

Modelo de Riesgos Proporcionales de Cox aplicado a empresas de Manabí - Ecuador

Cox Proportional Risk Model applied to companies in Manabí – Ecuador

Gonzalo González Cedeño [0009-0001-8548-1215]

gonzalo-c-2000@hotmail.com

CITA ESTE ARTÍCULO COMO:

González Cedeño, G. (2026). Modelo de Riesgos Proporcionales de Cox aplicado a empresas en Manabí - Ecuador. Revista Eloy Alfaro De Economía Y Gestión - ISSN 3121-2778, 2(1), 83–102. <https://doi.org/10.56124/eloyal-faro.v2i1.006>

INFORMACIÓN DEL ARTÍCULO:

Recibido: 27-01-2026

Aceptado: 26-02-2026

Publicado en línea: 26-03-2026

PALABRAS CLAVE:

RESUMEN. La investigación analiza los determinantes financieros de la supervivencia empresarial en la provincia de Manabí, Ecuador, mediante la estimación de un modelo de riesgos proporcionales de Cox. Se utilizó una muestra de 174 empresas (con 83 de evento de cierre) correspondiente a la información de la (Superintendencia de Compañías, Valores y Seguros, 2025), acumulando 2.848 unidades de tiempo bajo riesgo. Se incorporó variables estandarizadas sobre: rentabilidad sobre activos (z_{ROA}), apalancamiento financiero (z_{APF}) y rotación de ventas logarítmica (z_{ln_RV}). Demostrando que la rentabilidad reduce significativamente el riesgo de cierre ($HR = 0,788$; $p < 0,01$), al igual que la rotación de ventas ($HR = 0,038$; $p < 0,01$), y tener efectos protectores sobre la supervivencia de las empresas. En

e-006 DOI: 10.56124/eloyalfaro.v2i1.006

Revista Eloy Alfaro de Economía y Gestión - ISSN 3121-2778

Empresas (H32), econometría (C01), estructura del capital (G32), liquidación (G33), rendimiento de la empresa (L25), Comportamiento de la empresa (D21)

KEYWORDS:

Companies (H32), Econometrics (C01), Capital Structure (G32), Bankruptcy and Liquidation (G33), Firm Performance (L25), Firm Behavior (D21).

Este artículo se distribuye bajo licencia Creative Commons Atribución 4.0 Internacional (CC BY 4.0), que permite su uso, distribución y reproducción en cualquier medio, citando la obra original.

contraste, el apalancamiento financiero incrementa el riesgo que tienen las empresas sobre su salida del mercado en un 10,9% ante el aumento de una desviación estándar ($HR = 1,109$; $p < 0,01$). La prueba de proporcionalidad de riesgos evidenció normalidad en el supuesto ($\chi^2 = 0,75$; $p = 0,861$) y se concluye que la solidez financiera y la eficiencia operativa constituyen determinantes centrales de la longevidad empresarial en economías emergentes.

ABSTRACT. This research analyzes the financial determinants of business survival in the province of Manabí, Ecuador, by estimating a Cox proportional hazards model. A sample of 174 companies (83 of which were at risk of closure) was used, based on information from the Superintendency of Companies, Securities, and Insurance (2025), representing a cumulative total of 2,848 units under risk. Standardized variables were incorporated for: return on assets (z_ROA), financial leverage (z_APF), and logarithmic sales turnover (z_ln_RV). The results demonstrate that profitability significantly reduces the risk of closure ($HR = 0.788$; $p < 0.01$), as does sales turnover ($HR = 0.038$; $p < 0.01$), and that both have protective effects on business survival. In contrast, financial leverage increases the risk of companies exiting the market by 10.9% for each additional standard deviation ($HR = 1.109$; $p < 0.01$). Strength proportionality test showed normality under the assumption ($\chi^2 = 0.75$; $p = 0.861$), and it is concluded that financial strength and operational efficiency are key determinants of business longevity in emerging economies.

1. INTRODUCCIÓN

El éxito y funcionamiento de las empresas tiene como relevancia las decisiones futuras y de crecimiento particular, que también abarca el territorio en sí y las regiones

e-006 DOI: 10.56124/eloyalfaro.v2i1.006

Revista Eloy Alfaro de Economía y Gestión - ISSN 3121-2778

(Méndez y otros, 2023). Siendo de gran importancia para el análisis económico contemporáneo y en economías en desarrollo donde las empresas enfrentan entornos caracterizados por alta incertidumbre, restricciones financieras y mercados altamente competitivos, constituyéndose de un reflejo directo sobre las decisiones estratégicas adoptadas por la alta dirección que no solo responden a presiones externas derivadas de recesiones, contracción del PIB o incremento del desempleo, con estrategias de adaptabilidad. Incidiendo en la longevidad empresarial para anticipar escenarios competitivos (Angulo y otros, 2024).

En América Latina, se ha evidenciado que parte significativa de las empresas desaparece durante sus primeros años de operación, y este fenómeno está asociado a las limitaciones que pueden tener en sus distintos contextos para afrontar de manera inicial las vulnerabilidades ante shocks económicos (Maiza y otros, 2020). En la provincia de Manabí, Ecuador, el desarrollo empresarial aumenta considerablemente, registrando 9.816 empresas en la actualidad. Del cual, 7.525 (76%) mantienen un estado legal de Activa; de dichas empresas 3.149 se encuentran concentradas en Manta y 1.981 en Portoviejo. Predominando actividades como el Comercio al por Mayor y al por Menor; Reparación de Vehículos Automotores y Motocicletas con 1.705 empresas (22,66%); Construcción con 941 empresas (12,50%); Transporte y Almacenamiento con 788 empresas (10,47%) y Agricultura, Ganadería, Silvicultura y Pesca con 764 empresas (10,15%) (Superintendencia de Compañías, Valores y Seguros, 2025).

Esta importancia del sector empresarial se la mide por su capacidad de generación

de empleo y valor agregado al territorio (Urdaneta y otros, 2021), aún existe escasa evidencia empírica sobre los determinantes financieros que expliquen la supervivencia empresarial en distintos escenarios geográficos, describiendo específicamente o comparando para así concluir sus factores asociados en economías emergentes.

Enfocados en explicar niveles de rentabilidad, productividad o crecimiento. Sin embargo, presentando limitaciones sobre fenómenos dinámicos que no consideran explícitamente la dimensión temporal ni el momento en que ocurre el evento de salida del mercado. En contraste, los modelos de análisis de supervivencia permiten estudiar la duración de las empresas y estimar la probabilidad de ocurrencia de un evento a lo largo del tiempo (Fuentelsaz y otros, 2004), incorporando información tanto de empresas que han cerrado como de aquellas que permanecen activas.

La rentabilidad y la estructura de capital son determinantes en la continuidad empresarial, en donde, los mayores niveles de rentabilidad denominan a las empresas de poseer una mayor capacidad de absorción frente a los shocks económicos, mientras que el alto apalancamiento incrementa la exposición al riesgo financiero, elevando la probabilidad de salida del mercado. El estudio se plantea frente responder: ¿qué factores financieros determinan la probabilidad de supervivencia o cierre empresarial en la provincia de Manabí?

Para ello, se pretende identificar variables financieras que podrían establecer de manera orientadora, estrategias de gestión del riesgo y políticas destinadas a fortalecer la sostenibilidad del sector.

Con el objetivo de analizar los determinantes financieros de supervivencia mediante estimación de riesgos proporcionales de Cox, se busca: (I) modelar la duración empresarial; (II) evaluar el efecto de las variables sobre el riesgo de salida del mercado; y (III) identificar la robustez la probabilidad de supervivencia de las empresas.

Planteando como hipótesis que a mayores niveles de rentabilidad empresarial reducen significativamente el riesgo de cierre y los niveles de apalancamiento financiero incrementan el riesgo instantáneo de salida del mercado.

2. REVISIÓN DE LA LITERATURA

Bedoya et al. (2022) determinó como inciden en la supervivencia de startups en Medellín las políticas públicas. Utilizan datos de la base MEData (2007–2020), con una muestra final de 301 emprendimientos (174 activos y 127 inactivos). Aplicando Kaplan-Meier y regresión de Cox. Indicando que el apoyo institucional reduce el riesgo de fracaso ($HR=0,6173$; $p=0,0108$) y que emprendedores ≥ 26 años presentan menor riesgo ($HR=0,5797$; $p=0,0264$), mientras bajo ecosistema emprendedor aumenta el riesgo ($HR=2,266$; $p<0,01$).

Schio y Sampaio (2022) investigaron la recuperación judicial de empresas brasileñas entre 2013 y 2018. Utilizan datos contables de 50 empresas de la lista B3 (10 en recuperación judicial y 40 solventes), obtenidos del CVM. Aplicando modelos de riesgos proporcionales de Cox y regresión

logística. El modelo de Cox predijo en un 84% los casos identificados como variables significativas a: liquidez corriente, liquidez general y participación de capital de terceros. El modelo logit alcanzó un 94% de aciertos, destacando liquidez, rentabilidad y endeudamiento.

Mora (2022) analizó la relación entre el tamaño inicial y la supervivencia de las empresas del sector comercio de Villavicencio, Colombia. Utilizando datos del Registro Único Empresarial y Social (RUES) de 1.577 empresas matriculadas en 2014 y observadas hasta 2018. Emplea modelos de Kaplan-Meier y riesgos proporcionales de Cox. Encuentra que el 27% de las empresas cerraron en el primer año y que la supervivencia a cinco años fue del 34,7%. Las microempresas presentaron menor permanencia (34%) frente a las pequeñas (58%). En donde, mayor tamaño inicial reduce significativamente el riesgo de cierre.

Maganinho (2023) utilizó datos de la base SABI, con una muestra de 112 empresas activas e insolventes, para estudiar la supervivencia de empresas portuguesas de hostelería y restauración entre 2005 y 2019. Aplicando un análisis de supervivencia mediante el modelo de riesgos proporcionales de Cox. Y evidenciando que la solvencia, liquidez, rentabilidad, rotación del activo, endeudamiento y localización en distrito turístico influyen significativamente en la probabilidad de falencia.

Chico y Altamirano (2023) analizaron los factores de riesgo de supervivencia de empresas manufactureras del cantón Ambato (2018-2022). Con datos de la Superintendencia de Compañías (SUPERCÍAS),

una muestra de 175 empresas (784 observaciones), aplicando análisis discriminante, Kaplan-Meier y regresión de Cox; observaron que, la supervivencia acumulada a 60 meses fue 93,55%, con 3,7% de cierres. El modelo de Cox mostró que empleados ($\beta=0,90$) aumenta el riesgo, mientras utilidad neta ($\beta=-1,120$) y activos ($\beta=-0,735$) lo reducen significativamente, influyendo en la probabilidad de cierre.

Cueva et al. (2025) midieron el éxito de modelos de negocio en 213 microempresas de Machala, Ecuador, durante la pandemia, utilizando muestreo no probabilístico y regresión logística en SPSS. El modelo estimado mostró que el género ($\beta=1,59$; OR=4,92; $p=0,05$) y la actividad de marketing ($\beta=6,59$; OR=727,58; $p<0,01$) son significativos. La clasificación global alcanzó 95,8% de precisión y el R^2 de Nagelkerke fue 0,853. Siendo el marketing el factor más determinante en la probabilidad de éxito empresarial.

3. MATERIALES Y MÉTODOS

El enfoque del siguiente estudio es cuantitativo con el objetivo de analizar los determinantes financieros de la supervivencia empresarial. Dado que el interés central radica en modelar el tiempo hasta la ocurrencia de un evento (el cierre empresarial), se emplea un modelo de duración bajo el marco de análisis de supervivencia. Utilizando el modelo semiparamétrico de riesgos proporcionales de Cox (1972), para estimar el efecto de covariables sobre el riesgo instantáneo de salida sin imponer una forma funcional específica sobre el riesgo base (Palmer, 1993).

Debido a la presencia de censura, y heterogeneidad en los tiempos de supervivencia, se aplicó el modelo. La muestra utilizada es de 174 empresas, de las cuales 74 experimentaron el evento de cierre y 100 permanecen activas. No se trabajó un rango temporal de las variables sino de manera aleatoria se seleccionaron empresas de (Superintendencia de Compañías,

Valores y Seguros, 2025) la, sin embargo, el tiempo total acumulado bajo riesgo es de 2.848 unidades temporales, con un rango de observación entre 0 y 88 años.

Las variables independientes corresponden a indicadores financieros estandarizados:

z_APF : Apalancamiento financiero.
 z_ROA : Rentabilidad sobre activos.
 z_ln_RV : Logaritmo de Rotación de ventas.

Por su alta dispersión y valores extremos de las variables, se procedió a transformar de logarítmica natural a la rotación de ventas para reducir asimetría y estandarizar las variables mediante puntajes z , así como se muestra en la Ecuación 1:

$$z_i = (X_i - \bar{X}) / \sigma_x \quad (1)$$

En la Ecuación 2 se interpreta los coeficientes como el efecto asociado a un incremento de una desviación estándar en cada variable, obteniendo comparativa relativas entre determinantes financieros.

El modelo de riesgos proporcionales de Cox se define como:

$$h(t | X) = h_0(t) \cdot \exp(\beta_1 z_APF + \beta_2 z_ROA + \beta_3 z_ln_RV) \quad (2)$$

donde:

- $h(t | X)$ es la función de riesgo condicional.
- $h_0(t)$ es el riesgo base no paramétrico.
- β son los parámetros para estimar.
- X es el vector de covariables financieras.

El modelo de estimación se realizó mediante máxima verosimilitud parcial, siguiendo el procedimiento estándar del modelo de Cox. Se puede observar la Ecuación 3 el término interpretativo de Hazard ratio asociado a cada variable se expresó como:

$$HR = e^{\beta} \quad (3)$$

Un valor $HR > 1$ indica aumento del riesgo de cierre, mientras que $HR < 1$ implica efecto protector sobre la supervivencia empresarial.

Por último, el modelo de Cox se sustenta sobre el supuesto de proporcionalidad de riesgos, el cual establece que la razón de riesgos entre dos unidades es constante en el tiempo, detallado en la Ecuación 4:

$$\frac{h(t|X_i)}{h(t|X_j)} = \exp[\beta(X_i - X_j)]$$

$$h(t | X_i) \quad (4)$$

Evaluando el supuesto gráficamente mediante curvas de supervivencia ajustadas y pruebas de residuos de Schoenfeld.

4. RESULTADOS Y DISCUSIÓN

Para el análisis, se modificó en la base de datos como supervivencia mediante el comando `stset` en Stata, en la Tabla 1 se definen como variable de tiempo la edad de la empresa (Tiempo) y como evento de fallo el cierre empresarial (Estado == 1). En donde:

stset Tiempo, failure(Estado == 1)

Además:

- Tiempo representa los años de vida de la empresa.
- Estado = 1 identifica la ocurrencia del evento (cierre).
- Las empresas con Estado = 0 corresponden a observaciones censuradas (empresas activas al final del período de estudio).

Tabla 1. Estado de ocurrencia del evento (1 cierre, 0 censuradas)

Configuración de datos de tiempo de supervivencia	
Evento de fallo:	Estado==1
Intervalo de tiempo observado:	(0, Tiempo]
Salida en o antes de:	Fallo
714 Observaciones totales	
0 Excluidas	
174 Observaciones restantes, que representan	
74 Fallos en datos de registro único/fallo único	
2.848 Tiempo total de análisis en riesgo y bajo observación	
En riesgo desde t =	0
Primera entrada observada t =	0
Última salida observada t =	88

Nota: Elaboración propia con base en resultados de Stata.

La Tabla 2 presenta tres especificaciones realizadas del modelo de riesgos proporcionales de Cox, estimadas para analizar los determinantes financieros de la supervivencia empresarial en Manabí. En todos los casos se emplearon errores robustos y el método de Breslow para el tratamiento de empates.

4.1 Modelo 1.

e-006 DOI: 10.56124/eloyalfaro.v2i1.006

Revista Eloy Alfaro de Economía y Gestión - ISSN 3121-2778

El Modelo 1 incluye como variables explicativas la rentabilidad sobre los activos estandarizada (z_ROA), la rotación de ventas estandarizada (z_RV) y el logaritmo de la utilidad antes de impuestos e intereses (l_UAII). Las tres variables son estadísticamente significativas al 5%. z_ROA presenta un Hazard ratio inferior a uno ($HR = 0,0001294$) y un estadístico $P > |z|$ de 0,009, a mayores niveles de rentabilidad se reducen significativamente el riesgo de cierre.

z_RV también muestra un efecto protector ($HR = 0,0199579$) con un estadístico $P > |z|$ de 0,015, asociando a mejoras en la eficiencia en la rotación de ventas disminuye la probabilidad de salida del mercado. Por otro lado, l_UAII tiene un efecto negativo sobre el riesgo ($HR = 0,7915457$) siendo significativo con su estadístico $P > |z|$ de $p = 0,000$, demostrando que mayores niveles de resultado operativo esperan mayor supervivencia.

Tabla 2. Modelos de Riesgos Proporcionales de COX prueba.

Variables	Estadísticos de prueba	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
z_ROA	Haz. ratio	.0001294	.788011	—
	Robust std. err.	.000442	.0339793	—
	Estadístico z	-2.62	-5.53	—
z_RV	$P > z $	0.009	0.000	—
	Haz. ratio	.0199579	—	.010711
	Robust std. err.	.0322438	—	.0171376
z_ln_RV	Estadístico z	-2.42	—	-2.84
	$P > z $	0.015	—	0.005
	Haz. ratio	—	.03850317	—
l_UAII	Robust std. err.	—	.0731886	—
	Estadístico z	—	-5.02	—
	$P > z $	—	0.000	—
z_APF	Haz. ratio	.7915457	—	—
	Robust std. err.	.0446921	—	—
	Estadístico z	-4.14	—	—
l_CT	$P > z $	0.000	—	—
	Haz. ratio	—	110951	—
	Robust std. err.	—	.0309871	—
AP	Estadístico z	—	3.72	—
	$P > z $	—	0.000	—
	Haz. ratio	—	—	.6948721
APF	Robust std. err.	—	—	.0419554
	Estadístico z	—	—	-6.03
	$P > z $	—	—	0.000
APF	Haz. ratio	—	—	1050356
	Robust std. err.	—	—	.0170309
	Estadístico z	—	—	3.03
APF	$P > z $	—	—	0.002
	Haz. ratio	—	—	1023108
	Robust std. err.	—	—	.0103364
APF	Estadístico z	—	—	2.26
	$P > z $	—	—	0.024
Número de obs		133	174	119
Wald chi2(3)		36.53	89.53	69.14
Prob > chi2		0.0000	0.0000	0.0000
Log		-21507381	-33975473	-20188037

Nota: Elaboración propia con base en resultados de Stata y variables estadísticamente significativas al 0,05.

4.2 Modelo 2.

El Modelo 2 (Figura 1) incorpora el apalancamiento financiero estandarizado (z_APF), la rentabilidad sobre activos (z_ROA) y la

rotación de ventas (z_ln_RV). A diferencia del Modelo 1, en esta especificación se mantiene la muestra completa ($N = 174$; 83 fallas). La variable z_APF presenta un Hazard ratio superior a uno ($HR = 1,10951$), implicando que un aumento de una desviación estándar en el apalancamiento financiero incrementa el riesgo de cierre en aproximadamente 10,95%. Teniendo una mayor exposición a deuda eleva la vulnerabilidad empresarial.

Para z_ROA se mantiene un efecto protector ($HR = 0,788011$), mayores niveles de eficiencia en el uso de activos reducen el riesgo de salida, al igual que z_ln_RV , en donde, resulta significativa ($HR = 0,03850317$) y permite analizar que la rotación en las ventas contribuye a la supervivencia empresarial. Para este modelo, las 3 variables fueron estadísticamente significativas tanto en sus valores z y $P > |z|$, convirtiéndolo, además, en la especificación más robusta y metodológicamente correcta.

Fig. 1. Estimación del Modelo 2.

```

stcox z_APF z_ROA z_ln_RV, vce(robust) hr
      Failure_d: Estado=1
      Analysis time _t: Tiempo

Iteration 0: log pseudolikelihood = -359.68517
Iteration 1: log pseudolikelihood = -348.05643
Iteration 2: log pseudolikelihood = -340.36489
Iteration 3: log pseudolikelihood = -339.76616
Iteration 4: log pseudolikelihood = -339.75474
Iteration 5: log pseudolikelihood = -339.75473
Refining estimates:
Iteration 0: log pseudolikelihood = -339.75473

Cox regression with Breslow method for ties

No. of subjects = 174      Number of obs = 174
No. of failures = 74
Time at risk = 2,848
Log pseudolikelihood = -339.75473      Wald chi2(3) = 89.53
                                      Prob > chi2 = 0.0000

```

		Robust			
_t	Haz. ratio	std. err.	z	P> z	[95% conf. interval]
z_APF	1.10951	.0309871	3.72	0.000	1.050408 1.171936
z_ROA	.788011	.0339793	-5.53	0.000	.7241494 .8575045
z_ln_RV	.3850317	.0731886	-5.02	0.000	.2652749 .558852

Nota: Elaboración propia con base en resultados de Stata.

4.3. Modelo 3.

El Modelo 3 incluye el logaritmo del capital de trabajo (l_CT), el efecto es protector ($HR = 0,6948721$) con esto, los mayores niveles de liquidez reducen el riesgo de cierre. Al igual que z_RV quien mantiene su efecto protector.

Sin embargo, el AP y APF presentan Hazard ratios superiores a uno ($HR = 1,050356$ y $HR = 1,023108$, respectivamente), el apalancamiento estructural se define como la relación entre activos totales y patrimonio, mientras que el apalancamiento financiero se mide como el cociente que captura el efecto de la carga financiera sobre los resultados empresariales. Los mayores niveles de endeudamiento sobre una unidad, proporciona una probabilidad de salida instantánea del tiempo en un 5,04% y 2,3%.

Sin embargo, esta especificación reduce la muestra a 119 observaciones (53 fallas) debido a la transformación logarítmica aplicada al capital de trabajo.

Aunque los tres modelos presentan significancia global ($Prob > \chi^2 = 0,0000$), los Modelos 1 y 3 reducen el tamaño muestral debido a transformaciones logarítmicas. El Modelo 2 conserva la muestra completa y coherencia teórica al integrar tres dimensiones financieras: Estructura de capital (apalancamiento financiero), rentabilidad y eficiencia operativa.

Por ende, se adopta el Modelo 2 como especificación final del análisis, al ofrecer el mejor robustez estadística y consistencia teórica. Concluyendo que la probabilidad de cierre empresarial está significativamente

determinada por el nivel de endeudamiento financiero y por la capacidad de la empresa para generar rentabilidad y rotar eficientemente sus ventas.

4.4 Principales estadísticos

Table 3. Principales estadísticos de las variables en niveles.

Variable	Obs	Mean	Std. dev.	Min	Max
Estado	183	0,4535519	0,499204	0	1
Tiempo	183	15,56284	13,07901	0	88
APF	183	12,56059	63,85667	-126,731	720,901
ROA	183	-0,614864	4,562087	-39,1308	11,391
RV	183	4,309614	16,44961	0	204,147

Nota: Elaboración propia con base en resultados de Stata.

En la Tabla 3 se muestra los estadísticos de las variables, compuesta por 183 empresas, de las cuales el 45,35% experimentaron el evento de salida (cierre), mientras que el 54,65% permanecen activas, teniendo una proporción adecuada de eventos para la estimación del modelo de riesgos proporcionales.

La edad promedio de las empresas es de 15,56 años, con una desviación estándar de 13,08 años, hay una alta dispersión en la longevidad empresarial. El rango observado oscila entre 0 y 88 años, coexistiendo empresas jóvenes y firmas con larga trayectoria en el mercado.

Tabla 4. Principales estadísticos de las variables transformadas.

Variable	Obs	Mean	Std. dev.	Min	Max
z ln RV	174	-1,83E-10	1	-1,011252	4,632357
z ROA	174	0,0439683	0,7983486	-7,098066	2,631665
z APF	174	0,0021733	1,021208	-2,181316	11,09266

Nota: Elaboración propia con base en resultados de Stata.

En la Tabla 4 se transformaron las variables evitando problemas derivados de la alta dispersión en datos originales, se procedió a estandarizar las covariables mediante la transformación en puntajes z. Asimismo, en el caso de la rotación de ventas se aplicó previamente una transformación logarítmica natural para reducir la asimetría y la influencia de valores extremos.

Los estadísticos descriptivos de las variables estandarizadas muestran que el proceso de normalización fue adecuado. La variable $z_{\ln RV}$ presenta una media igual a cero ($-1,83e-10$) y una desviación estándar de uno, aplicando correctamente el procedimiento de estandarización. Su rango oscila entre $-1,01$ y $4,63$ desviaciones estándar, pese a la transformación logarítmica, hay algunas observaciones alejadas de la media, aunque manejables para estimación econométrica.

La media del z_{ROA} es cercana a cero (0,0439) y la desviación estándar es 0,798, con una dispersión efectiva. Observando un rango de $(-7,09$ a $2,63)$ revelando la presencia de valores extremos negativos en rentabilidad, detallando heterogeneidad empresarial previamente identificada y con implicaciones relevantes en la probabilidad de salida del mercado. Por su parte, z_{APF} su media es cercana a cero (0,0021) y su

desviación estándar de 1,021, con una distribución centrada y escalada.

La estandarización permitió interpretar los coeficientes del modelo de Cox como el efecto de un incremento de una desviación estándar en cada variable financiera sobre el riesgo instantáneo de salida empresarial, facilitando comparaciones relativas entre determinantes financieros con unidades de medida originalmente heterogéneas.

4.5 Validación del modelo Proporcionalidad de riesgos.

En la Tabla 5 se muestra la prueba de proporcionalidad de riesgos (estat phtest), con este se pretende verificar si existe asunción fundamental sobre el cociente de riesgos (Hazard Ratio) entre las observaciones constantes a lo largo del tiempo. Si la proporcionalidad no se cumple, los resultados del modelo no son válidos, indicando que el efecto de una variable cambia con el tiempo.

Se plantea con prueba de hipótesis para la validación del supuesto:

H0: $p < 0.05$, hay violación H1: $p > 0.05$, no hay violación

En donde, no se evidenció violaciones al supuesto del modelo de Cox (χ^2 global = 0,75; $p = 0,8613$), incluso de manera individual todos los p-values son mayores a 0,05, los efectos del apalancamiento financiero, la rentabilidad sobre activos y la rotación de ventas permanecen constantes a lo largo del tiempo de análisis.

Table 5. Prueba de Proporcionalidad de Riesgo.

	rho	chi2	df	Prob>chi2
z_ln_RV	0,02083	0	1	0,9445
z_ROA	0,03892	0	1	0,8748
z_APF	-0,1032	0,7	1	0,3981
Prueba				
global		0,8	3	0,8613

Nota: Elaboración propia con base en resultados de Stata.

4.6 Curva de supervivencia.

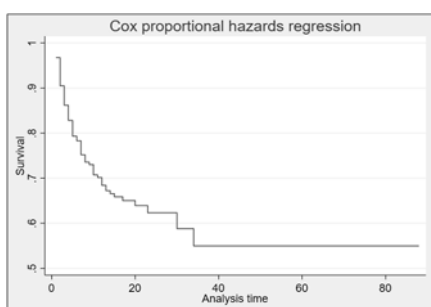
En la Figura 2 se muestra la curva de supervivencia del modelo con un patrón decreciente, concentrándose la mayor caída en los primeros años de vida empresarial. En los primeros períodos la reducción es pronunciada en la probabilidad de supervivencia, el riesgo de salida es considerablemente más alto en etapas tempranas.

Siendo fuerte este supuesto con la literatura sobre dinámica empresarial, que señala que las empresas jóvenes enfrentan mayores restricciones financieras, menor experiencia y mayor vulnerabilidad a shocks de mercado.

A medida que transcurre el tiempo, la pendiente de la curva se suaviza, desacelerando la tasa de fallos. Después de aproximadamente 30–35 años, la función de supervivencia se estabiliza en torno al 55%, en donde, más de la mitad de las empresas que superan los primeros años logran mantenerse activas en el largo plazo, las empresas que sobreviven a las etapas iniciales tienden

a consolidarse y enfrentar menores probabilidades relativas de cierre.

Fig. 2. Curva de supervivencia del modelo.



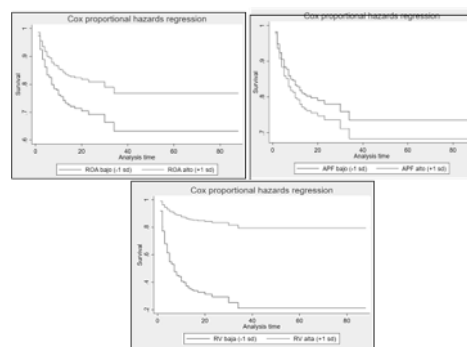
Nota: Elaboración propia con base en resultados de Stata.

Para el cálculo del impacto marginal de cada variable financiera, se estimaron mediante las funciones de supervivencia predichas para valores bajos (-1 desviación estándar) y altos ($+1$ desviación estándar) de cada covariable, manteniendo constantes las demás.

En la Figura 3, la rentabilidad sobre activos (ROA) muestra un efecto protector sobre la supervivencia empresarial. La curva correspondiente a empresas con ROA alto ($+1$ desviación estándar) se mantiene sistemáticamente por encima de la curva asociada a ROA bajo (-1 desviación estándar) durante todo el horizonte temporal. La divergencia es notable en los primeros años de vida, donde las empresas con baja rentabilidad presentan una caída más acelerada en la probabilidad de permanencia. Por lo tanto, mejorar la eficiencia en el uso de activos reduce significativamente el riesgo instantáneo de salida del mercado, lo cual es coherente con la teoría financiera que vincula rentabilidad con capacidad de absorción de shocks y sostenibilidad operativa.

En segundo lugar, el apalancamiento financiero (APF) presenta un comportamiento inverso. Las empresas con niveles altos de apalancamiento ($+1$ desviación estándar) exhiben menores probabilidades de supervivencia en comparación con aquellas con bajo apalancamiento. La brecha entre ambas curvas se amplía progresivamente en el tiempo. En ese sentido, las estructuras financieras más endeudadas incrementan el riesgo de fallo empresarial y aumentan la vulnerabilidad frente a las tasas de interés.

Fig. 3. Curva de supervivencia de las variables del modelo.



Nota: Elaboración propia con base en resultados de Stata.

Finalmente, la rotación de ventas (RV), muestra el efecto más pronunciado entre las variables analizadas. Las empresas con alta rotación ($+1$ desviación estándar) mantienen niveles de supervivencia considerablemente superiores a lo largo de todo el período y la brecha entre las curvas es contundente, por lo tanto, la capacidad de generar ventas en relación con los activos constituye

un determinante central de la longevidad empresarial, reduciendo el riesgo de salida.

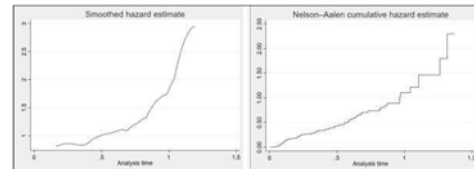
En las tres variables, las curvas no se cruzan y mantienen una separación relativamente estable en el tiempo, relacionándose de manera compatible con el supuesto de riesgos proporcionales del modelo de Cox. Los efectos relativos de cada variable sobre el Hazard parecen mantenerse proporcional a lo largo del horizonte temporal.

4.7 Bondad de ajuste con residuales de COX-SNELL.

En la Figura 4, se estimaron la función de riesgo suavizada como el estimador acumulado de Nelson–Aalen, con el objetivo de analizar la dinámica temporal del riesgo de salida empresarial sin imponer una estructura funcional específica. Ambos instrumentos nos permiten analizar el comportamiento del Hazard subyacente previo a la incorporación formal de covariables en el modelo de Cox.

El patrón creciente de la estimación suavizada del Hazard a lo largo del tiempo nos confirma que, en los períodos iniciales, el riesgo instantáneo de salida se mantiene bajo y estable; sin embargo, conforme avanza el tiempo de análisis, el Hazard muestra una tendencia ascendente sostenida. El riesgo de cierre no es constante, sino que aumenta progresivamente, descartando la pertinencia de un modelo exponencial con Hazard constante y respalda la elección de un enfoque semiparamétrico como el modelo de riesgos proporcionales de Cox.

Fig. 4. Bondad de ajuste de Hazard suavizado y Hazard acumulada (Nelson-Aalen).



Nota: Elaboración propia con base en resultados de Stata.

Por su parte, la función acumulada de riesgo estimada mediante el método de Nelson–Aalen presenta una trayectoria teóricamente esperada. En los períodos intermedios y finales su aceleración es pronunciada. Implicando que el riesgo acumulado de salida se incrementa a mayor velocidad conforme transcurre el tiempo, evidenciando que el desgaste estructural de las empresas presiona a la competitiva o el deterioro financiero en empresas con mayor edad.

La probabilidad de cierre empresarial está lejos de ser uniforme en el tiempo. En particular, el patrón creciente del riesgo base refuerza la hipótesis de que los determinantes financieros analizados como la rentabilidad, el apalancamiento y las ventas, operan sobre una estructura temporal donde el entorno competitivo y la sostenibilidad empresarial se vuelven progresivamente más exigentes.

El hazard base no sigue una forma simple conocida; el riesgo varía a lo largo del tiempo; y, el enfoque semiparamétrico permite estimar los efectos de las covariables sin necesidad de especificar la función de riesgo base.

La relación de rentabilidad, Chico y Altamirano (2023) encuentran que mayores niveles de utilidad neta reducen el riesgo de mortalidad empresarial en Ambato. De forma similar, Schio y Sampaio (2022) en Brasil, confirmando esta similitud con los resultados obtenidos y la literatura presente. El Hazard ratio inferior a uno para z_ROA indica que un incremento de una desviación estándar en rentabilidad reduce el riesgo instantáneo de cierre.

Por su parte, las ventas muestran un impacto aún más pronunciado sobre la supervivencia y entre las estrategias de ventas, se puede decir que el dinamismo comercial y el marketing explican en gran proporción el éxito empresarial en este segmento, así como lo demuestra Cueva et al. (2025).

Se coincide, además, que el riesgo de cierre es significativamente mayor en los primeros años de vida empresarial. Mora (2022) evidenció que el 27% de las empresas en Villavicencio cierran durante el primer año, mientras que Bedoya et al. (2022) señalaron que la supervivencia de startups depende de condiciones estructurales e institucionales en las etapas iniciales. En el caso de Manabí, la curva de Kaplan-Meier presenta una caída pronunciada en los primeros periodos, denotando que las empresas jóvenes enfrentan menores capacidad de absorción de riesgos.

5. CONCLUSIONES

Entre los determinantes financieros de la supervivencia de las empresas en la provincia de Manabí se concluye que la probabilidad de permanencia en el mercado está condicionada por la rentabilidad, las ventas y la estructura de capital. Primero, la

rentabilidad sobre activos (z_ROA) presenta un Hazard ratio de 0,788 ($p < 0,01$), lo que implica que un incremento de una desviación estándar en la rentabilidad reduce el riesgo de cierre empresarial en aproximadamente 21,2%. Este resultado confirma la hipótesis planteada y coincide con la literatura empírica que sostiene que empresas con mayor eficiencia en el uso de sus activos poseen mayor capacidad para absorber shocks económicos y mantener su continuidad operativa.

En segundo lugar, la rotación de ventas (z_In_RV) muestra un efecto protector aún más pronunciado sobre la supervivencia empresarial, con un Hazard ratio de 0,038 ($p < 0,01$). Para ello, mayores niveles comerciales y eficiencia en la generación de ingresos reducen significativamente la probabilidad de salida del mercado. Por el contrario, el apalancamiento financiero (z_APF) presenta un Hazard ratio de 1,109 ($p < 0,01$), lo que indica que un incremento de una desviación estándar en el nivel de endeudamiento incrementa el riesgo de cierre en aproximadamente 10,9%.

Respaldando los postulados teóricos que vinculan un mayor nivel de deuda con una mayor exposición al riesgo financiero y vulnerabilidad frente a restricciones de liquidez.

El enfoque semiparamétrico de Cox sirvió como una herramienta para estudiar fenómenos empresariales dinámicos, considerando una muestra de 174 empresas, con 83 eventos de cierre y un total de 2.848 unidades de tiempo bajo riesgo. Asimismo, la prueba de proporcionalidad de riesgos ($\chi^2 = 0,75$; $p = 0,861$) confirman el supuesto de riesgos proporcionales se cumple

adecuadamente, lo que valida la consistencia de las estimaciones obtenidas. Se recomienda ampliar el análisis con variables institucionales, sectoriales y macroeconómicas, así como explorar modelos con efectos no proporcionales o especificaciones con datos panel que permitan capturar dinámicas más complejas. Evaluando la interacción entre estructura financiera y ciclos económicos

6. BIBLIOGRAFÍA

- [1] Angulo, D. M., Yuqui, M. J., Quituisaca, D. M., & Constante, R. B. (2024). La toma de decisiones empresariales en tiempos de incertidumbre a nivel económico. *Boletín Científico Ideas y Voces*, 4(3), 72-86. <https://doi.org/10.60100/bciv.v4i3.161>
- [2] Bedoya, S. F., Pamplona, T., Taborda, Y. C., & González, G. J. (2022). Factores que inciden en la probabilidad de supervivencia de Startups en el Municipio de Medellín. *EFFECTIVO*, 1(36), 1-14. DOI:10.19053/upc.20278306.v14.n1.2024.17536
- [3] Chico, J. R., & Altamirano, D. J. (2023). Factores de riesgo en la mortalidad de las empresas productivas del Cantón Ambato. *JOURNAL OF SCIENCE AND RESEARCH*, 8(3), 122-141. <https://revistas.utb.edu.ec/index.php/sr/article/view/2919>
- [4] Cox, D. R. (1972). Regression Models and Life-Tables. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B*, 34(2), 187-202. <https://doi.org/10.1111/j.2517-6161.1972.tb00899.x>
- [5] Cueva, A. A., Feijoo, I. M., Sarmiento, B. C., & Mite, M. T. (2025). Uso de la Regresión Logística para Predecir el Éxito de Modelos de Negocio en Microempresas. *Revista Universidad de Guayaquil*, 139(1), 1-9. <https://doi.org/10.53591/rug.v139i1.1296>
- [6] Fuentelsaz, L., Gómez, J., & Polo, Y. (2004). Aplicaciones del análisis de supervivencia a la investigación en economía de la empresa. los modelos de análisis de supervivencia permiten estudiar la duración de las empresas y estimar la probabilidad de ocurrencia de un evento a lo largo del tiempo, 1(19), 81-114. <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=1143670>
- [7] Maganinho, A. G. (2023). Estimación da Sobrevida das Empresas Portuguesas nos Setores da Hotelaria e Restauração, Utilizando o Modelo de Cox. *Instituto Politécnico do Porto*. <http://hdl.handle.net/10400.22/24757>
- [8] Maiza, C., Rivera, P., & Morales, D. (2020). El fracaso de la actividad emprendedora en el contexto latinoamericano. *Revista Uniandes Episteme*, 7(2), 162-176. <https://revista.uniandes.edu.ec/ojs/index.php/EPISTEME/article/view/1490>
- [9] Méndez, M. L., Garzón, P., & Sofia, H. L. (2023). El potencial de las empresas para transformar los territorios. https://storage.ideaspaz.org/documents/fip_potencial_empresas_transformar_territorios.pdf
- [10] Mora, D. M. (2022). El tamaño inicial de las empresas y la supervivencia empresarial: caso sector comercio Villavicencio. *Cuadernos Latinoamericanos de Administración*, 18(34), 1-11. <https://doi.org/10.18270/cuaderlam.v18i34.3787>
- [11] Palmer, A. L. (1993). MODELO DE REGRESIÓN DE COX: EJEMPLO NUMÉRICO DEL PROCESO DE ESTIMACIÓN DE PARÁMETROS. *Psicothema*, 5(2), 387-402. <https://www.psicothema.com/pii?pii=890>

e-006 DOI: 10.56124/eloyalfaro.v2i1.006

Revista Eloy Alfaro de Economía y Gestión - ISSN 3121-2778

- [12] Schino, T. A., & Sampaio, A. V. (2022). Previsão da Recuperação Judicial de Empresas no Brasil: Uma Investigação Empírica. *Pensar Contábil*, 24(85), 53-61.
<http://www.atena.org.br/revista/ojs-2.2.3-06/index.php/pensarcontabil/article/view/3966>
- [13] Superintendencia de Compañías, Valores y Seguros. (15 de Mayo de 2025). Directorio de Compañías. <https://mercadodevalores.supercias.gob.ec/reportes/directorioCompanias.jsf>
- [14] Urdaneta, A. J., Borgucci, E. V., González, A. I., & Luciani, L. R. (2021). Función empresarial y concentración de pequeñas y medianas empresas en la Provincia de El Oro – Ecuador. *Revista Venezolana de Gerencia*, 26(95), 776-801. <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=8890485>