



**UNIVERSIDAD PERUANA DE CIENCIAS APLICADAS**

**FACULTAD DE ECONOMÍA**

**PROGRAMA ACADÉMICO DE ECONOMÍA Y FINANZAS**

Análisis de riesgos competitivos de la duración de la tasa de política monetaria en Perú

**TRABAJO DE INVESTIGACIÓN**

Para optar el grado de bachiller en Economía y Finanzas

**AUTOR**

Tipula Cochachin, Teresa Lizhett (0000-0002-9877-1967)

**ASESOR**

Lengua Lafosse, Gloria Patricia (0000-0003-4175-5111)

**Lima, 28 de junio de 2020**

## RESUMEN

Los modelos de sobrevivencia o duración son útiles para modelar la distribución subyacente del periodo en el que ocurre el evento específico. El presente artículo analiza la duración de la tasa de referencia del Banco Central de Reserva del Perú (BCRP) y sus determinantes, haciendo uso de los modelos de sobrevivencia para un análisis que incluye los riesgos competitivos. En presencia de riesgos competitivos, el enfoque convencional de la duración puede obtener resultados sesgados y no interpretables. Por lo que, siguiendo la propuesta inicial de Gutiérrez y Lozano (2010), se recurre al análisis de riesgos competitivos a fin de analizar la duración entre los cambios de tasa de política monetaria en Perú, tomando en cuenta los dos escenarios posibles (incrementos y recortes) y magnitudes (25 pb y más de 25 pb); así como las variables que inciden en su comportamiento. Las regresiones bajo riesgos competitivos sugieren un comportamiento asimétrico en lo que respecta a las variables que definen los cambios de la tasa de referencia (incrementos o recortes). Variables como la inflación, producto y la tasa de referencia del periodo afectan al riesgo de ambos estados; sin embargo, un recorte en la tasa de referencia es también determinado por la brecha de la inflación local respecto a la extranjera y la duración de la tasa de referencia previa. En particular, los resultados son consistentes con una economía regida bajo el marco de metas de inflación. Se extrae que, el BCRP puede mantener la tasa de referencia en un nivel constante hasta que las variables de interés, como la inflación, se encuentren en condiciones críticas. Los resultados de las pruebas también confirman que la duración de tasas con cambios pequeños y grandes no son estadísticamente diferentes en las subidas de tasas.

Clasificaciones JEL: C14, C41, E52, E58

Palabras clave: [política monetaria; tasas de interés; modelos de sobrevivencia; riesgos competitivos]

## A competitive risk analysis of the duration of peruvian monetary policy rate

### ABSTRACT

Survival or duration models are useful for modeling the underlying distribution of the period in which the specific event occurs. This article analyzes the duration of the monetary policy rate of Peru and its determinants, in base of survival models including competing risks. In the presence of competing risks, the conventional duration method could get biased and uninterpretable results. Therefore, following the initial proposal of Gutierrez and Lozano (2010), this article includes competitive risks in order to analyze the duration between changes in the monetary policy rate of Peru, taking into account two possible scenarios, rate hikes and rate cuts, and magnitudes (25 bp and more than 25 bp); as well as the variables that affect their behavior. The regressions under competing risks suggest an asymmetric behavior between the variables that define the specific event of the monetary policy rate (increases or decreases). The models for rate hikes and rate cuts agree in finding the influences of variables, in the risk of both specific events: inflation, domestic product and the monetary policy rate. However, a cut in the monetary policy rate is also determined by the gap between local and US inflation and the duration of the previous rate. The results are consistent with an economy under the inflation targeting framework. As an inference, the Central Reserve Bank of Peru can maintain the reference rate at a constant level until the variables of interest, such as inflation, are in critical conditions. Test results also confirm that the duration of rates with small and large changes are not statistically different in rate hikes.

JEL classifications: C14, C41, E52, E58

Keywords: [monetary policy; interest rates; survival analysis; competing risks]

## TABLA DE CONTENIDOS

<b>1</b>	<b>INTRODUCCIÓN</b> .....	<b>1</b>
<b>2</b>	<b>REVISIÓN DE LA LITERATURA</b> .....	<b>5</b>
2.1	LA TASA DE INTERÉS DE POLÍTICA MONETARIA.....	5
2.2	DURACIÓN DEL INSTRUMENTO DE POLÍTICA MONETARIA .....	6
<b>3</b>	<b>APROXIMACIÓN METODOLÓGICA</b> .....	<b>9</b>
3.1	ANÁLISIS DE LA DURACIÓN EN PRESENCIA DE RIESGOS COMPETITIVOS.....	9
3.2	ENFOQUES DE LOS MODELOS DE SOBREVIVENCIA .....	11
3.3	DATOS Y MUESTRA .....	13
3.4	ANÁLISIS DESCRIPTIVO DE LA TASA DE REFERENCIA .....	15
<b>4</b>	<b>RESULTADOS</b> .....	<b>18</b>
4.1	ESTIMACIÓN DE LA CURVA DE INCIDENCIA ACUMULADA.....	18
4.2	ESTIMACIÓN EN PRESENCIA DE RIESGOS COMPETITIVOS .....	21
<b>5</b>	<b>CONCLUSIONES</b> .....	<b>26</b>
<b>6</b>	<b>REFERENCIAS</b> .....	<b>28</b>
<b>7</b>	<b>ANEXOS</b> .....	<b>32</b>

## ÍNDICE DE TABLAS

Tabla 1. Descripción de las covariables .....	14
Tabla 2. Duración promedio de la tasa de referencia en días (2004-2020).....	16
Tabla 3. Intervalos de confianza de Aalen .....	19
Tabla 4. Prueba de Gray .....	21
Tabla 5. Regresiones de riesgo competitivos .....	22
Tabla 6. Especificación final de regresión bajo riesgos competitivos.....	23

## ÍNDICE DE GRÁFICOS

Gráfico 1. Escenarios de la tasa de referencia .....	4
Gráfico 2. Canal formado por las tasas de interbancarias (2003-2020) .....	15
Gráfico 3. Histograma de la duración de la tasa de referencia .....	17
Gráfico 4. CIF para aumentos y recortes de la tasa de referencia .....	18
Gráfico 5. CIF para aumentos y recortes de la tasa de referencia (25 pb).....	20
Gráfico 6. CIF para aumentos y recortes de la tasa de referencia (más de 25 pb) .....	20

## 1 INTRODUCCIÓN

En el marco del diseño de política monetaria, el esquema de objetivos de los bancos centrales (BC) ha ido cambiando; el más frecuente en los últimos años ha sido el régimen de metas de inflación (MI). Este régimen prioriza inflación baja y sostenida en el tiempo que permite anclar las expectativas de inflación de modo que la economía pueda desenvolverse sin presiones inflacionarias o deflacionarias de manera consistente. El régimen de MI fue utilizado por primera vez en la década de los noventa por Nueva Zelanda y posteriormente adoptado por Canadá, Reino Unido, Suecia, y también por países latinoamericanos como Chile, Brasil y Perú<sup>1</sup>.

Para su implementación, los BC deben tener control de la inflación mediante la tasa de interés de corto plazo (Clarida et al., 1999). Es por esta razón que, tras superar un escenario de hiperinflación en la década de los ochenta, Perú pasó de adoptar un régimen de agregados monetarios, basado en la tasa de crecimiento de la emisión primaria, a un esquema de MI en el 2002. A la fecha, Perú ha sido catalogado como uno de los países relevantes en cuanto a cumplimiento de objetivos de inflación, según el reporte presentado por el *World Economic Forum*; ver detalle en Schwab (2019).

El Banco Central de Reserva del Perú (BCRP) emplea como instrumento de política monetaria a la tasa de interés de referencia, con la finalidad de influenciar en la tasa de interés de las transacciones interbancarias de muy corto plazo. De acuerdo con Taylor (1993), las intervenciones en la tasa de política monetaria siguen sistemáticamente un conjunto de preferencias recogidas en la función de reacción de la política monetaria, la información futura sobre la economía y previas decisiones en cuanto a los instrumentos de política monetaria.

Moura y Cavalho (2008) realizan un estudio enfocado en el diseño de política monetaria en países latinoamericanos y concluyen que el BCRP muestra preocupación por la capacidad de respuesta de las tasas de interés ante cambios en la inflación; es decir, cuenta con una política monetaria “moderada”. Esto implicaría que, el BC interviene moviendo la tasa de

---

<sup>1</sup> Cronológicamente, estos fueron los países que adoptaron Metas de Inflación, **1990:** Nueva Zelanda; **1991:** Canadá, Chile; **1992:** Israel, Reino Unido; **1993:** Finlandia, Suecia; **1994:** Australia; **1998:** República Checa, Polonia, Corea del Sur; **1999:** Brasil, Colombia, México; **2000:** Sudáfrica, Suiza, Tailandia; **2001:** Islandia; Hungría, Noruega; **2002:** Perú.

referencia, de ser necesario, en mayor magnitud con la finalidad de situar a la inflación en su rango objetivo. En teoría, países con MI actúan en un menor periodo de tiempo y mayor magnitud ante fluctuaciones de la brecha de inflación. Sin embargo, las decisiones de política monetaria también pueden verse impactadas por choques económicos, tales como las intervenciones a causa de la crisis sanitaria ocurrida a inicios del 2020, que situaron a la tasa de referencia en niveles de 0.25 por ciento, el nivel histórico más bajo.

Dolado y María-Dolores (2002) señalan que los estudios de política monetaria en torno a la tasa de referencia en la economía española deben considerar dos características, que también son consistentes con el caso peruano: (i) la tasa de referencia cambia de manera irregular mediante incrementos o recortes; y (ii) estos cambios se realizan a razón discreta de múltiplos de 25 puntos básicos (pb). Para Shih y Giles (2008), la tasa de referencia puede mantenerse constante durante periodos largos, pese a que el valor de variables como la inflación cambian de mes a mes. Al respecto, los autores plantean cuán probable es que ocurra un movimiento de la tasa de política en cada momento del tiempo, dado que el Banco Central de Canadá no ha realizado movimientos previos. En la misma línea de investigación, Gutiérrez y Lozano (2010) analizan la duración de la tasa de los fondos federales, entendida como el periodo de tiempo que transcurre entre los últimos cambios en la tasa. Los resultados comprueban que, existe una diferencia entre los determinantes que explican los incrementos y recortes cuando estos son suaves (25 pb) o bruscos (mayores de 25 pb).

La Crisis Financiera Internacional del 2008 dejó lecciones claves a los hacedores de política, pues pese a la respuesta rápida y decidida de los BC, conducir a la economía a su estado natural requirió de medidas no convencionales que habrían sido impensables de acuerdo con la política monetaria tradicional; ver Borio et al. (2018). Sin embargo, a pesar del interés en políticas no convencionales, se ha identificado que aún hay brechas por cubrir en lo que respecta a los estudios de política monetaria tradicional. En base a lo expuesto, el presente artículo analiza la duración de la tasa de referencia del BCRP y sus determinantes, haciendo uso de los modelos de sobrevivencia en presencia de riesgos competitivos. Se espera contribuir con la literatura previa en la misma línea de investigación en Perú, en vista de la escasez de estudios que emplean una metodología similar. Siguiendo a Gutiérrez y Lozano (2010), los objetivos específicos del presente estudio aplicado al caso peruano son: (i) analizar la duración de la tasa de política monetaria y el efecto que tienen las variables



macroeconómicas sobre esta; y (ii) dado que el BC incrementa o recorta la tasa, analizar si existen diferencias en los determinantes que definen cada escenario.

La metodología es adecuada pues considera las características particulares de la tasa de referencia de política monetaria (irregular y discreta); además, permite distinguir y considerar los diferentes determinantes asociados a cada cambio en la tasa de referencia. El análisis de riesgos competitivos se desarrolla sobre la base de los modelos de sobrevivencia, también denominados modelos de duración o análisis del tiempo hasta el evento. A diferencia del modelamiento de series de tiempo convencional para la duración, el análisis de sobrevivencia se caracteriza por utilizar como variable dependiente al periodo de tiempo que transcurre entre el inicio y el momento en el que ocurre un evento que cambia de estado a la variable de interés. Una de las ventajas del uso de modelos de sobrevivencia es que permite la incorporación de datos censurados. Se identifica como un dato censurado cuando a lo largo del estudio, la observación permanece en su estado inicial; es decir, la muestra no contempla la ocurrencia del evento de interés para esa observación.

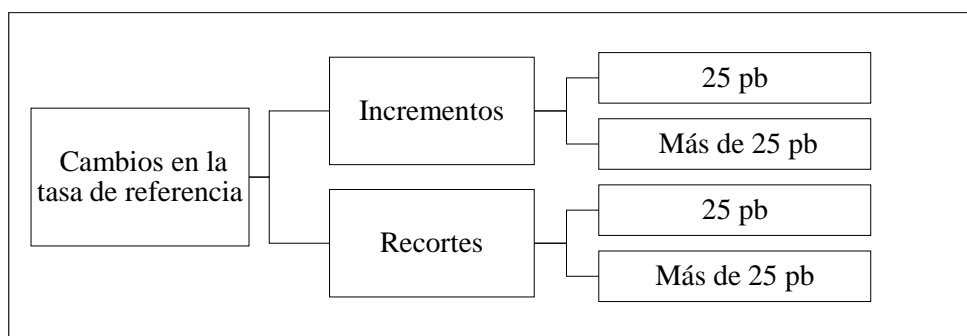
Los modelos de sobrevivencia fueron empleados, en sus inicios, en la literatura biomédica; es a partir de la década de los setenta cuando investigaciones económicas empezaron a utilizar este tipo de modelos (Danacica y Babucea, 2010). En un caso particular de la literatura biomédica, los modelos de sobrevivencia permiten estudiar la recaída de un paciente luego de haber aplicado un tratamiento. Mientras que, en la literatura económica usualmente se usa en aplicaciones para analizar el desempleo, como la propuesta por Böheim y Taylor (2000). Los autores analizan las características específicas que impactan en la duración de periodos de desempleo que conducen eventualmente al ingreso en el mercado laboral, así como la probabilidad de que este evento ocurra, dado que han preexistido periodos de desempleo.

Si bien, en la práctica, se presentan múltiples factores que inciden en la ocurrencia del evento de interés independiente de cuál sea su causa, estos no son incorporados por las técnicas habituales de los modelos de sobrevivencia. Para Scrucca et al. (2007), en presencia de riesgos competitivos, la aparición de un tipo de evento dificulta la ocurrencia del evento de interés. De forma que, es necesario emplear un análisis que los incorpore, con el objeto de evitar resultados sesgados e interpretaciones inadecuadas (Pintilie, 2011).

En un marco más general, los resultados de esta investigación contribuyen al conjunto de información que perfilan las expectativas de los agentes económicos en la toma de decisiones y el desarrollo de estrategias de prevención. Según Gutiérrez y Lozano (2010), la falta de independencia entre un incremento o recorte de la tasa hace conveniente la incorporación de los riesgos competitivos. Así, la metodología permite identificar las variables explicativas (llámense, covariables) que determinan cada escenario, de modo que se introduce al estudio el concepto de asimetrías en las intervenciones de política monetaria, mediante una hipótesis que plantea si los determinantes de la duración entre los cambios de tasa pueden ser distintos cuando se analizan dos eventos de interés: incrementos y recortes de la tasa de referencia.

En el *Gráfico 1*, se presenta un esquema que sintetiza las decisiones de política monetaria en cuanto a la tasa de referencia. En primera instancia, el BC puede incrementar o recortar la tasa de referencia. En un segundo plano, cada uno de los escenarios se desglosa según la magnitud de los movimientos en la tasa. La propuesta del presente estudio permite distinguir en cuanto a la magnitud en dichas intervenciones, así se diferencia cuando los cambios se realizan a razón de 25 pb y cuando estos son mayores a 25 pb.

**Gráfico 1. Escenarios de la tasa de referencia**



*Elaboración: propia*

El resto del documento está estructurado de la siguiente manera. La segunda sección describe la revisión de la literatura. La tercera sección presenta la aproximación metodológica. En la cuarta sección se encuentran los resultados de la estimación. Por último, en la quinta sección se concluye.

## 2 REVISIÓN DE LA LITERATURA

### 2.1 La tasa de interés de política monetaria

El análisis del comportamiento de tasas de interés continúa siendo un tópico de investigación. El estudio de la tasa de interés como instrumento de política monetaria cuenta con bases en los postulados de Fisher (1930), quien determinó que la tasa de interés monetaria aumenta (cae) ante la inflación (deflación) anticipada. Más adelante, Mundell (1963) añade que la tasa de interés de política monetaria aumenta menos que la tasa de inflación; en consecuencia, la tasa de interés real cae durante la inflación. Carr y Smith (2000) señalan que aumentos en la inflación esperada lideran ajustes positivos a nivel de tasas de interés, siguiendo el efecto planteado por Fisher. El estudio de Berument y Malatyali (2001) apunta a explicar el comportamiento de tasas de interés en función a la inflación esperada y un componente de incertidumbre asociado a la inflación. En Taylor (1993), el cálculo de los niveles esperados representa uno de los retos más grandes de los BC y, como punto de partida, las estimaciones del BC deben tomar en cuenta la información histórica de los cálculos erróneos en las variables esperadas.

Mishkin (1995) explica que el canal de transmisión de tasas de interés descansa en un supuesto keynesiano, en el que modificaciones en el nivel monetario impactan a la tasa de interés y esta, a su vez, en el nivel de producción. La tasa interbancaria tiene un efecto poderoso sobre el resto de las tasas en la economía, pues es capaz de repercutir en el desarrollo de la actividad económica y en el nivel de precios. Sin embargo, estos cambios no se transmiten en la misma magnitud al resto de la economía debido a la existencia de factores como rigideces de precios en el mercado (Rocha, 2012). De acuerdo con Taylor (1993), el BC ajusta la tasa de política monetaria en respuesta a desviaciones de las variables respecto a su objetivo. En particular, Taylor (1999) analiza las desviaciones ponderadas de la tasa de inflación y el producto de algún objetivo, mediante la denominada Regla de Taylor para estimar la tasa de los fondos federales.

Para Svensson (1997), las reglas instrumento, como la regla de Taylor, son más complejas y menos robustas que las reglas de objetivo. La ventaja de las reglas de objetivo es que, al establecer el compromiso, brindan flexibilidad al BC para encontrar la función de reacción

correspondiente; bajo este contexto, recomienda la implementación de MI. Bernanke y Mishkin (1997) señalan que este marco fomenta políticas más transparentes y es más efectivo que las metas de producto bruto interno (PBI).

## 2.2 Duración del instrumento de política monetaria

La línea de investigación en torno a la duración de los instrumentos de política monetaria parte de estudios seminales como el de Eichengreen et al. (1985). Los autores evalúan las decisiones del Banco de Inglaterra en el ajuste de la tasa de descuento bajo el régimen del patrón oro. En ese entonces el Banco de Inglaterra consideraba como indicador a un umbral que distinguía a las condiciones críticas que podrían afectar la economía de escenarios propios del ciclo económico. Por política, sus intervenciones estaban focalizadas a las condiciones críticas, de modo que, por largos periodos se mostraba reacio a actuar. El estudio, mediante la estimación de un Modelo Probit Ordenado Estocástico que captura el efecto de cambios discretos del instrumento, modela la probabilidad de que la intervención del BC responda a factores como cambios en las posiciones de reserva, tipo de cambio, diferenciales de tasas de interés, títulos emitidos por el tesoro, entre otros. Los resultados sugieren que el BC se inclinaba a aumentar la tasa de descuento al perder las reservas. Sobre la base del estudio de Eichengreen et al. (1985), Davutyan y Parke (1995) realizan una extensión del periodo de análisis, considerando una muestra que incluye datos previos a la Primera Guerra Mundial. Encuentran que no existe una relación negativa entre las magnitudes de las existencias de oro y la tasa de política monetaria.

Fischer y Zurlinden (2004) aplican la metodología propuesta por Engle y Russell (1997) para analizar las intervenciones oficiales en el mercado de divisas de la Reserva Federal, Bundesbank y el Banco Nacional Suizo, tras notar patrones de actividad frecuentes seguido de largos periodos de inacción. Engle y Russell (1997) proponen el Modelo de Duración Condicional Autorregresiva para modelar series de tiempo irregulares usando procesos de puntos auto excitantes. En Engle y Russell (1997), se contrasta una hipótesis sobre clústeres en tiempos de transacción en mercados financieros, mediante el análisis de las transacciones de acciones de IBM; mientras que, la propuesta de Fischer y Zurlinden (2004) se centra en estimar si el patrón de intervenciones en el mercado de divisas es capaz de explicar las

futuras intervenciones. Como conclusión, la probabilidad de una intervención es mayor, mientras más tiempo haya transcurrido desde la última intervención. Adicionalmente, encuentran que las preferencias convencionales recogidas en la función de reacción del BC no influyen en la duración de la tasa de referencia.

Diversos estudios se han centrado en el análisis de las intervenciones del BC en la tasa de interés de política monetaria. Dolado y María-Dolores (2002) realizan un estudio con un enfoque basado en la estimación de un Modelo Probit Dinámico, que tiene por objetivo determinar la probabilidad de una intervención del Banco de España en cada punto del tiempo. Encuentran los siguientes resultados: (i) un ajuste de la tasa de interés de política monetaria es mayor cuando la inflación se acelera que cuando se desacelera; (ii) se evidencia una reacción fuerte en la tasa frente a depreciaciones del tipo de cambio; (iii) es menos probable que se realicen ajustes en situaciones en que la tasa aumentó el último periodo, lo que parece indicar que ha habido más persistencia bajando tasas de interés. Encuentran que el cambio rezagado de la tasa de referencia es una variable importante para determinar las intervenciones en la tasa de interés de política monetaria. Los resultados son consistentes con lo postulado por Jordà (1997), como se cita en Dolado y María-Dolores (2002), sobre “el efecto de duración”, el cual implica que, mientras más largos son los periodos sin intervención del BC, hay una probabilidad cada vez mayor de realizar ajustes en dicho periodo.

Hamilton y Jordà (2002) estudian cuándo y cómo la Reserva Federal decide ajustar la tasa de interés de los fondos federales. Su investigación introduce el modelo autorregresivo de riesgo condicional (ACH, por sus siglas en inglés) con la finalidad de pronosticar el periodo y magnitud de las intervenciones en la tasa de política monetaria. El modelo ACH fue planteado inicialmente en Jordà (1997). La mayoría de las variables explicativas del ACH resultaron no significantes para explicar la magnitud de la tasa de interés de los fondos federales. Parten de un Probit Ordenado para consolidar la magnitud de cambios y determinaron que es muy probable que un incremento en la tasa de interés sea anticipado por un incremento previo. El espíritu de su investigación aborda implícitamente el componente de discrecionalidad para medir el efecto en las expectativas de los agentes. Grammig y Kehrlé (2008) se enfocan en duraciones más largas; para lo cual desarrollan el Proceso de Puntos Marcados que supone el enfoque combinado de Modelo Condicional

Autorregresivo y ACH. Los autores consiguen pronósticos parsimoniosos de hasta seis meses de horizonte.

Shih y Giles (2008) realizan una comparación entre el enfoque no paramétrico y paramétrico de los modelos de sobrevivencia para analizar los determinantes de la duración de la tasa de referencia en Canadá. Encontraron que la inflación y el crecimiento económico tienen incidencia en la duración de la tasa de política monetaria, mientras que variables como el desempleo o el tipo de cambio no son estadísticamente significativas. La probabilidad de una intervención aumenta a medida que pasa el tiempo; así, después de un mes, la probabilidad de que cambie la tasa de política monetaria en el próximo periodo es 44 por ciento, mientras que incrementa a 70 por ciento, si esta se ha mantenido constante por cinco meses.

En la misma línea de investigación, Gutiérrez y Lozano (2010) analizan la duración de la tasa de fondos federales de EE. UU., mediante un modelo de sobrevivencia que incluye los riesgos competitivos para hacer distinción entre incrementos y recortes de la tasa de fondos federales. Sus resultados son consistentes con el “efecto duración”; además, encuentran que la magnitud de la intervenciones es relevante para analizar los cambios en la tasa de política monetaria. En el estudio, se encontró que la tasa de fondos federales del periodo reduce el riesgo de aumentos futuros en la tasa y que un mayor crecimiento en la producción reduce el riesgo de recortes de tasa. Como conclusión general, se extrae que el conjunto de factores que inciden en las tasas de riesgo de incrementos difiere del conjunto para recortes de tasa.

### 3 APROXIMACIÓN METODOLÓGICA

#### 3.1 Análisis de la duración en presencia de riesgos competitivos

La duración o sobrevivencia se expresa como el periodo de tiempo (horas, días, meses, años, etc.), que transcurre hasta que un evento particular ocurra y cambie el estado de la variable. Puede contribuir a entender el concepto, el estudio médico de Whalley et al. (2008), direccionado a analizar la utilidad de la ecocardiografía para predecir eventos como la hospitalización y/o muerte por enfermedad cardiovascular. Del ejemplo, la duración se define como el periodo de tiempo hasta que un individuo es hospitalizado (o muere) tras la aplicación de un electrocardiograma.

Los modelos de sobrevivencia convencionales fueron diseñados para evaluar solo un evento específico; por ejemplo, la muerte de un paciente. Sin embargo, en la práctica es común enfrentarse a un conjunto de eventos no ordenados denominados riesgos competitivos que definen el estado del individuo independientemente de cuál sea su causa. Si bien se plantea un conjunto finito de causas, se asume que finalmente solo una de ellas tendrá efecto en el estado del individuo. Según Scrucca et al. (2007), se produce una situación de riesgos competitivos cuando la aparición de un tipo de evento dificulta la ocurrencia del evento de interés. En el ejemplo, la muerte u hospitalización causada por factores ajenos a enfermedades cardiovasculares es considerada un evento de riesgo competitivo, pues impide la ocurrencia del evento de interés: hospitalización y/o muerte cardiovascular.

El análisis de riesgos competitivos se desarrolla sobre el marco conceptual de los modelos de sobrevivencia. En general, el análisis de sobrevivencia permite modelar la distribución subyacente del periodo en que la variable cambia de estado y evaluar los determinantes de esta (Xie y Giles, 2009). En base a la distribución de la duración, el objetivo es interpretar la probabilidad de que, en un periodo de tiempo dado, ocurra un evento específico, tomando en cuenta que no ha ocurrido antes. A esta probabilidad se le denomina tasa de riesgo.

La diferencia respecto al análisis convencional de la duración radica en que cada individuo se caracteriza por la combinación de  $(T, K)$ , donde  $T > 0$  es el periodo que transcurre hasta la ocurrencia del evento específico, correspondiente a la duración. El vector finito  $K \in (1, \dots, n_k)$  considera los múltiples eventos capaces de incidir en el cambio de estado de la

variable. Así, para el análisis que incorpora los riesgos competitivos, la distribución conjunta de  $(T, K)$  se especifica mediante la función de riesgo para cada evento específico,  $f_k(t)$ . Esta representa la distribución de la probabilidad de ocurrencia del evento particular, asimismo, se caracteriza por ser no negativa ni tener límite superior. Así,  $f_k(t)$  está definida como:

$$f_k(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{\Pr(t < T \leq t + \Delta t, K = k/T \geq t)}{\Delta t} \quad (3.1)$$

Además,  $f_k(t)$  permite obtener la tasa instantánea por unidad de tiempo para la ocurrencia del evento específico  $k$  –ésimo, dado que haya sobrevivido; es decir, no ha ocurrido ningún evento hasta el momento  $t$ , condicionada a que como mínimo su duración sea  $t$ . Para analizar un instante en el tiempo  $\Delta t$ , se define lo siguiente:

$$\frac{\Pr(t < T \leq t + \Delta t, K = k)}{\Delta t} \approx \Pr(T \geq t) f_k(t) \quad (3.2)$$

La función de riesgo para cada evento específico se expresa como una densidad acumulada,  $F_k(t)$ , dado que la duración es menor o igual al momento particular  $t$ . La función de distribución en el tiempo, también denominada función de incidencia acumulada, para el evento específico  $k$  –ésimo está definida como:

$$F_k(t) = \int_0^t f(u) d(u) \approx \Pr(T \leq t) \quad (3.3)$$

Otro concepto importante en el análisis de duración es la función de supervivencia,  $\hat{S}_k(t)$ , expresada como el complemento de  $F_k(t)$ . En términos generales,  $\hat{S}_k(t)$  se define como la probabilidad de supervivencia en un intervalo de tiempo. Siguiendo con el estudio de Whalley et al (2008), la función de supervivencia brinda información sobre cuál es la probabilidad de que el paciente no experimente ningún estado (hospitalización o deceso); es decir, que el paciente haya sobrevivido tras la aplicación del ecocardiograma durante el periodo que abarca la muestra.

$$\hat{S}_k(t) = 1 - F_k(t) = \Pr(T > t) \quad (3.4)$$

La interpretación de los modelos de supervivencia se realiza en base a la tasa de riesgo,  $h_k(t)$ , definida como el cociente que resulta de la función de riesgo y la función de supervivencia.



$$h_k(t) = \frac{f_k(t)}{\hat{S}_k(t)} \quad (3.5)$$

Por ejemplo, la tasa de riesgo para un sujeto que se encuentra desempleado hasta el momento  $t$  se define como la probabilidad de encontrar empleo. Específicamente en el estudio, dada la tasa de referencia constante hasta  $t$ , la tasa de riesgo representa cuál es la probabilidad de que el BCRP intervenga.

### 3.2 Enfoques de los modelos de sobrevivencia

En el análisis de los modelos de sobrevivencia se distinguen los enfoques paramétricos, semi paramétricos y no paramétricos. Un enfoque paramétrico requiere un supuesto de distribución de la población a la cual pertenece la muestra. Los modelos paramétricos más comunes incluyen distribuciones como Weibull, exponencial y log-logística; ver detalle en Shih y Giles (2008), Xie y Giles (2009) y Guo y Zhuo (2011). En contraste, los modelos semi paramétricos no requieren supuestos de distribución, pues se estiman a partir de la muestra. En esta última categoría se encuentra la especificación del modelo de riesgos proporcionales de Cox (PH, por sus siglas en inglés); ver Cox (1972) y Lee et al. (1992). En el modelo de Cox, la estimación de la distribución o función de riesgo basal se define como la probabilidad de que el sujeto cambie de estado omitiendo el efecto de las variables explicativas (Danacica y Babucea, 2010). Al igual que el enfoque paramétrico, el modelo de Cox se basa en un supuesto restrictivo que asume que los riesgos se mantienen constantes durante el periodo de sobrevivencia. En el modelo de Cox, la función de riesgo basal es el único componente que depende del tiempo, el otro componente depende de las covariables que se asumen como independientes del tiempo<sup>2</sup>.

El método no paramétrico más utilizado en los modelos de sobrevivencia es el propuesto por Kaplan-Meier (KM) para estimar la función de sobrevivencia. Sus resultados sugieren formas funcionales cuando la distribución subyacente es desconocida (Shih y Giles, 2008). La forma de la curva KM es escalariforme y descendente, y cuando la muestra es

---

<sup>2</sup> En términos más específicos, una variable independiente en el tiempo es aquella que a lo largo del periodo muestral solo consideran un valor, este es el caso de la variable de género (mujer u hombre). Caso contrario, una variable como la edad depende del tiempo; sin embargo, siguiendo la especificación de Cox, se asume que, la edad no varía y se mantiene en el estado inicial.

suficientemente grande, se acerca a la verdadera función de supervivencia para esa población (Danacica y Babucea, 2010). Una de las ventajas del modelo de KM es que permite la introducción de datos censurados, parte por suponer que las observaciones censuradas eventualmente presentan el cambio de estado, si el seguimiento fuera lo bastante largo. En tal sentido, el investigador debe garantizar antes del análisis, que la probabilidad de que una observación sea censurada es independiente del tiempo de supervivencia; ver Bullón (2009), Jager et al. (2008) y Pintilie (2011).

En los párrafos anteriores se mencionaron las características de dos de los enfoques más utilizados en los modelos de supervivencia: (i) el método de KM, usado para estimar las curvas de supervivencia, y (ii) el modelo de PH, utilizado para identificar las tasas de riesgo. Sin embargo, la naturaleza de los modelos de KM y PH de Cox no considera los riesgos competitivos, pues asume que el cambio de estado del individuo se debe a la ocurrencia de un solo evento específico. Según Pintilie (2011), mediante métodos tradicionales y en presencia de riesgos competitivos, el investigador enfrenta una disyuntiva. Por un lado, puede decidir no tomarlos en cuenta y asumir que el estado de sus variables se debe a la causa específica, para lo cual censura las observaciones causadas por factores ajenos al de interés; por tanto, se producirían resultados sesgados. Por otro lado, el investigador puede tomar en cuenta los riesgos competitivos, con lo que se estimaría correctamente la probabilidad, pero los resultados no serían interpretables. Específicamente, en el caso de KM, se tiende a sobreestimar la probabilidad real de supervivencia y los resultados no tienen una interpretación directa en términos de probabilidad de supervivencia para el tipo de evento específico. Según Kim (2007), este sesgo ocurre porque el método de KM asume que los eventos son independientes y, por tanto, censura a los eventos distintos al evento de interés.

A fin de solucionar estas falencias, Kalbfleisch y Prentice (1980) plantean el método denominado Función de Incidencia Acumulada (CIF, por sus siglas en inglés). La CIF cuantifica la probabilidad acumulada de los eventos específicos en presencia de riesgos competitivos sin supuestos sobre la independencia de los eventos. De modo que, su aplicación es útil en el presente estudio en el que no se garantiza la independencia entre un incremento o recorte de tasa (Gutiérrez y Lozano, 2010). La CIF estima la probabilidad por unidad de tiempo de la ocurrencia de cada evento específico, dado que haya sobrevivido.

Del mismo modo, en ausencia de riesgos competitivos, el modelo de regresión de Cox es útil para analizar el efecto de las covariables en la probabilidad de ocurrencia del evento

específico. Sin embargo, en presencia de riesgos competitivos, el modelo de regresión introducido por Fine y Gray (1999) es adecuado, pues este supone una adaptación del modelo PH de Cox a las bases del CIF. Bajo esta óptica, es viable realizar inferencias de los efectos de las covariables en la incidencia acumulada de tipo  $k$ . La función de riesgo basal para cada evento específico está dada por:

$$f_k(t; Z) = f_{k0}(t) \exp(Z^T \beta_k), \quad (3.6)$$

donde  $Z$  es un vector de covariables con  $P$  dimensiones independientes del tiempo y  $\beta_k$  es el vector de coeficientes de regresión con  $P$  dimensiones. La función de probabilidad acumulada de un evento  $k$  viene dada por:

$$F_k(t, Z) = 1 - \exp\{-\exp(Z^T \beta_k) u_k(t)\}, \quad (3.7)$$

$$\text{siendo, } u_k(t) = \log \left\{ \int_0^t \lambda_{k0}(s) ds \right\} \quad (3.8)$$

En el presente estudio se analizan dos eventos específicos: incrementos y recortes; tomando en cuenta la magnitud en cada intervención. Así, se identifican cuatro estados para los cambios de la tasa de referencia, que surgen de la combinación de incrementos y recortes en magnitudes de 25 pb (cambios suaves) y más de 25 pb (cambios bruscos). Bajo un esquema de MI, las intervenciones en la tasa están direccionadas a situar a la inflación en su rango meta; por lo que, en teoría, el factor que incide directamente en los cambios de la tasa es la inflación. Sin embargo, esto no supone exclusividad como determinante de la tasa de política monetaria y es necesario incluir otras variables que puedan afectar al conjunto de información, usado por el BC para la toma de decisiones respecto a la tasa de referencia. Esta situación requiere que el estudio se realice bajo la óptica de un análisis de riesgos competitivos.

### 3.3 Datos y muestra

En el análisis empírico se utilizó datos para el periodo que abarca desde enero del 2004 a marzo del 2020. La muestra incluye todos los cambios en la tasa de referencia ocurridos en ese periodo. En total se registraron 50 duraciones de la tasa de referencia. Se utiliza como variable dependiente a la duración de la tasa de referencia expresada como los días

transcurridos desde el último cambio en la tasa de referencia hasta la próxima intervención oficial del BCRP.

En base a la duración de la tasa de referencia del periodo muestral, se asigna un conjunto de covariables que corresponden al periodo del cambio de la tasa de referencia. Así, el resto de la muestra está compuesto por covariables con frecuencia mensual. Siguiendo la propuesta de Gutiérrez y Lozano (2010), se incorporan variables tradicionales macroeconómicas como la tasa de referencia actual, el nivel de inflación y el crecimiento del PBI. Adicionalmente, para ampliar el conjunto de información, se optó por incluir el diferencial de la inflación peruana respecto a la inflación de Estados Unidos. Se incluyó el tipo de cambio en el vector de covariables en base a lo encontrado por Castillo et al. (2010), quienes concluyen que la función de reacción del BCRP considera a los choques cambiarios que inducen a la disponibilidad de soles en el mercado interbancario y presionan a la tasa interbancaria. Por último, siguiendo el “efecto de duración”, se ha incorporado la duración de la tasa de referencia previa y una variable dicotómica que recoge los cambios en la duración de la tasa de referencia. Esta última variable toma el valor de “1”, si la diferencia entre la penúltima duración,  $d(r_{t-1})$ , y antepenúltima duración,  $d(r_{t-2})$ , es positiva; y “0”, si la diferencia es negativa. Según Gutiérrez y Lozano (2010), esta variable toma en consideración el efecto aceleración en la duración de los movimientos previos de la tasa de referencia. En la *Tabla 1* se describen las variables empleadas para la estimación final<sup>3</sup>.

**Tabla 1. Descripción de las covariables**

Variable	Descripción	Fuente
$r$	Tasa de referencia	BCRP
$\pi$	Tasa de inflación (variación porcentual del IPC)	BCRP
$\pi - \pi^*$	Diferencia entre la inflación peruana y de EE. UU.	BLS
$\varepsilon$	Tasa de cambio interbancaria promedio (soles/dólares)	BCRP
$Y$	Crecimiento mensual del PBI de Perú (variación porcentual)	BCRP
$d(r_{t-1})$	Duración de la tasa de referencia previa	BCRP
$v$	Variable dicotómica “1” $d(r_{t-1}) - d(r_{t-2}) > 0$ ; “0”, si es lo contrario	BCRP

*Elaboración: propia*

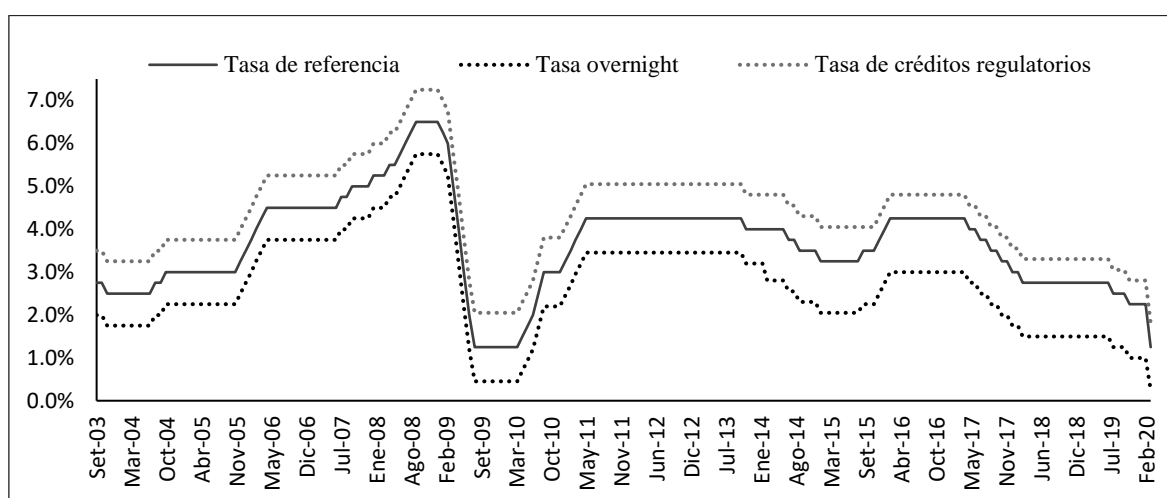
<sup>3</sup> La *Tabla 1* describe las variables seleccionadas para la especificación del modelo econométrico final. Cabe señalar, que *ex ante* se estimaron modelos que consideraron once variables explicativas. Las covariables omitidas en la estimación del modelo final fueron extraídas del BCRP y se detalla a continuación:

$E(\pi)$	Índice de expectativas de inflación
$E(Y)$	Índice de expectativas de la economía para los tres meses próximos
$TI$	Índice de términos de intercambio
$EMBIG$	Diferencial de riesgo para países emergentes – EMBIG (pb)

### 3.4 Análisis descriptivo de la tasa de referencia

El BCRP usa como herramienta de política monetaria a la tasa de referencia, situada dentro del canal formado por la tasa de créditos de regulación monetaria (pagada por los bancos al BC) y la tasa *overnight* (pagada por el BC a los bancos), como se evidencia en el *Gráfico 2*. El BCRP interviene mediante operaciones de mercado con la finalidad de que el costo en el mercado interbancario se sitúe cerca a la tasa de referencia. Las inyecciones y recortes de oferta en los fondos federales presionan a la tasa interbancaria, desencadenando una serie de eventos que afectarán al resto de tasas de interés usadas por los hogares y empresas. Estas, a su vez, provocarán cambios a nivel de precios y demanda agregada. Sin embargo, cuando las expectativas de inflación no se ubican dentro del rango objetivo<sup>4</sup>, el BC modifica la tasa de referencia, creando una nueva métrica para el canal de tasas interbancarias. A fin de anclar las expectativas adecuadamente mediante la aplicación de una política monetaria transparente, el BCRP publica de manera anual las fechas en las que se llevarán a cabo reuniones del directorio que resolverán el curso de la tasa de referencia.

**Gráfico 2. Canal formado por las tasas de interbancarias (2003-2020)**



Fuente: BCRP. Elaboración: propia

Un análisis descriptivo sobre la duración de la tasa de referencia se presenta en la *Tabla 2*. De esta se desprende que desde la implementación de MI, la posición adoptada por el BC en cuanto a tasa de referencia fue contractiva, ya que se observan en incrementos de 25 pb hasta

<sup>4</sup> En el caso peruano, la política monetaria del Banco Central de Reserva del Perú se rige bajo un esquema de Metas Explícitas de Inflación, que busca mantener la inflación fluctuando en un rango de 1 a 3 por ciento, medida por el Índice de Precios al Consumidor de Lima Metropolitana (IPC).

el 2009. Se consiguió ubicar a la tasa en su nivel más alto históricamente, 6.5 por ciento, en setiembre de 2008. En el 2009, se aplicaron medidas expansivas recurrentes, en línea con el periodo de reactivación económica tras la Crisis Financiera Internacional, la duración promedio registrada en dicho periodo fue 65 días. Durante ese año, se consiguió uno de los niveles de tasa más bajos históricos, 1.25 por ciento, que se mantuvo durante 273 días. A partir del 2013, nuevamente se evidencia una preferencia por las políticas contractivas en cuanto a tasa de referencia. El cambio en noviembre del 2013 se dio luego de haber transcurrido 911 días, el mayor periodo de inactividad relacionado a intervenciones en la tasa de referencia; durante ese periodo la tasa se ubicó en 4.25 por ciento. En el 2018, se registró la segunda duración más larga, con una tasa de 2.75 por ciento que se mantuvo constante por alrededor de 518 días.

**Tabla 2. Duración promedio de la tasa de referencia en días (2004-2020)**

Año	Alzas de tasa			Recortes de tasa			Todos los cambios de tasa por magnitud					
	N° de cambios	%	Duración promedio	N° de cambios	%	Duración promedio	N° de cambios	%	Duración promedio	Cambios en valor absoluto (pb)		
										<0;25]	<25;50]	<50;1]
2004	2	6.7	242	0	0.0	-	2	4.0	242	2	0	0
2005	1	3.3	35	0	0.0	-	1	2.0	35	1	0	0
2006	5	16.7	109	0	0.0	-	5	10.0	109	5	0	0
2007	2	6.7	95	0	0.0	-	2	4.0	95	2	0	0
2008	6	20.0	65	0	0.0	-	6	12.0	65	6	0	0
2009	0	0.0	-	7	35.0	65	7	14.0	65	2	0	5
2010	5	16.7	49	0	0.0	-	5	10.0	49	3	2	0
2011	5	16.7	207	0	0.0	-	5	10.0	207	5	0	0
2012	0	0.0	-	0	0.0	-	0	0.0	-	0	0	0
2013	0	0.0	-	1	5.0	245	1	2.0	245	1	0	0
2014	0	0.0	-	2	10.0	95	2	4.0	95	2	0	0
2015	2	6.7	32	1	5.0	91	3	6.0	121	3	0	0
2016	2	6.7	242	0	0.0	-	2	4.0	242	2	0	0
2017	0	0.0	-	4	20.0	61	4	8.0	61	4	0	0
2018	0	0.0	-	2	10.0	287	2	4.0	287	2	0	0
2019	0	0.0	-	2	10.0	112	2	4.0	112	1	0	1
2020*	0	0.0	-	1	5.0	21	1	2.0	21	0	0	1
<b>Total</b>	<b>30</b>	<b>100</b>	<b>119</b>	<b>20</b>	<b>100</b>	<b>122</b>	<b>50</b>	<b>100</b>	<b>128</b>	<b>41</b>	<b>2</b>	<b>7</b>

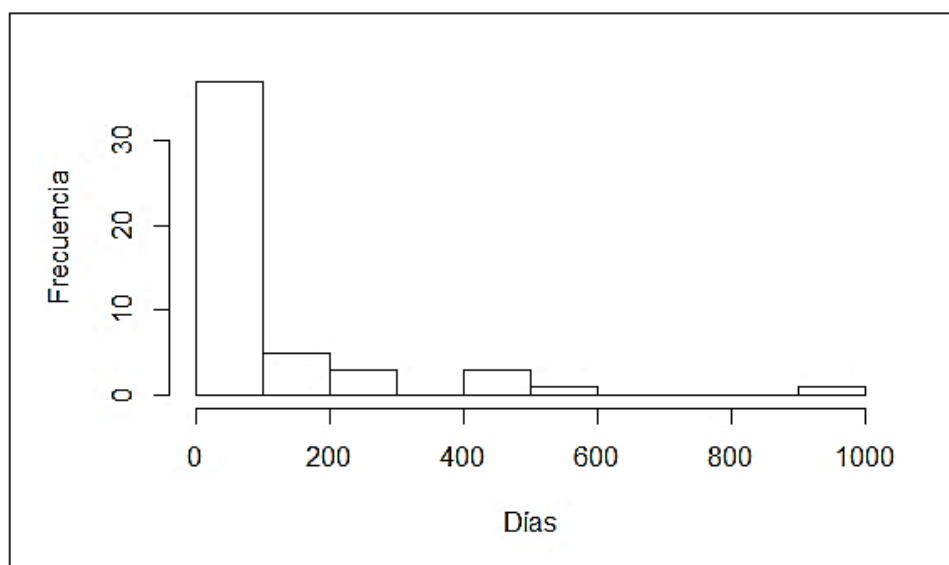
(\*) Se consideró información hasta marzo del 2020.

Fuente: BCRP. Elaboración: propia

De la muestra, se recogen 50 intervenciones en la tasa a partir de enero del 2004, año en el que el nivel de la tasa se situaba en 2.5 por ciento. Se encuentra una preferencia por intervenciones a razón de 25 pb que representan aproximadamente el 82 por ciento de la muestra. Los cambios de tasa mayores que 25 pb, pero menores que 50 pb representaron el 4 por ciento y, de hecho, ambos corresponden a intervenciones registradas en el 2010. Se contabilizaron más cambios correspondientes a subidas de tasas desde la implementación de MI, alrededor de 60 por ciento de la muestra. En los años 2009 y 2010 se registraron intervenciones mixtas; es decir, en el mismo año se llevaron a cabo recortes e incrementos. Durante el año 2012 no se registraron intervenciones, lo cual permitió que el máximo periodo de inactividad se contabilizara en 911 días; mientras que, el mínimo periodo de reacción fue de 21 días, registrado en abril de 2020. La duración, entendida como el periodo de inactividad, es en promedio 128 días, indistintamente cuál sea el cambio.

En el *Gráfico 3* se encuentra el histograma de la duración de la tasa de referencia. Las duraciones menores a 100 días se observan con mayor frecuencia en las muestra; y solo una observación es recogida en un plazo de 911 días. El histograma sugiere la no normalidad en la distribución como se evidencia con la prueba de Jarque-Bera ( $JB=252.39$ ;  $p\text{-valor} < 0.01$ ). Asimismo, la prueba de curtosis ( $K=12.34$ ;  $p\text{-valor} < 0.01$ ) refleja su característica leptocúrtica, mientras que la prueba de asimetría ( $T=2.91$ ;  $p\text{-valor} < 0.01$ ) exhibe la evidente asimetría positiva.

**Gráfico 3. Histograma de la duración de la tasa de referencia**



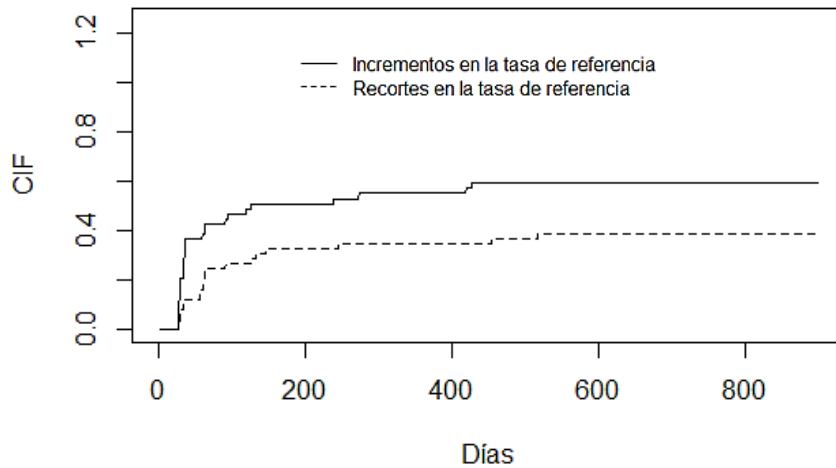
*Fuente: BCRP. Elaboración: propia*

## 4 RESULTADOS

### 4.1 Estimación de la curva de incidencia acumulada

Las CIF representan la probabilidad de que ocurra un evento específico en cada punto del tiempo, dado que el evento no ha ocurrido antes. Se recurre al enfoque planteado por Kalbfleisch y Prentice (1980) para su estimación. Como punto de partida se analiza un escenario base, recogido en el *Gráfico 4*, en donde los hacedores de política optan por incrementar o recortar la tasa de referencia.

**Gráfico 4. CIF para aumentos y recortes de la tasa de referencia**



*Elaboración: propia*

Los resultados relevantes son dos: (i) las curvas son consistentes con el “efecto duración”, el cual plantea que mientras mayor sea el periodo de inactividad, será más probable que el BC intervenga en dicho periodo, es decir, la probabilidad se incrementa con el tiempo; y (ii) la probabilidad de ocurrencia de incrementos en la tasa de referencia es mayor que la de recortes. De manera específica, antes del día 30 la probabilidad de que ocurra un incremento o recorte es la misma. Sin embargo, la probabilidad de que un aumento de la tasa de referencia se experimente a partir de los 30 días incrementa bruscamente (20.4 por ciento); de manera paralela, la probabilidad de que se genere un recorte en la tasa se ubica en 8.2 por ciento. A partir de los dos meses, la probabilidad para ambos escenarios incrementa considerablemente; la probabilidad de que un aumento de la tasa se experimente es 38.8 por ciento; mientras que, la probabilidad de un recorte es 16.3 por ciento. Después de los 100



días, la probabilidad de una intervención en la tasa de referencia continúa incrementando. A los 160 días, un aumento de tasa es 51.0 por ciento probable; mientras que un recorte es 32.6 por ciento. Las curvas logran estabilizarse distanciadas por una brecha, así, a los 520 días, la probabilidad de que ocurra un incremento de tasa en ese periodo de tiempo es 59.2 por ciento, mientras que la probabilidad de que ocurra un recorte es 38.8 por ciento. Se calculan los intervalos de confianza de Aalen al 95 por ciento para 30, 60, 90, 120 y 150 días en la *Tabla 3*; para mayor detalle respecto a los cálculos de los intervalos de confianza, revisar el Anexo.

**Tabla 3. Intervalos de confianza de Aalen**

	<b>30 días</b>	<b>60 días</b>	<b>90 días</b>	<b>120 días</b>	<b>150 días</b>
<b>Incrementos</b>	(0.0900, 0.3181)	(0.2508, 0.5247)	(0.2895, 0.5676)	(0.3495, 0.6300)	(0.3699, 0.6505)
<b>Recortes</b>	(0.0044, 0.1589)	(0.0596, 0.2670)	(0.1243, 0.3655)	(0.1416, 0.3891)	(0.1947, 0.4584)

*Elaboración: propia*

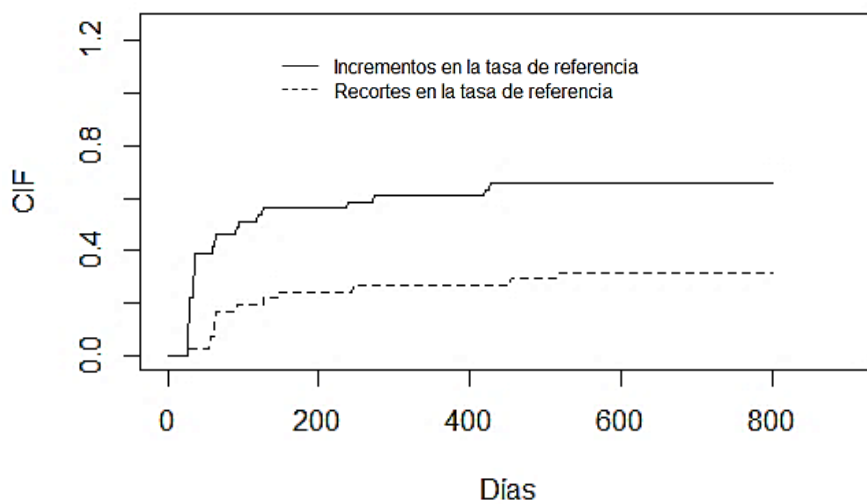
Adicionalmente, se considera que los incrementos y recortes se diferencian según su magnitud. Del análisis descriptivo, se extrajo que el 82 por ciento de las intervenciones fueron cambios a razón de 25 pb, mientras que el resto de los movimientos (9) estaban incluidos en el rango que comprende de 50 pb a 100 pb. Así, se realizan dos subdivisiones que agrupan los cambios suaves (a razón de 25 pb) y los cambios bruscos (mayores a 25 pb).

Se presenta el *Gráfico 5* con la estimación de la CIF para movimientos suaves. Del gráfico, se desprenden dos conclusiones generales: (i) es consistente con el efecto duración; y (ii) en promedio, los incrementos son más probables que los recortes, resultado similar al que se obtuvo en el análisis que no incorpora la magnitud, ver *Gráfico 4*. A partir del día 30 la probabilidad de ocurrencia de alzas suaves incrementa considerablemente en 21.9 por ciento; mientras que, los recortes suaves se tornan probables en menor medida, 2.4 por ciento. A los 90 días, es 46.3 por ciento probable que ocurra un incremento suave; en contraste, solo es 17.1 probable que la tasa de referencia sea recortada en 25 pb. A partir del día 130, las curvas logran estabilizarse y distanciarse por una brecha aproximadamente constante a lo largo del tiempo. Así, a los 300 días, la ocurrencia de un incremento y recorte en 25 pb es probable en 60.9 por ciento y 26.8 por ciento, respectivamente.

Similarmente, en el *Gráfico 6* se muestra la estimación de la CIF para cambios bruscos, que incluyen cambios en 50, 75 y 100 pb. Si bien el efecto duración es consistente con el gráfico, a diferencia de las curvas anteriores, las CIF del *Gráfico 6* reflejan un comportamiento

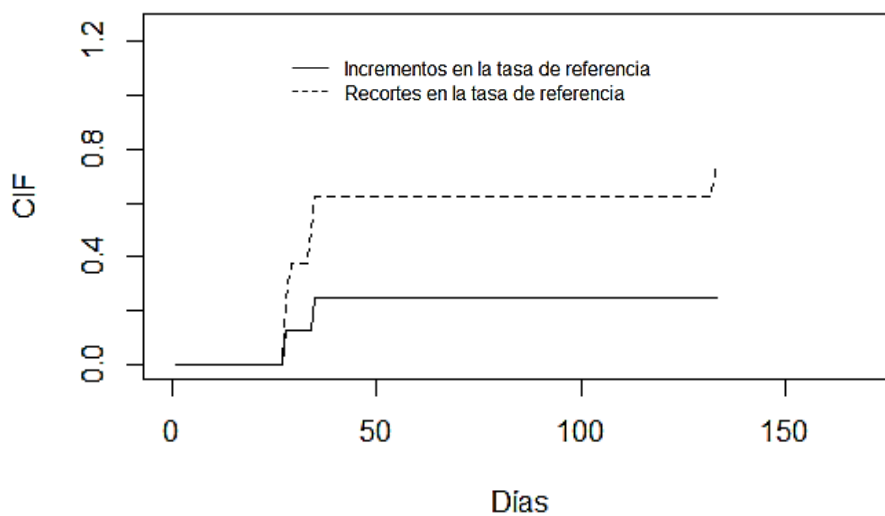
distinto, pues a lo largo del tiempo la probabilidad de ocurrencia de recortes bruscos de tasa es mayor que los incrementos. Esto podría reflejar el compromiso del BCRP por reaccionar rápidamente a fin de cumplir con el régimen de MI y/o evitar fluctuaciones de otras variables. Del gráfico, se extrae que la probabilidad de que se recorte bruscamente la tasa previo a los 30 días es cero. En el día 30, es 12.5 por ciento probable que el BCRP intervenga mediante un alza en más de 25 pb; mientras que es 37.5 por ciento probable que ocurra un recorte. A partir del día 40, la probabilidad de ocurrencia de un recorte y un incremento de la tasa, en la magnitud señalada, es 62.5 por ciento y 25.0 por ciento, respectivamente.

**Gráfico 5. CIF para aumentos y recortes de la tasa de referencia (25 pb)**



*Elaboración: propia*

**Gráfico 6. CIF para aumentos y recortes de la tasa de referencia (más de 25 pb)**



*Elaboración: propia*

Para fines de estimación, las magnitudes en las intervenciones se consideran como grupos en cada evento de interés. Así, en el estudio existen dos eventos específicos (incrementos y recortes) y dos grupos (suaves y bruscos). Esto permite evaluar la igualdad de las estimaciones de la CIF para cada evento específico dentro de los grupos dados, mediante la prueba de Gray, tal como se observa en la *Tabla 4*. La prueba de Gray se desarrolla bajo una hipótesis nula que plantea que no hay diferencia entre las funciones de incidencias entre los grupos según cada evento de interés. Se obtuvo que las curvas que analizan recortes de tasa son estadísticamente diferentes para recortes de tasa de 25 pb y recortes mayores a 25 pb. Sin embargo, no se rechazó la hipótesis nula de igualdad para el caso de las CIF que recogen incrementos suaves e incrementos bruscos. Por tanto, bajo un análisis enfocado en los incrementos de la tasa de referencia, la magnitud no es un determinante que diferencia las probabilidades de intervención en cada periodo, pero sí en recortes.

**Tabla 4. Prueba de Gray**

	<b>Estadístico</b>	<b>p-valor</b>
<b>Incrementos</b>	1.6307	0.2016
<b>Recortes</b>	6.6734	0.0098

*Elaboración: propia*

#### 4.2 Estimación en presencia de riesgos competitivos

Con la finalidad de identificar el impacto de las variables macroeconómicas sobre la duración de la tasa de referencia, se propone una regresión que considera los riesgos competitivos, siguiendo el enfoque planteado por Fine y Gray (1999), quienes adaptan el modelo de riesgos proporcionales de Cox a las bases de CIF. Se estimaron 10 modelos que consideraron 11 variables: inflación, PBI, tasa de referencia, duración de la tasa de referencia previa, tipo de cambio, diferencial entre la inflación local y estadounidense, índice de expectativas de inflación, índice de expectativas de la economía, términos de intercambio, EMBIG y una variable dicotómica que recoge la aceleración en la duración de los movimientos previos. Para la selección de la especificación del modelo final, se utilizó el Criterio de Información de Akaike (AIC, por sus siglas en inglés) y el nivel de significancia

de las principales variables, tal como se encuentra en la *Tabla 5*<sup>5</sup>. Finalmente, el modelo seleccionado (modelo 5) incluye las siete covariables previamente descritas en la *Tabla 1*.

**Tabla 5. Regresiones de riesgos competitivos**

Modelo	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
<b>Incrementos</b>										
$r$	-0.4575(**)	-0.2170	0.1430	0.0144	-0.5175(*)					
$\pi$	0.769(**)				0.3497(*)	-0.1071	-0.0974	0.1200	0.1395	0.0326
$\pi - \pi^*$	-0.4876	-0.4281	1.2532(*)	1.2542(*)	-0.3142	-0.1854	-0.0929	1.1914(*)	1.2042(*)	
$\varepsilon$	0.5194	0.9798	-0.0543	0.8329	1.0669	0.3964	0.0658			0.6862
$Y$	0.3272(*)	0.3337(*)			0.3388(*)	0.3119(*)	0.2735(*)			0.2596(*)
$d(r_{t-1})$	-0.0008	-0.0006	-0.0005	-0.0013	-0.0014	-0.0011	-0.0016(**)	-0.0014		
$v$	-0.3043	-0.4395	-0.2741	-0.2983	-0.5013	-0.6786(**)	-0.5182	-0.2746	-0.2618	
$E(\pi)$	-0.0731	0.5160(*)	0.3631	0.2099						
$E(Y)$	-0.0158	-0.0034	0.0586(*)	0.0822(*)				0.0714(*)	0.0724(*)	
$TI$	0.0561(*)	0.0376(*)	0.0441(*)							
$EMBIG$	-0.0007	0.0040	0.0024	0.0011		0.0050(**)				
$AIC$	195.6978	195.2451	205.6421	209.298	193.1039	195.4827	195.0928	204.3073	203.2695	192.4136
$AIC$ $Adj.$	202.6071	200.8861	210.1421	212.8102	195.7706	198.1494	197.0463	205.671	204.1583	192.9353
<b>Recortes</b>										
$r$	1.4805(*)	1.4563(*)	0.0880	0.0000	1.4064(*)					
$\pi$	-0.1567				-0.6744(*)	0.1859	0.0618	-0.2467(*)	-0.2529(*)	0.0064
$\pi - \pi^*$	-0.2736(*)	-2.8225(*)	-2.6049(*)	-2.8700(*)	-1.8420(*)	-1.4896(*)	-1.4479(*)	-3.0942(*)	-3.0910(*)	
$\varepsilon$	-0.6425	-0.6482	-1.5768	-1.990	-0.8185	-0.6200	-0.7711			-0.5644
$Y$	-0.8423(*)	-0.8361(*)			-0.9430(*)	-0.6279(*)	-0.6032(*)			-0.5273(*)
$d(r_{t-1})$	-0.0028(*)	0.0027(*)	-0.0006	0.0003	0.0036(*)	0.0029(*)	0.0030(*)	0.0004		
$v$	-0.0467	-0.0172	-0.5536	-2.4302	0.2193	0.1444	0.0688	-0.0225	-0.0315	
$E(\pi)$	1.7602(*)	-1.9420(*)	-1.9027(*)	-1.2300(*)						
$E(Y)$	-0.0166	-0.0163	-0.0866(*)	-0.1240(*)				-0.1158(*)	-0.1167(*)	
$TI$	-0.0645(*)	-0.0639(*)	-0.1113(*)							
$EMBIG$	-0.0010	-0.0019	0.0005	3.9033		-0.0030				
$AIC$	92.7237	90.7961	112.5228	120.274	89.7205	102.1794	100.5679	119.8731	117.9941	103.0902
$AIC$ $Adj.$	99.6711	200.8861	117.0223	123.7862	92.3872	104.8461	102.5214	121.2367	118.8831	103.6119

(\*) Significativo a 0.05 (dos lados)  
 (\*\*) Significativo a 0.10 (dos lados)

Elaboración: propia

<sup>5</sup> En la *Tabla 5* se presentan diez modelos que fueron seleccionados por el criterio del *Yanai's Generalized Coefficient of Determination*, usado para la similitud de los subespacios abarcado por un subconjunto de variables y un subconjunto del principal conjunto (once variables). Los datos de entrada se distribuyen tomando en consideración la correlación entre las variables, los subconjuntos se presentan como matrices.

Los coeficientes de la regresión por riesgos competitivos permiten medir el signo y magnitud de cada variable sobre el riesgo de un alza o recorte de la tasa de referencia. Los resultados se presentan en la *Tabla 4*. De los resultados, se puede extraer que el número de variables significativas es mayor en el modelo para los recortes de la tasa de referencia, por lo que estadísticamente, se comprueba la hipótesis sobre la presencia de un comportamiento asimétrico en las covariables que inciden en las decisiones respecto a la tasa de referencia. En otros términos, los determinantes de los cambios de tasa son distintos cuando se analiza incrementos o recortes. Covariables como la tasa de referencia actual, inflación y nivel del producto inciden tanto en recortes como incrementos; adicionalmente, otras dos variables, brecha de inflación y duración de la tasa de referencia previa, solo tienen efecto en el riesgo de recortes de la tasa de referencia. Por otro lado, sin considerar la significancia, los signos de las covariables son opuestos entre los eventos. A excepción del caso de la brecha de inflación,  $(\pi - \pi^*)$ , que posee en ambos un efecto negativo.

**Tabla 6. Especificación final de regresión bajo riesgos competitivos**

	<b>Incrementos de tasa</b>	<b>Recortes de tasa</b>
$r$	-0.5175(*)	1.4064(*)
$\pi$	0.3497(*)	-0.6744(*)
$\pi - \pi^*$	-0.3142	-1.8420(*)
$\varepsilon$	1.0669	-0.8185
$Y$	0.3388(*)	-0.9430(*)
$d(r_{t-1})$	-0.0014	0.0036(*)
$v$	-0.5013	0.2193

(\*) Significativo a 0.05 (dos lados)

*Elaboración: propia*

En ambos modelos, la tasa de referencia del periodo ( $r$ ) es significativa. Esto implica que, el nivel actual de la tasa de referencia reduce el riesgo de aumentos en la tasa de política monetaria en cualquier periodo del tiempo en el factor de  $exp(-0.5175)$ . Paralelamente,  $r$  incrementa el riesgo de recortes de tasa, es decir, mientras mayor sea  $r$ , la probabilidad de que se recorte la tasa incrementa en el factor  $exp(1.4064)$ , lo que da señales de un comportamiento conservador por parte de la banca central.

Es también significativo en ambos escenarios, el nivel del producto ( $Y$ ). Cuando el producto es mayor, se encuentra que el riesgo de incrementos en la tasa de referencia aumenta en un factor de  $exp(0.3388)$ ; mientras que el riesgo de recortar la tasa se reduce en un factor de  $exp(-0.9430)$ . En otras palabras, es más probable que el BCRP incremente la tasa de

referencia, y es menos probable que la recorte, cuando el PBI es mayor; debido a que el BC buscaría estabilizar la actividad económica en un rol secundario.

El nivel de inflación, ( $\pi$ ), es significativo en ambos modelos. Un mayor nivel de inflación incide positivamente en el riesgo de ocurrir un incremento en la tasa en el factor de  $\exp(0.3497)$  e incide negativamente en el recorte de tasas en un factor de  $\exp(-0.6744)$ ; es decir, cuando la  $\pi$  aumenta, es menos probable que el BC recorte su tasa, puesto que debería incrementarla. Los resultados son congruentes con el régimen de MI, el cual postula que el objetivo del BCRP es preservar la estabilidad monetaria a fin de crear condiciones adecuadas hacia un crecimiento sostenido.

Una de las variables que solo es significativa en el modelo para recortes de tasa es la brecha de inflación. Así, cuando la inflación local es mayor que la inflación estadounidense, el riesgo de un recorte en la tasa se reduce en un factor de  $\exp(-1.8420)$ . Los resultados para la brecha de inflación se asemejan a lo encontrado por Gutiérrez y Lozano (2010), quienes concluyen que este comportamiento está claramente ligado con el objetivo de frenar la inflación para evitar perder competitividad.

Del mismo modo, la duración previa de la tasa de referencia,  $d(r_{t-1})$ , es significativa en el modelo de recortes de tasa. El efecto sobre el riesgo de un recorte incrementa en un factor de  $\exp(0.0036)$  mientras mayor sea la duración anterior. Se podría inferir que, el BCRP puede mantener largos periodos de inactividad en la tasa de referencia hasta que las variables de interés se encuentren en condiciones críticas. Una situación similar fue descrita por Eichengreen et al. (1985) para el Banco de Inglaterra.

Si bien ambos modelos identifican como no significativa a la dicotómica que mide la aceleración de las intervenciones en la tasa de referencia ( $v$ ); el efecto de la covariable  $v$  puede ser recogido por los signos. Por tanto, si la duración de la tasa en  $(t - 1)$  fue mayor que la duración en  $(t - 2)$ , entonces, el riesgo de que en cada periodo el BCRP incremente la tasa de referencia se reduce; por otro lado, el riesgo de que ocurra un recorte incrementa.

Del mismo modo, el tipo de cambio ( $\varepsilon$ ) es una variable no significativa en ambos escenarios. El tipo de cambio es uno de los canales tradicionales de transmisión de la política monetaria para afectar la actividad económica, en especial, en pequeñas economías con niveles de dolarización financiera. Cuando el tipo de cambio aumenta, la moneda local pierde competitividad en el mercado, por lo que los BC realizan operaciones de esterilización para

retirar la moneda local, lo cual presiona a incrementos en las tasas de interés. Sin embargo, en regímenes con MI, las intervenciones en el mercado cambiario no implican compromisos por evitar fluctuaciones del  $\varepsilon$ , pues podría ser inconsistente con los objetivos de inflación. Es importante señalar que, desde el 2013 el BCRP ha iniciado un proceso que tiene por finalidad desdolarizar el crédito en el sistema.

## 5 CONCLUSIONES

El presente estudio ha desarrollado un análisis de supervivencia en presencia de riesgos competitivos con la finalidad de comprender el comportamiento de la duración de la tasa de referencia en Perú y las variables que inciden en su comportamiento.

En primer lugar, los resultados son útiles para evaluar las probabilidades de intervención (incrementos y recortes), según magnitud. De las curvas de incidencia acumulada se concluye que, el comportamiento del BCRP sigue el “efecto duración” de Jordà (1997); es decir, mientras mayor sea el periodo de inactividad del BC, el riesgo de intervención incrementa en cada periodo del tiempo. Cuando se evalúan incrementos y recortes suaves, la probabilidad de intervención mediante una alza de tasa es mayor, respecto a un recorte. Sin embargo, en el análisis que considera cambios bruscos en la tasa de referencia, la probabilidad de que el BCRP recorte la tasa de referencia es mayor, lo cual implicaría un comportamiento brusco de política monetaria.

Se observa que el BCRP se mantiene reacio a actuar hasta que considere una situación que requiera recortes bruscos de tasa en más de 25 pb. De hecho, tomando en cuenta el análisis descriptivo de datos, el 77.8 por ciento de las intervenciones mayores a 25 pb fueron recortes de tasa en el rango que comprende de 75 pb a 100 pb. Adicionalmente, de la Prueba de Gray se concluye que, no existe igualdad significativa entre los grupos que definen la magnitud para los incrementos de la tasa de referencia. Es decir, la magnitud no es determinante en la probabilidad de intervención mediante incrementos en cada periodo, pero sí lo es en recortes.

En base a la regresión que incorpora los riesgos competitivos, se demostró que la duración de la tasa de referencia responde a los factores macroeconómicos esperados. Las regresiones sugieren un comportamiento asimétrico en lo que respecta a las variables que definen el estado de la tasa de referencia (incrementos o recortes). Así, variables como la inflación, producto doméstico y la tasa de referencia del periodo afectan al riesgo de ambos estados; sin embargo, un recorte en la tasa de referencia puede ser determinado, además, por variables como la brecha de la inflación local respecto a la extranjera y la duración de la tasa de referencia previa.

En particular, los resultados son consistentes con una economía que se rige bajo el marco de metas de inflación, pues la variable pertinente del nivel de inflación incide de manera



positiva en la probabilidad de que el BCRP incremente la tasa de referencia y, consecuentemente, reduce el riesgo de que ocurra un recorte de tasa. Asimismo, los resultados sugieren la importancia de otras variables como el nivel actual de la tasa de referencia, el producto y la duración previa de la tasa de referencia. Se extrae que, el BCRP puede mantener la tasa de referencia en un nivel constante hasta que las variables de interés, como la inflación, se encuentren en condiciones críticas. Mientras mayor sea la tasa de referencia actual, el BCRP tiene menos posibilidades de optar nuevamente por un incremento. Los resultados son consistentes con lo planteado por Moura y Cavahlo (2008), quienes sugirieron que el BCRP sigue una “política moderada”, es decir, muestran cierta preocupación por la capacidad de respuesta de la tasa de interés a la inflación.

## 6 REFERENCIAS

- Aalen, O. (1978). Nonparametric Estimation of Partial Transition Probabilities in Multiple Decrement Models. *The Annals of Statistics*, 2(5), 347–370. Retrieved from <http://projecteuclid.org/euclid.aop/1176996548>
- Bernanke, B. S., & Mishkin, F. S. (1997). Inflation Targeting: A New Framework for Monetary Policy? *Journal of Economic Perspectives*, 11(2), 97–116. <https://doi.org/10.1257/jep.11.2.97>
- Berument, H., & Malatyali, K. (2001). Determinants of interest rates in Turkey. *Russian and East European Finance and Trade*, 37(1), 5–16.
- Böheim, R., & Taylor, M. P. (2000). Unemployment duration and exit states in Britain (No. 2000-01). ISER Working Paper Series.
- Borio, C., Disyatat, P., Juselius, M., & Rungcharoenkitkul, P. (2018). La política monetaria cercada por un movimiento de pinzas. *Economía Chilena*, 21(2), 4–44.
- Bullón C., L. (2009). Análisis de supervivencia en presencia de riesgos competitivos, un enfoque no paramétrico. *Anales Científicos*, 70(3), 120–127. <https://doi.org/10.21704/ac.v70i3.528>
- Carr, J., & Smith, L. B. (2000). Money Supply, Interest Rates, and the Yield Curve Author (s): Jack Carr and Lawrence B . Smith Source: *Journal of Money, Credit and Banking* Vol . 4 , No . 3 ( Aug ., 1972 ), pp . 582-594 Published by : Ohio State University Press Stable URL : <https://www.jstor.org/stable/1991130>
- Castillo, P., Perez, F., & Tuesta, V. (2010). Los Mecanismos de Transmisión de la Política Monetaria en Perú. Working Papers.
- Clarida, R., Galí, J., & Gertler, M. (1999). The science of monetary policy: A new Keynesian perspective. *Journal of Economic Literature*, 37(4), 1661–1707. <https://doi.org/10.1257/jel.37.4.1661>
- Cox, D. R. (1972). Regression Models and Life. *Journal of the Royal Statistical Society . Series B (Methodological)*, Vol . 34, No . 2 Published by : Wiley for the Royal Statistical Society Stable URL : [http://www.jstor.20\(2\), 215–242](http://www.jstor.20(2), 215–242).
- Danacica, D. E., & Babucea, A. G. (2010). USING SURVIVAL ANALYSIS IN ECONOMICS. *Scientific Annals of the Alexandru Ioan Cuza University of Iasi: Economic Sciences Series*.
- Davutyan N. & Parke, W. R. (1995). The Operations of the Bank of England , 1890-1908 : A Dynamic Probit Approach Author ( s ): Nurhan Davutyan and William R . Parke Published by : Ohio State University Press Stable URL : <https://www.jstor.org/stable/2077792> The Operations of the Bank of En. 27(4), 1099–1112.

- Dolado, J. J., & María-Dolores, R. (2002). Evaluating changes in the Bank of Spain's interest rate target: An alternative approach using marked point processes. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 64(2), 159–182. <https://doi.org/10.1111/1468-0084.00017>
- Eichengreen, B., Watson, M. W., & Grossman, R. S. (1985). Bank Rate Policy Under the Interwar Gold Standard: A Dynamic Probit Model. *The Economic Journal*, 95(379), 725. <https://doi.org/10.2307/2233036>
- Engle, R. F., & Russell, J. R. (1997). Forecasting the frequency of changes in quoted foreign exchange prices with the autoregressive conditional duration model. *Journal of Empirical Finance*, 4(2–3), 187–212. [https://doi.org/10.1016/S0927-5398\(97\)00006-6](https://doi.org/10.1016/S0927-5398(97)00006-6)
- Fine, J. P., & Gray, R. J. (1999). A Proportional Hazards Model for the Subdistribution of a Competing Risk. *Journal of the American Statistical Association*, 94(446), 496–509. <https://doi.org/10.1080/01621459.1999.10474144>
- Fischer, A. M., & Zurlinden, M. (2004). Are interventions self-exciting? *Open Economies Review*, 15(3), 223–237. <https://doi.org/10.1023/B:OPEN.0000037698.89816.a1>
- Fisher I., (1930) *The Theory of Interest*, New York 1930, reprinted A. M. Kelley.
- Grammig, J., & Kehrlé, K. (2008). A new marked point process model for the federal funds rate target. Methodology and forecast evaluation. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 32(7), 2370–2396. <https://doi.org/10.1016/j.jedc.2008.02.007>
- Guo, Y., & Zhou, S. Z. F. (2011). Duration analysis of interest rate spells: Cross-national study of interest rate policy. *Hitotsubashi Journal of Economics*, 52(1), 1–11.
- Gutiérrez, E., & Lozano, S. (2010). A competing risks analysis of the duration of federal target funds rates. *Computers and Operations Research*, 39(4), 785–791. <https://doi.org/10.1016/j.cor.2010.10.002>
- Hamilton, J. D., & Jordà, Ò. (2002). A model of the federal funds rate target. *Journal of Political Economy*, 110(5), 1135–1167. <https://doi.org/10.1086/341872>
- Jager, K. J., Van Dijk, P. C., Zoccali, C., & Dekker, F. W. (2008). The analysis of survival data: The Kaplan-Meier method. *Kidney International*, 74(5), 560–565. <https://doi.org/10.1038/ki.2008.217>
- Jordà, O. (1997). *The Stance of Monetary Policy: The Federal Funds Rate Target: Searching in a New Direction*. UCSD, mimeo. En: Dolado, J. J., & María-Dolores, R. (2002). Evaluating changes in the Bank of Spain's interest rate target: An alternative approach using marked point processes. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 64(2), 159–182. <https://doi.org/10.1111/1468-0084.00017>
- Kalbfleisch J.D., Prentice R. L. (1980) *The Statistical Analysis Failure Time Data Second Edition*. Wiley Interscience.

- Kim, H. T. (2007). Cumulative incidence in competing risks data and competing risks regression analysis. *Clinical Cancer Research*, 13(2 I), 559–565. <https://doi.org/10.1158/1078-0432.CCR-06-1210>
- Lee, E. W., Wei, L. J., Amato, D. A., & Leurgans, S. (1992). Cox-Type Regression Analysis for Large Numbers of Small Groups of Correlated Failure Time Observations. *Survival Analysis: State of the Art*, 237–247. [https://doi.org/10.1007/978-94-015-7983-4\\_14](https://doi.org/10.1007/978-94-015-7983-4_14)
- Mishkin, F. S. (1995). Symposium on the Monetary Transmission Mechanism. *Journal of Economic Perspectives*, 9(4), 3–10. <https://doi.org/10.1257/jep.9.4.3>
- Moura, M. L., & de Carvalho, A. (2008). What can Taylor rules say about monetary policy in Latin America? *Journal of Macroeconomics*, 32(1), 392–404. <https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2009.03.002>
- Mundell, R. (1963). Inflation and Real Interest. *Journal of Political Economy*, Vol. 71, No. 3 (Jun., 1963), pp. 280-283 Published by: The University of Chicago Press Stable UR : <https://www.jstor.org/stable/1828985>
- Pintilie, M. (2011). An introduction to competing risks analysis. *Revista Espanola de Cardiologia*, 64(7), 599–605. <https://doi.org/10.1016/j.recesp.2011.03.017>
- Rocha, M. D. (2012). Interest rate pass-through in Portugal: Interactions, asymmetries and heterogeneities. *Journal of Policy Modeling*, 34(1), 64–80. <https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2011.07.010>
- Schwab, K. (2019) Insight Report - World Economic Forum.
- Scrucca, L., Santucci, A., & Aversa, F. (2007). Competing risk analysis using R: An easy guide for clinicians. *Bone Marrow Transplantation*, 40(4), 381–387. <https://doi.org/10.1038/sj.bmt.1705727>
- Shih, R., & Giles, D. E. (2008). Modelling the duration of interest rate spells under inflation targeting in Canada. *Applied Economics*, 41(10), 1229–1239. <https://doi.org/10.1080/00036840701721232>
- Svensson, L. E. O. (1997). Inflation forecast targeting: Implementing and monitoring inflation targets. *European Economic Review*, 41(6), 1111–1146. [https://doi.org/10.1016/S0014-2921\(96\)00055-4](https://doi.org/10.1016/S0014-2921(96)00055-4)
- Taylor, J. B. (1993). Discretion versus policy rules in practice. In *Carnegie-Rochester conference series on public policy* (Vol. 39, pp. 195-214). North-Holland.
- Taylor, J. B. (1999). A Historical Analysis of Monetary Policy Rules. In *NBER Chapters*.
- Whalley, G. A., Wright, S. P., Pearl, A., Gamble, G. D., Walsh, H. J., Richards, M., & Doughty, R. N. (2008). Prognostic role of echocardiography and brain natriuretic

peptide in symptomatic breathless patients in the community. *European heart journal*, 29(4), 509-516.

Xie, Y., & Giles, D. E. (2009). A survival analysis of the approval of us patent applications. *Applied Economics*, 43(11), 1375–1384.  
<https://doi.org/10.1080/00036840802600418>

Los intervalos de confianza fueron calculados al 95 por ciento. En general, el intervalo de confianza  $100(1-\alpha)$  por ciento para un evento en el tiempo  $t$  y que corresponde al evento  $k$  -ésimo, está definido como:

$$\hat{F}_k(t) \pm Z_{\alpha/2} \sqrt{\hat{V}(\hat{F}_k(t))},$$

donde  $Z_{\alpha/2}$  es el  $\alpha/2$  cuantil superior de una distribución normal estándar y  $\hat{V}$  es el estimador de la varianza del CIF, que es obtenido mediante el estimador de Aalen; para mayor detalle ver **Aalen (1978)**. El estimado de la varianza está definido como:

$$\begin{aligned} \hat{V}(\hat{F}_k(t)) = & \sum_{t_j \leq t} \left\{ [\hat{F}_k(t) - \hat{F}_k(t_j)] \frac{d_{kj}}{(n_j - 1)(n_j - d_j)} \right\}^2 + \sum_{t_j \leq t} \hat{S}(t_{j-1})^2 \frac{d_{kj}(n_j - d_{kj})}{n_j^2(n_j - 1)} \\ & - 2 \sum_{t_j \leq t} [\hat{F}_k(t) - \hat{F}_k(t_j)] \hat{S}(t_{j-1})^2 \frac{d_{kj}(n_j - d_{kj})}{n_j^2(n_j - 1)} \end{aligned}$$

tomando en cuenta que,  $d_{kj}$  es el número de eventos de tipo  $k$  (incrementos y recortes de tasa) que ocurren en el tiempo  $t_j$ ; mientras que,  $d_j = d_{1j} + d_{2j}$  es el número total de eventos hasta el momento  $t_j$  y  $n_j$  es el número de veces que no se ha producido ningún cambio de la tasas de interés antes de  $d_j$ .