

# *Deuda pública y crecimiento en Argentina: un análisis para el período 1970-2018*

*Rabanal, Cristian\**

*<https://orcid.org/0000-0003-1608-2277>*

*\* Universidad Nacional de Villa Mercedes, Villa Mercedes, Argentina*

*E-mail: [crabanal@unvime.edu.ar](mailto:crabanal@unvime.edu.ar)*

**Recibido:** 07 de diciembre de 2021 / **Aprobado:** 12 de diciembre de 2021 / **Publicado:** 28 de diciembre de 2021

**DOI:** <https://doi.org/10.24133/sigma.v9i01.2625>

## **Resumen**

En este artículo se analiza el impacto de la deuda pública sobre el crecimiento para el caso argentino, durante el período 1970-2018. Actualmente, la mayor parte de los economistas está a favor de una relación no lineal entre estas variables. En este trabajo se propone estudiar el fenómeno a partir de un modelo de regresión por umbrales (*Threshold model*). Los resultados empíricos muestran que el valor umbral de deuda pública total del gobierno central (como porcentaje del PBI) para el cual se desencadena el efecto no lineal sobre el PBI per cápita es del 54,59 %, siendo la relación negativa y estadísticamente significativa. No obstante, por debajo del valor umbral la relación no es significativa.

**Palabras clave:** Deuda; Crecimiento; No linealidad; Umbrales; Argentina.

# *Public Debt and growth in Argentina: an analysis for the period 1970-2018*

## **Abstract**

This article analyzes the impact of the growing public debt on growth for the Argentine case, during the period 1970-2018. Currently, the dominant idea is in favor a non-linear relationship between these two variables. In this work it is proposed to study this phenomenon from a regression model by thresholds (*Trheshold model*). The threshold value of total public debt of the central government (as a percentage of GDP) for which the non-linear effect on per capita GDP is triggered is 54,59%. The relationship is negative and statistically significant. However, below the threshold value the relationship is not significant.

**Keywords:** *Debt; Growth; Non-linearity; Thresholds; Argentina.*

## **Introducción**

El aumento del endeudamiento en muchos países de la geografía mundial se ha vuelto un fenómeno extendido y generalizado. El desencadenamiento de la pandemia generada por el Covid-19, ha provocado recientemente un creciente gasto sanitario, en muchos casos financiado con endeudamiento. En este contexto, el Fondo Monetario Internacional ha expresado que la “deuda pública global esta alcanzando el 100% del producto global” (Georgieva, 2021). El nivel alcanzado no sólo expone a todas las economías a estrés financiero y riesgo de choques externos, sino que también presenta ciertos obstáculos para el futuro crecimiento económico global. Ahora bien, dicho crecimiento en los niveles de deuda no es fenómeno reciente, sino que es una tendencia que data de varias décadas atrás, y en muchos casos se puede explicar a partir del persistente déficit fiscal de las distintas economías. Este fenómeno de tomar deuda para financiar el déficit ha sido un mecanismo muy habitual en países latinoamericanos en general, y en Argentina en particular.

El actual consenso entre los economistas establece que la relación entre deuda y

crecimiento es de carácter no lineal, esto es, existe una relación no del todo evidente hasta cierto punto (umbral). Sin embargo, una vez superado el mismo, la relación se torna negativa desde la deuda hacia el crecimiento. Tanto los modelos teóricos de crecimiento exógeno como endógeno (Rabanal y Helbig, 2019) vaticinan una relación negativa entre deuda y crecimiento. En este contexto, el estudio de diferentes técnicas para la determinación de dicho umbral como así también el análisis de sus determinantes se ha tornado una cuestión fundamental. Asimismo, el conocimiento de dicho umbral por parte del *policy maker* resulta fundamental.

Los canales por los que la deuda puede afectar al crecimiento son diversos, pero algunos de los más relevantes son el potencial incremento del tipo de interés de largo plazo producto del efecto *crowding out*, la productividad total de los factores y el aumento de la incertidumbre (Chehcerita y Rother, 2010). También CEPAL (2018) ha identificado como otros canales a la equivalencia ricardiana, una mayor inflación y pérdida de poder adquisitivo y el ya mencionado efecto desplazamiento.

Por otra parte, muchos países emergentes

han tenido crisis de deuda para ratios deuda/PBI relativamente bajos en relación a lo que esos mismos porcentajes representarían para las economías avanzadas. Desde esta perspectiva, es lógico pensar que la relación entre dichas variables pueda presentar un componente idiosincrático muy significativo en el caso de los países en vía de desarrollo. Asimismo, esto también expone la fragilidad que históricamente han tenido estas economías frente a choques diferentes externos negativos. Desde esta perspectiva, resulta de interés, entonces, la estimación a nivel país.

En este trabajo se propone cuantificar el umbral de deuda para el caso argentino en el período 1970-2018, a partir de un modelo de regresión por umbrales (*Threshold model*).

Además de esta introducción, el artículo presenta otras cuatro secciones. En la segunda, se presenta el marco teórico y el estado de la discusión empírica en relación al tema. La tercera sección muestra la metodología utilizada y fuente de datos. Luego se presentan los resultados y finalmente las conclusiones.

### Revisión bibliográfica

La cuestión de los efectos de la deuda sobre el crecimiento ha sido una cuestión considerada desde diversas posturas teóricas. Tanto los modelos de crecimiento exógeno (Diamond, 1965) como los de crecimiento endógeno (Saint-Paul, 1992) han abordado el tema, encontrando en ambos casos una relación negativa.

Durante la década de los ochenta se desarrollaron importantes estudios en relación al sobre endeudamiento (*Debt Overhang*). Desde esta perspectiva se puede considerar que un alto stock de deuda puede afectar el crecimiento a

través del canal de inversión. Patillo *et. al* (2002) señalan que la reducción de la inversión y su eficiencia puede provenir, por ejemplo, desde la instauración de nuevos impuestos para financiar los servicios de deuda.

Luego de la crisis financiera del año 2008, los mayores bancos centrales del mundo se vieron obligados a expandir sus hojas de balance a través de sus programas de facilitación cuantitativa (*Quantitative Easing -QE*). Estos episodios, derivaron en un renovado interés académico por el tema. En este sentido, uno de los trabajos más influyentes fue el de Reinhart y Rogoff (2010), quienes analizando una muestra de 44 países, entre los que se incluían 20 desarrollados y 24 en vías de desarrollo, encuentran evidencia de que los países que superan el umbral de deuda/PBI del 90% tienen una mediana de la tasa de crecimiento un 1% más bajo. No obstante, por debajo de dicho umbral los autores reconocen que la relación es débil. De esta forma, se reconoce que para países emergentes ese nivel podría ser mucho más bajo. La razón es que dichos países pueden estar expuestos a la denominada intolerancia a la deuda (*Debt Intolerance*), siendo esto un fenómeno que se presenta en la presión extrema que muchos mercados emergentes experimentan a niveles de deuda que parecen manejables según los estándares de los países avanzados. (Reinhart, Rogoff y Savastano, 2003). La composición de la moneda en la que está emitida la deuda puede jugar un rol muy relevante para la aparición de dicho efecto.

Ahora bien, ese 90% establecido por Reinhart y Rogoff (2010) -RR- fue puesto a prueba rápidamente por muchos autores. En particular, varias eran las cuestiones emergentes

a considerar, como por ejemplo, cuál era la dirección de la causalidad, si es posible establecer un único umbral para todas las economías, y cómo debían ser tratados los problemas de endogeneidad. Incluso algunos autores como Herndon *et. al* (2014) plantearon que el trabajo de Reinhart y Rogoff (2010) contenía numerosos problemas, entre los que se incluían la exclusión selectiva de datos y la ponderación no convencional de estadísticas descriptivas

que conducían a conclusiones erróneas en con respecto al verdadero valor del umbral.

Los trabajos que siguieron al de RR intentaban confirmar el umbral por ellos encontrados para distintas muestras, períodos de tiempo y con diversas técnicas, aunque la mayor parte de ellos trataba el caso de países desarrollados. Algunos de los más relevantes se resumen en la tabla 1, presentada a continuación.

**Tabla 1**

*Trabajos empíricos sobre umbral deuda-crecimiento*

Autores	Muestra	Estrategia metodológica	Umbral de deuda
Checherita y Rother (2010)	12 países de la zona euro. 1970-2009	Estimación polinomial	90-100%
Cecchetti, Mohanty y Zampolli (2011)	18 países de la OCDE. 1980-2010	Metodología de umbral para paneles no dinámicos	85%
Kaur, y Mukherjee (2012)	India. 1980-2013	Regresión simple con inclusión de término deuda al cuadrado	61%
Topal (2012)	12 países europeos. 1980-2012	Panel dinámico con umbral	Entre 71,66% y 80,21% existe un impacto negativo sobre el crecimiento. Sin embargo, por encima de 80,21% dicho impacto tiende a desvanecerse.
Padoan, Sila y van der Noord (2012)	28 países de la OCDE. 1960-2011	Modelo de datos de panel con umbral. GMM	82%
Baum, Checherita-Westphal, y Rother (2013)	12 países de la euro zona. 1990-2010	Panel de umbral dinámico	95%
Mercinger, Aristovnik, y Verbič (2014)	25 países europeos de la UE. 1980-2010 (viejos miembros) y 1995-2010 (nuevos miembros).	Estimación polinomial	Entre 80 y 94% para los “viejos” miembros de la UE, y entre 53 y 54% para los “nuevos” miembros.
Panizza y Presbitero (2014)	17 países de la OCDE. 1981-2008	Estimación mediante el método GMM de relaciones lineales y no lineales.	Sin evidencia
Afonso y Alves (2015)	14 países europeos. 1970-2012	Datos de panel. MCO. MCO-EF. MC2E.	75%

Woo y Kumar (2015)	38 países (economías avanzadas y emergentes). 1970-2008	Datos de panel. GMM	90%. Sin embargo alertan por la denominación monetaria en la composición de la deuda.
Eberhardt y Presbitero (2015)	105 países. 1970-2008	Modelos dinámicos no lineal	Encuentran una relación no lineal negativa entre deuda y crecimiento, pero sin un umbral común.
Égert (2015)	44 países entre desarrollados y en vías de desarrollo. 1946-2009	Método de Hansen para la determinación de umbrales de manera endógena	20-60%
Lee, Park y Shin (2017)	20 países desarrollados. 1946-2009	Pruebas de efecto umbral mediante regresión cuantílica	30%
Baharumshah, Soon y Lau (2017)	Malasia. 1980-2014	Modelo de conmutación de Markov	55%
Ndoricimpa (2017)	23 países de África. 1980-2010	Regresiones por umbrales.	Una deuda baja es neutral o favorece el crecimiento, mientras que una deuda alta es perjudicial para el crecimiento. El umbral puede ser sensible a la elección del modelo y a las variables de control del crecimiento incluidas en el modelo.
Jacobs, <i>et. al</i> (2019)	31 países de la OCDE y la UE. 1995-2013	Modelo de panel VAR	No se detectó.
Swamy (2019)	252 países. 1960-2009	Test de linealidad y no linealidad. Modelo PVAR.	Efecto no es uniforme para todos los países. El mismo depende principalmente de los regímenes de deuda y otras variables macroeconómicas importantes.
Liu y Lyu, J. (2020)	102 países. 1980-2016	Datos de panel con efectos fijos. Variables instrumentales.	Evidencia de relación no lineal. El umbral depende de un gran número de variables macroeconómicas de cada país.
Bentour (2020)	20 economías avanzadas. 1880-2010	Regresiones "kink".	Se rechaza la existencia de un umbral común.
Vaca <i>et. al.</i> (2020)	México. 1994-2016	Modelo dinámico. Formulas polinómicas.	27%

**Fuente:** Elaboración propia

De esta forma, desde la tabla 1 se pueden extraer varias cuestiones importantes. En primer lugar, la inmensa mayoría de estudios encuentran evidencia de la relación no lineal entre deuda y crecimiento, tanto en aquellos que se ocupan de un grupo de países como de los que centran el estudio a un único país. En segundo lugar, el valor umbral difiere según las técnicas utilizadas, los períodos estudiados y los países que componen la muestra, lo cual da sustento a la idea de la existencia de un componente idiosincrático relativamente alto para ciertas economías. Tercero, los países emergentes muestran umbrales significativamente más bajos que los postulados en la hipótesis RR. Todos estos aspectos brindan soporte para realizar estudios a nivel país. No obstante, el estudio a nivel regional es también importante cuando la muestra se integra con países cuyas características estructurales son aproximadamente similares.

### **Materiales y método**

El artículo utiliza diferentes bases de datos para obtener las series que dan sustento a la tabla de datos empleada. Esta información se resume en la Tabla 2.

Además de las variables de interés, se incluyencuatro variables adicionales comúnmente señaladas en los refinamientos teóricos de crecimiento económico: la inversión aproximada a partir de la formación bruta de capital como porcentaje del PBI, el crecimiento poblacional, los años promedio de escolaridad como *proxy* del capital humano y la exportaciones como porcentaje del PBI a los efectos de considerar la hipótesis de que las exportaciones conducen al crecimiento económico (*ELGH – Exports Led Growth Hypothesis*). Esta última hipótesis es una

de las más declamadas en economía, y procede de las teorías del comercio internacional. La misma postula que las exportaciones constituyen un factor fundamental para el crecimiento económico. Teóricamente, existen varias razones para sostener esta premisa.

En primer lugar, las exportaciones suponen un incremento de la escala. Es decir, el acceso a otros mercados supone desplazar la restricción que existiría para una economía en autarquía, algo que ya había sido teorizado por Adam Smith. Este punto es particularmente importante para países o regiones con baja densidad poblacional y gran capacidad productiva, como los es la República Argentina y muchas de sus regiones.

En segundo lugar, puede considerarse que la eficiencia productiva mejora producto de la competencia (Balassa, 1978) y del denominado *learning by doing* procedente de la compra por parte de los no residentes.

Por otra parte, las exportaciones constituyen la fuente de ingresos natural de divisas para cualquier región o país, las que constituyen una base indispensable para la compra de bienes de origen externo, particularmente bienes de capital. La importancia de esta tercera razón radica en la posibilidad de evitar las tradicionales crisis de balanzas de pagos (*crisis stop and go*).

**Tabla 2**

*Variables y fuentes de información*

Variable	Símbolo	Frecuencia	Signo esperado	Fuente de información
PBI per cápita en USD de 2011	PBIPC	Anual		Maddison Project Database
Deuda bruta total (doméstica más externa) del gobierno central como porcentaje del PBI	CDEBT	Anual	- a partir del umbral	Período 1970-2010: Carmen Reinhart (www.carmenreinhart.com) Período 2010-2018: CEPAL
Formación bruta de capital (% del PIB)	FBC	Anual	+	Banco Mundial
Tasa de crecimiento de la población	GPOP	Anual	-	Calculada desde datos de población de la Penn World Table 10.0
Exportaciones como porcentaje del PBI	X	Anual	+	Banco Mundial
Años promedio de escolaridad	APE	Anual	+	Barro y Lee (2013)

**Fuente:** *Elaboración propia.*

El período objeto de estudio 1970-2018, abarca situaciones muy diversas para el país, tanto desde el punto de vista económico, como el social y político. Durante el mismo, tienen lugar gobiernos militares y gobiernos democráticos, el conflicto armado de las Islas Malvinas, episodios hiperinflacionarios y episodios de inflación muy baja o nula -convertibilidad-, el denominado “corralito financiero del 2001”, y a nivel internacional la crisis de México de 1994, la de Brasil de 1999, y la crisis financiera internacional de 2008.

La figura 1 muestra la evolución de la variable umbral. En la misma, es posible observar dos picos: 1989 y 2002. Ambos coinciden con fuertes devaluaciones del signo monetario nacional, y en consecuencia una destrucción del

PBI medido en dólares y la consecuente suba de la relación deuda/PBI.

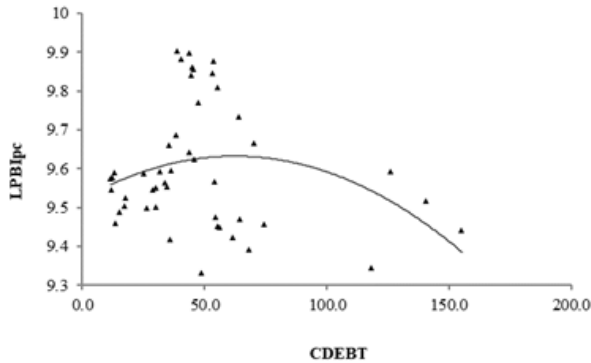


**Figura 1** *Evolución de la deuda bruta total del Gobierno Central como porcentaje del PIB*

**Fuente:** *Elaboración propia*

La figura 2 muestra el diagrama de dispersión entre el logaritmo del PBI per cápita (en USD de 2011) y la variable CDEBT. Desde el mismo puede observarse que para niveles

bajos de CDEBT la relación muestra elevada volatilidad, por lo que es lógico pensar en falta de significatividad estadística. Sin embargo, altos valores de la deuda impactan negativamente.



**Figura 2** Scatter Plot entre LPBIpc y deuda bruta total del gobierno central como porcentaje

**Tabla 3**

*Episodios de default técnico*

Año	CDEBT	Crecimiento PBI per cápita	Características
1982	55,2 %	-4,74%	Contexto de Crisis de Deuda en países Latinoamericanos. Default sobre préstamos bancarios.
2001	54 %	-5,43	Se produce el mayor episodio de default de la historia moderna en deudas soberana.
2014	44,7 %	-3,47%	Default técnico selectivo de bonos con legislación de Nueva York.

**Fuente:** *Elaboración propia*

El análisis de la información se lleva a cabo mediante un modelo de regresión por umbrales discreto (*Threshold Model*). La especificación del umbral sigue el método del criterio de información global, esto es, se compara el criterio de información de Schwarz para umbrales (desde 0 a  $m$ ) que se van determinando de manera global. Esta técnica permite una adecuada modelización para analizar el impacto

de la deuda en el producto, cuando la primera supera ciertos valores umbrales desconocidos.

**Fuente:** *Elaboración propia*

Por otra parte, los episodios de default ocurridos en el período de estudio se produjeron para ratios deuda/PBI relativamente bajos, lo cual permite pensar a priori en umbral significativamente más bajo para el caso argentino que el planteado en la hipótesis RR. La tabla 3 resume los episodios de default técnicos en los que incurrió Argentina dentro del período de estudio.

de la deuda en el producto, cuando la primera supera ciertos valores umbrales desconocidos.

Se parte de considerar un modelo de regresión con  $T$  observaciones y  $m$  potenciales umbrales, lo que produciría  $m+1$  regímenes. En términos generales, para las observaciones en el régimen  $i=1,2,\dots,m$ , es posible considerar el siguiente modelo:



$$Y_t = X'_t \beta + Z'_t \delta + \mu_t \quad (1)$$

donde  $X$  un vector de regresores que no varían para los distintos regímenes y  $Z$  es un vector de variables para las se tienen coeficientes específicos dentro de cada régimen.

De acuerdo con IHS Markit (2017), es posible considerar ahora una variable umbral observable  $q_t$ , cuyos valores umbrales son estrictamente crecientes  $(\gamma_0, \gamma_1, \dots, \gamma_m)$ , y se estará en régimen  $j$  sí y solo sí:

$$\gamma_j \leq q_t < \gamma_{j+1} \quad (2)$$

siendo que  $\gamma_0 = -\infty$  y  $\gamma_{m+1} = \infty$ .

Esto permite definir una función indicadora  $I_j$  que toma valores 1 ó 0 según lo anterior sea verdadero o falso. En términos más generales:

$$I_j(q_t, \gamma) = I(\gamma_j \leq q_t < \gamma_{j+1}) \quad (3)$$

Incorporando los posibles  $m+1$  posibles regímenes en una única ecuación se tiene que:

$$y_t = X'_t \beta + \sum_{j=0}^m I_j(q_t, \gamma) \cdot Z'_t \delta_j + \mu_t \quad (4)$$

Finalmente, la regresión por umbrales intenta estimar los parámetros  $\delta$ ,  $\beta$ ,  $\gamma$ , que minimizan la suma de los cuadrados de la siguiente función objetivo:

$$SS(\delta, \beta, \gamma) = \sum_{t=1}^T (y_t - X'_t \beta - \sum_{j=0}^m I_j(q_t, \gamma) \cdot Z'_t \delta_j)^2 \quad (5)$$

De esta manera, en el marco de esta investigación,  $y_t$  representa el PBI per cápita, el vector  $Z$  incluye a las variables CDEBT y FBC, mientras que el vector  $X$  contiene a las

variables: GPOP, APE y  $X(-1)$ . Dado que todas las variables se incorporan en logaritmo, nótese que los parámetros obtenidos serán elasticidades, en virtud de tratarse de un modelo log-log. La inclusión de FBC dentro de  $Z$  permitirá analizar cómo varía a partir del umbral significativo para CDEBT en relación a su umbral inmediato anterior, y de esta forma poder dilucidar la existencia del efecto desplazamiento.

Con anterioridad a la estimación del modelo, resultará imprescindible evaluar la estacionariedad de la serie, para lo cual se utilizará el test de Kwiatkowski *et. al* (1992).

#### 4. Resultados

Dado que la determinación del orden de integración de las series es una tarea fundamental cuando se trabaja con modelos de series de tiempo, se aplica el test KPSS a todas las series involucradas en el análisis. Desde la tabla 4 podemos concluir que todas las variables son estacionarias en tendencia por lo que estimamos el modelo establecido en la sección anterior.

**Tabla 4**
*Contraste KPSS*

Variable	Intercepto y tendencia		Resultado
	Estadístico KPSS	Valor crítico al 1%	
Log(PBIPC)	0,1738		Estacionaria en tendencia
Log(CDEBT)	0,1178		Estacionaria en tendencia
Log(FBC)	0,1257	0,2160	Estacionaria en tendencia
Log(GPOP)	0,1200		Estacionaria en tendencia
Log(APE)	0,1801		Estacionaria en tendencia
Log(X)	0,0824		Estacionaria en tendencia

*Fuente: Elaboración propia*
**Tabla 5**
*Estimación del modelo por umbrales*

Variable	Coefficiente	Desvío estándar	Estadístico t	Probabilidad
<b>CDEBT &lt; 17,5%</b>				
C	7.201.617	0.734252	9.808.102	0.0000*
LOG(CDEBT)	0.190943	0.118763	1.607.773	0.1180
LOG(FBC)	-0.566838	0.215679	-2.628.159	0.0132*
<b>17,5% ≥ CDEBT &lt; 38,19%</b>				
C	3.556.161	0.432691	8.218.711	0.0000*
LOG(CDEBT)	0.035265	0.067460	0.522761	0.6049
LOG(FBC)	0.645232	0.069983	9.219.898	0.0000*
<b>38,19% ≥ CDEBT &lt; 45,5%</b>				
C	7.090.566	1.358.042	5.221.170	0.0000*
LOG(CDEBT)	-0.210804	0.259206	-0.813267	0.4223
LOG(FBC)	-0.222165	0.217973	-1.019.233	0.3160
<b>45,5% ≥ CDEBT &lt; 54,59%</b>				
C	0.987025	1.021.433	0.966314	0.3414
LOG(CDEBT)	0.329996	0.214044	1.541.721	0.1333
LOG(FBC)	1.171.561	0.200427	5.845.331	0.0000*
<b>CDEBT ≥ 54,59%</b>				

C	5.636.208	0.617818	9.122.759	0.0000*
LOG(CDEBT)	-0.156233	0.051944	-3.007.734	0.0052*
LOG(FBC)	0.201602	0.110473	1.824.901	0.0777**
<b>Variables sin umbral</b>				
LOG(GPOB)	-0.197484	0.107156	-1.842.962	0.0749**
LOG(APE)	1.362.634	0.176931	7.701.510	0.0000*
LOG(X(-1))	0.043699	0.025329	1.725.258	0.0944**
R <sup>2</sup> =0,9752				
Prob.>F=0,0000				
Observaciones:49				
H <sub>0</sub> : residuos se distribuyen normal	Jarque Bera. P-valor	0,9198*		
H <sub>0</sub> : ausencia de autocorrelación	Breusch-Godfrey. P-valor	0,1490*		
H <sub>0</sub> : ausencia heterocedasticidad	Breusch-Pagan. P-valor	0,4982*		

(\*) Significativo al 5%. (\*\*) Significativo al 10%. Selección de umbrales de acuerdo al Criterio de Schwarz. Porcentaje de corte –tamaño del segmento mínimo- (*Trimming*): 15%.

**Fuente:** *Elaboración propia.*

La tabla 5 muestra los principales resultados. Desde la misma, se observa que a partir del umbral de 54,59% la elasticidad entre LOGPBI y LOGCEDEBT se vuelve significativa y con signo negativo. El valor es de -0,1562, lo que implica que a partir de dicho valor umbral un incremento adicional del 10% en CDEBT genera una disminución del 1,56% en el PBI per cápita.

Asimismo, es posible observar los cambios que experimenta la variable LOGFBC. La misma se reduce significativamente en relación al valor que asume desde el umbral previo.

Todas las variables sin umbral presentan los signos esperados, aunque dos de ellas son significativas sólo al 10%.

## 5. Conclusiones

En este trabajo se abordó el estudio de la

relación deuda crecimiento para el caso argentino en el período 1970-2018 mediante un modelo de regresión por umbrales. El mismo cubre un período de 49 años, en el que transcurrieron importantes sucesos tanto a nivel nacional como internacional. La selección de las variables se realizó sobre la base de lo establecido en los modelos teóricos.

Los resultados empíricos muestran un valor de umbral de 54,59%, a partir del cual incrementos en la deuda pública del gobierno central conducen a reducciones en el PBI per cápita. Por debajo de dicho valor no se encontró evidencia significativa. Todas las variables de control presentaron los signos esperados en base a lo indicado por los modelos teóricos. El mencionado valor se encuentra, en general, en línea con los estudios seleccionados a nivel país dentro el marco teórico, y es significativamente

menor que los valores sugeridos en la hipótesis RR.

El presente estudio podría continuarse a partir de la aplicación de otras metodologías como los modelos de *kink regression (Regression Kink Desing -RKD)*, a los efectos de evaluar la sensibilidad del umbral encontrado a las diferentes técnicas. Asimismo, y dado que el valor umbral podría variar con el paso del tiempo, sería prudente evaluar otros períodos de tiempo, para lo cual se requiere la construcción de series más largas.

### Referencias bibliográficas

- Afonso, A. y Alves, J. (2015). The Role of Government Debt in Economic Growth. *Hacienda Pública Española / Review of Public Economics*, 215-(4/2015): 9-26.
- Baharumshah, A. Z., Soon, S. V., & Lau, E. (2017). Fiscal sustainability in an Emerging market economy: When does public debt turn bad?. *Journal of Policy Modeling*, 39(1), 99-113.
- Balassa, B. (1978). Exports and Economic Growth: Further Evidence. *Journal of Development Economics*. Vol. 5, No. 2, pp 181-189.
- Barro, R. J. y Lee, J. W. (2013). A New Data Set of Educational Attainment in the World, 1950-2010. *Journal of Development Economics*, 104, 184-198.
- Baum, A., Checherita-Westphal, C., y Rother, P. (2013). Debt and Growth: New evidence for the euro area. *Journal of International Money and Finance*, 32, 809-821.
- Bentour, E. M. (2020). On the public debt and growth threshold: one size does not necessarily fit all. *Applied Economics*. 53(11), 1280-1299.
- Cecchetti, S. G., Mohanty, M. S., y Zampolli, F. (2011). The real effects of debt.
- CEPAL (Comisión Económica para América Latina y el Caribe) (2018), Panorama Fiscal de América Latina y el Caribe, 2018 (LC/PUB.2018/4-P), Santiago.
- Checherita, C. (2010). Rother, P. (2010). The Impact of High and Growing Government Debt on Economic Growth: An Empirical Investigation for the Euro area (No. 1237). ECB, Working Paper.
- Diamond, P. A. (1965). National Debt in a Neoclassical Growth Model. *The American Economic Review*, 55(5), 1126-1150.
- Eberhardt, M., y Presbitero, A. F. (2015). Public debt and growth: Heterogeneity and non-linearity. *Journal of international Economics*, 97(1), 45-58.
- Égert, B. (2015). The 90% public debt threshold: the rise and fall of a stylized fact. *Applied Economics*, 47(34-35), 3756-3770.
- Georgieva, K. (6 de Abril 2021). IMF Seminar: Averting a COVID-19 Debt Trap. Disponible en: <https://meetings.imf.org/en/2021/Spring/Schedule/2021/04/06/imf-seminar-averting-a-covid-19-debt-trap>. Último acceso: 27 de octubre de 2021.
- Herndon, T., Ash, M., y Pollin, R. (2014). Does high public debt consistently stifle economic growth? A critique of Reinhart and Rogoff. *Cambridge Journal of Economics*, 38(2), 257-279.
- IHS Markit. (2017). EViews 10 Getting Started. Irvine CA: IHS Markit Global Inc (Corporation). Retrieved from [http://eviews.com/download/EViews\\_10\\_Getting\\_Started.pdf](http://eviews.com/download/EViews_10_Getting_Started.pdf)
- Jacobs, J., Ogawa, K., Sterken, E., y Tokutsu, I. (2019). Public debt, economic growth and the real interest rate: A panel VAR Approach to EU and OECD countries. *Applied Economics*, 52(12), 1377-1394.
- Kaur, B., y Mukherjee, A. (2012). Threshold level

- of debt and public debt sustainability: The Indian experience. *Reserve Bank of India occasional papers*, 33(1-2), 1-29.
- Kwiatkowski, D.; Phillips, P.C.B., Schmidt, P., y Shin, Y. (1992). Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root. How Sure are we that Economic Time Series have a Unit Root? *Journal of Econometrics*, vol. 54, n° 1-3, 159-178.
- Lee, S., Park, H., Seo, M. H., y Shin, Y. (2017). Testing for a Debt Threshold Effect on Output Growth. *Fiscal Studies*, 38(4), 701-717.
- Liu, Z., y Lyu, J. (2020). Public debt and economic growth: threshold effect and its influence factors. *Applied Economics Letters*, 1-5.
- Mencinger, J., Aristovnik, A., y Verbic, M. (2014). The impact of growing public debt on economic growth in the European Union. *Amfiteatru Economic Journal*, 16(35), 403-414.
- Ndoricimpa, A. (2017). Threshold effects of debt on economic growth in Africa. *African Development Review*, 29(3), 471-484.
- Padoan, P., Sila, U., y Van den Noord, P. (2012). Avoiding debt traps: financial backstops and structural reforms (No. 976). *OECD Publishing*.
- Panizza, U., y Presbitero, A. F. (2014). Public debt and economic growth: is there a causal effect? *Journal of Macroeconomics*, 41, 21-41.
- Patillo, C., Poirson, H., y Ricci, L. (2002). External debt and growth. *IMF Working Paper 02/69, April 2002*.
- Rabanal, C. y Helbig, J. E. (2019). Midiendo el impacto de largo plazo para la relación Deuda Pública y Crecimiento Económico en América Latina: 1970-2016. *Revista Electrónica de Investigación en Ciencias Económicas*. Vol. 7, No. 14, pp. 27-40.
- Reinhart, C. M. y Rogoff, K. S (2010). Growth in Time of Debt. *American Economic Review. Papers & Proceedings*. 100. pp. 573-578.
- Reinhart, C. M., Rogoff, K. S., y Savastano, M. A. (2003). Debt Intolerance (No. w9908). National Bureau of Economic Research.
- Saint-Paul, G. (1992). Fiscal Policy in an Endogenous Growth Model. *The Quarterly Journal of Economics*, 107(4), 1243-1259.
- Swamy V. (2019). Debt and growth: Decomposing the cause and effect relationship. *Int. J. Fin Econ.*;1-16.
- Topal, P. (2014). Threshold effects of public debt on economic growth in the euro area economies. SSRN 2421147.
- Vaca, J., Vaca Medina, G., y Mora Pérez, C. O. (2020). El impacto de la deuda pública en el crecimiento económico: un estudio empírico de México (1994-2016). *Revista CEPAL*. 179-194.
- Woo, J., & Kumar, M. S. (2015). Public debt and growth. *Economica*, 82(328), 705-739. <http://www.carmenreinhart.com/data/>. Último acceso: 7 de agosto de 2019. <https://datos.bancomundial.org/>. Último acceso: 15 de noviembre de 2021. <https://www.rug.nl/ggdc/historicaldevelopment/maddison/releases/maddison-project-database-2020?lang=en>. Último acceso: 15 de noviembre de 2021.