



ESCUELA INTERNACIONAL DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y ADMINISTRATIVAS
ECONOMÍA Y FINANZAS INTERNACIONALES

TRABAJO DE GRADO PARA OPTAR POR EL TÍTULO DE
ECONOMISTA CON ÉNFASIS EN FINANZAS INTERNACIONALES

**Transmisión de la Tasa de Política Monetaria a la Tasa de
Interés de Crédito Comercial Ordinario de Corto Plazo:
Análisis de Duración aplicado a Colombia**

Director: José Eduardo Gómez González

Presentado por:
Jaime Andrés Ayala Carrascal y Camila Calderón Valladares

Chía, Diciembre 9 de 2021

Transmisión de la Tasa de Política Monetaria a la Tasa de Interés de Crédito Comercial Ordinario de Corto Plazo: Análisis de Duración aplicado a Colombia

Jaime Andrés Ayala Carrascal y Camila Calderón Valladares

Noviembre 2021

Agradecimientos

Agradecemos a nuestro director José Eduardo Gómez por su compromiso, su guía y su paciencia durante la elaboración de este trabajo. A todos nuestros profesores, quienes a lo largo de nuestra formación profesional nos han brindado esenciales herramientas en lo académico, así como en lo personal. Gracias asimismo por habernos inculcado la avidez y el cariño por el conocimiento. A nuestra familia, por ser pilares en este camino. Finalmente, a nuestros compañeros y amigos, por haber sido grandes maestros de la ciencia y la vida; nada hubiese sido lo mismo sin su apoyo y su confianza.

Resumen

En este estudio, se realizó una investigación sobre el tiempo que transcurre hasta que se dé la transmisión de política monetaria-PM a las tasas de mercado, en particular, analizando escenarios de subtransmisión, transmisión completa y sobre transmisión hacia la Tasa de Crédito Comercial Ordinario-TCO de corto plazo en Colombia. Esto ya que, conforme a la teoría monetaria, el canal de crédito bancario es una herramienta amplificadora de la tasa de interés de política monetaria-TIP. Los resultados obtenidos arrojaron que la fase monetaria sí es significativa en la velocidad de la transmisión, lo que demuestra la existencia de asimetrías entre fases monetarias reiterando la hipótesis de Galindo y Steiner (2020); demostrando que la herramienta de tasa de intervención tiene mejor respuesta a la baja que al alza. Asimismo, se obtuvo que en promedio, las transmisiones duraron poco más de 4 semanas en fases expansivas, mientras que en contractivas los cambios se absorbieron

aproximadamente en 7 semanas. También se evidenció que para este tipo de crédito, covariables macroeconómicas como las variaciones en el PIB y covariables financieras como indicadores de liquidez, capitalización y tamaño no son significativos para la duración de la transmisión.

Palabras clave: bank-lending channel; transmisión; política monetaria; tasa de interés; crédito ordinario corto plazo; duración.

1. Introducción

Se entiende a la política monetaria como el conjunto de acciones y decisiones que toma el Banco Central de un país para conseguir ciertos objetivos macroeconómicos específicos (Mankiw, 2014). En Colombia, el Banco de la República tiene, dentro de sus obligaciones constitucionales, el velar por el mantenimiento de la capacidad adquisitiva de la moneda (Art. 373 Constitución Política). Es decir, procurar la estabilidad de precios en la economía manteniendo una tasa de inflación baja y positiva, a la vez que se desea alcanzar un máximo nivel sostenible de crecimiento y empleo (Banco de la República, s.f). De esta forma, la manera en la que dichas decisiones se materializan en las variables macroeconómicas reales se observa a través de los “canales de transmisión” de política monetaria, que incluyen a la tasa interés de intervención y al crédito bancario como dos de los mecanismos más importantes (Banco de la República, s.f). Esto, dado que la Constitución establece en el artículo 371 al Banco de la República como prestamista de última instancia y banquero de los establecimientos de crédito.

En este sentido, la teoría económica señala que la relación entre ambos canales reside en que el canal del crédito amplifica los efectos del canal de tasa de interés, y que no son

canales independientes, sino paralelos (Bernanke y Gertler, 2005). De tal manera que aumentos en la tasa de interés de intervención de corto plazo se trasladan a las tasas de mercado (activas o pasivas y de igual o mayor plazo) limitando la oferta de crédito y, en consecuencia, encareciéndolo, impactando el consumo y la inversión. Asimismo, las disminuciones de la tasa de intervención aumentan la oferta de crédito y se da el efecto contrario en consumo e inversión, afectando en todos los casos a la demanda agregada y consecuentemente al nivel de precios de la economía (Huertas et al., 2005).

Sin embargo, el grado de transmisión que poseen estos canales depende de las características particulares de la economía y la estructura del sistema financiero. La influencia de este en las decisiones de gasto e inversión de las familias y las firmas, el grado de inversión que atrae el sistema financiero local, la diversificación de sus instrumentos, así como su competitividad y profundidad son factores que pueden condicionar el impacto de las decisiones de política monetaria del Banco Central en la economía (Villalobos, Torres y Madrigal, 1999).

Es entonces en países de economías emergentes como Colombia, donde los mercados de capitales son relativamente poco profundos respecto a los de economías desarrolladas, que existe una mayor inclinación al crédito bancario como principal fuente de financiamiento para las firmas y las familias (Gómez et al., 2020). De hecho, Gómez y Grozs (2007) demuestran que en Colombia el efecto que tiene la política monetaria sobre la tasa de crecimiento de los créditos es negativo: “si la tasa de interés interbancaria aumenta 1%, la tasa de crecimiento de la cartera total disminuiría 68,24% y la de la cartera comercial

67,10%” (Gómez & Grosz, 2007, pg. 5), lo que evidencia la existencia de un canal de crédito que impacta directamente en la economía.

Adicionalmente, dentro del análisis de la incidencia de la transmisión monetaria en Colombia, un aspecto clave a analizar es el tiempo en que esta llega a tener efectos en la economía. Particularmente, y considerando que ambos canales en cuestión se complementan, resulta de interés estudiar cuánto tiempo transcurre entre el movimiento de tasas de interés y dicho ‘traslado’ a las tasas de mercado, que posteriormente tendrá impacto en el sector real. Esto, ya que la velocidad en la que las tasas de mercado se ajustan ante cambios en la tasa de intervención da un indicio sobre la rapidez en la que la economía puede responder ante choques externos, vía decisiones de política monetaria (Becerra y Melo, 2009). Por lo tanto, la duración en la transmisión de tasa de interés es diciente sobre la eficacia del canal de crédito bancario, entendiéndose como duración al tiempo que debe transcurrir hasta que los bancos comerciales absorban que los cambios que realice la banca central en la tasa política monetaria.

Ahora, en lo que respecta al sistema bancario colombiano, este atravesó varias reformas desde la última década del siglo pasado las cuales buscaban volver más eficiente al sector. Estas incluyeron medidas como la disminución de barreras a la entrada para la inversión local y extranjera, así como el abandono del sistema bancario “especializado” y el paso hacia la “multibanca”, donde las instituciones financieras que previamente ofrecían servicios de inversión o financiamiento por separado pasaron a consolidarse en entidades multi servicio (Sarmiento y Cristancho, 2008). Esta restructuración del sistema bancario local

resultó en el establecimiento de aproximadamente 23 entidades financieras establecidas como bancos comerciales en la actualidad (Mora et al., 2011).

De esta forma y considerando lo expuesto, el presente trabajo de investigación tiene como objetivo determinar, mediante un modelo de duración, cuánto tiempo demora la transmisión de las tasas de interés de política monetaria (TIP) a las tasas de crédito comercial ordinario de corto plazo (TCO). Esto, ya que la literatura existente se enfoca en el estudio de duración considerando el agregado de las tasas de distintos tipos de créditos y no existe literatura que al impacto en la duración de cada modalidad de crédito por separado. Asimismo, se analizará si cambios tanto de subida como de bajada en la TIP tienen un impacto simétrico en la transmisión las TCO, seguido de un análisis de la influencia de, tanto variables macroeconómicas (crecimiento del PIB real), como microeconómicas (solventia, tamaño y liquidez) en la rapidez de la transmisión.

Para lograr lo anterior, en primer lugar, se realizará una revisión sobre la literatura existente para llegar a un modelo de duración aplicado al efecto *pass through* de la tasa de interés. Posteriormente, se detallará la metodología utilizada para la organización de los dato. Luego, se explicará la estimación realizada de duración para consecutivamente presentar y analizar los resultados arrojados por los mismos y finalmente plantear conclusiones contundentes del estudio.

2. Revisión de literatura

Partiendo de lo expuesto en la sección anterior, donde se establecieron la importancia y los fundamentos de la política monetaria, cobra especial relevancia el análisis de cómo esta afecta al sector real. Para ello, es necesario estudiar el papel del Banco de la República como prestamista de última instancia en la economía colombiana y el rol del “*Bank-Lending Channel*” o canal de crédito bancario, como mecanismo amplificador de la transmisión monetaria de tasas de interés. Con base en esto, se revisarán los modelos de duración desarrollados previamente sobre la transmisión de la política monetaria a las tasas de mercado para el caso colombiano.

Para entender la naturaleza del modelo planteado en las secciones siguientes, se debe recordar que el canal de transmisión de interés para este estudio es el canal de crédito bancario (*Bank-Lending Channel*) que afecta el lado de la oferta de crédito. Según el Banco de la República (s.f.), el mecanismo mediante el cual los movimientos de tasa de interés de referencia se traspan a las tasas comerciales es mediante los fondos prestados que los bancos comerciales obtienen del Banco Central a través de ‘repos’ de expansión. Con esto, los aumentos en tasa de intervención afectan a la obtención de liquidez de los bancos pues esta se encarece y en consecuencia, ofertan menor cantidad de créditos a la vez que sus tasas activas también aumentan.

En línea con lo anterior, la teoría monetaria soporta este mecanismo del canal de transmisión presentando dos argumentos. En primer lugar, si el Banco Central desea subir la tasa de interés en aras de cumplir sus objetivos (i.e. controlar posibles efectos inflacionarios) y los bancos comerciales juegan un papel importante en el financiamiento de firmas y

familias de la economía en cuestión, dichos cambios en la tasa de intervención impactarían los fondos prestables de los bancos, generando así una disminución en la oferta de crédito, tal y como lo considera Mishkin (1995). Esto genera sucesivamente reducción en la producción y por lo tanto en el consumo. Por el contrario, en caso de que el Banco Central desee bajar la tasa de interés, dichas tasas generarían a su vez un aumento en la oferta de crédito, generando un incremento en la producción y el consumo, gracias al canal de crédito bancario (Gómez y Morales, 2009). La Figura 2.1.a ilustra dicha relación.

Figura 2.1.a. Mecanismo de transmisión de movimientos en la TIP

Mcontractiva $\uparrow \rightarrow$ *Oferta de crédito* $\downarrow \rightarrow$ *C* \downarrow *I* \downarrow

Mexpansiva $\downarrow \rightarrow$ *Oferta de crédito* $\uparrow \rightarrow$ *C* \uparrow *I* \uparrow

Nota: En caso de que se realicen subidas (bajadas) de tasa de interés, se genera una reducción (aumento) en oferta de préstamos o crédito, donde esto a su vez desincentiva (incentiva) el consumo (C), Inversión (I) y sucesivamente la producción (Y). Tomado de: Central Bank of Nigeria.

Tal y como se ha expuesto en la literatura, el impacto del Bank-Lending Channel no es simétrico en todas las economías e incluso no es simétrico para los sujetos de una misma economía. Reiterando el argumento de Gómez, et al. (2020), en economías con mercados de capitales poco desarrollados como Colombia, existe una mayor inclinación al crédito bancario como principal fuente de financiamiento para las firmas y las familias. Por otro lado, Van den Heuvel (2011), quien basó su estudio en Estados Unidos, concluyó que el impacto de la política monetaria en una economía depende de sus condiciones bancarias particulares.

El autor expuso que, si el sector financiero de una economía tiene una relación capital-activos baja, en agregado este sector tiende a ser más sensible a los cambios de tasa de política monetaria, con lo que el efecto en el crédito se percibe a través de sus efectos sobre el capital bancario.

Análogamente, al realizar la comparación del impacto de la política monetaria en una misma economía, tanto para Black et al.,(2010) como para Gómez y Morales (2009), la conclusión es similar al considerar el tamaño de la institución bancaria. El canal de crédito bancario opera de diferente manera, pues bancos más pequeños tienen una mayor probabilidad de racionar el crédito después de una subida de tasa de interés que los bancos más grandes, debido a las distintas condiciones bancarias que diferencian unos de otros.

Por último, Galindo y Steiner (2020) consideran que la efectividad de los canales de transmisión (tasa de interés y crédito bancario), depende directamente de qué tan exitoso es el impacto de la política monetaria sobre la liquidez de las instituciones financieras y el costo del crédito, que sucesivamente genera un impacto en la demanda de crédito, tal y como lo consideran Gómez y Morales (2006) también. De tal manera que, uno de los cuestionamientos más relevante sobre los canales de transmisión de política monetaria corresponde a cuál es el grado de traspaso verdadero de la política monetaria al mercado, es decir, cuánto y qué tan rápido un cambio en la tasa de política monetaria afectará a las tasas de mercado.

Ahora bien, es igualmente importante anotar que distintos factores tanto endógenos como exógenos a las entidades financieras, tales como comportamientos estratégicos de los

otros bancos, costos de transacción en el mercado y los ajustes a la tasa de política monetaria, pueden afectar la magnitud del traspaso y el tiempo que demora la tasa ser absorbida por las tasas de mercado. Incluso se plantea que criterios de selección adversa y fallas por información asimétrica podrían generar efectos opuestos a los deseados por el Banco Central (Galindo y Steiner, 2020).

Habiendo enfatizado la importancia de la política monetaria en la economía, así como la incidencia del canal de transmisión del crédito bancario, resulta necesario entrar en contexto sobre los estudios de duración conducidos con anterioridad. Para el caso colombiano, Carranza *et al.* (2021), Galindo-Steiner. (2020), Gómez *et al.* (2016) y Chavarro *et al.* (2015), han estimado dichos modelos de duración con diversos resultados que se detallan a continuación.

En el caso de Chavarro *et al.* (2015) y sucesivamente en Gómez *et al.* (2016), se incluyeron variables macroeconómicas y financieras en sus estimaciones. Se analizó el promedio ponderado mensual de tres clases de tasa de créditos (preferencial, ordinario, consumo) para el período comprendido entre 2006 y 2014. Estos estudios postulan que la relación existente entre la tasa de política y las tasas de interés de colocación es positiva y significativa, y se presenta una transmisión completa para las diferentes modalidades de crédito después de 8 meses aproximadamente. A pesar de esto, la transmisión difiere dependiendo la modalidad del crédito, los plazos de exigibilidad del crédito, la existencia de tasas límite y factores macroeconómicos. Se exhibe una mayor y más rápida transmisión a las tasas comerciales que a las ofrecidas a los hogares, siendo la transmisión a créditos

preferenciales más rápida y completa y sobre la cual se evidencian asimetrías en la transmisión entre la fase expansiva y contractiva de política monetaria.

Por otro lado, Galindo-Steiner (2020), empleando una metodología similar para sus datos que la de los anteriores autores pero acotando el estudio a tasa de interés ponderadas semanales entre mayo de 2002 a agosto de 2020, encontró que tanto en el caso de préstamos del sistema financiero general, como los pertenecientes al sistema bancario particularmente, el traspaso era completo. De tal forma que para el sistema financiero en su conjunto se mostró que, para las tasas de interés de depósitos, los cambio de entre 50% - 90% se absorbían entre 4 meses a un año, y que para tasa activas el ajuste era un poco más lento.

Es así que Galindo-Steiner (2020) encontró evidencia de asimetrías a largo plazo en el traspaso de las tasas de política por cada modalidad de crédito¹ (preferencial, ordinario y consumo). Entendiendo como 'asimetría' a que el traspaso es más rápido cuando las tasas de política se reducen que cuando se aumentan, lo que implica que la política monetaria puede ser más efectiva cuando es expansiva que cuando es contractiva. Adicionalmente, se encontró que las tasas de interés comerciales tienden a ajustarse más rápido que las tasas de consumo, puesto que una parte del ajuste de los préstamos comerciales se produce en los primeros 6 meses posteriores a un cambio en la tasa de política, pero por otro lado las tasas de consumo tardan más en converger.

¹ Se excluyó a la tasa de microcrédito y préstamos para vivienda debido a que no se evidenció una relación de largo plazo con la tasa de política.

Finalmente, Carranza *et al.* (2021) concluye con base en los resultados de Galindo-Steiner (2020) que la transmisión del 90% de un cambio de la tasa de política, “1) es casi completa en las tasas de captación y tarda aproximadamente 11 meses; 2) es completa en la tasa total de crédito y requiere alrededor de 17 meses, y 3) presenta un traspaso más rápido hacia las tasas de interés de créditos comerciales preferenciales (14 meses) y comerciales ordinarios (23 meses) frente a las tasas de interés de préstamos de consumo (34 meses)” (pg. 50)

3. Datos

Para estudiar el modelo de duración sobre la transmisión de la Tasa de Política Monetaria-TIP a la Tasa de Créditos Comerciales Ordinarios a Corto Plazo- TCO, se construyó una base de datos de las duraciones observadas en las semanas comprendidas entre el 03/05/02 y el 01/09/21, para aproximadamente entre 20 a 35 bancos comerciales en cada periodo. En este apartado se hará una revisión de los datos que fueron necesarios para realizar la construcción de la base.

3.1. Tasa de Política Monetaria-TIP

En primer lugar, como elemento referencial de la transmisión se procedió a acotar la serie de la Tasa de Política Monetaria-TIP de manera semanal, como se muestra en la Figura 3.1.a y 3.1.b, para posteriormente calcular los cambios de la siguiente manera:

$$\Delta TIP_t = TIP_t - TIP_{t-1}$$

Figura 3.1.a. Serie TIP Semanal

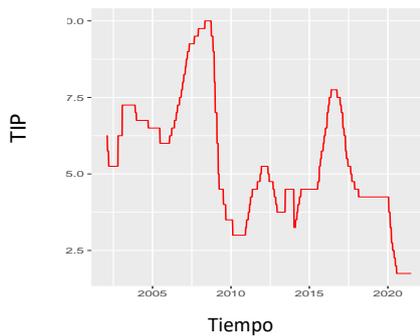
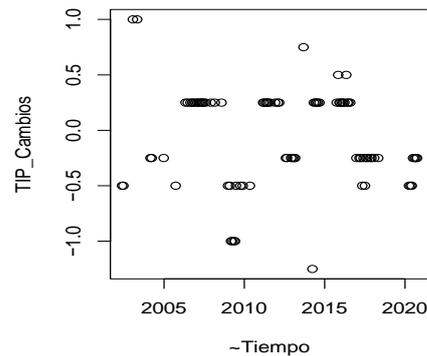


Figura 3.1.b. Cambios TIP

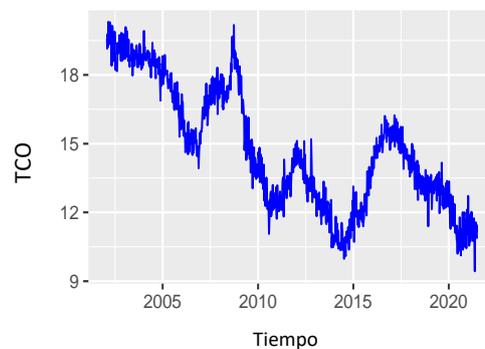


Nota: Serie de tiempo de la TIP y Gráfico de dispersión de los cambios en la TIP entre 03/05/02 y el 01/09/21. Elaboración propia. Los datos fueron tomados del Banco de la República, 2021.

3.2. Tasa de Créditos Comerciales Ordinarios a Corto Plazo- TCO

Los datos trabajados para estimar el modelo de duración provinieron de los repositorios del Banco de la República y de la Superintendencia Financiera de Colombia. Así, se tomaron las tasas de intervención de política monetaria y las **tasas de interés de créditos comerciales ordinarios a corto plazo (TCO)**² de aproximadamente 20 bancos comerciales³ con periodicidad semanal, comprendidas entre el periodo de mayo de 2002 y septiembre de 2021 (Figura 3.2.a).

Figura 3.2.a. Serie TCO semanal



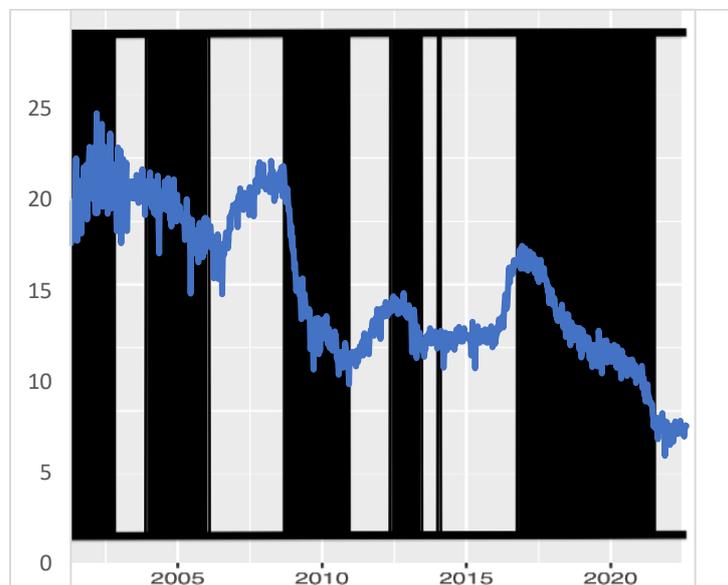
² Entiéndase créditos comerciales ordinarios de corto plazo como aquellos con plazos desde 31 a 365 días.

³ Se excluye Cooperativas financieras e Instituciones financieras públicas especiales.

Nota: Serie de tiempo del promedio de la TCO entre 03/05/02 y el 01/09/21. Elaboración propia. Los datos fueron tomados del Banco de la República, 2021.

Posteriormente se construyó la base de datos de las TCO, segmentándola de acuerdo con los períodos de EXPANSIÓN -periodos de bajada de TIP- y de CONTRACCIÓN -periodos de subida de TIP- como se muestra en la Figura 3.2.b.

Figura 3.2.b. Fases de política monetaria, en contraste con la serie de TCO promedio.



Nota: Fases Expansivas (F1=Negro) y Contractivas (F0=Gris). En la gráfica se referencia en las áreas en negro como las fases en las que se realizan bajas a la TIP, mientras que las áreas en gris corresponden a las fases donde se realizan subidas de tasas. La serie en azul corresponde al promedio de la TCO, en el plazo analizado. Elaboración propia.

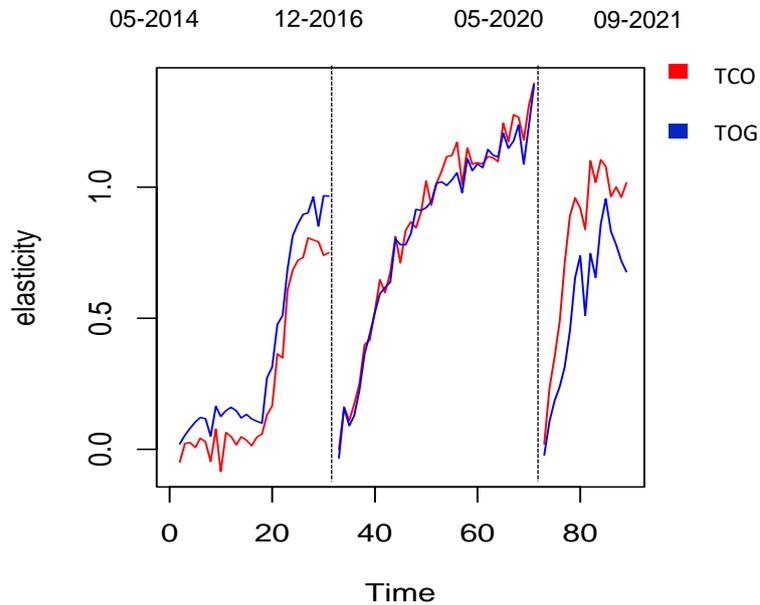
Ahora bien, es importante revelar la razón por la que se seleccionaron los **créditos comerciales ordinarios a corto plazo**. En primer lugar, como se evidenció en la revisión de literatura, estudios precedentes agregan o las distintas modalidades de crédito según su

vencimiento o exigibilidad. Es decir, estiman la duración para los créditos de consumo, ordinarios y preferencial, sin segmentar en cada uno de ellos para los distintos vencimientos de los créditos, sea corto plazo -créditos con vencimiento de 1 a 30 días y créditos con vencimiento de 31 a 365 días- o largo plazo -créditos con vencimientos superiores a 365 días. Esto conduce al cuestionamiento sobre si la transmisión en los créditos más líquidos (TCO) demora lo mismo, que la transmisión estimada por la literatura, que en general se sitúa entre los 4 a 8 meses de duración.

Por otro lado, aunque el crédito con mayor desembolso histórico es el crédito preferencial, el crédito de consumo ordinario es el inmediato superior como se muestra en el Anexo 1. Esto implica que es una de las modalidades más importante de crédito a analizar para Colombia, en razón al desembolso generado en la economía y considerando los objetivos de la política monetaria local. Específicamente, la categoría más emitida en esta modalidad de crédito es el crédito a corto plazo, con vencimientos de entre 31 a 365 días (Ver Anexo 2). Esto significa que aproximadamente el 10% de los montos históricos de los créditos emitidos en Colombia corresponden a créditos comerciales ordinarios a corto plazo-CCOCP.

Adicionalmente, se debe tener en cuenta que, como lo evidencia la Figura 3.2.c, las elasticidades para las TCO y las tasas de créditos ordinarios en general-TOG, tienden a ser similares en las dos primeras fases de estudio, pero distintas en la tercera fase comprendida entre abril de 2020 hasta septiembre de 2021. Esto pudiendo deberse al impacto del Covid-19 en los créditos de corto plazo- créditos exigibles de 31 a 365 días- los cuales son más líquidos.

Figura 3.2.c. Elasticidad frente a cambios en la TIP para las TCO y TOG entre 05/2014 y 09/2021.



Nota: El índice de sensibilidad o elasticidad corresponde al cambio acumulado de una tasa de mercado como proporción del cambio acumulado en la TIP para cada periodo de subida o bajada de la TIP. En este caso la primera fase corresponde al periodo contractivo entre 05-2014 y 12-2016, posteriormente, encontramos la fase expansiva entre 12-2016 y 04-2020 y la fase expansiva, en el escenario del Covid-19, entre 05-2020 y 09-2021. Por fines de facilidad, para este cálculo se emplearon TCO y TOG con periodicidad mensual. Elaboración propia.

Por último, al hacer una revisión de la estadística descriptiva de los datos, existen ciertas diferencias entre la serie que corresponde a la TCO semanal en contraste con la serie de las TOG mensual, como se muestra en la Tabla 3.2.d. Lo anterior, debido a que naturalmente la TOG agrupa todas las modalidades de crédito en razón a su vencimiento.

Tabla 3.2.d. Estadística descriptiva básica sobre la TIP, TCO y TOG en periodicidad semanal.

	<i>TIP</i>	<i>TOG</i>	<i>TCO</i>
Media	0,054	13,927	13,012
Desviación estándar	0,020	4,067	3,194
Mínimo	0,018	6,290	5,860
Máximo	0,100	22,850	20,560
Muestra	1010	1010	1010

Todo lo anterior, conduce a pensar que es importante considerar a la TCO como un tipo de crédito que debe ser estudiado por las implicaciones explicadas.

3.3. Duraciones observadas

Partiendo de lo anterior y con el fin de determinar correctamente la duración en la que efectivamente se transmite la TIP a la TCO teniendo en cuenta la naturaleza semanal de los datos, no se consideró oportuno tomar como tiempo límite para censurar la transmisión dentro del modelo de duración, el (t) que ha sugerido la literatura para los créditos ordinarios (entre 4-8 meses). Esto ya que, por la sensibilidad y la liquidez de la tasa, podrían generarse errores en la estimación (Carranza et al. 2021; Gómez et al. 2016 y Chavarro et al. 2015).

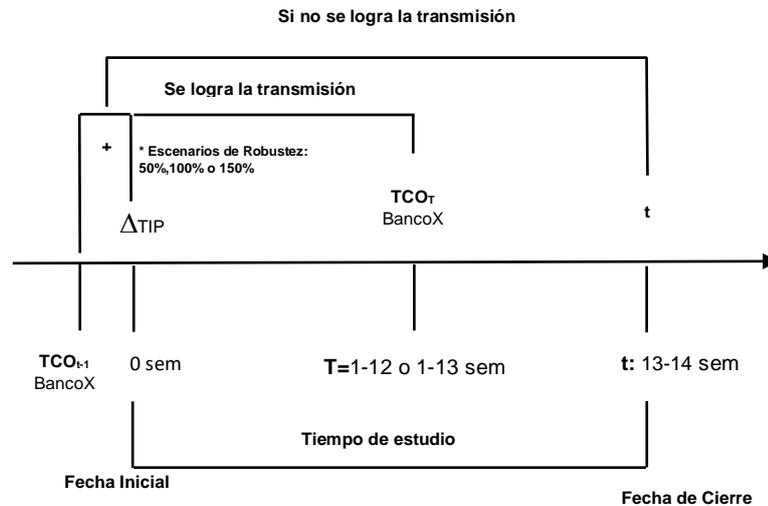
Por tal razón, se decidió tomar un intervalo de tiempo menor, con base en los cambios de la TIP. Es decir, para la acotación de los períodos de los cambios en la TIP, se escogieron

períodos en los que el cambio en la TIP permaneciera constante por 13-14 semanas. Esto debido a que, de no limitar la base, al estudiar los efectos en intervalos más pequeños (4 o 8 semanas) podría darse que fallasen pocos individuos antes de la censura, ya que la transmisión de la TIP a tasas de mercado en general no se da tan rápido en tal y como sugieren los estudios de Carranza *et al.* (2021), Galindo *et al.* (2020), Gómez *et al.* (2016) y Chavarro *et al.* (2015). Además, se podrían suscitar alteraciones por transmisiones rezagadas si los movimientos en la TIP son muy seguidos entre sí, como sucede en algunos momentos del tiempo. Mientras, si se escogiera un período límite mayor (24 a 48 semanas), se generaría el fenómeno opuesto, se espera que fallasen todos los individuos antes del tiempo de censura debido a las características de crédito.

Es por esto que bajo estas consideraciones, se construyeron 21 intervalos de entre 13 y 14 semanas con un promedio de aproximadamente 15 bancos que reportaron TCO en cada momento, de los cuales 10 intervalos corresponden a periodos correspondientes a la fase de contracción o subidas de tasa de interés y 11 intervalos a periodos a la fase expansión o subida de tasas de interés. Esto es posible ya que, en los modelos de duración (Figura 3.3.a), se permite tomar los datos del mismo banco en el tiempo como observaciones diferentes, de tal manera que las duraciones observadas (T)⁴ para una misma institución, son observaciones independientes entre las otras duraciones, como se explicará a detalle en el siguiente apartado.

⁴Obtenidas de contar las semanas desde que hubo un cambio en la TIP hasta que las TCO absorben dichos cambios al alza o a la baja.

Figura 3.3.a Esquema para estimar las Duraciones observadas en la transmisión de TIP a TCO



$$Fase\ expansiva = 1 ; T = Dur(DTIP * (Robustez) + TCOCPt - 1 \geq$$

$$TCOCPt) \begin{cases} Failure = 1 \\ Censored = 0 \end{cases} \quad (1)$$

$$Fase\ contractiva = 0 ; T = Dur(DTIP * (Robustez) + TCOCPt - 1 \leq$$

$$TCOCPt) \begin{cases} Failure = 1 \\ Censored = 0 \end{cases} \quad (2)$$

Nota: El presente esquema muestra el funcionamiento del esquema de duración usado para estimar las duraciones individuales de cada banco en cada periodo en específico.

Partimos de la tasa de interés del Banco antes del cambio de TIP (TCO_{t-1}) y se suma o se resta, dependiendo si el cambio es contractivo (+) o expansivo (-) para obtener el Cambio del TIP (ΔTIP) en el momento $t=0$ (semana cero). Posteriormente se compara con cada una de las tasas reportadas por el banco, tomando en cuenta los distintos escenarios de transmisión del 50%, 100% y 150%, hasta determinar el momento donde se transmitió la tasa (TCO_T). Es decir, el momento en el que la tasa TCO_T es mayor (\geq) en la etapa contractiva o menor (\leq)

en la etapa expansiva al $\Delta TIP * Robustez + TCO_{t-1}$, y contar las semanas en las que se demoró en transmitir acompañado con el indicador de transmisión 'Failure=1'. En caso contrario, si no hay transmisión y se llega al momento (t) límite planteado, se censura el individuo y se cuenta la duración como 13-14 semanas, acompañado del indicador de no transmisión 'Censored=0'. Elaboración propia.

3.4. Covariables

Los datos trabajados para estimar el modelo de duración incluyendo covariables también provinieron de los repositorios de la Superintendencia Financiera de Colombia. En este caso, se decidieron tomar tanto indicadores macroeconómicos como financieros para estimar los modelos de duración, dentro de las cuales se encuentran los siguientes:

- **Variables Macroeconómicas**

Con el fin de estimar el impacto que tiene la **Fase Expansiva TIP y Contractiva o periodo de subida de la TIP** en la duración, se incluyó una variable dummy de **Fase** como se muestra a continuación, siguiendo lo establecido por Carranza (2021):

$$Fase\ expansiva = 1 ; Fase\ Contractiva = 0$$

De la mano a la anterior covariable, se incluyó una variable numérica representativa del "ciclo económico", entendiendo este como el proceso secuencial que tiene la actividad económica en el que la producción tiende a moverse entre una serie de claras e identificables fases de forma periódica (Salamanca, 2009). Estas fases se conocen como fase expansiva y contractiva de la economía, de forma que ante una subida o variación positiva del PIB estaríamos frente a una fase expansiva y de lo contrario, en una fase contractiva.

Lo anterior entonces, contempla en la variable del **Tasa de Crecimiento del PIB Real**⁵. Como lo considera Gómez (2006), el trilema de la política monetaria establece que establecer un determinado nivel de tasa de interés es deseable para lograr objetivos domésticos relacionados con el ciclo económico, es decir, controlarlo y por lo tanto, los cambios en la TIP están directamente relacionados con movimientos en el PIB. Por tal razón, se pretende determinar si, sobre la duración de la transmisión de TIP a TCO, pesa o no el “ciclo económico”.

$$\Delta PIB = \left(\frac{PIB_t}{PIB_{t-1}} \right) - 1$$

- **Variables Financieras**

Como variables financieras se escogieron tres tipos de variables. En primer lugar, como variable de **Liquidez**, se decidió usar el indicador de **i) Razón Corriente**, como un proxy del indicador de liquidez usado por Gómez *et al.* (2016). Este indicador mide las posibilidades de una empresa para afrontar compromisos financieros en el corto plazo con los activos líquidos que posee.

$$\text{RazónCorriente}(RC) = \text{Activo corriente} / \text{Pasivo corriente}$$

Adicionalmente, siguiendo lo expuesto por Gómez & Kiefer (2006) existen tanto razones tanto teóricas como empíricas para considerar que la **Capitalización** es una variable vital para las instituciones financieras. Lo anterior, puesto que un aumento de la capitalización de un banco disminuye el riesgo de incumplimiento a una tasa decreciente. Con lo cual, el indicador de capitalización se tiene como:

⁵ **El Producto Interior Bruto (PIB) real** es “el PIB a precios constantes y se refiere al nivel de volumen del PIB. Las estimaciones del PIB a precios constantes se obtienen al expresar el valor de todos los bienes y servicios producidos en un año determinado, expresado en términos de un periodo base.” (OCDE s.f)

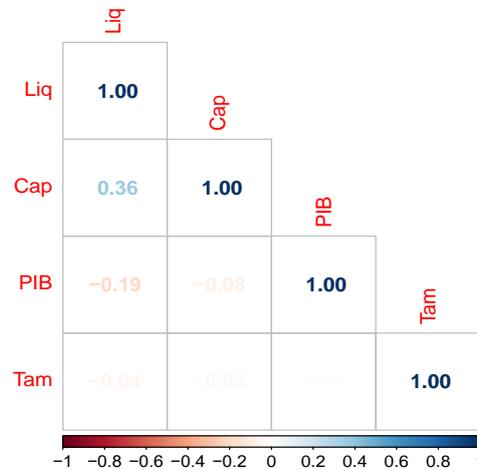
$$\text{Capitalización}(CAP) = \text{Patrimonio}/\text{Activo}$$

Por último, al igual que los dos documentos revisados anteriormente, la inclusión de **Tamaño** como variable basada en el mercado es una variable que, aunque para Gómez et al. (2016) no generó resultados concluyentes para créditos ordinarios sino para créditos preferenciales, se consideró relevante incluirla para determinar si sobre los créditos ordinarios a corto plazo, la conclusión es la misma.

Tabla 3.4.a. Resultados estadísticos sobre las covariables

<i>Índice</i>	<i>Percentiles</i>				
	<i>min</i>	<i>25%</i>	<i>50%</i>	<i>75%</i>	<i>max</i>
Variación PIB	-0,09	0,027	0,041	0,054	0,06
Liquidez	0	0,066	0,086	0,108	0,62
Capitalización	0	0,089	0,115	0,138	0,5
Tamaño	0	0,02	0,039	0,066	0,25

Figura 3.4.b. Prueba de multicolinealidad o de correlación lineal entre las covariables



Nota. El test de multicolinealidad determina si hay o no relación lineal entre las covariables. Esta comprobación es importante puesto que, de haber relación entre las variables independientes, pueden surgir grandes errores estándar para las estimaciones (Woolridge, 2009).

En caso de que no haya relación, se considera que los regresores son ortogonales y se estaría cumpliendo uno de los presupuestos de las regresiones lineales, evitando que se generen ruidos en la regresión. En este caso, al realizar una prueba sencilla de correlación para las covariables se obtuvieron los resultados de gráfico anterior, donde se destaca que no se evidencia correlación entre las variables explicativas ya que los coeficientes son cercanos a 0 y no llegan ni siquiera a 0,5 o -0,5 (correlación baja), tomando en cuenta que el coeficiente se mide entre -1 (correlación negativa perfecta) y 1 (correlación positiva perfecta).

4. Estimación y Metodología

4.1. Modelos de Duración

El presente trabajo busca emplear un modelo de duración, también llamado modelo de supervivencia, para determinar el tiempo que transcurre hasta que se transmiten los movimientos en la tasa de política monetaria a la Tasa de Crédito Comercial Ordinario de corto plazo.

La idea central de esta estimación estadística, según Kiefer (1988), se basa en la probabilidad condicional de que ocurra un evento; la probabilidad de que el evento suceda en un momento específico, dado que en el todo el tiempo anterior no sucedió. Para calcularla, el autor establece que se deben definir tres aspectos claves: el período donde inicia el estudio (origen⁶), la escala de tiempo y el evento⁷ a estudiar. Adicionalmente, se define a la variable dependiente como el tiempo ‘ T ’ transcurrido hasta que suceda el cambio de estado; esta es la *duración* del evento. Por ende, la base teórica del modelo, según señalan Cameron y Trivedi (2005), postula que la duración T es una variable continua no negativa y esta puede representarse por su función de densidad de probabilidad acumulada:

$$F(t) = P(T \leq t)$$

Que muestra la probabilidad de que el tiempo transcurrido T sea menor o igual que un período t particular. La función de supervivencia (*survival function*) por otro lado, es otra forma de ilustrar la duración. Es el complemento de la función de densidad acumulada y describe una función monótonica decreciente que está dada por:

⁶ Asimismo, se debe definir claramente el período en el que termina la observación de los individuos.

⁷ Dentro de la jerga estadística, este evento se conoce como el ‘fallo’. Sin embargo, el evento de interés puede especificarse de cualquier forma, sin necesidad de tener una connotación negativa.

$$S(t) = P(T > t)$$

O bien,

$$S(t) = 1 - F(t)$$

Esta por su parte representa la probabilidad de que la duración del evento sea más larga que el período t . Muestra la probabilidad de que el individuo ‘sobreviva’ al cambio de estado hasta ese momento.

De igual manera es importante conocer la función de probabilidad condicional que se tiene como:

$$P(t < T \leq t + \Delta t | T > t) = \frac{F(t + \Delta t) - F(t)}{S(t)}$$

Donde esta indica la probabilidad de que el evento se dé poco después del tiempo t (en el tiempo Δt), sabiendo que no se ha dado hasta el momento t , precisamente. Este concepto da pie a la aparición de la función de riesgo condicional (*hazard function*):

$$\lambda(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{F(t + \Delta t) - F(t)}{S(t)}$$

Que presenta la probabilidad de que el evento se dé instantáneamente⁸ después al período t . De otra forma, esta se puede entender como la ‘tasa’ a la que el sujeto cambia de estado, sabiendo que en el momento inmediatamente anterior no cambió (Kiefer, 1988). Con esto, entonces, la función de riesgo también puede representarse por:

⁸ De allí que se calcule el límite de $\Delta t \rightarrow 0$, pues la variación en el período debe ser muy pequeña considerando tiempo continuo.

$$\lambda(t) = -\frac{d \log S(t)}{dt}$$

Que ilustra más claramente el concepto de ‘tasa’ de riesgo, al plantearse como la derivada del logaritmo natural de la función de supervivencia respecto al tiempo con signo negativo, al ser la operación inversa de la supervivencia⁹ (Liu, 2012).

Por último, de la función de riesgo condicional se obtiene la función de riesgo acumulado:

$$\Lambda(t) = \int_0^t \lambda(s) ds$$

Esta función es de especial relevancia pues, en la práctica, su estimación es más interpretable que la estimación de la función de riesgo condicional $\lambda(t)$ ¹⁰.

Todo lo anterior entendiendo a la variable T como continua no negativa. Sin embargo, en ocasiones la variable T puede ser discreta por la forma en la que se recopilaron los datos o incluso por la naturaleza intrínseca de los mismos. Esto implica que el planteamiento inicial de las funciones anteriores debe ajustarse a tiempo discreto, pues el tiempo puede dividirse en $j = 1, 2, \dots, k$ períodos específicos de tiempo, donde cada intervalo es $(t, t + \Delta t)$. Es entonces que:

$$\lambda^d(t) = P[T = t_j | T \geq t_j]$$

⁹ Notar que todas las funciones planteadas están relacionadas entre sí, por lo que todas pueden plantearse en función de las otras. Por ejemplo, la función de supervivencia puede plantearse como el exponencial de la integración de todas las tasas de riesgo hasta el período t , etcétera. (Véase Liu, 2012).

¹⁰ Véase Kiefer (1988).

Pues ahora existen j momentos donde puede darse el evento y el supra índice ‘ d ’ hace referencia a ‘discreto’. Partiendo de la función de riesgo condicional discreta anterior, se obtiene:

$$S^d(t) = P[T \geq t] = \prod_{j|t_j \geq t} (1 - \lambda_j)$$

Lo que significa que la probabilidad de sobrevivir en el momento t_2 ($P[T > t_2]$), es igual a la probabilidad de haber sobrevivido en el período t_1 multiplicada por la probabilidad por haber sobrevivido en el período t_2 , condicional a que el evento se dé justo antes del período t_2 exactamente (Cameron y Trivedi, 2005). Según lo planteado por Liu (2012), si Δt representa una diferencia de una semana, un mes u otra unidad de tiempo no infinitesimal, entonces la función de supervivencia es decreciente en cada intervalo j , por lo que $S^d(t) < S(t)$.

Finalmente, se debe tomar en cuenta que, a lo largo del período de estudio, es usual no poder registrar las duraciones para todos los individuos por diversos motivos. A esto se le llama ‘censura’ de los datos y surge, en primer lugar, dado que el período de seguimiento a los individuos tiene un momento de inicio y un momento final establecidos. De acuerdo con lo expuesto por Elandt-Johnson y Johnson (1999), esto se puede entender como:

$$S(t | j < T \leq k) = \begin{cases} 1 & t \leq j \\ S(t) & j < t \leq k \\ 0 & t > k \end{cases}$$

Donde j es el período de origen y k el final del período de observación. Así, solo es posible conocer la función de supervivencia para todas las duraciones T dentro de dicho período. Si el evento se da antes de iniciar el estudio se dice que existe censura por izquierda, y si el evento se da después de terminar el estudio, se dice que existe censura por derecha (Elandt-Johnson y Johnson, 1999) que es el tipo de censura más frecuente. Esto ya que, además de que la función de supervivencia está *truncada* por el período de estudio, la censura puede darse dentro del período de estudio mismo si se pierden observaciones por falta de seguimiento a los individuos.

4.2. Estimación no paramétrica

Racine (2008) señala que, en sentido general, las estimaciones no paramétricas se refieren a métodos estadísticos que no se basan en los supuestos tradicionales de normalidad y no requieren especificaciones sobre las formas funcionales que adoptan los datos. En el contexto del análisis de supervivencia, la estimación no paramétrica cobra gran relevancia pues no distorsiona las funciones de riesgo ni supervivencia.

Para este propósito, el estimador de Kaplan-Meier es el más utilizado en análisis de duración. Este se define como un estimador de ‘producto límite’. Según Greene (2002), este asume que las duraciones T observadas se ordenan de forma ascendente para todos los individuos y que inicialmente no existen censuras en los datos. Cameron y Trivedi (2005) afirman que dichas duraciones T son discretas, entonces la función de riesgo condicional estimada resulta en:

$$\hat{\lambda}(t) = \frac{d_j}{r_j}$$

Donde d_j representa los fallos en el momento t_j y r_j son todos los datos de duraciones observadas en ese momento¹¹ (total de fallos y censuras). Así, el estimador de Kaplan-Meier es el análogo de la función anterior que plantea plantea:

$$\hat{S}(t) = \prod_{j_i \leq j} [1 - \hat{\lambda}_j] = \prod_{j | t_j \leq t} \frac{r_j - d_j}{r_j}$$

Que describe una función decreciente a trozos. Finalmente, el estimador para la función de riesgo acumulado es el estimador de Nelson-Alen que plantea:

$$\hat{\Lambda}(t) = \sum_{j | t \leq t} \hat{\lambda}_j = \sum_{j | t_j \leq t} \frac{d_j}{r_j}$$

4.2.1. Prueba de igualdad de funciones de supervivencia

Es común que en este tipo de estudios se quiera comparar las tasas de supervivencia de varios grupos. Esto se puede realizar empleando pruebas estadísticas, y entre ellas, la de *log-rank* que parte de la premisa de, que si las funciones de supervivencia de cada grupo fueran iguales, las muertes en cada período deberían repartirse equitativamente entre cada uno de ellos (Gad y Rousseaux, 2002). Según menciona Liu (2012), esta prueba adopta una X^2 con un grado de libertad, y puede realizarse tomando estimaciones no paramétricas y datos censurados. Esta prueba está definida de manera que:

$$H_0: S(1) = S(2)$$

¹¹ Este estimador de riesgo asume que todos los fallos se dieron simultáneamente en cada período j .

Donde 1 y 2 representan dos grupos diferentes en el análisis. Es suficiente con que las supervivencias en un intervalo de tiempo sean distintas en ambos grupos, para rechazar la hipótesis nula.

4.2.2. Función de Riesgo Condicional Suavizada

Dado que la función de riesgo condicional acumulada estimada se calcula mediante la sumatoria de la división de los eventos favorables sobre el total de eventos, esta describe una función discontinua que no es interpretable como una ‘tasa de riesgo’¹² en sí misma. Adicionalmente, Klein y Moeschberger (2003) estipulan que, si bien la pendiente del estimador de Nelson-Alen presenta una aproximación a la tasa de riesgo, esta no es la correcta dada la naturaleza de la función de riesgo estimada que presenta saltos abruptos en cada período. Con esto, se debe ‘suavizar’ dicha función empleando métodos estadísticos para poder interpretar adecuadamente la tasa de riesgo.

El método de suavización de kernel se basa en la estimación de Nelson-Alen y en su varianza, de tal forma que considera que:

$$\Delta\widehat{\Lambda}(t_j) = \widehat{\Lambda}_j - \widehat{\Lambda}_{j-1}$$

Y

$$\Delta\widehat{V}[\widehat{\Lambda}(t_j)] = \widehat{V}[\widehat{\Lambda}(t_j)] - \widehat{V}[\widehat{\Lambda}(t_{j-1})]$$

Representan la magnitud de los saltos en la función de riesgo estimada, así como en su varianza. El estimador suavizado de kernel, entonces, es un promedio ponderado de las

¹² La tasa de riesgo, en realidad, es la derivada de la función de riesgo, y se espera que esta describa transiciones suavizadas.

estimaciones que hace la función de riesgo estimada dividido entre los eventos cercanos al período t , donde dicha cercanía está determinada por el ancho del intervalo de estudio llamado b . De esta manera, se incluye en la estimación ponderada a todos los eventos en el intervalo $[t - b; t + b]$ (Klein y Moeschberger, 2003). Los pesos de cada evento dependen de la función kernel empleada, donde la función Epanechnikov ha sido frecuentemente utilizada, por lo que también se adoptará en este estudio. Esta está dada por:

$$K(x) = 0.75(1 - x^2) \quad \text{con } -1 \leq x \leq 1$$

Y consecuentemente, el estimador de la función suavizada con kernel, es:

$$\hat{\Lambda}(t) = \frac{1}{b} \sum_{j=1}^D K\left(\frac{t - t_j}{b}\right) \Delta\hat{\Lambda}(t_j)$$

Donde D representa el número total de fallos en cada período. Así, con la inclusión de la función kernel-Epanechnikov, se pondera más a los eventos del intervalo $[t - b; t + b]$ que están más cercanos al período intervalo t que a los eventos más alejados. Esto resulta ventajoso, pues como señala Ling (2003), mediante la utilización de un ancho b u otro se decide el nivel de influencia que se asigna a las observaciones más remotas, con base en la estimación original.

4.3. Modelo de Riesgos Proporcionales

En el contexto de los análisis de duración, resulta relevante analizar variables adicionales que puedan incidir en las duraciones de un evento. No obstante, el uso tradicional de regresiones es inadecuado en el análisis de supervivencia, ya que sus coeficientes carecen de interpretaciones directas en estos modelos (Gómez y Kiefer, 2009).

Así surge la modelación de los ‘riesgos proporcionales’ que plantea la función de riesgo como:

$$\lambda(t, x, \beta, \lambda_0) = \phi(x, \beta)\lambda_0(t)$$

Donde intervalo λ_0 es la función de ‘riesgo base’ que únicamente depende de tiempo y no tiene una distribución asociada, y a su vez la función ϕ que incluye el vector de x y su respectivo vector de coeficientes β . Gómez y Kiefer (2009) asimismo señalan que la forma de la función ϕ es:

$$\phi = \exp(x'\beta)$$

Con lo cual,

$$\lambda(t, x, \beta, \lambda_0) = \exp(x'\beta) \lambda_0(t)$$

$$\frac{\lambda(t, x, \beta, \lambda_0)}{\lambda_0(t)} = \exp(x'\beta)$$

$$\log\left(\frac{\lambda(t, x, \beta, \lambda_0)}{\lambda_0(t)}\right) = x'\beta$$

Lo que desemboca en la fórmula $x'\beta$ que es la que presentan las regresiones lineales tradicionales para estimar coeficientes (Klein y Moeschberger, 2003). Este modelo se denomina de ‘riesgos proporcionales’, ya que debido la forma en la que está determinada la función ϕ que no depende del tiempo, variaciones entre un vector de covariables y otro resultan en un número escalar constante.

4.3.1. Estimación paramétrica con Weibull

Las estimaciones paramétricas difieren de las no paramétricas en que las primeras asumen una distribución preestablecida para las duraciones T y por tanto, se rigen por

supuestos. La distribución de Weibull es una de las distribuciones más comunes a emplear en los análisis de supervivencia, junto con la exponencial y la distribución Gompertz, entre otras.

En sentido general, esta distribución puede entenderse como una adaptación de la distribución exponencial, porque le añade un parámetro de ‘forma’¹³ a esta función para dotarle de flexibilidad y así poder ajustarse a más conjuntos de datos (Cruver, 2008). Esto se puede ilustrar con su función de distribución acumulada:

$$F(t) = 1 - \exp(-\theta t^\gamma) \quad t > 0$$

Y sus respectivas funciones de supervivencia y riesgo condicional:

$$S(t) = \exp(-\gamma t^\alpha)$$

$$\lambda(t) = \gamma \alpha t^{\alpha-1}$$

Donde $\alpha < 1$, $\alpha = 0$ o $\alpha > 1$ y este valor determina si la dependencia de la función de riesgo es positiva o negativa; notar que cuando el parámetro $\alpha = 1$, esta función de riesgo se vuelve la de una distribución exponencial. Dado que esta distribución podría entenderse como parte de la familia de distribuciones de riesgos proporcionales, la función de riesgo se puede plantear de la siguiente forma:

$$\lambda(t) = \gamma \cdot \alpha t^{\alpha-1}$$

Donde $\gamma(x)$ es la función del vector de covariables de riesgo base con una distribución Weibull establecida, y $\alpha(t)$ es función del tiempo (Cameron y Trivedi, 2005).

¹³ Parámetro que determina la forma que tiene la distribución (curtosis, dependencia) de los datos.

4.3.2. Estimación semi paramétrica de Cox

El modelo de riesgos proporcionales planteado por Cox en 1972 se basa en la ecuación de la función de riesgo proporcional del apartado 4.2, pero con la diferencia de que la función de riesgo base no presenta una distribución preestablecida, sino que esta es considerada arbitraria y representa la heterogeneidad de cada muestra (de allí su denominación ‘semi paramétrico’). Este modelo se considera como de riesgo ‘proporcional’, puesto que si existen dos vectores de covariables x y x^* , entonces:

$$\frac{\lambda(t, x, \beta, \lambda_0)}{\lambda(t, x^*, \beta, \lambda_0)} = \frac{\exp(x' \beta) \lambda_0(t)}{\exp(x^* \beta) \lambda_0(t)} = \exp[\beta(x - x^*)]$$

Siendo el resultado anterior, una constante denominada ‘riesgo relativo’ o *hazard ratio* e indica el efecto que tiene cambios en el vector de covariables (x^*) en la probabilidad de fallar. Como este ‘efecto’ es una constante, es multiplicativo del riesgo relativo.

De acuerdo con Greene (2002), la modelación de Cox emplea un algoritmo de máxima verosimilitud, pero para una función de verosimilitud parcial, puesto permite la estimación del parámetro β sin requerir la estimación de $\lambda_0(t)$. Así, se tienen j_1, j_2, \dots, j_k intervalos de tiempo distintos para una muestra de N observaciones, donde cada R_k es un ‘grupo de riesgo’ en el tiempo j_k , que denotan el número de individuos que ha sobrevivido hasta ese período y cuyas duraciones son mínimo T_k . Esto es:

$$T_i \geq j_k \quad \text{para todo } i: 1, \dots, K$$

Con lo anterior, el estimador de riesgos proporcionales de Cox especifica que la probabilidad de que un individuo falle en el momento j_k , condicionada a que únicamente un individuo falla en este período, es igual a:

$$P[ti = j_k | R_k] = \frac{e^{\beta' x_i}}{\sum_{s \in R_k} e^{\beta' x_s}}$$

Con lo que la condición permite ignorar la estimación de riesgo base¹⁴.

4.3.2.1. Tratamiento de empates en la estimación de Cox

Como se estipuló en el apartado anterior, el estimador de Cox hace una comparación de los individuos que fallan contra los individuos que permanecen en riesgo para cada período j . Puesto que esta regresión asume tiempo continuo no deberían existir empates en las duraciones de los individuos, no obstante, usualmente la manera de recolección de datos se da en momentos específicos, lo que puede ocasionar que varios individuos registren el evento en el mismo período j . Si dos eventos suceden al mismo tiempo, se dificulta el cálculo del grupo de riesgo para el segundo evento pues no se puede determinar con exactitud el orden de los fallos. Esto puede provocar sesgos en los resultados, por lo que es necesario corregir dichos empates.

Pese a que la literatura indica que existen diversos métodos de corrección¹⁵, el método seleccionado depende de la naturaleza de los datos. Si el tiempo es discreto, el método adecuado de corrección a emplear es el de verosimilitud parcial exacta, que modifica la verosimilitud y hace que la probabilidad condicional se calcule tomando todos los fallos en el período y considerando que estos ya no hacen parte del grupo de riesgo.

¹⁴ Véase (Green, 2002)

¹⁵ Véase Breslow (1974) y Efron (1977)

4.4. Consideraciones sobre el análisis de post-estimación

El análisis de post estimación hace referencia a las comprobaciones que se realizan posteriormente a una estudio estadístico, para valorar si el modelo seleccionado se ajusta adecuadamente a los datos a estudiar. En el contexto del análisis de supervivencia, existen diversas pruebas estadísticas y evaluaciones gráficas que permiten determinar si la distribución escogida es la adecuada (modelo paramétrico), o bien, si el modelo semi paramétrico se ajusta apropiadamente. Estas consideraciones son importantes pues sus resultados sientan las bases para elaborar las inferencias y conclusiones válidas.

4.4.1. Prueba de ajuste de residuales de Cox-Snell

La prueba de residuales de Cox-Snell se emplea para determinar el ajuste general de la distribución del modelo a los datos (Ansin, 2015), en vista de que no se pueden evaluar residuales lineales. Dichos residuales en el modelo de supervivencia están determinados por:

$$rc_i = \hat{\lambda}(t_i) = -\log(\hat{S}(t_i))$$

Para las observaciones no censuradas. Si el modelo se ajusta correctamente a los datos, rc_i describe una distribución exponencial estándar (i.e $\exp(1)$), con lo que el valor esperado de los residuales debe ser igual a uno. Análogamente, para muestra de datos censurados se tiene:

$$rc_i = \hat{\lambda}(t_i^*) = -\log(\hat{S}(t_i^*))$$

Ocasionando que el residual sea menor para las observaciones censuradas, que para las observaciones donde sí se dio el evento, por lo que ambos residuales no serían

comparables. Por tanto, Ansin (2015) señala que las correcciones necesarias para que los residuales de ambos grupos sean comparables se da de la siguiente forma:

$$r'c_i = \begin{cases} rc_i & \text{observaciones no censuradas} \\ rc_i + 1 & \text{observaciones censuradas} \end{cases}$$

Con lo cual, se le adiciona la media al residual censurado. Ahora, considerando que la distribución de $rc_i \sim \exp(1)$, entonces:

$$f(rc) = e^{-rc} = S(rc)$$

Y así,

$$\lambda(rc) = -\log S(rc) = rc$$

Por lo que al graficar esta ecuación de riesgo para los residuales, tendrán la forma de una línea de 45 grados con pendiente 1 e intercepto 0 (Ansin, 2015). La evaluación, entonces, consiste en calcular un estimador ‘empírico’ de la función de riesgo acumulado (Nelson-Alen) o de la función de supervivencia (Kaplan-Meier) y graficarlos, tomando a los residuales de Cox-Snell como la variable de tiempo. Así, mientras más se aproxime el modelo a la línea de 45 grados, existe mejor ajuste.

Lo anterior, asumiendo un modelo sin covariables. Para considerar covariables, Aislin (2015) señala que los residuales son:

$$rc_i = -\log \hat{S}(t_i | X) = \hat{\lambda}(t_i | X)$$

Y el análisis gráfico se da de la misma manera.

4.4.2. Concordancia

El índice de concordancia mide la capacidad que tiene el modelo para hacer predicciones. Existen diversos índices que miden la concordancia, sin embargo, el índice 'C' de Harrell et al. (1982) es el más frecuentemente utilizado, este presenta dificultades para tratar datos censurados. Es por esto que Gönen y Heller (2005) plantearon una variación del índice de concordancia que no depende directamente de tiempo y es insesgado, entonces es apropiado para observaciones censuradas.

Por ende, el índice de concordancia K de Gönen y Heller plantea que:

$$K_N(\hat{\beta}) = \frac{2}{N(N-1)} \sum_{i>j} \sum \left\{ \frac{I(\Delta x_{ij}\hat{\beta} \leq 0)}{1 + \exp(\Delta x_{ji}\hat{\beta})} + \frac{I(\Delta x_{ij}\hat{\beta} < 0)}{1 + \exp(\Delta x_{ij}\hat{\beta})} \right\}$$

Donde la función $I(\cdot)$ es un indicador, Δx_{ij} es $x_i - x_j$ y $\hat{\beta}$ es el parámetro de covariables estimado por la regresión de Cox. Sin embargo, este índice presenta una función no suavizada, lo que dificulta su análisis. Por ello, el índice suavizado se plantea como:

$$\tilde{K}_N(\hat{\beta}) = \frac{2}{N(N-1)} \sum_{i>j} \sum \left\{ \frac{\varphi\left(-\frac{\hat{\beta}^T x_{ij}}{h}\right)}{1 + \exp(\hat{\beta}^T x_{ji})} + \frac{\varphi\left(-\frac{\hat{\beta}^T x_{ij}}{h} < 0\right)}{1 + \exp(\Delta x_{ij}\hat{\beta})} \right\}$$

Donde h es un parámetro escalar que define el ancho del intervalo (para suavizar las observaciones) por lo que tiende a cero cuando N crece. Asimismo, la función φ es una función de distribución local.

La interpretación de este índice establece que valores inferiores a 0.5 reflejan un modelo pobre, valores del 0.5 no resultan tan concluyentes y valores cercanos a 1 reflejan un modelo bastante adecuado.

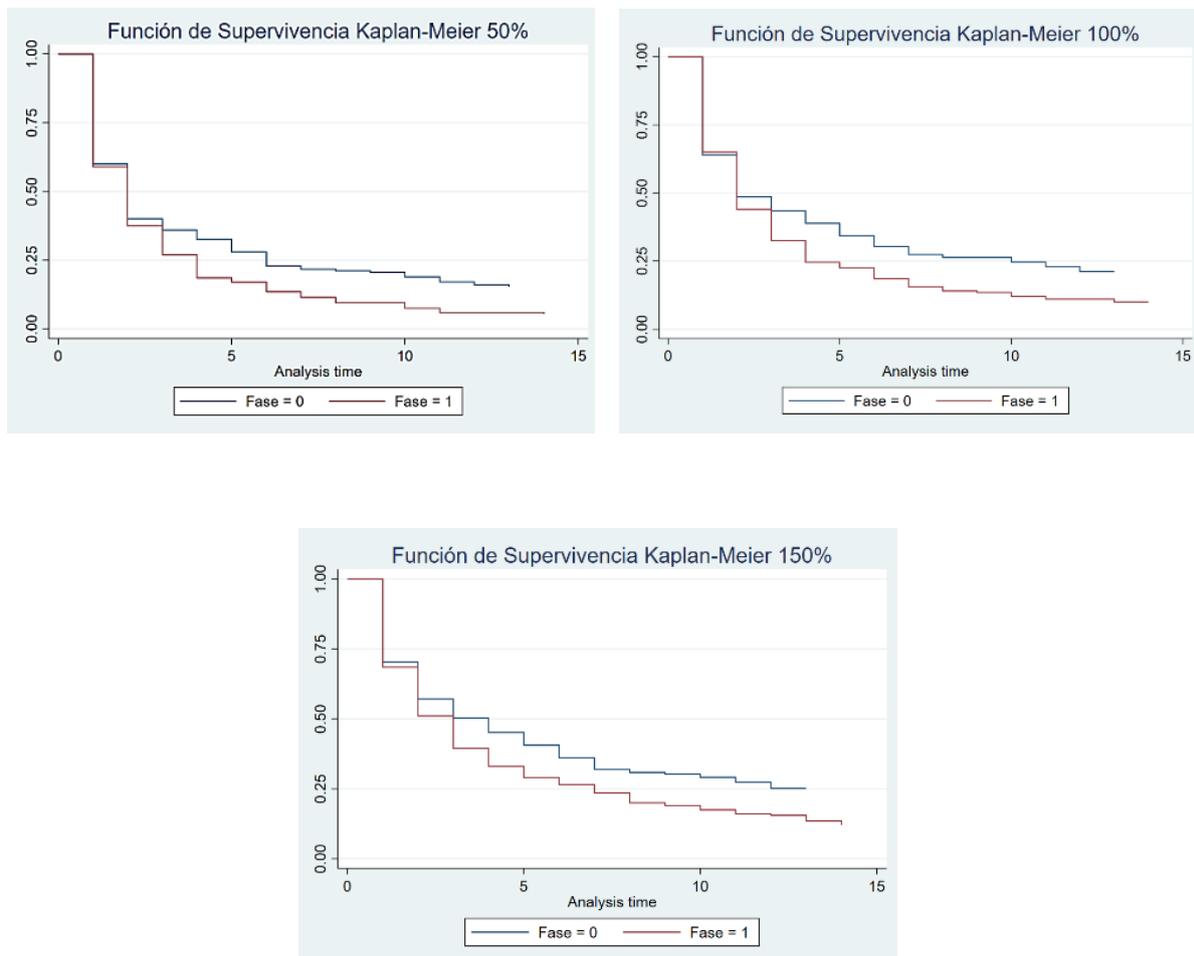
5. Detalle de Resultados

Las estimaciones a continuación se llevaron a cabo considerando datos con frecuencia semanal para 21 períodos específicos desde 2002 hasta 2021. Esto resultó en un total de 375 observaciones evaluadas en tres escenarios de transmisión para efectos de robustez: transmisión del 50%, del 100% y del 150%, respecto a los puntos básicos en los que la tasa de intervención se movió en los períodos de observación. Con esto se obtuvieron resultados para un escenario de transmisión incompleta, de transmisión completa y de sobre transmisión. Cabe asimismo resaltar que esta base de datos presenta en ocasiones censura por derecha debido a la no transmisión de cambios de TIP durante el período de observación.

5.1. Estimación no paramétrica de Kaplan-Meier

Los resultados obtenidos de esta estimación preliminar para los tres escenarios de estudio se encuentran en el Anexo 3. En general, estos muestran que la mayoría de los cambios de estado suceden en las primeras semanas en ambas fases, pues de las gráficas se puede abstraer que el 50% de la muestra transmite los cambios antes de las primeras cinco semanas. Por otro lado, la comparación entre fases permite observar que, en períodos de expansión monetaria, la ocurrencia de la transmisión es mayor que en períodos de contracción monetaria tomando una misma semana como referencia para la comparación (i.e semana 1, 2 y 3). La Figura 5.1. continuación ilustra la estimación de las funciones de supervivencia donde se puede observar lo anterior.

Figura 5.1. Modelación no paramétrica mediante el estimador de Kaplan-Meier para los escenarios del 50%, 100% y 150% de transmisión de los cambios en la TIP a las TCO, mostradas consecutivamente. La variable categórica de ‘Fase’ toma el valor de 1 si esta fue expansiva y 0 si fue contractiva.



La distinción de las funciones de supervivencia por fase monetaria es necesaria, entonces, para determinar si existen asimetrías en las duraciones de transmisión de movimientos de tasas de interés cuando existe un aumento, versus cuando existe una disminución en las mismas. Gráficamente se puede inferir que existe una diferencia en las funciones de supervivencia de cada fase, en tanto aumenta el umbral de referencia para medir transmisión de tasas de interés.

5.1.1. Prueba estadística de log-rank

Para comprobar la existencia de la diferencia entre funciones de supervivencia formalmente, se realizó la prueba estadística de *log-rank*. La Tabla 5.1.1 muestra los resultados resumidos de la prueba para los tres escenarios.

Tabla 5.1.1. Prueba de log-rank para igualdad de funciones de supervivencia. (Ver Anexo 4)

H₀: Las supervivencias son estadísticamente iguales en ambos grupos

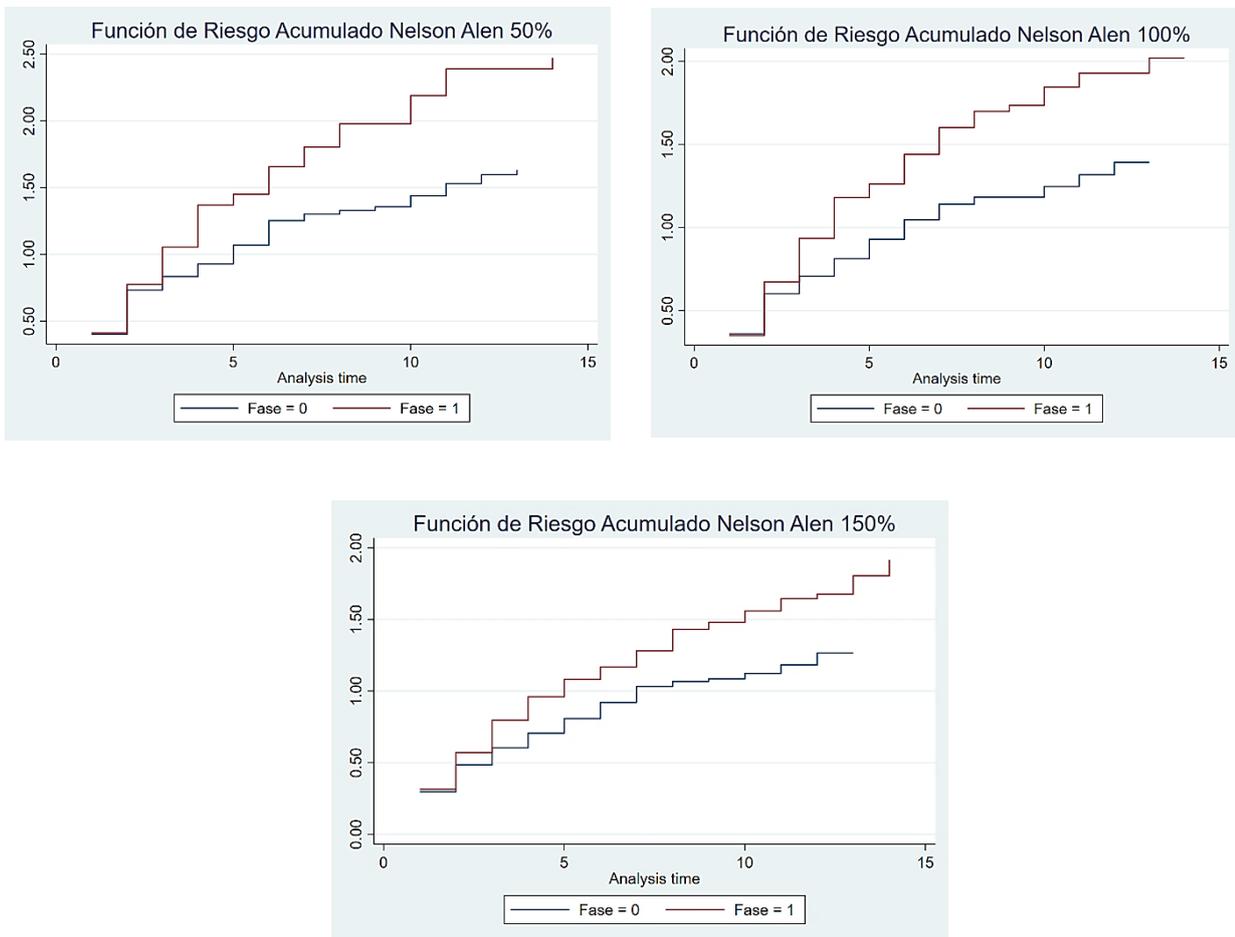
<i>Escenario</i>	<i>X²</i>	<i>P-Value</i>	
50%	6.94	0.0084	
100%	7.22	0.0072	
150%	6.93	0.0085	

Efectivamente, se puede concluir que, a cualquier nivel de significancia, las estimaciones de las supervivencias sí difieren estadísticamente por fase en los tres casos de estudio. Con esto se procedió a hacer el resto de las estimaciones para cada escenario planteado, analizando por separado cada fase monetaria. Cabe resaltar, sin embargo, que esta prueba es exploratoria pues se hace tomando en cuenta un modelo no paramétrico, aunque su resultado es útil ya que ayuda a esclarecer el contexto del posterior análisis y los próximos resultados.

5.1.2. Estimación de la Función de Riesgo Suavizada

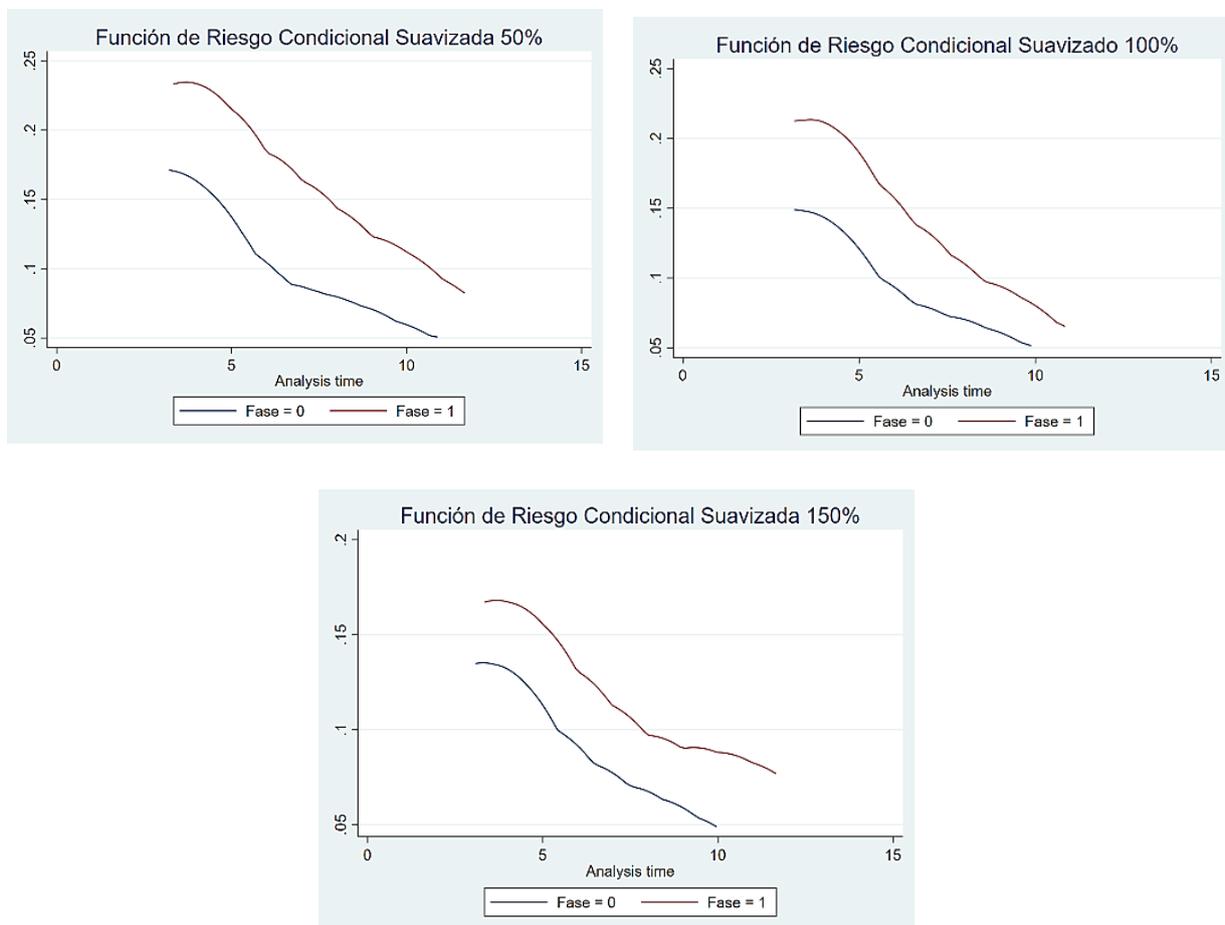
Inicialmente, para estimar la función de riesgo acumulado no paramétricamente se empleó el estimador de Nelson-Alen. La Figura 5.1.2.a muestra los resultados para los tres escenarios de estudio.

Figura 5.1.2.a Estimación de la función de riesgo acumulado por Nelson Alen para el 50%, 100% y 150% de transmisión presentadas consecutivamente, haciendo una distinción gráfica por fase monetaria.



Como se puede observar, las gráficas demuestran el problema referido en el apartado 4.2.2 sobre los saltos en cada período t y la dificultad en la interpretación que esto supone. Por lo tanto, se procedió a estimar la función de riesgo suavizada por el método kernel-Epanechnikov. A continuación, la figura 5.1.2.b. muestra los resultados de dichas funciones suavizadas para los tres escenarios de transmisión.

Figura 5.1.2.b. Estimación de la función de riesgo condicional suavizada para los tres escenarios planteados, haciendo nuevamente la distinción por fase monetaria.



Como se observa en los tres escenarios de transmisión, tanto para la fase contractiva como expansiva, los datos presentan una forma de distribución de riesgo condicional similar a la de una función Weibull con dependencia negativa. Con este análisis visual, se puede

adoptar preliminarmente dicha distribución para realizar la estimación paramétrica de las duraciones al incluir variables¹⁶.

5.2. Estimación paramétrica con Weibull

Considerando el anterior análisis visual, se procedió a realizar la estimación con la función Weibull incluyendo cuatro covariables que no varían en el tiempo: crecimiento económico en el PIB real, tamaño, capitalización y liquidez. Los resultados arrojados para la estimación de Weibull para los períodos expansivos y contractivos por separado se encuentran resumidos en las Tablas 5.2.a y 5.2.c, respectivamente.

Tabla 5.2.a Coeficientes y P-Values para el 50%, 100% y 150% de transmisión en fase expansiva (Ver Anexo 5).

	<i>Fase Expansiva</i>					
	50%		100%		150%	
	<i>Coeficientes</i>	<i>P-Value</i>	<i>Coeficientes</i>	<i>P-Value</i>	<i>Coeficientes</i>	<i>P-Value</i>
<i>%Crecimiento PIB</i>	-2.710722	0.156	-2.217946	0.234	-3.575085	0.055
<i>Liquidez</i>	-1.155303	0.435	-0.154946	0.919	0.3151092	0.838
<i>Capitalización</i>	0.315621	0.832	-0.967620	0.539	-0.526693	0.741
<i>Tamaño</i>	-0.981132	0.944	-0.378189	0.786	0.2549113	0.856
<i>cons (bhazard)</i>	-1.159675	0.000	-1.208990	0.000	-1.470950	0.000
<i>/ln p</i>	0.043891	0.408	-0.027956	0.62	-0.440533	0.454
<i>p</i>	1.044868	-	0.972431	-	0.956903	-
<i>1/p</i>	0.957059	-	1.028350	-	1.045038	-

Con base en los datos, se puede ver que en lo que respecta al período expansivo para los tres escenarios, de acuerdo con los p-values que se exhiben, las covariables incluidas no son significativas considerando un nivel de significancia de $\alpha = 5\%$ en este análisis. En

¹⁶ Véase (Kiefer, 1988)

contraste, el parámetro de forma α referido como ' $\ln(p)$ ' en la tabla, sí es significativo en todos los casos y presenta signo negativo, a excepción del escenario del 50% de transmisión. En la figura 5.2.b se presentan gráficamente los resultados de esta estimación para los tres escenarios.

Figura 5.2.b Estimación de la función de riesgo mediante Weibull, con parametrización de riesgos proporcionales para la fase Expansiva y los escenarios de 50%, 100% y 150% de transmisión, respectivamente.

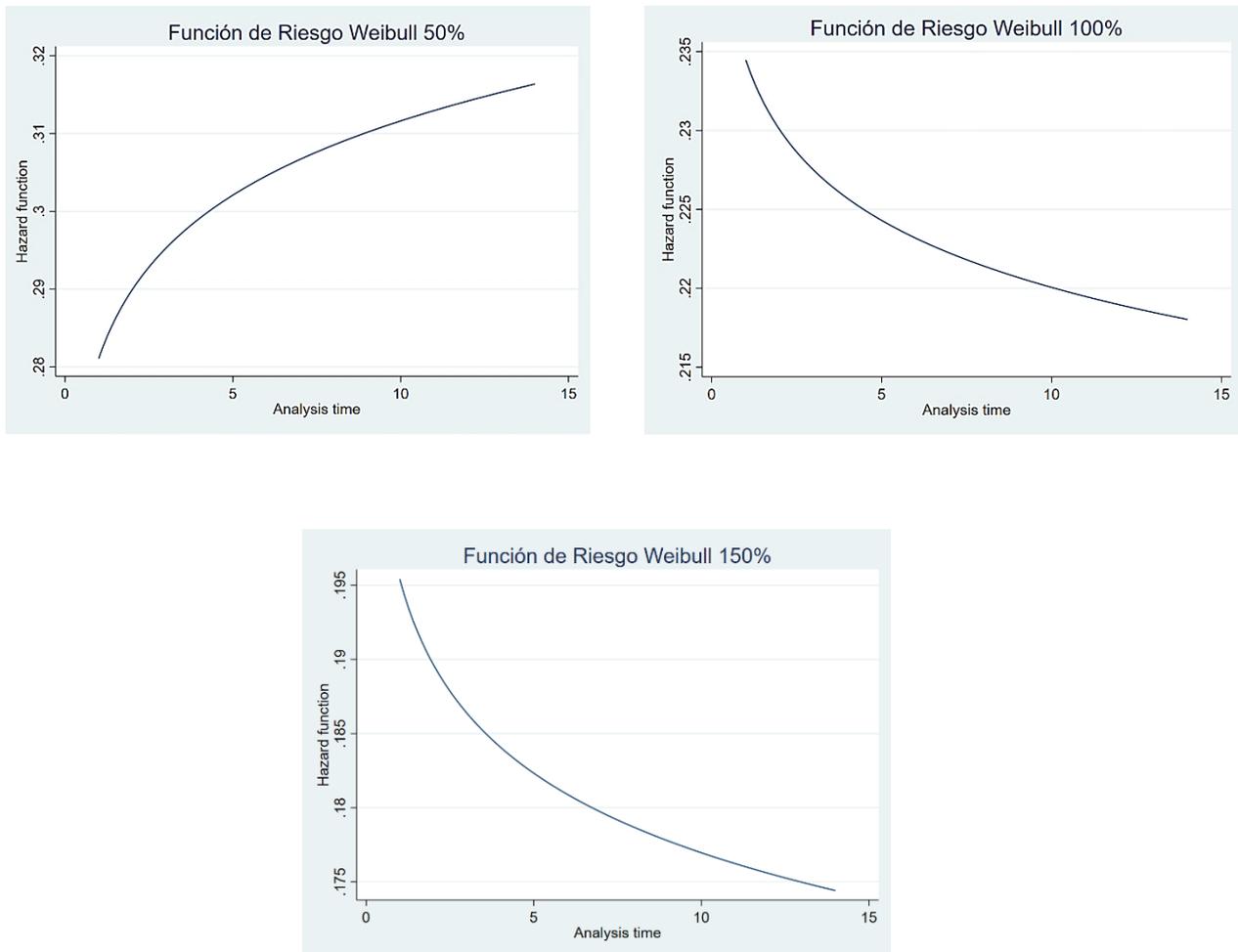
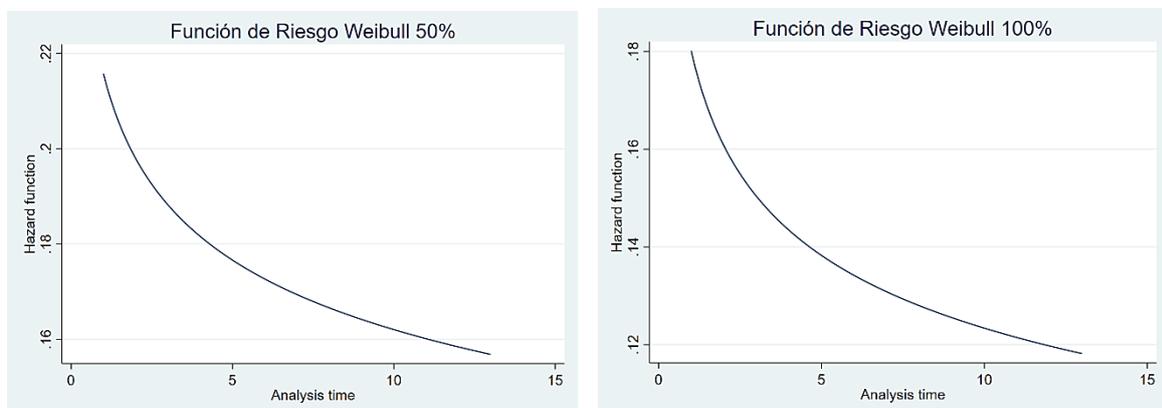


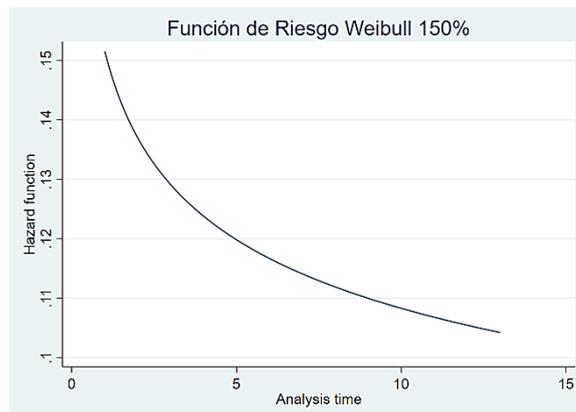
Tabla 5.2.c Coeficientes y P-Values para el 50%, 100% y 150% de transmisión en fase contractiva (Ver Anexo 5).

Fase Contractiva						
	50%		100%		150%	
	<i>Coeficientes</i>	<i>P-Value</i>	<i>Coeficientes</i>	<i>P-Value</i>	<i>Coeficientes</i>	<i>P-Value</i>
<i>%Crecimiento PIB</i>	5.854659	0.300	6.35905	0.278	11.396030	0.055
<i>Liquidez</i>	3.425803	0.079	2.287541	0.271	1.390415	0.532
<i>Capitalización</i>	-1.035489	0.466	-0.392606	0.776	-0.253894	0.855
<i>Tamaño</i>	0.024840	0.988	-0.896240	0.610	-1.756302	0.338
<i>cons (bhazard)</i>	-1.839816	0.000	-1.918054	0.000	-2.210035	0.000
<i>/ln p</i>	-0.132962	0.040	-0.179584	-0.315	-0.157961	0.029
<i>p</i>	0.875498	-	0.057804	-	0.853883	-
<i>1/p</i>	1.142207	-	0.082783	-	1.17112	-

De manera similar sucede para los datos de la Tabla en la fase contractiva, con lo que nuevamente los p-values presentados indican que las covariables tampoco son significativas. Asimismo, el parámetro de forma α es negativo y significativo en todos los escenarios, reiterando nuevamente lo sugerido por el análisis visual del apartado 5.1.4. La figura 5.2.d muestra los resultados gráficos de la estimación realizada.

Figura 5.2.d Estimación de la función de riesgo mediante Weibull, para la fase contractiva y los escenarios de 50%, 100% y 150% de transmisión, respectivamente.





Es así como al analizar los seis resultados gráficos se puede ver que en general, existe una dependencia negativa en la función de riesgo, lo que significa que la tasa de riesgo disminuye en el tiempo. Sin embargo, y dado que el parámetro de forma para la fase expansiva en ‘subtransmisión’ presentó un comportamiento diferente, se corrió asimismo el modelo para los tres escenarios de estudio con las observaciones totales para dotar de mayor robustez a las conclusiones posteriores. Para ello se añadió una variable de identificación de la fase al conjunto de covariables. La tabla 5.2.f muestra los resultados arrojados para dichas estimaciones conjuntas.

Tabla 5.2.f Coeficientes y P-values para el 50%, 100% y 150% de transmisión, considerando toda la muestra conjuntamente en modelo de Weibull. Las gráficas de las funciones de riesgo estimadas correspondientes a esta estimación se encuentran en el Anexo 6.

Estimación conjunta para Weibull						
	50%		100%		150%	
	<i>Coefficientes</i>	<i>P-Value</i>	<i>Coefficientes</i>	<i>P-Value</i>	<i>Coefficientes</i>	<i>P-Value</i>
Fase	0.3602	0.00	0.34	0.003	0.32	0.01
%Crecimiento PIB	-0.95698	0.61	-1.42	0.410	-2.16	0.23
Liquidez	0.63833	0.56	0.55	0.641	0.44	0.71
Capitalización	-0.50285	0.61	-0.86	0.422	-4.89	0.65
Tamaño	0.040849	0.97	0.01	0.904	0.01	0.79
cons (bhazard)	-1.519088	0.00	-1.57	0.000	-1.73	0.00
/ln p	-0.041106	0.32	-0.96	0.030	-0.10	0.03
p	0.959727	-	0.909	-	0.91	-
1/p	1.041963	-	1.100	-	1.10	-

Los resultados anteriores demuestran nuevamente, que ninguna de las covariables financieras y macroeconómicas es significativa, con lo que se reafirma lo anteriormente obtenido en el análisis por separado. Únicamente la variable dicotómica ‘Fase’ es significativa en los tres casos a un nivel de significancia de $\alpha = 5\%$ con lo que igualmente se confirma su influencia en la rapidez de la transmisión. Dicha influencia es positiva con lo cual el contexto expansivo aumenta la rapidez en la transmisión.

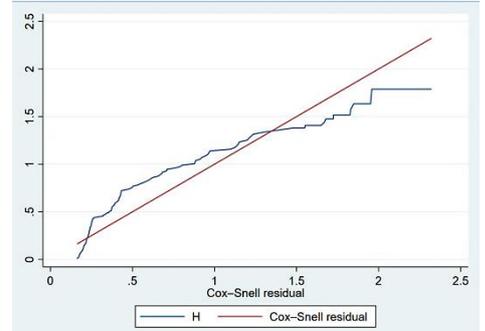
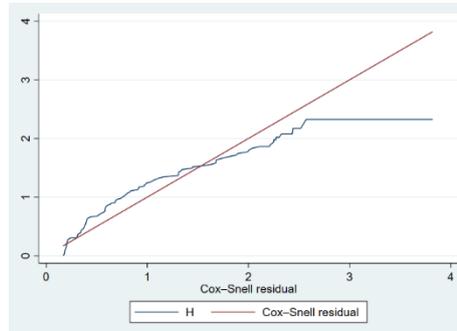
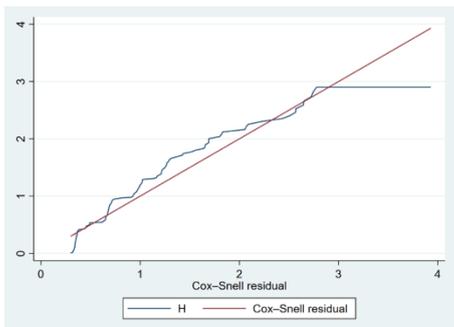
Respecto a la forma de la función, la estimación conjunta presenta que el parámetro de forma ‘ α ’ es negativo en todos los contextos de estudio. Esto confirma que la función presenta dependencia negativa.

5.2.1 Análisis post-estimación para Weibull

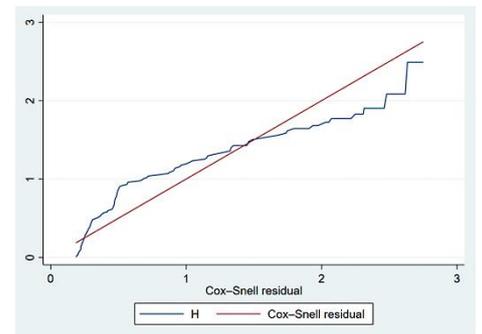
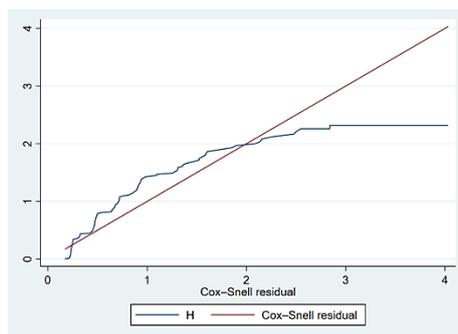
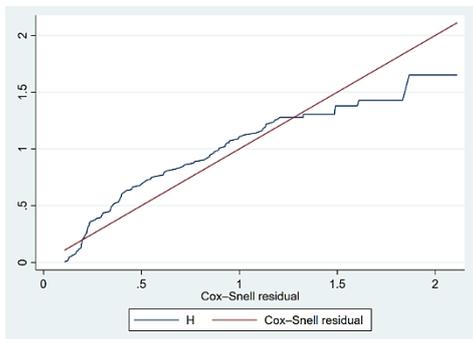
El siguiente análisis es necesario pues es útil para evaluar la validez de los resultados obtenidos por el modelo y con ello hacer predicciones. En primer lugar, para evaluar el ajuste de la distribución de Weibull a las observaciones se empleó el análisis gráfico de los residuales de Cox-Snell. La figura 5.2.1.b presenta los resultados obtenidos.

Figura 5.2.1.a Análisis de bondad de ajuste por método de residuales de Cox-Snell para los escenarios del 50%, 100% y 150% (en orden) y para cada fase.

Fase monetaria expansiva (1)



Fase monetaria contractiva (2)



Las gráficas anteriores muestran qué tan adecuadamente se ajusta la distribución de Weibull a los datos trabajados. Como se puede observar, en todas las fases los datos parecen ajustarse adecuadamente al modelo, aunque hacia el final de los valores referenciales de los residuales estimados, los datos empiezan a diferir. Cabe resaltar, sin embargo, que las variaciones en el ajuste perfecto de los datos a la línea de 45 grados pueden explicarse, en

parte, porque los residuales son calculados partiendo de las funciones de riesgo y supervivencia estimadas, no las reales.

Adicionalmente, se procedió a calcular predicciones sobre el tiempo promedio de supervivencia en cada escenario de transmisión. Esto con el fin de poder obtener un solo resultado promedio sobre la duración de la transmisión de movimientos en la TIP a las TCO. La Figura 5.2.1.b resume los resultados obtenidos de las predicciones sobre la media de los tiempos de supervivencia.

Figura 5.2.1.b Promedio de las predicciones sobre la media de supervivencia para ambas fases monetarias, en cada escenario expresadas en unidades de tiempo semanales (Ver Anexo 7).

Predicción Media S(t)		
<i>Escenario</i>	<i>Fase Expansiva</i>	<i>Fase Contractiva</i>
50%	3.47313	5.38630
100%	4.39518	7.00149
150%	5.42691	8.47182
Duración promedio	4.43174	6.95320

Por lo anterior se puede ver que el modelo predice que, en general, la media de las duraciones de la transmisión de los movimientos de la TIP a las TCO es menor en la fase expansiva que en la contractiva. Así, los datos señalan que, en promedio, cuando la TIP disminuye, las TCO absorben estos cambios en un poco más de 4 semanas, mientras que

cuando la TIP aumenta, los cambios son absorbidos por las TCO en aproximadamente 7 semanas.

5.3 Estimación semi paramétrica de Cox

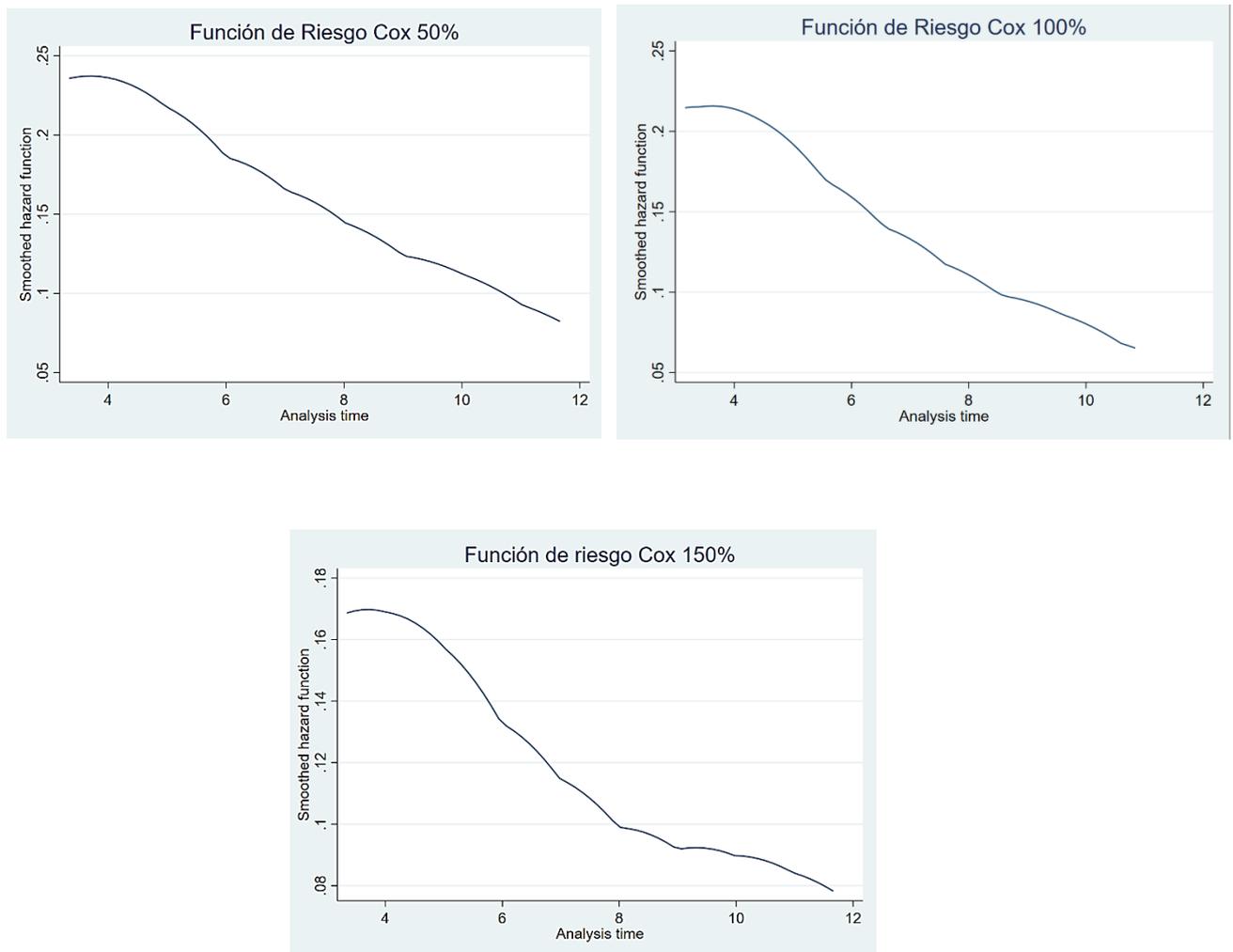
Tomando en cuenta los resultados arrojados por el análisis de ajuste de los datos a la distribución de Weibull de apartado 5.2.1.a, e igualmente con el propósito de dar mayor robustez y contundencia a los resultados obtenidos, se optó por realizar la estimación también mediante el modelo semi paramétrico de Cox. Este, al no presentar una distribución por defecto de los datos, es más flexible en cuanto a la distribución que corresponde a los datos. Asimismo, esta estimación se llevó a cabo considerando cada fase monetaria por separado. Las Figuras 5.3.a y 5.3.c resumen los resultados obtenidos.

Tabla 5.3.a Coeficientes y P-Values para el 50%, 100% y 150% de transmisión en fase expansiva (Ver Anexo 8).

<i>Fase Expansiva</i>						
	50%		100%		150%	
	<i>Coeficientes</i>	<i>P-Value</i>	<i>Coeficientes</i>	<i>P-Value</i>	<i>Coeficientes</i>	<i>P-Value</i>
<i>%Crecimiento PIB</i>	-3.467084	0.16	-2.849067	0.215	-3.980296	0.075
<i>Liquidez</i>	-1.273546	0.464	-0.590119	0.734	0.052539	0.976
<i>Capitalización</i>	0.495168	0.785	-0.805602	0.653	-0.573177	0.747
<i>Tamaño</i>	-0.478106	0.783	-1.019332	0.537	-0.046913	0.977

Nuevamente, se observa que, de acuerdo con los p-values calculados, ninguna covariable considerada es significativa al nivel de significancia del $\alpha = 5\%$. La Figura 5.3.b ilustra gráficamente la estimación de la función de riesgo.

Figura 5.3.b Funciones de riesgo para el 50%, 100% y 150% de transmisión para la fase expansiva (Cox).



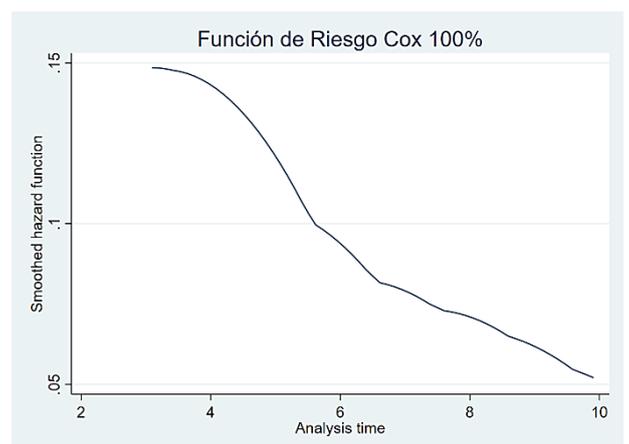
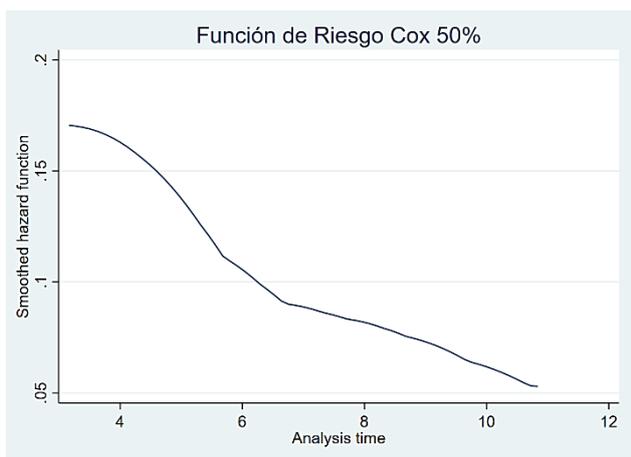
Como muestran las gráficas, nuevamente las funciones de riesgo presentan una tendencia negativa, con lo que se puede argumentar que la tasa de riesgo decrece en el tiempo en todos los escenarios de estudio.

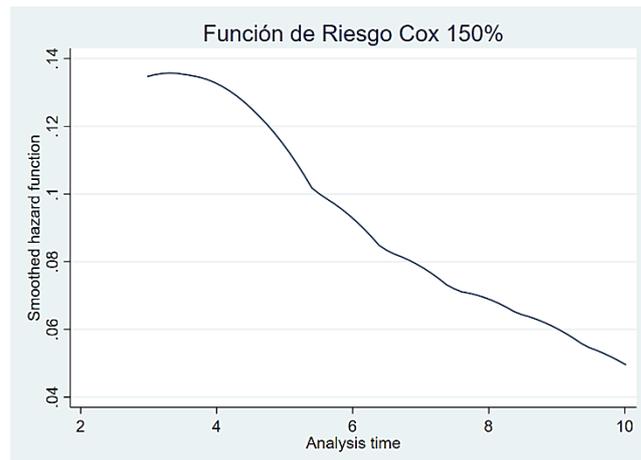
Tabla 5.3.c Coeficientes y P-Values para el 50%, 100% y 150% de transmisión en fase contractiva (Ver Anexo 8).

Fase Contractiva						
	50%		100%		150%	
	<i>Coeficientes</i>	<i>P-Value</i>	<i>Coeficientes</i>	<i>P-Value</i>	<i>Coeficientes</i>	<i>P-Value</i>
<i>%Crecimiento PIB</i>	5.178238	0.425	5.88416	0.363	10.785520	0.092
<i>Liquidez</i>	3.743615	0.135	2.416776	0.328	1.296435	0.606
<i>Capitalización</i>	-1.184747	0.493	-0.470814	0.775	-0.232086	0.885
<i>Tamaño</i>	0.374558	0.848	-0.798753	0.686	-1.595936	0.422

Como se muestra, una vez más la estimación indica que, según los p-values resultantes, las covariables tampoco son significativas a un nivel de significancia del $\alpha = 5\%$. Las gráficas a continuación muestran las funciones de riesgo estimadas por Cox para la fase contractiva.

Figura 5.3.d Funciones de riesgo para el 50%, 100% y 150% de transmisión para la fase contractiva (Cox).





De la mano con las gráficas referentes al período expansivo, las funciones de riesgo muestran funciones con tendencia negativa también en el período contraccionista, y por ende, indica una tasa de riesgo decreciente en el tiempo. Es importante recalcar, entonces, que los resultados obtenidos mediante la estimación tanto paramétrica como semi paramétrica son similares, con lo que esto podría ser un indicativo de que los resultados son lo suficientemente consistentes para concluir.

No obstante, y por fines de robustez nuevamente, se procedió a correr la estimación utilizando la muestra conjunta para los tres escenarios, pero añadiendo la variable categórica de 'Fase' al conjunto de covariables. Los resultados se presentan a continuación:

Tabla 5.3.e Coeficientes y P-values para el 50%, 100% y 150% de transmisión, considerando toda la muestra conjuntamente en modelo de Cox (Ver Anexo 9).

<i>Estimación conjunta para Cox</i>						
	50%		100%		150%	
	<i>Coeficientes</i>	<i>P-Value</i>	<i>Coeficientes</i>	<i>P-Value</i>	<i>Coeficientes</i>	<i>P-Value</i>
<i>Fase</i>	0.3263	0.02	0.33560	0.013	0.3173882	0.016
<i>%Crecimiento PIB</i>	-1.4789	0.52	-1.10228	0.57	-0.2168115	0.301
<i>Liquidez</i>	0.58466	0.66	0.30247	0.823	0.2794705	0.833
<i>Capitalización</i>	-0.48426	0.69	-0.71147	0.566	-0.4235263	0.731
<i>Tamaño</i>	0.08018	0.95	-0.00526	0.931	0.0051058	0.932

Nuevamente, la estimación conjunta confirma la conjetura anterior, pues los coeficientes micro y macroeconómicos continúan sin ser significativos al mismo nivel de confianza. Ahora bien, se observa de nuevo que la única variable significativa es la de ‘Fase’ que de nuevo afecta positivamente a la rapidez de la transmisión. Dicha influencia se puede interpretar como un aumento de 33% en la tasa de riesgo para el umbral del 50%, así como un aumento del 34% en la transmisión para el umbral del 100% y del 32% para la transmisión del 150%.

Por lo tanto, se puede entrever que, a lo largo de todos los escenarios estudiados, haciendo un análisis por fases y también conjuntamente, ambos tipos de estimaciones exhiben resultados bastante similares.

5.3.1 Análisis de post estimación para Cox

Finalmente, el análisis de post estimación será ventajoso para corroborar todos los resultados obtenidos y poder realizar conclusiones confiables y contundentes. Es por ello que

en primer lugar se decidió analizar los índices de concordancia para cada escenario separado por fase, considerando el índice de Gönen y Heller pues este es adecuado para datos censurados. Los resultados están resumidos en la Tabla 5.3.1.a.

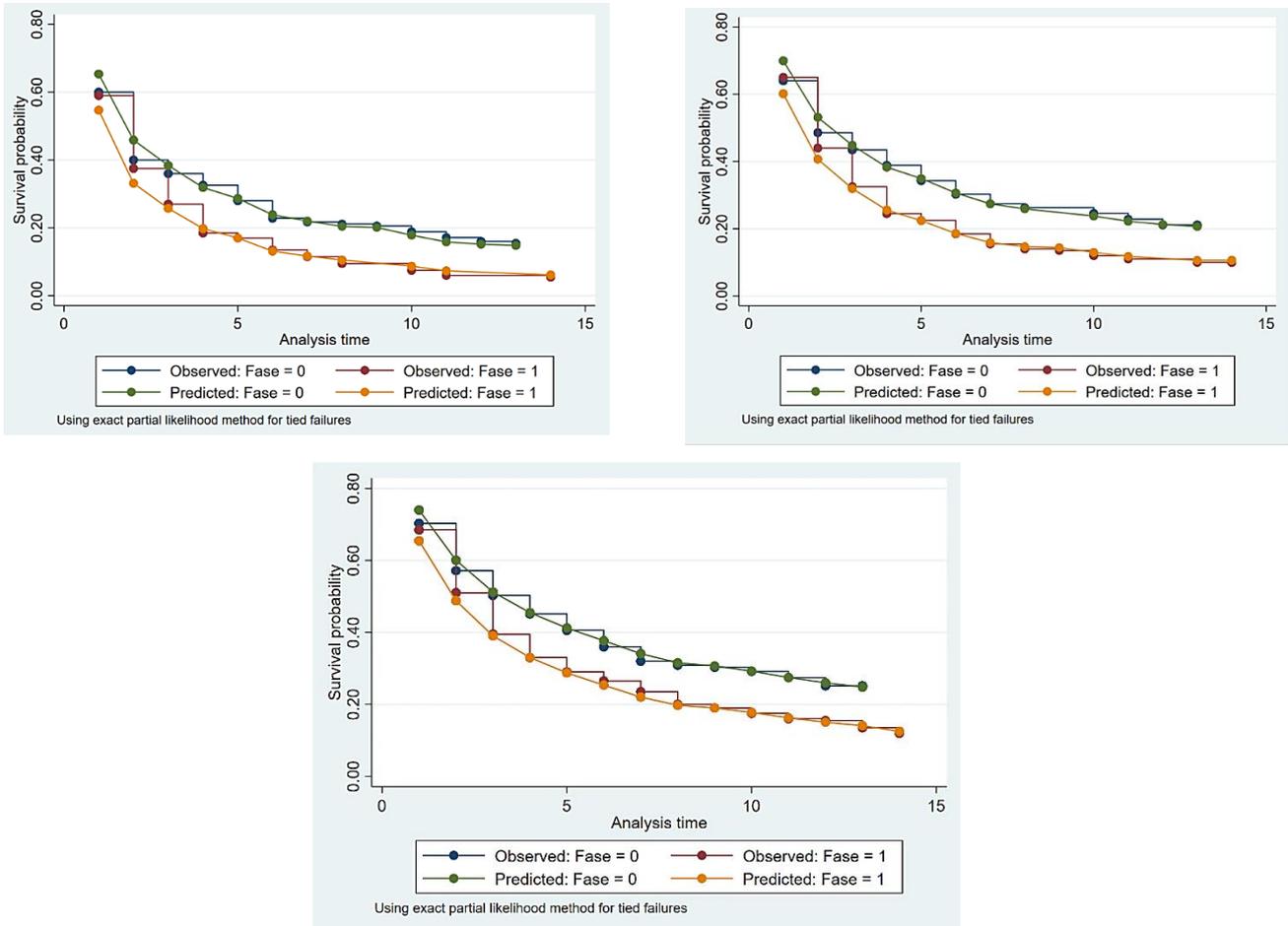
Tabla 5.3.1.a Resumen de índice de concordancias de para cada escenario de transmisión separado por fase y luego en conjunto (ver Anexo 10).

Índice de Concordancia			
	<i>Fase Expansiva</i>	<i>Fase Contractiva</i>	<i>Análisis Conjunto</i>
50%	0.5345	0.5468	0.5237
100%	0.5327	0.5383	0.5205
150%	0.5380	0.5551	0.5244

Los resultados anteriores sugieren que, en general, el planteamiento del modelo es adecuado en parte, pues presenta unos niveles mayores a 0.5. Adicionalmente, se puede ver que los modelos planteados separadamente por fase presentan índices ligeramente más altos que los índices de la estimación conjunta, por lo que fue acertado el haber realizado el análisis por separado. No obstante, para que un modelo se establezca como buen predictor, el valor de la concordancia debería ser idealmente cercano a uno por lo cual se consideró innecesario incluir la predicción de la media para este modelo de Cox.

Posterior a esto se comprobó que el supuesto de riesgos proporcionales del modelo se cumpla. Para ello, se empleó el método de comparación del modelo estimado por Cox con el no paramétrico de Kaplan-Meier. La Figura 5.3.1.b muestra los resultados arrojados por dicha comparación.

Figura 5.3.1.b Comprobación de supuesto de riesgos proporcionales comparando la estimación de Cox y la de Kaplan-Meier, para los escenarios del 50%, 100% y 150% (en ese orden).



De esta forma, las gráficas presentan que la función de supervivencia estimada por Cox se ajusta bastante a la estimada no paramétrica, con lo cual se confirma la existencia del supuesto de riesgos proporcionales. Este análisis se realizó haciendo la comparación por fase, puesto que los resultados señalaron que las covariables financieras y macroeconómicas no son significativas.

6. Discusión y conclusiones

En el presente trabajo de investigación se planteó un modelo de duración abordando el estudio de la transmisión de movimientos en la TIP a las TCO desde los tres enfoques estadísticos existentes: el no paramétrico, el semi paramétrico y el paramétrico, con lo cual se obtuvo la suficiente contundencia en los resultados en aras de que las conclusiones a continuación tengan validez.

El primer resultado importante es el obtenido de la prueba *log-rank*, que indica que, en efecto, existen diferencias estadísticamente significativas en los niveles de supervivencia de cada fase. Esto quiere decir que sí existen asimetrías en la transmisión de movimientos en la TIP, pues los resultados señalan que la transmisión es más rápida cuando los cambios son a la baja que cuando son al alza. Lo anterior va acorde a lo estipulado por Galindo-Steiner (2020) y es un dato valioso pues confirma la hipótesis de que la tasa de política es una herramienta más útil en períodos de recuperación económica, como lo son generalmente las etapas expansivas. De manera general, se puede ver que aproximadamente el 50% de los bancos considerados transmiten los cambios en la TIP a sus TCO en menos de 5 semanas.

En segundo lugar, se deben recalcar los resultados sobre la falta de significancia de las covariables. Autores como Galindo y Steiner (2020), Gómez y Morales (2009), Black et al. (2010) y Van Den Heuvel (2011), han establecido que las características de las instituciones influyen en la rapidez en la que estas transmiten los movimientos de la TIP a sus tasas, con lo cual los resultados obtenidos se contraponen a los hallazgos previos en la literatura. A pesar de esto, se debe enfatizar que el presente estudio se enfoca en un tipo de crédito de características particulares y diferentes a los de los estudiados con anterioridad, pues dichas

investigaciones consideraban a las tasas comerciales en agregado y por lo tanto, no analizaban el crédito comercial ordinario de corto plazo individualmente.

En primera instancia, el hecho de que el crédito comercial ordinario sea de corto plazo es relevante porque podría influir en la obtención de estos resultados. Con los datos obtenidos del estudio se podría argumentar entonces que, a corto plazo, las características particulares de los bancos no son relevantes en la rapidez de la transmisión de los movimientos de la TIP a sus TCO, pues dado que este es uno de los créditos más líquidos y demandados, resulta intuitivo que los bancos absorban más rápidamente dichos cambios en este tipo de crédito ya que deberán renovar sus tasas para el mismo con mayor frecuencia.

Por otro lado, también se debe considerar que las estimaciones se llevaron a cabo para tres diferentes escenarios de transmisión y, pese a ello, los resultados fueron consistentes en cada caso, por cada fase y para cada tipo de estimación (semi paramétrica y paramétrica). Esto conlleva a concluir que, pese a que los presentes resultados difieren en ciertos aspectos con lo planteado por la literatura, como las estimaciones son congruentes entre sí, estas diferencias podrían atribuirse a factores como los distintos tamaños de la muestra y manejo de datos diferente.

Finalmente, es necesario recalcar la importancia de los resultados presentados y el aporte a la literatura existente. Este estudio hizo un análisis robusto sobre la duración en la transmisión monetaria a las tasas de crédito comercial ordinario para un tipo de crédito específico, no analizado antes y que es de gran relevancia en la distribución de los créditos en la economía colombiana. Asimismo, los resultados frente a las covariables en este tipo de

crédito específico que difieren con lo anteriormente expuesto podrían sentar un nuevo punto de vista sobre la importancia de estudiar las diferencias de la influencia de dichas covariables en la transmisión para distintos tipos de crédito según su exigibilidad.

7. Referencias y bibliografía

Ansin Supervisor, E., & Rauf Ahmad, M. (2015). An evaluation of the Cox-Snell residuals. Uppsala University.

Becerra-Camargo, O. R., Melo-Velandia, L. F., (2009). Transmisión de Tasas de Interés bajo el Esquema de Metas de Inflación: Evidencia para Colombia. Cuadernos de Economía (España). 46 (133), 107-134.

Bernanke, Ben S., and Mark Gertler. 1995. Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission. *Journal of Economic Perspectives*, 9 (4), 27-48.

Black, L. K., Hancock, D., Passmore, W., & Black, L. (2010). The Bank Lending Channel of Monetary Policy and Its Effect on Mortgage Lending.

Cameron, C., & Trivedi, P. (2005). *Microeconometrics: Methods and Applications*. Cambridge University Press. 17(1): 573-608.

Carranza et al. (2021). Informe de política monetaria: Recuadro 1. Banco de la República.

Chavarro-Sánchez, X., Cristiano-Botía, D., Gómez-González, J. E., González-Molano, E., & Huertas-Campos, C. (2015). Evaluación de la transmisión de la tasa de interés de referencia a las tasas de interés del sistema financiero 1. Borradores de Economía, 874. Banco de la Republica de Colombia.

Crumer, A. M. (2008). Comparison between Weibull and Cox Proportional Hazard Model. Tomado de: <https://core.ac.uk/download/pdf/5172563.pdf>

Elandt-Johnson, R. C. Y Johnson, N. L. (1999). *Survival Models and Data Analysis*. Ed. Wiley.

Dietz, K., Gail, M., Krickeberg, K., Samet, J., Springer, A. T., York, N., Heidelberg, B., Kong, H., Milan, L., & Tokyo, P. (2003). *Statistics for Biology and Health Series Editors*. www.springer-ny.com

Gönen, M., & Heller, G. (2005). Concordance probability and discriminatory power in proportional hazards regression. *Biometrika*, 92(4), 965–970. doi:10.1093/biomet/92.4.965

Galindo, A. J., & Steiner, R. (2020). Asymmetric Interest Rate Transmission in an Inflation Targeting Framework: The Case of Colombia. *Borradores de Economía*, 1138. Banco de la Republica de Colombia.

Gómez, J. G. (2009). La Política Monetaria en Colombia. *Borradores de Economía*, 394. Banco de la Republica de Colombia.

Gómez-González, J. E., González-Molano, E., Huertas-Campos, C., Cristiano-Botía, D., & Chavarro-Sánchez, X. (2016). Evaluación de la transmisión de la tasa de interés de referencia a las tasas de interés del sistema financiero Colombiano. *Ecos de Economía*, 20(42), 19–45.

Gómez-González, J.E, & Grosz, F. (2007). Evidence of a bank lending channel for Argentina and Colombia. *Cuadernos de Economía*, 44(129), 109-126.

Gómez-González, J.E. & Morales-Acevedo, A, 2009. Bank Lending Channel of Monetary Policy: Evidence for Colombia, Using a Firms' Panel. *Borradores de Economía* 5219, Banco de la Republica.

Gómez-González, J.E. and Kiefer, N. M., Bank Failure: Evidence from the Colombian Financial Crisis (2009). *The International Journal of Business and Finance Research*, Vol. 3, No. 2, pp. 15-31, 2009.

Gomez-Gonzalez, J.E., Kutan, A., Ojeda-Joya, J.N. and Ortiz, C. (2021), "Does the financial structure of banks influence the bank lending channel of monetary policy? Evidence from Colombia", *International Journal of Emerging Markets*, Vol. 16 No. 4, pp. 765-785.

Greene, W. H. (2002). *Econometric Analysis*. (5a ed.). Practice Hall.

Huertas, C., Jalil, M., Olarte, S., & Romero, J. V. (2005). Algunas consideraciones sobre el canal del crédito y la transmisión de tasas de interés en Colombia. *Borradores de Economía*, 351. Banco de la Republica de Colombia.

Kiefer, N., & Kiefer, N. (1988). Economic Duration Data and Hazard Functions. *Journal of Economic Literature*, 26(2), 646–679.

Liu, X. (2012). *Survival Analysis: Models and Applications*. Wiley.

Log Rank Test - an overview | ScienceDirect Topics. (n.d.). Retrieved November 2, 2021, from <https://www.sciencedirect.com/topics/medicine-and-dentistry/log-rank-test>

Mankiw, N. G. (2014). *Macroeconomics* (8a ed.). Anthoni Bosch Editor

Mishkin, Frederic S. 1995. Symposium on the Monetary Transmission Mechanism. *Journal of Economic Perspectives*, 9 (4): 3-10.

Objetivo de la política monetaria - Banco de la República (banco central de Colombia). (n.d.). Tomado de: <https://www.banrep.gov.co/es/objetivos-politica-monetaria>

¿Qué son los canales de transmisión de la política monetaria y cuáles son los principales? - Banco de la República (banco central de Colombia). (n.d.). Tomado de: <https://www.banrep.gov.co/es/son-canales-transmision-politica-monetaria-y-cuales-son-principales>

Racine, J. S. (2008). Nonparametric Econometrics: A Primer. *Foundations and Trends R in Econometrics*, 3(1), 1–88. <https://doi.org/10.1561/0800000009>

Sarmiento Espinel, J. A., & Cristancho Giraldo, L. A. (2008). Evolución del sistema financiero colombiano durante el período 1980-2007. *Revista Facultad De Ciencias Económicas*, 17(1), 25-56. Recuperado a partir de <https://revistas.unimilitar.edu.co/index.php/rfce/article/view/4452>.

Salamanca, A. (2009). El Ciclo Económico Colombiano: Evidencia de Asimetrías y Sincronización.

Rodríguez-González, D., Ulloa-Villegas, I. M., Rodríguez-González, D., & Ulloa-Villegas, I. M. (2020). Crisis financiera mundial y sus efectos sobre el canal del crédito bancario en la economía colombiana. *Lecturas de Economía*, 93, 261–296. <https://doi.org/10.17533/UDEA.LE.N93A340990>

Van Den Heuvel, S. J. (2011). *Banking Conditions and the Effects of Monetary Policy: Evidence from U.S. States*.

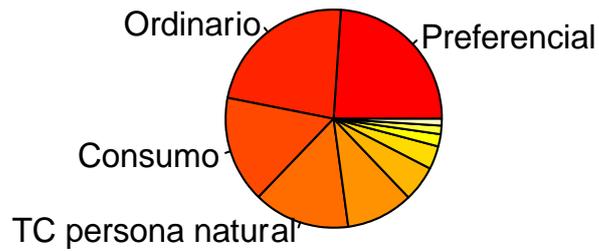
View of Análisis de la Estructura Competitiva del Sistema Financiero Colombiano. (n.d.). Tomado de: <https://publicaciones.eafit.edu.co/index.php/ecoseconomia/article/view/2016/2019>

Villalobos, L., Torres, C. y Madrigal J. (1999). Mecanismo de Transmisión de la Política Monetaria: Marco Conceptual. Banco Central de Costa Rica, Abril.

Wooldridge, J. M. (2010). Introducción a la econometría: un enfoque moderno (4a. ed.). Cengage Learning.

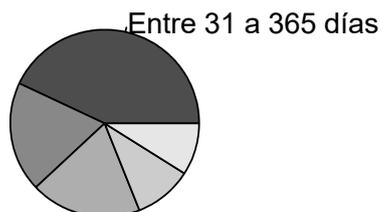
8. Anexos

Anexo 1. Participación por tipo de crédito



Anexo 1. En la presente gráfica, vemos que el 24% de los montos emitidos por créditos, en pesos colombianos, corresponde a créditos comerciales, le siguen los créditos ordinarios con el 23% de los montos emitidos y los créditos de consumo con el 16% de la participación. Lo que muestra que en razón al desembolso que generan en el mercado, estos tres como las modalidades de crédito son los más importante. Fuente: Datos Abiertos Colombia, Ministerio de Hacienda y Crédito Público.

Anexo 2. Participación por subcuenta en créditos comerciales ordinarios



Anexo 2. Los tipos de crédito más emitido por tipo de subcuenta o exigibilidad del crédito son los créditos con vencimiento entre 31 y 365 días con un 43% de la participación de los montos emitidos. Fuente: Datos Abiertos Colombia, Ministerio de Hacienda y Crédito Público.

Anexo 3. Resultados de la estimación no paramétrica de Kaplan-Meier para subtransmisión, transmisión completa y sobre transmisión, diferenciado por Fase.

Time	At risk	Fail	Net lost	Survivor function	Std. error	[95% conf. int.]		Time	At risk	Fail	Net lost	Survivor function	Std. error	[95% conf. int.]	
Fase=0								Fase=0							
1	175	70	0	0.6000	0.0370	0.5234	0.6682	1	175	63	0	0.6400	0.0363	0.5641	0.7062
2	105	35	0	0.4000	0.0370	0.3273	0.4716	2	112	27	0	0.4857	0.0378	0.4099	0.5573
3	70	7	0	0.3600	0.0363	0.2895	0.4308	3	85	9	0	0.4343	0.0375	0.3600	0.5061
4	63	6	0	0.3257	0.0354	0.2576	0.3955	4	76	8	0	0.3886	0.0368	0.3164	0.4600
5	57	8	0	0.2800	0.0339	0.2156	0.3478	5	68	8	0	0.3429	0.0359	0.2735	0.4132
6	49	9	0	0.2286	0.0317	0.1695	0.2931	6	60	7	0	0.3029	0.0347	0.2365	0.3717
7	40	2	0	0.2171	0.0312	0.1594	0.2808	7	53	5	0	0.2743	0.0337	0.2105	0.3417
8	38	1	0	0.2114	0.0309	0.1544	0.2746	8	48	2	0	0.2629	0.0333	0.2001	0.3297
9	37	1	0	0.2057	0.0306	0.1494	0.2684	10	46	3	0	0.2457	0.0325	0.1848	0.3114
10	36	3	0	0.1886	0.0296	0.1346	0.2497	11	43	3	0	0.2286	0.0317	0.1695	0.2931
11	33	3	0	0.1714	0.0285	0.1199	0.2308	12	40	3	0	0.2114	0.0309	0.1544	0.2746
12	30	2	0	0.1600	0.0277	0.1102	0.2181	13	37	0	37	0.2114	0.0309	0.1544	0.2746
13	28	1	27	0.1543	0.0273	0.1054	0.2117	Fase=1							
Fase=1								1	200	70	0	0.6500	0.0337	0.5796	0.7116
1	200	82	0	0.5900	0.0348	0.5185	0.6545	2	130	42	0	0.4400	0.0351	0.3704	0.5073
2	118	43	0	0.3750	0.0342	0.3082	0.4416	3	88	23	0	0.3250	0.0331	0.2612	0.3903
3	75	21	0	0.2700	0.0314	0.2105	0.3328	4	65	16	0	0.2450	0.0304	0.1879	0.3063
4	54	17	0	0.1850	0.0275	0.1347	0.2417	5	49	4	0	0.2250	0.0295	0.1699	0.2850
5	37	3	0	0.1700	0.0266	0.1217	0.2252	6	45	8	0	0.1850	0.0275	0.1347	0.2417
6	34	7	0	0.1350	0.0242	0.0920	0.1862	7	37	6	0	0.1550	0.0256	0.1089	0.2086
7	27	4	0	0.1150	0.0226	0.0755	0.1636	8	31	3	0	0.1400	0.0245	0.0962	0.1919
8	23	4	0	0.0950	0.0207	0.0594	0.1405	9	28	1	0	0.1350	0.0242	0.0920	0.1862
10	19	4	0	0.0750	0.0186	0.0439	0.1169	10	27	3	0	0.1200	0.0230	0.0796	0.1693
11	15	3	0	0.0600	0.0168	0.0327	0.0988	11	24	2	0	0.1100	0.0221	0.0714	0.1578
14	12	1	11	0.0550	0.0161	0.0291	0.0926	13	22	2	0	0.1000	0.0212	0.0634	0.1463
Fase=0								14	20	0	20	0.1000	0.0212	0.0634	0.1463
1				175	52	0	0.7029	Fase=1							
2				123	23	0	0.5714	1	200	63	0	0.6850	0.0328	0.6157	0.7444
3				100	12	0	0.5029	2	137	35	0	0.5100	0.0353	0.4387	0.5768
4				88	9	0	0.4514	3	102	23	0	0.3950	0.0346	0.3272	0.4620
5				79	8	0	0.4057	4	79	13	0	0.3300	0.0332	0.2659	0.3954
6				71	8	0	0.3600	5	66	8	0	0.2900	0.0321	0.2288	0.3538
7				63	7	0	0.3200	6	58	5	0	0.2650	0.0312	0.2060	0.3275
8				56	2	0	0.3086	7	53	6	0	0.2350	0.0300	0.1789	0.2957
9				54	1	0	0.3029	8	47	7	0	0.2000	0.0283	0.1478	0.2500
10				53	2	0	0.2914	9	40	2	0	0.1900	0.0277	0.1390	0.2471
11				51	3	0	0.2743	10	38	3	0	0.1750	0.0269	0.1260	0.2307
12				48	4	0	0.2514	11	35	3	0	0.1600	0.0259	0.1131	0.2142
13				44	0	44	0.2514	12	32	1	0	0.1550	0.0256	0.1089	0.2086
Fase=1								13	31	4	0	0.1350	0.0242	0.0920	0.1862
1				200	63	0	0.6850	14	27	3	24	0.1200	0.0230	0.0796	0.1693
2				137	35	0	0.5100								
3				102	23	0	0.3950								
4				79	13	0	0.3300								
5				66	8	0	0.2900								
6				58	5	0	0.2650								
7				53	6	0	0.2350								
8				47	7	0	0.2000								
9				40	2	0	0.1900								
10				38	3	0	0.1750								
11				35	3	0	0.1600								
12				32	1	0	0.1550								
13				31	4	0	0.1350								
14				27	3	24	0.1200								

Anexo 4. Resultados de prueba de log-rank en Stata (50%, 100%, 150%).

Failure _d: Failure50 Analysis time _t: TFailure50			Failure _d: Failure100 Analysis time _t: TimetoFailure100			Failure _d: Failure150 Analysis time _t: TFailure150		
Equality of survivor functions Log-rank test			Equality of survivor functions Log-rank test			Equality of survivor functions Log-rank test		
Fase	Observed events	Expected events	Fase	Observed events	Expected events	Fase	Observed events	Expected events
0	148	167.87	0	138	158.52	0	131	151.39
1	189	169.13	1	180	159.48	1	176	155.61
Total	337	337.00	Total	318	318.00	Total	307	307.00
chi2(1) = 6.94 Pr>chi2 = 0.0084			chi2(1) = 7.22 Pr>chi2 = 0.0072			chi2(1) = 6.93 Pr>chi2 = 0.0085		

Anexo 5. Resultados de la estimación de Weibull por fase.

- Expansiva (50%, 100%, 150% en orden)

Log likelihood = -294.21451	LR chi2(4) = 2.07
	Prob > chi2 = 0.7226

_t	Coefficient	Std. err.	z	P> z	[95% conf. interval]	
CrecimientoPIBconstantes	-2.710722	1.912036	-1.42	0.156	-6.458244	1.0368
Liquidez	-1.155303	1.480968	-0.78	0.435	-4.057948	1.747341
Capitalización	.3156209	1.483405	0.21	0.832	-2.5918	3.223042
Tamaño	-.0981322	1.404678	-0.07	0.944	-2.851251	2.654986
_cons	-1.159675	.2302959	-5.04	0.000	-1.611047	-.7083036
/ln_p	.0438907	.0531	0.83	0.408	-.0601834	.1479647
p	1.044868	.0554825			.9415919	1.159472
1/p	.9570586	.0508198			.8624615	1.062031

Log likelihood = -314.66962	LR chi2(4) = 3.89
	Prob > chi2 = 0.4213

_t	Coefficient	Std. err.	z	P> z	[95% conf. interval]	
CrecimientoPIBconstantes	-3.575085	1.864249	-1.92	0.055	-7.228945	.0787755
Liquidez	.3151092	1.538769	0.20	0.838	-2.700823	3.331042
Capitalización	-.5266928	1.591417	-0.33	0.741	-3.645813	2.592428
Tamaño	.2549113	1.40805	0.18	0.856	-2.504815	3.014638
_cons	-1.47095	.2520535	-5.84	0.000	-1.964966	-.9769344
/ln_p	-.0440533	.0588417	-0.75	0.454	-.1593809	.0712743
p	.9569029	.0563058			.8526715	1.073876
1/p	1.045038	.0614918			.9312064	1.172785

Log likelihood = -310.47108

LR chi2(4) = 1.75
 Prob > chi2 = 0.7823

_t	Coefficient	Std. err.	z	P> z	[95% conf. interval]	
CrecimientoPIBconstantes	-2.217946	1.864393	-1.19	0.234	-5.872089	1.436198
Liquidez	-.1549464	1.523436	-0.10	0.919	-3.140825	2.830932
Capitalización	-.9676195	1.573771	-0.61	0.539	-4.052153	2.116914
Tamaño	-.3781889	1.390527	-0.27	0.786	-3.103571	2.347193
_cons	-1.20899	.245989	-4.91	0.000	-1.691119	-.7268604
/ln_p	-.0279559	.0564165	-0.50	0.620	-.1385303	.0826184
p	.9724312	.0548612			.8706369	1.086127
1/p	1.02835	.0580159			.9207024	1.148584

o Contractiva (50%, 100%, 150% en orden)

Log likelihood = -286.31938

LR chi2(4) = 4.39
 Prob > chi2 = 0.3553

_t	Coefficient	Std. err.	z	P> z	[95% conf. interval]	
CrecimientoPIBconstantes	5.854659	5.645519	1.04	0.300	-5.210355	16.91967
Liquidez	3.425803	1.952438	1.75	0.079	-.4009057	7.252512
Capitalización	-1.035489	1.421134	-0.73	0.466	-3.82086	1.749882
Tamaño	.0248398	1.654577	0.02	0.988	-3.218071	3.26775
_cons	-1.839816	.3433799	-5.36	0.000	-2.512828	-1.166803
/ln_p	-.1329623	.0646734	-2.06	0.040	-.2597198	-.0062048
p	.8754981	.0566214			.7712677	.9938144
1/p	1.142207	.0738704			1.006224	1.296567

Log likelihood = -289.20538

LR chi2(4) = 2.63
 Prob > chi2 = 0.6214

_t	Coefficient	Std. err.	z	P> z	[95% conf. interval]	
CrecimientoPIBconstantes	6.35905	5.859822	1.09	0.278	-5.125991	17.84409
Liquidez	2.287541	2.078862	1.10	0.271	-1.786955	6.362036
Capitalización	-.3926064	1.378668	-0.28	0.776	-3.094746	2.309533
Tamaño	-.8962395	1.75566	-0.51	0.610	-4.33727	2.544791
_cons	-1.918054	.362281	-5.29	0.000	-2.628112	-1.207996
/ln_p	-.1795839	.0691748	-2.60	0.009	-.315164	-.0440038
p	.8356178	.0578037			.7296692	.9569503
1/p	1.196719	.0827828			1.044986	1.370484

Log likelihood = -281.97686

LR chi2(4) = 4.82
 Prob > chi2 = 0.3058

_t	Coefficient	Std. err.	z	P> z	[95% conf. interval]	
CrecimientoPIBconstantes	11.39603	5.950571	1.92	0.055	-.2668723	23.05894
Liquidez	1.390415	2.223117	0.63	0.532	-2.966813	5.747643
Capitalización	-.2538941	1.387188	-0.18	0.855	-2.972732	2.464944
Tamaño	-1.756302	1.831791	-0.96	0.338	-5.346546	1.833942
_cons	-2.210035	.3883516	-5.69	0.000	-2.97119	-1.44888
/ln_p	-.157961	.0724627	-2.18	0.029	-.2999852	-.0159367
p	.8538831	.0618747			.7408292	.9841896
1/p	1.17112	.0848625			1.016064	1.349839

Anexo 6. Resultados de la estimación paramétrica de Weibull conjunta para el 50%, 100% y 150% (en ese orden).

Log likelihood = -585.83199

LR chi2(5) = 12.67
 Prob > chi2 = 0.0267

_t	Coefficient	Std. err.	z	P> z	[95% conf. interval]	
Fase	.3602161	.1128468	3.19	0.001	.1390404	.5813918
CrecimientoPIBconstantes	-.9569798	1.851997	-0.52	0.605	-4.586828	2.672868
Liquidez	.6383331	1.093908	0.58	0.560	-1.505688	2.782354
Capitalización	-.5028531	.9724821	-0.52	0.605	-2.408883	1.403177
Tamañoln	.0408488	1.071009	0.04	0.970	-2.05829	2.139988
_cons	-1.519088	.1965098	-7.73	0.000	-1.90424	-1.133936
/ln_p	-.0411063	.0413576	-0.99	0.320	-.1221657	.0399531
p	.9597271	.039692			.8850017	1.040762
1/p	1.041963	.0430931			.9608345	1.129941

Log likelihood = -602.65738

LR chi2(5) = 11.76
 Prob > chi2 = 0.0382

_t	Coefficient	Std. err.	z	P> z	[95% conf. interval]	
Fase	.3425937	.116132	2.95	0.003	.1149792	.5702082
CrecimientoPIBconstantes	-1.422687	1.728385	-0.82	0.410	-4.810259	1.964885
Liquidez	.5465896	1.172914	0.47	0.641	-1.75228	2.845459
Capitalización	-.8593564	1.070597	-0.80	0.422	-2.957689	1.238976
Tamaño	.0062401	.0519034	0.12	0.904	-.0954887	.1079689
_cons	-1.566877	.1979691	-7.91	0.000	-1.95489	-1.178865
/ln_p	-.0955543	.0440609	-2.17	0.030	-.1819121	-.0091964
p	.9088691	.0400456			.8336746	.9908458
1/p	1.100269	.0484789			1.009239	1.199509

Log likelihood = -600.97489

LR chi2(5) = 10.49
 Prob > chi2 = 0.0624

_t	Coefficient	Std. err.	z	P> z	[95% conf. interval]	
Fase	.3176958	.1174544	2.70	0.007	.0874894	.5479022
CrecimientoPIBconstantes	-2.15532	1.80057	-1.20	0.231	-5.684373	1.373733
Liquidez	.4426278	1.184505	0.37	0.709	-1.87896	2.764215
Capitalización	-.4886537	1.084913	-0.45	0.652	-2.615044	1.637736
TamañoIn	.0135477	.0516663	0.26	0.793	-.0877164	.1148118
_cons	-1.73478	.2049847	-8.46	0.000	-2.136543	-1.333018
/ln_p	-.099522	.0459169	-2.17	0.030	-.1895175	-.0095265
p	.9052701	.0415672			.8273582	.9905188
1/p	1.104643	.0507218			1.009572	1.208666

Anexo 7. Resultados del promedio de las medias predichas para la función de supervivencia.

- Fase Expansiva para el 50%, 100% y 150% (en orden).

Mean estimation Number of obs = 200

	Mean	Std. err.	[95% conf. interval]	
mean_	3.473131	.0255628	3.422723	3.52354

Mean estimation Number of obs = 200

	Mean	Std. err.	[95% conf. interval]	
_mean	4.395178	.0319356	4.332202	4.458153

Mean estimation Number of obs = 200

	Mean	Std. err.	[95% conf. interval]	
_mean	5.426908	.0534495	5.321508	5.532308

- Fase Contractiva para el 50%, 100% y 150% (en orden).

Mean estimation Number of obs = 175

	Mean	Std. err.	[95% conf. interval]	
_mean	5.386295	.0748815	5.238502	5.534088

Mean estimation Number of obs = 175

	Mean	Std. err.	[95% conf. interval]	
_mean	7.001489	.0887985	6.826228	7.17675

Mean estimation Number of obs = 175

	Mean	Std. err.	[95% conf. interval]	
_mean	8.471818	.1662739	8.143645	8.799992

Anexo 8. Resultados de la estimación semi paramétrica de Cox por separado para cada fase, y para cada escenario del 50%, 100% y 150% (en orden).

- Contractiva

Log likelihood = -300.08501 LR chi2(4) = 3.28
Prob > chi2 = 0.5118

_t	Coefficient	Std. err.	z	P> z	[95% conf. interval]	
CrecimientoPIBconstantes	5.178238	6.494623	0.80	0.425	-7.550989	17.90747
Liquidez	3.743615	2.503223	1.50	0.135	-1.162611	8.649841
Capitalización	-1.184747	1.727344	-0.69	0.493	-4.570279	2.200785
Tamaño	.3745579	1.95189	0.19	0.848	-3.451076	4.200191

Log likelihood = -313.05867 LR chi2(4) = 1.98
Prob > chi2 = 0.7390

_t	Coefficient	Std. err.	z	P> z	[95% conf. interval]	
CrecimientoPIBconstantes	5.88416	6.4713	0.91	0.363	-6.799356	18.56768
Liquidez	2.416776	2.471017	0.98	0.328	-2.426329	7.25988
Capitalización	-.4708137	1.644724	-0.29	0.775	-3.694413	2.752785
Tamaño	-.7987532	1.975162	-0.40	0.686	-4.67	3.072493

Log likelihood = -328.3508

LR chi2(4) = 3.65
 Prob > chi2 = 0.4557

_t	Coefficient	Std. err.	z	P> z	[95% conf. interval]	
CrecimientoPIBconstantes	10.78552	6.400549	1.69	0.092	-1.759324	23.33037
Liquidez	1.296435	2.513821	0.52	0.606	-3.630564	6.223434
Capitalización	-.2320855	1.602362	-0.14	0.885	-3.372657	2.908486
Tamaño	-1.595936	1.988953	-0.80	0.422	-5.494212	2.302341

○ Expansiva

Log likelihood = -340.09836

LR chi2(4) = 2.19
 Prob > chi2 = 0.7005

_t	Coefficient	Std. err.	z	P> z	[95% conf. interval]	
CrecimientoPIBconstantes	-3.467084	2.468493	-1.40	0.160	-8.305242	1.371074
Liquidez	-1.273546	1.737426	-0.73	0.464	-4.678839	2.131746
Capitalización	.4951676	1.811007	0.27	0.785	-3.054341	4.044676
Tamaño	-.4781063	1.73255	-0.28	0.783	-3.873842	2.91763

Log likelihood = -364.05173

LR chi2(4) = 2.05
 Prob > chi2 = 0.7271

_t	Coefficient	Std. err.	z	P> z	[95% conf. interval]	
CrecimientoPIBconstantes	-2.849067	2.298604	-1.24	0.215	-7.354249	1.656115
Liquidez	-.5901188	1.73645	-0.34	0.734	-3.993499	2.813261
Capitalización	-.8056022	1.793933	-0.45	0.653	-4.321647	2.710443
Tamaño	-1.019332	1.652802	-0.62	0.537	-4.258765	2.220101

Log likelihood = -399.76407

LR chi2(4) = 3.27
 Prob > chi2 = 0.5134

_t	Coefficient	Std. err.	z	P> z	[95% conf. interval]	
CrecimientoPIBconstantes	-3.980296	2.238018	-1.78	0.075	-8.36673	.4061375
Liquidez	.0525393	1.718264	0.03	0.976	-3.315196	3.420274
Capitalización	-.5731773	1.778205	-0.32	0.747	-4.058395	2.91204
Tamaño	-.0469126	1.62384	-0.03	0.977	-3.22958	3.135755

Anexo 9. Estimación conjunta para Cox para 50%, 100% y 150% de transmisión

Log likelihood = -668.651

LR chi2(5) = 7.73
 Prob > chi2 = 0.1719

_t	Coefficient	Std. err.	z	P> z	[95% conf. interval]	
Fase	.3262863	.1354991	2.41	0.016	.0607129	.5918597
CrecimientoPIBconstantes	-1.478888	2.299616	-0.64	0.520	-5.986052	3.028275
Liquidez	.5846633	1.343794	0.44	0.664	-2.049124	3.218451
Capitalización	-.4842608	1.196453	-0.40	0.686	-2.829265	1.860744
Tamaño ln	.0801847	1.285947	0.06	0.950	-2.440225	2.600594

Log likelihood = -703.78116

LR chi2(5) = 7.92
 Prob > chi2 = 0.1606

_t	Coefficient	Std. err.	z	P> z	[95% conf. interval]	
Fase	.335597	.1344525	2.50	0.013	.072075	.5991191
CrecimientoPIBconstantes	-1.180228	2.076073	-0.57	0.570	-5.249257	2.888801
Liquidez	.3024668	1.353697	0.22	0.823	-2.35073	2.955663
Capitalización	-.7114678	1.238869	-0.57	0.566	-3.139607	1.716671
Tamaño	-.0052608	.0604791	-0.09	0.931	-.1237976	.1132761

Log likelihood = -755.98619

LR chi2(5) = 8.10
 Prob > chi2 = 0.1510

_t	Coefficient	Std. err.	z	P> z	[95% conf. interval]	
Fase	.3173882	.1320074	2.40	0.016	.0586585	.576118
CrecimientoPIBconstantes	-2.168115	2.096624	-1.03	0.301	-6.277422	1.941193
Liquidez	.2794705	1.326972	0.21	0.833	-2.321348	2.880289
Capitalización	-.4235263	1.22972	-0.34	0.731	-2.833733	1.98668
Tamaño ln	.0051058	.0602311	0.08	0.932	-.1129449	.1231565

Anexo 10. Índice de concordancia Gönen y Heller para estimaciones conjuntas de Cox.

<pre>. estat concordance, gheller Failure _d: Failure50 Analysis time _t: TFailure50 Gonen and Heller's K concordance statistic Number of subjects (N) = 200 Gonen and Heller's K = 0.5345 Somers' D = 0.0690</pre>	<pre>. estat concordance, gheller Failure _d: Failure100 Analysis time _t: TimetoFailure100 Gonen and Heller's K concordance statistic Number of subjects (N) = 375 Gonen and Heller's K = 0.5205 Somers' D = 0.0410</pre>	<pre>. estat concordance, gheller Failure _d: Failure150 Analysis time _t: TFailure150 Gonen and Heller's K concordance statistic Number of subjects (N) = 375 Gonen and Heller's K = 0.5244 Somers' D = 0.0488</pre>
---	--	---

Índice de concordancia para estimaciones por fase para cada escenario:

○ Expansiva

<pre>. estat concordance, gheller Failure _d: Failure50 Analysis time _t: TFailure50 Gonen and Heller's K concordance statistic Number of subjects (N) = 200 Gonen and Heller's K = 0.5345 Somers' D = 0.0690</pre>	<pre>. estat concordance, gheller Failure _d: Failure100 Analysis time _t: TimetoFailure100 Gonen and Heller's K concordance statistic Number of subjects (N) = 200 Gonen and Heller's K = 0.5327 Somers' D = 0.0654</pre>	<pre>. estat concordance, gheller Failure _d: Failure150 Analysis time _t: TimetoFailure150 Gonen and Heller's K concordance statistic Number of subjects (N) = 200 Gonen and Heller's K = 0.5380 Somers' D = 0.0760</pre>
---	--	--

○ Contractiva

<pre>. estat concordance, gheller Failure _d: Failure50 Analysis time _t: TimetoFailure50 Gonen and Heller's K concordance statistic Number of subjects (N) = 175 Gonen and Heller's K = 0.5468 Somers' D = 0.0936</pre>	<pre>. estat concordance, gheller Failure _d: Failure100 Analysis time _t: TimetoFailure100 Gonen and Heller's K concordance statistic Number of subjects (N) = 175 Gonen and Heller's K = 0.5383 Somers' D = 0.0765</pre>	<pre>. estat concordance, gheller Failure _d: Failure150 Analysis time _t: TimetoFailure150 Gonen and Heller's K concordance statistic Number of subjects (N) = 175 Gonen and Heller's K = 0.5551 Somers' D = 0.1102</pre>
--	--	--