

互相依賴的區分母體持續時間模型： 農會信用部擠兌的應用

張呈徽*、吳東璟**、余士迪***、潘治民****、王瑜琳*****

Schmidt 與 Witte (1989) 提出的區分母體持續時間模型，將母體分成「是否」和「持續時間」兩部分；受限於積分沒有封閉式的限制，假設這兩部分的決定是互相獨立的。本文沿用 Leung 與 Yu (2002、2007) 的計量技巧，利用蒙地卡羅模擬估計法解決積分的限制，鬆綁「是否」部分和「持續時間」部分的決定是互相獨立的假設，提出互相依賴的區分母體持續時間模型。在此建構下，獨立的區分母體持續時間模型是互相依賴的區分母體持續時間模型的巢氏模型。我們將這個模型應用到探討農會信用部發生擠兌的問題上，以 AIC 值、概似比檢定、 t -檢定比較各種不同的持續時間模型，結果顯示互相依賴的區分母體持續時間模型優於其他模型。實證結果發現，融通資金比、逾放比率愈高者，發生擠兌機率愈高且愈早發生擠兌；流動性比率愈高者，發生擠兌機率愈低且愈晚發生擠兌。而平均存款利率較高者，擠兌危險率愈高，與 Schumacher (2000) 的結果一致。

關鍵詞：區分母體持續時間模型、互相依賴、蒙地卡羅模擬估計法、擠兌、農會信用部

* 修平技術學院財務金融系助理教授。

** 國立成功大學企業管理系博士班研究生。

*** 國立嘉義大學應用經濟系教授。

**** 國立嘉義大學應用經濟系教授。

***** 國立中正大學經濟系副教授。

本研究承蒙國科會專題研究計畫 NSC 94-2415-H-155-001 之補助。

農業經濟叢刊 (Taiwanese Agricultural Economic Review), 13:1 (2007), 69-90。

臺灣農村經濟學會出版

I、前言

Schmidt 與 Witte (1989) 提出區分母體持續時間模型 (Split Population Duration Model, 以下簡稱 SPDM) 已廣被應用在健康經濟學 (註 1)、勞動經濟學 (註 2)、以及財務研究 (註 3) 等各社會科學領域上。SPDM 和傳統持續時間模型 (Traditional Duration Model, 以下簡稱 TDM) 的主要不同在於, TDM 存在「終將失敗」的假設 (Eventually-Fail Assumption); 而 SPDM 將母體的行爲分成二類, 其中一類維持「終將失敗」假設, 另一類則假設「永不失敗」(Never-Fail Assumption)。所以該模型將母體分成「是否」部分及「持續時間」部分, 並假設「是否」與「持續時間」這兩部分的決定是互相獨立的。本文的主要目的即從鬆綁「是否」與「持續時間」這兩部分之決定是互相獨立的假設出發, 發展出一個「互相依賴」的區分母體持續時間模型 (Interdependently Split Population Duration Model, 以下簡稱 ISPDM), 並將之應用於農會信用部擠兌與否與其經營績效之間關係的探討上。

在持續時間模型的文獻中, Heckman 與 Singer (1984) 指出忽略無法觀察的異質性 (Unobserved Heterogeneity), 將造成危險率的估計參數產生偏誤, 而且傾向爲負的持續時間依賴 (Negative Duration Dependence)。因此利用無法觀察的異質性分別連結多元「是否」部分和多元「持續時間」部分, 不但可以控制無法觀察的異質性, 避免危險率的估計參數產生偏誤, 而且可以使得這兩部分的模型產生關聯性, 我們稱它是 ISPDM。Leung 與 Yu (2002) 的多元區分母體持續時間模型 (Multivariate Split Population Model, 以下簡稱 MSPM), 曾經利用無法觀察的異質性分別連結多元「是否」部分 (註 4) 和多元「持續時間」部分 (註 5)。本文沿用他們的計量技巧, 但與 Leung 與 Yu (2002) 的主要不同在於, 他們仍維持「是否」部分和「持續時間」部分的決定是互相獨立, 而我們則假設無法觀察的異質性同時進入「是

否」部分及「持續時間」部分，因此這兩部分存在關聯性。此外，在 Leung 與 Yu (2002) 的模型中，為使積分結果存在封閉式，在「是否」部分選擇 Weibull 分配，「持續時間」部分選擇 log-logistic 分配，無法觀察的異質性部分選擇 Gamma 分配，而本文並無此項限制。

在應用 SPDM 時，在分配函數的選擇上，我們依循 Schmidt 與 Witte (1989) 的設定，在「是否」部分設為 Logit 及 Probit 模型，「持續時間」部分選擇用 Weibull、log-normal、log-logistic 分配（註 6）。對無法觀察的異質性則依循 Lee (1996) 假設為 Normal 分配。在這些設定下，我們在建構概似函數時，需要利用到積分，而且積分結果沒有封閉式。本文的另一個特色便是利用蒙地卡羅模擬估計法（Monte Carlo Simulated Method）來解決積分沒有封閉式的問題（詳見 Stern，1997），再來建構其最大概似函數，通常稱這類的概似函數為最大模擬概似函數（Maximum Simulated Likelihood）。

我們將本文所提出的 ISPDM 應用在農會信用部擠兌的原因探討上。國內針對農會信用部擠兌的研究，有黃鎰源（1996）、童士芬（1997）、鄭嘉慶（1997）、王瑜琳與洪嘉聲（2004、2005）等。其中王瑜琳與洪嘉聲（2004）應用 TDM 探討 1995 年 8 月起至 1996 年 7 月止的農會信用部擠兌事件與其經營績效之間的關係。在這段期間內納入樣本的農會信用部家數有 135 家，實際發生擠兌的家數則為 26 家（註 7）。由於 TDM 背後隱含全部農會信用部終將發生擠兌，與實際情形不符；應用本文的 ISPDM 不但可避免上述假設，亦允許決定「是否擠兌」與「擠兌發生時間」之間存在關聯性。類似應用 TDM，亦見於 Green 與 Shoven（1986）分析個人的銀行借款違約行為的研究上。本文的主要目的，便是以王瑜琳與洪嘉聲（2004）的研究樣本為例，以 AIC 值、概似比檢定（Likelihood Ratio Test）、 t -檢定來比較應用不同持續時間模型的優劣。結果顯示，本文提出的 ISPDM 在各項比較標準上，均優於 SPDM 及 TDM。

本文採用與王瑜琳與洪嘉聲（2004）相同的可能影響農會信用部經營狀

況的變數或財務指標，包括【事業公積與事業資金占資產比】、【淨值占存款比】、【融通資金比】、【擔保放款占放款比】、【逾放比率】、【本期損益占淨值比】、【流動性比率】、【定期性存款占存款總額比】、【平均存款利率】以及【是否參加存保】等 10 個變數，資料來源為 1994 年『台灣地區基層農會信用部業務經營分析』。以 ISPDM 分析的結果，在「是否發生擠兌部分」得到，【融通資金比】和【逾放比率】愈高、【流動性比率】愈低，農會信用部發生擠兌的機率愈高。至於「在發生擠兌時間部分」，【淨值占存款比】、【擔保放款占放款比】、【本期損益占淨值比】、【流動性比率】愈高者，以及【加入存保】者的違約的危險率較低。而【事業公積與事業基金占資產總額比】、【融通資金比】、【逾放比率】、以及【平均存款利率】較高者的違約的危險率較高。

本文共分五節，除第一節為前言外，第二節探討 Schmidt 與 Witte (1989) 的 SPDM 與本文提出的 ISPDM，第三節介紹農會信用部擠兌資料來源與特性，第四節為應用 ISPDM 於農會信用部擠兌的實證結果，第五節則是本文的結論。

II、區分母體持續時間計量模型

2.1 區分母體持續時間模型

Schmidt 與 Witte (1989) 提出 SPDM (註 8)，將母體行為分成二類，其中一類維持「終將失敗」假設，另一類則假設「永不失敗」。在樣本觀察值中，令 $d_i = 0$ 表示第 i 個截斷的資料 (Censored Data)， $d_i = 1$ 則為整個持續時間可觀察到的資料。因此， $d_i = 1$ 是已經發生的樣本並符合「終將失敗」這個 TDM 的假定；但對於 $d_i = 0$ ，截斷的樣本觀察值有二種可能，可能其中部分資料在未來會「終將失敗」，但有些是「永不失敗」。Schmidt 與 Witte

(1989) 假設「終將失敗」的機率為 δ ，而「永不失敗」的機率為 $1-\delta$ ，其中 $0 \leq \delta \leq 1$ 。令 t_i 為「持續時間」，並假設 $\ln t_i = \beta'x_i + \sigma w_i \ln t_i$ ，其中 x_i 為持續時間的解釋變數， β 為解釋變數的參數。令 $f(t_i; x)$ 為觀察到完整的持續時間樣本的密度函數， $S(t_i; x)$ 為截斷的樣本的存活機率。因此，

$$P(d_i = 1) = \delta f(t_i; x) \quad (1)$$

$$P(d_i = 0) = (1-\delta) + \delta S(t_i; x) \quad (2)$$

$P(d_i = 1) = \delta f(t_i; x)$ 為觀察到完整持續時間的樣本機率； $P(d_i = 0)$ 表示截斷資料的部分有 $(1-\delta)$ 的機率「永不失敗」，也有 $\delta S(t_i; x)$ 的機率「終將失敗」。當 $\delta=1$ 時，SPDM 則退化為 TDM。更進一步假設「終將失敗」機率 δ 隨觀察值的解釋變數 z_i 而有所不同時，假設 $\delta = G(\alpha'z_i)$ ，其中 $G(\cdot)$ 為 Logistic 分配或 Normal 分配。概似函數可寫成：

$$\ln L = \sum_{d_i=1} [\ln G(\alpha'z_i) + \ln f(t_i; \beta'x_i)] + \sum_{d_i=0} \ln \{1 - G(\alpha'z_i) + G(\alpha'z_i)S(t_i; \beta'x_i)\} \quad (3)$$

Schmidt 與 Witte (1989) 建議 $G(\alpha'z_i)$ 可設成 logistic model， $G(\alpha'z_i) = \frac{1}{1 + \exp(\alpha'z_i)}$ ；也可以假設為標準常態分配， $G(\alpha'z_i) = 1 - \Phi(\alpha'z_i)$ 。當 α 的估計值為正時，解釋變數 z 值的增加，降低「終將失敗」的機率。此外，持續時間將分別假設為 Exponential 分配、Weibull 分配、log-logistic 分配、以及 log-normal 分配進行估計。為求 (3) 式中解釋變數參數 β 估計值，分別將各概似函數 $\ln L$ 對參數取一階微分並令其值為零，求出參數的估計值。實際作法我們利用 GAUSS 程式，以牛頓-瑞佛生演算法 (Newton-Raphson algorithm)

求解，找出參數估計值以使概似函數值為最大。

2.2 互相依賴的區分母體持續時間模型

我們假設無法觀察的異質性 $v_i = \mu_0 + \theta\gamma_i$ ，平均數為 μ_0 ，標準差為 θ ，

$H(v)$ 為 v_i 的累積密度函數。不失其一般性，通常假設 $\mu_0 = 0$ 。 v_i 進入是否的決策方程式 $G(\alpha'z_i + v_i)$ ，進入時間的決策方程式分別為 $\ln t_i = \beta'x_i + v_i + \sigma w_i$ ，密度函數及存活率為 $f(t_i; \beta'x_i; v_i)$ 及 $S(t_i; \beta'x_i; v_i)$ ；換言之，是否的決策方程式和時間的決策方程式中無法觀察的異質性是完全相同，表示完全相關。因此，

$$P(d_i = 1) = \int_v G(\alpha'z_i + v_i) f(t_i; \beta'x_i, v_i) dH(v) \quad (4)$$

$$P(d_i = 0) = \int_v (1 - G(\alpha'z_i + v_i)) + G(\alpha'z_i + v_i) S(t_i; \beta'x_i, v_i) dH(v) \quad (5)$$

第 (4) 式及第 (5) 式，在 $G(\alpha'z_i + v_i)$ 為 Weibull 分配， $f(t_i; \beta'x_i; v_i)$ 為 Log-logistic 分配， $H(v)$ 為 Gamma 分配時，可以積分得到封閉式 (Leung & Yu, 2002)。但當 $G(\alpha'z_i + v_i)$ 假設為常態分配， $f(t_i; \beta'x_i; v_i)$ 及 $S(t_i; \beta'x_i)$ 分別假設為 Exponential 分配、Weibull 分配、log-Logistic 分配、log-Normal 分配， $H(v)$ 為其他分配，常用的有常態分配、或 Gamma 分配，如 Lee (1996) 假設為常態分配，則 (4) 式及 (5) 式則有無法積分得到封閉式的問題。因此必須利用蒙地卡羅模擬估計法估計 (4) 式及 (5) 式 (Leung & Yu, 2007)。我們利用哈爾頓序列 (Train, 2003) 及 GAUSS 的隨機變數產生樣本數為 n 的 $N(0,1)$ 的共 R 組，並設定 $R=125$ ，將這 $n \times R$ 個估計式代入 (6) 及 (7) 式中。

$$P(d_i = 1) = (1/R) \sum_{r=1}^R G(\alpha'z_i + v_i(r)) f(t_i; \beta'x_i, v_i(r)) \quad (6)$$

$$P(d_i = 0) = (1/R) \sum_{r=1}^R (1 - G(\alpha'z_i + v_i(r))) + G(\alpha'z_i + v_i(r)) S(t_i; \beta'x_i, v_i(r)) \quad (7)$$

(6) 及 (7) 式是 (4) 式和 (5) 式的一致性估計式。利用 (6) 及 (7) 式取代 (4) 式和 (5) 式中無法積分部分即可，再求最大概似估計值。檢驗「是否」部分和「持續時間」部分是否獨立，則虛無假設及對立假設分別為 $H_0: \theta = 0$ 和 $H_1: \theta \neq 0$ 。

III、資料來源、存活函數和危險函數

本文針對 1995 年 7 月彰化第四信用合作社發生擠兌事件之後，探討在往後的一年內同為基層金融機構的農會信用部之反應，因此將 1995 年 8 月至 1996 年 7 月間的農會信用部列為研究對象。但是為避免將全體農會信用部納入研究樣本進行分析時，導致實證結果會受地方因素與城鄉差距的狀況影響，因此本文乃依循王瑜琳與洪嘉聲（2004、2005）的作法，先將全體農會依照當地總人口數與農業人口的比率區分成都市型、混合一型、混合二型與鄉村型四類，然後再依擠兌農會信用部所處之縣市，挑選出相同類型的農會信用部為其對照樣本。總計這段期間發生擠兌的農會信用部有 26 家，沒有發生擠兌的對照農會信用部樣本共有 109 家，詳細資料的說明請參考王瑜琳與洪嘉聲（2005）。

實證模型的應變數為自 1995 年 8 月開始算起，農會信用部發生擠兌的時間。持續時間模型主要以存活函數（Survival Function）及危險函數（Hazard Function）來分析第 i 家農會信用部由 1995 年 8 月起到擠兌發生日期的持續時間，以 T_i 表示。所謂危險率（Hazard Rate）以 $h(t)$ 表示，定義是由 1995 年 8 月起持續至 t 時，尚未發生擠兌，但在 $(t + \Delta t)$ 時即發生擠兌的機率，表示如下：

$$h(t_i) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0^+} \frac{P(t \leq T_i < t + \Delta t | T_i \geq t)}{\Delta t} \quad (8)$$

存活函數是指擠兌發生的持續時間 T_i 大於 t 的機率：

$$S(t_i) = P(T_i \geq t) \quad (9)$$

各期的危險率之間相互比較，危險率 $h(t)$ 愈高表示發生擠兌的機率隨時間的經過而增加。至於存活率在 1995 年 8 月的時後 $S(t) = 1$ 。但隨著時間的

經過，有些農會因為發生擠兌，導致 $S(t)$ 的值會下降。如果樣本中 $S(t)$ 的估計值下降到 0，表示所有的農會信用部終將會發生擠兌，這是傳統的時間持續模型假設。但由圖 1 的結果發現，本文之 $S(t)$ 的估計值從第 0 期為 1 下降至第 12 期為 0.82，這表示其實有一大部分的農會信用部不會發生擠兌，因此比較適當的模型選擇為 SPDM。

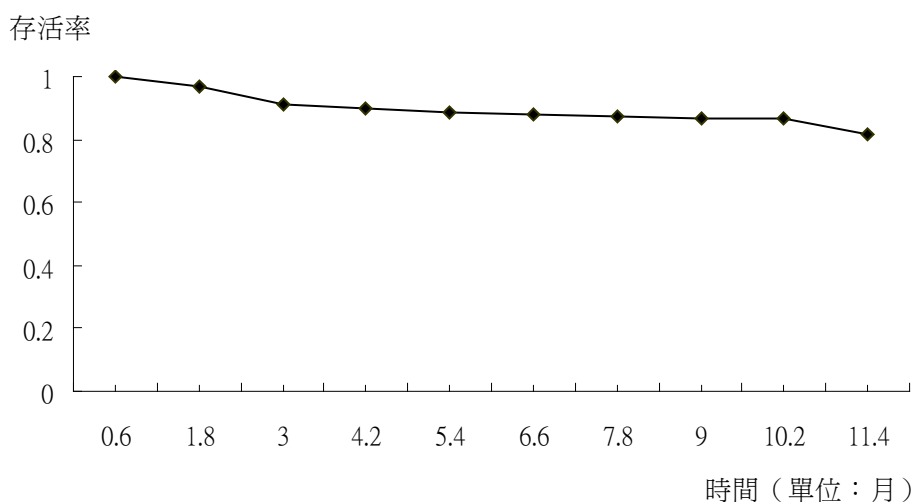


圖 1 存活率

資料來源：本研究

文中解釋變數的資料來源為 1994 年『台灣地區基層農會信用部業務經營分析』，解釋變數包括【事業公積與資金占資產比】、【淨值占存款比】、【融通資金比】、【擔保放款占放款比】、【逾放比率】、【本期損益占淨值比】、【流動性比率】、【定期性存款占存款總額比】、【平均存款利率】以及【是否參加存保】等 10 個變數。表 1 為這些解釋變數的敘述統計量（註 9）。在這些農會信用部的樣本中，發生擠兌者占 19.3%，平均發生擠兌的時間為 10.659，加入存款保險的比例為 19.3%。在【流動性比率】這個變數中，流動資產包括庫存現金、存放行庫存款、繳存之存款準備金與其他流動資產。

表 1 變數之基本統計量

變數名稱	定 義	平均值	標準差
擠兌與否	= 1 擠兌 = 0 沒有擠兌	0.193	0.395
擠兌時間	由彰化四信擠兌日(1995 年 7 月)至該農會信用部擠兌所需的時間；以月為單位	10.659	3.216
事業公積與資金占資產比	$= \frac{\text{事業公積與事業資金}}{\text{資產總額}}$	0.017	0.006
淨值占存款比	$= \frac{\text{淨值}}{\text{存款總額}}$	4.381	1.521
融通資金比	$= \frac{\text{借入週轉資金總額}}{\text{各種存款(不含公庫存款)}} \times 100$	2.021	3.856
擔保放款占放款比	$= \frac{\text{擔保放款}}{\text{放款總額}}$	0.647	0.316
逾放比率	$= \frac{\text{逾期三個月以上之放款(含催收款)}}{1994\text{年底放款餘額}} \times 100$	2.965	4.162
本期損益占淨值比	$= \frac{\text{本期損益}}{\text{淨值}}$	0.234	0.196
流動性比率	$= \frac{\text{流動資產}}{\text{各種存款(不含公庫存款)}} \times 100$	41.697	11.386
定期性存款占存款總額比	$= \frac{\text{定期存款}}{\text{存款總額}}$	0.629	0.118
平均存款利率	$= \frac{\text{全年度存款利息總支出}}{\text{全年度存款平均餘額(含公庫存款)}} \times 100$	5.690	0.583
是否參加存保	= 1 已加入 = 0 未參加	0.193	0.396

資料來源：王瑜琳與洪嘉聲（2004）以及本研究計算。

IV、實證結果

4.1 計量模型的比較

我們選擇解釋變數有【事業公積與資金占資產比】、【淨值占存款比】、【融通資金比】、【擔保放款占放款比】、【逾放比率】、【本期損益占淨值比】、【流動性比率】、【定期性存款占存款總額比】、【平均存款利率】以及【是否參加存保】等 10 個變數，分別以 TDM、SPDM、及 ISPDM 計量模型估計。在估計 SPDM 及 ISPDM 時，這 10 個變數不僅為「持續時間」部分的解釋變數，同時也是「是否擠兌」部分的解釋變數。對不同「持續時間」分配，TDM、SPDM 及 ISPDM 模型之間非互為巢氏模型 (Non-nested Model)，我們以 AIC 為準則比較 TDM、SPDM 及 ISPDM 的優劣，AIC 值較小者表示模型結果比較好。表 2 列出 TDM、SPDM、及 ISPDM 的 AIC 值 (註 10)。在相同「持續時間」分配下，模型之間互為巢氏模型 (Nested Model)，可以用概似比檢定和 t 檢定比較模型優劣。表 3 列出 TDM、SPDM、及 ISPDM 的概似比檢定值。表 4 是以 ISPDM 估計的結果 (註 11)。TDM 及 SPDM 的結果均是以 LIMDEP 8.0 估計；而 ISPDM 以 GAUSS 7.0 估計。

首先，由表 2 的結果顯示 log-normal 分配下的 ISPDM 模型的 AIC 值為 155.665 為最小，表示此模型為最佳模型。就 TDM、SPDM 兩者在「持續時間」部分皆選用 Weibull、log-normal、log-logistic 分配；另外在 SPDM 中，對「是否擠兌」的部分我們分別假設為 Normal 及 Logit 分配。由於「是否擠兌」方程式中無論使用 Normal 或 Logit 分配結果非常類似，所以僅列出「是否擠兌」方程式為 Normal 分配的結果。就表 2 的結果而言，TDM 在

Weibull、log-normal、log-logistic 分配的假設下，AIC 值分別為 181.488、177.484、180.4602；就 SPDM 的結果而言，在對應的分配假設下，AIC 值分別為 172.0048、172.3902、173.6844。再者，比較 TDM 與 ISPDM，ISPDM 的 AIC 值均小於 TDM。這個結果表示 SPDM 和 ISPDM 比 TDM 表現較好。比較 SPDM 和 ISPDM 的優劣，log-normal 分配下 ISPDM 的 AIC 值較小，所以可知 log-normal 分配的 ISPDM 較佳。為什麼 Weibull、log-logistic 分配下，ISPDM 的 AIC 值大於 SPDM？我們可以由以下概似比檢定及 t 檢定得到答案。

表 2 TDM、SPDM、ISPDM 的 AIC 值比較

時間的分配	TDM	SPDM	ISPDM
Weibull	181.488	172.0048	176.018
log-normal	177.484	172.3902	155.665
log-logistic	180.4602	173.6844	176.521

資料來源：本研究。

其次，就概似比檢定，在 Weibull、log-normal、log-logistic 分配的假設下，TDM 與 SPDM 比較，表 3 結果顯示全部拒絕 TDM 模型。相同地，TDM 與 ISPDM 比較，亦全部拒絕 TDM 模型。但當 SPDM 與 ISPDM 比較，針對 $H_0:\theta=0$ ，如果以概似比檢定，Weibull、log-normal、log-logistic 分配的結果分別為 -2.0134、18.7248、-0.837。和卡方分配（自由度=1）臨界值為 3.84 相較，Weibull、log-logistic 無法拒絕虛無假設，而且概似比檢定為負，表示 ISPDM 利用蒙地卡羅模擬估計法效率有損失。相對地，log-normal 分配的 ISPDM 結果，則是顯著拒絕虛無假設 $H_0:\theta=0$ 。這與表 4 的結果中 t 檢定比較相當一致，檢定虛無假設是否存在互相依賴的關係， $H_0:\theta=0$ ，當擠兌時間的分配為 log-normal 時， θ 的估計值為 1.8732， t 值為 338.9425，顯著拒絕 $H_0:\theta=0$ ；但當違約時間的分配為 Weibull 和 log-

logistic 時，則無法拒絕虛無假設。此外，明顯地， t 檢定和概似比檢定的結果皆顯示 log-normal 分配下的 ISPDM 模型較佳。

表 3 TDM、SPDM、ISPDM 的概似比檢定

時間的分配	TDM vs. SPDM	SPDM vs. ISPDM	TDM vs. ISPDM
Weibull	31.483**	-2.0134	29.470**
log-normal	27.093**	18.724**	45.818**
log-logistic	28.775**	-0.837	27.938**

資料來源：本研究。

註：** 分別表示 5% 水準下顯著。

4.2 實證結果分析

以下我們將以表 4 中 ISPDM 的 log-normal 模型為例，解釋實證結果。由於當解釋變數對「是否擠兌」的估計值為正時，該解釋變數值的增加，會降低擠兌的機率；反之當其對「是否擠兌」的估計值為負時，該解釋變數值的增加會增加擠兌的機率。顯著解釋「是否擠兌」的變數包括，【融通資金比】、【逾放比率】、以及【流動性比率】三個變數。其中【融通資金比】顯著為負，表示當農會信用部的借入週轉金相對於其各種存款的比率愈高時，顯示其本身的資本適足性愈低，因此會提高農會信用部發生擠兌的風險。【逾放比率】的高低，代表農會信用部放款品質的好壞，亦反映其放款管理能力的高低。逾放比率越高，表示放款品質越差，放款管理能力越低；因此會增加農會信用部發生擠兌的機率。至於【流動性比率】愈高，代表流動資產相對於各種存款的比率愈高，顯示農會信用部的資金流動性增加，愈有能力應付未可預期的提款，自然也就較不易發生擠兌事件。

至於「持續時間」部分，當解釋變數對「持續時間」的估計值為正時，該解釋變數值的增加，表示到發生擠兌的時間會拉長；換言之，會發生違約

的危險率下降。反之，當其對「持續時間」的估計值為負時，該解釋變數值的增加會增加違約的危險率。由表 4 模型 B 的結果顯示，【淨值占存款比】、【擔保放款占放款比】、【本期損益占淨值比】、【流動性比率】、【是否參加存保】的參數估計值為正而且顯著，表示【淨值占存款比】、【擔保放款占放款比】、【本期損益占淨值比】、以及【流動性比率】愈高，以及已【加入存保】的農會信用部，其發生擠兌的時間較晚，發生擠兌的危險率降低。

其中【淨值占存款比】代表農會信用部對於存款戶存款的保障。該比率愈高，顯示其資本適足性愈高。而資本適足性愈高者，縱使信用部可能發生擠兌，其發生擠兌的時間會較晚。【擔保放款占放款比】為農會信用部在從事放款時，具有擔保品的放款比率。此一比率愈高，代表當其放款戶違約時，農會信用部的債權較能獲得保障，從而使得發生擠兌的時間會較晚，危險率較低。【本期損益占淨值比】代表此一農會信用部的獲利能力，比率愈高，代表獲利能力愈好，發生擠兌的時間會較晚，危險率較低。【流動性比率】代表農會信用部針對客戶提領需求時的應付能力，此比率愈高，存戶對金融機構的信心也會相對提升，使得擠兌的危險率較低。加入存款保險者，由於存戶存款得以受到保障，增強對該金融機構的信心，也會使得發生擠兌的時間較晚，危險率降低。

除此之外，解釋變數對「持續時間」的參數估計值為負而且顯著的，包括【事業公積與基金占資產總額比】、【融通資金比】、【逾放比率】、以及【平均存款利率】。其中【事業公積與事業基金占資產總額比】愈高者，會愈早發生擠兌，亦即擠兌發生的危險率愈高，這項結果與預期有所出入。

事業公積與事業基金的總和代表農會信用部的資本，而資本對資產總額的比率為一般衡量金融機構資本適足性的指標。然從研究結果反映，農會信用部的經營本質與一般金融機構有異，前者的業務範圍甚小，且不經營資產負債表外業務。因此依據 1993 年修正之農會信用部業務管理辦法的法令意旨，對農會信用部資本適足性的評估，宜以淨值對存款總額的比率衡量。據

此，前述結果已知【淨值占存款比】愈高，資本適足性愈高，到發生擠兌的時間會較晚。這項與預期相符的結果，顯示以【淨值占存款比】來代表農會信用部的資本適足性是較佳的指標；這也支持自 2001 年以來，相繼發生農會信用部因經營不善被銀行接管的例子，其中淨值是否為負值，即成為判斷其是否會遭接管的主要標準。

另外，一旦該家農會信用部是屬於會發生擠兌的部份，那麼自外部所借來【融通資金比】愈高時，將導致信用部容易因經濟環境的惡化，或是其他金融機構發生擠兌事件時，因自有資本過少，面對突發狀況的反應能力較差，使得擠兌的時間較短，危險率較高。【逾放比率】較高時，代表該家信用部放款資產的品質愈差及授信過程有極大缺失，導致信用部更容易因此遭遇極大損失，致使到發生擠兌的時間較短，危險率較高。結合前述這兩個變數對「是否擠兌」發生機率的影響，我們可以知道當農會信用部的【融通資金比】和【逾放比率】提高時，隱含其發生擠兌的機率提高；同時其發生擠兌的時間也會提早。

最後一項有趣的觀察顯示，農會信用部【平均存款利率】較高者，到擠兌發生的時間愈短，擠兌危險率愈高。該項結果呼應 Schumacher (2000) 的實證觀察，發生擠兌的金融機構在擠兌前的存款利率均較其他金融機構高，由此可知存款利率可作為金融機構體質好壞的訊息指標。然在王瑜琳與洪嘉聲 (2004) 的實證研究中，【平均存款利率】對擠兌危險率並無顯著的影響。本文的結果說明，可能是他們忽略樣本中有大部份農會信用部均未發生擠兌的事實，致使應用傳統持續時間模型發生模型設定錯誤。本文應用互相依賴的區分母體持續時間模型，修正此一缺失，所獲得的【平均存款利率】對擠兌危險率的顯著影響結果，與 Schumacher (2000) 的結果一致。

表 4 ISPDM 在不同時間分配下的估計結果

變數	A		B		C	
	是否方程式	時間方程式 (Weibull)	是否方程式	時間方程式 (log-normal)	是否方程式	時間方程式 (log-logistic)
常數項	-1.9488 (-0.3324)	5.0909 (1.1088)	1.5740 (0.2607)	1.9541** (71.2708)	-1.7582 (-0.3014)	7.5696** (2.1187)
事業公積與資 金占資產比	-0.8017 (-0.0057)	-3.4092 (-0.0247)	-112.2756 (-1.1775)	-3.4473** (-5.9915)	-0.7032 (-0.0060)	-3.6799 (-0.7038)
淨值占存款比	0.3647 (0.6332)	-0.3402 (-0.5970)	0.3807 (0.9395)	0.1402** (57.7854)	0.3644 (0.7345)	-0.5136** (-2.0745)
融通資金比	-0.1738 (-0.9590)	0.0673 (0.4794)	-0.1972** (-2.3362)	-0.0291** (-64.5822)	-0.1786 (-1.2110)	0.0925 (1.2714)
擔保放款占放 款比	-0.7324 (-0.5713)	1.7750 (1.1885)	-0.6597 (-0.6324)	0.6995** (127.5742)	-0.4923 (-0.3895)	0.9660 (1.1242)
逾放比率	-0.2224 (-1.5484)	-0.0393 (-0.5352)	-0.2438** (-2.4037)	-0.0210** (-70.2132)	-0.2233 (-1.4575)	-0.0300 (-1.5663)
本期損占淨值 比	-3.8002 (-0.5805)	-0.2654 (-0.0945)	-4.8002 (-0.9126)	0.0539** (15.1422)	-4.3837 (-0.7106)	-0.1419 (-0.4249)
流動性比率	0.1610* (1.8466)	-0.0513 (-0.7829)	0.1799** (3.1665)	0.0172** (58.7059)	0.1620* (1.8678)	-0.0693 (-1.4907)
定期存款占總 存款比	-4.2658 (-0.5979)	5.1277 (0.7601)	-2.7059 (-0.7137)	0.0075 (0.3554)	-4.4524 (-0.6691)	4.8775 (1.2041)
平均存款利率	0.0625 (0.0661)	-0.8117 (-0.9871)	-0.6367 (-0.6672)	-0.3545** (-84.6398)	0.0460 (0.0513)	-0.9816* (-1.6777)
是否參加存保	-0.2372 (-0.2956)	0.9878 (1.6072)	-0.3122 (-0.3465)	1.1409** (322.8074)	-0.3424 (-0.3851)	1.0241** (2.3041)
σ		0.6741** (3.5682)		0.0057** (33.0145)		0.5192* (1.7845)
θ		0.0000 (0.0000)		1.8732** (338.9425)		0.0069 (0.0004)
LnL		-64.0091		-53.8327		-64.2607

資料來源：本研究。

註 1. 括號內為 t 值；*、** 分別表示雙尾檢定在 10%、5% 水準下顯著。

V、結 論

本文檢視區分母體持續時間模型，原先 Schmidt 與 Witte (1989) 提出的模型，隱含著互相獨立的假設。我們利用無法觀察到異質性建構互相依賴的區分母體持續時間模型，在我們的建構下獨立的區分母體持續時間模型是互相依賴的區分母體持續時間模型的巢氏模型。我們利用 t 檢定及概似比檢定來比較這兩個模型。

我們將這個模型應用到農會信用部擠兌的問題上。農會信用部發生擠兌的問題可分成兩部分，第一部分為是否發生擠兌，第二部分是擠兌發生的時間。利用存活率圖形分析，我們發現探討自 1995 年 8 月起至 1996 年 7 月止這段期間內，大部分的農會信用部樣本中，只有少部分會發生擠兌；這和傳統持續時間模型假設所有農會信用部最終均會發生擠兌不相符合。更進一步地，本文以 AIC 準則，比較傳統持續時間模型、互相獨立的區分母體持續時間模型與互相依賴的持續時間模型之優劣，結果顯示互相依賴區分母體持續時間模型的 AIC 值較小，表示這是較佳的模型選擇。

我們利用互相依賴的持續時間模型進行分析。結果發現融通資金比、逾放比率兩變數的值愈高者，發生擠兌的機率愈高，到擠兌發生的時間愈短，危險率愈高。流動性比率愈高者，發生擠兌的機率愈低，到擠兌發生的時間愈長，危險率愈低。另外，淨值占存款比、擔保放款占放款比、本期損益占淨值比、是否加入存保、事業公積與事業基金占資產總額比、平均存款利率等這些變數，雖然對會信用部是否發生擠兌並無顯著的影響，但卻對到擠兌發生時間早晚有顯著的影響。其中淨值占存款比、擔保放款占放款比、本期損益占淨值比愈高者、及參加存款保險的農會信用部，其違約時間較長，危險率較低。而事業公積與事業基金占資產總額比的提高，卻會縮短到擠兌發生的時間；顯示農會信用部的【事業公積與基金占資產總額比】這個指標，

並無法適切代表農會信用部的資本適足性。反而是常用的【淨值占存款比】愈高，擠兌發生的危險率愈低，較能夠反映農會信用部的資本適足性。最後【平均存款利率】較高者，到擠兌發生的時間愈短，擠兌危險率愈高，呼應 Schumacher (2000) 的實證觀察，也證實應用互相依賴的持續時間模型較傳統持續時間模型的優勢。

附 註

1. Douglas 與 Hariharan (1994)、Douglas (1998)、Leung 與 Yu (2002)。
2. Swaim 與 Podgursky (1994)。
3. Bandopadhyaya 與 Jaggia (2001)、DeYoung (2003)、Van de Gucht 與 Moore (1998)。
4. 「是否」部分包括「是否吸煙」、「是否喝酒」、「是否吸大麻」、以及「是否吸古柯鹼」等四種。
5. 「持續時間」部分包括「一次吸煙的年齡」、「一次喝酒的年齡」、「一次吸大麻的年齡」、以及「一次吸古柯鹼的年齡」等四種。
6. Exponential 分配為 Weibull 分配的一個特例，為了製作表格考量，未列入實証研究中。
7. 感謝洪嘉聲教授提供本研究的資料。
8. Schmidt 與 Witte (1989) 研究犯人假釋出獄經過多少時間，犯人會再犯入獄。利用傳統的時間持續模型隱含每天犯人均會再犯入獄，此假設和事實觀察不符。
9. 王瑜琳與洪嘉聲 (2004、2005) 以 126 筆資料進行分析。本文利用全部 135 筆資料進行分析。所以在表 1 變數的基本統計量和王瑜琳與洪嘉聲 (2004、2005) 有一些不同。
10. $AIC = -2\log L + 2p$ ，其中 $\log L$ 為取對數概似函數值， p 為估計的參數數目。
11. TDM 及 SPDM 的實証結果並未列在文中，如有需要者可向作者索取。

參考文獻

- 王瑜琳、洪嘉聲，2004。「農會信用部擠兌與經營狀態之探討—比例危機模型之應用」，『農業經濟叢刊』。10 卷，1 期，77-100。
- 王瑜琳、洪嘉聲，2005。「農會信用部擠兌是隨機提領抑或有訊息基礎？」，『農業經濟半年刊』。78 期，81-103。
- 合作金庫農業金融部，1994。『台灣地區基層農會信用部業務經營分析』。台北：合作金庫農業金融部。
- 行政院財政部，1993。「農會信用部業務管理辦法」，『全國法規資料庫』。台北：行政院財政部。
- 黃鎰源，1996。「金融風暴下農漁會信用部何去何從—農漁會信用部未來管理」，『合作金庫』。22 卷，1 期，40-56。
- 童士芬，1997。「彰化四信擠兌之傳染效果實證研究」。碩士論文，台灣大學財務金融研究所。
- 鄭嘉慶，1997。「擠兌風波與景氣波動關係之探討—信用合作社之實證分析」，『基層金融』。35 期，23-53。
- Bandopadhyaya, A. and S. Jaggia, 2001. "An Analysis of Second Time Around Bankruptcies Using a Split Population Duration Model," *Journal of Empirical Finance*. 8: 201-218.
- DeYoung, R., 2003. "The Failure of New Entrants in Commercial Banking Markets: A Split-Population Duration Analysis," *Review of Financial Economics*. 12: 7-33.
- Douglas, S., 1998. "The Duration of the Smoking Habit," *Economic Inquiry*. 36: 49-64.
- Douglas, S. and G. Hariharan, 1994. "The Hazard of Starting Smoking: Estimates from a Split Population Duration Model," *Journal of Health Economics*. 13: 213-230.
- Green, J. and J. Shoven, 1986. "The Effect of Interest Rates on Mortgage Prepayments," *Journal of Money Credit and Banking*. 18: 41-59.
- Heckman, J. and B. Singer, 1984. "A Method for Minimizing the Impact of Distributional Assumptions in Econometric Models for Duration Data," *Econometrica*. 52: 271-320.
- Lee, M., 1996. *Method of Moments and Semiparametric Econometrics for Limited Dependent*

Variable Models. New York: Springer-Verlag.

- Leung, S. F. and S. Yu, 2002. "An Econometric Analysis of the Consumption of Addictive Substance: Onset, Timing and Interdependence," Paper presented at the annual meeting of the Canadian Economics Association. Calgary: University of Calgary, June 2.
- Leung, S. F. and S. Yu, 2007. "A Split Population Analysis of the Duration of the Consumption of Addictive Substance: From Day One," Department of Applied Economics, National Chia-Yi University, Chia-Yi. (Mimeographed.)
- Schmidt, P. and A. D. Witte, 1989. "Predicting Recidivism Using Split-Population? Survival Time Model," *Journal of Econometrics*. 40: 141-159.
- Schumacher, L., 2000. "Bank Runs and Currency Run in a System without a Safety Net: Argentina and the Tequila Shock," *Journal of Monetary Economics*. 26: 257-277.
- Stern, S., 1997. "Simulation-Based estimation," *Journal of Economic Literature*. 35(4): 2006-2039.
- Swaim, P. and M. Podgursky, 1994. "Female Labor Supply following Displacement: A Split-Population Model of Labor Force Participation and Job Search," *Journal of Labor Economics*. 12(4): 640-656.
- Train, K., 2003. *Discrete Choice Methods with Simulation*. New York: Cambridge University Press.
- Van de Gucht, L. M. and W. T. Moore, 1998. "Predicting the Duration and Reversal Probability of Leverage Buyouts," *Journal of Empirical Finance*. 5: 299-315.

Interdependently Split Population Duration Model: An Application to Bank Runs of Credit Departments of Farmers' Institutions

Cheng-Hui Chang^{*}, Tung-Ching Wu^{**}, Shihti Yu^{***},
Chih-Min Pan^{****}, and Yu-Lin Wang^{*****}

Schmidt and Witte (1989) present a split population duration model in which the decisions of whether and when to start an event must be independent due to the absence of a closed-form result for the integration. This paper following Leung and Yu (2002, 2007) develops an interdependently split population duration model which allows the interdependence of the decisions of whether and when to start an event. We apply the Monte Carlo simulation to resolve the integration problem. We show the independent split population duration model is hence nested in our interdependently split population duration model. Our model is applied to investigate the bank runs events of the credit departments of farmers' institutions. The results show the superiority of our model to other duration models according to the criteria of AIC, likelihood ratio test, and t-ratio test. The empirical results show that both the ratio of borrowing capital to total capital and the overdue ratio are

^{*} Assistant professor, Department of Finance, Hsiuping Institute of Technology.

^{**} Ph.D. Student, Institute of Business Administration, National Cheng Kung University.

^{***} Professor, Department of Applied Economics, National Chiayi University.

^{****} Professor, Department of Applied Economics, National Chiayi University.

^{*****} Associate professor, Department of Economics, National Chung Cheng University.

We are thankful to the National Science Council for granting research funds. (NSC 94-2415-H-155-001)

positively correlated with the probability of runs and the hazard rate to run while the liquidity ratio is negatively correlated with them. More importantly, our result shows banks with higher deposit interest rates are easier to trigger runs, which is consistent with the finding of Schumacher (2000).

Keywords: Split Population Duration Model, Interdependence, Monte Carlo Simulation, Bank Runs, Credit Departments of Farmers' Institutions