

Análisis de Supervivencia Aplicado a la Banca Comercial Venezolana. 1996 – 2004¹

Survival analysis applied to commercial bank in Venezuela between 1996 and 2004.

María Alejandra Ayala², Rafael Eduardo Borges³, Gerardo Colmenares L.⁴

^{1,2}Departamento de Estadística,

³Instituto de Investigaciones Económicas y Sociales,
Universidad de Los Andes,
Mérida - Venezuela.

Resumen

La discusión sobre la situación y perspectivas de la economía internacional se ha visto fuertemente influenciada por una serie de crisis cambiarias que han afectado diversos países. Particularmente, en Latinoamérica el fenómeno de la crisis bancaria ha estado presente en México, Brasil, Chile, Colombia, Venezuela y Argentina; así como también han ocurrido en países industrializados como Japón y Estados Unidos. Estas crisis se originaron primordialmente ante la ausencia de evaluación de las condiciones financieras de los bancos y la débil legislación en materia bancaria. A partir de los años 70 se introducen modelos útiles para la asignación eficiente de los recursos de supervisión. Dichos modelos permiten entre otras cosas, dar una pauta de la evolución de una entidad en el período de tiempo que incluye dos inspecciones en el sitio, determinar los principales factores de riesgo que asume la banca y realizar una mejor medición de ellos. Estos modelos se conocen como “*modelos de alerta temprana para el sistema financiero*” y permiten predecir la probabilidad de cambios en las condiciones de solvencia y liquidez de los bancos.

Esta investigación utiliza Análisis de Supervivencia, como técnica estadística para investigar *cuándo* es probable que una entidad financiera cambie de estado. La variable aleatoria de interés, es el lapso de tiempo que tarda la entidad en cambiar de estado. Específicamente, interesa el tiempo en ocurrir el cambio de estado y cuales son las variables que más influyen en el cumplimiento del cambio de estado. Se lleva a cabo un análisis de supervivencia clásico, una estimación por el método de Kaplan y Meier y un ajuste a través del modelo de Cox, utilizando los datos de la banca comercial venezolana entre 1996 y 2004. La fusión bancaria es el evento de interés para el cambio de estado. Se logran identificar cuatro razones de riesgo que son consistentes con la revisión teórica de los modelos de alerta temprana.

Palabras Claves: Análisis de Supervivencia, Estimación de Kaplan y Meier, Modelo de Cox, Crisis Financieras, Fusión Bancaria.

¹ Proyecto financiado por el Banco central de Venezuela a través de la cátedra ULA – BCV.

² Profesora de la Escuela de Estadística de la Universidad de Los Andes. Mérida. Venezuela. E-mail: marialej@ula.ve

³ Profesor de la Escuela de Estadística de la Universidad de Los Andes. Mérida. Venezuela. E-mail: borgesr@ula.ve

⁴ Profesor de la Escuela de Economía de a a Universidad de Los Andes. Mérida. Venezuela. E-mail: gcolmen@ula.ve

Abstract

International economy issues have been seriously influenced by a series of currency exchange crisis which consequently has affected several countries. In Latin America, this crisis has affected Mexico, Brazil, Chile, Colombia, Venezuela and Argentina. Similar situation has occurred in developed countries such as Japan and USA. These crises were produced as a consequence of two causes: (i) a lack of evaluation of the financial conditions of the banks and, (ii) weak laws for the national bank. Since the seventies, several useful models were introduced for the efficient use of the supervision resources. These models could: (i) give guidelines about the evolution of a particular bank in a time period between two inspections, (ii) identify the main risk factors assumed by the banks and, (iii) perform a better measure about involved risk factors. They are known as "*models of early warning for the financial system*" and they are able to predict the probability of solvency and liquidity condition changes in any bank.

In this work, Survival Analysis is used as a statistical technique to find out *when* any bank probably changes of state. The random variable to study is the observed time period of the lifetime where there is a change of state. Special interest is focused in knowing the occurrence of changes of states and, in identifying the variables that could affect the changes of states. This work deals with a classical survival analysis by the Kaplan-Meier estimation and the Cox estimation model by using commercial Venezuelan banks during the 1996-2004 period. Merge banking occurrence is the main event to identify a change of state. This work allowed identifying four financial indicators that keep similar correspondence with those obtained from other *early warning models*.

Keywords: Survival Analysis, Kaplan-Meier estimation, Cox Model, financial crisis, merge banking.

1. Introducción

La utilización de los modelos de supervivencia en el área financiera es reciente, particularmente González-Hermosillo, Pazarbasioglu and Billings (1996), Cole and Gunther (1995), Marcelo Dabós (2000) entre otros, han comunicado resultados para la predicción de crisis bancarias utilizando esta técnica. En el caso venezolano García Herrero (2003) empleó la metodología de supervivencia en dirección al estudio de las variables determinantes de la crisis bancaria en Venezuela a mediados de los 90.

En el año 1994, el sistema financiero Venezolano experimentó una crisis bancaria producto de la intervención realizada al Banco Latino, por parte de la Superintendencia de Bancos. Esta intervención, marcó el inicio de una ola de clausuras de entidades bancarias. Así en Junio del 2004, siete instituciones fueron cerradas⁵ en Agosto del mismo año, el Banco Venezuela y el Banco Consolidado fueron intervenidos puertas abiertas,

⁵ La Guaira, Maracaibo, Amazonas, Bancor, Barinas, Construcción, y Metropolitano

posteriormente entre Diciembre de 1994 y febrero de 1995, cinco instituciones⁶ adicionales fueron igualmente intervenidas.

Como producto de esta crisis, se propuso una nueva legislación bancaria acorde con la situación que vivía el país. Un resultado fundamental de la transformación de la Ley General de Bancos fue la inclusión de las normas sobre regulación financiera y la Ley de Fusiones Bancarias. A finales de julio de 1999 se aprobó el "Proyecto de Ley de Estímulo a la Competitividad, el Fortalecimiento Patrimonial y la Reactivación de los Gastos de Transformación en el Sector Bancario", mejor conocido como Ley de Fusiones Bancarias (Medina 2005). Esta ley induce a las instituciones financieras a emprender fusiones y adquisiciones con un propósito fundamental: reducir la gran cantidad de entidades bancarias y hacer que el sistema financiero se fortalezca financieramente.

Los modelos de alerta temprana para el sistema financiero, permiten predecir la probabilidad de cambios en las condiciones de solvencia y liquidez de los bancos. Lo importante es que estos modelos permiten realizar un análisis más profundo de los factores relacionados con quiebras de las instituciones financieras de tal manera que se pueda decidir cualquier regulación conveniente y eficientemente a los bancos. Por otro lado, la habilidad de diferenciar entre los bancos solventes y aquellos con problemas, permite reducir el costo esperado de las crisis bancarias. Si los problemas pueden ser detectados con prontitud, pueden tomarse acciones preventivas que permitan minimizar los costos de un eventual cierre de la institución.

Diferentes han sido las técnicas estadísticas que las entidades bancarias han utilizado para describir su comportamiento, más importante aún, para intentar identificar situaciones irregulares que pueden desembocar en crisis financieras. Aunque los modelos *probit* han demostrado buen desempeño en este sentido, estos modelos sólo permiten estimar la probabilidad de que un banco cambie de "*estado*"⁷, pero no informan sobre el tiempo que las entidades vulnerables podrían demorar en demostrar problemas.

El objetivo general de este trabajo es investigar *cuándo* es probable que la entidad financiera cambie de estado. Dicho de otra forma, la variable aleatoria de interés, es el lapso de tiempo que tarda la entidad en cambiar de estado. Específicamente interesa el tiempo que tarda en ocurrir el cambio de estado y cuales son las variables que más influyen en el cumplimiento del cambio de estado.

La técnica que permite describir el comportamiento de datos que corresponden al tiempo o duración desde un origen bien definido hasta la ocurrencia de un cambio de estado o punto final se denomina "*análisis de supervivencia*" Klein – Moeschberger (1997).

⁶ Progreso, Republica, Italo Venezolano, Principal y Profesional

⁷ En el presente trabajo, un cambio de estado se define como la fusión de una entidad financiera, puesto que a partir de la crisis de 1994 la nueva Ley de Bancos promueve la fusión para evitar las quiebras.

2. Análisis de Supervivencia.

El concepto central de un modelo de supervivencia no es la probabilidad de que un cambio de estado ocurra (por ejemplo, probabilidad que un banco se fusione), sino más bien la probabilidad condicional de que ocurra un cambio de estado, dado que tenía en el tiempo anterior otro estado, (por ejemplo, que un banco se fusione dado que en el periodo anterior no lo había hecho). Este tipo de análisis permite además incluir factores explicativos constantes y variables en el tiempo.

El problema principal que hace necesario el uso de modelos de supervivencia, es la existencia de censura en los datos. La censura ocurre cuando el resultado o evento de interés (cambio de estado) no se observa para todos los individuos dentro del periodo en que se realiza la recolección de los datos. Por lo tanto, muchas de las observaciones representan la duración registrada hasta el momento de la medición y no el tiempo transcurrido hasta la ocurrencia del evento. Para el caso particular del estudio del tiempo que podría tardar una entidad financiera en cambiar de estado, el tipo de censura que se presenta, se conoce como, censura por la derecha.

El análisis de supervivencia tiene por objetivo encontrar la función que describe el riesgo de cambio de estado en diferentes periodos de tiempo y representa una secuencia de probabilidades condicionales: $f(t) = P(\text{banco se fusione en el momento } t \text{ dado que en } t-1 \text{ no lo había hecho})$.

Si T es una variable aleatoria discreta, no negativa, que representa el tiempo de vida de un banco⁸, T puede tomar los valores $0 \leq t_0 \leq t_1 \leq t_2 \leq \dots$ y la función de probabilidad asociada a la variable aleatoria T está dada por

$$f(t_i) = P(T = t_i) \text{ para } i = 1, 2, 3, \dots$$

Luego, la función de supervivencia se define como:

$$S(t) = \sum_{j:t_j \geq T} f(t_j)$$

y representa la probabilidad de que T sea mayor o igual a un valor t ; es decir, la probabilidad de que la supervivencia del banco sea $T \geq t$. En este punto debe aclararse, que si no existiese censura, la estimación de esta función sería simplemente contar cuantas entidades financieras llegaron hasta el momento t_j respecto al total.

La función de riesgo se define como:

$$\lambda_j = P(T = t_j | T \geq t_j) = \frac{f(t_j)}{S(t_j)}$$

Representa la probabilidad de que una entidad financiera cambie de estado en el momento t_j dado que no lo había hecho. Una forma alternativa de escribir la función de supervivencia es:

⁸ Consideraremos en este caso que un Banco vive mientras no se fusione.

$$1 - \lambda_j = 1 - \frac{f(t_j)}{S(t_j)}$$

de donde

$$S(t_j) = \prod_{i=0}^{j-1} (1 - \lambda_i).$$

Una estimación no paramétrica de la función de supervivencia es:

$$\hat{S}(t_j) = \prod_{i=0}^{j-1} (1 - \hat{\lambda}_i)$$

$\hat{\lambda}_j$ puede obtenerse como $\hat{\lambda}_j = \frac{d_j}{n_j}$, donde d_j representa el número de individuos o

elementos que registraron el evento de interés en el momento j y n_j representa el número total de elementos presentes en el tiempo j . A n_j se conoce como, el conjunto de riesgo o

simplemente el número al riesgo (Hosmer et al., 1999). A $\hat{\lambda}_j = \frac{d_j}{n_j}$ se le conoce como el

estimador no paramétrico de Kaplan-Meier, o también, estimador del producto limite (Hosmer et al., 1999). Este estimador incorpora información de todas las observaciones disponibles, sean o no censuradas. Además, es una función que depende sólo de los valores de la muestra y permite describir la relación existente entre la función de riesgo y el tiempo de supervivencia hasta que ocurre el evento de interés. La validez del estimador de Kaplan-Meier descansa en los supuestos de que los individuos que se retiran del estudio tienen un destino semejante al de los individuos que permanecen, y que el tiempo durante el cual un individuo entra al estudio no tiene efecto independiente en la respuesta.

Una vez que se tiene la función de supervivencia, es de interés investigar si el riesgo λ difiere sistemáticamente entre los individuos. Esto significa que se debe identificar variables explicativas de la heterogeneidad observada en función del riesgo. La forma de estudiar la heterogeneidad observada es introduciendo en el modelo p variables explicativas Z_p que caracterizan a un individuo o su entorno. Se define entonces un vector de variables $\mathbf{Z}_{ij} = [\mathbf{z}_{1ij}, \mathbf{z}_{2ij}, \dots, \mathbf{z}_{pij}]$, donde cada elemento del vector representa la característica p para el individuo i -ésimo en el momento j . En este trabajo se utiliza el modelo de riesgo proporcional de Cox para la incorporación de variables explicativas.

2.1 Modelo de Riesgo proporcional propuesto por Cox⁹.

En 1972, Cox introduce el modelo de regresión más utilizado en análisis de supervivencia Este modelo puede escribirse mediante:

$$\lambda_i(t | z) = e^{(\beta_1 z_{1i} + \beta_2 z_{2i} + \dots + \beta_p z_{pi})} \lambda_0(t)$$

⁹ Propuesto por Cox en 1972

donde $Z_i(t)$ es el vector de covariables para el i -ésimo individuo en el tiempo t . Este modelo incluye una parte paramétrica $e^{\beta Z_i(t)}$, llamada puntaje de riesgo y otra parte no paramétrica $\lambda_0(t)$, llamada función de riesgo base.

Para dos individuos con variables explicativas \mathbf{Z} y \mathbf{Z}^* , el cociente de las respectivas funciones de riesgo viene dado por (Hosmer et al., 1999):

$$\frac{\lambda(t|z)}{\lambda(t|z^*)} = \frac{e^{\left[\sum_{p=1}^p \beta_p z_p \right]} \lambda_0(t)}{e^{\left[\sum_{p=1}^p \beta_p z_p^* \right]} \lambda_0(t)} = e^{\left[\sum_{p=1}^p \beta_p (z_p - z_p^*) \right]}$$

Esta razón se conoce como riesgo relativo y es constante en el tiempo donde las tasas de riesgo son proporcionales. La interpretación de los coeficientes está dada por la siguiente derivada:

$$\frac{\partial \ln \lambda(t|z)}{\partial z_p} = \beta_p$$

β_p representa el cambio proporcional en la función de riesgo que resulta de un cambio marginal en la p -ésima variable explicativa. Si \mathbf{Z} y \mathbf{Z}^* difieren en la p -ésima variable explicativa, la cual es una variable binaria, se tiene (Hosmer et al., 1999):

$$\frac{\lambda(t|z)}{\lambda(t|z^*)} = e^{\beta_p}$$

Los supuestos del modelo de riesgo proporcional son cuatro: no existe influencia de las entidades financieras en la estimación del modelo, no existe influencia de las entidades financieras en la estimación de cada parámetro del modelo, se supone inexistencia de heterogeneidad no observada¹⁰, se supone adecuación de la forma funcional.

5. Análisis de supervivencia Aplicado a la Banca Comercial Venezolana.

A partir del año 1996, la nueva ley de bancos incentiva las fusiones, para evitar la quiebra de las entidades financieras. En este trabajo se considera el evento de interés, como la fusión del banco, dicho en otras palabras, el banco muere cuando se fusiona de lo contrario sobrevive.

Se analizaron 34 entidades bancarias de tipo comercial, entre enero de 1996 y diciembre de 2004, estableciendo 108 meses de observación. Como variables independientes, se utilizaron 15 razones financieras que describen el comportamiento de las entidades bancarias¹¹

¹⁰ toda la heterogeneidad presente en las entidades financieras es recogida en las variables explicativas.

¹¹ Estas razones corresponden al análisis de los datos realizados por Guillen Ruth, Gerardo Colmenares y Giampaolo Orlandony en el trabajo Algoritmo Seguido para el Pre-procesamiento de datos de la Banca y Construcción de Modelos no Lineales. Presentado en BCV en Septiembre del 2005.

Tabla 1. Razones financieras utilizadas

Código	Razón Financiera
R1	Patrimonio/ Activo Total
R2	Patrimonio + Gestión Operativa) / Activo Total
R3	Otros Activos / Patrimonio
R4	Activos Improductivos Brutos / (Patrimonio + gestión operativa)
R5	Provisión de cartera de crédito / Cartera inmovilizada bruta
R6	Provisión de cartera de crédito / Cartera crédito bruta
R7	Otros activos / Activo total
R8	Activo improductivo / activo total
R9	Cartera inmovilizada bruta / cartera de crédito bruta
R10	(Disponibilidades – Rendimiento por cobrar por disponibilidades) / (Captaciones del publico – gastos por pagar)
R11	(Disponibilidades – Rendimiento por cobrar por disponibilidades + inversiones temporales (títulos valores) –rendimiento por cobrar por inversiones temporales) / (Captaciones del publico – gastos por pagar)
R12	Cartera de crédito neta / (Captaciones del publico – gastos por pagar)
R13	Cartera vigente bruta / Captaciones totales
R14	Cartera crédito neta / Captaciones totales
R15	Cartera de inversión (en títulos valores y en sucursales)/ captaciones totales.

3.1 Resultados.

Estimación de la función de supervivencia utilizando el estimador de Kaplan y Meier:

Tabla 2. Estimación de Kaplan - Meier

n	events	median	0.95LCL	0.95UCL
33	19	61	35	Inf

Hasta el mes 61 del análisis, el 50% de las entidades financieras no se habían fusionado.

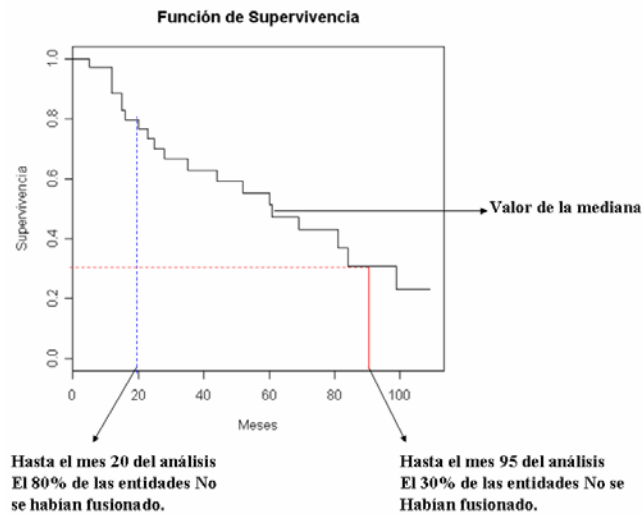


Gráfico 1. Función de Supervivencia

3.1.2 Estimación del Modelo de Cox.

Utilizando la metodología paso a paso (stepwise), partiendo de la inclusión de todas las covariables y eliminando una a una las no significativas, se obtuvo el siguiente modelo.

Tabla 3. Modelo Cox

	coef	exp(coef)	se(chef)	z	p
R3	-3.32	3.62e-02	1.50	-2.21	0.0270
R8	21.53	2.23e+09	7.44	2.89	0.0038
R10	-16.26	8.64e-08	6.10	-2.67	0.0077
R15	-4.71	8.99e-03	1.58	-2.97	0.0029

Los valores de **exp(coef)** representan los cambios en el riesgo de fusión al cambiar cada covariable en una unidad. Por la naturaleza de las razones financieras utilizadas, se propone realizar la siguiente transformación para la interpretación del riesgo:

$$e^{(coeficiente)} \rightarrow e^{C_x(Coeficiente)},$$

donde C_x representa una unidad razonable de cambio. En este caso, al hacer $C_x=0.01$ pueden interpretarse los cambios al variar cada razón financiera en un 1%, de esta forma se obtienen los resultados mostrados en la siguiente tabla.

Tabla 4. Modelo Cox haciendo $\exp C_x$ (coef)

	coef	$\exp C_x$ (coef)	se(chef)	z	p
R3	-3.32	0,9673	1.50	-2.21	0.0270
R8	21.53	1,2402	7.44	2.89	0.0038
R10	-16.26	0,8499	6.10	-2.67	0.0077
R15	-4.71	0,9539	1.58	-2.97	0.0029

De esta forma:

Al aumentar R3 en 1% el riesgo de fusión disminuye en $(1 - 0,9673) = 0,0327 = 3,3\%$.

R3 = otros activos/patrimonio. Expresa el grado en que se encuentra comprometido el patrimonio en virtud de los activos que registran mayor riesgo o menor productividad.

Al aumentar R8 en 1%, el riesgo de fusión aumenta en 24 %.

R8 = Activo improductivo/Activo total. Mide la participación de los activos improductivos brutos no generadores de ingresos recurrentes, o que están fuera de la normativa legal respecto a la totalidad de activos de la entidad.

Al aumentar R10 en 1%, el riesgo de fusión disminuye en $(1 - 0,8499) = 15,01\%$.

R10 = disponibilidad - rendimiento por cobrar/ captaciones del público – menos gastos por pagar.

Al aumentar R15 en 1% el riesgo de fusión disminuye en $(1 - 0,9539) = 4,61\%$.

R15 = Cartera de inversiones/captaciones totales. Esta razón informa respecto a la fracción de recursos del público que el instituto ha orientado hacia la adquisición de sus activos más productivos: créditos en inversiones

3.1.2.1 Verificación de los Supuestos del Modelo de Riesgo Proporcional de Cox.

Supuesto de riesgo proporcional: Una de las principales hipótesis del modelo de Cox es precisamente que la función de riesgo sea proporcional, dados dos perfiles de cambio de estado diferentes, y por tanto, se debe mantener a lo largo del tiempo. Esto se puede verificar gráficamente. Para facilitar la interpretación de estos gráficos se suele superponer una curva de ajuste, utilizando alguna función de ajuste local, de alisado.

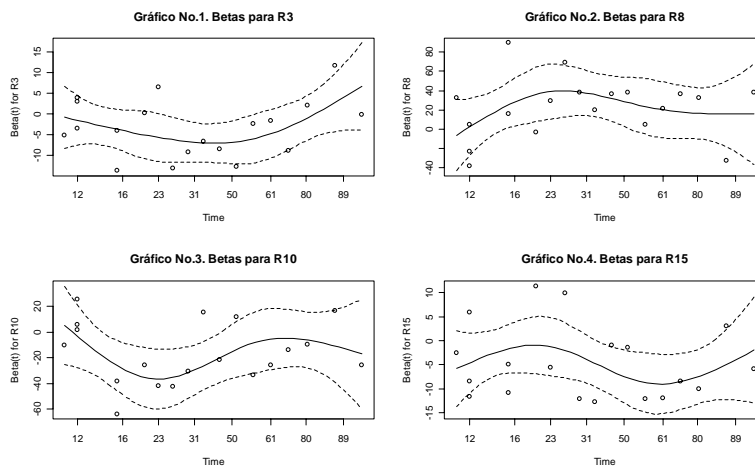


Gráfico 2. Verificación grafica del supuesto de riesgo proporcional

Al agruparse los residuos de forma aleatoria a ambos lados del valor 0 del eje y, y al no observarse una tendencia con cambios bruscos, entonces puede observarse que no hay violación del supuesto de riesgo proporcional y de ahí puede confirmarse al observar el siguiente resultado:

Tabla 5. Verificación de Modelo de Riesgo Proporcional

	rho	chisq	p
R3	0.1384	0.38553	0.535
R8	0.1088	0.20563	0.650
R10	0.0124	0.00226	0.962
R15	-0.1361	0.40405	0.525
Global	NA	3.07032	0.546

Por ser todos los valores calculados de p mayores al 5%, se confirma el supuesto de riesgo proporcional de forma global y para cada covariable.

Influencia de las entidades financieras sobre la estimación del modelo (Residuos Deviance)

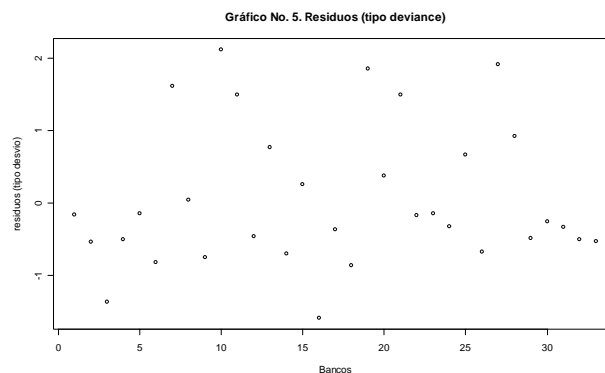


Gráfico 3. Verificación grafica de los residuos deviance

Como no se observan valores atípicos, puede verificarse el supuesto de que las entidades financieras no afectan de modo negativo la estimación del modelo.

Influencia de las entidades bancarias sobre la estimación de cada coeficiente. (Residuos de Scores)

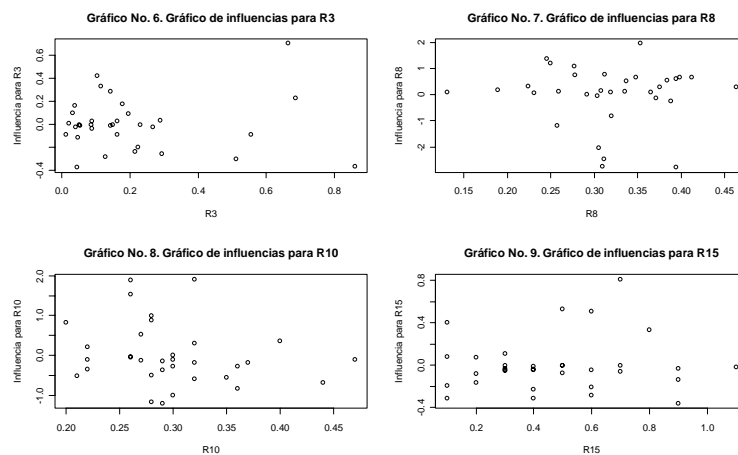


Gráfico 4. Verificación grafica de los residuos de Scores

Al no observar valores extremos respecto al eje y , puede verificarse que no existe alguna influencia de las entidades financieras en la estimación de cada coeficiente del modelo.

Forma funcional de las covariables continuas. (Residuos de Martingala)

En este caso, puede verificarse que la forma funcional de las razones financieras utilizadas es adecuada. La línea que se traza en cada gráfico de las razones financieras, tiende al ajuste de una línea recta.

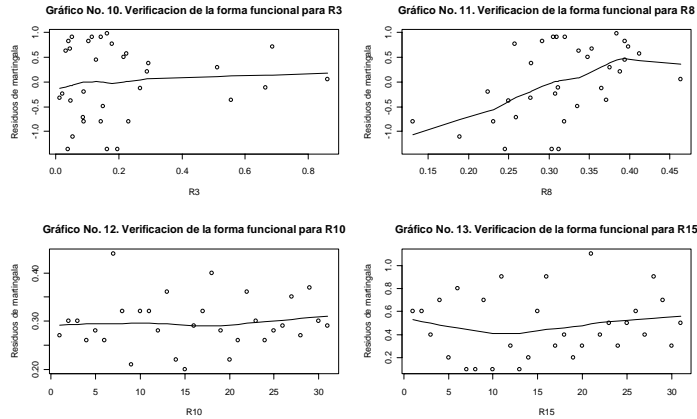


Gráfico 5. Verificación gráfica de los residuos de martingala.

Debido a la variabilidad presente en las razones financieras, se propone dicotomizar cada una de las mismas para hacer más eficiente la interpretación del riesgo. Se obtienen los siguientes resultados:

En el modelo de Regresión de Cox, la razón R3 ya no es significativa y la razón R10 pasa a ser significativa a un nivel de significancia del 10%.

coef	exp(coef)	se(coef)	z	p	
R3	0.39	1.48	0.507	0.768	0.4400
R8	1.24	3.46	0.610	2.034	0.0420
R10	1.12	3.06	0.616	1.817	0.0690
R15	1.97	7.15	0.665	2.957	0.0031

Respecto a los supuestos, pueden verificarse, el supuesto de riesgo proporcional, la no influencia de las entidades financieras en la estimación del modelo y la no influencia de las entidades financieras en la estimación de cada una de los parámetros. Respecto a la adecuación de la forma funcional se presentan problemas con la razón R15 (ver gráfico 6).

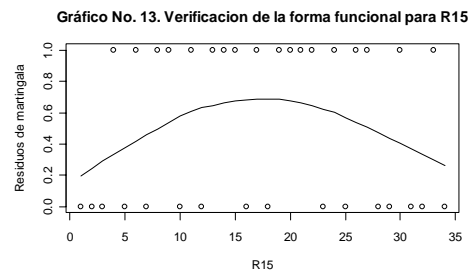
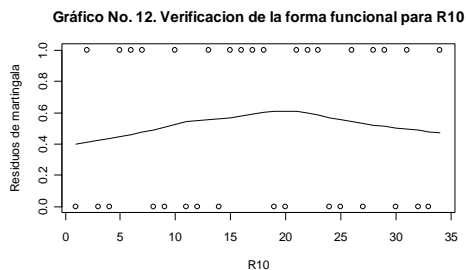
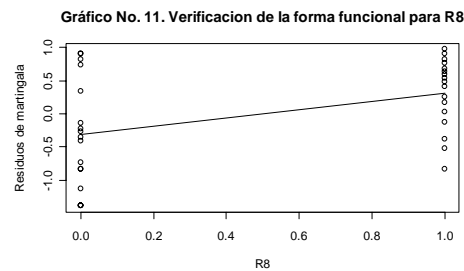
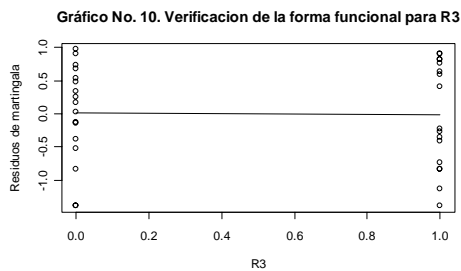


Gráfico 6. Verificación gráfica de los residuos de martingala para las razones dicotomizadas.

Por otra parte, la censura puede ser considerada como no informativa, debido a que no existe más de una causa para el cambio de estado, sólo se considera la fusión. (Andersen, Borgan, Gill & Keiding 1993).

5. Conclusiones

El Análisis de Supervivencia ofrece una metodología robusta, para la detección de variables indicadoras de riesgo en las instituciones bancarias. En este trabajo, cuatro razones financieras fueron identificadas como razones de riesgo a través del modelo de regresión de Cox. La verificación de los supuestos del modelo de Cox se realizó sin encontrar violaciones de dichos supuestos. De este modo, garantiza la representatividad de los resultados.

5. Bibliografía

Allison, P. D. (1982). Discrete time methods for the analysis of event histories. Sociological Methodology. Bass Publishers, San Francisco.

Bell, J. y D. Pain. (2000). Leading Indicator Models of Banking Crises – A Critical Review, Bank of England. Review of Financial Stability No. 9:113-129.

Borges, R. (2005). Análisis de supervivencia de pacientes con diálisis peritoneal. Revista Colombiana de Estadística **28** (2), 243-259

Borges, R. E. (2002). Análisis de Supervivencia Aplicado a un Caso de Diálisis Renal: Diálisis Peritoneal en el Hospital Clínico Universitario de Caracas y Hemodiálisis en el Hospital de Clínicas Caracas, 1980-2000. Tesis de M.Sc. en Estadística Aplicada, Mérida, Venezuela. Instituto de Estadística Aplicada y Computación, Universidad de Los Andes.

Comisión Económica para América Latina. (2000). Situación del Sistema Financiero en América Latina. CEPAL, Chile.

Guillén Ruth, Colmenares Gerardo, Orlandoni Giampaolo. (2005). Algoritmo seguido para el pre-procesamiento de datos de la banca y construcción de modelos no lineales. Grupo Banca. Mnuscripto Convenio Universidad de Los Andes = Banco Central de Venezuela.

Hosmer y Lemeshow. (1999). Applied Survival Analysis. John Wiley & SONS, INC.

Klein , J. And M. Moeschberger. (1997). Survival Analysis. Techniques for Censored and Truncated Data. Springer – Verlag. New York Inc.

Medina, Yeny J. Borgucci Emmanuel. (2005). Desempeño de la rentabilidad de los bancos fusionados en Venezuela entre los años 1998 – 2002. Revista Venezolana de Análisis de Coyuntura, Vol. XI, No. 1 (ene-jun), pp. 119- 154.

Per Kragh Andersen, Ornulf Borgan, Richard D. Gill, Niels Keiding. (1999). Statistical Models Based on Counting Processes. Pág 152. Springer.