

Departamento de Economía

Tipo de documento: Tesis de maestría



Maestría en Economía Aplicada

Represión Financiera y la Reestructuración de la Deuda Pública

Autoría: Andersen, Victoria

Fecha: 2025

¿Cómo citar este trabajo?

Andersen, V. (2025). *"Represión Financiera y la Reestructuración de la Deuda Pública"*. [Tesis de maestría. Universidad Torcuato Di Tella]. Repositorio Digital Universidad Torcuato Di Tella
<https://repositorio.utdt.edu/handle/20.500.13098/13606>

El presente documento se encuentra alojado en el Repositorio Digital de la **Universidad Torcuato Di Tella** bajo una licencia Creative Commons Atribución-No Comercial-Compartir Igual 4.0 Internacional
Dirección: <https://repositorio.utdt.edu>



**UNIVERSIDAD
TORCUATO DI TELLA**

DEPARTAMENTO DE ECONOMÍA
MAESTRÍA EN ECONOMÍA APLICADA

**Represión Financiera y la Reestructuración de la
Deuda Pública**

Alumna: Victoria Andersen

Tutor: Francisco Ciocchini

Fecha: 06/2025

Abstract

En los últimos años muchos países han vuelto a implementar regulaciones que reducen las tasas de interés de la deuda pública, conocidas en la literatura como represión financiera. Estas medidas logran, mediante distintos mecanismos, reducir la probabilidad de default de la deuda pública, pero su efecto en la probabilidad de reestructurar preventivamente la deuda no ha sido estudiado. En este trabajo argumentamos que la represión financiera aumenta la probabilidad de reestructuración preventiva de la deuda ya que incrementa la probabilidad de que en el próximo período haya una caída del ingreso, y porque aumenta significativamente los costos del default. Realizamos un análisis de supervivencia de una base de datos de 90 países desde 1973 a 2017, donde encontramos que por sí misma, la existencia de represión financiera disminuye la probabilidad de reestructuración preventiva de la deuda pública. No obstante, hallamos que cuando hay altos niveles de deuda pública, la represión financiera aumenta la probabilidad de reestructuración preventiva de la deuda.

Deuda Pública ; Represión Financiera ; Reestructuración Preventiva ; Default

I.Introducción

En los últimos años muchos países han vuelto a implementar regulaciones que previenen a los intermediarios financieros de la economía operar a su máxima capacidad con el fin de lograr mayor demanda a menor precio de la deuda pública. La literatura identifica estas medidas bajo el concepto de represión financiera, entendido como un conjunto de regulaciones que reducen las tasas de interés de la deuda pública. Estas medidas tienen altos costos para los países, principalmente porque disminuyen el crecimiento económico al “desfinanciar” al sector privado. No obstante, han sido parte de la caja de herramientas de los gobiernos principalmente porque reducen la probabilidad de default de la deuda pública. Sin embargo, resta por analizar si estas medidas reducen también otros riesgos asociados a la deuda pública, como el de reestructuración.

Existen dos principales explicaciones de por qué la represión financiera disminuye la probabilidad de default. La primera de ellas se centra en que al disminuir los intereses de la deuda el costo de repago de la deuda es menor, disminuyendo entonces la probabilidad de default (Reinhart y Sbrancia, 2015). Por otro lado, otros autores resaltan que la represión financiera, al generar mayor exposición del sistema financiero local a la deuda soberana, incrementan los costos de default al aumentar la probabilidad de una crisis bancaria post-default (Acharya y Raghuram, 2013; Chari, Sovis y Kehoe, 2020).

Pero, que caiga la probabilidad de default no implica que los problemas de la deuda se solucionen. Asonuma y Trebesch (2016) indican que entre no defaultear y defaultear hay una tercera opción: reestructurar preventivamente. La reestructuración preventiva es una renegociación de la deuda que ocurre previo al cese de pagos donde los prestamistas y deudores negocian un recorte de las obligaciones de repago de la deuda. Esta opción tiene beneficios con respecto al default: los recortes que sufren los prestamistas son menores y la caída del crecimiento económico y el tiempo sin acceso al mercado internacional también disminuyen. Aun así, los costos de la reestructuración no son nulos, por lo que incluso cuando es una opción menos nociva, es altamente costosa.

El argumento de Asonuma y Trebesch (2016) es que las reestructuraciones sin default y el default son una decisión del gobierno y de los prestamistas, donde las reestructuraciones

preventivas ocurren cuando el riesgo de default es ex-ante y los defaults ocurren luego de shocks negativos no esperados. Siguiendo el argumento de los autores, esperaríamos que la represión financiera genere un esquema de costos de default y que el riesgo pueda verse con mayor magnitud, impactando el esquema de pagos en la decisión del gobierno. En otras palabras, nuestro argumento es que la represión financiera aumenta la probabilidad de reestructuración preventiva al afectar significativamente los costos de default y las expectativas del crecimiento económico.

Para testear el argumento, realizamos un tipo de análisis de supervivencia para datos de panel de 90 países entre 1973 y 2017. Encontramos que la represión financiera por sí sola reduce el riesgo de reestructuración preventiva, pero que ante altos niveles de deuda pública la represión financiera aumenta la probabilidad de reestructuración preventiva.

II.Revisión de la Literatura

II.A. Deuda pública, default y reestructuraciones

La deuda pública diverge significativamente de la deuda privada, principalmente en que los Estados, a diferencia de los privados, cuentan con mecanismos coercitivos para poder generar ingresos (impuestos) y porque el soberano tiene control sobre su territorio y sus activos, haciendo que hacer cumplir las obligaciones de la deuda sea difícil (Martinez et al.,2022). A pesar de ser difícil de hacer cumplir el repago de la deuda soberana, existen costos para los gobiernos que no cumplan con sus obligaciones contractuales. Algunas de las consecuencias son exclusiones del mercado de capitales (Cole et al. 1995; Cruces y Trebesch, 2013), aumento de costos de la deuda post-default (Ozler, 1993; Flandreau y Zumer, 2004) y contracción de la economía local (Sturzenegger, 2004).

A pesar de los costos, muchos países han defaultado su deuda soberana. Las explicaciones se clasifican en dos grandes grupos, las que ven la “posibilidad de pagar” y las que evalúan la “voluntad de pagar”. El primer grupo analiza las razones por las que un gobierno no puede cumplir con sus obligaciones. Las principales razones por las que los gobiernos defaultean son por shocks económicos, como caída del crecimiento económico (Manasse and Roubini, 2009), cambios en los términos de intercambio (Sturzenegger y Zettelmeyer, 2007) y shocks externos, como cambios en la tasa de interés internacionales (Ghulam y Derber, 2018). Por otro lado, las explicaciones sobre la voluntad de pagar que se refiere a variables políticas que “afectan a la voluntad de hacer sacrificios para pagar la deuda” (Sturzenegger y Zettelmeyer, 2007; Manasse y Roubini, 2009; Ghulam y Derber, 2018).

Usualmente, los default implican, luego de la cesación de pagos, una negociación entre los prestamistas y los Estados para acordar el repago de la deuda, es decir, reestructuraciones. Estas negociaciones suelen concluir en nuevos contratos con combinaciones de menores repagos, menores tasas de interés y/o plazos de repago más largos (Cruces y Trebesch, 2013). La literatura en los años más recientes se ha expandido sobre las reestructuraciones preventivas de deuda pública, es decir, las negociaciones de deuda previo a que el default ocurra. Asonuma y Trebesch (2016) modelan las reestructuraciones sin default y el default como una decisión del gobierno y

de los prestamistas, donde las reestructuraciones preventivas ocurren cuando el riesgo de default es ex-ante y los defaults ocurren luego de shocks negativos no esperados. A su vez, los autores muestran que esta opción tiene costos tanto para los prestamistas como para los Estados materializado en menores pagos de la deuda, caída de la actividad económica y exclusión del mercado de capitales internacional. No obstante, estos costos son significativamente menores que los incurridos en caso de default.

II.B. Represión financiera y deuda pública

Reinhart (2012) argumenta que existe una forma de reestructurar la deuda soberana local que es más sutil que las explicadas por el resto de la literatura, la represión financiera. La represión financiera hace referencia a un grupo de regulaciones, leyes y otras restricciones (no del mercado) que previene a los intermediarios financieros de la economía operar a su máxima capacidad (Ito, 2008). Ito (2008) plantea que la represión financiera puede incluir techos a la tasa de interés, requerimientos de ratios de liquidez, altos requerimientos de reservas de los bancos, restricciones a la entrada al sector financiero, techos al crédito, control de capitales, entre otras regulaciones.

Gran parte de la literatura argumenta que los gobiernos imponen este tipo de restricciones para disminuir la deuda soberana local cuando los costos de implementar impuestos a los hogares son altos (Aizenman y Guidotti, 1994; Bai et al., 2001; Reinhart, 2012; Chari, Dovic y Kehoe, 2020). El argumento principal es que la represión financiera produce un mercado financiero con mayor predisposición a tomar deuda pública, lo cual genera que los Estados puedan endeudarse a tasas cada vez menores, disminuyendo la deuda pública.

El mecanismo mediante el cual la deuda pública disminuye a través de la represión financiera diverge entre autores. Becker e Ivashina (2018) argumentan que es la influencia gubernamental de los bancos la que genera que aumente la deuda pública sostenida por el sector bancario (lo que Ongena et al (2019) llaman “*moral suasion*”), disminuyendo entonces el costo del endeudamiento del Estado. Por su parte, Reinhart y Sbrancia (2015) explican que la represión financiera acompañada de inflación es una manera en la cual los Estados pueden disminuir la deuda soberana doméstica mediante la reducción de las tasas de interés real lo cual liquida gran parte de la deuda o genera ahorro en el repago de la deuda del gobierno.

La literatura también ha explorado las consecuencias de la represión financiera. La mayoría de ellos se ha ocupado de si la represión financiera es efectiva en reducir el riesgo de default de la deuda pública. Por un lado, existe literatura que afirma que la caída de la probabilidad de default se da por la caída de la deuda pública doméstica que se produce por la represión financiera (Giovanni y de Melo, 1993; Reinhart, 2012; Reinhart y Sbrancia, 2015; Jafarov, Maino, y Pani, 2019). Otra parte de la literatura que parte de la economía política explica que la reducción de la probabilidad de default ante la represión financiera se presenta como consecuencia de la internalización de los costos de default. La represión financiera produce que haya una alta exposición de los bancos a la deuda pública lo que produce que un default tenga altas probabilidades de producir una crisis bancaria doméstica generando un alto costo de default de la deuda pública (Acharya y Raghuram, 2013; Chari, Sovis y Kehoe, 2020).

Por otro lado, otros autores han explorado otras consecuencias de la represión financiera. En primer lugar, se ha investigado el impacto de la represión financiera en la asignación de inversiones donde varios autores afirman que en ciertos casos estas políticas generan un efecto de crowding-out de inversiones productivas (Stiglitz y Weiss, 1981; Heng, 2015; Becker e Ivashina, 2018; Safavian y Zia, 2018; Alper et al., 2019; Madeira, 2019; Chari, Dosis y Kehoe, 2020) y, en consecuencia, genera una caída del crecimiento económico (Fry, 1978; Mc Kinnon, 1974; Shaw, 1973; Roubini y Sala-i-Martin, 1992; Jafarov, Maino y Pani, 2019).

III. Argumento teórico

La tesis central de esta investigación es que la represión financiera afecta la decisión de reestructurar preventivamente la deuda pública de los gobiernos y de los prestamistas. Partimos de la teoría establecida por Asonuma y Trebesch (2016) que entienden las reestructuraciones como un modelo de decisiones racionales donde los gobiernos y los prestamistas buscan maximizar su utilidad. De manera sintética los gobiernos toman la decisión de reestructurar preventivamente o no buscando maximizar su utilidad dependiendo de tres factores principales: el tiempo y la modalidad de exclusión de los mercados internacionales, el costo en el ingreso de la decisión de reestructurar la deuda externa y de la probabilidad de un shock exógeno en el ingreso. La represión financiera afecta la decisión de reestructurar preventivamente la deuda ya que disminuye la deuda, genera una caída del ingreso y un aumento de los costos de defaultear la deuda.

III. A. El modelo

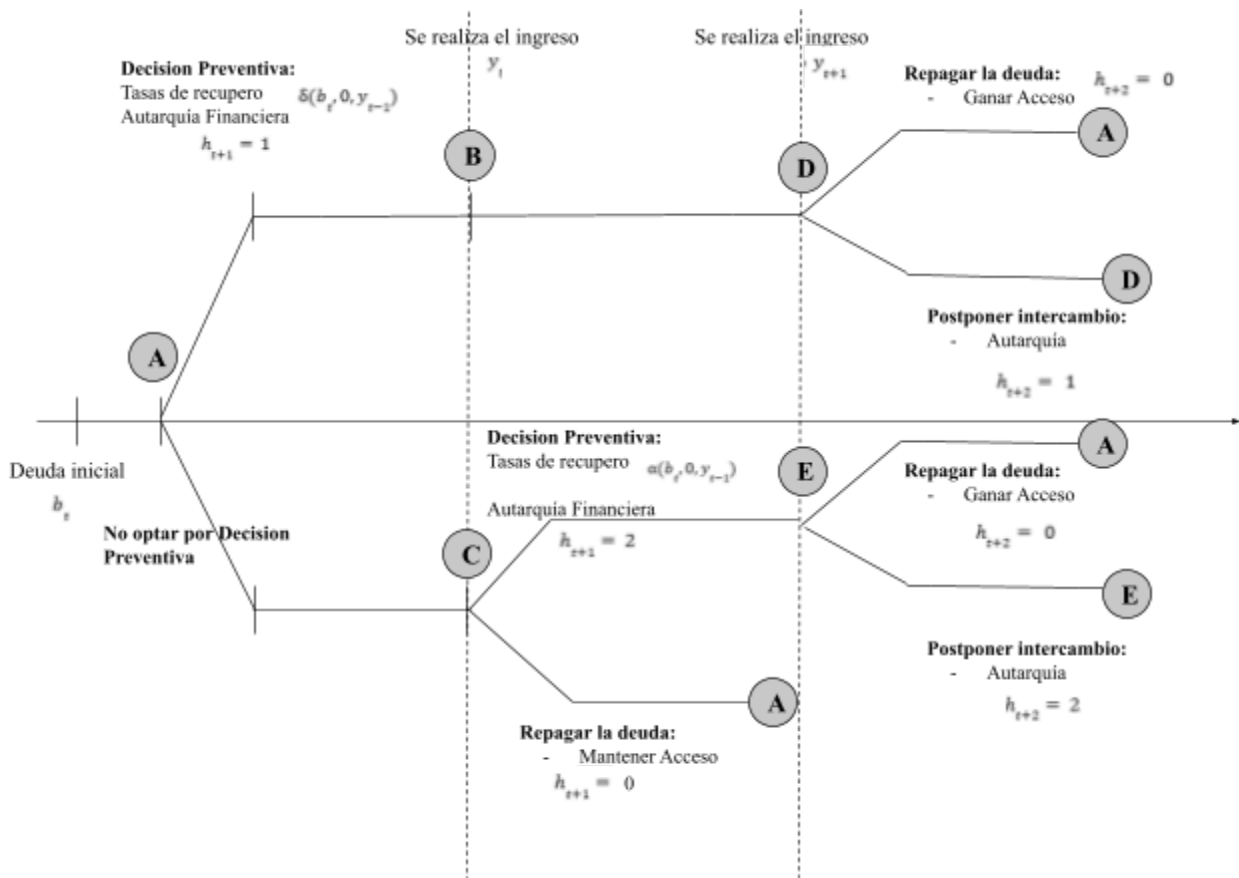
El modelo de Asonuma y Trebesch (2016) supone una economía pequeña y abierta, que el gobierno tiene aversión al riesgo y que este tiene una función de utilidad que depende del consumo y de una tasa de descuento. Por otro lado, en cada período el país recibe un shock exógeno y estocástico y_t donde $\mu(y_{t+1}|y_t)$ es la distribución del shock y_{t+1} condicional a la realización previa. Por otro lado, el país tiene un historial crediticio $h_t \in \{1, 2, 3\}$ que indica si el país ha mantenido acceso al mercado de capitales $h_t = 0$, si ha perdido acceso por un default preventivo $h_t = 1$ o si lo perdió por un default $h_t = 2$. Un país tiene bonos que debe repagar el siguiente período b_{t+1} ¹ y el precio de los bonos está dado por $q(b_{t+1}, h_t, y_t)$ y se determina en equilibrio.

El modelo es un juego de dos actores con dos principales decisiones. Por un lado, el gobierno puede decidir entre iniciar la reestructuración preventiva, defaultear la deuda, y repagar la deuda.

¹ Asonuma y Trebesch (2016) suponen deuda a cupón cero para realizar el modelo. Argumentan que introducir cupones hace el default y la reestructuración preventiva más atractiva, pero que los cambios son poco probables de cambiar los resultados cualitativa y cuantitativamente dado que los pagos de cupones solo representan un porcentaje pequeño de los pagos totales. En este escrito asumimos que la deuda incluye cupones.

Por otro lado, las reestructuraciones tanto preventivas como post-default de la deuda son un juego de negociación generalizado de Nash donde los prestamistas y el gobierno negocian el porcentaje de recupero de la deuda. Por definición, el porcentaje de recupero en reestructuraciones preventivas es mayor que post-default.

Figura 1. Timing del Modelo



Fuente: Asonuma y Trebesch (2016)

III. A. 1. El gobierno

En un primer momento, el gobierno inicia con una deuda b_t y un ingreso previo conocido y_{t-1} . En ese momento, debe decidir si inicia una reestructuración preventiva o no. De decidirlo, se inicia la negociación preventiva donde el país y los prestamistas deciden sobre la tasa de recupero de la reestructuración, la cual es definida como $\delta(b_t, 0, y_{t-1})$. En un siguiente momento, se realiza el ingreso y_t y si el gobierno optó por la reestructuración preventiva, el país

sufre costos en el crecimiento, dado por $\lambda_p y_t$ y pierde acceso al mercado $h_{t+1} = 1$. Cuando se realiza el ingreso y_{t+1} el gobierno puede optar por pagar la deuda reestructurada o no. Si opta por no pagarla, este pierde acceso al mercado $h_{t+2} = 1$ y la obligación de pago es pospuesta o las negociaciones inician de nuevo. Si opta por pagar la deuda, gana acceso al mercado en el siguiente período ($h_{t+2} = 0$).

Si en el primer momento el gobierno decide no reestructurar preventivamente la deuda, luego de que se realice el primer ingreso y_t , el gobierno puede decidir si pagar su deuda o defaultear. Si el gobierno elige defaultear, se inicia la renegociación de la deuda donde el país y los prestamistas optan por las tasas de recupero $\alpha(b_t, 0, y_{t-1})$. Nótese que por definición, el porcentaje de recupero en reestructuraciones preventivas son mayores que aquellos post-default, es decir $\delta < \alpha$. A su vez, el país sufre los costos en el ingreso $\lambda_d y_t$ y pierde acceso al mercado de capitales $h_{t+1} = 2$. Luego de que se realice el ingreso y_{t+1} este gobierno que cesó pagos puede optar por repagar su deuda o no. De hacerlo, obtiene acceso al mercado en el periodo siguiente $h_{t+2} = 0$ y de no hacerlo permanece en autarquía $h_{t+2} = 2$.

Consecuentemente, el gobierno toma la decisión que maximiza su utilidad. Este considera su deuda b_t , el costo de permanecer fuera del mercado de capitales, el costo en el ingreso de los tipos de reestructuración y la expectativa de y_t . Por definición, el costo de la reestructuración preventiva es menor, tanto en el ingreso ($\lambda_d > \lambda_p$) como en el tiempo de exclusión del mercado de capitales. Los autores demuestran que si el valor presente de reestructurar preventivamente es mayor que el de no reestructurar, los gobiernos optarán por reestructurar.

III. A. 2. Los prestamistas

En este modelo, los gobiernos deciden si iniciar o no iniciar la reestructuración preventiva o defaultear la deuda e iniciar la reestructuración. Los prestamistas, por su parte, deciden si aceptar la reestructuración preventiva y negocian el porcentaje de recupero. El objetivo de los prestamistas es maximizar sus beneficios esperados de las inversiones realizadas. No obstante,

los prestamistas se encuentran en desventaja en caso de default, ya que el riesgo es perder toda la inversión si el gobierno elige permanecer en autarquía. En el caso de las reestructuraciones preventivas, los prestamistas pueden negociar mayores tasas de recupero debido a que pueden también rechazar la reestructuración y esperar a la realización de y_t y lograr el repago completo de la deuda.

III. B. Represión financiera

A continuación explicaremos los efectos esperados de la Represión Financiera en la probabilidad de reestructurar la deuda. La expectativa es que la represión financiera afecte las decisiones por tres principales canales: 1) al disminuir la deuda inicial b , 2) por medio de un aumento de los costos del default $\lambda_d y_t$, 3) por una expectativa de una caída de y_t . Supondremos que la represión financiera es una variable exógena.

En primer lugar, Reinhart y Sbrancia (2015) explican que la represión financiera, al generar tasas de interés negativas disminuye la deuda pública, es decir, dentro de nuestro modelo, la represión financiera debería generar que la deuda con represión financiera ($b_{t,RF}$) sea menor que la deuda sin represión financiera ($b_{t,NRF}$). Esto tendría como efecto producir una caída en la probabilidad de reestructurar la deuda pública según el modelo. A su vez, si se sostiene esta caída de la deuda, la represión financiera también disminuiría la probabilidad de reestructurar post default, ya que podemos ver que ($b_{t+1,RF} < b_{t+1,NRF}$).

Por otro lado, la represión financiera genera una alta exposición de los bancos a la deuda pública lo cual aumenta las probabilidades de que un default provoque una crisis bancaria doméstica. La amenaza de una crisis bancaria aumenta el costo de un default de la deuda pública, dado que una crisis bancaria provoca una reducción importante del ingreso (Acharya y Raghuram, 2013; Chari, Sovis y Kehoe, 2020). Es decir, en nuestro modelo $\lambda_{d,RF} > \lambda_{d,NRF}$ lo cual afectaría el cálculo de utilidad de arriesgarse a las consecuencias en el crecimiento de un default, incentivando la decisión de reestructurar preventivamente ante situaciones adversas ex-ante.

Por otro lado, la represión financiera genera una caída del ingreso (Fry, 1978; Mc Kinnon, 1974; Shaw, 1973; Roubini y Sala-i-Martin, 1992; Jafarov, Maino y Pani, 2019), principalmente dado por el crowding-out de las inversiones productivas de la economía. Jafarov, Marino y Pani (2019) demuestran que los efectos de los controles en la tasa de interés sobre el crecimiento económico tienen rezago significativo aunque dos tercios del efecto es sentido en los primeros tres años de implementación. Esto, en nuestro modelo se traduciría en la distribución de probabilidad del ingreso en el período siguiente $\mu(y_{t+1} | y_t)$. Si tomamos como cierto el supuesto de información perfecta y simétrica entre el gobierno y los prestamistas, está claro que en caso de haber represión financiera habrá una expectativa de un ingreso menor en el periodo siguiente, aumentando los riesgos ex-ante y, por tanto, aumentando la probabilidad de reestructurar preventivamente.

En consecuencia, la expectativa es que la represión financiera aumente la probabilidad de reestructurar preventivamente la deuda pública ya que afecta dos puntos principales del cálculo del gobierno: las pérdidas esperadas por el default, y un aumento de la probabilidad de un ingreso futuro menor al actual. De igual manera, esperamos un aumento en la probabilidad de que los prestamistas acepten la reestructuración preventiva ya que cuentan con información completa y perfecta, conociendo así el impacto esperado en el ingreso del país con represión financiera y con conocimiento de la expectativa de que el ingreso caiga en los siguientes periodos. No obstante, si la represión financiera produce una caída de la deuda, es posible que se contrarresten los riesgos generados por la misma y que disminuya la probabilidad de reestructuración preventiva de la deuda.

IV. Descripción de la metodología

Para testear la hipótesis de si la represión financiera aumenta la probabilidad de reestructuración de la deuda realizaremos un análisis de supervivencia, utilizado por Ghulam y Derber (2018) para analizar la probabilidad de default de un país. Los autores argumentan que este método es apropiado para los casos donde hay una gran influencia de variables dependientes del tiempo. Según los autores “el análisis de supervivencia incluye previsiones como una función de tiempo, lo cual permite ver no si un prestamista va a defaultear sino cuándo” (Ghulam y Derber, 2018). En particular utilizaremos un “*Multilevel Discrete-Time Event History Model*” (también conocido como *Shared Frailty*), el cual es una extensión de un modelo de supervivencia de un único fallo (Steele, 2011).

El Multilevel Discrete-Time Event History Model evalúa los *odds* proporcionales de que un país tenga un evento dado el tiempo pasado en el que no ha tenido un evento. En nuestro caso, el evento es reestructurar preventivamente la deuda entonces, analizamos las chances de que un país i reestructure preventivamente la deuda dado que sobrevivió (es decir, no reestructuró) t tiempo. Llamamos la realización de un evento como la realización de una variable aleatoria continua T . El *Hazard Rate*, la probabilidad de salir (en nuestro caso reestructurar) en el tiempo t , es igual a la probabilidad condicional de un evento (salir) en t es decir,

$$h(t) = P(T = t | T \geq t) = \frac{f(t)}{S(t-1)}.$$

Donde $f(t) = P(T = t)$ es la función de densidad, y $P(T > t) = 1 - P(T \leq t) = S(t)$ es la función de supervivencia. Entonces, definimos nuestro modelo *complementary log-log* a estimar como:

$$P(T = t | T \geq t, X_{i,t}, u_i) = \frac{h(i,t,X)}{1-h(i,t,X)} = 1 - \exp[- \exp(\alpha_{i,t} + \beta X_{i,t} + u_i)]$$

$$\log(- \log(1 - \frac{h(i,t,X)}{1-h(i,t,X)})) = \alpha_{i,t} + \beta X_{i,t} + u_i$$

donde $\alpha_{i,t}$ es el *baseline hazard* es decir, el riesgo básico de reestructurar; $X_{i,t}$ es un vector de covariables para el país i en el año t , β son los coeficientes a estimar y $u_i \sim N(0, \sigma_u^2)$ es el

término de *frailty* compartido que representa la heterogeneidad no observable específica de cada país. Utilizaremos $\gamma t + \theta t^2$ como *baseline hazard* en nuestras estimaciones².

IV. A. Los datos

Realizamos un análisis de supervivencia con datos de panel anual de 90 países desde 1973 al 2017. Tomamos como variable dependiente las reestructuraciones preventivas de la deuda pública, que se compone de reestructuraciones con prestamistas privados externos, obtenido de Asonuma y Trebesch (2016) y reestructuraciones realizadas en ley local, de Erce, Mallucci y Picarelli (2022). Contamos con 84 reestructuraciones preventivas pero solo realizadas por 30 países, lo cual indica que muchos países han reestructurado más de una vez. Esto implica que para capturar el 100% de los casos de reestructuraciones debemos admitir múltiples reestructuraciones por país.

Tabla 1. Descripción de las reestructuraciones preventivas

| País | Número de Reestructuraciones | Años de reestructuraciones |
|----------------------|------------------------------|--|
| Brasil | 6 | 1982;1983;1984;1990;1993;1994 |
| Jamaica | 6 | 1977;1978;1980;1983;1984;1986 |
| Perú | 5 | 1976;1979;1983;1985;1992 |
| México | 5 | 1982 ³ ;1984;1986;1987;1988 |
| Uruguay | 5 | 1983;1985;1989;2002;2003 |
| Argentina | 5 | 1985;1990;2001;2004;2015 |
| Ecuador | 5 | 1982;1983;1984;1997;1999 |
| Chile | 4 | 1983;1984;1986;990 |
| Ucrania | 4 | 1998;1999;2000;2015 |
| Costa de Marfil | 4 | 1989;2001;2011;2012 |
| Filipinas | 3 | 1986;1988;1990 |
| Camerún | 3 | 1993;2001;2002 |
| Sudáfrica | 3 | 1985;1989;1992 |
| República Dominicana | 3 | 1996;2000;2004 |

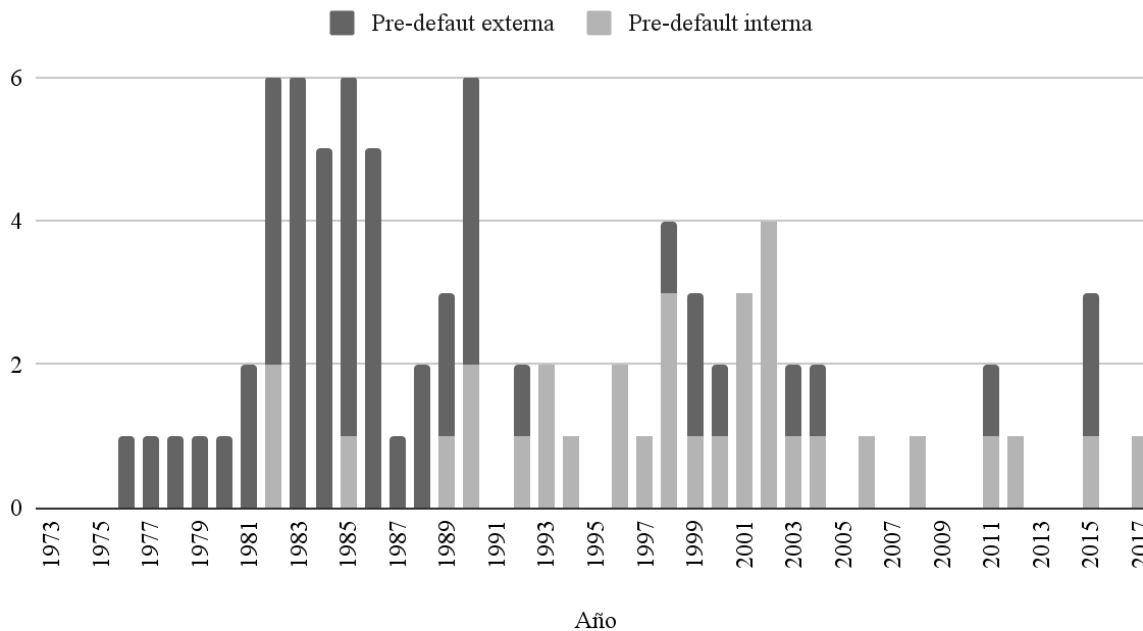
² Para mayor discusión de la metodología y de las formas funcionales ver Anexo.

³ México tuvo dos reestructuraciones preventivas el mismo año una externa y una doméstica, pero al ver sólo el año de reestructuraciones, tomamos que solo tuvo una reestructuración.

| | | |
|-------------|---|-----------|
| Pakistán | 2 | 1998;1999 |
| Venezuela | 2 | 1986;1998 |
| Senegal | 2 | 1985;1990 |
| Zimbabwe | 2 | 2006;2008 |
| Nicaragua | 2 | 1981;1982 |
| Marruecos | 2 | 1985;1989 |
| El Salvador | 1 | 2017 |
| Paraguay | 1 | 2002 |
| Bolivia | 1 | 1982 |
| Algeria | 1 | 1990 |
| Rusia | 1 | 1998 |
| Grecia | 1 | 2011 |
| Turquía | 1 | 1981 |
| Madagascar | 1 | 2002 |
| Mozambique | 1 | 2015 |
| Sri Lanka | 1 | 1996 |

Siguiendo el análisis de Jafarov, Marino y Pani (2019) utilizaremos como indicador principal de represión financiera la existencia de techos a la tasa de interés, argumentando que este tipo de represión suele venir de la mano de los otros tipos de represión (Abiad, Oomes y Ueda, 2004). Utilizaremos principalmente las variables creadas por los autores que clasifican de 0 a 3 los tipos de controles a la tasa de interés (IRC). El cero indica el mayor nivel de restricción a la tasa de interés, 1 es una situación donde el control de la tasa de interés es extensivo pero no universal y genera una limitación significativa a una parte dominante del mercado, 2 representa situaciones donde los condicionantes aplican a una parte significativa del mercado pero una porción dominante no tiene condicionantes o tienen controles débiles, y el 3 representa situaciones donde los bancos son libres de fijar sus propias tasas de interés. A su vez, los autores crean una variable dicotómica (FRI) que toma valor 1 si el IRC es menor a 3 y 0 si es igual a 3.

Figura 1. Número de reestructuraciones preventivas por año



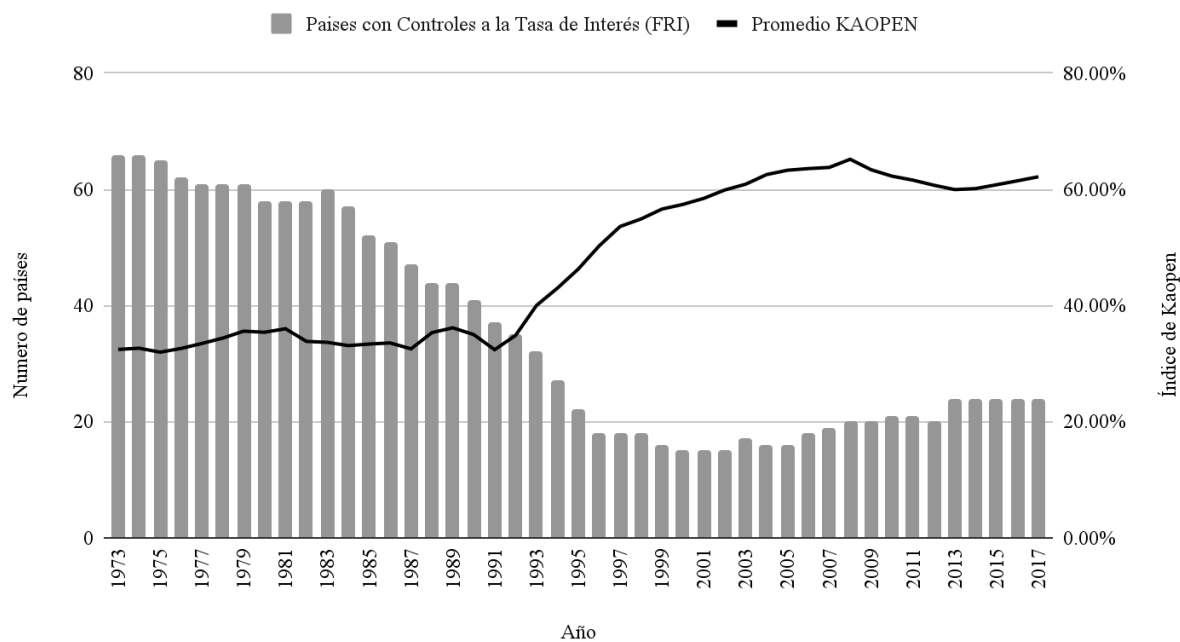
Fuente: Elaboración propia a partir de datos de Asonuma y Trebesch (2016) y de Erce, Mallucci y Picarelli (2022).

Propongo a su vez incluir una variable de control de capitales. Para ello podemos utilizar el índice KAOPEN de Chinn e Ito (2008)⁴. Este otorga un índice de cuán abierta es la economía por año y país ponderando las variables de: la existencia de múltiples tipos de cambio, la existencia de restricciones en las transacciones de cuenta corriente, restricciones en transacciones de la cuenta de capital y los requerimientos de entregar excesos de exportación.

Ghulam (2025) utiliza varias variables de control de índole política y económica como determinantes de defaults. Para este análisis propongo que utilicemos las variables de variación del tipo de cambio y la deuda total/PBI. Por otro lado, propongo utilizar las variables de balance fiscal e inflación propuestos por Jafarov, Marino y Pani (2019). Las variables de control que utilizaremos fueron construidas con datos de Jafarov, Marino y Pani (2019) y del Fondo Monetario Internacional.

⁴ Base de datos extendida hasta el 2022 por los autores en 2025. Disponible online: https://web.pdx.edu/~ito/Chinn-Ito_website.htm

Figura 2: Represión Financiera por Año



Fuente: Elaboración propia a partir de datos de Chinn e Ito (2008), Jafarov, Maino, y Pani (2019)

V. Las estimaciones

Estimamos en esta sección el modelo *Multilevel Discrete-Time Event History* el cual definimos como

$$\log(-\log(1-h_{i,t})) = \gamma t + \theta t^2 + \beta X_{i,t} + u_i$$

dónde $h_{i,t}$ es la variable dicotómica que evalúa si hubo una reestructuración preventiva en el país i y el tiempo desde la última reestructuración t . Tomamos como *baseline hazard* la función cuadrática de t , $\gamma t + \theta t^2$ y la matriz de variables explicativas $X_{i,t}$. Realizamos 5 estimaciones donde utilizamos el mismo modelo con distintas variables explicativas y de control. Las estimaciones están resumidas en la Tabla 2. La primera estimación (1) tiene como variable explicativa sólo la variable dicotómica de represión financiera (FRI). La segunda (2) estimación agrega una interacción entre represión financiera y deuda pública sobre el PBI. Incluimos esta interacción ya que, como hemos mencionado, si la represión financiera disminuye significativamente la deuda pública, puede disminuir la probabilidad de reestructurar preventivamente. La interacción nos permite separar los efectos de la represión financiera en la probabilidad de reestructurar.

La tercera (3) estimación incluye las variables de control: logaritmo de la inflación, la variación del tipo de cambio nominal, la tasa de crecimiento interanual del PBI y el balance fiscal primario. En cuarto lugar, estimamos la interacción entre la deuda pública y la represión financiera, las variables de control y la apertura financiera medida con el índice Kaopen (modelo 4). Por último, estimamos (5) la represión financiera como una variable ordinal de menores controles a mayores controles (IRC) y el resto de los mismos regresores que la estimación (4).

Evaluando las estimaciones, notamos el impacto de la duración en los *odds* proporcionales de reestructurar preventivamente la deuda. La probabilidad de reestructurar está negativamente relacionada con el tiempo de supervivencia. Esto puede explicarse por varios factores. En primer lugar, podemos ver en la Figura 2 que ha habido muchas reestructuraciones preventivas en los inicios de la muestra, es decir, los 70s y los 80s, por lo que hay menor supervivencia en los primeros años (t) de los países de la muestra. Por otro lado, como notamos en las secciones

Tabla 2. Comparación de modelos - análisis de duración

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|--|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| Duración | -0.453*** (0.030) | -0.345*** (0.031) | -0.363*** (0.037) | -0.351*** (0.037) | -0.353*** (0.036) |
| Duración ² | 0.008*** (0.001) | 0.006*** (0.001) | 0.007*** (0.001) | 0.007*** (0.001) | 0.007*** (0.001) |
| Represión financiera (FRI) | -1.468*** (0.190) | -2.359*** (0.264) | -1.948*** (0.461) | -2.170*** (0.468) | |
| Deuda pública (% PBI) | | -0.020*** (0.004) | -0.009** (0.004) | -0.011** (0.004) | -0.011*** (0.004) |
| Represión financiera (FRI) x Deuda | | 0.032*** (0.005) | 0.024*** (0.007) | 0.025*** (0.008) | |
| Inflación (log) | | | -0.064 (0.068) | -0.105* (0.056) | -0.096* (0.054) |
| Variación del tipo de cambio (ENDAVAR) | | | -0.008 (0.039) | -0.007 (0.038) | 0.008 (0.029) |
| Crecimiento del PBI | | | -0.142*** (0.024) | -0.151*** (0.024) | -0.166*** (0.025) |
| Balance fiscal | | | 0.049 (0.031) | 0.054* (0.032) | 0.079** (0.031) |
| Apertura financiera (KAOPEN) | | | | -0.406*** (0.117) | -0.398*** (0.117) |
| Represión Financiera Baja (IRC =2) | | | | | -0.021 (1.046) |
| Represión Financiera Media (IRC =3) | | | | | -3.617** (1.469) |
| Represión Financiera Alta (IRC =4) | | | | | -2.047*** (0.520) |
| Represión Financiera Baja (IRC =2) x Deuda | | | | | -0.009 (0.022) |
| Represión Financiera Media (IRC =3) x Deuda | | | | | 0.027 (0.023) |
| Represión Financiera Alta (IRC =4) x Deuda | | | | | 0.030*** (0.007) |
| Observaciones | 3718 | 3159 | 2440 | 2440 | 2440 |
| Log-Likelihood | -423.146 | -323.450 | -202.712 | -196.238 | -191.186 |

Errores estandar en paréntesis

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

anteriores, tenemos varios casos de reestructuraciones preventivas seguidas entre sí, o con pocos años de diferencia, por lo que su duración es relativamente corta, por ejemplo en el caso de Senegal, “sobrevive” desde 1985 a 1990 es decir, tiene una duración de 5 años. En tercer lugar, al ser la reestructuración preventiva un evento relativamente “raro”, muchos países sobreviven 45 años ya que no reestructuran preventivamente su deuda en nuestra base de datos. A su vez, el efecto de la duración es no lineal. Esto puede deberse al aumento de reestructuraciones preventivas ocurridas en la década de los 2000. Es decir, al haber dos grandes olas de reestructuraciones, la duración puede estar incorporando esta tendencia.

El segundo resultado importante de nuestra estimación es que por sí solo tener algún tipo de control de la tasa de interés (FRI) disminuye los hazards condicionales de reestructurar preventivamente la deuda. El impacto es constante y estadísticamente significativo a través de las estimaciones. Esto puede ser consecuencia del efecto que tiene la represión financiera en la deuda pública. Es decir, este resultado podría estar indicando que cuando hay represión financiera se genera una caída de las obligaciones de deuda y por ende, una menor probabilidad de reestructuración. De manera ilustrativa, en la Tabla 3 realizamos una regresión que evidencia que efectivamente la deuda pública está negativamente correlacionada con el control de las tasas de interés. Este punto está altamente vinculado a la literatura sobre la represión financiera, que explica que la represión financiera tiende a abaratar el financiamiento público, disminuyendo las obligaciones del Estado y, por ende, reduciendo el riesgo percibido de crisis de deuda (Giovanni y de Melo, 1993; Reinhart, 2012; Reinhart y Sbrancia, 2015; Jafarov, Maino, y Pani, 2019).

Por otro lado, la interacción entre FRI y la deuda del gobierno como porcentaje del PBI es positiva y constante a través de las estimaciones, lo cual sugiere que el efecto de FRI sobre la hazard de reestructuración no es constante: a medida que la deuda pública crece, la represión financiera incrementa la probabilidad de que un país reestructure preventivamente. Aunque el impacto no es positivo ante deudas bajas, si lo es a partir de ratios de deuda mayores donde el efecto de FRI individual se contrarresta con la deuda alta. Este resultado es consistente con la teoría, ya que dada una deuda pública alta, la represión financiera expone a los países a mayores riesgos de reestructuración preventiva, esto no ocurre, según las estimaciones, viendo la represión financiera por sí sola ni la deuda pública por sí sola. Puede verse en la Figura 3 la distribución de la deuda pública sobre el PBI según si tiene o no algún tipo de control de tasa de

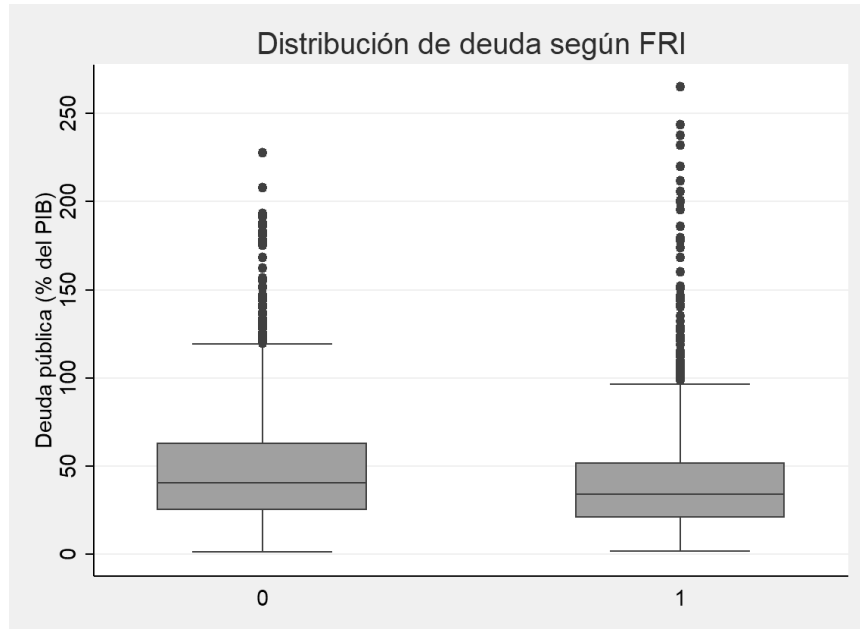
Tabla 3. Estimación ilustrativa correlación entre represión financiera y deuda pública

| | (Deuda Pública / PBI %) |
|--|---|
| Represión financiera (FRI) | -7.816*** (1.135) |
| Apertura financiera (normalizada) | 0.577 (1.956) |
| Inflación (log) | -1.191*** (0.368) |
| Variación del tipo de cambio (ENDAVAR) | 1.342*** (0.164) |
| Crecimiento del PBI | -1.051*** (0.120) |
| Balance fiscal | 0.559*** (0.136) |
| Constante | 51.667*** (3.048) |
| Observaciones | 2440 |
| Errores estándar en paréntesis | * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ |

interés (FRI). El gráfico de cajas y bigotes muestra que efectivamente los países con represión financiera tienen en promedio menor deuda como porcentaje de PBI, lo que puede indicar que la represión financiera produce una caída de la deuda. No obstante, la figura demuestra que en el grupo con represión financiera hay mayor dispersión luego del percentil 75, es decir, hay muchos países con represión financiera y niveles altos de deuda pública. Esto puede sugerir que no siempre la represión genera una caída suficiente de la deuda pública como para disminuir el riesgo de reestructuración preventiva.

Otro punto interesante de las estimaciones es el rol de Kaopen (que mide la libertad de capitales) en la probabilidad de reestructurar la deuda preventivamente. Kaopen es un índice que mide qué tan abierta es la economía en términos del capital, donde mayor el valor, más libre es la economía. En nuestro caso, vemos en la estimación (4) dado que el coeficiente es negativo cuanto mayor libertad de capitales, menor la probabilidad de reestructurar la deuda preventivamente. De manera análoga, en los casos donde Kaopen es negativo, es decir cuando hay mayores controles de capital, mayor la probabilidad de reestructurar preventivamente la deuda pública. Si entendemos la limitación de movilidad de capitales como un tipo de represión financiera, este resultado es consistente con la teoría.

Figura 3. Distribución de deuda por Represión Financiera



Fuente: Elaboración propia a partir de datos de FMI y Jafarov, Maino, y Pani (2019)

Por último, evaluamos si la magnitud de los controles impactan a los resultados realizando una nueva estimación, el modelo (5), presente en la Tabla 3. Utilizamos una pequeña transformación de la variable IRC de Jafarov, Maino, y Pani (2019) donde el 1 representa situaciones donde los bancos son libres de fijar sus propias tasas de interés, es decir, no hay ningún tipo de represión financiera, el 2 representa situaciones donde los condicionantes aplican a una parte significativa del mercado pero el share dominante no tienen condicionantes o tienen controles débiles, el 3 es una situación donde el control de la tasa de interés es extensivo pero no universal y genera una limitación significativa a una parte dominante del mercado y el 4 indica el mayor nivel de restricción a la tasa de interés. En nuestra base, el 57,29% de los casos no tienen ninguna restricción, el 10,6% tienen IRC = 2, el 10,89% tienen IRC = 3 y el 21,22% tienen el mayor nivel de restricción a la tasa de interés.

Entre las estimaciones, separando la magnitud de la represión y no haciéndolo, los resultados generales se mantienen pero hay interesantes diferencias entre las magnitudes de los controles de la tasa de interés y su impacto en la probabilidad de reestructuración preventiva de la deuda. En primer lugar, cuando hay bajo nivel de represión de la tasa de interés (IRC = 2), los coeficientes no son estadísticamente significativos. Luego, viendo solo el impacto en la probabilidad de reestructurar, vemos que la restricción que más disminuye la probabilidad de reestructurar la

deuda preventivamente es IRC= 3 y luego IRC=4. Es decir, tiene menor hazard de reestructurar la deuda preventivamente donde el control de la tasa de interés es extensivo pero no universal y genera una limitación significativa a una parte dominante del mercado. Dicho de otra manera, tiene mayor probabilidad de reestructurar preventivamente un país con el mayor nivel de controles de la tasa de interés que aquel con control de la tasa de interés extensivo pero no universal y que genera una limitación significativa a una parte dominante del mercado.

Otro punto importante de esta estimación es que el impacto en la probabilidad de reestructurar de la interacción entre la deuda pública y el control de la tasa de interés también depende de la magnitud de la represión. Nuevamente, un bajo nivel de represión de la tasa de interés es estadísticamente no significativo. Por otro lado, tener controles de tasa de interés extensivos pero no universales tampoco es estadísticamente significativo. Según los coeficientes del modelo ($\beta_{IRC=4} = -2.047$, $\beta_{IRC=4*Deuda\ Pública} = 0.030$), cuando hay máximos controles a la tasa de interés, el efecto total de la represión financiera se vuelve positivo a partir un porcentaje de deuda pública sobre PBI mayor del 68,23% del PBI⁵, es decir, aumenta la probabilidad de reestructurar preventivamente.

En conclusión, vemos que en general existe un vínculo entre la represión financiera y la probabilidad de reestructurar preventivamente la deuda. En las estimaciones encontramos que en sí misma, la represión financiera disminuye la probabilidad de reestructurar la deuda preventivamente. Esto puede ser explicado porque la represión financiera reduce la deuda pública. El argumento es que la represión financiera, al disminuir la deuda, disminuye los riesgos ex-ante de reestructuración, produciendo que en un primer momento los gobiernos decidan no reestructurar, probablemente asociando que en un segundo momento también es menos probable que se genere un default. No obstante, este vínculo se revierte en las estimaciones cuando hay mayor deuda pública, donde altos niveles de deuda pública y tener represión financiera, particularmente los más altos niveles de represión financiera, aumentan la probabilidad de reestructuración preventiva. El argumento teórico es que la represión financiera aumenta la probabilidad de un shock negativo a la economía y produce costos altos de default, entonces, frente a niveles de deuda altas, los gobiernos tienen mayor probabilidad de reestructurar preventivamente la deuda pública.

⁵ Calculado como el cociente entre los coeficientes de interacción y el efecto marginal de la deuda (2.047/ 0.030).

VI. Conclusión

En este trabajo hemos investigado el vínculo entre la represión financiera y las reestructuraciones preventivas de la deuda pública. Definimos represión financiera como regulaciones que mediante la disminución de las tasas de interés de la deuda pública previenen a los intermediarios financieros de la economía operar a su máxima capacidad con el fin de lograr mayor demanda a menor precio de la deuda pública. Estas medidas son implementadas con el fin de disminuir la deuda pública y generan una caída de la probabilidad de que el país cese el pago de la deuda pública (default) o tenga crisis de la deuda pública. No obstante, encontramos que la represión financiera no disminuye todos los riesgos de la deuda.

Utilizando el modelo de reestructuraciones preventivas de Asonuma y Trebesch (2016) teorizamos que la represión financiera al aumentar el riesgo de una caída de la economía (Jafarov, Maino, y Pani, 2019) y al tener mayores costos internos de un default (Chari, Sovis y Kehoe, 2020) afectan al cálculo de beneficio esperado de los gobiernos, produciendo que tengan más incentivos a reestructurar preventivamente la deuda pública.

Para testear la hipótesis implementamos un estudio de supervivencia a una base de datos de panel de 90 países desde 1973 a 2017. En el análisis encontramos que la represión financiera por sí sola sí disminuye la probabilidad de reestructuración preventiva de la deuda. Este hallazgo puede capturar el efecto que tiene la represión financiera en el nivel de deuda. Dado que la represión financiera disminuye la deuda pública, esto puede disminuir el incentivo a reestructurar (tanto preventiva como post-default) la deuda. A pesar de ello, encontramos que si existe una alta deuda pública, la represión financiera aumenta las probabilidades de reestructurar preventivamente la deuda. Este hallazgo es consistente con la teoría explorada y es un interesante resultado sobre la no linealidad de los efectos de este tipo de medidas. En consecuencia, aunque la represión financiera tenga importantes beneficios para el manejo de la deuda pública de los gobiernos, como la disminución del stock de deuda y la caída de la probabilidad de default, ante deuda pública elevada aumenta la probabilidad de reestructuración preventiva de la deuda, lo cual tiene consecuencias en el acceso al crédito internacional y el crecimiento económico.

Frente al aumento de la represión financiera en el mundo, creemos que este tema merece mayor investigación para poder tener un conocimiento más completo del impacto de estas políticas en la

economía local e internacional. En este estudio analizamos tanto deuda en moneda doméstica como deuda a acreedores privados externos, con literatura escrita específicamente para reestructuraciones con acreedores privados externos. Cabe preguntarse entonces si las reestructuraciones de deuda doméstica tienen otro proceso teórico o no y si estos resultados se mantienen en otro modelo de decisiones del gobierno. Por otro lado, hemos analizado solo dos tipos de represión financiera, sería interesante indagar si estos resultados se sostienen con otros tipos de medidas o si el resultado es sólo apropiado para controles de la tasa de interés.

Bibliografía

- Acharya, V.V., and G.R. Raghuram (2013). “Sovereign debt, government myopia, and the financial sector”, *The Review of Financial Studies*, 26(6): 1526–1560.
- Aizenman, J. and P. Guidotti (1994). “Capital controls, collection costs, and domestic public debt”, *Journal of International Money and Finance*, February, 41–54.
- Alper, C. E., B. Clements, N. Hobdari, and R. Moyà Porcel (2019). “Do Interest Rate Controls Work? Evidence from Kenya”, *IMF Working Papers*, WP/19/119.
- Asonuma, T. and C. Trebesch (2016): "Sovereign Debt Restructurings: Preemptive or Post-Default", *Journal of the European Economic Association* Vol 15(1), Pages 175-214.
- Bai, C.-E., D. D. Li, Y. Qian and Y. Wang (2001). ‘Financial repression and optimal taxation’, *Economic Letters*, 70, 245–51.
- Becker, B., and V. Ivashina. (2018). “Financial repression in the European sovereign debt crisis”, *Review of Finance*, 22(1): 83–115.
- Chari, V. V., A. DAVIS, and P. J. Kehoe. (2020). “On the optimality of financial repression”, *Journal of Political Economy*, 128(2): 710–739.
- Chinn, M. D. and H. Ito (2008). "A New Measure of Financial Openness", *Journal of Comparative Policy Analysis*, Volume 10, Issue 3, p. 309 – 322 (September).
- Cole, H. L., Dow, J. & English, W. (1995), “Default, Settlement, and Signalling, Lending Resumption in a Reputational Model of Sovereign Debt”, *International Economic Review*, 36 (2).
- Cruces, J. and C. Trebesch (2013). “Sovereign Defaults: The price of haircuts”, *American Economic Journal: Macroeconomics*.
- Erce, A., E. Mallucci and M. Picarelli (2022). “A Journey in the History of Sovereign Defaults on Domestic-Law Public Debt”, *International Finance Discussion Papers* 1338.
- Flandreau, M. and F. Zumer (2004). “The making of global finance”, *Development Centre Studies*, OECD.
- Fry, M. J., (1978). “Money and Capital or Financial Deepening in Economic Development?”, *Journal of Money, Credit, and Banking*, 10(4).
- Ghulam, Y. (2025) "A further examination of sovereign domestic and external debt defaults", *The North American Journal of Economics and Finance*, Volume 76, January 2025, 102322.

Ghulam, Y. and Derber, J. (2018) “Determinants of Sovereign Defaults” in *The Quarterly Review of Economics and Finance* Vol 59, August 2018, p. 43-55.

Giovannini, A., and M. de Melo. (1993). “Government Revenue from Financial Repression”, *American Economic Review*, 83(4): 953–963.

Heng, D., (2015). “Impact of the New Financial Services Law in Bolivia on Financial Stability and Inclusion”, *IMF Working Papers*, WP/15/267.

Ito, H., (2008). “Financial Repression,” in: Reinert K. A. and R. Ramkishen (eds).

Jafarov, E., R. Maino, and M. Pani, (2019). “Financial Repression is Knocking at the Door, Again. Should We Be Concerned?”, *IMF Working Papers*, WP/19/211.

Jenkins, S. P. (2004). “Survival Analysis. Unpublished manuscript”, Institute for Social and Economic Research, University of Essex, Colchester, UK.

Madeira, C., (2019). "The Impact of Interest Rate Ceilings on Households' Credit Access: Evidence from A 2013 Chilean Legislation," *Working Papers Central Bank of Chile* 840, Central Bank of Chile.

Manasse, P. & Roubini, N, (2009), “‘Rules of thumb’ for sovereign debt crises”, *Journal of International Economics*, 78, 192-205.

Martinez, L., F. Roch, F. Roldan y J. Zettelmeyer (2022). “Sovereign Debt”, *Documento de trabajo RedNIE N°167*

Mckinnon, R., (1974). “Money and Capital in Economic Development.” Washington D.C.: The Brookings Institution

Ongena, S., A. Popov, and N. Van Horen. (2019). “The invisible hand of the government: Moral suasion during the European sovereign debt crisis.” *American Economic Journal: Macroeconomics*, 11(4): 346–379.

Ozler, S (1993), ‘Have commercial banks ignored history?’, *American Economic Review*, 83, pages 608-20.

Reinhart, C. M. (2012). “The return of financial repression”, *Banque de France Financial Stability Review*, 37–48.

Reinhart, C. y Sbrancia, B. (2015) “Liquidation of Government Debt”, *Economic Policy* , April 2015, Vol. 30, No. 82 (April 2015), pp. 291-333.

Roubini, N. and X. Sala-i-Martin, (1992). “Financial Repression and Economic Growth,” *Journal of Development Economics*, 39, issue 1, pp. 5-30.

Safavian, M. and B. Zia, (2018). "The Impact of Interest Rate Caps on the Financial Sector: Evidence from Commercial Banks in Kenya," Policy Research Working Paper; No. 8393. World Bank, Washington, DC.

Shaw, E., (1973). "Financial Deepening in Economic Development." New York: Oxford University Press.

Sosa-Padilla, C. (2012). "Sovereign Defaults and Banking Crises". MPRA Paper.

Steele, F. (2011). "Multilevel Discrete-Time Event History Models with Applications to the Analysis of Recurrent Employment Transitions", Australian & New Zealand Journal of Statistics, 53(1), 2011, 1-26.

Stiglitz, J. and A. Weiss, (1981). "Credit Rationing in Markets With Imperfect Information," American Economic Review. 71. 393-410.

Sturzenegger, F., & Zettelmeyer, J. (2007). "Debt defaults and lessons from a decade of crises", The MIT Press. <https://doi.org/10.7551/mitpress/2295.001.0001>

Sturzenegger, F. (2004). "Tools for the Analysis of Debt Problems." Journal of Restructuring Finance, 1, 201-2.

Anexo

I.Descripción de la Metodología

El objetivo de la metodología es analizar qué variables aumentan el riesgo de reestructuración de la deuda pública. Realizaremos un análisis de supervivencia que tiene muchas especificaciones posibles, evaluaremos dos de ellas, aquella que asume independencia de los estados, y aquella que no lo hace.

I.A El modelo general

Definimos el *estado* como el tiempo en el que el país se encuentra en riesgo de reestructurar (es decir desde que ingresa a la base de datos) y el *evento* (*o fail*) la reestructuración. El *spell length* de una persona es la realización de una variable aleatoria continua T la cual tiene una función de distribución (*Failure function*), una función de densidad y una función de supervivencia.

En nuestro caso, la base de datos se encuentra en formato país-año, por lo que se debe considerar modelos específicos de tiempo intrínsecamente discreto. Con $t \in \{1, 2, 3...\}$ es un conjunto de intervalos, entonces,

- Y la función de densidad es $f(t) = P(T = t)$.
- La función de supervivencia se define como $S(t) = P(T \geq t) = \sum_{k=t}^{\infty} f_k$.
- La *hazard rate* es : $h(t) = P(T = t | T \geq t) = \frac{f(t)}{S(t-1)}$.
- La *failure function* se define como $F_t = F(t) = 1 - S(t) = 1 - \prod_{k=1}^t (1 - h_k)$.

Dado que los datos están como país-año, asumimos variables discretas, lo cual solo nos permite la forma funcional del *hazard rate* logística o *complementary log-log* (cloglog) (Jenkins, 2004). Estos casos se interpretan como *Proportional odds model*, donde se estima los odds relativos de transicionar en el año j dado que hubo supervivencia hasta el año, es decir,

$$\frac{h(t,X)}{1-h(t,X)} = \left[\frac{h_0(t)}{1-h_0(t)} \right] \exp(\beta'X),$$

donde $h_0(t)$ es el *baseline hazard*, $\left[\frac{h_0(t)}{1-h_0(t)} \right]$ son los *odds* relativos comunes a todos los países, y $\exp(\beta'X_t)$ son las variables individuales de los países.

Entonces,

$$\text{cloglog}[h(t, X)] = \log\left(-\log\left(1 - \frac{h(i,t,X)}{1-h(i,t,X)}\right)\right) = \alpha_{i,t} + \beta X_{i,t}$$

con α_t el *baseline hazard* cuya forma específica depende de la duración. Gulham y Derber (2018) utilizan $\alpha_t = r \log(t)$ donde r se estiman con los parámetros de β pero debe ser evaluado en función a los datos, en particular de la forma que tenga la *hazard function*. Esto puede verse con dos métodos, el Kaplan-Meier o *lifetables*.

Para lograr la estimación el Jenkins (2004) plantea 4 pasos:

1. Organizar la data en formato individuo-periodo
2. Crear las covariables
3. Elegir la forma funcional de h_t (logística o cloglog)
4. Estimar.

Un supuesto importante de esta metodología es *no-state-dependance*. Es decir, las chances de hacer una transición no dependen de transiciones anteriores. Por lo tanto, esta metodología no permite ver múltiples reestructuraciones de un mismo país. Para poder evaluar más de un caso de eventos recurrentes Steele (2011) plantea *Multilevel Discrete-Time Event History Models*, donde explica que los eventos recurrentes pueden ser vistos como un tipo de estructuras jerárquicas de dos niveles, con los estados de riesgo de un evento anidado dentro de un individuo. De esta manera, la autora explica que puede utilizarse un *shared frailty model*, donde se utiliza un modelo de efectos aleatorios,

$$P(T = t | T \geq t, X_{i,t}, u_i) = \frac{h(i,t,X)}{1-h(i,t,X)} = 1 - \exp[-\exp(\alpha_{i,t} + \beta X_{i,t} + u_i)]$$

$$\text{cloglog}[h(t, i, X)] = \log\left(-\log\left(1 - \frac{h(i,t,X)}{1-h(i,t,X)}\right)\right) = \alpha_{i,t} + \beta X_{i,t} + u_i$$

donde $\alpha_{i,j,t}$ es el *baseline hazard*, X_{it} es un vector de covariables para el país i en el año t , β son los coeficientes estimados y $u_i \sim N(0, \sigma_u^2)$ es el término de *frailty* compartido que representa la heterogeneidad no observable específica de cada país.

II. Decisión forma funcional

En esta sección exploramos los diagnósticos y las estimaciones de un análisis de supervivencia de un único fallo (sin *state dependance*) y de múltiples fallos (*Multilevel Discrete-Time Event History Models*) para justificar las decisiones de las formas funcionales.

II.A Analisis de Unico Fallo

II.A.1 Diagnosticos

Primero analizamos el primer fallo, es decir, la metodología planteada con el supuesto de independencia entre estados. Siguiendo los pasos planteados por Jenkins (2004) en primer lugar debemos reorganizar la data en *individuo-periodo* Nuestra variable de periodo es *min_pr_total* que es igual a 1 si es la primera reestructuración preventiva del país, tanto interna como externa. La base de datos queda entonces recortada donde el país tiene datos hasta la primera reestructuración, generando *unbalanced data*.

Figura A1. Ejemplo de la data recortada para la Argentina.

| id | age | country | year | ln_hazard | ln_hazard | ln_hazard | ln_hazard | ln_hazard | ln_hazard | ln_hazard | ln_hazard |
|------|-----|---------|------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| 2974 | 199 | ZAF | 1985 | 26.86012 | -.9138012 | 0 | 1 | 0 | 0 | | 1 |
| 73 | 213 | ARG | 1973 | 11.06968 | 2.59004 | 0 | 1 | 0 | 0 | | . |
| 74 | 213 | ARG | 1974 | 11.99213 | 5.0515 | 0 | 1 | 0 | 0 | | . |
| 75 | 213 | ARG | 1975 | 31.17866 | 2.3172 | 0 | 1 | 0 | 0 | | . |
| 76 | 213 | ARG | 1976 | 26.48624 | -1.21661 | 0 | 1 | 0 | 0 | | . |
| 77 | 213 | ARG | 1977 | 23.15941 | .3720116 | 0 | 1 | 0 | 0 | | . |
| 78 | 213 | ARG | 1978 | 16.14351 | .1856302 | 0 | 1 | 0 | 0 | | . |
| 79 | 213 | ARG | 1979 | 11.43982 | .1270802 | 0 | 1 | 0 | 0 | | . |
| 80 | 213 | ARG | 1980 | 10.51802 | .2698703 | 0 | 1 | 0 | 0 | | . |
| 81 | 213 | ARG | 1981 | 24.44594 | -1.047689 | 0 | 1 | 0 | 0 | | . |
| 82 | 213 | ARG | 1982 | 50.91728 | -.1742201 | 0 | 1 | 0 | 0 | | . |
| 83 | 213 | ARG | 1983 | 59.22909 | -.6269801 | 0 | 1 | 0 | 0 | | . |
| 84 | 213 | ARG | 1984 | 50.37002 | .7319002 | 0 | 1 | 0 | 0 | | . |
| 85 | 213 | ARG | 1985 | 62.64001 | 5.93786 | 0 | 1 | 0 | 0 | | 1 |
| 351 | 218 | BOL | 1973 | 77.4989 | -2.33506 | 0 | 1 | 0 | 0 | | . |

Para elegir la forma funcional de h_t debemos realizar diagnósticos sobre la forma del *hazard*. Para ello empleamos ambas estrategias planteadas por Jenkins (2004), el Método Kaplan-Mayer y las tablas de vida (*life table*). Vemos la forma del *Hazard* (Figura A2), donde aumenta exponencialmente a partir del año 30 de duración en la base de datos. Es decir, a partir de 30 años la probabilidad de reestructurar aumenta significativamente. Puede verse que cuando estimamos por las tablas de vida la función de supervivencia (Figura A3), vemos que la probabilidad de supervivencia disminuye significativamente a partir del año 40. Estos gráficos implican que no podemos utilizar las formas de *baseline hazard* que suponen crecimiento constante del *hazard*. La mejor decisión en estos casos es utilizar una forma de $\ln(t)$.

Figura A2. Estimador de *hazard* suavizado para primer fallo- Metodo Kaplan-Mayer

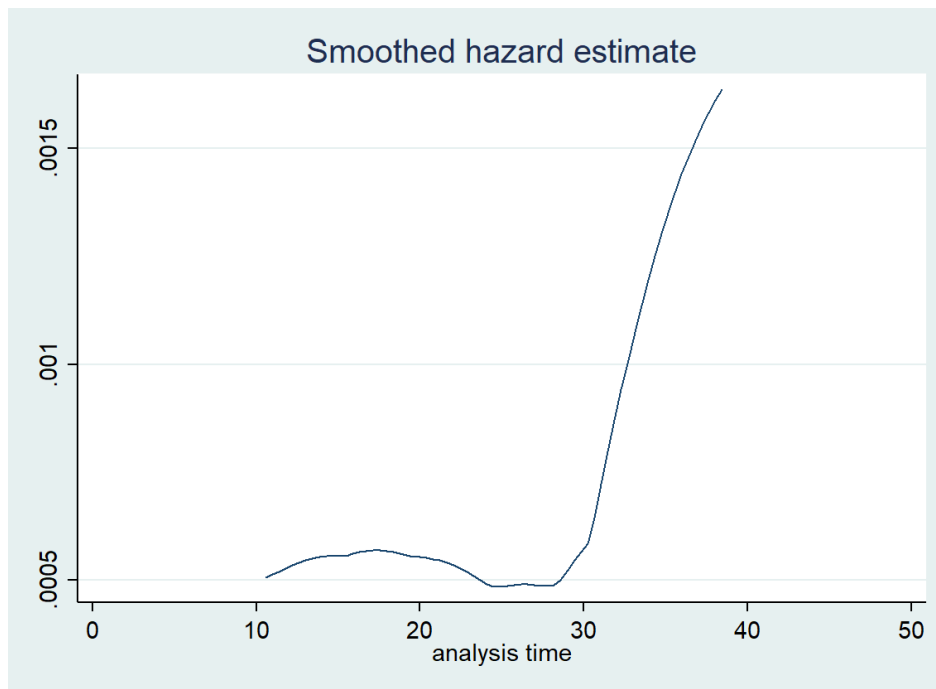
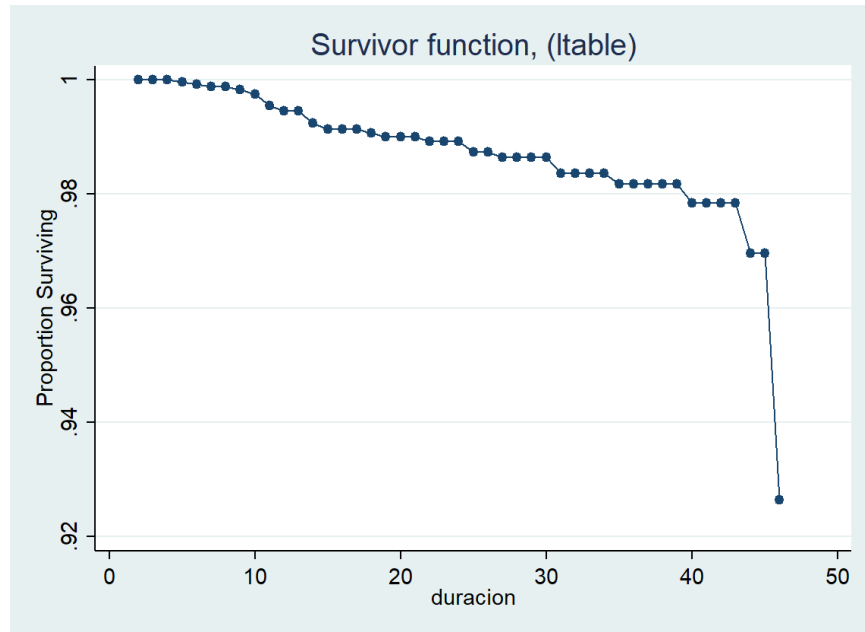


Figura A3. Función de Supervivencia para primer fallo- Método de tablas de vida

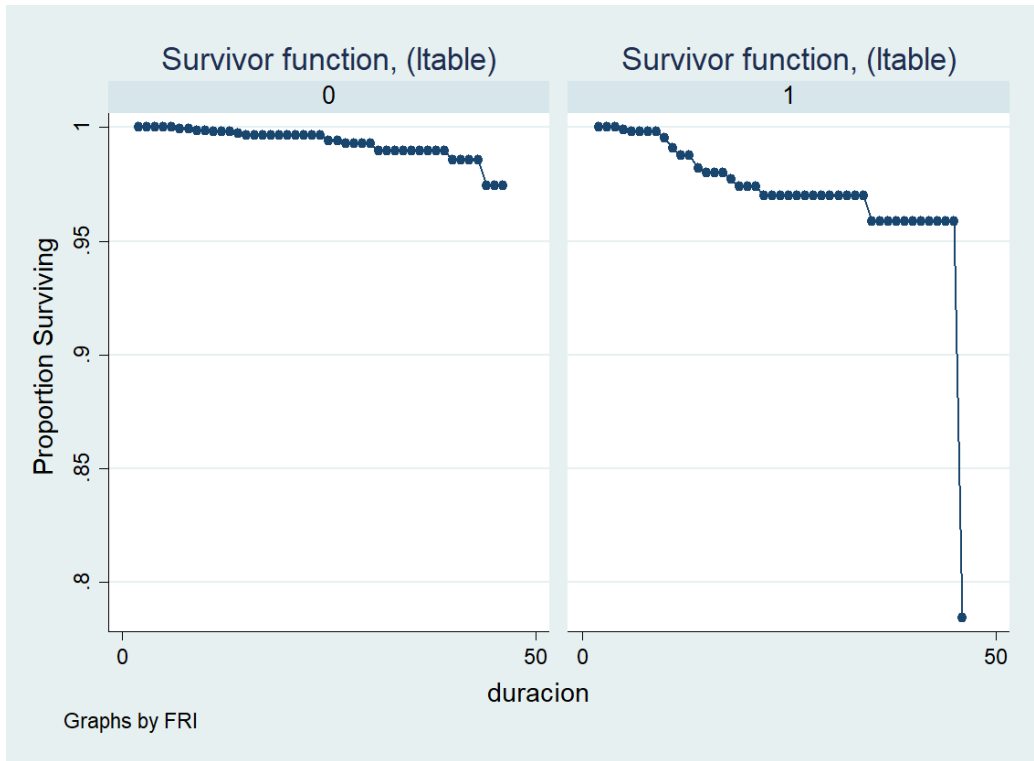


Luego, realizamos un test para evaluar si tiene sentido utilizar la variable de controles en la tasa de interés, en nuestro caso llamada FRI con valor 1 si hay algún tipo de control de la tasa de interés, cero en otro caso. Realizamos un test cuya hipótesis nula es que no hay diferencias en las funciones de supervivencia entre los grupos. Vemos en la Tabla A1 que el chi-cuadrado es suficientemente grande y el p-valor bajo, por lo que podemos rechazar la hipótesis nula. En consecuencia, tiene sentido utilizar la variable explicativa.

Tabla A1. Wilcoxon test

| <u>Wilcoxon (Breslow) test for equality of survivor functions</u> | | | |
|---|-----------------|-----------------|--------------|
| fri | Events observed | Events expected | Sum of ranks |
| 0 | 12 | 21.88 | -18214 |
| 1 | 18 | 8.12 | 18214 |
| Total | 30 | 30.00 | 0 |
| | chi2(1) = | 16.42 | |
| | Pr>chi2 = | 0.0001 | |

Figura A4. Funciones de supervivencia por FRI



Para optar entre el modelo logarítmico y el *complementary log-log* debemos tener en consideración estas formas de la supervivencia y el *hazard*. Dado lo que hemos visto, consideramos que el mejor modelo para estos datos es el cloglog, ya que no supone *hazard* crecientes y constantes. El modelo cloglog se define como

$$\log(-\log(1 - h_{i,t})) = \alpha_t + X_{i,t}\beta.$$

Si utilizamos $\alpha_t = r\ln(t)$ entonces,

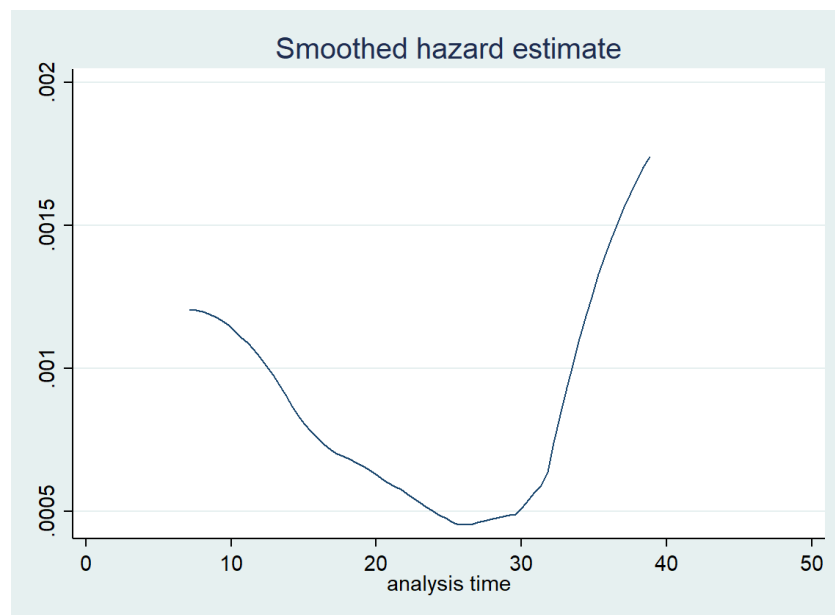
$$\log(-\log(1 - h_{i,t})) = r\ln(t) + X_{i,t}\beta.$$

II.B State Dependence

II.B.1 Diagnosticos

Para realizar el análisis de múltiples reestructuraciones modificamos los datos, de manera tal que la duración se “reinicia” luego de cada reestructuración. Puede verse en la Figura A5 que en esta configuración de los datos el *hazard estimate* tiene una forma distinta que la anterior, donde en este caso tiene forma de U. La solución propuesta para este escenario es en vez de utilizar $r\log(t)$ como baseline hazard es utilizar $rt + \alpha t^2$.

Figura A5. Smoothed hazard estimate multiples eventos



El test de Wilcoxon en la Tabla A2, de este caso nos demuestra que podemos rechazar la hipótesis nula de que las funciones de supervivencia entre los grupos con y sin represión financiera (FRI) son iguales. Esto puede verse también en la Figura A6 de las funciones de supervivencia para ambos casos.

Tabla A2. Test de Wilcoxon con multiples eventos

| <u>Wilcoxon (Breslow) test for equality of survivor functions</u> | | | |
|---|-----------------|-----------------|--------------|
| fri | Events observed | Events expected | Sum of ranks |
| 0 | 38 | 54.89 | -45913 |
| 1 | 46 | 29.11 | 45913 |
| Total | 84 | 84.00 | 0 |
| | chi2(1) = | 12.30 | |
| | Pr>chi2 = | 0.0005 | |

Figura A6. Funciones de supervivencia por FRI con múltiples reestructuraciones

