

## TAMAÑO, DEUDA Y RIESGO EN EMPRESAS DE PAÍSES CON SUSTITUCIÓN DE MONEDAS: UN ANÁLISIS EMPÍRICO DEL CASO URUGUAYO<sup>1</sup>

Ricardo Pascale

*Universidad de la República. Montevideo, Uruguay.*

*ricardopascale1@gmail.com*

### Resumen

<p>Recibido: 09/2018</p> <p>Aceptado: 12/2018</p>	<p>El trabajo investiga la vinculación entre el tamaño de la firma, su endeudamiento y el riesgo en países que tienen sustitución de monedas. El estudio abarca 816 empresas industriales uruguayas, de 6 o más empleados, del período 2010 – 2016. Además del tamaño de la empresa, su endeudamiento está afectado por distintas variables. El ratio Pasivos Totales a Activos Totales fue la variable a explicar. Los proxies de tamaño de la empresa fueron: el número de empleados (SIZE 1) y el nivel de activos (SIZE 2). Ambas variables SIZE resultaron significativas y relacionadas en forma positiva con el endeudamiento. Otras variables fueron significativas y con signos acordes con la teoría. Se utilizó datos de panel con estimación por efectos fijos.</p> <p>El riesgo de mayor endeudamiento existiendo sustitución de monedas y tasas no arbitradas fue hallado. Se utilizó el método de series de tiempo buscando observar cointegración entre ambas tasas de interés, en moneda local y extranjera. Dado el distinto orden de integración de las series de tasas reales de interés en moneda nacional y extranjera, se descartó la posibilidad de que las mismas estén co-integradas, lo cual permite concluir que no existe una relación de largo plazo entre las tasas objeto de estudio.</p> <p>Asimismo, se concluye que el endeudamiento en moneda extranjera es más riesgoso que en moneda nacional en términos de su volatilidad, al tiempo que muestra la discontinuidad que puede presentar la evolución de la curva de costo del endeudamiento ante cambios en el contexto macroeconómico.</p>
<p><b>Palabras clave</b></p> <p>Tamaño.</p> <p>Deuda.</p> <p>Riesgo.</p>	

Copyright: Facultad de Ciencias Económicas, Universidad de Buenos Aires.

ISSN: 2250-687X - ISSN (En línea): 2250-6861

<sup>1</sup> La compilación de trabajos del presente volumen de la Revista de Investigación en Modelos Financieros, del que forma parte este artículo, fue realizada por Gustavo Tapia.

## FIRM SIZE, DEBT, AND RISK IN COUNTRIES WITH CURRENCY SUBSTITUTION: AN EMPIRICAL ANALYSIS OF THE CASE OF URUGUAY

Ricardo Pascale

*Universidad de la República. Montevideo, Uruguay.*

*ricardopascale1@gmail.com*

### Abstract

#### KEYWORDS

Size.

Indebtedness.

Risk.

The paper investigates the relationship between the size of the firm, its indebtedness and the risk in countries that have currency substitution. The study covers 816 Uruguayan industrial companies, with 6 or more employees, from 2010 to 2016. In addition, indebtedness is affected by different variables. The ratio Total Liabilities to Total Assets was the variable to be explained. The size proxies of the company were: the number of employees (SIZE 1) and the level of assets (SIZE 2). Variables of both SIZE shows statistical significance and positively related to indebtedness. Other variables were statistical significant and consistent with the theory. We used panel data with estimation by fixed effects.

The risk of greater indebtedness exists in currency substitution countries and non-arbitrated rates was found. The time series method was used looking to observe cointegration between both interest rates, in local and foreign currency. Given the different order of integration of the series of real interest rates in domestic and foreign currency, the possibility that they are cointegrated was ruled out, which leads to the conclusion that there is no long-term relationship between the interest rates studied.

Likewise, it is concluded that indebtedness in foreign currency is more risky than in local currency in terms of its volatility, while showing the discontinuity in the evolution of the debt cost curve can present in the face of changes in the macroeconomic context.

Copyright: Facultad de Ciencias Económicas, Universidad de Buenos Aires.

ISSN: 2250-687X - ISSN (En línea): 2250-6861

## INTRODUCCIÓN

¿Existe una relación causal entre tamaño de la firma y el nivel de endeudamiento de la misma?  
¿Ese mayor nivel de endeudamiento cuando existe sustitución de monedas cómo afecta el riesgo de la empresa?

Está entre los determinantes de la estructura financiera de la empresa, el tamaño como una variable explicativa significativa, además de otras variables.

En la teoría financiera, dos grandes teorías buscan dar una explicación a la pregunta de: ¿cuál es el modelo más adecuado para definir una estructura financiera de la firma? Dentro de las distintas teorías se destacan dos, que traen explicaciones diferentes pero que no necesariamente son excluyentes.

Una es la teoría conocida como del compromiso o compensación que se encuentra en la literatura inglesa como la *trade-off theory* (TOT), en tanto que la segunda es referenciada como la *pecking order theory* (POT).

La primera, desarrollada por Jensen y Meckling (1976) y Myers (1977, 1984a), busca explicar el endeudamiento de equilibrio de una empresa por los costos de bancarrota y serios problemas financieros en las empresas, así como los costos de agencia, que harían crecer el costo del endeudamiento y por otra parte, al endeudarse más la firma tiene una mayor ventaja fiscal. El óptimo en la estructura financiera se encontrará, cuando las ventajas impositivas de tener mayor deuda se neutralizan con los mayores costos de tener endeudamiento.

Otra explicación es la POT. Myers y Majluf (1984b) argumentan en la asimetría de información que existe entre los involucrados de definir la estructura financiera. La POT sostiene que la firma preferirá financiamiento interno, que fuentes externas como el endeudamiento.

En trabajos previos, Pascale (2017), Pascale *et al* (2013) Pascale (2009), estudiando el caso uruguayo, en un enfoque descriptivo, encontró que las empresas de mayor tamaño presentaban mayor endeudamiento y la curva de endeudamiento era discontinua y sin arbitraje de tasas en moneda nacional y extranjera.

*El objetivo del presente trabajo es estudiar el tamaño de la firma y su influencia en el endeudamiento de la misma y el riesgo implícito cuando existe sustitución de monedas que pueden tener tasas de interés arbitradas o no.*

## 1. BREVE REVISIÓN TEÓRICA Y EVIDENCIA EMPÍRICA

La evidencia empírica ha encontrado que el tamaño de la empresa está positivamente relacionado con el endeudamiento. En su mayoría arroja una positiva relación entre tamaño y endeudamiento, (Rajan y Zingales, 1995; Frank y Goyal, 2003; Gaud *et al.*, 2005; y López-Iturriaga y Rodríguez-Sanz, 2008).

Asimismo, la TOT y la POT han sido objeto de numerosos trabajos empíricos y no son concluyentes en cuanto a cuál de las dos aproximaciones antes referenciadas prevalece. Shyam-Sunder y Myers (1999), Colombo (2001), Fama y French (2002), Tong y Green (2005), y Yu y Aquino (2009) tienen resultados empíricos consistentes con la *pecking order theory*. Por el contrario, Flannery y Rangan (2006) con la *trade-off theory*.

Y otros, Frank y Goyal (2003) y Leary y Roberts (2005) no encuentran predominancia de ninguna de las dos teorías, ambas contribuyen a una explicación del tema.

Con referencia al riesgo del endeudamiento con sustitución de monedas fue tempranamente expuesto por Messuti (1976) y este trabajo estudia estos riesgos en Uruguay cuando existe sustitución de monedas y hay falta de arbitraje entre las tasas de interés en distintas monedas.

## 2. MÉTODO DE INVESTIGACIÓN PARA TAMAÑO Y DEUDA Y DATOS

### 2.1 Definición de variables y descripción de la muestra

La evidencia empírica sobre variables explicativas de los niveles de endeudamiento de una empresa, muestran, entre otras, el tamaño, la rentabilidad, la rotación de los activos, la tasa de crecimiento de la empresa, la tangibilidad de los activos y la volatilidad de las ganancias, entre otros. (Halfers, 2012, Anake et al, 2015, Karadeniz et al, 2011, Sergheisen y Vardan, 2014). Deminague-Kunt y Marsimovic (1994) estudió varios países en desarrollo y encontró que los crecimientos de activos fijos no se financian con deudas a largo plazo por los mercados de capitales.

El presente trabajo utilizó todas las variables explicativas del endeudamiento señaladas. Algunas de ellas, empero no aparecen en los hallazgos, por falta de capacidad explicativa.

Como variable a explicar se ha utilizado **pasivo total a activo total** y como variables explicativas, **el tamaño** medido por dos aproximaciones, estas son: por el número de empleados y por el total de activos, **la rentabilidad**, medida como ROA, **EBITDA** y **la rotación de activos**.

El ratio **pasivo total a activos totales**, es la variable a explicar, (Sarkaria y Shergill, 2001).

El **tamaño** de las firmas es medido en la evidencia empírica de diferentes formas. Entre ellas: el número de empleados, total de ventas, total de activos, así como el valor agregado total de la empresa.

Este trabajo considerará dos aproximaciones al tamaño de la empresa: número de empleados, que se incorpora como el logaritmo natural del número de empleados (SIZE 1) y el total de activos, incorporada como logaritmo natural del total de activos en millones de pesos uruguayos constantes de 2010 (SIZE 2).

Para la **rentabilidad** de las empresas, se tomó sobre los activos, ROA (*return on assets*).

El ROA está definido como Ganancia antes de Impuestos y de Intereses (EBIT en la literatura inglesa) sobre los activos totales.

Se ha tomado asimismo como variable explicativa potencial el EBITDA (*earnings before interest, taxes depreciation and amortization*), como aproximación a los flujos operativos de caja de la empresa. El ratio de **rotación de activos** (ventas sobre activos totales), contribuye a la comprensión de la eficiencia con que la empresa administra sus activos, lo cual tiene un efecto sobre la rentabilidad de los mismos.

La tabla 1 presenta las variables usadas en la investigación y la tabla 2 la distribución de las observaciones por año.

Tabla 1: Definición de las variables utilizadas en la investigación

Variable	Descripción
pstot_actot	Pasivo Total/Activos Totales
ROA	EBIT / Activos Totales
ln_EBITDA_m	Logaritmo natural de EBITDA –millones- base 2010
SIZE 1	Logaritmo natural del número de empleados promedio por empresa
SIZE 2	Logaritmo natural de los activos totales -millones- base 2010
vtas_actot	Ventas/Activos Totales

Fuente: Elaboración propia en base a información proporcionada por DGI.

Tabla 2: Distribución de las observaciones por año

Año	Freq.	Percent	Cum.
2010	816	14.29	14.29
2011	816	14.29	28.57
2012	816	14.29	42.86
2013	816	14.29	57.14
2014	816	14.29	71.43
2015	816	14.29	85.71
2016	816	14.29	100.00
Total	5,712	100.00	

Fuente: Elaboración propia en base a información proporcionada por DGI.

Para el presente trabajo, se cuenta con una base de datos proporcionada por la Dirección General Impositiva (DGI) para el período 2010 – 2016, la cual cuenta con 5.712 observaciones para 816 empresas de seis o más empleados, distribuidas de forma anual correspondientes a la industria manufacturera uruguaya.

Esta muestra cubre más del 80% de empresas a nivel país con 200 o más personas ocupadas, y más del 75% de las empresas que ocupan entre 100 y 199 personas.

La muestra contiene un identificador de empresas (**nr**) que es salteado. Para simplificar lo anterior, lo que se hará es generar un identificador de empresas continuo llamado **id**, el cual agrupa empresas con el mismo nr para los distintos años. En consonancia con la tabla 2, id es una variable continua que va de 1 a 816.

Luego de dar a la base de datos una estructura de datos panel, se procedió a elaborar la tabla 3, la cual muestra que se está en presencia de un panel “*strongly balanced*”. En particular, puede observarse que las 816 empresas consideradas, tienen exactamente 7 años de información.

Tabla 3: Descripción del Panel de Datos

id: 1, 2, ..., 816	n =	816					
year: 2010, 2011, ..., 2016	T =	7					
Delta(year) = 1 unit							
Span (year) = 7 periods							
(id*year uniquely identifies each observation)							
Distribution of T <sub>i</sub> :	min	5%	25%	50%	75%	95%	max
	7	7	7	7	7	7	7
Freq.	Percent	Cum.	Pattern				
-----+-----							
816	100.00	100.00	1111111				
-----+-----							
816	100.00		XXXXXXXX				

Fuente: Elaboración propia en base a información proporcionada por DGI.

## 2.2 Modelización econométrica

El primer paso consistió en identificar la mejor técnica de estimación para los modelos teóricos considerados a priori. En ese sentido, y dado que tenemos información para siete períodos de tiempo, la metodología *Pooled OLS* es una alternativa posible. Sin embargo, en caso de que la muestra presente efectos individuales a nivel de empresa, conjuntamente con variaciones en el tiempo que contribuyan a explicar el comportamiento de las variables, la metodología de datos de panel será preferida.

En forma preliminar a la modelización, se exploró la correlación entre las variables de interés. Los resultados obtenidos se presentan en la tabla 4, que se presenta a continuación.

Tabla 4. Matriz de Correlaciones: Ratio Pasivos Totales sobre Activos Totales versus variables explicativas

	pstot_actot	ROA	ln_EBIT_m	SIZE1	SIZE2	vtas_actot
-----+-----						
pstot_actot		1.0000				
ROA		-0.3072*	1.0000			
ln_EBITDA_m		-0.1490*	0.3107*	1.0000		
SIZE1		0.0880*	-0.1523*	0.7016*	1.0000	
SIZE2		0.0409*	-0.1765*	0.8159*	0.8529*	1.0000
vtas_actot		0.1873*	0.2528*	-0.1324*	-0.0415*	-0.2994*

Correlaciones significativas al 0.01 – (2-tailed).

Fuente: Elaboración propia en base a información proporcionada por DGI.

La tabla 4 muestra la existencia de correlación lineal negativa y estadísticamente significativa entre el ratio pasivo total/activos totales y las siguientes variables explicativas: ROA y EBIT medido en logaritmo natural de millones de pesos constantes – base 2010. A su vez, la citada tabla muestra

que existe una correlación lineal positiva y estadísticamente significativa de nuestra variable a explicar con las siguientes variables explicativas: SIZE1, SIZE2 y ratio ventas/activos totales. En los dos primeros casos mencionados la correlación positiva es de forma muy leve, y en el último caso mencionado de forma un poco más intensa, aunque igual resulta baja. Algunas correlaciones entre los regresores son de una magnitud que podría llevar problemas de multicolinealidad, hecho al cual se estará atento en el momento de realizar las modelizaciones.

Las formas funcionales para explicar el ratio pasivo total/activos totales. que se estimarán durante la estrategia econométrica son las siguientes:

$$\text{pstot\_actot} = f(\text{ROA}, \ln\_EBITDA\_m, \text{SIZE1}, \text{vtas\_actot}) \quad [1]$$

$$\text{pstot\_actot} = f(\text{ROA}, \ln\_EBITDA\_m, \text{SIZE2}, \text{vtas\_actot}) \quad [2]$$

En ambos casos, se probará la significación de *dummies* temporales, las cuales se conservarán en el modelo en caso de que corresponda.

Pasando a la modelización econométrica, se analizó en primer lugar si la estimación *Pooled OLS* era preferible o no a un modelo estático de panel de efectos aleatorios (RE). A tales efectos, se estimó un modelo RE mediante la técnica GLS, y luego se aplicó el test de Breusch y Pagan (1980). Dado que se rechazó  $H_0$  en dicho test, la estimación RE es preferida respecto a la *Pooled OLS*. Realizado el test de Hausman (1978) para la elección entre un modelo de efectos fijos (FE) y un modelo RE, descartamos el modelo de efectos aleatorios y nos quedamos con el modelo de efectos fijos.

Los fundamentos de los modelos considerados en el test mencionado son los siguientes:

La estimación del modelo RE toma como supuesto que los efectos individuales ( $\alpha_i$ ) no están correlacionados con las variables explicativas del modelo ( $X_{it}$ ). En base a lo anterior, los efectos individuales se sumarían al término de error, quedando el modelo definido como:  $Y_{it} = \beta X_{it} + (\alpha_i + u_{it})$ , donde el subíndice  $i$  refiere a la  $i$ -ésima empresa y el subíndice  $t$  captura la dimensión temporal.

El método de estimación FE utiliza el estimador *within* bajo el supuesto de que los efectos individuales están correlacionados con las variables explicativas del modelo. El modelo a estimar sería:  $Y_{it} = \alpha_i + \beta X_{it} + u_{it}$ , donde el subíndice  $i$  refiere a la  $i$ -ésima empresa y el subíndice  $t$  captura la dimensión temporal al igual que en el caso anterior. A diferencia del modelo RE, los efectos individuales se estiman en forma separada a través de un nuevo regresor, y ya no integran el término de error.

Al trabajar con un modelo de efectos fijos, se procedió a su estimación mediante las técnicas que se describen a continuación. En forma preliminar, se procedió a realizar la prueba de autocorrelación de Wooldridge y la prueba de Prueba de heteroscedasticidad de Wald, confirmándose la presencia de ambos problemas. Ambos aspectos fueron corregidos en los métodos de estimación utilizados.

El primer método utilizado fue estimar un modelo de efectos fijos tradicional (estimación *within*) considerando una estructura de *cluster* por empresa en la matriz de varianzas y covarianzas.

Como variante a la alternativa anterior (y considerando la misma estructura para la matriz de varianzas y covarianzas), se realiza una estimación del modelo por OLS a través de variables *dummies* para captar cada efecto individual a nivel de empresa. El estimador OLS estimará separadamente los coeficientes de dichos efectos. Sin embargo, dado el alto número de empresas con que se cuenta, se prefirió absorber la información de dichos coeficientes en los resultados. Esta alternativa es conocida como LSDV (*least-squares dummy variable*).

Por último, se optó por trabajar con un estimador que considera errores estándar corregidos para panel (PCSE). Sin embargo, dado que dicha estimación no calcula automáticamente efectos fijos, se introdujeron variables dicotómicas para capturar el efecto individual de las empresas.

### 3. RESULTADOS

Los resultados de las estimaciones realizadas se presentan en la tabla 5 y en la tabla 6. En particular, se probó el poder explicativo de SIZE1 y SIZE2 respecto al ratio *pasivo total a activos totales*, confirmándose en ambos casos una relación positiva y significativa con el ratio mencionado, tal como había sido detectado en el estudio preliminar de correlaciones.



Tabla 5: Modelización del ratio pasivo total a activos totales en función de SIZE 1 – Resumen de Estimaciones

Variable	FE_Cluster_I	LSDV_I	PCSE_fixed_I
ROA	<b>-0.1344403*</b> (0.0561790)	<b>-0.1344403*</b> (0.0617806)	<b>-0.1406637***</b> (0.0322924)
ln_EBIT_m	<b>-0.0134174***</b> (0.0039519)	<b>-0.0134174**</b> (0.0043459)	<b>-0.0109825***</b> (0.0025465)
SIZE1	<b>0.0533268**</b> (0.0173042)	<b>0.0533268**</b> (0.0190297)	<b>0.0493996***</b> (0.0107458)
vtas_actot	<b>0.0136406</b> (0.0072716)	<b>0.0136406</b> (0.0079966)	<b>0.0108059*</b> (0.0046152)
year			
2011	<b>-0.0151258**</b> (0.0046486)	<b>-0.0151258**</b> (0.0051122)	<b>-0.0153027***</b> (0.0043823)
2012	<b>-0.0330007***</b> (0.0055725)	<b>-0.0330007***</b> (0.0061281)	<b>-0.0326732***</b> (0.0048786)
2013	<b>-0.0344936***</b> (0.0062373)	<b>-0.0344936***</b> (0.0068592)	<b>-0.0345280***</b> (0.0050643)
2014	<b>-0.0372565***</b> (0.0070642)	<b>-0.0372565***</b> (0.0077686)	<b>-0.0370075***</b> (0.0052360)
2015	<b>-0.0446035***</b> (0.0080486)	<b>-0.0446035***</b> (0.0088511)	<b>-0.0434202***</b> (0.0053936)
2016	<b>-0.0450741***</b> (0.0084274)	<b>-0.0450741***</b> (0.0092677)	<b>-0.0452018***</b> (0.0054125)
_cons	<b>0.2267263***</b> (0.0582990)	<b>0.2267263***</b> (0.0641120)	<b>0.0236258</b> (0.0462726)
N	4713	4713	4713
r2	0.0551881	0.7570020	0.7298716
r2_o	0.0543425		
r2_w	0.0551881		
r2_b	0.0790775		
sigma_u	0.1635631		
sigma_e	0.1020002		
rho	0.7199972		

legend: \* p<0.05; \*\* p<0.01; \*\*\* p<0.001

Tabla 6: Modelización del ratio pasivo total a activos totales en función de SIZE 2 – Resumen de Estimaciones

Variable	FE_Cluster_II	LSDV_II	PCSE_fixed_II
ROA	<b>-0.1106965*</b> (0.0545887)	<b>-0.1106965</b> (0.0600317)	<b>-0.1138819***</b> (0.0320984)
ln_EBITDA_m	<b>-0.0179923***</b> (0.0039986)	<b>-0.0179923***</b> (0.0043973)	<b>-0.0159945***</b> (0.0026429)
SIZE2	<b>0.0602380***</b> (0.0176552)	<b>0.0602380**</b> (0.0194156)	<b>0.0680907***</b> (0.0105426)
vtas_actot	<b>0.0299972***</b> (0.0075960)	<b>0.0299972***</b> (0.0083534)	<b>0.0282323***</b> (0.0053471)
year			
2011	<b>-0.0159578***</b> (0.0046019)	<b>-0.0159578**</b> (0.0050607)	<b>-0.0169496***</b> (0.0043417)
2012	<b>-0.0356575***</b> (0.0057341)	<b>-0.0356575***</b> (0.0063059)	<b>-0.0366400***</b> (0.0049167)
2013	<b>-0.0378411***</b> (0.0064463)	<b>-0.0378411***</b> (0.0070891)	<b>-0.0393618***</b> (0.0051256)
2014	<b>-0.0420546***</b> (0.0074919)	<b>-0.0420546***</b> (0.0082389)	<b>-0.0434922***</b> (0.0053798)
2015	<b>-0.0516528***</b> (0.0086315)	<b>-0.0516528***</b> (0.0094922)	<b>-0.0521940***</b> (0.0055945)
2016	<b>-0.0524524***</b> (0.0089564)	<b>-0.0524524***</b> (0.0098494)	<b>-0.0541258***</b> (0.0055835)
_cons	<b>0.1942147**</b> (0.0604098)	<b>0.1942147**</b> (0.0664332)	<b>-0.0413692</b> (0.0445856)
N	4713	4713	4713
r2	0.0595465	0.7581229	0.7307628
r2_o	0.0285778		
r2_w	0.0595465		
r2_b	0.0523498		
sigma_u	0.1700294		
sigma_e	0.1017647		
rho	0.7362595		

legend: \* p<0.05; \*\* p<0.01; \*\*\* p<0.001

#### 4. CONCLUSIONES SOBRE TAMAÑO Y DEUDA

Las dos variables que se consideraron como *proxy* de la variable SIZE resultaron significativas y relacionadas en forma positiva con el ratio **pasivo total a activos totales**. El hallazgo está en línea con los estudios empíricos (sección 2).

Las variables consideradas como *proxies* de rentabilidad (ROA y EBITDA), se relacionan negativamente con la variable a explicar. En el caso del ROA para el modelo LSDV\_II, resulta significativa a un nivel de 6% y no al 5% o al 1%. Sin embargo, al corregir los errores estándar en la estimación PCSE\_fixed\_II, resulta significativa al 1%.

Algo similar sucede con la variable ventas sobre activos totales en la modelización con SIZE1, siendo no significativa en las estimaciones FE\_Cluster\_I y LSDV\_I, pero resultando significativa al 5% en la estimación PCSE\_fixed\_I. El signo de esta variable es positivo y acorde a lo esperado.

Las variables *dummies* temporales resultan significativas tomadas en conjunto en ambas modelizaciones (para SIZE1 y SIZE2), razón por la cual se conservan en los modelos estimados. Por otra parte, a través de la estimación vía PCSE se obtienen estimaciones de los parámetros con menor desvío estándar, corroborando la efectividad de dicha técnica.

Por último, el  $R^2$  en los modelos estimados según las técnicas LSDV y PCSE confirma una muy buena bondad de ajuste. No resulta de igual forma el  $R^2$  para la estimación vía FE con estructura de *cluster* por empresa en la matriz de varianzas y covarianzas. Sin embargo, los estimadores obtenidos son consistentes y de una magnitud que está en consonancia con los resultados obtenidos vía las dos técnicas mencionadas previamente.

En cuanto a *TOT* y *POT*, los resultados son parcialmente consistentes con ambas teorías. La asociación negativa entre el endeudamiento y la rentabilidad pueden dar indicios de una mayor presencia de la *POT*, en cambio la asociación positiva entre endeudamiento y mayor nivel de ventas con respecto a activos totales puede interpretarse como consistente con la *TOT*.

#### 5. RIESGO Y ENDEUDAMIENTO EN EMPRESAS DE PAÍSES CON SUSTITUCIÓN DE MONEDAS

##### 5.1. Los riesgos de sustitución de monedas y sus efectos en las tasas de interés

Uruguay es un país con sustitución de monedas. Esto es, coexisten dos monedas, el dólar estadounidense y el peso uruguayo. Producto de las políticas económicas imperantes por décadas el peso uruguayo vio envilecer su calidad de moneda y fue siendo sustituido por el dólar. Hoy en día el crédito en moneda extranjera representa el 99%, 90% y 77% del total de los créditos al sector agro, industria y comercio respectivamente, según datos del BCU.

A la hora de constituir estructuras financieras, debe optarse por moneda local o extranjera. Si hubiera un arbitraje correcto entre las tasas de ambas monedas el problema sería menor para las empresas. En esta sección se analizará cómo evolucionan las tasas reales en moneda nacional de ambos tipos de operaciones, cual es más riesgosa y si existe arbitraje correcto entre ambas.

En países desarrollados esta situación no se plantea y se trabaja en la teoría y la praxis como si existiera una sola moneda y una sola tasa de interés. Son casos en los que la curva de costo del endeudamiento es continua. En un país como Uruguay, en cambio, con sustitución de monedas no es esa la situación, con lo cual una estructura financiera compuesta por una determinada

proporción de deudas en moneda extranjera y en moneda nacional puede ser adecuada por un tiempo extenso. Por el contrario, de cambiar las condiciones macro, -situación frecuente- esta estructura puede dejar de ser adecuada y su capacidad de cambiar el portafolio de deudas es poco probable.

Sigue el análisis de investigar las relaciones de tasas de interés y los riesgos de tener dos monedas.

## 5.2 Consideraciones Metodológicas para el estudio de riesgos de tasas de interés

A efectos de explicar el comportamiento de las tasas de interés reales en moneda nacional y moneda extranjera para la economía uruguaya, **estimaremos en ambos casos un modelo ARIMA de tipo univariante**. Para ello, se seguirá la metodología de Box y Jenkins (1976). Los citados autores desarrollaron una metodología bien estructurada y complementada con soporte computacional, para la elaboración de modelos ARIMA que permitan ajustar las observaciones con elevado nivel de confiabilidad. Dicha metodología comprende las siguientes etapas: identificación, estimación, verificación y predicción<sup>2</sup>.

La particularidad que tienen estos modelos, es que no se necesita establecer ninguna relación de causalidad, explicativa del comportamiento de la variable endógena, ni en su defecto, ninguna información relativa al comportamiento de otras variables explicativas. Es suficiente con conocer la serie temporal de la variable en estudio, para estimar el modelo que se utilizará para predecir.

Entendemos importante explicitar qué entendemos por serie temporal, pero para eso debemos primero definir el concepto de proceso estocástico. Este último se utiliza para hacer referencia a una sucesión infinita de variables aleatorias ordenadas que en general están relacionadas entre sí. Cuando disponemos de un conjunto finito de estas variables, se dice que esta sucesión de observaciones forma una serie temporal.

Entre la serie de tiempo y el proceso estocástico, existe un vínculo similar al que existe entre los conceptos de muestra y población en la inferencia clásica. El carácter muestral de la serie de tiempo se desprende del hecho de considerar a cada una de las series de observaciones, como una muestra dentro del conjunto de infinitas series de tiempo que pudieron ser generadas por el proceso estocástico. En ese sentido, se dice que la serie de tiempo observada es una posible realización del proceso generador de datos.

Tomando como base lo anterior, podemos afirmar que la modelización univariante de series recoge las regularidades registradas en el comportamiento histórico de la variable. A su vez, a través del citado proceso se determinará el grado de integración de la series.

Una condición necesaria para poder probar la existencia de una relación de largo plazo entre las variables de interés, es que las mismas tengan el mismo grado de integración. De no cumplirse esto último, no podremos testear una posible cointegración entre las tasas de interés.

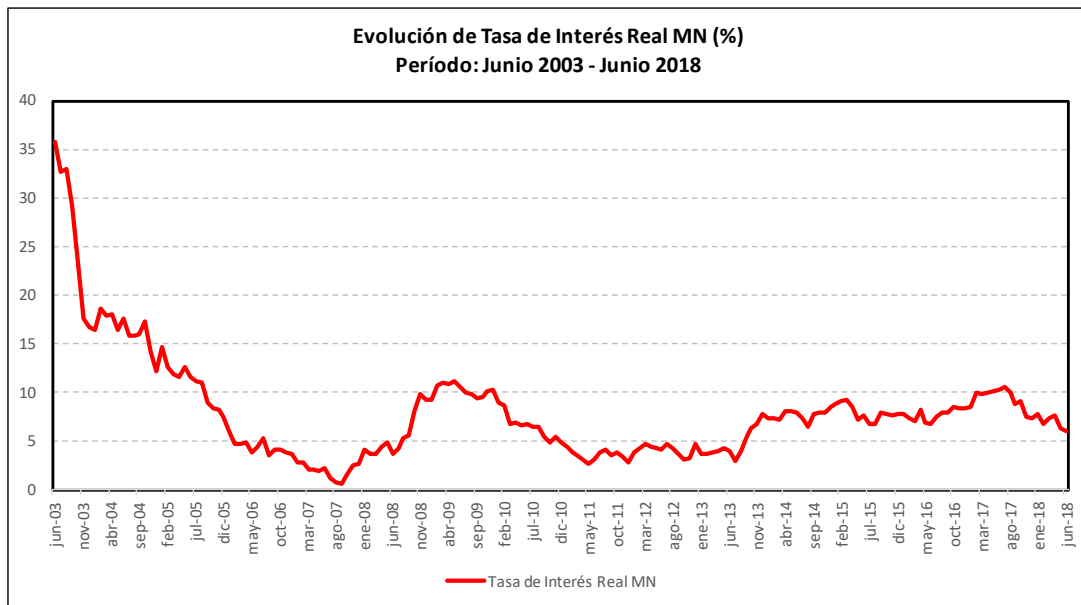
## 5.3 Análisis descriptivo de los datos

A continuación, el gráfico 1 presenta la evolución de la tasa de interés real en moneda nacional (TASA\_MN) para el período junio 2003 – junio 2018. Las tasas de interés en moneda nacional en términos nominales se obtuvieron del BCU para pasarse a términos reales utilizando las relaciones de paridad conocidas.

---

<sup>2</sup> Eventualmente podría existir una etapa adicional de simulación.

Gráfico 1



Fuente: Elaboración propia en base a datos del Banco Central del Uruguay

Claramente se observa un descenso pronunciado y sostenido en los valores de la tasa de interés para el período junio 2003 – agosto 2007. Seguramente este fenómeno obedezca al proceso de recuperación de la economía luego de la crisis económica del 2002. Al mejorar las condiciones económicas, el costo de financiarse en moneda nacional en términos reales comenzó a bajar hasta llegar a un valor cercano a cero en agosto de 2007. Luego de existir un período de ajuste al alza entre agosto 2007 y abril de 2009, la tasa de interés se fue estabilizando, fluctuando en un intervalo con un piso de 5% y un techo de 10% desde noviembre de 2013 hasta junio de 2018.

El cuadro 1 presenta los principales estadísticos descriptivos para la tasa de interés real en moneda nacional. En particular, dado los valores de la media y desvío estándar, el coeficiente de variación para la variable mencionada es:  $CV = 0.69$ .

Cuadro 1

Series: TASA_MN	
Sample 2003M06 2018M06	
Observations 181	
Mean	7.958453
Median	7.290000
Maximum	35.80000
Minimum	0.630000
Std. Dev.	5.464222
Skewness	2.389504
Kurtosis	11.00597
Jarque-Bera	655.6312
Probability	0.000000

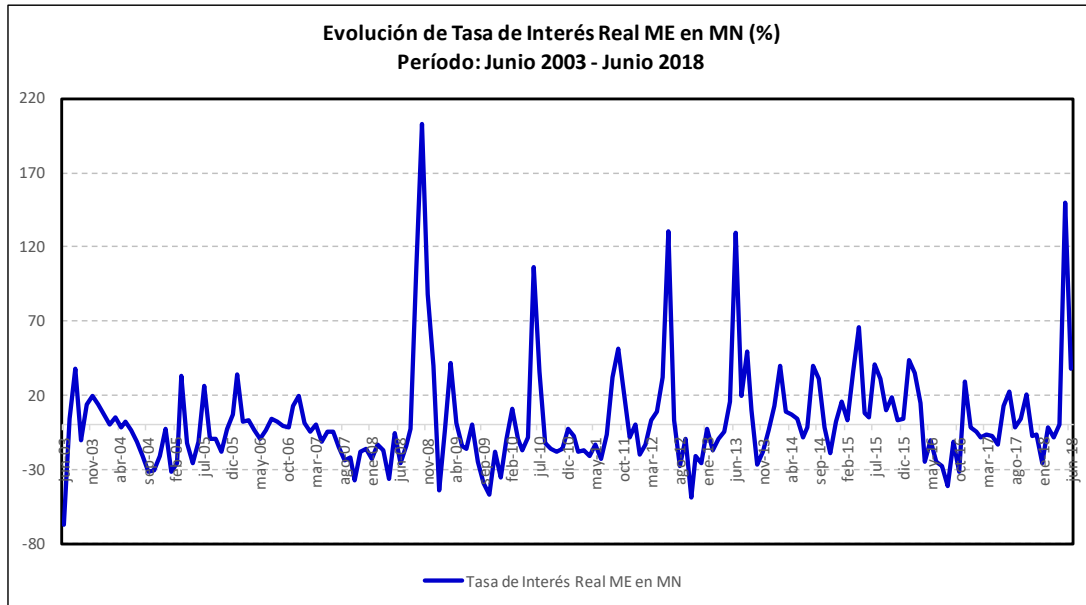
Fuente: Elaboración propia en base a datos del Banco Central del Uruguay

El gráfico 2 nos muestra la evolución de la tasa de interés real en moneda extranjera expresada en moneda nacional (TASA\_ME\_MN) para el período junio 2003 – junio 2018.

Las tasas activas en moneda extranjera anuales se transformaron en moneda nacional utilizando la depreciación del peso uruguayo y luego se llevaron a tasas en moneda nacional en términos reales utilizando las conocidas relaciones de paridad. La fuente de los datos fue el BCU.

En este caso no se observa un período persistente de suba o baja en los valores de la tasa, pero sí se observa una mayor volatilidad de la misma. Esto último estaría mostrando una mayor sensibilidad de la tasa de interés real en moneda extranjera respecto a los shocks económicos que terminan impactando en el mercado financiero.

Gráfico 2



Fuente: Elaboración propia en base a datos del Banco Central del Uruguay

El cuadro 2 presenta los principales estadísticos descriptivos para la tasa de interés real en moneda extranjera expresada en moneda nacional. En particular, dados los valores de la media y desvío estándar, el coeficiente de variación para la variable mencionada es:  $CV = 12.5$ .

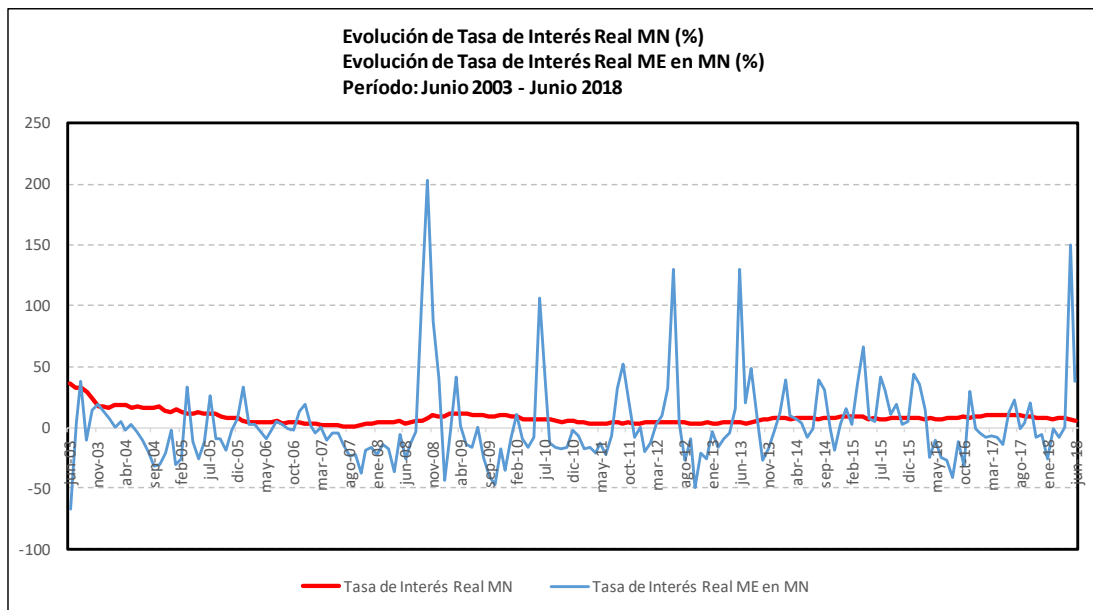
Cuadro 2

Series: TASA_ME_MN	
Sample 2003M06 2018M06	
Observations 181	
Mean	2.715304
Median	-3.360000
Maximum	202.8100
Minimum	-67.56000
Std. Dev.	33.92834
Skewness	2.501060
Kurtosis	12.62450
Jarque-Bera	887.2936
Probability	0.000000

Fuente: Elaboración propia en base a datos del Banco Central del Uruguay

En el gráfico 3 se exponen la trayectoria de ambas tasas donde se advierte la mayor volatilidad de las tasas en moneda extranjera. Este hecho, por una parte agrega riesgo a la estructura financiera, y por otra, pone de manifiesto que por ciertos periodos es más conveniente endeudarse en moneda nacional (cuando esta presenta menor costo) y por otros periodos en moneda extranjera (cuando es esta la de menor costo). Sucede que cuando se producen cambios macroeconómicos, una estructura financiera que era adecuada, deja de serlo (tal el caso cuando hay apreciables depreciaciones del tipo de cambio y la empresa está endeudada en esa moneda) y no siempre la empresa puede cambiar su estructura financiera a moneda nacional siguiendo el ejemplo. Este fenómeno agrega riesgo a la empresa. En el caso uruguayo, este hecho ha sido el detonante de varias crisis financieras a nivel de las empresas, por ejemplo en 1982 y en 2002.

Gráfico 3



Fuente: Elaboración propia en base a datos del Banco Central del Uruguay

## 5.4 Modelización ARIMA Univariante

A continuación se presentan los modelos estimados para la tasa de interés real en moneda nacional, y para la tasa de interés real en moneda extranjera expresada en moneda nacional. El software utilizado a tales efectos fue JDemetra+. En el Anexo 1 se presenta información respecto a los residuos de ambos modelos, confirmando en ambos casos un correcto ajuste de los modelos estimados

### 5.4.1 Modelización ARIMA Univariante para la tasa de interés real en moneda nacional

Los resultados de la modelización son los siguientes:

### Summary

Estimation span: [6-2003 - 6-2018]  
 181 observations  
 Series has been log-transformed  
 No trading days effects  
 No easter effect  
 3 detected outliers

### Final model

#### Likelihood statistics

Number of effective observations = 180  
 Number of estimated parameters = 4

Loglikelihood = 103.38942196809003  
 Transformation adjustment = -337.37420729897684  
 Adjusted loglikelihood = -233.9847853308868

Standard error of the regression (ML estimate) = 0.13624177546707042  
 AIC = 475.9695706617736  
 AICC = 476.1981420903451  
 BIC (corrected for length) = -3.9000991407621757

#### Scores at the solution

-0,000509

### Arima model

[(0,1,0)(0,0,0)].

### Regression model

#### Outliers

	Coefficients	T-Stat	P[ T  > t]
LS (10-2007)	0,8028	5,73	0,0000
LS (7-2007)	-0,6248	-4,55	0,0000
TC (8-2007)	-0,5207	-4,03	0,0001

El modelo estimado presenta una raíz unitaria en su parte regular, mostrando asimismo una estructura de ruido blanco en su parte regular y estacional. Con lo cual este modelo confirma el carácter no estacionario de la serie de tasa de interés real en moneda nacional.

#### 5.4.2 Modelización ARIMA Univariante para tasa de interés real en moneda extranjera expresada en moneda nacional

Los resultados obtenidos se exponen seguidamente

### Summary

Estimation span: [6-2003 - 6-2018]  
 181 observations  
 No trading days effects  
 No easter effect  
 8 detected outliers



**Final model****Likelihood statistics**

Number of effective observations = 181

Number of estimated parameters = 10

Loglikelihood = -778.9597349710411

Standard error of the regression (ML estimate) = 17.884833710587767

AIC = 1577.9194699420823

AICC = 1579.213587589141

BIC (corrected for length) = 6.026394952589803

**Scores at the solution**

-0,000883

**Arima model**

[(1,0,0)(0,0,0)].

	Coefficients	T-Stat	P[ T  > t]
Phi(1)	-0,4886	-7,34	0,0000

**Regression model****Outliers**

	Coefficients	T-Stat	P[ T  > t]
AO (5-2018)	134,5037	8,16	0,0000
AO (10-2008)	114,8125	6,91	0,0000
AO (6-2012)	116,1537	7,05	0,0000
AO (6-2013)	115,7521	7,02	0,0000
TC (9-2008)	109,7028	6,19	0,0000
AO (6-2010)	95,1455	5,77	0,0000
AO (6-2003)	-69,4053	-3,78	0,0002
AO (1-2009)	-62,1072	-3,76	0,0002

El modelo estimado no presenta la existencia de raíces unitarias, lo cual confirma que la serie de tasa de interés en moneda extranjera expresada en moneda nacional, sigue un proceso estacionario. A su vez, se modeliza la parte regular como un proceso AR(1) y la parte estacional como un ruido blanco.

**5.5 Conclusiones sobre riesgo y endeudamiento existiendo sustitución de monedas**

De las modelizaciones econométricas realizadas se concluye que las tasas de interés analizadas tienen distinto orden de integración. La serie correspondiente a la tasa de interés real en moneda nacional es un proceso integrado de orden uno. Esto era algo que se intuía a priori en base al análisis gráfico realizado, donde la serie muestra claramente distintas tendencias en media para el período de tiempo considerado.

Por su parte, la serie correspondiente a la tasa de interés real en moneda extranjera expresada en moneda nacional, resultó ser un proceso integrado de orden cero. En otras palabras, no fue necesario diferenciar la serie para convertirla en un proceso estacionario. Esto no era algo tan intuitivo ya que por la volatilidad de la serie observada en el gráfico (y evidenciado también a través del coeficiente de variación), podría haber cabido la posibilidad de que fuera un proceso no estacionario en varianza. Sin embargo, esta posibilidad fue descartada luego de realizar la estimación del modelo.

Dado el distinto orden de integración de las series, se descarta la posibilidad de que las mismas estén cointegradas, lo cual permite concluir que no existe una relación de largo plazo entre las tasas en el período objeto de estudio.

Asimismo, se concluye que el endeudamiento en moneda extranjera es más riesgoso que en moneda nacional al tiempo que muestra la discontinuidad que puede presentar la evolución de la curva de costo del endeudamiento ante cambios en el contexto macroeconómico. En ciertos momentos se advierten tasas reales en moneda extranjera expresadas en moneda nacional negativas concomitantemente con tasas reales positivas en moneda nacional, lo que puede llevar a constitución de estructuras financieras más eficientes con una mayor proporción de moneda extranjera. Empero ante un cambio en la política cambiaria, la situación puede revertirse y la estructura dejar de ser eficiente. El riesgo es que cambiar el portafolio de deudas no es instantáneo ni siempre posible. La experiencia uruguaya es amplia y costosa en este punto.

## 6. CONCLUSIONES FINALES

El trabajo investiga la vinculación entre el tamaño de la firma, su endeudamiento y el riesgo en países que tienen sustitución de monedas. Además del tamaño de la empresa, su endeudamiento está afectado por distintas variables. Se consideró como indicador de endeudamiento, el ratio Pasivos Totales a Activos Totales y se utilizaron dos *proxies* de tamaño de la empresa: el número de empleados (*SIZE 1*) y el nivel de activos (*SIZE 2*). Ambas resultaron significativas y relacionadas en forma positiva con el endeudamiento. Las demás variables estudiadas fueron significativas y con signos acordes con lo esperado conforme a la teoría económica tradicional.

El riesgo de mayor endeudamiento existiendo sustitución de monedas y tasas no arbitradas fue hallado. Dado el distinto orden de integración de las series de tasas reales de interés en moneda nacional y extranjera, se descartó la posibilidad de que las mismas estén cointegradas, lo cual permite concluir que no existe una relación de largo plazo entre las tasas objeto de estudio.

Asimismo, se concluye que el endeudamiento en moneda extranjera es más riesgoso que en moneda nacional en términos de una mayor volatilidad, al tiempo que se aprecia una discontinuidad en la evolución de la curva de costo del endeudamiento ante cambios en el contexto macroeconómico.

El riesgo es que cambiar el portafolio de deudas no es instantáneo ni siempre posible. La experiencia uruguaya es amplia y costosa en este punto.

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

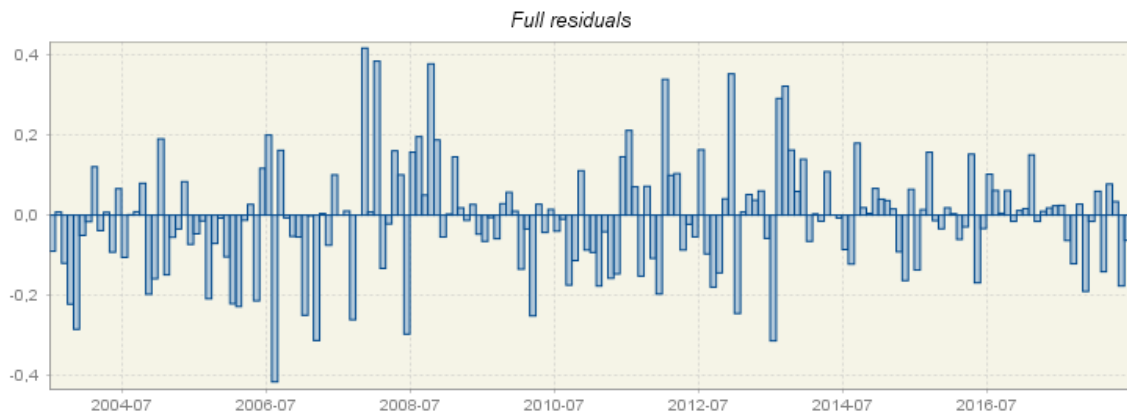
- Anake, A, E. Oban y F. Eke. (2014) “*Determinants of financial structure: Evidence from Nigerian quoted firms*” Research Journal of Finance and Accounting, Vol. 5, No16.
- Ang, J.S.; J.H. Chua and J.J. McConnell (1982): “*The administrative costs of corporate bankruptcy: A note*”. Journal of Finance 37, pp. 337-348.
- Box, G.E.P. & Jenkins, G.M. (1976). *Time Series Analysis: Forecasting and Control*, Revised Edition, San Francisco: Holden D.
- Colombo, E. (2001): “*Determinants of corporate capital structure: evidence from Hungarian firms*”. Applied Economics, 33 (13), pp. 1689-1701.

- Demirog-Kunt, A., V Marsimovic. (2001) “*Capital Structure in developing countries*”
- Fama, E.F. and K.R. French (2002): “Testing trade-off and pecking order predictions about dividends and debt”. *The Review of Financial Studies* 15 (1), pp. 1-33.
- Ferri, M. and W. Jones (1979): “Determinants of financial structure: a new methodological approach”. *Journal of Finance* 34, pp. 631-644.
- Flannery, M.J. and K.P. Rangan (2006): “Partial adjustment toward target capital structures”. *Journal of Financial Economics*, 79 (3), pp. 469-506.
- Frank, M. and V.K. Goyal (2003): “Testing the pecking order theory of capital structure”. *Journal of Financial Economics* 67, pp. 217-248.
- Gaud, P.; E. Jani; M. Hoesli and A. Bender (2005): “The capital structure of Swiss companies: An empirical analysis using dynamic panel data”. *European Financial Management* 11 (1), pp. 51-69.
- Halfers, R J (2012) “The Determinants of firm s capital structure decisions in North America between 2001 and 2010”. Universiteit van Tilburg
- Greene, W (2012). “*Econometric Analysis*” 7th Ed. Pearson
- Harris, M. and A. Raviv (1991): “The theory of capital structure”. *Journal of Finance* 46, pp. 297-355.
- Jensen, M. and W. Meckling, 1976. Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and capital structure, *Journal of Financial Economics* 3, 305-360.
- Karadeniz, E., S. Kander O. Iskenderoglu y B Onal, “Firm Size and Capital structure Decisions: Evidence from Turkish Lodging Companies”. *International Journal of Economic and Financial Issues*, Vol 1, No 1. 2011, pp 1-11
- Leary, M. and M. Roberts (2005): “Do firms rebalance their capital structure?”. *Journal of Finance* 60 (6), pp. 2575-2619.
- López-Iturriaga, F.J. and J.A. Rodríguez-Sanz (2008): “Capital structure and institutional setting: a decompositional and international analysis”. *Applied Economics* 40 (14), pp. 1851-1864
- Messuti,D.J. (1976) Apéndice a la edición del libro de James Van Horne “*Administración Financiera*”. Ediciones Contabilidad Moderna. Buenos Aires
- Myers, S. (1977): “Determinants of corporate borrowing”. *Journal of Financial Economics* 5 (2), pp. 147-175.
- Myers, S. (1984a): “The capital structure puzzle”. *Journal of Finance* 34, pp. 575-592.
- Myers, S. and N. Majluf (1984b): “Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors don’t have”. *Journal of Financial Economics* 13 (2), pp. 187-221.
- Pascale, R, (2017) “Fisiología y anatomía financiera de las empresas: entendimientos y hallazgos empíricos recientes” *Revista de Derecho Comercial. Montevideo, Uruguay*.

- Pascale, R. (2007) *“Economía del Conocimiento en Países Subdesarrollados: Tic, Innovación y Productividad. Un análisis de la industria manufacturera en el Uruguay”* Tesis doctoral. Universidad de Catalunya, Barcelona, España.
- Pascale, R., A. Blanco y G. Gari (2013) *“Una Anatomía de las Finanzas”*. Facultad de Ciencias Económicas y de Administración. Montevideo, Uruguay
- Rajan, R.G. and L. Zingales (1995): “What do we know about capital structure? Some evidence from international data”. *Journal of Finance* 50 (5), pp. 1421-1460
- Sarkaria, M. S. and Shergill, G. S. (2001), “Market Structure And Financial Performance - An Indian Evidence With Enhanced Controls”, *The Indian Economic Journal*, Vol. 48, No. 2, pp. 97 – 107
- Serghiesen, L y V. Vardan. (2014) *“Determinants Factors of the capital structure of a firm-an empirical analysis”*. *Procedia Economics and Finance* 15. Pp 1447-1457.
- Shyam-Sunder, L. and S.C. Myers (1999): “Testing static tradeoff against pecking order models of capital structure”. *Journal of Financial Economics* 51, pp. 219-244.
- Tong, G. and C.J. Green (2005): “Pecking order or trade-off hypothesis? Evidence on the capital structure of Chinese companies”. *Applied Economics* 37 (19), pp. 2179-2189.
- Warner, J.B. (1977): “Bankruptcy costs: some evidence”. *Journal of Finance* 32, pp. 337-348.
- Yu, D.D. and R.Q. Aquino (2009): “Testing capital structure models on Philippine listed firms”. *Applied Economics* 41 (15), pp. 1973-1990.

Anexo 1

Modelización ARIMA Univariante para tasa de interés real en moneda nacional – Análisis de los residuos del modelo.



**Analysis of the residuals**

**Summary**

**1. Normality of the residuals**

	P-value
Mean	0,2829
Skewness	0,1145
Kurtosis	0,0052
Normality	0,0129

**Normality tests**

Test	Value	P-Value	Distribution
Skewness	0,2882	0,1145	Normal(0,00;0,18)
Kurtosis	4,0201	0,0052	Normal(3,00;0,37)
Joint-test	8,6977	0,0129	Chi2(2)

**2. Independence of the residuals**

	P-value
Ljung-Box(24)	0,4164
Box-Pierce(24)	0,5358
Ljung-Box on seasonality(2)	1,0000
Box-Pierce on seasonality(2)	1,0000

Durbin-Watson statistic: 1,9744

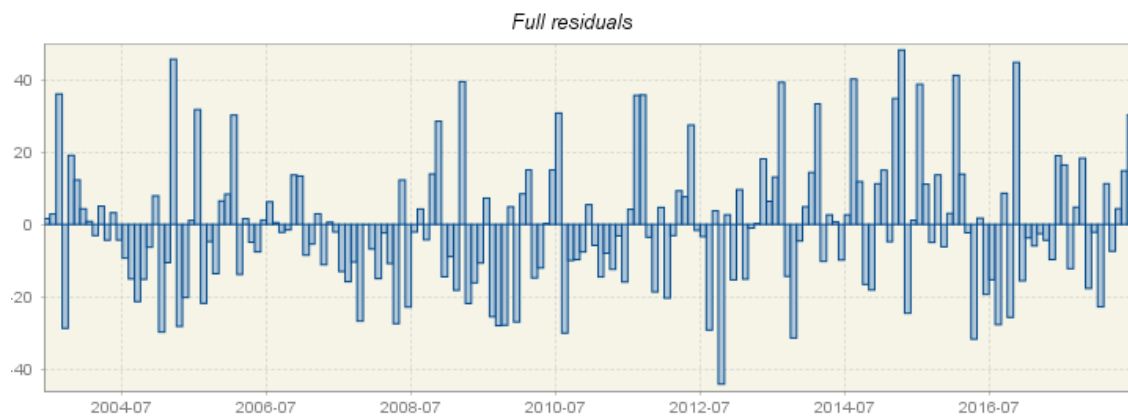
### 3. Randomness of the residuals

	P-value
Runs around the mean: number	0,9788
Runs around the mean: length	1,0000
Up and Down runs: number	1,0000
Up and Down runs: length	1,0000

### 4. Linearity of the residuals

	P-value
Ljung-Box on squared residuals(24)	0,2061
Box-Pierce on squared residuals(24)	0,2738

Modelización ARIMA Univariante para tasa de interés real en moneda extranjera expresada en moneda nacional – Análisis de los residuos del modelo.



## Analysis of the residuals

### Summary

#### 1. Normality of the residuals

	P-value
Mean	0,5475
Skewness	0,0022
Kurtosis	0,5566
Normality	0,0043

#### Normality tests

Test	Value	P-Value	Distribution
Skewness	0,5583	0,0022	Normal(0,00;0,18)
Kurtosis	3,2141	0,5566	Normal(3,00;0,36)
Joint-test	10,8908	0,0043	Chi2(2)

2. Independence of the residuals

	<b>P-value</b>
Ljung-Box(24)	0,3598
Box-Pierce(24)	0,4792
Ljung-Box on seasonality(2)	0,9996
Box-Pierce on seasonality(2)	1,0000

Durbin-Watson statistic: 1,9656

3. Randomness of the residuals

	<b>P-value</b>
Runs around the mean: number	0,7780
Runs around the mean: length	1,0000
Up and Down runs: number	1,0000
Up and Down runs: length	1,0000

4. Linearity of the residuals

	<b>P-value</b>
Ljung-Box on squared residuals(24)	0,9595
Box-Pierce on squared residuals(24)	0,9761