 (4b) 式則在給定的 θ^* 之下, 由 $\Lambda(x^*, A(x_j, x^*)\forall j \neq i) = 0$ 決定 x^*。由式 (4b) 可得: $d\Lambda = \Phi_1 dx^* + \Phi_2 d\theta^*$。因此, 我們可求得以下關係式:

$$\begin{aligned}\frac{d\Lambda}{dx^*} = \Phi_1 = \frac{1}{2\varepsilon}\Bigg\{[u(1) - u(0)] + \left[u\left(\frac{(1-r_1\lambda)R(x^*+\varepsilon)}{(1-\lambda)}\right) - u(r_1)\right] \\ + \frac{(1-\lambda)}{2\varepsilon}\Bigg[\int_{x^*-\varepsilon}^{\theta^*} u'\left(\frac{1}{s(\theta,\varepsilon,x^*)}\right)\frac{1}{s(\theta,\varepsilon,x^*)^2}d\theta \\ - \int_{\theta^*}^{x^*+\varepsilon} u'\left(\frac{(1-r_1 s(\theta,\varepsilon,x^*))R(\theta)}{1-s(\theta,\varepsilon,x^*)}\right) \\ \frac{(r_1-1)R(\theta)}{[1-s(\theta,\varepsilon,x^*)]^2}d\theta\Bigg]\Bigg\} > 0,\end{aligned} \tag{4c}$$

$$\frac{d\Lambda}{d\theta^*} = \Phi_2 = 0。 \tag{4d}$$

因爲 $\partial\theta^*/\partial x^*|_{s=1/r_1} = 1$ 以及 $\partial\theta^*/\partial x^*|_{\Lambda=0} = \Phi_1/\Phi_2 \to \infty$, 如圖 5 所示, $s(\theta^*, \varepsilon, x^*) = 1/r_1$ 與 $\Lambda(x^*, A(x_j, x^*)\forall j \neq i) = 0$ 將只有一個交點, 且上述兩方程式將決定唯一的 θ^* 與 x^*。因此, 存在唯一的 θ^*, 唯有當 $\theta \leq \theta^*$ 時, 金融機構才會倒閉; 存在唯一的 x^*, 唯有當 $x_i \leq x^*$ 時, 有耐性存戶才會在第一期領款。金融機構倒閉的基本面狀態值佔總區間的比例可以視爲金融機構倒閉的機率, 因此, θ^* 即爲金融機構倒閉的機率, 本模型在全域賽局之下得到單均衡的結論, 可以求出金融機構倒閉的明確機率。此外, 有耐性存戶於第一期領款的訊號值佔總區間的比例可以視爲擠兌發生的機率, 因此, x^* 即爲擠兌發生的機率。

臺灣大學學術期刊資料庫

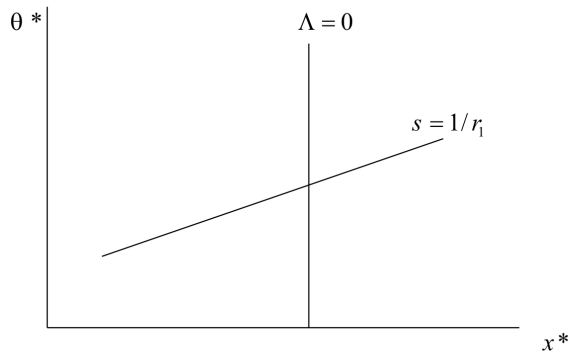


圖 5: 私人訊號干擾下, 存在單一均衡

Goldstein and Pauzner (2005) 明確求得存戶擠兌的機率, 卻未定義金融機構倒閉的機率; Selvaretnam (2006) 假設金融機構絕不倒閉之下, 明確求得存戶擠兌的機率; Boonprakaikawe and Ghosal (2003) 雖有區分金融機構倒閉機率與存戶擠兌機率的差異, 卻未針對這兩個機率的定義詳加說明。本文明確區分金融機構倒閉機率與存戶擠兌機率的差異, 並進一步說明二者的不同之處: 由式 (4a) 可知, $(\theta^* - x^*) = \varepsilon[(1+\lambda)r_1 - 2]/[(1-\lambda)r_1]$, 若短期利率相對較高, $r_1 > 2/(1+\lambda)$, 則金融機構倒閉的機率將超過擠兌發生的機率 ($\theta^* > x^*$), 此時, 基本面的狀態 θ 將可能會落在 (x^*, θ^*) 之間, $\theta > x^*$ 表示擠兌並未很嚴重, 然而, 因爲金融機構必須支付給每位存戶較多的短期本利和, 金融機構仍將會倒閉 ($\theta < \theta^*$); 反之, 若短期利率相對較低, $r_1 \leq 2/(1+\lambda)$, 則金融機構倒閉的機率會低於擠兌發生的機率 ($\theta^* \leq x^*$), 此時, 基本面的狀態 θ 將可能會落在 $[\theta^*, x^*]$ 之間, $\theta \leq x^*$ 顯示擠兌已經很嚴重了, 不過, 因爲金融機構僅需支付給每位存戶較少的短期本利和, 金融機構仍可持續經營 ($\theta \geq \theta^*$)。此外, 式 (4a) 也告訴我們, 於訊息極爲透明的情況下 ($\varepsilon \to 0$), 金融機構倒閉的機率與擠兌發生的機率將趨於一致 ($\theta^* \to x^*$)。

4 降低短期利率與增加資訊透明度

本節分析減低短期利率與增加資訊透明度對金融機構倒閉機率與銀行擠

臺灣大學學術期刊資料庫

兌發生機率的影響。其中, 政府可採取透明化政策 (transparent policy) 以增加資訊的透明度, Heinemann and Illing (2002) 與 Metz (2003) 曾在貨幣危機的訊號干擾模型中, 分析透明化政策的效果。根據 Heinemann and Illing (2002, 頁 442–443) 及 Metz (2003, 頁 65) 的定義: 增加資訊的透明度, 將可使個人更加確認基本面的真實狀態, 則訊息透明化可以減低私人訊號干擾的波動。因此, 訊號干擾 (ε) 的大小可代表資訊的透明程度, ε 越小表示資訊越透明。

θ^* 與 x^* 由式 (3a) 與 (3b) 所聯立決定, 對該二式全微分可得:

$$\begin{bmatrix} \Phi_2 & \Phi_1 \\ 1 & -1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} d\theta^* \\ dx^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Phi_3 dr_1 + \Phi_4 d\varepsilon \\ \frac{2\varepsilon}{(1-\lambda)r_1^2} dr_1 + \left[1 - \frac{2(1-\lambda r_1)}{(1-\lambda)r_1}\right] d\varepsilon \end{bmatrix}, \tag{5a}$$

上式中,

$$\begin{aligned} \Phi_3 = -\frac{\partial \Lambda}{\partial r_1} &= \frac{1}{2\varepsilon} \int_{\theta^*}^{x^*+\varepsilon} \left[u'(r_1) + u' \left(\frac{1 - r_1 s(\theta, \varepsilon, x^*)}{1 - s(\theta, \varepsilon, x^*)} R(\theta) \right) \times \right. \\ &\left. \frac{s(\theta, \varepsilon, x^*) R(\theta)}{1 - s(\theta, \varepsilon, x^*)} \right] d\theta = \frac{D_2 + D_4}{2\varepsilon (\Delta r_1)} > 0, \end{aligned} \tag{5b}$$

$$\begin{aligned} \Phi_4 = -\frac{\partial \Lambda}{\partial \varepsilon} &= -\frac{1}{2\varepsilon} \left\{ [u(0) - u(1)] \right. \\ &+ \left[u \left(\frac{(1 - r_1 \lambda) R(x^* + \varepsilon)}{(1 - \lambda)} \right) - u(r_1) \right] \\ &+ \frac{(1 - \lambda)}{2\varepsilon^2} \left[\int_{x^*-\varepsilon}^{\theta^*} u' \left(\frac{1}{s(\theta, \varepsilon, x^*)} \right) \frac{(\theta - x^*)}{s(\theta, \varepsilon, x^*)^2} d\theta \right. \\ &\left. \left. - \int_{\theta^*}^{x^*+\varepsilon} u' \left(\frac{1 - r_1 s(\theta, \varepsilon, x^*)}{1 - s(\theta, \varepsilon, x^*)} \right) \frac{(r_1 - 1)(\theta - x^*)}{[1 - s(\theta, \varepsilon, x^*)]^2} d\theta \right] \right\} \\ &= \frac{E_1 - E_5 + E_6 + E_3}{2\varepsilon(\Delta\varepsilon)} \gtrless 0_{\circ} \end{aligned} \tag{5c}$$

$$\begin{aligned} \frac{E_1}{(\Delta\varepsilon)} = u(1) - u(0) + \int_{x^*-\varepsilon}^{\theta^*} u' \left(\frac{1}{s(\theta, \varepsilon, x^*)} \right) \times \\ \frac{(1 - \lambda)(x^* - \theta)}{\varepsilon s(\theta, \varepsilon, x^*)^2} d\theta > 0, \end{aligned}$$

臺灣大學學術期刊資料庫

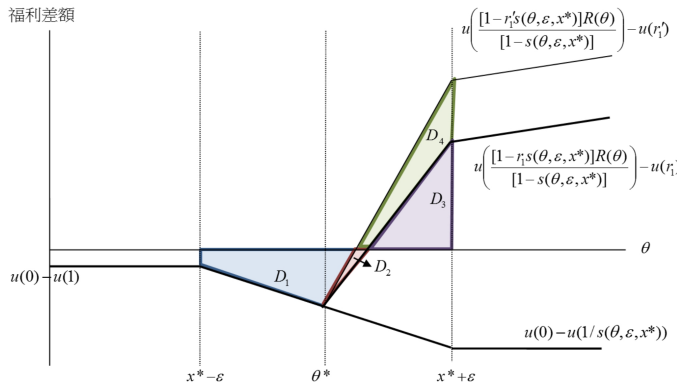


圖6.1: 減低短期利率,
有耐性者第二期提款相對於第一期領款的福利差額

$$\frac{E_5}{(\Delta\varepsilon)} = u\left(\frac{(1-r_1\lambda)\,R\,(x^*+\varepsilon)}{(1-\lambda)}\right) - u\,(r_1) > 0,$$

$$\frac{E_6+E_3}{(\Delta\varepsilon)} = \int_{\theta^*}^{x^*+\varepsilon} u'\left(\frac{1-r_1 s\,(\theta,\varepsilon,x^*)}{1-s\,(\theta,\varepsilon,x^*)}\right)\times \frac{(1-\lambda)\,(r_1-1)\,(\theta-x^*)}{\varepsilon\,[1-s\,(\theta,\varepsilon,x^*)]^2}d\theta \geq 0。$$

因此,

$$\frac{dx^*}{dr_1} = \frac{\Phi_3}{\Phi_1} > 0, \quad \frac{d\theta^*}{dr_1} = \frac{2\varepsilon}{(1-\lambda)r_1^2} + \frac{\Phi_3}{\Phi_1} > 0, \tag{6a}$$

$$\frac{dx^*}{d\varepsilon} = \frac{\Phi_4}{\Phi_1} \gtrless 0, \quad \frac{d\theta^*}{d\varepsilon} = \left[1 - \frac{2\,(1-\lambda r_1)}{(1-\lambda)r_1}\right] + \frac{\Phi_4}{\Phi_1} \gtrless 0。 \tag{6b}$$

由式 (6a) 可知, 減低短期利率可降低擠兌與金融機構倒閉的機率; 而式 (6b) 則顯示, 增加資訊透明度未必可以減低擠兌與金融機構倒閉的機率。

命題 2. 降低短期利率可減低擠兌與金融機構倒閉的機率。

若減低短期利率, 使得短期本利和由 r_1 降至 r_1'。如圖 6.1 所示, 於尚未減低短期利率時, 使得金融機構倒閉的臨界值爲 θ^*, 且有耐性者選擇是否於第一期領款的臨界值爲 x^*, 面積 $D_1 + D_2$ 代表私人訊號爲 x^* 之有耐

臺灣大學學術期刊資料庫

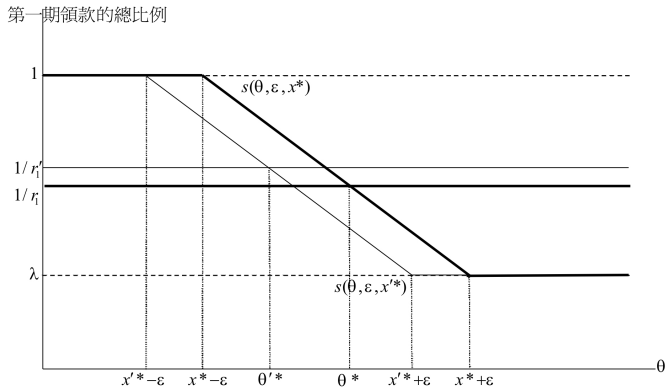


圖 6.2: 減低短期利率, 社會整體於第一期領款總比例

性者至第二期提款將遭受的期望損失; 面積 D_3 代表私人訊號爲 x^* 之有耐性者至第二期提款可獲得的期望利得, 故 $D_1 + D_2 = D_3$。而一旦降低短期利率, 私人訊號爲 x^* 之有耐性者至第二期提款將遭受的期望損失爲 D_1; 可是私人訊號爲 x^* 之有耐性者至第二期提款可獲得的期望利得則提升爲 $D_3 + D_4 > D_1$。因此, 於尚未減低短期利率時, 將在第一期提款的私人訊號爲 x^* 之有耐性者, 於減低短期利率之後, 私人訊號爲 x^* 之有耐性者將至第二期才提款。進而導致整個社會在第一期領款的比例下跌, 圖 6.2即可發現金融機構倒閉的機率將下跌。

命題 3. 增加資訊透明度未必可以減低擠兌與金融機構倒閉的機率。

若增加資訊的透明度, 使得訊號干擾由 ε 降至 ε'。如圖 7.1 所示, 於尚未透明化時, 使得金融機構倒閉的臨界值爲 θ^*, 且有耐性者選擇是否於第一期領款的臨界值爲 x^*, 面積 $E_1+E_2+E_3$ 代表私人訊號爲 x^* 之有耐性者至第二期提款將遭受的期望損失; 面積 $E_4 + E_5$ 代表私人訊號爲 x^* 之有耐性者至第二期提款可獲得的期望利得, 故 $E_1 + E_2 + E_3 = E_4 + E_5$。而一旦增加資訊的透明度, 私人訊號爲 x^* 之有耐性者至第二期提款將遭受的期望損失僅剩下 E_2; 可是私人訊號爲 x^* 之有耐性者至第二期提款可獲得的期望利得則改爲 $E_4 + E_6$。由於 $E_4 + E_6$ 與 E_2 的相對大小並不確定, 因此, 於尚未透明化時, 於第一期提款的私人訊號爲 x^* 之有耐性者, 於

臺灣大學學術期刊資料庫

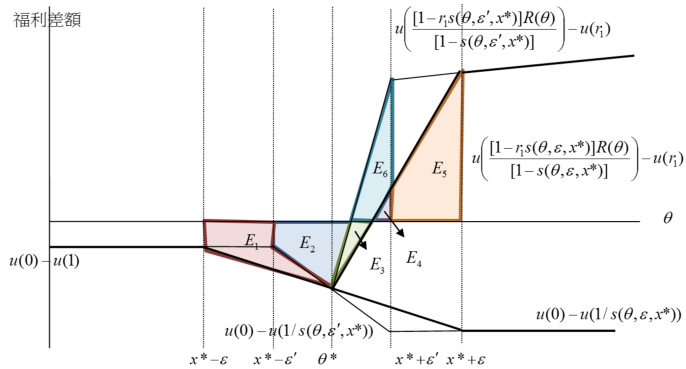


圖7.1: 增加資訊的透明度,
有耐性者第二期提款相對於第一期領款的福利差額

採取透明化政策之後, 私人訊號爲 x^* 之有耐性者可能至第二期才提款、亦可能在第一期即領款。進而導致整個社會在第一期領款的比例可能下跌、亦可能上升, 圖7.2即可發現金融機構倒閉的機率將下跌或上升。[2]

Selvaretnam (2006) 考慮一個較爲簡化的設定, 假設金融機構不會倒閉, 存戶於第一期領款的金額固定爲1, 於第二期領款的金額則受到基本面的狀態值所影響, 存在訊號干擾之下, 第二期領款具有風險, 由於訊息透明化可使存戶更加確定第二期可領到的金額, 減低了存戶第二期領款所面臨的風險, 進而可減低擠兌發生的機率。本文於較爲一般化的設定下, 金融機構可能倒閉, 有耐性者於第二期領款的風險除了受基本面狀態值的影響外, 金融機構是否倒閉也會影響第二期領款的風險, 導致資訊透明度的增加對第二期領款風險的影響效果不確定, 進而無法確定對擠兌發生機率的影響效果。

[2]我們可利用圖7.1 推論, 存戶厭惡風險的程度決定了透明化措施對銀行擠兌機率的影響方向: 若存戶較爲厭惡風險, 訊息透明化將減低銀行擠兌機率; 若存戶較不厭惡風險, 訊息透明化則將提高銀行擠兌機率。當存戶較爲厭惡風險, 表示邊際效用遞減的幅度較大, 圖7.1中 E_5 的面積將較小, 由於 $E_1+E_2+E_3=E_4+E_5$, 此時, 圖7.1中 E_4 的面積將較大, 使得 $E_4+E_6>E_2$。也就是說, 一旦採取透明化措施, 私人訊號爲 x^* 之有耐性者至第二期提款將遭受的期望損失爲 E_2; 可是私人訊號爲 x^* 之有耐性者至第二期提款可獲得的期望利得則提升爲 $E_4+E_6>E_2$。因此, 於尚未採取透明化措施時, 將在第一期提款的私人訊號爲 x^* 之有耐性者, 於透明化措施採行之後, 私人訊號爲 x^* 之有耐性者將至第二期才提款, 進而導致整個社會在第一期領款的比例下跌。

臺灣大學學術期刊資料庫

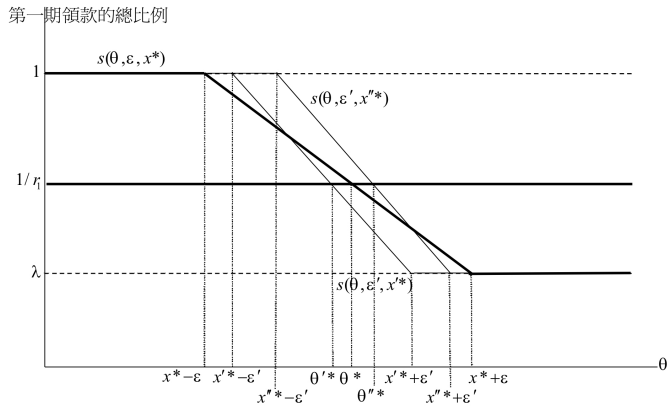


圖 7.2: 增加資訊的透明度, 社會整體於第一期領款總比例

2008 至 2009 年金融海嘯期間, 全球有多家金融機構倒閉, 顯示 Selvaretnam (2006) 金融機構不會倒閉的設定並不符合實際的情況。此外, 實證上, 增加資訊透明度對金融危機的影響則尚有爭議: Mehrez and Kaufmann (1999) 發現資訊透明度較低的國家, 較容易在金融自由化的過程中發生銀行擠兌的危機; Shehzad and De Haan (2009) 則發現訊息透明化顯著地增加非系統性危機發生的機率、對系統性危機則影響效果不顯著; Semenova (2009) 指出增加資訊透明度對金融市場的穩定沒有影響。因而, 在訊息透明化對金融危機的影響方面, 本節所得到的結論較 Selvaretnam (2006) 更符合實際狀況與實證結果。

5 最適的短期利率與資訊透明度

本節參考 Diamond and Dybvig (1983) 與 Goldstein and Pauzner (2005) 的設定, 假設社會規劃者可以區分存戶的狀態, 並且在完全無訊號干擾之下排除擠兌發生的可能, 由於第二期的消費 c_2 與長期報酬 $R(\theta)$ 有關, 因此, c_2 同樣也是基本面狀態值 θ 的函數, 應該表示爲 $c_2(\theta)$, 則社會規劃者所面臨的社會福利與資源限制將分別爲 $SW = \int_0^1 [\lambda u(c_1)+(1-\lambda)u(c_2(\theta))]d\theta$ 與 $\int_0^1 [\lambda c_1 + (1-\lambda)c_2(\theta)/R(\theta)]d\theta = 1$, 因而, 社會規劃者的最佳選擇可

臺灣大學學術期刊資料庫

表示如下:

$$\underset{\{c_1,c_2\}}{\text{Max}} \quad \int_0^1 \left[\lambda u\left(c_1\right) + (1-\lambda)u\left(c_2(\theta)\right)\right] d\theta, \tag{7a}$$

$$\text{s.t.} \quad \int_0^1 \left[\lambda c_1 + \frac{(1-\lambda)c_2(\theta)}{R(\theta)}\right] d\theta = 1。 \tag{7b}$$

根據式 (7a) 與式 (7b) 可求得社會規劃者所選定的最佳第一期消費量 (c_1^{FB}):

$$u'\left(c_1^{FB}\right) = \int_0^1 R(\theta)u'\left[\frac{\left(1-\lambda c_1^{FB}\right)R(\theta)}{(1-\lambda)}\right] d\theta, \tag{7c}$$

式 (7c) 顯示: 增加一單位 c_1^{FB} 所提高無耐性者的效用等於所降低有耐性者的效用。換言之, 社會規劃者所選定的最佳第一期消費量將縮小有耐性者與無耐性者可消費數量的差距, 達到風險分攤 (Risk Sharing) 的效果。[3] 假設社會規劃者所選定的最佳短期本利和爲 r_1^{FB}: 如果 c_1^{FB} 不低於短期本利和的下限水準1, 則 r_1^{FB} 爲 c_1^{FB}; 如果 c_1^{FB} 低於短期本利和的下限水準 1, 則 r_1^{FB} 爲 1。如式 (7d) 所示:

$$r_1^{FB} = \begin{cases} c_1^{FB}, & \text{若} \quad c_1^{FB} \geq 1; \\ 1, & \text{若} \quad c_1^{FB} < 1。 \end{cases} \tag{7d}$$

此外, 當社會上存在著訊號干擾時, 由圖 2.1 可知, 若 $\theta + \varepsilon < x^*$ 則 $\theta < x^* - \varepsilon$, 全部有耐性者觀測到的訊號都低於 x^*, 所有存戶皆在第一期領款,

[3]式 (7c) 是在排除擠兌發生所得到的最佳配置, 這種最佳的設定與 Diamond and Dybvig (1983) 相同。Allen and Gale (1998) 略爲修訂 Diamond and Dybvig (1983) 對最佳配置的設定, 考慮長期報酬於實現之前得以獲知該值資訊的情況 (見頁1251), 得到「擠兌可以幫助存款人分攤風險, 進而達到最佳的資源配置」的結論。在 Allen and Gale (1998) 的設定下, 由於事先即可得知長期報酬的資訊, 且長期報酬僅受到基本面 θ 值所影響, 則社會規劃者在決定 c_1 與 c_2 時, 即具有基本面 θ 值的正確資訊, 因而, 最佳 c_1 將受到基本面 θ 值之影響, 此外, 在長期報酬可以事先得知的情況下, 於長期報酬過低之際, 擠兌的發生將有助於提升經濟效率。然而, 本文參考 Goldstein and Pauzner (2005) 的設定, 長期報酬於實現前無法得知該值的正確資訊, 社會規劃者在決定 c_1 與 c_2 ((7a) 與 (7b)) 時, 並無基本面 θ 值的正確資訊, 最佳 c_1 將受到基本面 θ 的平均值所影響、與真正的基本面 θ 值無關 (見 Goldstein and Pauzner (2005, 頁 1298), 式 (1))。本文參考 Goldstein and Pauzner (2005) 的設定, 故不同於 Allen and Gale (1998)。

臺灣大學學術期刊資料庫

整體社會於第一期領款的總比例爲 $s(\theta, \varepsilon, x^*) = 1$, 根據式 (1a) 與式 (1b) 可得存戶事後的實際福利爲:

$$W\left(\theta < x^* + \varepsilon\right) = u(1)。 \tag{8a}$$

由圖 2.2 可知, 當 $\theta - \varepsilon < x^* \leq \theta + \varepsilon$ 時, 則 $x^* - \varepsilon \leq \theta < x^* + \varepsilon$, 有耐性者觀測到的訊號低於 x^* 的比例爲 $[x^* - (\theta - \varepsilon)]/(2\varepsilon)$, 將有 $[x^* - (\theta - \varepsilon)]/(2\varepsilon)$ 比例的有耐性者在第一期領款, 因此, 整體社會在第一期領款的總比例爲 $s(\theta, \varepsilon, x^*) = \lambda + (1 - \lambda)[x^* - (\theta - \varepsilon)]/(2\varepsilon)$。如圖 3 上半部所示, 如果 $\theta < \theta^*$, 則所有的金融機構皆將倒閉, 第二期提款者將無法領到任何存款; 如果 $\theta \geq \theta^*$, 則金融機構可以持續經營, 第二期提款者仍可領取其存款。根據式 (1a) 與式 (1b) 可得存戶事後的實際福利爲:

$$\begin{aligned} W\left(x^* - \varepsilon \leq \theta < \theta^*\right) = & \left[\lambda + (1 - \lambda)\frac{(x^* + \varepsilon - \theta)}{2\varepsilon}\right] \times \\ & u\left(\frac{2\varepsilon}{2\varepsilon\lambda + (1 - \lambda)\,(x^* + \varepsilon - \theta)}\right) \\ & + \frac{(1 - \lambda)\,(\theta - x^* + \varepsilon)}{2\varepsilon} u(0), \end{aligned} \tag{8b}$$

$$\begin{aligned} W\left(\theta^* \leq \theta < x^* + \varepsilon\right) = & \left[\lambda + (1 - \lambda)\frac{(x^* + \varepsilon - \theta)}{2\varepsilon}\right] u\,(r_1) \\ & + \frac{(1 - \lambda)\,(\theta - x^* + \varepsilon)}{2\varepsilon} \times \\ & u\left(\frac{2\varepsilon - [\lambda 2\varepsilon + (1 - \lambda)\,(x^* + \varepsilon - \theta)]\,r_1}{(1 - \lambda)\,(\theta - x^* + \varepsilon)} R(\theta)\right)。 \end{aligned} \tag{8c}$$

由圖 2.3 可知, 若 $x^* \leq \theta - \varepsilon$, 則 $x^* + \varepsilon \leq \theta$, 全部有耐性者觀測到的訊號都高於 x^*, 全部有耐性者都將至第二期才領款, 故社會上於第一期領款的總比例爲 $s(\theta, \varepsilon, x^*) = \lambda$, 根據式 (1a) 與式 (1b) 可得存戶事後的實際福利爲:

$$W\left(x^* + \varepsilon \leq \theta\right) = \lambda u\,(r_1) + (1 - \lambda) u\left(\frac{(1 - \lambda r_1)\,R(\theta)}{(1 - \lambda)}\right)。 \tag{8d}$$

臺灣大學學術期刊資料庫

由式 (8a) 至式 (8d), 存在訊號干擾之下, 於第期時, 存戶尚未得知本身是否有耐性之下, 事前的期望福利爲:

$$
\begin{aligned}
EW = & \int_{0}^{x^*-\varepsilon} u(1)d\theta + \int_{x^*-\varepsilon}^{\theta^*} \left\{ \left[\lambda + (1-\lambda)\frac{(x^*+\varepsilon-\theta)}{2\varepsilon} \right] \times \right. \\
& \left. u\left(\frac{2\varepsilon}{2\varepsilon\lambda + (1-\lambda)(x^*+\varepsilon-\theta)} \right) + \frac{(1-\lambda)(\theta - x^*+\varepsilon)}{2\varepsilon} u(0) \right\} d\theta \\
& + \int_{\theta^*}^{x^*+\varepsilon} \left\{ \left[\lambda + (1-\lambda)\frac{(x^*+\varepsilon-\theta)}{2\varepsilon} \right] u(r_1) \right. \\
& + \frac{(1-\lambda)(\theta - x^*+\varepsilon)}{2\varepsilon} \times \\
& \left. u\left(\frac{2\varepsilon - [\lambda 2\varepsilon + (1-\lambda)(x^*+\varepsilon-\theta)] r_1}{(1-\lambda)(\theta - x^*+\varepsilon)} R(\theta) \right) \right\} d\theta \\
& + \int_{x^*+\varepsilon}^{1} \left[\lambda u(r_1) + (1-\lambda) u\left(\frac{(1-\lambda r_1) R(\theta)}{(1-\lambda)} \right) \right] d\theta 。
\end{aligned} \tag{9a}
$$

考慮式 (4b) 的條件後, 訊號干擾與短期利率對存戶事前的期望福利之影響爲:

$$
\begin{aligned}
\frac{dEW}{d\varepsilon} = & \int_{x^*-\varepsilon}^{\theta^*} \left[\frac{(1-\lambda)(x^*-\theta)}{\varepsilon[2\varepsilon\lambda + (1-\lambda)(x^*+\varepsilon-\theta)]} \right] \times \\
& u'\left(\frac{2\varepsilon}{2\varepsilon\lambda + (1-\lambda)(x^*+\varepsilon-\theta)} \right) d\theta \\
& - \int_{\theta^*}^{x^*+\varepsilon} \left\{ \left[\frac{(\theta - x^*)(r_1 - 1)}{\varepsilon(\theta - x^*+\varepsilon)} \right] R(\theta) \times \right. \\
& \left. u'\left(\frac{2\varepsilon - [\lambda 2\varepsilon + (1-\lambda)(x^*+\varepsilon-\theta)] r_1}{(1-\lambda)(\theta - x^*+\varepsilon)} R(\theta) \right) \right\} d\theta \\
& - \left\{ \int_{x^*-\varepsilon}^{\theta^*} \left[\frac{(1-\lambda)}{2\varepsilon\lambda + (1-\lambda)(x^*+\varepsilon-\theta)} \right] \right.
\end{aligned}
$$

臺灣大學學術期刊資料庫

$$u'\left(\frac{2\varepsilon}{2\varepsilon\lambda+(1-\lambda)(x^*+\varepsilon-\theta)}\right)d\theta\Bigg\}\frac{dx^*}{d\varepsilon}$$
$$-\left\{\int_{\theta^*}^{x^*+\varepsilon}\frac{(r_1-1)R(\theta)}{(\theta-x^*+\varepsilon)}\times\right.$$
$$u'\left(\frac{2\varepsilon-[\lambda 2\varepsilon+(1-\lambda)(x^*+\varepsilon-\theta)]r_1}{(1-\lambda)(\theta-x^*+\varepsilon)}R(\theta)\right)d\theta\Bigg\}\frac{dx^*}{d\varepsilon}, \tag{9b}$$

$$\frac{dEW}{dr_1}=-\left\{\int_{x^*-\varepsilon}^{\theta^*}\left[\frac{(1-\lambda)}{2\varepsilon\lambda+(1-\lambda)(x^*+\varepsilon-\theta)}\right]\times\right.$$
$$u'\left(\frac{2\varepsilon}{2\varepsilon\lambda+(1-\lambda)(x^*+\varepsilon-\theta)}\right)d\theta\Bigg\}\frac{dx^*}{dr_1}$$
$$-\left\{\int_{\theta^*}^{x^*+\varepsilon}\frac{(r_1-1)R(\theta)}{(\theta-x^*+\varepsilon)}\times\right.$$
$$u'\left(\frac{2\varepsilon-[\lambda 2\varepsilon+(1-\lambda)(x^*+\varepsilon-\theta)]r_1}{(1-\lambda)(\theta-x^*+\varepsilon)}R(\theta)\right)d\theta\Bigg\}\frac{dx^*}{dr_1}$$
$$+\int_{\theta^*}^{x^*+\varepsilon}\left\{\left[\lambda+(1-\lambda)\frac{(x^*+\varepsilon-\theta)}{2\varepsilon}\right]u'(r_1)\right.$$
$$-\left[\frac{2\varepsilon\lambda+(1-\lambda)(x^*+\varepsilon-\theta)}{2\varepsilon}\right]R(\theta)\times$$
$$\left.u'\left(\frac{2\varepsilon-[\lambda 2\varepsilon+(1-\lambda)(x^*+\varepsilon-\theta)]r_1}{(1-\lambda)(\theta-x^*+\varepsilon)}R(\theta)\right)\right\}d\theta$$
$$+\int_{x^*+\varepsilon}^{1}\left\{\lambda\left[u'(r_1)-R(\theta)u'\left(\frac{(1-\lambda r_1)}{(1-\lambda)}R(\theta)\right)\right]\right\}d\theta。 \tag{9c}$$

由式 (9b) 可知, 訊息透明化對存戶事前的期望福利的影響效果並不確定, 可分三點說明: (1) 當經濟狀態較差時, 金融機構將會倒閉, 透明化政策將使更多人知道實際的情況, 導致較多人會選在第一期領款, 降低了第一期領款者可以領取的金額, 進而將減低存戶事先的期望福利, 即式 (9b) 等式右邊第一項; (2) 當經濟狀態較佳時, 金融機構不會倒閉, 透明化政策將使

臺灣大學學術期刊資料庫

更多人知道實際的情況, 導致較少人會選在第一期領款, 提高了第二期領款者可以領取的金額, 進而可提升存戶事先的期望福利, 即式 (9b) 等式右邊第二項; (3) 透明化政策將改變擠兌發生的機率, 進而對存戶事先的期望福利造成影響, 即式 (9b) 等式右邊第三、四項。此外, 式 (9c) 告訴我們, 減低短期利率對存戶事前的期望福利的影響效果並不確定, 可分兩點說明: (1) 減低短期利率將壓低銀行擠兌發生機率, 進而增加存戶事先的福利, 即式 (9c) 等式右邊第一、二項; (2) 當經濟狀態較佳時, 金融機構不會倒閉, 第一期領款者因短期利率減低所減少的效用超過第二期領款者所增加的效用, 進而壓低存戶事先的福利, 即式 (9c) 等式右邊第三、四項。

於社會最適的情況下, 政府將同時選取資訊透明度與短期利率以極大化存戶事前的期望福利, 由式 (9b) 與式 (9c) 可知, $dEW/d\varepsilon$ 與 dEW/dr_1 兩式非常複雜, 本文將利用數值模擬的方式求得最適的資訊透明度 (ε^{OP}) 與最適的短期本利和 (r_1^{OP}), 考慮 $\lambda = 0.3$、$u(c) = (c^{1-\sigma} - 1)/(1-\sigma)$ 的情況, 其中, σ 可代表存戶厭惡風險的程度, σ 越大越厭惡風險。不過, 文獻上討論政府的最適資訊透明度時, 主要以政府必須揭露更多正確的消息爲主, 並將之稱爲透明化政策, 如果資訊越透明能夠對應越高的社會福利, 則政府可採取透明化政策以提升社會福利, 然而, 當資訊越不透明對應越高的社會福利時, 政府只會消極地不採取透明化政策, 而不會透過發布不實消息來提升社會福利, 因爲一旦政府發布過不實的消息, 該政府將失去誠信, 日後民衆將不再相信政府所發布的任何訊息, Heinemann and Illing (2002)、Metz (2003)、Selvaretnam (2006) 等文獻皆僅針對透明化政策加以探討, 並無文獻討論政府透過發布不實訊息以增加社會福利。因此, 我們假定原先的訊息透明度爲 $\varepsilon = 0.001$, 政府可選的訊息透明度不能超過原先的水準, 即 $\varepsilon^{OP} \leq 0.001$, 表1至表4中列出各種不同的長期報酬函數下數值分析的結果。根據表1至表4數值分析的結果, 我們可以得到幾個重要的結論:

(1) 若存戶厭惡風險的程度 (σ) 相對小, 則邊際效用遞減的幅度也較小, 在短期本利和爲1時, 增加短期利率所提高無耐性者的效用將小於所降低有耐性者的效用, 使得最佳的短期本利和不會超過1, 因此, 由表1至表4中, 當 $\sigma < 1$ 時, $r_1^{FB} = 1$ 皆成立; 反之, 若存戶厭惡風險的程度 (σ)

臺灣大學學術期刊資料庫

表 1: 長期報酬極低之下的最佳值與最適值

$R(\theta)$	$1+\theta$							
σ	0.2	0.3	0.4	0.6	0.8	1.2	1.4	1.6
r_1^{FB}	1	1	1	1	1	1.042	1.072	1.092
SW	0.328	0.318	0.308	0.289	0.272	0.242	0.230	0.219
x^*	1	1	1	1	1	1	1	1
θ^*	1	1	1	1	1	1	1	1
r_1^{OP}	任意數	任意數	任意數	任意數	任意數	任意數	任意數	任意數
ε^{OP}	任意數	任意數	任意數	任意數	任意數	任意數	任意數	任意數
EW	0	0	0	0	0	0	0	0

表 2: 長期報酬偏低之下的最佳值與最適值

$R(\theta)$	$2+\theta$							
σ	0.2	0.3	0.369	0.4	0.8	1.2	1.4	1.6
r_1^{FB}	1	1	1	1	1	1.108	1.188	1.249
SW	0.922	0.894	0.862	0.848	0.695	0.579	0.536	0.499
x^*	0.377	0.691	0.999	1	1	1	1	1
θ^*	0.376	0.690	0.998	1	1	1	1	1
r_1^{OP}	1	1	1	任意數	任意數	任意數	任意數	任意數
ε^{OP}	0.001	0.001	0.001	任意數	任意數	任意數	任意數	任意數
EW	0.656	0.333	0.002	0	0	0	0	0

表 3: 長期報酬偏高之下的最佳值與最適值

$R(\theta)$	$3+\theta$							
σ	0.2	0.3	0.4	0.5	0.8	1.2	1.4	1.6
r_1^{FB}	1	1	1	1	1	1.151	1.265	1.352
SW	1.506	1.400	1.303	1.215	0.992	0.776	0.700	0.639
x^*	0	0	0.174	0.999	1	1	1	1
θ^*	0	0	0.173	0.998	1	1	1	1
r_1^{OP}	1	1	1	1	任意數	任意數	任意數	任意數
ε^{OP}	任意數	任意數	0.001	0.001	任意數	任意數	任意數	任意數
EW	1.506	1.400	0.931	0.001	0	0	0	0

相對大, 則邊際效用遞減的幅度也較大, 在短期本利和爲 1 時, 增加短期利率所提高無耐性者的效用將大於所降低有耐性者的效用, 使得最佳的短期

臺灣大學學術期刊資料庫

表 4: 長期報酬極高之下的最佳值與最適值

$R(\theta)$	$4+\theta$							
σ	0.2	0.3	0.4	0.6	0.8	1.2	1.4	1.6
r_1^{FB}	1	1	1	1	1	1.183	1.322	1.430
SW	2.038	1.863	1.707	1.441	1.225	0.914	0.809	0.726
x^*	0	0	0	0	0	1	1	1
θ^*	0	0	0	0	0	1	1	1
r_1^{OP}	1	1	1	1	1	任意數	任意數	任意數
ε^{OP}	任意數	任意數	任意數	任意數	任意數	任意數	任意數	任意數
EW	2.038	1.863	1.707	1.441	1.225	0	0	0

本利和超過 1, 因此, 由表 1 至表 4 中, 當 $\sigma > 1$ 時, $r_1^{FB} > 1$ 皆成立。

(2) 當存戶厭惡風險的程度 (σ) 相對大或者是長期投資報酬極低 ($R(\theta) = 1 + \theta$) 時, 擠兌確定發生 ($x^* = 1$) 且金融機構確定倒閉 ($\theta^* = 1$), 即表 1 的全部情況以及表 2 至表 4 中 σ 較大的情況; 當存戶厭惡風險的程度 (σ) 相對小且長期投資報酬極高 ($R(\theta) = 4 + \theta$) 時, 擠兌絕不發生 ($x^* = 0$) 且金融機構絕不倒閉 ($\theta^* = 0$), 即表 4 中 $\sigma < 1$ 的情況; 在適當的存戶厭惡風險程度與長期投資報酬相對應之下, 才會出現擠兌部分發生 ($0 < x^* < 1$) 且金融機構可能倒閉 ($0 < \theta^* < 1$) 的情況, 即表 2 與表 3 中的部分情形。

(3) 在表 1 的全部情況以及表 2 至表 4 中 σ 較大的情況下, 擠兌確定發生且金融機構確定倒閉, 無論短期利率與訊號干擾的數值爲何, 所有的存戶都會在第一期領款, 每位存戶獲得一單位的資源, 因此短期本利和與訊號干擾值可以是任意數; 在表 3 中 σ 極小以及表 4 中 $\sigma < 1$ 的情況下, 擠兌絕不發生且金融機構絕不倒閉, 無論訊號干擾的數值爲何, 全部有耐性的存戶都不會在第一期領款, 最適的情況將與最佳的情況相同, 因此訊號干擾值可以是任意數, 而最適的短期利率將等同於最佳的短期利率; 在表 2 與表 3 中的部分情況下, 唯有當存戶厭惡風險的程度相對較小時, 才可能出現擠兌部分發生且金融機構可能倒閉的情況, 由附註 2 的說明可知, 若存戶厭惡風險的程度相對較小, 訊息透明化將提高擠兌發生的機率, 再由式 (9b) 可進一步得到訊息透明化將壓低存戶事前期望福利的結果, 因此, 不要將訊息透明化才是最適的選擇。

臺灣大學學術期刊資料庫

(4) 由表 1 至表 4 各表中皆可看出: 在相同的長期報酬下, 隨著存戶厭惡風險程度 (σ) 的增加, 擠兌發生與金融機構倒閉的機率有可能增加或持平, 而確定情況下的社會福利與存在訊號干擾下的期望福利則可能會減少或持平。比較表 1 至表 4 中相同的 σ 下之結果可得知: 在相同的存戶厭惡風險程度之下, 隨著長期報酬的增加, 擠兌發生與金融機構倒閉的機率有可能減少或持平, 而確定情況下的社會福利與存在訊號干擾下的期望福利則可能會增加或持平。

總結上述模擬分析的結果, 我們發現: 最適的短期利率與訊息的透明度都與存戶厭惡風險的程度以及長期報酬的函數有關, 在我們所模擬的各種情況下, 最適短期利率沒有低於最佳短期利率的必要性, 且透明化政策並不能夠提升存戶的期望福利。

6 結論

Diamond and Dybvig (1983) 設定自我實現的擠兌模型, 強調預期是引發金融機構倒閉的重要因素。Goldstein and Pauzner (2005) 與 Selvaretnam (2006) 將全域賽局的私人訊息架構引入 Diamond and Dybvig (1983) 所設定的自我實現擠兌模型中, 明確求出銀行擠兌發生的機率。Goldstein and Pauzner (2005) 指出: 存在訊號干擾的情況下, 減低短期利率將壓低擠兌發生的機率, 進而提升存戶的期望福利, 導致擠兌可能發生下的最適短期利率低於完全排除擠兌時的最佳短期利率。Selvaretnam (2006) 考慮金融機構不會倒閉的情況, 發現透明化措施得以削減擠兌發生的機率、盡可能將訊息揭露可極大化存戶的期望福利。爲了提出更周全的政策建議, 本文修訂 Goldstein and Pauzner (2005) 與 Selvaretnam (2006) 所設定的模型, 在較爲完整的架構下分析, 得到不同於 Goldstein and Pauzner (2005) 與 Selvaretnam (2006) 的結論:

首先, 本文與 Goldstein and Pauzner (2005) 都能證明, 存在訊號干擾的情況下, 減低短期利率將壓低擠兌發生的機率。不過, 本文透過數值模擬後發現: 在適當的存戶厭惡風險程度與長期投資報酬相對應之下, 才可能出現擠兌部分發生與金融機構可能倒閉的情況, 本文所選定模擬的數值中, 金融機構可能倒閉只出現在存戶厭惡風險的程度相對小 ($\sigma < 1$) 的情

臺灣大學學術期刊資料庫

況, 最佳的短期本利和爲其底限1, 最適的短期利率只可能大於或等於其最佳值, 且數值模擬的結果, 最適的短期本利和等於最佳的短期本利和; 而在存戶厭惡風險的程度相對大 ($\sigma > 1$) 之下, 最佳的短期本利和雖然會超過1, 此時, 擠兌確定會發生且金融機構確定會倒閉, 最適的短期利率可以是任意數, 不需要低於最佳的短期利率。因此, 在最適短期利率與最佳短期利率相對大小方面, 本文與 Goldstein and Pauzner (2005) 有不同的結果。

其次, 不同於 Selvaretnam (2006), 本文發現透明化措施未必可以減低擠兌發生的機率, 由附註2的說明可知, 只有存戶厭惡風險的程度相對較大, 透明化措施才能減低擠兌發生的機率。在本文所選定模擬的數值中, 唯有在存戶厭惡風險的程度相對小時, 才會出現擠兌部份發生的情況, 此時, 訊息透明化將增加擠兌的機率, 進而將壓低存戶事先的期望福利; 而在擠兌確定會發生或是擠兌絕對不會發生的情況, 訊息透明化將不影響存戶事先的期望福利, 最適的資訊透明度可以是任意數, 政府無需採取透明化的措施。因此, 在透明化政策的效果方面, 本文得到與 Selvaretnam (2006) 不同的答案。

參考文獻

Allen, Franklin and Douglas Gale (1998), "Optimal Financial Crises," *Journal of Finance*, 53, 1245–1284.

Alonso, Irasema (1996), "On Avoiding Bank Runs," *Journal of Monetary Economics*, 37, 73–87.

Azariadis, Costas (1981), "Self-Fulfilling Prophecies," *Journal of Economic Theory*, 25, 380–396.

Boonprakaikawe, Juntip and Sayantan Ghosal (2003), "Moral Hazard in a Model of Bank Run with Noisy Signals," **URL**: http://web.warwick.ac.uk/res2003/papers/Boonprakaikawe.pdf.

Calomiris, Charles W. and Gary Gorton (1991), "The Origins of Bank Panics: Models, Facts, and Bank Regulation," in R. Glenn Hubbard (ed.), *Financial Markets and Financial Crises*, Chicago: University of Chicago Press.

Calomiris, Charles W. and Joseph R. Mason (1997), "Contagion and Bank Failures during the Great Depression: The June 1932 Chicago Banking Panic," *American Economic Review*, 87, 863–883.

臺灣大學學術期刊資料庫

Carlsson, Hans and Eric van Damme (1993), "Global Games and Equilibrium Selection," *Econometrica*, 61, 989–1018.

Chari, V. V. and Ravi Jagannathan (1988), "Banking Panics, Information, and Rational Expectations Equilibrium," *Journal of Finance*, 43, 749–761.

Chen, Yehning and Iftekhar Hasan (2006), "The Transparency of the Banking System and the Efficiency of Information-Based Bank Runs," *Journal of Financial Intermediation*, 15, 308–332.

Cooper, Russell and Thomas W. Ross (1998), "Bank Runs: Liquidity Costs and Investment Distortions," *Journal of Monetary Economics*, 41, 27–38.

Diamond, Douglas W. and Philip H. Dybvig (1983), "Bank Runs, Deposit Insurance, and Liquidity," *Journal of Political Economy*, 91, 401–419.

Goldstein, Itay and Ady Pauzner (2005), "Demand Deposit Contracts and the Probability of Bank Runs," *Journal of Finance*, 60, 1293–1327.

Harsanyi, John C. (1973), "Games with Randomly Disturbed Payoffs: Anew Rationale for Mixed-Strategy Equilibrium Points," *International Journal of Game Theory*, 2, 1–23.

Heinemann, Frank and Gerhard Illing (2002), "Speculative Attacks: Unique Equilibrium and Transparency," *Journal of International Economics*, 58, 429–450.

Jacklin, Charles J. and Sudipto Bhattacharya (1988), "Distinguishing Panics and Information-based Bank Runs: Welfare and Policy Implications," *Journal of Political Economy*, 96, 568–592.

Loewy, Michael B. (1998), "Information-based Bank Runs in a Monetary Economy," *Journal of Macroeconomics*, 20, 681–702.

Mehrez, Gil and Daniel Kaufmann (1999), "Transparency, Liberalisation, and Financial Crises," Policy Research Working Paper 2286, World Bank Institute.

Metz, Christina E. (2003), *Information Dissemination in Currency Crises*, New York: Springer.

Park, Sangkyun (1991), "Bank Failure Contagion in Historical Perspective," *Journal of Monetary Economics*, 28, 271–286.

Peck, James and Karl Shell (2003), "Equilibrium Bank Runs," *Journal of Political Economy*, 111, 103–123.

Saunders, Anthony and Barry Wilson (1996), "Contagious Bank Runs: Evidence from the 1929–1933 Period," *Journal of Financial Intermediation*, 5, 409–423.

臺灣大學學術期刊資料庫

Schumacher, Liliana (2000), "Bank Runs and Currency Run in a System without a Safety Net: Argentina and the 'Tequila' Shock," *Journal of Monetary Economics*, 46, 257–277.

Selvaretnam, Geethanjali (2006), "How Noisy Should a Noisy Signal be: A Model of Bank Runs," Economics Discussion Papers 606, Department of Economics, University of Essex.

Semenova, Maria (2009), "Bank Transparency, Market Discipline and Bank Panics," *SMYE2009 Proceedings Book: Selected Conference Papers*, Instanbul: Beta, 398–414.

Shehzad, Choudhry Tanveer and Jakob De Haan (2009), "Financial Liberalization and Banking Crises," Conference of the Royal Economic Society, Guildford: University of Surrey.

Topkis, Donald M. (1979), "Equilibrium Points in Nonzero-Sum n-Person Sub modular Games," *SIAM Journal on Control and Optimization*, 17, 773–787.

Waldo, Douglas G. (1985), "Bank Runs, the Deposit-Currency Ratio and the Interest Rate," *Journal of Monetary Economics*, 15, 269–277.

投稿日期: 2011年12月12日, 接受日期: 2015年10月27日

臺灣大學學術期刊資料庫

Deciding the Short-Run Interest Rate and Information Transparency: The Application of a Bank Run Model

Chi-Ting Chin

Department of Risk Management and Insurance, Ming Chuan University

Goldstein and Pauzner (2005) emphasize that a decrease in the short-run interest rate can cut down the probability of a bank run, so that the optimal interest rate is lower than the first-best interest rate. Suppose that banks never close down, Selvaretnam (2006) finds that information transparency reduces the probability of a bank run, and thus exposing as much information as possible can maximize the expected utility of depositors. This paper expands the models of Goldstein and Pauzner (2005) and Selvaretnam (2006) to situations in which the government chooses the short-run interest rate and information transparency at the same time. We simulate the optimal short-run interest rate and the optimal information transparency, and find that they are related with the risk-averse degree of depositors and a function of the long-run return. In a variety of situations that we simulate, the optimal interest rate is not necessarily lower than the first-best interest rate and exposing information does not maximize the expected utility of depositors.

Keywords: global game, bank runs, information transparency
JEL classification: D80, D82, G21

臺灣大學學術期刊資料庫